

# INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO E DESIGUALDADE DE RENDA INTRASECTORIAL NA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE TRANSFORMAÇÃO<sup>1,2</sup>

Cristiane Vanessa C. Borges<sup>3</sup>

Gilberto Joaquim Fraga<sup>4</sup>

O objetivo desta pesquisa é analisar a relação entre investimento estrangeiro direto (IED) e desigualdade de renda dos salários intrasetorial na indústria brasileira de transformação, por meio da análise de dezenove setores, no período de 2007 a 2014. Para alcançar o objetivo proposto, aplica-se o procedimento econométrico de dados em painel dinâmico. Os resultados estimados indicam que o IED é estatisticamente significativo e, na média, contribui para a redução da desigualdade da renda. Constata-se também um efeito não linear entre IED e desigualdade da renda. Quanto às variáveis de controle, o coeficiente da variável escolaridade sugere que os setores com maior nível de capital humano apresentam maior nível de remuneração. Dessa forma, as políticas de redução da desigualdade devem levar em consideração o influxo de IED como forma de atenuar a desigualdade de renda.

**Palavras-chave:** investimento estrangeiro; desigualdade; salário; indústria.

## FOREIGN DIRECT INVESTMENT AND INTRA-SECTORAL INCOME INEQUALITY IN THE BRAZILIAN MANUFACTURING INDUSTRY

This paper aims to analyze the relationship between foreign direct investment (FDI) and intraindustrial inequality of wage income in the Brazilian manufacturing industry. We analyze 19 sectors in the period from 2007 through 2014, in order to reach the proposed objective the dynamic panel data econometric procedure is used. The estimated indicate that FDI is statistically significant and, on average, contributes to the reduction of income inequality. We also note the non-linear effect of FDI on the income inequality. Regarding the control, education variables showed a positive signs and were statistically significant, indicating that the sectors with the highest level of human capital have higher wage level. Thus, inequality reduction policies must consider the inflow of FDI in order to get a decrease in income inequality.

**Keywords:** foreign investment; inequality; wage; industry.

**JEL:** F21; O14; O15.

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n2art6>

2. Os autores agradecem aos pareceristas pelos comentários e sugestões. Quaisquer erros remanescentes são de responsabilidade dos autores. Adicionalmente, a autora agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pela bolsa de mestrado durante o desenvolvimento da presente pesquisa (2017) no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM).

3. Analista da DB1 Global Software. *E-mail:* <cristiane.vanessa@hotmail.com>.

4. Professor associado do Departamento de Economia da UEM. *E-mail:* <gjfraga@uem.br>.

## 1 INTRODUÇÃO

Estudos sobre o impacto do investimento estrangeiro direto (IED) nas economias receptoras têm como foco a relação deste com o crescimento econômico, o nível de emprego, o desenvolvimento tecnológico e, em menor escala, com os efeitos sobre a desigualdade de renda. Nos últimos anos, o Brasil figurou entre os principais destinos do IED. Observa-se uma taxa anual de crescimento do IED no Brasil de 11% no período analisado nesta pesquisa (2007 a 2014). No entanto, vale ressaltar que esse crescimento apresenta uma distribuição setorial heterogênea (Ribeiro e Silva Filho, 2013). No caso da indústria de transformação, a participação do IED desses setores em relação ao total na economia oscilou entre 30% e 42,6% no período em consideração (gráfico A.1 do apêndice A). Mesmo considerando a queda registrada na quantidade de empregos na indústria de transformação no período analisado (tabela A.1 do apêndice A), ainda assim o IED no setor é um importante gerador de empregos como mostra Silva Filho (2015).

A literatura relacionada aponta que, em comparação às nacionais, as empresas de propriedade estrangeira pagam prêmio salarial e, na média, isso afeta a desigualdade da renda dos salários no país doméstico (Driffield e Girma, 2003; Arbache, 2004;<sup>5</sup> Girma e Görg, 2007). Como estes são a principal fonte de renda para a maioria das pessoas, a sua desigualdade tem implicações para a distribuição de renda geral (Figini e Görg, 2011). Deve-se mencionar, ainda, que não há consenso sobre a direção do impacto do IED na desigualdade – se essa relação é neutra, positiva ou negativa. Enquanto alguns trabalhos sugerem que o IED pode reduzir a desigualdade salarial, outros apontam o efeito contrário (Herzer, Hühne e Nunnenkamp, 2014; Johansson e Liu, 2020).

Nesse cenário, este estudo tem como objetivo analisar a relação entre IED e desigualdade da renda<sup>6</sup> dos salários intrasetorial na indústria brasileira de transformação, no período de 2007 a 2014. Subsidiariamente, baseia-se na estrutura teórica apresentada por Figini e Görg (2011), em que a desigualdade da renda salarial é analisada buscando verificar se o IED é neutro sobre a desigualdade, ou seja, se beneficia a todos da mesma forma em termos salariais. Ou, alternativamente, se o impacto é positivo ou negativo. Para tanto, são utilizados os procedimentos de dados em painel de efeitos fixos e dinâmicos. Após controlar diversas características dos setores, o painel dinâmico permite, por exemplo, controlar características fixas no tempo, além da potencial inércia na desigualdade de renda e endogeneidade.

5. Disponível em: <<https://bit.ly/3CTDCi7>>.

6. Embora existam outras definições para renda, o termo desigualdade neste artigo é entendido como desigualdade salarial calculada para a variável *rendimento do trabalho principal*. Variável extraída da PNAD, definida pelo IBGE como o salário somado ao bônus, gratificações e outros.

Pela importância do debate referente ao tema tanto no meio acadêmico como entre formuladores de políticas econômicas, esta pesquisa busca contribuir para a literatura, apresentando novas evidências empíricas sobre a relação entre IED e desigualdade de renda dos salários. O artigo avança ao fazer uma fusão dos indicadores de desigualdade construídos a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), com dados da pesquisa industrial anual e censo do capital estrangeiro. Considerando que os estudos aplicados ao Brasil focam o diferencial de salários, outra contribuição se dá ao controlar, por meio da especificação dinâmica, a inércia temporal – ou seja, os efeitos de outras políticas passadas que afetaram a desigualdade. Identificar claramente essa relação pode ser relevante para formulação de políticas públicas, especialmente as que visam reduzir essa desigualdade de renda.

Além desta introdução, este artigo está dividido em seis seções. A segunda apresenta uma revisão de literatura relacionada ao tema IED e desigualdade de renda; a terceira expõe o modelo teórico; a quarta seção faz uma apresentação descritiva dos dados; a quinta aborda os procedimentos empíricos da pesquisa; na sexta são apresentados os resultados; e por fim, são expostas as considerações finais.

## 2 LITERATURA RELACIONADA

Esta seção busca apresentar uma revisão de literatura relacionada ao tema, evidenciando a relação empírica entre IED e desigualdade de renda, seja no âmbito micro (setores/firmas) ou macro (estados/países). Nessa perspectiva, para analisar os impactos do IED sobre a renda, Driffield e Girma (2003) partiram de um painel de dados da indústria eletrônica no Reino Unido, no período de 1980 a 1992. As estimativas indicam que o impacto do IED é positivo sobre os salários e ocorre, em grande parte, devido à procura por mão de obra qualificada. Os autores destacam que o investimento estrangeiro gera um novo aumento na procura de mão de obra qualificada por parte das firmas domésticas locais e que, para manter os trabalhadores-chave, as empresas domésticas vão pagar salários mais elevados. A partir do mesmo grupo de países, Girma e Görg (2007) analisaram o período de 1980 a 1994 e argumentam que tanto os trabalhadores qualificados como os não qualificados, em média, experimentam um aumento salarial após aquisição de uma firma doméstica por uma firma estrangeira. Os autores afirmam que os efeitos do IED sobre os salários dependem, ainda, da origem do capital estrangeiro.

Lipsev e Sjöholm (2004) examinaram, para a Indonésia, no ano de 1996, se os salários pagos por fábricas de propriedade estrangeira eram superiores aos salários domésticos. Os resultados apontaram que empresas de capital estrangeiro pagam um salário mais alto por trabalhador, dado o nível educacional, mesmo se comparado ao pago pelas empresas domésticas similares que operam de forma semelhante em relação ao tamanho, produto e outras variáveis de controle.

Nessa mesma linha, Feliciano e Lipsey (2006) analisaram a existência do diferencial salarial nos setores e estados dos Estados Unidos. Os autores utilizaram o procedimento de dados em painel e controlaram para efeitos fixos. Os resultados mostraram que firmas de propriedade estrangeira pagam maiores salários. No entanto, esse resultado não se aplicava a todos os setores e pode diferir dependendo das variáveis de controle.

