

O impacto da abertura comercial sobre a desigualdade: Uma investigação empírica a partir de modelos de dados em painel dinâmicos

Laura Ladeia Maciel

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro

Rafael Saulo Marques Ribeiro

*Faculdade de Ciências Econômicas e Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais
Cambridge Centre for Economic and Public Policy, Universidade de Cambridge, Reino Unido*

RESUMO

Levando em consideração a conjuntura de um alto volume de comércio entre os países e de mudanças significativas nas formas de interações mercantis, pretende-se analisar as consequências de um aumento no grau de abertura comercial sobre a desigualdade de renda para uma amostra de 59 países, entre os anos de 2003 e 2017. A estimação, realizada a partir de um modelo de painel dinâmico e robusto a causalidade reversa, indica uma relação em U entre abertura comercial e desigualdade de renda. Este resultado parece ser robusto a medidas alternativas de distribuição de renda.

Palavras-chave: Abertura comercial. Desigualdade de renda. Índice de Gini. Mercado de trabalho. Método de Momentos Generalizados.

Área temática: 1. ECONOMIA

1. INTRODUÇÃO

As discussões acerca do impacto da abertura comercial sobre a desigualdade de renda sempre

estiveram no centro do debate econômico. A literatura econômica moderna sobre a relação entre comércio e desigualdade de renda se baseia nos avanços teóricos seminais propostos pelo modelo de Heckscher-Ohlin (HO) e o teorema de Stolper Samuelson (SS). O modelo de HO baseia-se no comércio entre dois países com nível tecnológico constante e idêntico, além de retornos de produção constantes, e, logo, competição perfeita (ROBBINS, 1996). Segundo esse, no país com abundância relativa de mão de obra qualificada haveria a elevação do salário dessa parcela do mercado de trabalho em função da elevação dos preços dos bens por ela produzida já que, em um contexto de abertura comercial, seu país se tornaria exportador de tais produtos visto sua vantagem comparativa. Assim, haveria a elevação da desigualdade. Os representantes dessa realidade tendem a ser os países desenvolvidos (PDs) devido aos maiores níveis de escolaridade, de forma que o efeito oposto ocorre nos países em desenvolvimento (PEDs), havendo a valorização da mão de obra de baixa qualificação e a redução da desigualdade. Vale ressaltar que, para o funcionamento do teorema de SS, é possível que a tecnologia seja somente similar, não idêntica, e que haja mais países, mais fatores de produção e a presença de produtos *non-tradables* (ROBBINS, 1996).

Em termos de perspectivas analíticas do comércio internacional, duas se destacam. Ambas partem da dotação de fatores de produção dos países e da mudança na demanda relativa dos trabalhadores conforme a qualificação para o esclarecimento do aumento da desigualdade (RAPOSO E MACHADO, 2002). Entretanto, a primeira foca nas mudanças do conteúdo de fatores dos bens comercializáveis e a segunda foca na mudança dos preços relativos dos fatores, recorrendo a modelos de equilíbrio geral. O resultado esperado de ambas é similar ao do ferramental teórico HO e SS: a elevação do salário relativo dos trabalhadores qualificados nos PDs e dos trabalhadores não qualificados nos PEDs. Isso é coerente com o aumento da desigualdade salarial observado nos EUA (no início de 1970) e em países da OCDE (na década de 80), e com a redução da desigualdade em alguns PEDs (no final de 80 e início de 90), principalmente naqueles do leste asiático (ARBACHE, 2001). Porém, na América Latina e, em alguns outros PEDs, foi observado o aumento da dispersão salarial, em contraposição ao previsto (GOLDBERG e PAVCNIK, 2004), como evidenciado por Robbins (1996).

As evidências empíricas são mistas sobre o impacto positivo ou negativo da abertura comercial e a desigualdade de renda (MARTINS, 1993; SPILIMBERGO *et al.*, 1999; CALDERÓN E CHONG, 2001), como será apresentado na seção seguinte. Contudo, a análise dos dados mais recentes, como vemos na seção 3 deste trabalho, nos sugere que talvez a controvérsia possa ser explicada a partir da investigação de formas não lineares de interação entre as variáveis. É plausível que o feito da abertura comercial sobre a desigualdade se altere conforme o volume comercializado. Isso porque, ao longo do processo de abertura, são esperadas mudanças nas relações de parceria comercial e na estrutura produtiva do país (seja pelo desenvolvimento das empresas exportadoras, seja pelo fechamento de empresas locais).

Tendo em vista essas questões, o presente estudo busca contribuir para a literatura ao investigar empiricamente a existência de uma relação não linear entre abertura comercial e desigualdade de renda. A estimação parte de uma amostra de 59 países, entre os anos de 2003 a 2017, e será realizada a partir de um modelo de dados em painel dinâmico utilizando um estimador de Método de Momentos Generalizados (MMG), que é robusto à causalidade reversa. Como explicado, são escassos os trabalhos que investigam a não linearidade entre as variáveis.

Também são poucos aqueles que avaliam empiricamente a relação entre abertura comercial e desigualdade de renda para o período mais recente e o presente trabalho busca cobrir essa lacuna na literatura. A intensificação dos acordos comerciais e da formação de Cadeias Globais de Valor a partir dos anos 2000 justificam a importância da realização de estudos que incorporem o período mais recente no escopo da análise. A União Europeia (UE) adotou,

preponderantemente, a estratégia de aproximação mercantil com seus países vizinhos. Porém, acordos foram realizados também com nações do mediterrâneo, subseqüentemente, com PEDs e com países de menor desenvolvimento relativo (PMDRs). Nos anos 2000, iniciaram-se as negociações de acordos de associação entre o Mercosul e a UE. Já para os países do ACP¹, esse processo ocorreu em 2002, e para a CAN², em 2006 (DA REDAÇÃO-PONTES, 2018). Com relação aos acordos realizados pelos Estados Unidos da América (EUA), em 2003 houve a pactuação com o Chile e em 2004 houve acordos envolvendo outras seis nações da região (Costa Rica, El Salvador, República Dominicana, Guatemala, Honduras e Nicarágua) (DA REDAÇÃO-PONTES, 2019). Outro fenômeno que se intensificou foi a integração comercial entre as nações pela formação de Cadeias Globais de Valor³ (CGVs). Segundo o relatório publicado pela *World Trade Organization (World Trade Statistical Review 2019)*, mais da metade dos produtos comercializados no ano de 2015 faziam parte de CGVs, sendo a Ásia o continente com maior crescimento de participação nessa forma de interação comercial, entre os anos de 2005-15. Os PEDs ainda tiveram um mesmo percentual das suas exportações ligadas a CGVs que os PDs, 41,4%.

Em suma, a escolha da forma de interação da relação entre as variáveis, do período e do método de estimação, leva a produção de um estudo que contribui para literatura por diversos aspectos. Além disso, a agenda de pesquisa da associação entre o comércio internacional e a desigualdade de renda é necessária, primeiramente, porque aquele é visto como um meio propulsor do crescimento de uma economia, havendo, assim, estímulos políticos e econômicos para a sua continuidade; e em segundo lugar, devido aos impactos da desigualdade à organização política e econômica e à sua tendência de manutenção, senão crescimento, intra e entre países. Em termos de política econômica, a identificação de uma relação não linear entre abertura e desigualdade permite ao presente estudo lançar luz sobre a importância de se implementar políticas compensatórias específicas para diferentes níveis de abertura tendo como objetivo mitigar os efeitos da maior inserção da economia no comércio internacional sobre a desigualdade de renda. Países em fases distintas podem exigir políticas distintas para a manutenção do crescimento, sem o alargamento dos diferenciais de renda.

2. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

Essa seção tem como propósito a revisão da literatura empírica da vertente que investiga a relação entre o comércio e a desigualdade salarial, caracterizada pela concentração de estudos em países desenvolvidos, principalmente os da OCDE, e pelo modelo de HO como arcabouço teórico. Considerando o contexto teórico formado pelo modelo de HO e o teorema de SS, alterações na demanda por labor não teriam efeito sobre a remuneração, somente sobre a quantidade produzida de cada bem, conforme a intensidade de uso do insumo. Caso essa premissa de elasticidade infinita da demanda por mão de obra for inverídica para um determinado país, a aplicação do HO e SS fica comprometida. Assim, Robbins (1996) testa tal premissa para um conjunto de PEDs entre as décadas de 60 e 90. O autor exclui os efeitos da variação da oferta relativa de mão de obra qualificada para analisar a demanda relativa por esse insumo. Robbins (1996) encontra evidências de elevação dos salários relativos, exceto para o caso argentino, indo em contraposição ao previsto pelo HO. Dessa forma, modelos alternativos são utilizados para a explicação do fenômeno da dispersão salarial. É encontrada uma relação entre o estoque de capital importado (relativo ao PIB) e as mudanças na demanda por mão de obra qualificada, o que é coerente com a teoria de *Skill-Enhancing-Trade* de Robbins (1996).

