

# Investimento Estrangeiro Direto e desigualdade salarial nos setores da Indústria de Transformação

Cristiane Vanessa Borges<sup>1</sup>  
Gilberto Joaquim Fraga<sup>2</sup>

## RESUMO

O objetivo da presente pesquisa é analisar a relação entre investimento estrangeiro direto (IED) e desigualdade dos salários intraindustrial na indústria brasileira de transformação. São analisados 19 setores no período de 2007 à 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 de salários favorecendo a melhoria do bem-estar. Constatase também, um efeito não linear do IED sobre a desigualdade dos salários intraindustrial. Quanto as variáveis de controle, escolaridade, coeficiente de exportação e produtividade apresentaram os sinais esperados e foram estatisticamente significativas, indicando que os setores com maior nível de capital humano e mais integrados ao comércio global pagam maiores salários. Desta forma, as políticas de redução da desigualdade não devem negligenciar a presença do influxo de IED como forma de obter padrão de renda mais equânime.

**Palavras-chave:** Investimento estrangeiro, Desigualdade, Renda

## ABSTRACT

This paper aims to analyze the relationship between foreign direct investment (FDI) and intraindustrial wage inequality 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 wage inequality, contributing to improve well-being. We also note the non-linear effect of FDI on intraindustry wage inequality. Regarding the control, education, export coefficient and productivity variables showed the expected signs and were statistically significant, indicating that the sectors with the highest level of human capital and more integrated into global trade pay higher wage level. Thus, policies to reduce inequality should not neglect the presence of the inflow of FDI as a way to obtain a more equitable income.

**Keywords:** Foreign investment, Inequality, Income

*Área ANPEC - 2: Desenvolvimento Econômico*

**JEL Code: 014; F21**

## 1. Introdução

A literatura sobre os impactos do Investimento Estrangeiro Direto (IED) nas economias receptoras tem discutido os respectivos efeitos no crescimento econômico, nível de emprego e desenvolvimento tecnológico, e em menor escala os efeitos sobre a desigualdade de renda. As evidências apontam que as empresas de propriedade estrangeira pagam salários mais altos do que as empresas de propriedade nacional e que de alguma maneira isso tem afetado a desigualdade de salários no país doméstico (DRIFFIELD e GIRMA, 2003; ARBACHE, 2004; GIRMA; GÖRG, 2007). Os salários são a principal fonte de renda para a maioria das pessoas e a sua equidade tem implicações para a distribuição de renda geral (FIGNI e GORG, 2011).

---

<sup>1</sup> Mestranda em Economia – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Estadual de Maringá (UEM). Bolsista CAPES. E-mail: [oi.crisinha@gmail.com](mailto:oi.crisinha@gmail.com)

<sup>2</sup> Professor do Departamento de Economia, UEM. O autor agradece o apoio do CNPq (Processo: 457620/2014). E-mail: [gjfraga@uem.br](mailto:gjfraga@uem.br)

Ressalta-se que o impacto do IED na desigualdade ainda não se tem um consenso sobre se essa relação é negativa ou positiva, enquanto que, alguns trabalhos sugerem que o IED pode reduzir a desigualdade salarial outros apontam o efeito contrário (HERZER et al., 2014; FIGINI; GÖRG 2011)

Considerando a taxa anual de crescimento do Investimento Estrangeiro Direto (IED) para o Brasil de 11% no período em análise na presente pesquisa (2007 a 2014), o presente estudo tem como objetivo analisar a relação entre IED e desigualdade salarial intraindustrial da indústria brasileira de transformação.

A estrutura teórica é baseada na construção apresentada por Figini e Görg (2011) em que a desigualdade salarial é analisada em um Modelo de Tecnologia de Propósito Geral (GPT), buscando verificar se o IED é neutro em relação a desigualdade, ou seja, se beneficia a todos da mesma forma em termos de salário. Ou se seus impactos não são neutros, apresentando impacto positivo ou negativo, também, se essa relação (IED e desigualdade) é não linear.

O intenso processo de globalização econômica e integração comercial ampliaram os fluxos de IED com impactos no mercado de trabalho dos países anfitriões. Pela importância do debate referente ao tema tanto no meio acadêmico como entre formuladores de políticas econômicas, a presente pesquisa busca contribuir para o debate econômico, apresentando novas evidências sobre o impacto do IED na desigualdade salarial<sup>3</sup> com foco nos setores da indústria de transformação entre 2007 e 2014. Para tanto, são utilizados os procedimentos de dados em painel de efeitos fixos e dinâmico, controlando para endogeneidade, para 19 setores. O artigo inova em fazer uma fusão dos indicadores construídos a partir dos microdados da PNAD (pesquisa nacional por amostra de domicílio) com dados da pesquisa industrial anual e censo do capital estrangeiro.

Identificar os possíveis impactos do IED sobre a desigualdade de salários nos setores da indústria de transformação brasileira, pode ser relevante para formulação e aprimoramento de políticas públicas, especialmente as que visam reduzir essa desigualdade de renda favorecendo a melhoria do bem-estar.

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

## **2. Literatura relacionada**

A presente seção busca apresentar uma revisão de literatura relacionada ao tema desta pesquisa evidenciando as principais contribuições e lacunas existentes.

Entre os estudos que abordam a desigualdade salarial para vários países, Alderson e Nielsen (1999) observaram uma associação significativa entre o coeficiente de Gini de desigualdade de renda e o estoque de investimento estrangeiro, apontando uma relação entre a entrada do capital estrangeiro e desigualdade. Já Franco e Gerussi (2010) analisaram uma amostra de 18 países (1990-2006), e não encontraram efeitos significativos do IED na desigualdade renda.

Analisando as mudanças salariais relativas, Das (2002) argumenta que o investimento estrangeiro em setores intensivos em mão-de-obra qualificada diminui o salário relativo. O autor explica esse impacto do IED nos salários, considerando a ocorrência de transferência de tecnologia através de efeitos de demonstração (aprendizagem).

Figini e Görg (2011) e Franco e Gerussi (2010), corroboram com essa discussão apontando que no curto prazo, caso a economia receptora do IED tenha uma capacidade limitada de fornecer mão de obra mais qualificada ocorrerá um aumento dos salários dos trabalhadores qualificados e, conseqüentemente com esse diferencial salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados a desigualdade de renda aumentaria. Porém no Longo prazo, os autores também consideram o efeito aprendizagem, de que a mão de obra menos qualificada da economia receptora do IED poderia ser capacitada a aprender essa nova tecnologia, se adaptar ao novo método de produção, se tornando uma mão de obra qualificada e assim, portanto, o IED estaria contribuindo para a redução da desigualdade salarial. Figini e Görg (2011) medindo

---

<sup>3</sup> Embora existam outras definições para Renda, os termos desigualdade neste artigo é entendida 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.

a desigualdade salarial (INEQ), por meio do cálculo dos índices de Gini e Theil sobre os salários médios por empregado em indústrias de fabricação de três dígitos, verificaram ainda se essa relação não é linear e encontraram que o efeito do IED difere de acordo com o nível de desenvolvimento do país.

Para Feliciano e Lipsey (2006), em análise dos Estados Unidos, a existência do diferencial salarial é sensível a medida de tamanho da empresa utilizada como controle na regressão. E ressaltam que se o crescimento da propriedade estrangeira aumenta o tamanho médio da planta, ocorre um deslocamento do *mix* da indústria para as indústrias de salários mais elevados ou atrai uma mão-de-obra mais qualificada, assim, os autores atribuiriam as mudanças nos salários a esses fatores e não à propriedade estrangeira que os alterou. Girma e Görg (2007) argumentam que tanto os trabalhadores qualificados como os que não são qualificados, em média, experimentam um aumento pós-aquisição na taxa de salário, após uma aquisição por uma empresa dos Estados Unidos da América (EUA). E apontam que a constatação de uma heterogeneidade substancial nos efeitos pós-aquisição implica que estudos que não explicam a heterogeneidade dos tipos de trabalhadores e a nacionalidade de propriedade, podem estar sujeitos a deficiências consideráveis.