A partir de um modelo de dados em painel para os países da União Europeia, com base no período de 1995 a 2009, Asteriou, Dimelis e Moudatsou (2014) averiguaram que o estoque de influxo de IED afeta positivamente a desigualdade de renda como um todo. No entanto, os autores demonstram que os impactos são maiores nos países considerados novos membros do grupo. Já Herzer, Hühne e Nunnenkamp (2014) analisaram 23 países da América Latina e apresentaram evidências de um efeito significativo e positivo de longo prazo do estoque de IED sobre a desigualdade de renda. No entanto, salientaram que os resultados para a amostra de onze países latino-americanos se revelam sensíveis à exclusão do período relativo ao final da década de 1980. Os autores argumentam que o efeito do IED sobre a desigualdade de renda perde significância estatística quando o período de observação é 1990-2006, pontuando que outros efeitos, como o mau desempenho econômico, podem ter afetado a relação entre IED e desigualdade de renda, possivelmente resultando em estimações tendenciosas.

Utilizando dados organizados em painel em nível de estados dos Estados Unidos, Chintrakarn, Herzer e Nunnenkamp (2012) constataram que, em longo prazo, o IED exerce um efeito direto e negativo, contribuindo para a redução da desigualdade de renda no período analisado (1977-2001). No entanto, os autores ressaltaram a existência de uma considerável heterogeneidade nos efeitos entre os estados. Mesmo com os níveis de desigualdade caindo, isso não implicou sua redução em todos os estados dos Estados Unidos.

A partir de uma amostra de dezessete países em transição no período de 1990 a 2006, Franco e Gerussi (2013) analisaram a relação entre IED e desigualdade de renda utilizando o procedimento de dados em painel controlado para efeitos fixos e endogeneidade. Os resultados indicaram que não existem efeitos significativos do IED na desigualdade de renda. No entanto, os coeficientes estimados são sensíveis à presença da variável que representa escolaridade nos países, a qual pode apresentar impacto negativo sobre a desigualdade de renda, dependendo da especificação do modelo estimado. Já Mihaylova (2015) analisou a desigualdade de renda de dez países da Europa Central e Oriental, entre 1990 e 2012. Os resultados apontaram que o efeito do IED na desigualdade se altera dependendo do nível de educação e desenvolvimento econômico dos países receptores desse investimento.

No que se refere aos resultados ambíguos do sinal do IED, Mah (2013) apresenta evidências variadas do efeito das entradas de IED sobre a desigualdade de renda na China no período entre 1985 e 2007. Quando se controla a abertura comercial, a entrada de IED é revelada como não estatisticamente significativa, porém quando a tarifa comercial é usada como controle, a maior quantidade de entradas de IED revela um efeito negativo e significativo na desigualdade de renda.

McLaren e Yoo (2017) investigaram os efeitos do IED sobre a distribuição de renda e padrão de vida (domiciliar) no Vietnã. As estimativas considerando os anos de 1999 a 2009 indicam que um aumento do IED em uma província afeta negativamente o padrão de vida das famílias quando nenhum membro está empregado em empresa estrangeira. Por outro lado, o IED afeta positivamente a renda dos trabalhadores empregados em empresas estrangeiras. Os autores argumentam que medir o efeito do IED no bem-estar<sup>7</sup> doméstico é difícil, o que pode representar uma dificuldade para compreender o IED como uma estratégia geral contra a pobreza.

Em sua investigação sobre o impacto do IED no Brasil, Arbache (2004) constatou a existência de um prêmio salarial pago pelas firmas multinacionais e, também, que as firmas estrangeiras, por deterem tecnologias mais avançadas, empregam trabalhadores mais instruídos e mais experientes. O autor argumenta sobre a existência de uma relação entre o IED e o capital humano, concluindo que as indústrias que experimentam maior IED tendem a uma melhora no nível de capital humano, embora em pequena escala.

Na mesma linha, Hiratuka e Fracalanza (2006), analisaram a existência ou não de práticas salariais diferenciadas entre empresas nacionais e estrangeiras para o caso brasileiro, no período de 1996 a 2002. Os autores evidenciaram que a média salarial das empresas estrangeiras é superior à média das empresas domésticas; no entanto, estaria associada a outras características não observáveis das firmas e não à origem do capital destas. Em termos de política, a partir dos resultados encontrados, os autores sugerem ser equivocado assumir que a atração de investimento direto poderia resultar em padrões mais elevados de remuneração para a economia brasileira.

Os estudos apresentados indicam a relevância do tema e de avanços na compreensão da relação entre IED e desigualdade, sendo esta referente à renda e/ou ao salário. A literatura indica efeito bidirecional do IED na desigualdade da renda (agregada ou de salário) nos países. Os resultados podem depender da amostra em consideração. Assim, justifica-se a necessidade de pesquisas aplicadas para um melhor entendimento dessa relação, em virtude do contexto brasileiro, dada a literatura aplicada ao Brasil que não considera o período de vigorosa entrada de IED. No quadro 1, apresenta-se uma síntese dos estudos apresentados nesta seção.

---

7. Os autores utilizam como *proxy* para bem-estar doméstico a medida da área da residência (m<sup>2</sup>), banheiro e presença de itens como televisão, rádio e outros itens relativos à qualidade de vida no domicílio.

**QUADRO 1**  
**Resumo das pesquisas empíricas apresentadas**

Artigo	Variável dependente	Variáveis de controle	Método	Amostra	Efeitos do IED sobre: desigualdade/ salário
Limpsey e Sjöholm (2004)	Salários	Nível de escolaridade, capital estatal, <i>dummy</i> setor/local	MQO	Indonésia	Positivo
Girma e Görg (2007)	Prêmio salarial	Produção, tamanho (capital), qualificação, produtividade	Diferença-in-diferença	Reino Unido	Positivo
Chintrakarn, Herzer e Nunnenkamp (2012)	Desigualdade de renda nos estados dos EUA	Não	Painel (Cointegração)	EUA	Negativo
Driffield e Girma (2003)	Salário	<i>Lag</i> dependente, produtividade, capital, área assistida	Painel dinâmico (GMM)	Reino Unido	Positivo
Asteriou, Dimelis e Moudatsou (2014)	Desigualdade de renda	Nível de educação, gastos P&D, ICT, GDP, emprego, exportações em alta tecnologia, abertura, volume no mercado de ações	Dados em painel: FE, GMM	União Europeia	Positivo
Mahaylova (2015)	Desigualdade de renda	Educação, PIB <i>per capita</i> , inflação, gasto público em consumo, estrutura produtiva	Dados em painel	Europa Central e Oriental	Positivo/negativo
Herzer, Hühne e Nunnenkamp (2014)	Desigualdade de renda	Escolaridade, PIB <i>per capita</i> , crescimento PIB	Dados em painel	América Latina	Positivo/nenhum
Mah (2013)	Desigualdade de renda do salário	Abertura comercial, tarifa, gastos do governo	MQO dinâmico	China	Negativo/nenhum
Franco e Gerussi (2013)	Desigualdade de renda	Exportação/importação, educação, PIB <i>per capita</i> , estrutura (serviços), inflação	Painel (FE) e dinâmico (GMM)	Dezessete países	Negativo/não conclusivo
McLaren e Yoo (2017)	Padrão de vida	Níveis de escolaridade, empregos em firmas estrangeiras, urbano, tamanho do domicílio	MQO/IV	Vietnã	Positivo/negativo

(Continua)

(Continuação)

Artigo	Variável dependente	Variáveis de controle	Método	Amostra	Efeitos do IED sobre: desigualdade/ salário
Arbache (2004)	Prêmio salarial	Educação, experiência, permanência (meses), <i>dummies</i>	MQO, FE	Brasil	Positivo
Hiratuka e Fracalza (2006)	Salários	Produtividade, tamanho, rotatividade, escolaridade, origem do capital, idade empregado, permanência, <i>dummies</i>	Dados em painel, diferença-in-diferença	Brasil	Positivo

Elaboração dos autores.

Obs.: P&D – pesquisa e desenvolvimento; ICT – tecnologia da informação e comunicação; GDP – *gross domestic product*; PIB – produto interno bruto; MQO/IV – mínimos quadrados ordinários/variáveis instrumentais; GMM – método dos momentos generalizados; FE – efeitos fixos.

### 3 MODELO TEÓRICO

O modelo apresentado nesta seção é baseado na construção teórica apresentada por Figini e Görg (2011), que permite analisar se o IED tem algum efeito positivo ou negativo na desigualdade dos salários. Essa abordagem, com um processo de tecnologia de propósito geral (GPT),<sup>8</sup> descreve o efeito da aprendizagem social sobre o crescimento econômico e o efeito das diferenças nos níveis de habilidades dos trabalhadores sobre a produção agregada e os salários na economia.