¹ ACP (Países da África, Caraíbas e Pacífico) é formado por 79 países em desenvolvimento.

² CAN (Comunidade Andina) é formada pela Bolívia, Colômbia, Equador e Peru.

³ CGV é o conjunto de atividades necessárias para a produção e entrega de um bem, havendo a fragmentação dessas em diferentes países.

Ela combina fatores da teoria do viés tecnológico com a do comércio ao associar o aumento da importação de capital físico e tecnologias pelos PEDs à elevação da demanda por mão de obra qualificada.

Uma série de trabalhos estimam o efeito da abertura comercial sobre o Índice de Gini a partir da técnica de Dados em Painel, assim como o presente estudo. Barro (2000) e Lundberg e Squire (2003), a partir de Regressões Aparentemente Não-Relacionadas (SUR), encontram um efeito positivo e significativo da abertura comercial sobre a desigualdade salarial, entre a década de 60 e 90. Lundberg e Squire (2003) ainda diversificam a forma de estimação, utilizando também o método de Keane e Runkle (1992) e variáveis instrumentais. Os autores levantam a questão de que há um *trade-off*⁴ entre o crescimento e a desigualdade visto que a abertura comercial tem um efeito positivo e significativo no crescimento econômico e um efeito muito menor e positivo para a desigualdade, no curto prazo. Os trabalhos de Raychaudhuri e De (2016) e Mahesh (2016) corroboram os resultados anteriores. Eles ainda controlam a estimação por possíveis endogeneidades ao utilizar MMG, sendo os resultados válidos para 14 países da região Ásia-Pacífico entre 1975-06 e para os BRIC entre 1991-13, respectivamente.

Por outro lado, Faustino e Vali (2011), Jaumotte *et al.* (2013) e Barro (2000) concluem que a abertura comercial reduz a desigualdade. O primeiro faz uma análise dos países da OCDE entre os anos de 1995-07 a partir de MMG. Já o segundo, utiliza dados de 51 países entre os anos de 1981-03, em sua estimação de efeitos fixos (EF). Jaumotte *et al.* (2013) ainda acrescenta que o impacto do progresso tecnológico é maior do que da abertura comercial. O terceiro, a partir de uma regressão por equações aparentemente não relacionadas, analisa 84 países entre os anos de 1960-90.

Há também os estudos que encontram tanto efeitos negativos quanto positivos, dado uma condição. Sobre os PDs, Martins (1993) faz a regressão utilizando o método de EF do salário relativo com relação a estrutura do mercado, produtividade e comércio. Foram analisados um total de 12 países da OCDE entre os anos de 1970 a 1990. A estrutura de mercado foi definida a partir da diferenciação do produto e concentração do setor, havendo quatro classificações. As variáveis relacionadas ao comércio foram significativas, segundo o Teste de Fisher, indicando que há efeito das trocas internacionais sobre o salário relativo dos setores. Nesse caso, a penetração das importações teve um efeito negativo sobre a variável dependente para os casos de indústrias com baixa diferenciação e pequena escala, resultado esperado pelo teorema SS (MARTINS, 1993). Já no caso de setores com alta diferenciação e concentração de mercado, o efeito é de redução da dispersão salarial. Spilimbergo *et al.* (1999), encontra efeitos opostos da abertura comercial sobre a desigualdade de renda condicionados a dotação de fatores da nação. A partir do uso de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com correção de Huber nos erros, os autores afirmam que, para países abundantes em capital, há a redução da desigualdade, enquanto para aqueles abundantes em trabalhadores qualificados, há a elevação. A amostra cobre uma janela temporal similar aos trabalhos anteriores, período de 1965-92. Ainda há evidências de que o efeito da abertura comercial sobre a desigualdade de renda depende do nível de desenvolvimento, tendo um coeficiente negativo para os PEDs e positivo para os PDs (CALDERÓN E CHONG, 2001). A amostra, nesse caso, cobre 102 países, e, novamente, com anos próximos a janela temporal das décadas de 1960-90.

Wood (1997) tenta esclarecer os motivadores dos diferentes efeitos da abertura comercial entre a América Latina e a Ásia Oriental. Duas diferenças já foram notadas na literatura entre as regiões: o aumento mais rápido de oferta de mão de obra qualificada, no caso asiático, e o mercado de trabalho mais regulamentado, no caso latino-americano. Contudo, a dotação de

⁴ Expressão que caracteriza uma situação de escolha entre alternativas que apresentam conflito mútuo.

recursos, os instrumentos de políticas comerciais e o contexto do mercado internacional no período de abertura também são fatores que diferenciam as duas experiências. Enquanto o Oeste asiático tem vantagem comparativa em produtos manufaturados, devido a abundância de mão de obra, a América Latina se especializou na produção de bens primários, visto a abundância de terra. Enquanto a abertura asiática envolveu incentivos às exportações, a latino-americana foi marcada pela redução das barreiras às importações. Enquanto na década de 1960 e 1970 o mercado internacional era caracterizado pela presença de países desenvolvidos ou de renda média (o que permitiu a vantagem comparativa dos países de baixa renda do Oeste da Ásia), na década de 80 (período de liberalização na América Latina), cinco países asiáticos que continham quase metade da população mundial e com alta proporção de trabalhadores não qualificados já atuavam no mercado, reduzindo uma possível vantagem comparativa dos países latino-americanos na produção de bens intensivos nesse insumo. Esses são alguns dos fatores que, possivelmente, explicam os diferentes efeitos da abertura comercial entre os PEDs.

Por fim, alguns poucos trabalhos exploram uma relação quadrática entre a abertura comercial e a desigualdade de renda. Fischer (2001) não oferece uma justificativa teórica para o uso do termo quadrático, ele surge de uma expansão de Taylor de segunda ordem. Figini e Gorg (1999) também utilizam um termo quadrático, mas para a presença de multinacionais e a desigualdade de renda na Irlanda, a partir de uma análise de Dados Empilhados. Os autores encontram uma relação entre as variáveis em formato de U-invertido para os anos de 1979-95. Jalil (2012), Lee (2010) e Dobson e Ramlogan (2009) também encontram a mesma curva, mas para a abertura comercial e a desigualdade de renda, eles a denominam de curva de Kuznets⁵ da abertura. O primeiro estudo foi realizado a partir do modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) para os dados da China, entre os anos de 1952-2009. O segundo, a partir de Dados Empilhados, Mínimos Quadrados em Dois Estágios, EF e EA, para 11 países asiáticos, entre os anos de 1960-2003. Por fim, o terceiro estimou com o método de Dados Empilhados com variáveis instrumentais para 18 países latino-americanos, entre os anos de 1982 e 2000.

É possível perceber similaridades entre os trabalhos empíricos. Entre essas, a mais notável, é a investigação de uma relação linear entre essas variáveis. Os poucos estudos sobre uma relação quadrática são restritos a investigação de uma única economia e desconsideram a questão da endogeneidade entre as variáveis explicativas (FIGINI e GORG, 1999; JALIL, 2012), ou reduzem a sua amostra a um conjunto de países cuja similaridade limita o entendimento da influência do comércio internacional (LEE, 2010; DOBSON e RAMLOGAN (2009)). A exploração de uma relação quadrática é importante pois, como esclarecido anteriormente, há diversas formas pelas quais o efeito do comércio sobre a desigualdade pode alterar ao longo do processo de abertura comercial; e a investigação de uma relação não linear entre ambas pode esclarecer parte da controvérsia da literatura empírica.

Outro ponto em comum entre as pesquisas da conexão da abertura com a desigualdade é o enfoque no período de 1960-90, devido à intensificação do comércio internacional. Entretanto, para Krugman (2008), essa parte da literatura trata de uma época na qual o comércio entre PEDs e PDs ainda não tinha de fato decolado. O percentual das exportações da China para os EUA com relação ao PIB norte-americano, por exemplo, cresceu em torno de 200% entre 1990 e 2006. Além disso, uma série de acordos comerciais foram realizados a partir dos anos 2000, como esclarecido na seção anterior, alterando a dinâmica do mercado internacional; e a divisão do processo produtivo entre nações, apesar de ter tendências desde a década de 80, se intensificou, gerando as CGVs. Essas não só elevaram o volume de comércio, como alteraram o seu caráter ao integrar mais os PEDs nas trocas comerciais; envolver, além da distribuição e

⁵ A curva de Kuznets originalmente é empregada para descrever uma relação quadrática entre o crescimento econômico e a desigualdade no formato de U-invertido.

produção, a inovação e o P&D⁶; e alterar o sistema de rendimentos dos agentes envolvidos (ZHANG e SCHIMANSKI, 2014). Focando nos trabalhos acerca da relação quadrática entre a abertura comercial e a desigualdade de renda (FIGINI e GORG, 1999; LEE, 2010; JALIL, 2012; DOBSON e RAMLOGAN (2009)), aquele que analisa os efeitos mais recentes utiliza dados até 2009.