Chintrakarn et al (2012) indica que no longo prazo, o IED exerce um efeito negativo significativo e robusto contribuindo para a redução da desigualdade de renda nos Estados Unidos (EUA). Os resultados dos autores apresentaram uma heterogeneidade considerável nos efeitos entre os estados, pois para alguns estados dos EUA o IED pareceu contribuir para ampliar as diferenças na renda. Em linha com a literatura (Figini e Görg (2011); Franco e Gerussi (2010)), de que o acesso a tecnologia por meio da entrada do IED na economia doméstica, leva ao acesso de maior conhecimento e a compensações com ganhos de produtividade e aumento de renda.

Considerando a mesma perspectiva, as pesquisas realizadas para os países da Europa, Driffield e Girma (2003) apontam que os principais resultados das estimativas para o Reino Unido sugerem que o impacto do IED nos salários ocorre, em grande parte, através de efeitos da procura de mão-de-obra, e não através de trabalhadores que passam das empresas estrangeiras para as nacionais, assim o investimento gera um novo aumento na procura de mão-de-obra qualificada e para manter o pessoal chave, as empresas domésticas vão pagar salários mais elevados.

Para Europa Central e Oriental, Mahutga e Bandelj (2008) sugerem que há um relação positiva e robusta entre IED e desigualdade de renda e destacam ainda que a desigualdade pode continuar a ser uma característica em longo prazo dos países que dependem cada vez mais do IED, a menos que este dependa de medidas institucionais que garantam que o IED leva à transferência de tecnologia e outros tipos de transbordamentos para a economia doméstica.

A partir de um modelo econométrico com dados em painel para os países da União Europeia (UE-27), Asteriou et al (2014) também sugere que o maior efeito de desigualdade foi decorrente do IED para a relação entre desigualdade de renda e globalização. Com a abertura comercial exercendo um efeito de igualdade, enquanto a globalização financeira através do IED, a abertura da conta de capital e a capitalização do mercado de ações tem sido a força motriz da desigualdade na UE-27 desde 1995. Porém Mihaylova (2015) analisou a desigualdade de renda de dez países da Europa Central e Oriental (CEE) e aponta que o efeito do IED na desigualdade varia dependendo do nível de educação e desenvolvimento econômico dos países receptores desse investimento.

Para o caso da América Latina Herzer et al (2014), apresentam evidências de longo prazo com um efeito significativo e positivo do IED na desigualdade de renda. No entanto, salientam sobre os resultados para a amostra de onze países latino-americanos que os dados revelam-se sensíveis à exclusão do final da década de 1980. Os autores argumentam então que o efeito do IED sobre a desigualdade de renda perde significância estatística quando o período de observação é 1990-2006, mostrando que outros efeitos como o mau desempenho econômico pode ter afetado a relação entre IED e renda desigualdade, possivelmente resultando em estimações tendenciosas.

Avaliando os impactos do estoque de IED na desigualdade de renda regional da China, Yu (2011) sugere que o índice de contribuição do estoque de investimento estrangeiro direto per capita para a desigualdade de renda da China tem declinado desde 2002 e que o estoque de IED representou apenas 2% de sua desigualdade de renda regional.

No que se refere aos resultados ambíguos do sinal do IED, Mah (2013), apresenta evidências variadas sobre o efeito das entradas de IED sobre a desigualdade de renda da China entre 1985 e 2007. Quando se utiliza uma relação de abertura comercial como medida de liberalização do comércio, as entradas de IED são reveladas como não estatisticamente significativas, porém quando a taxa tarifária é usada, a maior quantidade de entradas de IED revela ter um efeito negativo e significativo na desigualdade de renda.

Já o estudo de Feenstra e Hanson (1997), em uma análise para os trabalhadores do México no período entre 1975 – 1988, verificaram que o aumento da desigualdade salarial no México está ligado à entrada de capital estrangeiro. Para regiões no México que tem apresentado concentração do IED, o crescimento do investimento estrangeiro está associado a um aumento na demanda relativa de mão-de-obra especializada e, portanto aumento da participação do trabalhador qualificado nos salários totais, impactando na desigualdade salarial entre a mão de obra mais especializada e menos especializada.

Lipsev e Sjöholm (2004) examinaram, para a Indonésia, se os salários pagos por fábricas de propriedade estrangeira são mais elevados do que os salários domésticos. Os resultados apontaram que empresas de capital estrangeiro não só pagam um preço mais alto por este trabalhador do que as empresas domésticas, mas também um preço mais alto, mesmo em relação às empresas domésticas que operam de forma semelhante com relação ao tamanho, produto e outras variáveis.

Mclaren e Yoo (2017) investigaram os efeitos do IED sobre a distribuição de renda e padrões de vida no Vietnã, as estimativas indicam que o aumento do IED em uma província está associado a um declínio no padrão de vida para as famílias quando pelo menos um membro da família não esta empregado pelas empresas estrangeiras. Os autores mostram que medir o efeito do IED no bem-estar doméstico é mais difícil do que medir o efeito da política comercial, isso pode representar uma dificuldade para compreender o IED como uma estratégia geral contra a pobreza.

Arbache (2004) sobre o impacto do IED no mercado de trabalho constatou que existe um prêmio salarial multinacional e que as firmas estrangeiras por deterem tecnologias mais avançadas, empregam trabalhadores mais instruídos e mais experientes. O autor mostra que parece haver uma relação entre o IED e o capital humano, concluindo que as indústrias que experimentam maior IED também experimentam maior melhora no nível de capital humano, embora em pequena escala. Arbache e Negri (2004) também sugerem que o capital humano pode ajudar a justificar parcialmente a dispersão de prêmios salariais à medida que contribui para o aumento do desempenho coletivo, assim o prêmio seria resultado não apenas de segmentação ou rigidez do mercado, mas, também, de fatores não observáveis.

Hiratuka e Fracalanza (2006), no estudo sobre a existência ou não de práticas salariais diferenciadas entre empresas nacionais e estrangeiras para o caso brasileiro, apresentam que a média salarial superior das empresas estrangeiras 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, dado os efeitos modestos do efeito transbordamento sobre os salários das firmas nacionais.

Os estudos desses autores contribuem para compreensão dos efeitos do investimento estrangeiro direto nas economias receptoras destes recursos, tanto em termos de crescimento, como também em desigualdade salarial. No entanto não há consenso sobre o efeito do IED na desigualdade de salário nos países. Algumas pesquisas trazem que esse efeito seria negativo enquanto outras destacam que ele é positivo ou ambíguo, o que justifica a necessidade de novos trabalhos realizados com o mesmo enfoque para a economia brasileira.

### **3. Modelo teórico**

O modelo apresentado nessa seção é baseado na construção teórica apresentada por Figini e Görg (2011) com um processo de Tecnologia de Propósito Geral (GPT<sup>4</sup>) que permite analisar se o IED tem algum efeito positivo, ou negativo na desigualdade dos salários. Essa abordagem descreve o efeito da

---

<sup>4</sup> A sigla GPT trata-se da abreviação do modelo General Purpose Technology (Figini e Görg, 2011).

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.

Assim, o modelo teórico apresentado por Figini e Görg (2011) tem a estrutura apresentada na equação (1):

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

Onde  $Y$  é o produto agregado,  $x_i$  é o único fator de produção usado para produzir o bem intermediário no setor  $i$ .  $A$  é um parâmetro tecnológico e representa, portanto 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 usa apenas a tecnologia antiga e as novas tecnologias são introduzidas através da inovação em um GPT.

Assim as etapas deste desenvolvimento consistem em: primeiramente na descoberta do GPT; em segundo lugar, na empresa desse setor adquirir um modelo para basear a experimentação e em terceiro lugar, a empresa descobrir como implementar o GPT em seu setor específico.

Assim, todos os setores estão em um dos três estados: os setores que ainda não adquiriram um modelo; aqueles que têm um modelo, mas ainda não descobriram como implementar; os setores 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).