Neste modelo supõe-se que a quantidade de pesquisa em cada setor é dada por uma dotação fixa de trabalhador especializado em pesquisa. Assim, a dinâmica será resultado dos efeitos da aprendizagem social na taxa de recompensa para a eficiência. A produção agregada em qualquer ponto no tempo é produzida pelo trabalho de acordo com a tecnologia de retornos constantes. O modelo teórico apresentado por Figini e Görg (2011) tem a estrutura apresentada na equação (1):

$$Y = \left\{ \int_0^1 A_i^\alpha x_i^\alpha di \right\}^{1/\alpha}, \quad 0 \leq \alpha \leq 1, \quad (1)$$

em que  $Y$  é o produto agregado, e  $x_i$  é o único fator de produção usado para produzir o bem intermediário no setor  $i$ .  $A$  é um parâmetro tecnológico e representa a tecnologia de produção. Sendo  $A = 1$  se a tecnologia antiga é utilizada e  $A > 1$  se a nova tecnologia for usada, ou seja, o parâmetro de tecnologia  $A$  é aumentado por um fator constante  $\delta$  no caso de nova tecnologia. No *status quo*, a economia

8. A sigla GPT trata-se da abreviação do modelo General Purpose Technology (Figini e Görg, 2011).

usa apenas a tecnologia antiga, enquanto as novas são introduzidas por meio da inovação em um GPT.

As etapas desse desenvolvimento consistem em: i) descoberta do GPT; ii) aquisição por parte da empresa de um modelo para basear a experimentação; e iii) descoberta da empresa sobre como implementar o GPT em seu setor específico. Assim, todos os setores estão em um dos três estados: os que ainda não adquiriram um modelo; aqueles que têm um modelo, mas ainda não descobriram como implementá-lo; e os que conseguiram fazer a transição para o novo GPT.

Nesse arcabouço, a probabilidade de sucesso da inovação depende da proporção de trabalhadores qualificados (que experimentam a nova tecnologia no setor de inovação) para trabalhadores não qualificados (que são assumidos para produzir usando a tecnologia antiga).

Com esse modelo, tem-se que, na primeira fase, a desigualdade salarial se manteria ainda baixa, pois as empresas precisam de mão de obra qualificada para realizar a pesquisa necessária à descoberta do modelo da nova GPT e ao experimento da nova tecnologia. Porém, visto que a mão de obra disponível ainda não está familiarizada com a nova tecnologia, o processo continua dependente da tecnologia antiga.

Também no início do processo, a quantidade de investimento em inovação ainda é muito pequena para absorver o fornecimento de mão de obra qualificada, que é principalmente empregada no setor de tecnologia antiga. Dessa forma, a procura de mão de obra qualificada é baixa, fazendo com que tanto o trabalho assalariado qualificado quanto o não qualificado recebam um salário próximo. Assim, a desigualdade salarial ainda se manteria baixa.

Na etapa seguinte, as empresas que implementam com sucesso a nova tecnologia exigem apenas mão de obra qualificada. Dado esse tempo de ajuste do processo, todas as empresas avançam para o estágio dois e usam a nova tecnologia para fins de produção. Então, é nesse processo de transição que a demanda por mão de obra qualificada aumenta, levando à segmentação do mercado de trabalho, passando a ser paga com um salário mais elevado, implicando o aumento da desigualdade salarial.

Ao término do período de ajuste, acontece a redução da desigualdade salarial, pois todas as empresas se movem para o estágio dois. Figini e Görg (2011) argumentam que a entrada do IED possibilita que primeiramente a multinacional introduza novas tecnologias no país, aumentando a desigualdade entre trabalhadores qualificados e não qualificados; e, num segundo momento, à medida que mais IED flui para a economia, as empresas domésticas seguem imitando as tecnologias de produção mais avançadas utilizadas nas multinacionais. Isso, portanto, reduz a diferença entre os salários pagos pelas empresas domésticas em relação às de capital estrangeiro. Assim, o impacto final do IED na desigualdade salarial é negativo.



## 4 APRESENTAÇÃO DESCRITIVA

### 4.1 Dados

Nesta pesquisa foi utilizada a Pesquisa Industrial Anual (PIA), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que apresenta um conjunto de informações econômicas para os diversos setores da indústria brasileira. Nesta base foram obtidos os dados para cálculo da produtividade e tamanho. Os dados sobre IED foram obtidos junto ao Censo de Capitais Estrangeiros realizado pelo Banco Central do Brasil (Bacen). Os índices de Gini e Theil e escolaridade foram calculados a partir da base de microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada pelo IBGE. O coeficiente de exportação (importação) foi obtido junto à Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex). O período em análise compreende os anos de 2007 a 2014 devido à compatibilidade das informações disponíveis, pois algumas delas tiveram alterações metodológicas, como a adoção da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 2.0.

Quanto aos setores, dos 23 grupos de atividades da indústria de transformação, a pesquisa contemplará dezenove, em virtude da necessidade de compatibilização e motivação para obtenção de um painel de dados balanceado (mesmo número de observações para setores e anos). Os setores são referentes à fabricação de: produtos alimentícios; bebidas; produtos do fumo; produtos têxteis; produtos de madeira; celulose, papel e produtos de papel; coque, produtos derivados do petróleo e biocombustíveis; produtos químicos; produtos farmoquímicos e farmacêuticos; produtos de borracha e de material plástico; produtos de minerais não-metálicos; metalurgia; produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos; equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos; máquinas, aparelhos e materiais elétricos; máquinas e equipamentos; veículos automotores, reboques e carrocerias; outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores; e produtos diversos.

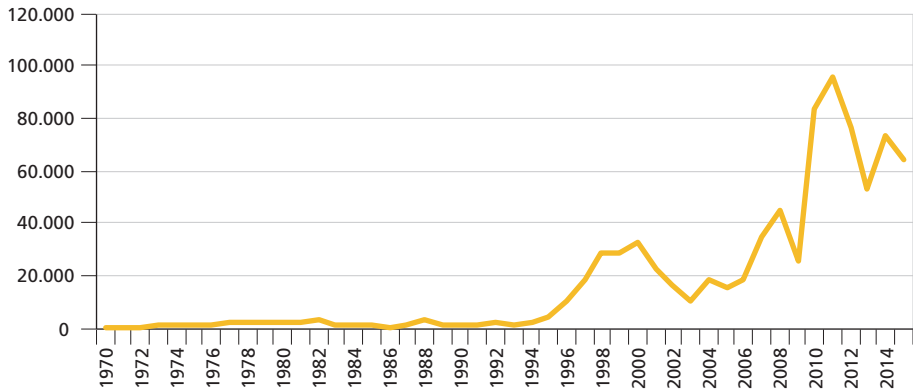
Considerando o número de observações disponíveis para os anos de 2007 a 2014, foram realizadas três filtragens nos microdados da PNAD (tabela A.1 do apêndice A) para que se mantivessem apenas as observações condizentes com o perfil do trabalhador de interesse da pesquisa – portanto, aquelas pessoas que atendessem à definição de População Economicamente Ativa (PEA). Desse perfil obtido após as delimitações explicitadas, excluíram-se da amostra todos os trabalhadores cujo grupamento da atividade principal não era a indústria de transformação, sendo selecionados os trabalhadores a partir do código de atividade do trabalho único ou principal do entrevistado.

### 4.2 IED e desigualdade de renda na indústria de transformação

Nesta seção apresenta-se a evolução do IED no Brasil e o comportamento do Índice de Gini para os principais setores receptores de IED. Ademais, busca-se verificar alguma correlação preliminar entre as duas variáveis.

Como pode ser observado no gráfico 1, que apresenta a evolução do investimento estrangeiro no Brasil desde os anos 1970, o país tem registrado um alto ingresso de IED nos últimos anos, e esses valores se mantiveram crescentes mesmo em períodos de crise.

GRÁFICO 1  
IED no Brasil (1970-2014)  
(Em US\$ 1 milhão)



Fonte: Unctad Statistics (2017). Disponível em: <<https://unctadstat.unctad.org>>. Acesso em: 11 jul. 2017.  
Elaboração dos autores.

Em 1973, houve o primeiro registro de maior ingresso desses recursos no Brasil, o montante de US\$ 1,180 bilhão, chegando a aproximadamente US\$ 1,910 bilhão em 1980. A partir de 1994, com o plano real e, portanto, a economia brasileira apresentando maior estabilidade econômica, nota-se um maior crescimento da entrada desses recursos, alcançando em 1994 US\$ 2,149 bilhões. Com o nível de estabilidade econômica apresentado, a economia brasileira passou a ser cada vez mais o destino do IED, chegando ao ápice em 2011 de US\$ 96,152 bilhões.