Assim, o presente estudo se justifica por quatro contribuições à literatura. Primeiramente, atualiza as pesquisas já realizadas ao contar com dados de 2003 a 2017, capturando o efeito das mudanças recentes do mercado internacional, como a celebração de novos acordos comerciais e a intensificação do comércio por Cadeias Globais de Valor (CVGs). Em segundo lugar, é explorada uma relação pouco investigada entre a desigualdade e o volume de comércio com o uso de um termo quadrático dessa variável. Além disso, esse é o primeiro trabalho a encontrar uma relação de U entre a abertura comercial e a desigualdade, ao contrário dos trabalhos prévios que encontraram uma relação em U-invertido. A terceira contribuição é a expansão da amostra, considerando os trabalhos com o termo de abertura quadrático, o que preenche a lacuna da literatura apontada por Dobson e Ramlogan (2009)⁷. Por fim, em quarto lugar, a estimação da mesma equação foi realizada com diferentes medidas de desigualdade, o que torna os resultados mais robustos.

3. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1 DETERMINANTES DA DESIGUALDADE

Para esclarecer a influência do volume de comércio sobre a desigualdade de renda, é necessário controlar variações dessa decorrentes de outros determinantes. Como a desigualdade de renda tem sido explicada a partir da elevação da demanda por trabalhadores mais qualificados, uma variável representativa do capital humano foi incluída no vetor de controles (X_{it}). É esperado que o aumento da oferta de trabalhadores qualificados, via aumento do capital humano, leve a desvalorização expressa no prêmio salarial recebido pelos trabalhadores com educação formal em relação aos trabalhadores sem educação formal, reduzindo a desigualdade.

Variáveis representativas da inflação e da renda per capita, também foram incluídas, para capturar as condições macroeconômicas, seguindo a literatura (FAUSTINO E VALI, 2011; EDWARDS, 1997; BARRO, 2000). Quanto a primeira, Ribeiro *et al.* (2021) esclarece os três principais mecanismos de transmissão pelos quais a inflação se relaciona com a desigualdade de renda. Primeiramente, o aumento dos preços levará a redistribuição da riqueza dos credores para os devedores já que o montante da dívida perderá poder de compra, reduzindo a desigualdade. Isso ocorre se a inflação for imprevista e a dívida for firmada em moeda corrente. De forma similar, a inflação pode acabar com a poupança da classe média mantida em títulos e depósitos, elevando a desigualdade, sendo esse o segundo mecanismo. Por fim, como o ajustamento do salário nominal ocorre posterior ao aumento da inflação, há um processo de redistribuição da riqueza do trabalhador para os empresários, aumentando, assim, a desigualdade. Considerando que os dois últimos mecanismos têm efeitos mais significativos na distribuição de renda, é esperado que a desigualdade se eleve com o aumento geral dos preços. Quanto a renda per capita, é necessário controlar a estimação dos efeitos da abertura comercial sobre a desigualdade de renda pela relação dessa com o desenvolvimento econômico e com a capacidade de consumo.

Ainda foi incluída uma variável controle, relacionada a qualidade institucional: o estado de

⁶ Pesquisa e Desenvolvimento

⁷ “(...) a similar finding for a larger sample of (developing and developed) countries would be more striking and add significantly to the strength of these results. The search for a global openness Kuznets curve would seem to be a potentially fruitful avenue for future research” (DOBSON e RAMLOGAN, 2009, p. 236).

direito representada pelo índice *rule of law* do WB (*World Bank*). Uma série de vertentes de pesquisas acerca da determinação dos salários entendem variáveis institucionais como relevantes, “podendo ser agrupadas em teorias ‘institucionalistas’, ‘sociológicas’, ‘estruturalistas’ e ‘pós-keynesianas’” (CAMPOS, 1992). Dessa forma, é esperado que um Estado com menos corrupção, melhor execução de contratos, maior cumprimento de direitos, e com menores índices de violência tenha uma distribuição de renda mais equitativa.

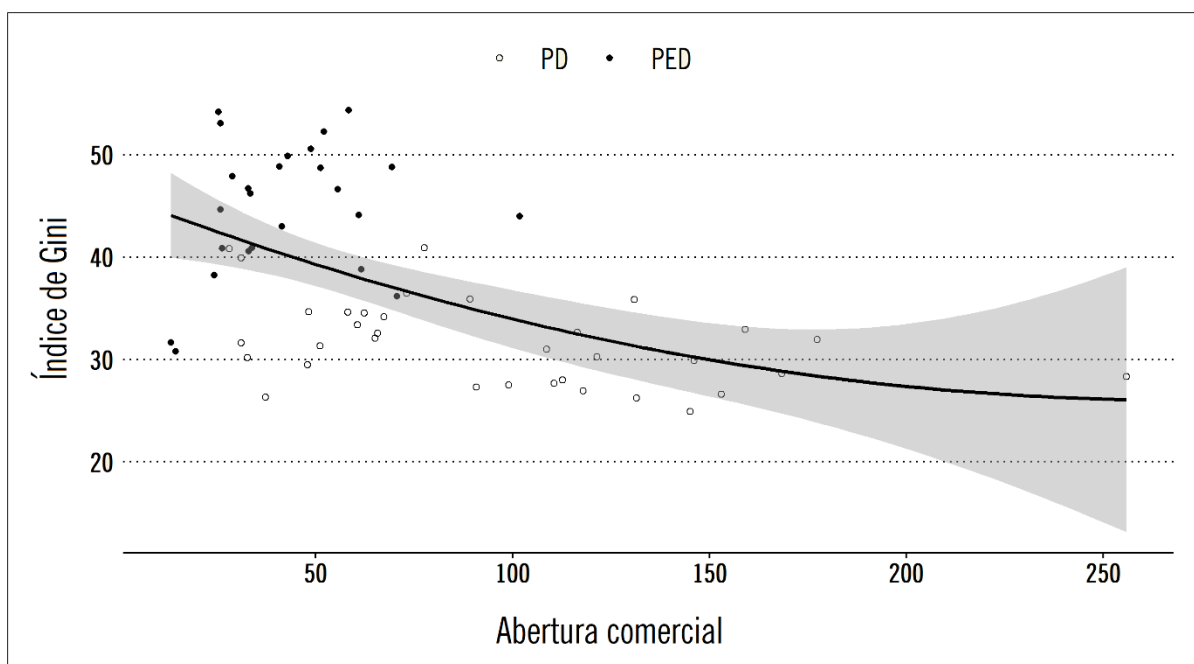
3.2 MODELO, BASE DE DADOS E VARIÁVEIS

A literatura apresenta uma série de canais de transmissão que ajudam a justificar tanto uma relação inversa quanto direta entre abertura comercial e desigualdade de renda e, agora, iremos elencar os principais. Sobre a relação inversa entre abertura e desigualdade, Bhagwati e Srinivasan (2002) apontam que, sob condições de livre concorrência e mercado competitivo, o aumento do comércio internacional promoveria o crescimento econômico do país, levando a redução dos diferenciais de renda. Mahesh (2016) apresenta os argumentos de que a abertura comercial leva à redução das distorções econômicas de uma economia, caso o aumento do comércio seja advindo da redução de tarifas; e que a abertura comercial reduz os preços internos, aumenta a produção doméstica e as oportunidades de exportação. Seguindo essa linha, é possível intuir que a consequência seria a redução da dispersão de renda. A partir de uma análise setorial, Jaumotte *et al.* (2013) encontram um efeito negativo da abertura comercial sobre a desigualdade e verificam que a contração da desigualdade é devida aos ganhos relativos no setor agrário. Ele argumenta que, nos países em que esse é o setor exportador, pode ser observada a redução da desigualdade com o volume comercializado já que os trabalhadores empregados no setor agrário são parte da parcela pobre da população. O comércio intraindústria de bens intermediários também pode afetar os efeitos da abertura comercial, e não é previsto pelo modelo HO, o que pode ser a explicação para alguns efeitos destoantes dessa teoria. De acordo com Krugman (1979 *apud* FAUSTINO e VALI, 2011), o comércio intraindústria de países similares levaria a redução da desigualdade, mesmo para países desenvolvidos.