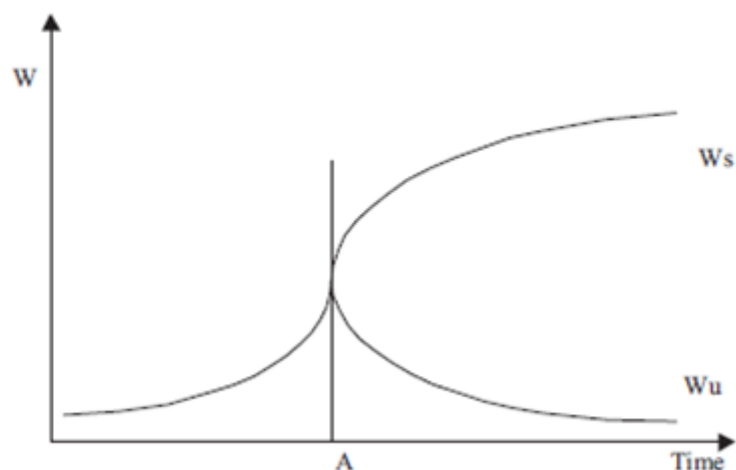
Nesse modelo tem-se que na primeira fase a desigualdade salarial se manteria ainda baixa, pois as empresas ainda precisam de mão-de-obra qualificada para realizar a pesquisa necessária para a descoberta do modelo da nova GPT e para experimentar a nova tecnologia. Porém devido a mão de obra disponível não estar ainda familiarizada com a nova tecnologia, o processo ocorreria ainda 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, assim a procura de mão-de-obra qualificada é baixa e isso implicaria que o trabalho assalariado qualificado e não qualificado receberia o mesmo salário e, portanto a desigualdade salarial se manteria ainda baixa.

Na etapa seguinte, as empresas que implementam com sucesso a nova tecnologia exigem apenas mão-de-obra qualificada para produzir com ela e 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 no processo de transição para esse estágio que a demanda por mão-de-obra qualificada aumenta levando à segmentação do mercado de trabalho, onde a mão de obra que é mais qualificada passa a ser paga com um salário mais elevado, implicando no aumento a desigualdade salarial.

A Figura 1 apresenta o efeito da nova tecnologia adotada sobre os salários. O ponto (A) mostra quando devido ao aumento da demanda de mão-de-obra qualificada, o mercado de trabalho se segmenta, em seguida a remuneração dos trabalhadores qualificados aumenta e o salário para trabalhadores não qualificados tende para zero.



**Figura 1 – Salários e o período de transição para a nova Tecnologia**

Fonte: Figini e Görg (2011).

Nota:  $W_s$  e  $W_u$  correspondem ao salário da mão de obra qualificada e não qualificada respectivamente.

Esse processo de ajuste leva a uma forma invertida de U para a desigualdade salarial em relação à introdução de modelo de tecnologia incorporada. Nos estágios iniciais, as empresas requerem a mão de obra qualificada que é importante para o processo e isso implica na valorização dela, aumentando a desigualdade salarial. Figini e Görg (2011) apontam que quanto maior o resultado inovador, maior a velocidade de ajuste.

Ao término do período de ajuste, acontece a redução da desigualdade salarial, pois todas as empresas se movem para os estágios 1 e 2, e a demanda por mão-de-obra não qualificada tende para zero, pois quando as empresas chegam no estágio 2, finalizando o processo de transição, apenas a mão de obra especializada será demandada.

Figini e Görg (2011) argumentam que a entrada do IED, possibilita que primeiro 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 que leva a uma forma invertida de U para a relação entre o IED e a desigualdade salarial.

Neste artigo o modelo será de fundamentação para uma análise usando um grande painel dinâmico para os setores da Indústria de transformação brasileira, fornecendo assim evidências mais gerais ao que se refere a uma análise intrasetorial da relação entre IED e a desigualdade salarial.

## 4. Apresentação descritiva

### 4.1. Amostra selecionada para o cálculo da desigualdade de renda

Nessa pesquisa foram utilizadas a Pesquisa Industrial Anual (PIA), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que apresenta um conjunto de informações empresariais para os diversos setores da indústria brasileira; Censo de Capitais Estrangeiros realizado pelo Banco Central do Brasil (BACEN); e a base de microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada pelo IBGE.

O período foi delimitado aos anos 2007 a 2014 devido à compatibilidade dos dados disponíveis, pois se utilizou varias bases de dados e algumas delas tiveram alterações metodológicas como a adoção da Classificação Nacional de Atividades Econômicas CNAE 2.0.

Assim, dos vinte e três grupos de atividades da Indústria de transformação, a pesquisa contemplará dezenove grupos, sendo eles: Fabricação de produtos alimentícios; Fabricação de bebidas; Fabricação de produtos do fumo; Fabricação de produtos têxteis; Fabricação de produtos de madeira; Fabricação de celulose, papel e produtos de papel; Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis; Fabricação de produtos químicos; Fabricação de produtos farmoquímicos e

farmacêuticos; Fabricação de produtos de borracha e de material plástico; Fabricação de produtos de minerais não-metálicos; Metalurgia; Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos; Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos; Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos; Fabricação de máquinas e equipamentos; Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias; Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores; Fabricação de produtos diversos.

Considerando o número de observações disponíveis para os anos de 2007 a 2014, foram realizadas três filtragens (Tabela 1A, anexo) para que se mantivessem apenas as observações condizentes com o perfil do trabalhador de interesse da pesquisa. Portanto, aquelas pessoas que atendessem a definição de População Economicamente Ativa (PEA). E, que o perfil final, excluiu-se da amostra todos os trabalhadores cujo grupamento da atividade principal não era a Indústria de Transformação, sendo selecionado os trabalhadores a partir do código de atividade do trabalho único ou principal do entrevistado de 10 anos ou mais de idade na semana de referência.

#### 4.2. A relação entre 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.

Como pode ser observado no Gráfico 1 que apresenta a evolução do Investimento Estrangeiro Direto no Brasil, no período de 1970 a 2014, o Brasil tem registrado um alto ingresso de Investimento Estrangeiro Direto nos últimos anos. E esses valores se mantiveram crescentes mesmo em períodos de crise.

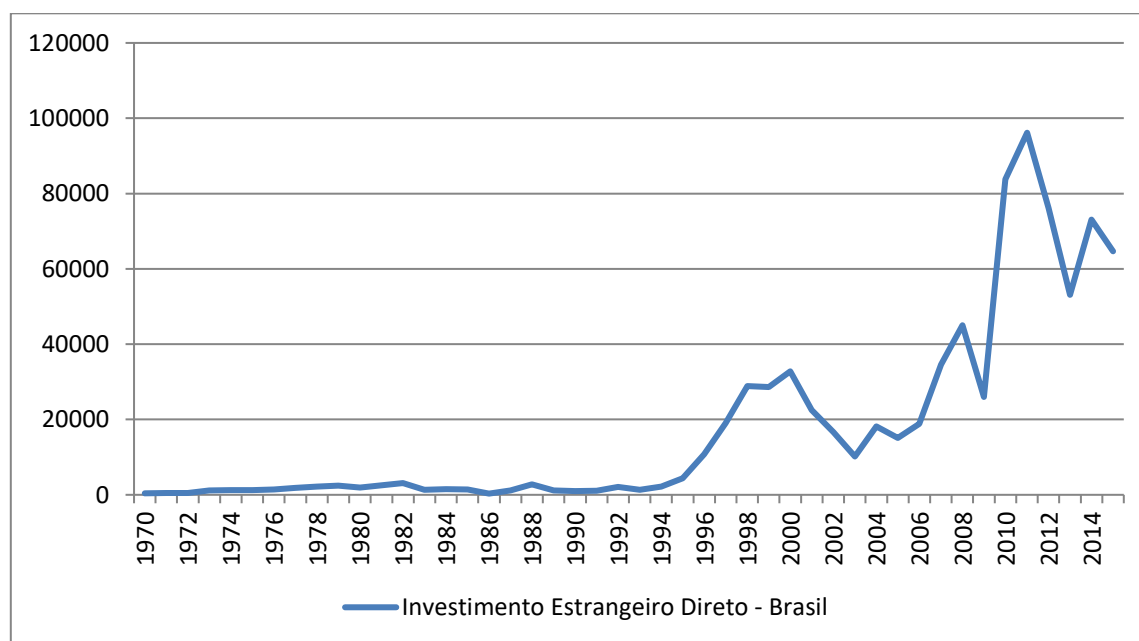


Gráfico 1 – Investimento Estrangeiro Direto no Brasil, em milhões de dólares, nos anos 1970-2015  
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Unctad (2017).