Conforme apresentado no gráfico 1, nos anos de 2000, 2008, 2011 constam os picos em volume de IED no Brasil. Dessa forma, como este estudo abarca o período 2007 a 2014, contempla-se o período que registra o maior pico do influxo de IED (2011). Após esse ano verificou-se uma queda na entrada do IED no Brasil, embora mantida em patamares elevados para os padrões históricos.

No âmbito setorial, no período analisado, os setores da indústria de transformação que mais receberam IED foram os relacionados à fabricação de: metalurgia; produtos alimentícios; coque, produtos derivados do petróleo e biocombustíveis; produtos químicos; veículos automotores, reboques e carrocerias; bebidas; equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos.

Em 2007, os cinco maiores receptores de IED foram referentes à fabricação de: metalurgia; produtos alimentícios; coque, produtos derivados do petróleo e biocombustíveis; produtos químicos; e veículos automotores, reboques e carrocerias. Juntos, esses cinco setores receberam 79,5% do IED destinado a esse ramo industrial. Em 2011, destes cinco setores, apenas o setor de fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias não se manteve entre os cinco maiores receptores do IED, substituído pelo setor de fabricação de bebidas, que juntos representaram 79,6% do total. Em 2014, entre os cinco maiores receptores mantiveram-se os setores de fabricação de: veículos automotores, reboques e carrocerias; metalurgia; produtos químicos; e produtos alimentícios. O setor que aumentou a sua participação foi o de Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos, recebendo juntos 68,4% do IED destinado à indústria de transformação.

Quanto ao índice de Gini, os resultados contabilizados para a população economicamente ativa e o rendimento do trabalho principal, mostram que a média de desigualdade na indústria de transformação para os anos de 2007, 2011 e 2014 foram 0,42, 0,39 e 0,38, respectivamente, portanto uma redução da desigualdade. Na tabela 1 constam os resultados do Índice de Gini como indicador de desigualdade de rendimentos e o IED recebido por cada setor, nos anos 2007, 2011 e 2014.

**TABELA 1**  
**Índice de Gini e IED<sup>1</sup> por setor da indústria de transformação**

Setor	Divisões de atividades segundo sua fabricação	Gini			IED (US\$ 1 milhão)		
		2007	2011	2014	2007	2011	2014
10	Produtos alimentícios	0,37	0,36	0,34	1.751,71	3.063,58	1.547,15
11	Bebidas	0,43	0,38	0,31	68,56	4.265,02	19,45
12	Produtos do fumo	0,58	0,51	0,36	6,32	65,81	40,70
13	Produtos têxteis	0,40	0,32	0,32	90,01	42,35	131,23
16	Produtos de madeira	0,35	0,30	0,29	39,32	294,68	39,98
17	Celulose, papel e produtos de papel	0,42	0,37	0,41	476,91	387,21	520,12
19	Coque, produtos derivados do petróleo e biocombustíveis	0,47	0,41	0,43	1.643,59	1.800,62	625,44
20	Produtos químicos	0,48	0,47	0,52	1.378,29	2.225,97	2.176,45
21	Produtos farmoquímicos e farmacêuticos	0,52	0,52	0,47	160,36	302,51	861,73
22	Produtos de borracha e de material plástico	0,36	0,33	0,35	494,24	1.101,69	678,26
23	Produtos de minerais não-metálicos	0,38	0,34	0,31	454,20	1.551,25	212,27
24	Metalurgia	0,39	0,38	0,38	4.699,46	7.214,52	2.387,45
25	Produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	0,36	0,32	0,32	50,51	177,53	396,19
26	Equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	0,45	0,44	0,41	159,07	975,26	1.528,12

(Continua)

(Continuação)

Setor	Divisões de atividades segundo sua fabricação	Gini			IED (US\$ 1 milhão)		
		2007	2011	2014	2007	2011	2014
27	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,39	0,36	0,37	384,80	607,20	1.019,74
28	Máquinas e equipamentos	0,42	0,36	0,36	428,37	616,08	814,05
29	Veículos automotores, reboques e carrocerias	0,42	0,40	0,39	860,84	1.395,01	2.913,87
30	Outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	0,44	0,42	0,45	16,64	125,36	229,29
32	Produtos diversos	0,44	0,38	0,35	123,51	79,45	238,48
$\rho$ (correlação IED x Gini)		-0,29	-0,03	0,55			

Fontes: PNAD/IBGE (2007; 2011; 2014), disponível em: <<https://bit.ly/3u6v7zQ>>; e Bacen (2017), disponível em: <<https://bit.ly/3g51uGA>>.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> IED ingresso por setor CNAE 2.0 do CEB/Bacen 2014.

Considerando a amostra de dados para os dezenove setores da indústria de transformação em relação à variável Gini e ao IED, foram selecionados para a tabela 1 apenas os dados referentes aos anos de 2007, 2011 e 2014, pois apresentam um “retrato” do início, meio e fim do período em análise.

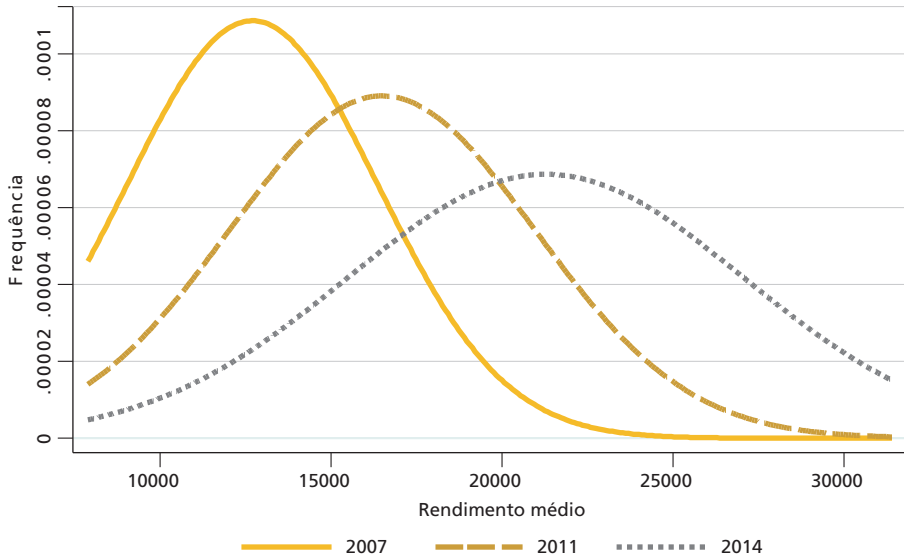
Constata-se, a partir dos dados da tabela 1, que somente os setores vinte e trinta – que correspondem às atividades de fabricação de produtos químicos e fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores – tiveram aumento da desigualdade de salários para o período analisado.

Em relação à entrada de IED, houve um aumento no número de setores da indústria de transformação que passaram a receber mais IED no ano de 2014. Constata-se que 10% dos setores tiveram aumento da entrada de IED e da desigualdade de salários simultaneamente, medido pelo Índice de Gini, quais foram: Fabricação de produtos químicos e Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores. Portanto, dos dezenove setores analisados apenas para estes dois notou-se uma relação simultânea de crescimento.

O gráfico 2 permite visualizar a dinâmica da distribuição dos rendimentos médios intra-industriais (anuais), apresentando os valores deflacionados (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA) para os anos 2007, 2011 e 2014. No gráfico 2 apresenta-se a distribuição da renda dentro da indústria de transformação.

GRÁFICO 2

## Distribuição do rendimento médio anual na indústria de transformação



Fonte: PNAD (2007; 2011; 2014). Disponível em: <<https://bit.ly/3u6v7zQ>>. Elaboração dos autores.

Conforme o gráfico 2, verifica-se que houve mudança na distribuição e no valor dos rendimentos para a indústria de transformação. Como mostram Menezes Filho, Campos e Komatsu (2014), este segmento econômico é um dos setores em que, nos anos 2000, a variação média dos salários foi superior à evolução da produtividade do trabalho. Ao observar o deslocamento das curvas percebe-se que há mais trabalhadores ganhando uma renda superior em 2014 em relação aos anos anteriores.