Por outro lado, alguns trabalhos se dedicam a investigar os canais de transmissão por meio dos quais um aumento no grau de abertura pode induzir a uma distribuição mais desigual da renda. De acordo com Barro (2000), principalmente em países de baixa renda, as pessoas já educadas, e, logo, ricas, conseguirão aproveitar melhor as oportunidades geradas pela abertura comercial. Assim, será observado aumento da desigualdade de renda decorrente do maior grau de abertura. Isso é reforçado pelo argumento de que o governo perde parte de sua capacidade de compensar efeitos distributivos negativos do mercado com o aumento do comércio internacional. Ainda é possível examinar a influência do governo na ampliação da desigualdade quando se considera que partidos com orientação liberal têm como foco, dentre outros, a política de abertura comercial, sendo as políticas distributivas deixadas em segundo plano (SPILIMBERGO *et al.*, 1999). Há também as visões relacionadas ao aumento da competição gerada pelo comércio internacional. Caso haja a proteção de indústrias, anterior a abertura comercial, pode ser que essas não se sustentem na presença da competição internacional, levando ao enfraquecimento das empresas domésticas e a uma piora na desigualdade do país (HARRISON, 1999 *apud* MAHESH, 2016). Outra possível causa da elevação da desigualdade através da competição é a realocação dos recursos entre as firmas. Como o comércio induz ao aumento da qualidade das empresas exportadoras, seja dos produtos, seja dos funcionários ou da planta, pode haver o aumento da desigualdade intrasetorial (MELITZ, 2003 *apud* OECD, 2011).

Contudo, uma simples análise gráfica a partir dos dados apresentados acima parece indicar a existência de uma relação não linear entre abertura comercial e desigualdade de renda ao longo do período entre 2003 e 2017. Essa relação é apresentada na Figura 1 abaixo:

Figura 1 – Correlação da abertura comercial média com o Índice de Gini médio de acordo com o nível de desenvolvimento – 2003 a 2017



Fonte: WB e PWT (*Penn World Table*). | Nota: elaboração própria. O gráfico conta com os 59 países da amostra a ser utilizada neste artigo. Os valores de abertura comercial ultrapassam 100% pois são calculados pela soma da participação das importações no PIB à participação das exportações no PIB, dadas na Paridade de Poder de Compra. A área cinza representa o intervalo de confiança de 95%.

A figura nos mostra que os PEDs apresentam níveis menores de abertura comercial e níveis de desigualdade de renda mais elevados. Por outro lado, nos PDs, em média, o grau de abertura comercial mais elevado é acompanhado de uma distribuição mais igualitária da renda.

Além disso, o mais importante é que a Figura 1 nos chama atenção para a necessidade de se conciliar os argumentos teóricos que propõem tanto a existência de uma relação inversa quanto direta entre abertura comercial e desigualdade de renda. Assim, uma forma de se realizar essa tarefa é supor que para níveis iniciais mais baixos de abertura comercial a expansão do comércio internacional tende a gerar elevados retornos distributivos em direção a uma menor desigualdade de renda; em outras palavras, os efeitos que descrevem a relação inversa entre abertura e desigualdade prevalecem em larga medida sobre os efeitos contrários. Com o aumento no grau de abertura comercial, os canais de transmissão que explicariam uma relação positiva entre a abertura comercial e a desigualdade tendem a ganhar uma maior importância; assim, os efeitos que descrevem a relação inversa entre abertura e desigualdade parecem ser mitigados pelos efeitos contrários na medida em que o processo de abertura comercial avança. Em suma, a Figura 1 parece sugerir que os retornos distributivos de elevações no grau de abertura comercial tendem a ser decrescentes, indicando que a possível existência de uma não linearidade na relação entre abertura e desigualdade merece ser mais bem investigada.

Com o objetivo de verificar empiricamente a existência de uma relação não linear entre a abertura comercial e a desigualdade de renda, é proposto o seguinte modelo:

$$GINI_{it} = \delta + \varphi GINI_{i,t-1} + \alpha AC_{it} + \beta AC_{it}^2 + \gamma X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde $GINI_{it}$ é o Índice de Gini; δ é o intercepto; φ é o coeficiente do Índice de Gini defasado ($GINI_{i,t-1}$); AC_{it} é a abertura comercial; AC_{it}^2 é a abertura comercial quadrática; X_{it} é o vetor das variáveis controle e γ é seu vetor de coeficiente; μ_i representa os efeitos não observados associados aos países; τ_t representa os efeitos não observados associados aos períodos de tempo; ε_{it} é o resíduo da equação; $t = 2003, 2005, \dots, 2017$ representa os anos; $i = 1, 2, \dots, 59$ representa os países; e α e β são os coeficientes de interesse, eles indicarão o efeito da abertura comercial sobre a desigualdade.

A base de dados utilizada neste estudo foi obtida a partir de informações do WB, PWT e *International Labour Organization* (ILO). A Tabela 3 (APÊNDICE A) sintetiza as variáveis deste estudo, a Tabela 4 (APÊNDICE A) sintetiza as estatísticas descritivas, e as características da amostra são apresentadas na Tabela 5 (APÊNDICE A). É importante ressaltar que todas as variáveis passaram por uma transformação logarítmica. Por fim, a amostra é composta por 59 países e 15 períodos de tempo (2003-17), colapsados em janelas temporais de três anos.

3.3 METODOLOGIA

A estimação do efeito da abertura comercial sobre a desigualdade de renda foi realizada com o método de Dados em Painel. Os métodos tradicionais de Dados em Painel como Dados Empilhados, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios exigem que os regressores sejam estritamente exógenos para gerar estimativas não viesadas. Dessa forma, tais métodos não devem ser empregados para se estimar modelos que incluam um termo autorregressivo e/ou variáveis explicadas e explicativas que exibam possíveis relações de causalidade reversa (PESARAN, 2015). Esse é o caso do presente estudo, visto a inclusão do termo autorregressivo, a desigualdade de renda defasada ($GINI_{i,t-1}$), e a endogeneidade de algumas variáveis explicativas.

Primeiramente, apontamos uma possível relação de causalidade mútua entre a abertura e a desigualdade. Uma série de estudos investigam as alterações nos fluxos comerciais, geradas a partir de mudanças nos níveis de desigualdade de renda internas à nação, utilizando a hipótese de preferências não homotéticas. Bohman *et al.* (2006) e Dalgin *et al.* (2004) partem de um modelo gravitacional, incorporando o índice de Gini em suas análises. Ambos encontram uma elevação das exportações de bens necessários e das importações de bens de luxo com aumento da diferença de renda. O segundo, ainda acrescenta que o aumento da desigualdade leva ao aumento das importações em países desenvolvidos e à redução das importações em países de baixa renda. Mitra e Trindade (2005) constroem um modelo de comércio internacional que dialoga com a hipótese de Linder⁸. Os autores descobrem que o comércio ocorre devido a especialização do consumo e não da produção, considerando países similares em todos os quesitos exceto a desigualdade interna. Francois e Kaplan (1996), por outro lado, constroem Índices de Linder para caracterizar o tipo de produto. Eles evidenciam como mudanças na distribuição de renda afetam a demanda por bens manufaturados diferenciados e os gastos agregados. Os autores concluem que se o nível de renda se elevar, o volume de comércio internacional também se eleva, independentemente da desigualdade no nível de renda entre os

⁸ A hipótese de Linder assume que as preferências agregadas dos indivíduos variam conforme o nível de renda. A partir disso, indica que o padrão do comércio internacional e a importância relativa do comércio de mão dupla em produtos manufaturados semelhantes dependem, em parte, dos níveis de renda nacionais e per capita relativos (FRANCOIS e KAPLAN, 1996).

países.

Também devemos levar em conta uma eventual causalidade mútua entre inflação e distribuição de renda. O impacto da inflação sobre a desigualdade é comumente discutido no debate econômico, uma vez que a elevação dos preços tende a elevar a desigualdade de renda devido à maior rigidez dos salários. Contudo, os canais de transmissão na direção oposta, i.e., que vão da desigualdade para a inflação, tendem a ser menos discutidos, mas também são relevantes. Por exemplo, em um cenário onde há excesso de demanda sobre a capacidade de produção das firmas domésticas, os empresários teriam um incentivo para elevar os preços dos produtos, gerando inflação. Tal excesso de demanda pode ser desencadeado pela redistribuição da riqueza em favor dos trabalhadores e o consequente aumento da demanda, puxado pelo maior poder de compra da massa de consumidores. Focando no lado da oferta, o aumento do preço dos bens também pode ocorrer devido a redução da desigualdade. Se houver a elevação dos salários acima da produtividade do trabalhador, os empresários poderão repassar esse aumento dos custos via elevação de preços. Por outro lado, a inflação gerada pelo lado da oferta também pode ocorrer devido ao aumento da desigualdade. A concentração do poder de mercado permite que as firmas monopolistas ou oligopolistas elevem seus preços como um meio de obter lucros maiores (TOTONCHI, 2011).