Em 1973 houve o primeiro registro de maior ingresso desses recursos no Brasil, sendo um montante de US\$ 1,180 bilhão, chegando a aproximadamente US\$ 1,910 bilhões 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, chegando em 1994 a um valor de US\$ 2,149 bilhões. A partir de então a economia brasileira passou a ser cada vez mais o destino para o investimento estrangeiro direto, chegando a um ápice em 2011 de US\$ 96,152 bilhões.

Conforme mostrado no Gráfico 1, nos anos de 2000, 2008, 2011 constam os picos com maiores volumes de IED no Brasil, assim este estudo que aborda o período 2007 a 2014 contempla um período que registra o maior pico do influxo de IED que foi para o ano de 2011. Após este 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: Metalurgia; Fabricação de produtos alimentícios; Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis; Fabricação de produtos químicos; Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias; Fabricação de bebidas; Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos.

Em 2007 os cinco maiores receptores de IED foram: Metalurgia; Fabricação de produtos alimentícios; Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis; Fabricação de produtos químicos e Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias. Juntos esses cinco setores receberam 79,5% do IED destinado a essa Indústria. 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 e entre eles entrou o setor de Fabricação de bebidas e juntos representaram 79,6% do total. Em 2014, entre os cinco maiores receptores mantiveram-se os setores: Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias; Metalurgia; Fabricação de produtos químicos; Fabricação de produtos alimentícios e, 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 a Indústria de Transformação.

Quanto índice de Gini, os resultados contabilizado apenas 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 Investimento Estrangeiro Direto<sup>5</sup> por setor da Indústria de Transformação, 2007-2014

Setor	Divisões de atividades	Gini			IED (US\$ Milhões)		
		2007	2011	2014	2007	2011	2014
10	Fabricação de produtos alimentícios	0,37	0,36	0,34	1.751,71	3.063,58	1.547,15
11	Fabricação de bebidas	0,43	0,38	0,31	68,56	4.265,02	19,45
12	Fabricação de produtos do fumo	0,58	0,51	0,36	6,32	65,81	40,70
13	Fabricação de produtos têxteis	0,40	0,32	0,32	90,01	42,35	131,23
16	Fabricação de produtos de madeira	0,35	0,30	0,29	39,32	294,68	39,98
17	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	0,42	0,37	0,41	476,91	387,21	520,12
19	Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	0,47	0,41	0,43	1.643,59	1.800,62	625,44
20	Fabricação de produtos químicos	0,48	0,47	0,52	1.378,29	2.225,97	2.176,45
21	Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos	0,52	0,52	0,47	160,36	302,51	861,73
22	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	0,36	0,33	0,35	494,24	1.101,69	678,26
23	Fabricação de 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	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	0,36	0,32	0,32	50,51	177,53	396,19

<sup>5</sup> Investimento Estrangeiro Direto ingresso por setor CNAE 2.0 do CEB/Bacen 2014.



<b>26</b>	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	0,45	0,44	0,41	159,07	975,26	1.528,12
<b>27</b>	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,39	0,36	0,37	384,80	607,20	1.019,74
<b>28</b>	Fabricação de máquinas e equipamentos	0,42	0,36	0,36	428,37	616,08	814,05
<b>29</b>	Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	0,42	0,40	0,39	860,84	1.395,01	2.913,87
<b>30</b>	Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	0,44	0,42	0,45	16,64	125,36	229,29
<b>32</b>	Fabricação de produtos diversos	0,44	0,38	0,35	123,51	79,45	238,48

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD/IBGE, CEB/Bacen 2017.

Dado a grande amostra de dados para os 19 setores da indústria de transformação em relação a variável Gini e IED, foram selecionados para a Tabela 1 apenas os dados referentes aos anos 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 o setor 20 e 30, que corresponde a atividade 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 Investimento Estrangeiro Direto e aumento da desigualdade de salários simultaneamente, medido pelo Índice de Gini, 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.

Os gráficos a seguir permitem visualizar a dinâmica da distribuição dos rendimentos<sup>6</sup> médios intraindustrial (anuais), apresentando os valores deflacionados para os anos 2007, 2011 e 2014. No gráfico 4 apresenta-se a distribuição da renda dentro da indústria de transformação.

<sup>6</sup> Valores (R\$) deflacionados.

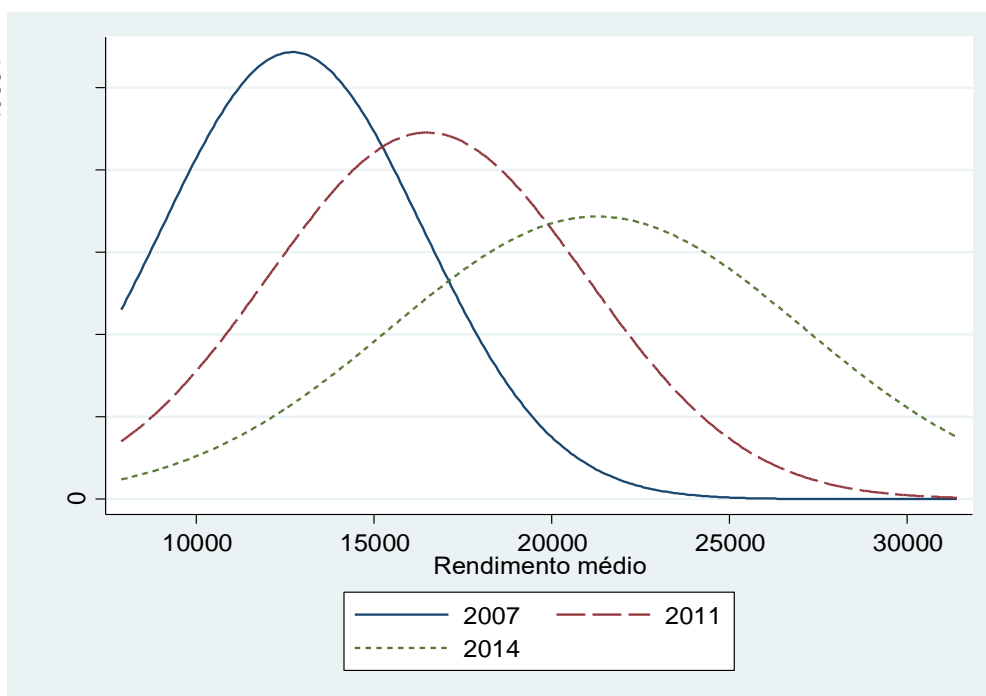


Gráfico 4 – Distribuição do Rendimento médio anual na Indústria de Transformação, período: 2007, 2011 e 2014

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PNAD 2007, 2011 e 2014.

As curvas que representam a distribuição de renda para os sete setores que mais receberam IED no período analisado são apresentadas no Gráfico 5.