Para analisar a relação entre IED e desigualdade faz-se necessário o controle de outros efeitos, do qual algumas variáveis consistem em: escolaridade (*proxy* para qualificação), coeficiente de exportação, tamanho e produtividade. A variável receita total é a *proxy* para tamanho do setor. A produtividade é uma variável de controle importante (Hiratuka e Fracalanza, 2006), e a metodologia adotada para seu cálculo foi a mesma utilizada por Squeff e Negri (2014),<sup>9</sup> calculada como a razão entre o valor adicionado e o pessoal ocupado, ambos os dados obtidos na PIA. A escolaridade está medida em anos de estudo, filtragem realizada para os microdados da PNAD, em que foram selecionados os anos de estudo do pessoal da amostra por setor de atividade e considera-se importante a variável de controle pela literatura (Figini e Görg, 2011).

9.  $X_t^i = Y_t^i / L_t^i$ , em que  $Y$  é o valor adicionado e  $L$  é o total de pessoal ocupado no setor  $i$  e ano  $t$ .

O panorama geral permite observar que, nos períodos em que se registrou aumento do IED, ocorreram também uma redução do índice de Gini dos setores, o que pode sugerir uma possível relação negativa entre estas variáveis, que será testada a seguir.

## 5 PROCEDIMENTO EMPÍRICO

### 5.1 Especificação empírica

A desigualdade salarial, variável dependente, será representada pelos Índices de Gini e Theil, calculados para o rendimento salarial dos trabalhadores dentro de cada setor da indústria de transformação.

Para analisar o impacto do IED sobre a desigualdade de renda (salarial), especificamente dentro dos setores da indústria de transformação brasileira, propõe-se uma especificação empírica com base no modelo de Figini e Görg (2011), conforme equação (2):

$$Desigualdade_{it} = \alpha + \beta_1 \ln IED_{it} + \beta_2 \sum X_{it} + \mu_i + e_{it}, \quad (2)$$

em que *desigualdade* é a medida de desigualdade (Gini, Theil) no setor *i* no ano *t*; IED (em ln) é a variável que representa o influxo de investimento estrangeiro direto no setor *i* no ano *t*; *X* é um conjunto de variáveis de controle;  $\mu_i$  representa efeitos fixos não observáveis dos setores; e  $e_{it}$  é o termo de erro.

Seguindo a literatura apresentada, dentre as variáveis de controle utilizadas para cada setor, está a *escolaridade média* dos trabalhadores, que, conforme Figini e Görg (2011), controla principalmente o lado da oferta do mercado de trabalho. Se a oferta de trabalho qualificado for restrita, maiores níveis de escolaridade geram maiores salários e, portanto, impacta a desigualdade de renda (do trabalho), esperando-se um sinal positivo do coeficiente desta variável. Ademais, o *coeficiente de exportação* representa integração internacional do setor. Conforme as teorias tradicionais de comércio internacional, por exemplo Heckscher-Ohlin, os países exportam bens que empregam relativamente o fator mais abundante; no caso de países em desenvolvimento, há a tendência para bens intensivos em trabalho pouco qualificado, logo, espera-se coeficiente com sinal negativo (Franco e Gerussi, 2013). A variável *produtividade* representa maior eficiência e espera-se que, em setores (empresas) mais produtivos, os salários sejam maiores. Por sua vez, o *tamanho* (valor total das vendas) visa captar o efeito escala nos setores. O modelo é estimado usando um painel balanceado.

No entanto, pode-se considerar que existe um processo de inércia (persistência) temporal na desigualdade de renda nos setores. Nesse caso, o passado de desigualdade tem um “peso” sobre a desigualdade no presente (Reuveny e Li, 2003; Rodriguez-Pose, 2012), que é representado pela presença da variável dependente defasada entre

as explicativas. Para a estimativa dinâmica (GMM-System) com um *Lag* da variável de desigualdade (Gini e Theil), entre as explicativas, apresenta-se a equação (3):

$$Desigualdade_{it} = \alpha + \delta Desigualdade_{it-1} + \beta_1 \ln IED_{it} + \beta_2 \sum X_{it} + \mu_i + e_{it}, \quad (3)$$

sendo  $\delta < 1$ . Justifica-se a preferência por esse método de estimação, dinâmico GMM, dado que, além de corrigir o viés dos efeitos fixos da equação (2), elimina a potencial endogeneidade a qual pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos setores com as variáveis independentes (Baltagi, Demetriades e Law, 2009). Nessa linha, Franco e Gerussi (2013, p. 1138) argumentam que o “método para lidar com o problema da endogeneidade do *lag* da variável dependente e das variáveis independentes é o método dos momentos generalizados (GMM), em particular o estimador GMM *system*”. Em alternativa ao índice de Gini, o índice de Theil foi utilizado para verificar quão robustos são os resultados com a medida utilizada.

As estimativas são validadas pelo teste de autocorrelação de Arellano-Bond (AR2) e o teste de validade dos instrumentos é o de Sargan e Hansen. Foram usados como instrumentos as variáveis: produtividade (*ln*) e *lag* das variáveis IED e escolaridade. Também, o *lag* das variáveis Gini e Theil são usados como instrumentos nas tabelas 3 e A.3 (apêndice A), respectivamente. Por fim, feita essa breve apresentação da especificação empírica a ser utilizada, na próxima seção apresenta-se o procedimento de dados em painel.

## 5.2 Procedimento de dados em painel

O procedimento de dados em painel reúne vantagens por considerar variabilidade entre as unidades (setores) e temporal. Considerando que as variáveis desta pesquisa podem apresentar potencial endogeneidade que pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos setores com as variáveis independentes, e dada a inclusão do *lag* da variável dependente entre as explicativas (Baltagi, Demetriades e Law, 2009), entende-se que o estimador GMM se apresenta como um procedimento adequado a esta pesquisa.

Conforme Arellano e Bond (1991) argumentam, tem-se o modelo de dados em painel dinâmico dado pela equação (4):

$$y_{it} = y_{it-1} + x_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (4)$$

Para Baltagi (2005), ao estimar pelo método em diferença tem-se a equação (5):

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1}). \quad (5)$$

Quando  $t = 3$ , o primeiro período em que observamos essa relação, tem-se:

$$y_{i3} - y_{i2} = \delta(y_{i2} - y_{i1}) + (v_{i3} - v_{i2}). \quad (6)$$

Assim, a equação (6) apresentada em Baltagi (2005) justifica a validade de  $y_{i1}$  como instrumento à medida que está fortemente correlacionado com  $(y_{i2} - y_{i1})$ , mas não correlacionado com  $(v_{i3} - v_{i2})$ .

Para checar o ajuste das estimativas, os testes de Sargan e de Hansen devem ser aplicados para verificar a validade dos instrumentos escolhidos. Quanto aos erros,  $\eta_{it}$ , a estimativa GMM-dif produz erros correlacionados de primeira ordem. Arellano e Bond (1991) apresentam um teste de hipótese em que não há correlação serial de segunda ordem dos distúrbios da equação de primeira diferença. Nesse teste não se rejeita a hipótese nula de correlação dos erros de primeira ordem (AR1), mas rejeita-se a correlação de ordem superior.

Blundell e Bond (1998) apresentam como sugestão estimar um sistema de equações utilizando GMM *system* (GMM-sys). Nesse sistema, utilizam-se tanto a equação em primeira diferença quanto a equação em nível com as primeiras diferenças das variáveis como potencial instrumento para essa equação.

Por fim, após essa breve apresentação do procedimento empírico a ser utilizado, na próxima seção apresentam-se os resultados.

## 6 ESTIMATIVAS E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados das estimativas baseadas das equações (2) e (3), em que se utiliza o procedimento econométrico de dados em painel estático e dinâmico. Realizadas as primeiras estimativas, foi aplicado o teste de Hausman para definir qual procedimento é mais adequado, e o valor encontrado para o teste Qui-quadrado ( $\chi^2$ ) é de 106,18 com uma probabilidade de  $P(0,00)$  que aponta para o procedimento de efeitos fixos.

Inicialmente, foram estimadas regressões considerando efeitos fixos, e os resultados apresentados na tabela 2 demonstram que a variável IED não se apresenta como sendo estatisticamente significativa para afetar a desigualdade, tanto para o modelo em que a variável dependente é o Coeficiente de Gini, como quando utilizado o Índice de Theil. Esse resultado sugere um efeito neutro do IED sobre a desigualdade. Mesmo controlando os efeitos não observáveis, esses resultados podem refletir problemas de endogeneidade<sup>10</sup> presentes nas estimativas.