Outra questão a ser considerada na estimação é a relação de causalidade mútua entre a desigualdade de renda e o estado de direito. Com o aumento da desigualdade, é possível que as pessoas busquem meios alternativos de manutenção da renda, elevando a criminalidade e violência (SAMPSON, 1986; FAJNZYLBER *et al.*, 1998; GUMUS, 2004). Além disso, é de se esperar que a elevação da discrepância dos retornos dos indivíduos reduza a confiança desses sobre a qualidade institucional de seu governo. O índice *rule of law*, no qual é baseada a variável de estado de direito, captura justamente esses aspectos. Ele é dado pelas percepções de até que ponto os agentes confiam nas regras da sociedade e as cumprem. Tendo como parâmetro a qualidade da execução de contratos e dos direitos de propriedade, a atuação da polícia e dos tribunais, bem como a probabilidade de crime e violência (WORLD BANK, tradução nossa).

Assim, considerando a inclusão do termo autorregressivo e de variáveis endógenas, o método de estimação escolhido foi o MMG, uma vez que esse tende a ser robusto à endogeneidade e problemas de causalidade reversa. No MMG proposto por Arellano e Bond (1991), denominado MMG-diferença, a equação é utilizada em primeira diferença, de forma que as observações da variável dependente de períodos anteriores são utilizadas como instrumentos para o termo autorregressivo em diferença da equação contemporânea. Deste modo, as observações da variável dependente de períodos anteriores cumprem com os requisitos necessários, estando correlacionadas com a variável da qual é instrumento sem estar correlacionadas ao termo de erro.

Contudo, os instrumentos propostos por Arellano e Bond (1991) tornam-se fracos nos casos em que as variáveis endógenas apresentam um alto grau de persistência ao longo do tempo. Dessa forma, Blundell e Bond (1998) propõem um novo método, o MMG-sistema, no qual as diferenças defasadas da variável dependente são utilizadas como instrumentos para as equações em nível, a partir de imposições de restrições aos valores iniciais da variável dependente.

Por fim, o MMG-sistema foi escolhido como o método de estimação. Para assegurar a consistência dos coeficientes, foi realizado o Teste AR (2) de Arellano e Bond cuja hipótese nula é a de que não há correlação serial de segunda ordem entre os resíduos. Além disso, é necessário verificar se os instrumentos não são correlacionados com os erros contemporâneos, ou seja, se eles são exógenos. O Teste de Hansen é utilizado para averiguar essa condição, sendo que a hipótese nula é a de que os instrumentos são conjuntamente válidos. Porém, o uso de

muitos instrumentos pode levar a uma sobreidentificação das variáveis endógenas, assim, seguindo Roodman (2009), a matriz de instrumentos foi colapsada.

4. RESULTADOS

4.1 TESTES EMPÍRICOS

Como esclarecido na seção anterior, o método de análise escolhido foi o MMG-sistema, devido a sua capacidade de produção de coeficientes consistentes e não-viesados na presença de endogeneidade no conjunto de regressores. Desse modo, primeiramente, iremos analisar a relação quadrática entre abertura e o Índice de Gini, indicador que mensura a desigualdade. Esses resultados podem ser observados na Tabela 1 abaixo. É importante ressaltar que todas as especificações dos modelos passaram no Teste AR(2) de Arellano e Bond (indicando que não há correlação serial de segunda ordem entre os resíduos) e no Teste de Hansen (o que garante a exogeneidade da matriz de instrumentos). Os modelos de (1) a (5) na Tabela 1 foram estimados como testes de robustez para verificarmos a sensibilidade dos coeficientes de interesse à inclusão das variáveis explicativas isoladamente. Contudo, nossa análise será realizada com base nos resultados do modelo (6) que inclui como fatores explicativos todos os regressores relevantes.

Com relação às variáveis controle, o GINI DEFASADO⁹ e o CAPITAL HUMANO foram significativas, sendo a primeira positiva e a segunda negativa, em acordo com a literatura (CALDERÓN E CHONG, 2001; BARRO, 2000; FISCHER, 2001). O alto coeficiente da primeira indica uma relação de dependência temporal da desigualdade de renda, de forma que a elevação de 1% do Índice de Gini do período anterior é responsável pelo aumento de 0,9370% do Índice de Gini contemporâneo. Esse resultado era esperado, pois há um caráter estrutural na desigualdade de renda e de seus determinantes. Já a segunda variável controle possui um coeficiente baixo, sendo responsável pela redução de 0,0974% do Índice de Gini, dado o aumento de 1% no CAPITAL HUMANO. Isso implica que o aumento dos anos médios de escolaridade da população leva à redução da desigualdade de renda. Esse efeito era esperado visto que a elevação da oferta de trabalhadores com educação formal, provavelmente, diminui o prêmio salarial de qualificação e, com isso, reduz o hiato salarial entre trabalhadores com e sem educação formal. Por fim, a INFLAÇÃO, ESTADO DE DIREITO e a RENDA PER CAPITA não apresentaram um impacto estatisticamente significativo no Índice de Gini.

Tabela 1 – Resultados do efeito da abertura sobre a desigualdade de renda

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gini defasado	0.8599*** (0.08)	0.9625*** (0.03)	0.9088*** (0.12)	0.9060*** (0.08)	0.8641*** (0.10)	0.9370*** (0.05)
Abertura comercial	-0.1158 (1.03)	-0.1588 (0.37)	-0.5884 (0.68)	-0.2969 (0.47)	0.2409 (0.97)	-0.2982* (0.11)
Abertura comercial²	0.0184 (0.47)	0.0786 (0.18)	0.2390 (0.31)	0.1152 (0.22)	-0.1561 (0.43)	0.1113* (0.05)
Inflação		-0.1413 (0.10)				-0.0697 (0.16)
Renda per capita			0.0092 (0.02)			0.0034 (0.02)
Capital humano				-0.0297 (0.08)		-0.0974* (0.05)
Estado de direito					0.0400 (0.05)	0.0552 (0.04)
Constante	0.5895	0.1993	0.5678	0.5448	0.3489	0.4307

⁹ As referências diretas às variáveis construídas para a estimação do modelo serão realizadas utilizando a fonte em caixa alta quando escritas ao longo do texto.

	(0.45)	(0.21)	(0.56)	(0.31)	(0.49)	(0.32)
Observações	236	236	236	236	236	236
Instrumentos	12	45	13	23	13	60
Teste para AR(2) em 1ª diferença (p-valor)	0.1753	0.1966	0.1865	0.1672	0.1615	0.1923
Teste de Hansen (p-valor)	0.2465	0.3163	0.2748	0.4312	0.3280	0.4022

Fonte: elaboração própria. | Nota: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; erro padrão é reportado abaixo dos coeficientes. Em todas as estimações as variáveis de abertura comercial, a inflação e o estado de direito foram considerados endógenas. A matriz de instrumentos foi colapsada nos modelos (1), (3) e (5). Para as equações (1) e (3) foram utilizadas de 2 a 4 defasagens na matriz de instrumentos; para as equações (2) e (6) foram utilizadas de 1 a 4 defasagens; e para as equações (4) e (5) foram utilizadas de 2 a 3 defasagens. Assim, a equação (6) corresponde ao modelo principal.

Com relação às variáveis de interesse, os sinais apresentados e a significância de ambos os termos indicam uma relação de U, entre a abertura comercial e a desigualdade de renda. Ou seja, países com baixos níveis iniciais de abertura comercial apresentam uma redução da desigualdade com o aumento do volume comercializado. Porém, os efeitos distributivos de incrementos marginais no grau de abertura são cada vez menores, de forma que parece haver um ponto de inflexão a partir do qual esse efeito será oposto. Como explicado, a maioria dos trabalhos que analisa o efeito da abertura comercial sobre a desigualdade de renda exploram uma relação linear, tanto negativa quanto positiva. Entretanto, os resultados obtidos nesse trabalho, ao retratarem uma relação em U, parecem sugerir que, para níveis baixos de abertura, os argumentos em favor da relação inversa predominam e, à medida que a abertura aumenta, os argumentos em favor da relação direta passam a ganhar um peso maior.