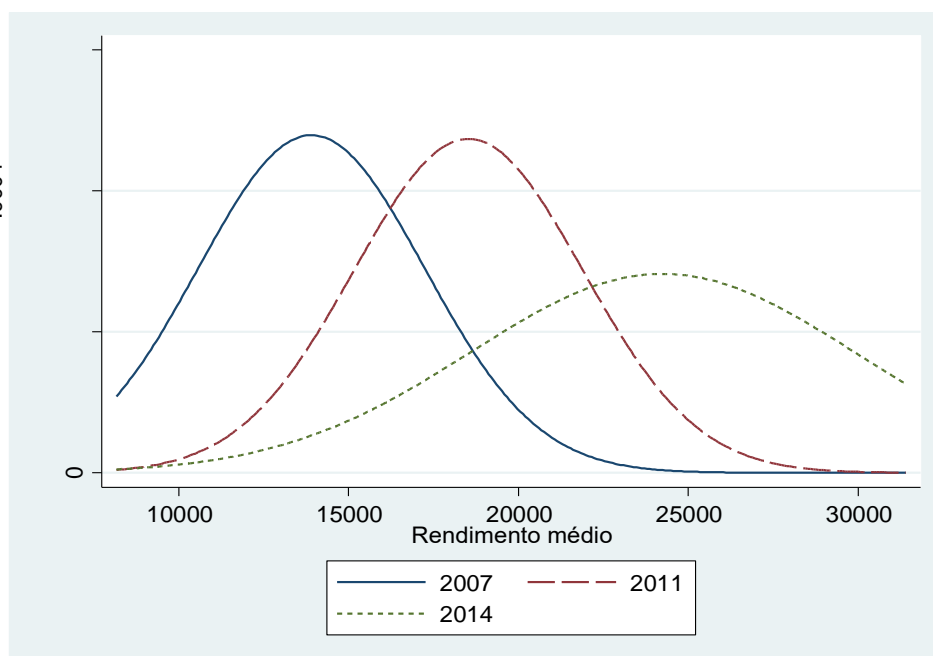


Gráfico 5 – Distribuição do Rendimento médio anual para os setores que mais receberam IED, período: 2007, 2011 e 2014

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PNAD 2007, 2011 e 2014.

Conforme os Gráficos 4 e 5, verifica-se que houve mudança na distribuição e no valor dos rendimentos para a indústria de transformação e para os setores que mais receberam IED. Ao observar o deslocamento das curvas percebe-se que há mais trabalhadores ganhando uma renda maior em 2014 do que

nos anos anteriores. Para chegar o outro lado, no Gráfico 6 as curvas representam a distribuição para os setores que menos receberam IED no período analisado.

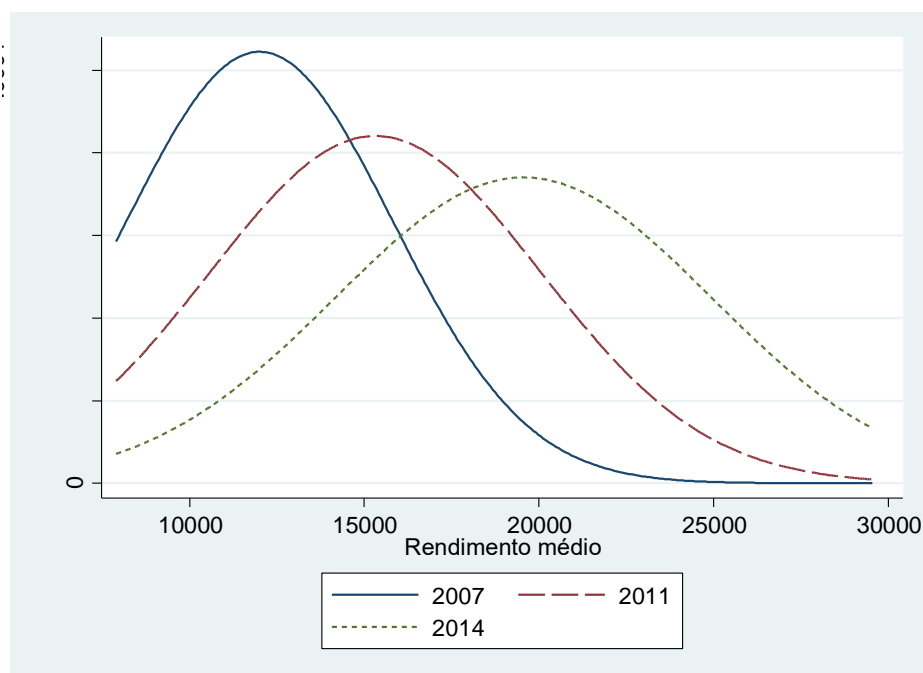


Gráfico 6 – Distribuição do Rendimento médio anual para os setores que menos receberam IED, nos anos 2007, 2011 e 2014

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PNAD 2007, 2011 e 2014.

Ao analisar o deslocamento das curvas do Gráfico 6, percebe-se que para o ano de 2014, ano em que estes setores tiveram uma redução na entrada de IED, os dados apresentaram um desvio padrão maior que nos anos anteriores registrando alteração na distribuição do rendimento médio.

Os gráficos de distribuição do rendimento médio anual 4, 5 e 6 permitem visualizar o comportamento e deslocamento das curvas, sugerindo que em geral os melhores resultados foram para os setores que mais receberam IED e que estes setores apresentam mais trabalhadores na faixa de rendimento médio mais alto, do que a Indústria de Transformação e setores que menos receberam IED.

Entre as variáveis de controle estão: receita total, produtividade e escolaridade (*proxy* para qualificação). A Receita total é a variável disponibilizada pela base de dados da PIA/IBGE. A produtividade é uma variável de controle importante (ver, Hiratuka e Fracalanza, 2006). A metodologia adotada para o cálculo da produtividade foi a mesma utilizada por Squeff e Negri (2014)<sup>7</sup>, calculada como a razão entre o valor adicionado e o pessoal ocupado, ambos os dados obtidos na PIA. Também da PIA/IBGE obtém-se o valor adicionado e o pessoal ocupado. A escolaridade está medida em anos de estudo, filtragem realizada para os microdados da PNAD, onde foram selecionados os anos de estudo do pessoal da amostra por setor de atividade e é considerada importante variável de controle pela literatura.

O panorama geral permite observar que, nos períodos em que se registrou aumento do IED, este foi acompanhado por uma redução do Índice de Gini dos setores, o que pode sugerir uma relação negativa entre estas variáveis.

## 5. Estratégia empírica

### 5.1. Modelos de Dados em painel

<sup>7</sup>  $X_t^i = \frac{Y_t^i}{L_t^i}$ , onde Y é o valor adicionado e L é o total de pessoal ocupado, variáveis sobre o sobcrito *i* denotam a atividade

econômica e o subscrito *t* indica o ano.

O procedimento de dados em painel apresenta vantagens e limitações. Considerando que as variáveis desta pesquisa podem apresentar potencial endogeneidade que pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos setores com as variáveis independentes, para uma série temporal não muito longa como a deste estudo, entende-se que o estimador GMM é o mais adequado para a aplicação dos dados da presente pesquisa.

Conforme Arellano e Bond (1991) argumentam, tem-se o modelo de dados em painel dinâmico conforme a equação (1):

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

Que conforme Baltagi (2005), ao estimar pelo método em diferença tem-se a equação (2):

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

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

$$y_{i3} - y_{i2} = \delta(y_{i2} - y_{i1}) + (v_{i3} - v_{i2}) \quad (3)$$

Assim, a equação (3) apresentada em Baltagi (2005) justifica a validade de  $y_{i1}$  como instrumento a medida que está fortemente correlacionado com  $(y_{i2} - y_{i1})$  mas não correlacionado com  $(v_{i3} - v_{i2})$ .

Como o modelo pode ser sobreidentificado, o teste de Sargan deve ser aplicado 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 de 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.

Para verificação de autocorrelação e testar a validade dos instrumentos utilizados, serão realizados os testes Arellano-Bond e Sargan.

## 5.2. 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. As demais variáveis são: o investimento estrangeiro direto, tamanho médio de estabelecimento (Receita total de vendas do setor), Produtividade e escolaridade.