Quanto às variáveis de controle, observa-se que apenas a produtividade é estatisticamente significativa e se apresenta com sinal negativo. De acordo com Card *et al.* (2016), Hu e Jefferson (2002) e Jeon, Park e Ghauri (2013), a entrada de investimentos estrangeiros pode resultar no aprimoramento da eficiência organizacional das empresas locais, por meio da aquisição de conhecimento de

10. Para checar se esse problema está presente, pode-se usar o teste endogeneidade de Wu-Hausman conforme o procedimento apresentado por Adkins e Hill (2011).



empresas estrangeiras. Além dos benefícios que podem ocorrer quando empresas estrangeiras de outros setores criam vínculos que incentivam os fornecedores locais a atualizar sua gestão e tecnologia, reforçar a concorrência – e, conseqüentemente, as tendências crescentes na dispersão da produtividade entre as empresas – reduz a desigualdade salarial entre os trabalhadores.

TABELA 2  
Painel (*within*): IED e desigualdade de salários – variável dependente: Gini e Theil

Variáveis	Gini	Gini	Gini	Theil	Theil
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
IED (Ln)	-0.00279 (0.0030)	-0.00323 (0.0021)	-0.00680 (0.0132)	-0.00579 (0.0049)	-0.00778 (0.0296)
IED <sup>2</sup> (Ln)			0.00009 (0.0004)		-0.00037 (0.0009)
Escolaridade	0.09720 (0.0937)	0.0722 (0.0889)	0.0735 (0.0892)	-0.0325 (0.3010)	-0.0375 (0.2990)
Produtividade (Ln)	-0.10923 (0,0203)	-0.1310* (0.0683)	-0.1320* (0.0692)	-0.3030** (0.1440)	-0.3000* (0.1460)
Coef exportação	-0.00001 (0.0007)	0.0000146 (0.0006)	-0.000004 (0.0006)	-0.000736 (0.0019)	-0.000665 (0.0019)
Coef importação		-0.00016 (0.00139)	-0.00015 (0.00139)	0.00013 (0.00298)	0.0001 (0.00293)
Tamanho (Ln)		0.0254 (0.0527)	0.0253 (0.0527)	0.118 (0.120)	0.119 (0.120)
Constante	0.710* (0.1881)	0.417 (0.601)	0.452 (0.622)	-0.266 (1.193)	-0.401 (1.140)
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R <sup>2</sup>	0.261	0.267	0.267	0.202	0.202
Número de setores	19	19	19	19	19
Observações	152	152	152	152	152

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significantes ao nível: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

2. Erros-padrão robustos em parênteses.

Para contornar os potenciais problemas dos resultados da tabela 2, por exemplo a endogeneidade que pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos setores com as variáveis, foram realizadas estimativas dinâmicas (GMM-Sys) que levam em consideração o problema de endogeneidade (Dias, Dias e Lima, 2009) e inércia temporal da desigualdade. Assim, foi estimado um painel dinâmico (GMM-Sys) com um *Lag* da variável de desigualdade entre as explicativas. Os resultados são apresentados na tabela 3.

O coeficiente da variável dependente defasada Gini é significativo e com sinal esperado, nesse caso, sugerindo um processo de inércia temporal na desigualdade de renda nos setores, ou seja, o passado de desigualdade tem um “peso” sobre a desigualdade no presente (Rodriguez-Pose, 2012).

Na tabela 3, observa-se inicialmente (regressão 1) que quando controla o efeito da produtividade, o IED é estatisticamente significativo em nível (t), mas não é estatisticamente significativo com uma defasagem (t-1). Já na regressão (3), quando inclusa a variável IED quadrática, ambos são significativos, sendo a variável quadrática a apresentar coeficiente positivo em linha com a literatura (Franco e Gerussi, 2013). No entanto, a soma dos efeitos (nível e quadrático) é negativa, ou seja, impacta reduzindo a desigualdade da renda do salário. Ainda, quanto à estimativa quadrática do IED, a regressão (3) confirma a existência do efeito não linear da variável IED. As estimativas (2 e 4) mostram a estabilidade sinal do coeficiente da variável IED.

TABELA 3

**Modelo dinâmico: IED e desigualdade de renda (rendimento do trabalho principal) – variável dependente: Gini**

Variáveis	GMM-SYS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Gini <sub>t-1</sub>	0.413*** (0.117)	0.415*** (0.147)	0.470*** (0.170)	0.393*** (0.109)
IED (Ln)	-0.0114** (0.00577)	-0.0115*** (0.00414)	-0.0729** (0.0305)	-0.0125*** (0.00438)
IED <sub>t-1</sub> (Ln)	0.00268 (0.00489)	0.00289 (0.00629)		0.00271 (0.00583)
IED <sup>2</sup> (Ln)			0.00168** (0.000798)	
Escolaridade (Ln)	0.433** (0.174)	0.421*** (0.144)	0.384*** (0.135)	0.386* (0.201)
Coefficiente das exportações	0.00391 (0.00278)	0.00383 (0.00317)	0.00303 (0.00330)	0.00390 (0.00294)
Produtividade (Ln)	-0.00214 (0.0431)			
Concentração <sup>1</sup>				0.0295 (0.0769)
Constant	-0.669* (0.365)	-0.653** (0.284)	0.0324 (0.367)	-0.550 (0.421)
AR2 (Arellano-Bond)	0,96	0,94	0,56	0,93
Sargan	0,15	0,18	0,20	0,14

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	GMM-SYS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Hansen	0,90	0,88	0,97	0,86
Hansen-Dif	0,75	0,76	0,84	0,95
Setores	19	19	19	19
Observações	133	133	133	133

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Concentração: é uma *dummy* igual a 1 para os sete setores concentradores de IED (setor acima de 5% de *market share* e que juntos concentram mais de 70% do IED). Foram usados como instrumentos as variáveis: *lag* das variáveis Gini(t-3), IED, escolaridade e produtividade (ln).

Obs.: 1. Significantes ao nível: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

2. Erros-padrão robustos em parênteses.

Considerando que o efeito do aumento do IED na desigualdade está relacionado à sua capacidade de ser um canal de transferência de tecnologias que pode gerar demanda por mão de obra qualificada, deve-se considerar que, no caso de uma economia em desenvolvimento, como a situação brasileira, a capacidade de fornecer essa mão de obra mais qualificada é limitada. Dado o nível de capital humano disponível, ocorrerá um aumento dos salários dos trabalhadores qualificados, ou seja, desigualdade. No entanto, Pecora e Menezes-Filho (2014) mostram que esse diferencial se reduziu na primeira década dos anos 2000.

Conforme o modelo teórico, as empresas domésticas também irão aumentar os salários para garantir a mão de obra qualificada já contratada, assim, a empresa tem um período de aprendizagem da tecnologia transferida. Nesse período de transição, as empresas domésticas poderão apresentar uma melhor capacidade para adotar as novas tecnologias que são inseridas no país por meio do IED e, nesse cenário, a desigualdade de salário começará a cair. Esses resultados se apresentam de acordo com o modelo teórico e as evidências apresentadas por Figini e Görg (2011), bem como com a literatura empírica (Wu e Hsu, 2012; Franco e Gerussi, 2013).

Quanto às variáveis de controle, os coeficientes da variável *escolaridade* se apresentaram como estatisticamente significantes e com sinal positivo. Esses resultados demonstram estabilidade às diferentes especificações e sugerem que os setores, ao empregar trabalhadores com maior nível de qualificação a um salário médio mais alto, aumentam a desigualdade de renda (do salário) intra-setorial. Estes resultados são consistentes com a literatura empírica (Driffield e Girma 2003; Herzer, Hühne e Nunnenkamp 2014).

O coeficiente do indicador das exportações não é estatisticamente significativo mesmo com as mudanças nas especificações. Esses resultados estão em linha com outros estudos, por exemplo Franco e Gerussi (2013). A variável produtividade (estimativa 1) não se apresentou como estatisticamente significativa para afetar a

desigualdade. Esse resultado pode refletir o fato de que setores com maior presença de IED (multinacionais), em média, já remuneraram melhor. Por exemplo, o setor automotivo foi um dos grandes geradores de empregos relacionados a multinacionais, como mostram Ribeiro e Silva Filho (2013), e essas empresas possuem maior nível de remuneração, conforme Hiratuka e Fracalanza (2006).

Visando captar os efeitos da concentração do IED, construiu-se uma *dummy* que é igual a 1 para os sete setores que receberam a maior parte do ingresso de IED anualmente. Esses setores concentraram mais de 70% da entrada de IED na indústria de transformação no ano de 2014 e zero para os demais setores. Wei, Yao e Liu (2009) argumentam que a distribuição desigual do IED tem impacto positivo sobre a desigualdade regional de renda na China. O coeficiente estimado para essa *dummy* não se apresentou como sendo estatisticamente significativo. Dessa forma, a concentração do IED em alguns setores, na média, não afeta a desigualdade de renda intra-setorial na indústria brasileira de transformação. Outras potenciais variáveis omitidas têm o efeito mitigado pela especificação dinâmica, que inclui o *lag* da desigualdade entre as explicativas. Como expõe Reuveny e Li (2003), a inclusão desse *lag* da desigualdade ajuda controlar o potencial efeito de variáveis estruturais omitidas.