4.2 TESTES DE ROBUSTEZ

Diferentes medidas de desigualdade ainda foram testadas usando a mesma especificação do modelo principal. Todas partem da razão entre os decis de distribuição dos salários¹⁰, dado obtido através do ILO, mensurando assim, a desigualdade intra-classe trabalhadora. Além disso, todas passaram por uma transformação logarítmica. A primeira medida utilizada foi baseada no Índice de Palma, e é calculada pela razão entre a parcela da renda total do trabalho dos 10% mais ricos pelos 40% mais pobres (MERGULHÃO, 2020). Ou seja, ela é o rácio entre fatias de distribuição dos salários, podendo ser representado como $S90S40$ ¹¹. O Índice de Palma, criado por José Gabriel Palma, é habitualmente utilizado para mensurar a desigualdade de consumo ou rendimentos, de forma que o índice desenvolvido no presente trabalho será denominado Razão 10/40 para os Salários. Segundo Palma (2011), a proporção de riqueza mantida pela classe média permanece relativamente estável, de forma que mudanças na desigualdade são observadas conforme alterações na participação da renda entre os extremos da distribuição. Desse modo, a medida pode ser vista como complementar ao Índice de Gini já que visa corrigir a baixa variabilidade deste ao dar um maior peso às mudanças na renda entre o topo e a base. A medida $S80S20$ também é um rácio entre fatias da população empregada, nesse caso, entre

¹⁰ Cada decil de distribuição do salário indica a quantidade percentual da massa salarial total que 10% da população detém. Por exemplo, o primeiro decil, representado por D1, indica o percentual da renda do trabalho que os 10% da população mais pobre recebe e o nono decil, representado por D9, indica o percentual da renda do trabalho que os 10% mais ricos recebem.

¹¹ A notação “ $S90S40$ ” indica a divisão entre intervalos da distribuição de decis dos salários. Nesse caso, o D9 está sendo dividido pela soma: $D1 + D2 + D3 + D4$. Em outras palavras, a quantidade percentual da massa salarial total que os 10% da população mais rica possui está sendo dividida pela quantidade percentual da massa salarial total que os 40% da população mais pobre possui. Por exemplo, se o resultado for doze e a população total da unidade analisada for de 100 pessoas, significa que as 10 pessoas mais ricas recebem uma proporção da massa salarial total doze vezes maior do que aquela recebida pelas 40 pessoas mais pobres juntas. Nesse exemplo, as 10 pessoas mais ricas poderiam receber 48% da massa salarial do país enquanto a soma proporção da massa salarial das 40 pessoas mais pobres seria 3%.

os 20% trabalhadores mais ricos e os 20% trabalhadores mais pobres. As demais medidas de desigualdade são dadas pela divisão entre somente dois decis. A razão D9D1 mede a desigualdade entre os extremos da população empregada, os 10% trabalhadores mais ricos e os 10% trabalhadores mais pobres; a D9D5 indica quantos rendimentos medianos os 10% trabalhadores mais ricos possuem; e D5D1 representa a desigualdade entre a parcela mais pobre da população empregada, calculada pela divisão da renda do trabalho mediana pela renda do trabalho dos 10% trabalhadores da base. Assim, o uso dessas mensurações permite verificar a dinâmica da desigualdade entre diferentes grupos de rendimento, propiciando diversas óticas da alteração da distribuição de renda, o que eleva a robustez dos resultados encontrados.

As variáveis de interesse mantiveram os sinais do modelo principal em todos os modelos (TABELA 2). Quanto a significância, somente o D9D5 divergiu dado que a ABERTURA COMERCIAL QUADRÁTICA parece não ter efeito sobre a desigualdade. Isso indica que a abertura comercial leva ao aumento da proporção da renda da parcela da população com rendimento mediano em relação àquela detida pelos 10% trabalhadores mais ricos, de forma linear. Outro aspecto em comum foi a significância do GINI DEFASADO e seu alto coeficiente, reafirmando o caráter estrutural da desigualdade e seus determinantes. Além disso, assim como no modelo principal, a RENDA PER CAPITA, a INFLAÇÃO, ESTADO DE DIREITO e os fatores individuais das unidades parecem não determinar a distribuição dos salários, com exceção do D90D50 a qual sofre influência de características específicas dos países. Uma divergência do modelo principal, comum às medidas alternativas de desigualdade, foi a falta de relevância estatística do CAPITAL HUMANO. É possível que as mudanças na escolaridade ocorridas no período tenham sido principalmente entre a classe média, de forma que os diferenciais de retorno devido a qualificação foram maiores entre esse grupo. Como o Índice de Gini é mais sensível a mudanças de distribuição justamente da classe média, o CAPITAL HUMANO somente foi significativo no modelo principal.

Tabela 2 – O efeito da abertura sobre diferentes medidas de desigualdade

	Índice de Gini	Razão 10/40	S80S20	D9D1	D9D5	D5D1
Desigualdade defasada	0.9370*** (0.05)	0.9820*** (0.09)	0.9997*** (0.12)	0.9178*** (0.17)	0.9258*** (0.08)	0.8309*** (0.16)
Abertura comercial	-0.2982* (0.11)	-2.2890* (0.97)	-6.5113* (3.09)	-10.5592* (5.16)	-1.8940* (0.89)	-6.4955* (3.21)
Abertura comercial²	0.1113* (0.05)	0.9687* (0.40)	2.8242* (1.29)	4.4958* (2.13)	0.7444 (0.42)	2.7345* (1.32)
Inflação	-0.0697 (0.16)	0.1976 (0.16)	0.3984 (0.43)	0.8074 (0.65)	0.1384 (0.28)	0.2240 (0.36)
Renda per capita	0.0034 (0.02)	-0.0007 (0.07)	-0.0089 (0.18)	0.0508 (0.31)	-0.0899 (0.07)	0.0200 (0.19)
Capital humano	-0.0974* (0.05)	0.1941 (0.10)	0.4004 (0.37)	0.4105 (0.52)	0.0394 (0.15)	-0.0604 (0.31)
Estado de direito	0.0552 (0.04)	0.0518 (0.25)	0.1624 (0.59)	0.0476 (0.99)	0.3394 (0.17)	0.0729 (0.65)
Constante	0.4307 (0.32)	0.9866 (0.86)	2.9367 (2.15)	5.0453 (3.30)	1.6484* (0.74)	3.7447 (2.16)
Observações	236	236	236	236	236	236
Instrumentos	60	21	21	21	18	21
Teste para AR(2) em 1ª diferença (p-valor)	0.1923	0.2549	0.2618	0.2895	0.3687	0.5025
Teste de Hansen (p-valor)	0.4022	0.1208	0.1497	0.1068	0.1962	0.4048

Fonte: elaboração própria. | Nota: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01; erro padrão é reportado abaixo dos coeficientes. Em todas as estimações as variáveis de abertura comercial, a INFLAÇÃO e o ESTADO DE DIREITO foram considerados endógenos. A matriz de instrumentos foi colapsada em todos os casos, com exceção da

estimação com o Índice de Gini como dependente. Para a equação da Razão 10/40 para os Salários, S80S20, P90P10 e P50P10 foram utilizadas as defasagens 2 a 4 na matriz de instrumentos. Já para a equação do P90P50 e do Índice de Gini foram utilizadas as defasagens 1 a 2 e 1 a 4, respectivamente.

5. CONCLUSÃO

Com o objetivo de verificar a relação entre a abertura comercial e a desigualdade de renda, foi levantada a literatura teórica e empírica acerca do tema. A partir do esclarecimento dos determinantes domésticos da diferenciação de remuneração do trabalhador, foi possível evidenciar a causalidade mútua da variável dependente com a variável de interesse e, também, com a inflação e o estado de direito. Dessa forma, o MMG-sistema foi escolhido como método de estimação, visto sua capacidade de produzir coeficientes robustos na presença de variáveis endógenas e de defasagens da variável dependente. O Painel de Dados contou com 59 países, entre os anos de 2003 e 2017.

A estimação indica a redução da desigualdade devido ao capital humano, como previsto pela literatura. Além disso, há uma relação em U entre a desigualdade de renda e a abertura comercial, indo em contraposição ao encontrado em pesquisas empíricas anteriores (JALIL, 2012; LEE, 2010). Contudo, essas tratam do estudo de somente um país ou um conjunto de países asiáticos, tendo um escopo diferente do presente trabalho, já que a amostra usada no presente estudo é mais abrangente. Além disso, nenhum deles controla os efeitos da abertura comercial sobre a desigualdade, ou por demais endogeneidades, podendo gerar coeficientes viesados. O presente estudo também contribui para a literatura ao mostrar que a relação não linear entre abertura e a desigualdade é robusta em relação a diferentes mensurações dessa, apresentando novas informações para o debate sobre a relação das duas variáveis e abrindo novas vias e possibilidades de desdobramentos para pesquisas futuras.

Ainda é necessário expandir a exploração sobre o tema. As mudanças nas formas de interação comercial entre os países (geradas pela celebração de novos acordos comerciais e a intensificação da diferenciação de bens, do comércio intraindústria de produtos intermediários e do envolvimento de países em CGVs) são pouco contempladas. Com relação à desigualdade de renda, a literatura teórica sobre comércio internacional teve pouco progresso nas últimas décadas. Os principais mecanismos de análise possuem hipóteses muito deslocadas dessas novas formas de interação comercial, sendo difícil utilizá-los como uma abstração da realidade. Isso reduz a capacidade de desenvolvimento e explicação dos trabalhos empíricos, o que torna necessário o avanço da teoria econômica sobre a abertura comercial e a desigualdade de renda à luz das novas evidências empíricas. Ainda é importante ressaltar que as mudanças na forma de comércio entre os países podem gerar efeitos diferentes da abertura comercial sobre a desigualdade de renda para PEDs e PDs, enfoque também pouco explorado na literatura existente.