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 Figiní e Görg (2011), conforme equação (4).

$$DESIGUALDADE_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln IED_{it} + \beta_2 \sum X_{it} + u_i + \mu_t + e_{it} \quad (4)$$

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  $t$ , e  $X$  é a matriz das variáveis de controle,  $u_i$  e  $\mu_t$  representam os efeitos fixos dos setores e tempo respectivamente, e  $e_{it}$  é o termo de erro.

Seguindo a literatura apresentada foram utilizados como variáveis de controle para cada setor as seguintes variáveis: o tamanho das empresas, coeficiente de exportação e coeficiente de penetração das importações, produtividade, a escolaridade média dos trabalhadores. O coeficiente de abertura comercial setorial foi elaborado pela Funcex.

O modelo é estimado usando um painel balanceado com dezenove setores da indústria de transformação com dados anuais para o período de 2007-2014.

Para a estimativa dinâmica (GMM-System) com um *Lag* da variável de desigualdade (Gini e Theil), entre as explicativas, conforme a equação (5).

$$Desigualdade_{it} = \beta_0 + \delta Desigualdade_{it-1} + \beta_1 IED_{it} + \beta_2 \sum X_{it} + u_i + \mu_i + e_{it}, \quad |\delta| < 1 \quad (5)$$

Sendo  $\mu_i \sim (0, \sigma_\mu^2)$  e o termo de erro  $e_i \sim (0, \sigma_e^2)$  são independentes e identicamente distribuídos. A preferência por esse método de estimação se justifica por ele além de corrigir o viés dos efeitos fixos da equação (5), eliminar a potencial endogeneidade que pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos estados com as variáveis independentes (BALTAGI et al., 2009). E os dois índices (Gini e Theil) foram utilizados 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 que é teste de Sargan. Foram usados como instrumentos as variáveis: tamanho (ln); produtividade (ln) e lag da variável Gini e Theil. Por fim, feita 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 da estimativa da equação (4) e (5) onde se utiliza o procedimento econométrico de dados em painel estático e dinâmico. Realizadas as primeiras estimativas, foram feitos os testes de diagnósticos, teste de Hausman, para definir qual procedimento era mais adequado, sendo apontado pelo teste o procedimento de efeitos fixos.

Primeiramente foram estimadas regressões considerando efeitos fixos (painel estático) e os resultados constantes na Tabela 2 demonstram que a variável IED não se apresenta como sendo estatisticamente significativa para afetar a desigualdade quando estimada a regressão tanto para o modelo onde a variável dependente é o Coeficiente de Gini, como quando utilizado o Índice de Theil. Esse resultado sugere um efeito neutro do IED em relação a desigualdade. Esses resultados podem refletir problemas de endogeneidade, e para checar se esse problema esta presente procedeu-se o teste endogeneidade de Wu-Hausman conforme o procedimento apresentado por Adkins e Hill (2011).

Quanto as variáveis de controle, observa-se que apenas a produtividade é estatisticamente significativa, e se apresenta com sinal esperado. De acordo com Card et al (2016), Hu e Gary (2002) e Jeon et al (2013) a entrada de investimentos estrangeiros pode resultar no aprimoramento da eficiência organizacional das empresas locais, por meio da aquisição de conhecimento de 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, reforçando a concorrência e assim, as tendências crescentes na dispersão da produtividade entre as empresas reduzindo a desigualdade salarial entre os trabalhadores.

Tabela 2 - Efeitos fixos: IED e desigualdade de salários. (Variável dependente: Gini e Theil)

Variáveis	Gini	Gini	Theil	Theil
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnIED	-0.00323 (0.00207)	-0.00680 (0.0132)	-0.00579 (0.00491)	-0.00778 (0.0296)
lnIED <sup>2</sup>		0.0000964 (0.000383)		-0.000366 (0.000860)
lnProdutividade	-0.131* (0.0683)	-0.132* (0.0692)	-0.303** (0.144)	-0.300* (0.146)
lnTamanho	0.0254 (0.0527)	0.0253 (0.0527)	0.118 (0.120)	0.119 (0.120)
lnEscolaridade	0.0722 (0.0889)	0.0735 (0.0892)	-0.0325 (0.301)	-0.0375 (0.299)
Coefficiente de Exportação	0.0000146 (0.000598)	-4.04e-06 (0.000616)	-0.000736 (0.00191)	-0.000665 (0.00192)
Coefficiente de Importação	-0.000164 (0.00139)	-0.000145 (0.00139)	0.000129 (0.00298)	0.00005 (0.00293)

Constante	0.417 (0.601)	0.452 (0.622)	-0.266 (1.193)	-0.401 (1.140)
Observations	152	152	152	152
R-squared	0.267	0.267	0.202	0.202
Nº de setores	19	19	19	19

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Notas: significantes ao nível: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%. Erros robustos entre parênteses.

Para contornar os potenciais problemas dos resultados da Tabela 2, como por exemplo, a endogeneidade que pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos setores com as variáveis de desigualdade, foi realizada estimativas dinâmicas (GMM-Sys) que levam em consideração o problema de endogeneidade e inércia temporal da desigualdade.

Assim, foi estimado um painel dinâmico (GMM-Sys) com um *Lag* da variável de desigualdade, entre as explicativas, e as variáveis produtividade (Ln) e tamanho (Ln) foram utilizadas como instrumentos na regressão; os resultados são apresentados na Tabela 3.

O coeficiente da variável dependente desfasada 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. No entanto, quando inclui nas regressões *dummy* temporal (de ano), para captar choques específicos nos observáveis em determinando ano, os efeitos da inercia não são estatisticamente significantes (ver, Rodriguez-Pose, 2012).

Nas regressões (1) e (2), da Tabela 3, que controla o efeito da produtividade o IED não é estatisticamente significativo em nível (t), mas é estatisticamente significativo com uma defasagem (t-1), já na equação (5) quando incluso a variável IED quadrática ambos são significativas, em linha com resultados para países da OCDE apresentados por Figini e Gorg (2011). Deve-se ressaltar que os impactos somados do IED em nível (presente) com IED defasado (t-1) fica negativo, ou seja, como efeito final o investimento estrangeiro direto contribui para redução da desigualdade de salário dos trabalhadores nos setores da indústria brasileira de transformação. Quanto a estimativa quadrática do IED, a regressão (5) sugere o efeito não linear da variável IED.

Os testes de especificação dos resultados sugerem que as estimativas são validadas, dadas as estatísticas apresentadas pelos testes de autocorrelação de Arellano-Bond (AR2) e o de validade dos instrumentos teste de Sargan. Foram usados como instrumentos as variáveis: tamanho (ln); produtividade (ln) nas regressões (3-8) e *lag* da variável Gini e Theil.

Para checar a verificar a robustez das equações estimadas, na Tabela 4 (em anexo) constam os resultados das estimações com a variável dependente sendo o índice de Theil como uma segunda medida de desigualdade. Assim, as regressões da Tabela 4 replicam das 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 para a principal variável de interesse que é o IED.

Tabela 3 – Modelo dinâmico (GMM): IED e desigualdade de salários. Variável dependente: coeficiente de Gini.