Os testes de especificação dos resultados, na tabela 3, mostram que as estimativas são válidas, dadas as estatísticas apresentadas pelos testes de autocorrelação de Arellano-Bond (AR2) e o de validade dos instrumentos de Sargan e Hansen.

Para checar e verificar a robustez das equações estimadas, constam, na tabela A.3 (apêndice A), os resultados de novas estimações substituindo a variável dependente Gini pelo índice de Theil como uma segunda medida de desigualdade. Assim, as regressões da tabela A.3 (apêndice A) replicam as estimativas das equações da tabela 3, alterando a variável dependente. Os resultados, em geral, apresentam coeficientes semelhantes em termos de sinal esperado e significância estatística quanto à variável de interesse que é o IED.

Em suma, os resultados das estimativas deste estudo sugerem que, na média, o IED tem uma relação negativa com a desigualdade da renda salarial intra-setor, apresentando um coeficiente negativo e estatisticamente significativo; no entanto, essa relação pode ser não linear. Controlando outros efeitos, variações positivas na entrada de IED podem colaborar para reduzir a desigualdade de salários considerando os setores da indústria de transformação. Estes resultados são consistentes com a estrutura teórica e apresentam novas evidências para a literatura nacional.

Adicionalmente, é importante ressaltar umas principais limitações deste estudo: esta pesquisa é baseada em dados dos setores da indústria. Para novas etapas na agenda de pesquisa, espera-se obter dados desagregados, preferencialmente em nível de firmas. Isso permitirá uma análise da dinâmica de transição, principalmente sobre IED, não só para a indústria como também para o setor de serviços.

## 7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesta pesquisa buscou-se analisar a relação entre IED e desigualdade salarial dentro de cada setor da indústria brasileira de transformação. A análise tem como base o modelo empírico apresentado por Figini e Görg (2011) e utiliza o procedimento de dados em painel estático e dinâmico para alcançar o objetivo. Além da inclusão da variável dependente defasada entre as explicativas, são controladas outras características dos setores como nível de escolaridade dos trabalhadores, produtividade, coeficiente de exportação, concentração e efeitos fixos. Foram analisados dezenove setores da indústria de transformação para o período de 2007 a 2014. Além do impacto direto do IED sobre a desigualdade, testou-se também se o IED apresenta efeitos não lineares sobre a desigualdade.

Este estudo contribui para a literatura nacional ao analisar empiricamente a relação entre influxo de IED e desigualdade de renda (do salário) dentro dos setores. Alternativamente às pesquisas existentes que, em geral, analisam o prêmio salarial, nesta investigação foram construídos índices de desigualdade de Gini e Theil a partir dos dados dos trabalhadores em cada setor (CNAE 2.0) da indústria em análise, além de controlar a persistência da desigualdade.

Inicialmente foram realizadas estimativas do modelo estático controlando as características dos setores e efeitos fixos. Os resultados encontrados (tabela 2) utilizando esse procedimento indicaram que o IED não é estatisticamente significativo, ou seja, é neutro em relação à desigualdade de renda. Como esses resultados podem sofrer com problemas de endogeneidade oriunda de alguma variável omitida, recalculou-se o modelo empírico pelo procedimento dinâmico (GMM) com a inclusão do *lag* da variável dependente entre as explicativas.

A partir das estimativas dinâmicas (tabela 3), pode-se observar que esse procedimento confirma a existência de inércia na desigualdade de renda nos setores, que representam políticas passadas que afetaram a desigualdade. Consta-se esse efeito por meio do coeficiente da variável dependente defasada medida pelos coeficientes de  $Gini_{t-1}$  e  $Theil_{t-1}$ , que se mostraram estatisticamente significantes.

Com relação ao IED, pode-se observar que apresenta sinal negativo e é estatisticamente significativo em todas as estimativas após controlar para inércia da desigualdade, capital humano, produtividade, exportações e concentração. Esse resultado indica, portanto, que a entrada de IED pode colaborar para redução da desigualdade. Vale ressaltar que esse efeito é não linear conforme o termo quadrático que é estatisticamente significativo. Em relação às variáveis de controle, vale destacar os coeficientes para a variável escolaridade, que se apresentou como sendo estatisticamente significativo e com sinal positivo, indicando a existência de algum nível de prêmio salarial para qualificação e, conseqüentemente, efeitos positivos sobre desigualdade de renda (salarial) nos setores da indústria em análise. Ademais,

as estimativas são consistentes conforme o teste de autocorrelação, Arellano-Bond, de segunda ordem (AR2), e os testes Sargan e Hansen de validade dos instrumentos.

Em termos de políticas, os resultados alcançados nesta pesquisa indicam que, embora pequeno em termos econômicos, o impacto da entrada do IED não é neutro. Dessa forma, a formulação de políticas que visam à atração de IED são, também, políticas que auxiliam na atenuação da desigualdade de renda dos trabalhadores da indústria. Considerando os resultados agregados, estes são consistentes e poderão contribuir com as discussões sobre políticas de redução da desigualdade de renda. Ressaltando umas das principais limitações, que é análise em nível de setores, os estudos futuros deverão centrar esforços para obter análises a partir de microdados de firmas. Dessa forma será possível suscitar orientações mais específicas dentro dos setores.

## REFERÊNCIAS

ADKINS, L. C.; HILL, R. C. (Org.). **Using stata for principles of econometrics**. 4th ed. New York: John Wiley & Sons, 2011. 611 p.

ARELLANO, M.; BOND, S. R. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.

ASTERIOU, D.; DIMELIS, S.; MOUDATSOU, A. Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries. **Economic modelling**, v. 36, p. 592-599, Jan. 2014.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3rd ed. New York: John Wiley & Sons, 2005.

BALTAGI, B. H.; DEMETRIADES, P. O.; LAW, S. H. Financial development and openness: evidence from panel data. **Journal of Development Economics**, v. 89, n. 2, p. 285-296, July 2009.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, Nov. 1998.

CARD, D. *et al.* **Firms and labor market inequality: evidence and some theory**. Chicago: NBER, Nov. 2016. (Working Paper, n. 22850).

CHINTRAKARN, P.; HERZER, D.; NUNNENKAMP, P. FDI and income inequality: Evidence from a panel of US states. **Economic Inquiry**, v. 50, n. 3, p. 788-801, July 2012.

DIAS, J.; DIAS, M. H. A; LIMA, F. F. de. Os efeitos da política educacional no crescimento econômico: teoria e estimativas dinâmicas em painel de dados. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 29, n. 3, p. 232-251, set. 2009.

DRIFFIELD, N.; GIRMA, S. Regional foreign direct investment and wage spillovers: plant level evidence from the UK electronics industry. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 65, n. 4, p. 453-474, 2003.

FELICIANO, Z. M.; LIPSEY, R. E. Foreign ownership, wages, and wage changes in US industries, 1987-1992. **Contemporary Economic Policy**, v. 24, n. 1, p. 74-91, 2006.

FIGINI, P.; GÖRG, H. Does foreign direct investment affect wage inequality? An empirical investigation. **The World Economy**, v. 34, n. 9, p. 1455-1475, 2011.

FRANCO, C.; GERUSSI, E. Trade, Foreign Direct Investments (FDI) and income inequality: empirical evidence from transition countries. **The Journal of International Trade & Economic Development**, v. 22, n. 8, p. 1131-1160, Sep. 2013.

GIRMA, S.; GÖRG, H. Evaluating the foreign ownership wage premium using a difference-in-differences matching approach. **Journal of International Economics**, v. 72, n. 1, p. 97-112, 2007.

HERZER, D.; HÜHNE, P.; NUNNENKAMP, P. FDI and income inequality: evidence from Latin American economies. **Review of Development Economics**, v. 18, n. 4, p. 778-793, Oct. 2014.

HIRATUKA, C.; FRACALANZA, P. S. Diferenciais de salário entre empresas domésticas e estrangeiras na indústria brasileira. *In*: DE NEGRI, J. A.; DE NEGRI, F.; COELHO, D. (Org.). **Tecnologia, exportação e emprego**. 1. ed. Brasília: Ipea, 2006, v. 1, p. 289-313.

HU, A. G. Z.; JEFFERSON, G. H. FDI impact and spillover: evidence from China's electronic and textile industries. **The World Economy**, v. 25, n. 8, p. 1063-1076, Dec. 2002.