Em termos de implicações de política econômica, ao mostrar que os retornos distributivos tendem a ser cada vez menores em decorrência de uma maior inserção no comércio internacional, a maior parte dos economistas apontam a necessidade de se realizar medidas compensatórias paralelas aos acordos comerciais. Contudo, essas compensações são incompletas e imperfeitas devido ao peso morto gerado pelo próprio custo da compensação e a dificuldade de identificação dos trabalhadores que foram prejudicados (RODRIK, 2021). Além disso, há ainda os custos gerados pelos trabalhadores não compensados que recaem sobre o sistema de bem estar social, a distorção gerada pelos impostos que sustentam as medidas redistributivas e a queda de receita do governo pela redução das tarifas comerciais (ANTRÁS *et al.*, 2017). Assim, no processo de planejamento de medidas de abertura comercial, deve-se atentar mais a análise da redistribuição dos ganhos e das possíveis perdas econômicas de certos

grupos. As consequências distributivas devem pesar mais na decisão de adoção ou não de um acordo e os custos econômicos da compensação devem ser incorporados no balanço de ganhos e perdas, ainda que não possam ser calculados com exatidão.

Nesse contexto, cabe uma análise individualizada, pois, devido a abrangência da amostra, os resultados encontrados são um meio de entender um padrão geral do comércio internacional. Outra exploração importante seria a inclusão de variáveis que controlem a estimação pela dotação de fatores, como terra e capital, já que alguns estudos indicam que ela pode alterar o efeito da abertura comercial sobre a distribuição da renda. Além disso, ao considerar a teoria que relaciona a desigualdade com o progresso tecnológico, é interessante inserir uma *proxy* que controle por esse. Por fim, foram apresentados os argumentos da literatura em favor de uma relação negativa e positiva com o intuito de esclarecer os efeitos predominantes nos diferentes estágios de abertura comercial que justificam a curva em formato de U. Como essa não é comum na literatura, cabe mais investigações sobre a relação dessas variáveis, tanto no campo teórico quanto no campo empírico.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANTRÁS, Pol; DE GORTARI, Alonso; ITSKHOKI, Oleg. Globalization, inequality and welfare. *Journal of International Economics*, v. 108, p. 387-412, 2017. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199617300958?casa_token=zDo3al0pc6cAAAAA:GqsFgLV8RSp0NTC1A76Po1swCkcAkAhhf2sn6jFsOyUqeeX804HRnvXfr38kilp5LjMEw_2>.

ARBACHE, J. S.; DICKERSON, A.; GREEN, F. Trade liberalisation and wages in developing countries. *The Economic Journal*, v. 114, n. 493, p. F73-F96, 2004. Disponível em: <<https://academic.oup.com/ej/article-abstract/114/493/F73/5089315>>.

ARBACHE, J. Trade liberalization and labor market in developing countries: theory and evidence. Available at SSRN 285542, 2001. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=285542>.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991. Disponível em: <<https://academic.oup.com/restud/article-abstract/58/2/277/1563354>>.

BARRO, R. J. Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, v. 5, n. 1, p. 5-32, 2000. Disponível em: <<https://link.springer.com/article/10.1023/A:1009850119329>>.

BERMAN, E.; BOUND, J.; MACHIN, S. Implications of skill-biased technological change: international evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 4, p. 1245-1279, 1998. Disponível em: <<https://academic.oup.com/qje/article-abstract/113/4/1245/1917027>>.

BHAGWATI, J.; SRINIVASAN, T. N. Trade and poverty in the poor countries. *American Economic Review*, v. 92, n. 2, p. 180-183, 2002. Disponível em: <<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/000282802320189212>>.

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. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407698000098?casa_token=WqXkNVqx70oAAAAA:uIFr7DtBJGEoYd7nwCBBGHXBikuSvexx5bB6Kg4P8djHCQd0fOwOhM012P4KYnsFttv3IXt9VY>.

BOHMAN, H.; NILSSON, D. Income inequality as a determinant of trade flows. *International Journal of Applied Economics*, v. 4, n. 1, p. 40-59, 2006. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.536.2421&rep=rep1&type=pdf>>.

CALDERÓN, C.; CHONG, A. External sector and income inequality in interdependent economies using a dynamic panel data approach. *Economics Letters*, v. 71, n. 2, p. 225-231, 2001. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176501003743?casa_token=UgoIuIkYkgwAAAAA:he78zndjgixXqoTyOQVcRiPVKU7PyAcHn5ir37b2pYjrM0Qfg7Gre4YiYFdcvghNQfXzPQVU73k>.

CAMPOS, S. H. O salário mínimo e a determinação da taxa de salários na economia brasileira: uma revisão da literatura existente. *Ensaio FEE*, v. 13, n. 1, p. 341-369, 1992. Disponível em:

<<https://revistas.planejamento.rs.gov.br/index.php/ensaios/article/download/1474/1839>>.

CARD, D.; DINARDO, J. E. Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles. *Journal of Labor Economics*, v. 20, n. 4, p. 733-783, 2002. Disponível em: <<https://www.journals.uchicago.edu/doi/pdf/10.1086/342055>>.

DALGIN, M.; MITRA, D.; TRINDADE, V. Inequality, nonhomothetic preferences, and trade: a gravity approach. *National Bureau of Economic Research*, 2004. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/j.2325-8012.2008.tb00862.x>>.

DOBSON, S.; RAMLOGAN, C. Is there an openness Kuznets curve?. *Kyklos*, v. 62, n. 2, p. 226-238, 2009. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/j.1467-6435.2009.00433.x>>.

EDWARDS, S. Trade policy, growth, and income distribution. *The American Economic Review*, v. 87, n. 2, p. 205-210, 1997. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2950914.pdf?casa_token=yk4MxCDFatAAAAAA:pERFVKY_vSa86zeCodF938G2OHeVyI-UaXTmfi3ddohhnPMwz8OkKdRge9e-1QuY7D0x53ktR2GzEdWAbacVqe8OsmzyEdWa4hgE4uDyZhPi_ogM_IDy>.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. Determinants of crime rates in Latin America and the world: an empirical assessment. *The World Bank*, 1998.

FAUSTINO, H. C.; VALI, C. The effects of globalisation on OECD income inequality: a static and dynamic analysis. *DE Working Papers*; nº12/2011/DE, 2011. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10400.5/3512>>.

FIGINI, P.; GÖRG, H. Multinational companies and wage inequality in the host country: the case of Ireland. *Weltwirtschaftliches Archiv*, v. 135, n. 4, p. 594-612, 1999. Disponível em: <<https://link.springer.com/article/10.1007/BF02707386>>.

FISCHER, R. D. The evolution of inequality after trade liberalization. *Journal of Development Economics*, v. 66, n. 2, p. 555-579, 2001. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387801001742?casa_token=AKKaAT1A6EEAAAAA:rKxNzrePTQY8xjCENCzhwaxR-G8sFCmdjxk_HeP5SNYU41ciFY1to4S2y8S79Ppf7j3lcnLunVY>.

FRANCOIS, J. F.; KAPLAN, S. Aggregate demand shifts, income distribution, and the Linder hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, p. 244-250, 1996. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2109926.pdf?casa_token=SOncJU4ulVAAAAAA:1JZWpWkAZHMUIiWVp7aoXI_04mFXpc4zmGX4Ws1kUARqZ267bSrObCDthFFDBP5aEVO9UH0BWCrEoqDiW40rt70Mo2JFwAs-aG_TxPlJpPaQivey7nmN>.

GOLDBERG, P. K.; PAVCNIK, N. Trade, inequality, and poverty: What do we know? Evidence from recent trade liberalization episodes in developing countries. *National Bureau of Economic Research*, 2004. Disponível em: <https://www.nber.org/system/files/working_papers/w10593/w10593.pdf>.

GUMUS, E. Crime in urban areas: An empirical investigation. *Akdeniz IIBF Dergisi*, v. 4, n. 7, p. 98-109, 2004. Disponível em: <<https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/1123248>>.

HASKEL, J.; SLAUGHTER, M. J. Trade, technology and UK wage inequality. *The Economic*

Journal, v. 111, n. 468, p. 163-187, 2001. Disponível em: <<https://academic.oup.com/ej/article-abstract/111/468/163/5139921>>.

HELPMAN, E.; KRUGMAN, P. R. Market structure and foreign trade: Increasing returns, imperfect competition, and the international economy. MIT press, 1985.