Variáveis	GMM-SYS							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Gini <sub>t-1</sub>	0.494*** (0.183)	0.456 (0.326)	0.280** (0.135)	0.187 (0.157)	0.282** (0.125)	0.163 (0.143)	0.290** (0.135)	0.197 (0.155)
lnIED	-0.0152 (0.0108)	-0.0317 (0.0213)	-0.0149** (0.00621)	-0.0157** (0.00704)	-0.114*** (0.0406)	-0.0677 (0.0427)	-0.0197*** (0.00677)	-0.0168** (0.00740)
lnIED <sub>t-1</sub>	0.0170** (0.00814)	0.0269* (0.0156)	0.0117** (0.00531)	0.0114* (0.00613)			0.0105* (0.00535)	0.0106* (0.00633)
lnIED <sup>2</sup>					0.00304*** (0.00114)	0.00172 (0.00120)		
lnProdutividade	-0.0169 (0.0179)	-0.0312 (0.0333)						
IEscolaridade	0.415*** (0.124)	0.577*** (0.181)	0.394*** (0.0981)	0.499*** (0.113)	0.356*** (0.0971)	0.479*** (0.112)	0.386*** (0.0980)	0.488*** (0.115)
Coef. Exportação	0.00106* (0.000587)	0.00115 (0.000809)	0.000979** (0.000426)	0.00110** (0.000459)	0.000680 (0.000422)	0.000869** (0.000435)	0.000622 (0.000471)	0.000971** (0.000536)
Coeficiente de Importação			0.00132* (0.000756)	0.00092 (0.000803)	0.000900 (0.000730)	0.000819 (0.000732)	0.00123 (0.000756)	0.000997 (0.000796)
Concentração							0.0013 (0.139)	0.0007 (0.524)
Constante	-0.760*** (0.249)	-0.934*** (0.357)	-0.622*** (0.217)	-0.808*** (0.255)	0.467 (0.482)	-0.181 (0.531)	-0.496** (0.228)	-0.750*** (0.283)
Sargan Test	0.55	0.99	0.19	0.48	0.13	0.15	0.21	0.42
Arellano Bond	0,47	0.57	0.50	0.60	0.37	0.50	0.57	0.62
Observações	114	114	114	114	114	114	114	114
Nº de Setores	19	19	19	19	19	19	19	19
Dummy ano	não	sim	não	sim	não	sim	não	Sim

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Notas: significantes ao nível: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%. Foram usados como instrumentos as variáveis: tamanho (ln); produtividade (ln) nas regressões (3-8) e lag da variável Gini.

Considerando que o efeito do aumento do IED na desigualdade está relacionado à sua capacidade de ser um canal de transferência de tecnologias que implica na demanda por mão-de-obra qualificada, deve-se considerar que no caso de uma economia em desenvolvimento como o caso brasileiro, 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 e, conseqüentemente com esse diferencial salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados a desigualdade de renda aumentará.

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 e nesse período de transição, as empresas domésticas terão uma melhor capacidade para adotar as novas tecnologias que são inseridas no país por meio do IED e assim, 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) e a literatura empírica, Franco e Gerussi (2010), Wu e Hsu (2012).

Em relação as variáveis de controle, os coeficientes da variável escolaridade se apresentaram na maioria das regressões como estatisticamente significante e com sinal positivo. Esses resultados demonstram estabilidade as diferentes especificações e sugere que, os setores ao empregar trabalhadores com maior nível de qualificação a um salário médio mais alto, aumentam a desigualdade de renda (do salário) Estes resultados são consistentes com a literatura (Herzer et. al. (2014)).

O coeficiente do indicador das exportações foi, estatisticamente significante e manteve um sinal positivo mesmo com as mudanças nas variáveis de instrumento. Desta forma, setores da indústria que exportam mais como proporção do valor total da produção deverão pagar maior remuneração e relativos aos que não exportam, essa situação poderá contribuir aumentos na desigualdade dos salários dos seus trabalhadores. A variável de penetração das importações mostrou-se instável as mudanças na especificação das estimativas, no entanto, quando foi significante o coeficiente foi positivo contribuindo para o aumento da desigualdade.

Visando captar os efeitos da concentração do IED, construiu-se uma *dummy* que é igual a 1 para os quatro setores que receberam a maior parte do ingresso de IED anualmente (CR4) e zero para os demais setores. Wei et al. (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 significante, desta forma a concentração do IED e alguns setores, na média, não afeta a desigualdade de salários intraindustrial na indústria brasileira de transformação.

Em suma, os resultados das estimativas deste estudo sugerem que o IED tem uma relação negativa com a desigualdade da renda salarial, apresentando um coeficiente negativo e estatisticamente significativo. Portanto, variações positivas tem um impacto reduzindo a desigualdade de salários quando estimada para os setores da indústria de transformação. Os resultados também sugerem que há certa sensibilidade quando controlados alguns efeitos, tais como *dummy* de tempo e a inclusão da estimativa quadrática do IED, que sugere o efeito não linear da variável IED. Considerando a possibilidade de adaptação tecnológica das empresas locais e um processo de aprendizagem por parte dos trabalhadores, estes resultados são consistentes com a estrutura teórica de Figini e Görg (2011) que é a referência para as estimativas realizadas.

## 7. Considerações finais

Na presente pesquisa buscou-se analisar a relação entre IED e desigualdade salarial dentro de cada setor da atividade econômica brasileira. Para tanto, utilizou-se o procedimento de dados em painel controlando as características dos setores (tamanho, produtividade, coeficiente de exportação/importação e concentração) e dos trabalhadores (escolaridade) foram controladas através. Foram analisados setores da indústria de transformação para o período de 2007 à 2014. Além do impacto direto do IED sobre a desigualdade, testou-se também se o IED é neutro ou não linear em relação à desigualdade. Foram calculadas a desigualdade salarial para os setores da indústria de transformação por meio dos índices de



desigualdade Gini e Theil, enquanto o IED é medido através do ingresso de investimentos estrangeiros direto no Brasil.

Inicialmente foram feitas estimativas do modelo estático controlando os efeitos fixos e os resultados dessa especificação indicaram que a variável IED não se apresentou como sendo estatisticamente significativa para afetar a desigualdade de renda. Entre as variáveis de controle, apenas o coeficiente da produtividade foi estatisticamente significativo, apresentando os sinais esperados, apresentando coeficientes negativos e estatisticamente significantes em conformidade com literatura.

Para contornar o potencial problema de endogeneidade que pode ter influenciado nas primeiras estimativas (Tabela 2), para as novas regressões utilizou-se o procedimento de estimativas dinâmicas (GMM-Sys). Esse procedimento levou em consideração o processo de inércia temporal na desigualdade de renda nos setores, dado que o coeficiente da variável dependente desfasada ( $Gini_{t-1}$ ), medida pelo Gini e Theil, mostrou-se significativa e com sinal esperado. No entanto, ressalta-se quando adicionada a variável *dummy* de tempo a variável dependente desfasada deixa de ser estatisticamente significativa, esse resultado indica que choques não observados que ocorrem em certos períodos estavam sendo capturados pelo efeito inércia da desigualdade.

A variável IED em nível se apresenta sendo estatisticamente significativa na maioria das estimativas, com sinal negativo e também um efeito não linear em consonância com o modelo teórico. No entanto, essa relação entre IED e desigualdade de salários, depende dos instrumentos para controlar endogeneidade e, também, do teste de autocorrelação de segunda ordem (AR2). Os testes indicam que estatísticas estão em conformidade com os níveis convencionais de aceitação pelo teste de autocorrelação de Arellano-Bond (AR2) e o teste de validade dos instrumentos teste de Sargan (Tabelas 3 e 4).

Em relação às variáveis de controle, os coeficientes para escolaridade e o coeficiente do indicador das exportações se apresentaram em média como estatisticamente significativos e com sinal positivo, indicando maior desigualdade salarial para os setores da indústria que exportam mais e que empreguem mão de obra mais qualificada, em linha com a literatura. A variável de penetração das importações mostrou-se instável as mudanças na especificação das estimativas e o coeficiente concentração, *dummy* que é para os quatro setores que mais receberam IED, não se apresentou como sendo estatisticamente significativa, desta forma a concentração do IED em alguns setores, na média, não impacta a desigualdade de salários na indústria brasileira de transformação.

Os resultados alcançados nesta pesquisa, indicam que o impacto da entrada do IED não é neutro, e conforme a literatura os trabalhadores menos qualificados poderão se beneficiar através do efeito aprendizagem e seu nível de renda tenderia a aumentar com o tempo, contribuindo para redução da desigualdade. E, portanto, favorecendo a melhoria do bem-estar da sociedade. Em suma, os resultados encontrados são consistentes e poderá contribuir com as discussões sobre políticas públicas de redução da desigualdade de renda.