JEON, Y.; PARK, B. I.; GHAURI, P. N. Foreign direct investment spillover effects in China: are they different across industries with different technological levels? **China Economic Review**, v. 26, p. 105-117, 2013.

JOHANSSON, A. C.; LIU, D. Foreign direct investment and inequality: evidence from China's policy change. **The World Economy**, v. 43, n. 6, p. 1647-1664, Nov 2020.

LIPSEY, R. E.; SJÖHOLM, F. Foreign direct investment, education and wages in Indonesian manufacturing. **Journal of Development Economics**, v. 73, n. 1, p. 415-422, 2004.

MAH, J. S. Globalization, decentralization and income inequality: the case of China. **Economic Modelling**, v. 31, p. 653-658, Mar. 2013.

MCLAREN, J.; YOO, M. FDI and inequality in Vietnam: an approach with census data. **Journal of Asian Economics**, v. 48, p. 134-147, 2017.

MENEZES FILHO, N.; CAMPOS, G.; KOMATSU, B. **A evolução da produtividade no Brasil**. São Paulo: Insper, ago. 2014. (CPP Policy Paper, n. 12).

MIHAYLOVA, S. Foreign direct investment and income inequality in Central and Eastern Europe. **Theoretical & Applied Economics**, v. 22, n. 2, p. 23-42, 2015.

PECORA, A. R.; MENEZES FILHO, N. O papel da oferta e da demanda por qualificação na evolução do diferencial de salários por nível educacional no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n. 2, p. 205-240, jun. 2014.

REUVENY, R.; LI, Q. Economic openness, democracy, and income inequality: an empirical analysis. **Comparative Political Studies**, v. 36, n. 5, p. 575-601, June 2003.

RIBEIRO, E. J. J.; SILVA FILHO, E. B. da. Investimento externo direto no Brasil no período 2003-2012: aspectos regionais e setoriais. **Boletim de Economia e Política Internacional**, Rio de Janeiro, n. 14, p. 29-46, maio-ago. 2013.

RODRÍGUEZ-POSE, A. Trade and regional inequality. **Economic Geography**, v. 88, n. 2, p. 109-136, 2012.

SILVA FILHO, E. B. da. Trajetória recente do investimento estrangeiro e em carteira no Brasil: 2003-2014. **Boletim de Economia e Política Internacional**, Rio de Janeiro, n. 19, p. 5-20, jan.-abr. 2015.

SQUEFF, G. C.; DE NEGRI, F. Produtividade do trabalho e mudança estrutural no Brasil nos anos 2000. *In*: DE NEGRI, F; CAVALCANTE, L. R. (Org.). **Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes**. Brasília: ABDI; Ipea, 2014. v. 1, p. 249-280.

WEI, K.; YAO, S.; LIU, A. Foreign Direct Investment and regional inequality in China, **Review of Development Economics**, v. 13, n. 4, p. 778-791, Oct. 2009.

WU, J.-Y.; HSU, C.-C. Foreign direct investment and income inequality: does the relationship vary with absorptive capacity? **Economic Modelling**, v. 29, n. 6, p. 2183-2189, Nov. 2012

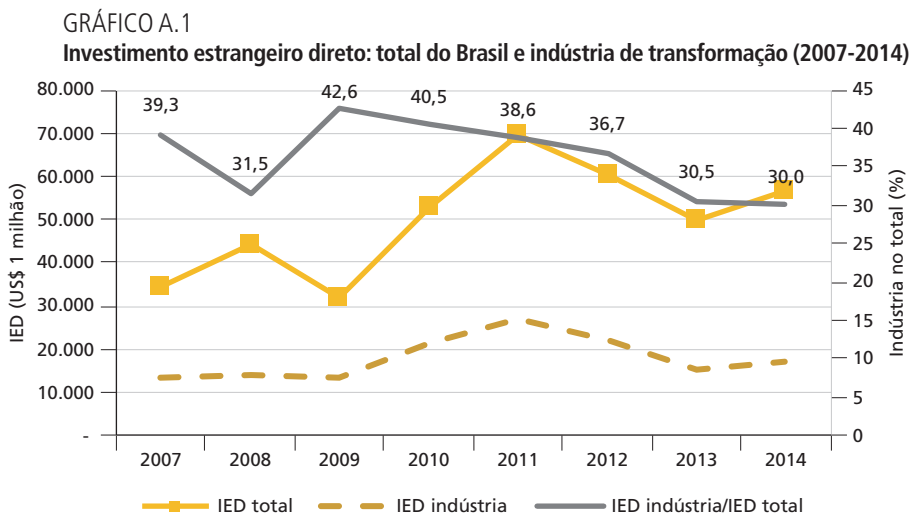
#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FEENSTRA, R. C.; HANSON, G. H. Foreign direct investment and relative wages: evidence from Mexico's maquiladoras. **Journal of International Economics**, v. 42, n. 3, p. 371-393, May 1997.

MALCHOW-MØLLER, N.; MARKUSEN, J. R.; SCHJERNING, B. Foreign firms, domestic wages. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 115, n. 2, p. 292-325, Apr. 2013.



## APÊNDICE A



**TABELA A.1**  
**PNAD: dados da amostra filtrada para a indústria de transformação**

Ano	Observações (1 mil)	População inicial estimada (1 milhão)	Primeira filtragem	Segunda filtragem	Terceira filtragem	População final estimada (1 milhão)
			PEA (1 mil)	Empregado <sup>1</sup> (1 mil)	Trabalhadores <sup>2</sup> da indústria de transformação (1 mil)	
2007	399.964	190.1	163.954	94.523	18.032	9.475,546
2008	391.868	192.1	164.924	97.187	17.993	9.761,368
2009	399.387	194.1	168.401	98.305	17.434	9.355,761
2011	358.919	195.2	149.16	90.756	14.791	8.870,219
2012	362.451	196.9	154.122	95.13	15.726	9.441,585
2013	362.554	201.5	152.353	94.602	14.88	9.089,255
2014	362.627	203.2	156.806	96.872	14.665	9.002,254

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Posição do trabalho principal na semana de referência.

<sup>2</sup> De 10 anos ou mais de idade na semana de referência.

TABELA A.2  
Estatística descritiva (2007-2014)

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Gini	152	0,397	0,060	0,271	0,579
Theil	152	0,328	0,104	0,129	0,813
IED (ln)	152	19,710	1,647	12,413	22,699
Produtividade (ln)	152	4,447	0,625	3,310	6,126
Escolaridade	152	10,535	1,137	7,176	13,036
Coef. exportações	152	15,661	11,727	1,000	59,000
Concentração	152	0,368	0,484	0,000	1,000

Elaboração dos autores.  
Obs.: Dezenove setores.

TABELA A.3  
Modelo dinâmico: IED e desigualdade de renda (rendimento do trabalho principal) –  
variável dependente: Theil

Variável	GMM-SYS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Theil <sub>t-1</sub>	0.344** (0.143)	0.345** (0.154)	0.474*** (0.123)	0.323*** (0.118)
IED (Ln)	-0.0217 (0.0151)	-0.0220* (0.0115)	-0.182* (0.108)	-0.0236** (0.0113)
IED <sub>t-1</sub> (Ln)	1.60e-05 (0.0123)	0.000492 (0.0145)		0.000341 (0.0141)
IED <sup>2</sup> (Ln)			0.00433* (0.00265)	
Escolaridade (Ln)	1.092** (0.458)	1.061*** (0.339)	0.993*** (0.317)	0.965** (0.395)
Coeficiente das exportações	0.00780 (0.0058)	0.00763 (0.00656)		0.00801 (0.00597)
Produtividade	-0.00594 (0.1050)			
Concentração <sup>1</sup>				0.0573 (0.106)
Constant	-2.029** (0.937)	-1.984*** (0.672)	-0.292 (1.092)	-1.741** (0.743)

(Continua)

(Continuação)

Variável	GMM-SYS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
AR2	0,275	0,42	0,27	0,37
Sargan	0,568	0,62	0,19	0,58
Hansen	0,868	0,89	0,82	0,93
Hansen-Dif	0,701	0,74	0,64	0,98
Setores	19	19	19	19
Observações	133	133	133	133

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Concentração: é uma *dummy* igual a 1 para os sete setores concentradores de IED (setor acima de 5% de *market share* e que juntos concentram mais de 70% do IED). Foram usados como instrumentos as variáveis: *lag* das variáveis  $Theil_{t-3}$ , IED, escolaridade e produtividade (*ln*).

Obs.: 1. Significantes ao nível: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

2. Erros-padrão robustos em parênteses.

Originais submetidos em: jul. 2018.

Última versão recebida em: jul. 2020.

Aprovada em: out. 2020.