## Referências

- ADKINS, L. C.; HILL, R. C. **Using Stata for principles of econometrics**. 4. Ed. John Wiley Sons, 2011.
- ALDERSON, A. S.; NIELSEN, F. Income inequality, development, and dependence: A reconsideration. **American Sociological Review**, p. 606-631, 1999
- ANDERSON, E. Openness and inequality in developing countries: A review of theory and recent evidence. **World development**, v. 33, n. 7, p. 1045-1063, 2005.
- ARBACHE, J. S.; DE NEGRI, J. A. Filiação industrial e diferencial de salários no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 159-184, 2004.
- ARBACHE, J. The Impacts of Foreign Direct Investments on the Labor Market in Brazil. **Departamento de Economia, Universidade de Brasilia**, p. 1-20, 2004.
- 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 (2): 277-297, 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, 2014.
- BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 3ª Edição. 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(2):285-296, 2009.
- BASU, P, GUARIGLIA, A., 2007. Foreign direct investment, inequality, and growth. **Journal of Macroeconomics** 29, 824–839.
- BERGH, A.; NILSSON, T. Do liberalization and globalization increase income inequality?. **European Journal of political economy**, v. 26, n. 4, p. 488-505, 2010.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. **Journal of Econometrics**. v. 87 n.1, p.115-143, 1998.
- CARD, D. et al. Firms and labor market inequality: Evidence and some theory. **National Bureau of Economic Research**, 2016.
- 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, 2012.
- DAS, S. P. Foreign direct investment and the relative wage in a developing economy. **Journal of Development Economics**, v. 67, n. 1, p. 55-77, 2002.
- 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**, v. 65, n. 4, p. 453-474, 2003.
- FIGINI, P.; GORG, H. Does foreign direct investment affect wage inequality? An empirical investigation. **The World Economy**, 2011.
- FELICIANO, Z M.; LIPSEY, R. E. Foreign ownership, wages, and wage changes in US industries, 1987–92. **Contemporary Economic Policy**, v. 24, n. 1, p. 74-91, 2006.
- 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, 1997.
- FRANCO, C.; GERUSSI, E., Trade, FDI and income inequality. Empirical evidence from transition countries. University of Bologna. Department of Economics. **Working Paper**. n.15, 2010.
- 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, 2014.
- HIRATUKA, C.; FRACALANZA, P. S. Diferenciais de salário entre empresas domésticas e estrangeiras na indústria brasileira. **Tecnologia, exportação e emprego**. Brasília: Ipea, 2006.
- HU A; GARY. J. FDI impact and spillover: Evidence from China's electronic and textile industries. **The World Economy**, v. 25, p. 1063-1076, 2002.
- JEON, Y; PARK, B.; 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.
- 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, 2013.

- MAHUTGA, M. C.; BANDELJ, N. Foreign investment and income inequality: The natural experiment of Central and Eastern Europe. **International Journal of Comparative Sociology**, v. 49, n. 6, p. 429-454, 2008.
- MALCHOW-MØLLER, N.; MARKUSEN, J. R.; SCHJERNING, B. Foreign firms, domestic wages. **Scandinavian Journal of Economics**, v.115(2), p.292–325, 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.
- MIHAYLOVA, S. Foreign direct investment and income inequality in Central and Eastern Europe. **Theoretical & Applied Economics**, v. 22, n. 2, 2015.
- RODRÍGUEZ-POSE, A. Trade and regional inequality. **Economic Geograph**, v. 88(2): 109-136, 2012.
- SQUEFF G. C., DE NEGRI F. Produtividade do trabalho e mudança estrutural no Brasil nos anos 2000. **Produtividade no Brasil - Desempenho e Determinantes**. Brasília: Ipea, 2014
- WEI, K.; YAO, S.; A. LIU. Foreign Direct Investment and Regional Inequality in China, **Review of Development Economics**, 13, 4, 778–91, 2009.
- WU, J. Y.; Hsu, C. C. Foreign direct investment and income inequality: Does the relationship vary with absorptive capacity? **Economic Modelling**, 29(6), 2183-2189. 2012
- YU, K.; XIN, X.; GUO, P; LIU, X. Foreign direct investment and China's regional income inequality. **Economic Modelling**, v. 28, n. 3, p. 1348-1353, 2011.

## ANEXOS

Tabela 1A - Dados da amostra filtrada para os anos 2007-2014.

Anos	Observações (mil)	População inicial estimada (milhões)	1º Filtragem	2º Filtragem	3º Filtragem	População final estimada (milhões)
			PEA <sup>1</sup> (mil)	Empregado <sup>2</sup> (mil)	Trabalhadores da Indústria de Transformação (mil)	
<b>2007</b>	399.964	190.1	163.954	94.523	18.032	9.475,546
<b>2008</b>	391.868	192.1	164.924	97.187	17.993	9.761,368
<b>2009</b>	399.387	194.1	168.401	98.305	17.434	9.355,761
<b>2011</b>	358.919	195.2	149.16	90.756	14.791	8.870,219
<b>2012</b>	362.451	196.9	154.122	95.13	15.726	9.441,585
<b>2013</b>	362.554	201.5	152.353	94.602	14.88	9.089,255
<b>2014</b>	362.627	203.2	156.806	96.872	14.665	9.002,254

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD 2017

<sup>1</sup> Corresponde ao total de pessoas de 10 a 65 anos de idade que foram classificadas como ocupadas ou desocupadas na semana de referência da pesquisa.

<sup>2</sup> Posição no trabalho principal na semana de referência.

Tabela 4 – Modelo dinâmico (GMM): IED e desigualdade de salários. Variável dependente: coeficiente de Theil.

Variáveis	GMM-SYS							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Theil <sub>t-1</sub>	0.427* (0.232)	0.548 (0.402)	0.223** (0.165)	0.247 (0.201)	0.162 (0.148)	0.152 (0.166)	0.228** (0.165)	0.248 (0.200)
lnIED	-0.0322 (0.0228)	-0.0625 (0.0462)	-0.0260* (0.0136)	-0.0302* (0.0172)	-0.171** (0.0852)	-0.108 (0.0920)	-0.0326** (0.0150)	-0.0317* (0.0179)
lnIED <sub>t-1</sub>	0.0357** (0.0178)	0.0571 (0.0370)	0.0270** (0.0115)	0.0274* (0.0147)			0.0250** (0.0116)	0.0259* (0.0156)
lnIED <sup>2</sup>					0.00304*** (0.00114)	0.00172 (0.00120)		
lnProdutividade	-0.0312 (0.0397)	-0.0640 (0.0681)						
IEscolaridade	0.721*** (0.267)	0.940** (0.405)	0.679*** (0.212)	0.786*** (0.254)	0.686*** (0.202)	0.806*** (0.230)	0.671*** (0.212)	0.777*** (0.255)
Coef. Exportação	0.00184 (0.00123)	0.00210 (0.00181)	0.00182** (0.000904)	0.00192* (0.00106)	0.00134 (0.000877)	0.00152 (0.000949)	0.00131 (0.00103)	0.00173 (0.00125)
Coeficiente de Importação			0.00167 (0.00155)	0.00141 (0.00177)	0.000955 (0.00145)	0.00101 (0.00152)	0.00158 (0.00155)	0.00141 (0.00177)
Concentração							0.0006 (0.122)	0.0009065 (0.569)
Constante	-1.476** (0.605)	-1.708* (0.894)	-1.432*** (0.522)	-1.604** (0.637)	0.153 (1.034)	-0.694 (1.158)	-1.253** (0.550)	-1.526** (0.694)
Sargan Test	0.81	0.99	0.43	0.77	0.15	0.22	0.45	0.72
Arellano Bond	0.76	0.66	0.94	0.91	0.22	0.35	0.56	0.95
Observações	114	114	114	114	114	114	114	114
Nº de Setores	19	19	19	19	19	19	19	19
Dummy ano	Não	sim	não	sim	não	sim	não	Sim

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Notas: significantes ao nível: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%. Foram usados como instrumentos as variáveis: Ln tamanho; Ln produtividade (regressões 3-8) e lag da variável Gini.