ILO (INTERNATIONAL LABOR ORGANIZATION), 2020. Disponível em: <<https://ilostat.ilo.org/data/>>.

JALIL, A. Modeling income inequality and openness in the framework of Kuznets curve: New evidence from China. *Economic Modelling*, v. 29, n. 2, p. 309-315, 2012. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999311002483?casa_token=qYFPhCjSkmsAAAAA:eq1Ah86pWsbAkJaE1xFtNa64e6ZKu12_g_7RAmlhUBB9biYZqn8oHbwe_O4Yotlqk0m39zvkAvA>.

JAUMOTTE, F.; LALL, S.; PAPAGEORGIU, C. Rising income inequality: technology, or trade and financial globalization? *IMF Economic Review*, v. 61, n. 2, p. 271-309, 2013. Disponível em: <<https://link.springer.com/content/pdf/10.1057/imfer.2013.7.pdf>>.

KEANE, M. P.; RUNKLE, D. E. On the estimation of panel-data models with serial correlation when instruments are not strictly exogenous. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 1, p. 1-9, 1992. Disponível em: <<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/07350015.1992.10509877?journalCode=ubes20>>.

KRUGMAN, P. R. Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. *Journal of international Economics*, v. 9, n. 4, p. 469-479, 1979. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0022199679900175>>.

KRUGMAN, P. R. Trade and wages, reconsidered. *Brookings papers on economic activity*, v. 2008, n. 1, p. 103-154, 2008. Disponível em: <<https://muse.jhu.edu/article/250696/pdf>>.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/1811581.pdf?casa_token=AifccizUa9gAAAAA:oYLi_XjgCM6z55dGwhykVmyhN2VBACotewRtIVYv_j-4MfUzA60cYQ4YKLu0RXtVAM_z7Wvpmf1coXI-Feulp8INPEsGJ5a69Ih8Ggixv8P2NdG7IXh>.

LEE, J. Inequality in the globalizing Asia. *Applied Economics*, v. 42, n. 23, p. 2975-2984, 2010. Disponível em: <<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00036840801964781>>.

LUNDBERG, M.; SQUIRE, L. The simultaneous evolution of growth and inequality. *The Economic Journal*, v. 113, n. 487, p. 326-344, 2003. Disponível em: <<https://academic.oup.com/ej/article-abstract/113/487/326/5061008>>.

MAHESH, M. The effects of trade openness on income inequality-evidence from BRIC countries. *Economics Bulletin*, v. 36, n. 3, p. 1751-1761, 2016. Disponível em: <<http://www.accessecon.com/Pubs/EB/2016/Volume36/EB-16-V36-I3-P171.pdf>>.

MELITZ, M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, v. 71, n. 6, p. 1695-1725, 2003. Disponível em:

<<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/1468-0262.00467>>.

MERGULHÃO, Alexandre et al. Indicadores de Desigualdades Fiscais e de Rendimento. 2020. Disponível em: <<https://www.gpeari.gov.pt/documents/35086/48421/Artigo-01-2020-Indicadores-de-Desigualdades.pdf/fa93c210-550d-e207-399f-42879411cfd0?t=1584988486990>>.

MITRA, D.; TRINDADE, V. Inequality and trade. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, v. 38, n. 4, p. 1253-1271, 2005. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/j.0008-4085.2005.00324.x>>.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. *Divided we stand: Why inequality keeps rising*. Paris: OECD, 2011.

PALMA, José Gabriel. Homogeneous middles vs. heterogeneous tails, and the end of the 'inverted-U': It's all about the share of the rich. *development and Change*, v. 42, n. 1, p. 87-153, 2011. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/j.1467-7660.2011.01694.x>>.

PWT (PENN WORLD TABLE), 2020. Disponível em: <<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>>.

PESARAN, M. H. *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press, 2015.

RAPOSO, D.; MACHADO, A. Abertura comercial e mercado de trabalho: uma resenha bibliográfica. *Texto para Discussão*, n. 177-UFMG/Cedeplar, 2002. Disponível em: <<https://core.ac.uk/download/pdf/6520141.pdf>>.

RAYCHAUDHURI, A.; DE, P. Trade, infrastructure and income inequality in selected Asian countries: An empirical analysis. In: *International Trade and International Finance*. Springer, New Delhi, 2016. p. 257-278. Disponível em: <https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-81-322-2797-7_12>.

RIBEIRO, R. S. M., D'AMATO, S.; PEREIRA, W. M. The Inflation-Distribution Nexus: A Theoretical and Empirical Approach, *Review of Political Economy*, 2021, DOI: 10.1080/09538259.2021.1882195. Disponível em: <<https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/09538259.2021.1882195?needAccess=true>>.

ROBBINS, D. J. Evidence on trade and wages in the developing world. 1996. Disponível em: <<https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/113347174747.pdf?expires=1639420168&id=id&accname=guest&checksum=0E10E95D748EE4EBFC287A1C7AA7B319>>.

RODRIK, Dani. *A Primer on Trade and Inequality*. National Bureau of Economic Research, 2021. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w29507>>.

ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x>>.

SAMPSON, R. J. Crime in cities: The effects of formal and informal social control. *Crime and*

Justice, v. 8, p. 271-311, 1986. Disponível em: <<https://www.journals.uchicago.edu/doi/pdf/10.1086/449125>>.

SFILIMBERGO, A.; LONDOÑO, J. L.; SZÉKELY, M. Income distribution, factor endowments, and trade openness. *Journal of Development Economics*, v. 59, n. 1, p. 77-101, 1999. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387899000061?casa_token=NM1IZWIBDL8AAAAA:C5CywioXceWuD-zLCjqwXK7z4W-90yidObw2TxxY3wX6uLPQ7iIBbUmWhPw3ODVlxYLRDZ3k>.

TOTONCHI, J. Macroeconomic theories of inflation. In: International Conference on Economics and Finance Research (págs. 459-462). Singapore: IACSIT Press. 2011. Disponível em: <<http://www.ipedr.com/vol4/91-F10116.pdf>>.

UN (UNITED NATIONS). Statistical annex 2013. 2020. Disponível em: <https://www.un.org/en/development/desa/policy/wesp/wesp_current/2013country_class.pdf>

WOOD, A. Openness and wage inequality in developing countries: the Latin American challenge to East Asian conventional wisdom. *The World Bank Economic Review*, v. 11, n. 1, p. 33-57, 1997. Disponível em: <<https://academic.oup.com/wber/article-abstract/11/1/33/1735953>>.

WORLD BANK, 2020. Disponível em: <<https://data.worldbank.org>>.

WTO (WORLD TRADE ORGANIZATION). World trade statistical review 2019. 2020. Disponível em: <https://www.wto.org/english/res_e/statis_e/wts2019_e/wts19_toc_e.htm>.

ZHANG, L.; SCHIMANSKI, S. Cadeias globais de valor e os países em desenvolvimento. Repositório do Conhecimento do Ipea (RCIpea). 2014. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/5322/1/BEPI_n18_Cadeias.pdf>.

APÊNDICE

Tabela 3 – Descrição das variáveis do modelo de abertura e desigualdade de renda

Tipo	Variável	Definição	Fonte
Dependente	Gini	Índice de Gini (em log).	WB
Principal	Abertura comercial	Divisão da soma das exportações às importações pelo PIB, na PPC corrente (em log).	Elaboração própria a partir dos dados da PWT
	Abertura comercial ²	Divisão da soma das exportações às importações pelo PIB, na PPC corrente, elevada ao quadrado (em log).	Elaboração própria a partir dos dados da PWT
Controle	Renda per capita	PIB real em bilhões de dólares constantes em 2011 (em log).	PWT
	Estado de direito	Índice <i>rule of law</i> (em log).	WB
	Inflação	Nível de preço da absorção real doméstica em primeiras diferenças, em PPC corrente em bilhões de dólares constantes em 2011 (em log).	PWT
	Capital humano	Índice de Capital humano (em log).	PWT

Fonte: elaboração própria.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas do modelo de abertura e desigualdade de renda

Variável	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Índice de Gini	768	36.88	8.748	23.70	59.50
Abertura comercial	885	0.737	0.501	0.093	2.831
Inflação	826	0.001	0.062	-0.406	0.269
Capital humano	885	2.915	0.477	1.712	3.807
Estado de direito	885	0.401	1.006	-1.372	2.100
Renda per capita	885	22931	15880	3095	83912

Fonte: elaboração própria.

Tabela 5 – Características da amostra do modelo de abertura e desigualdade de renda

Tipo	Classificação	Quantidade absoluta	Quantidade Percentual
Desenvolvimento	PD	34	57,6
	PED	25	42,4
Renda	Alta	31	52,5
	Média-alta	17	28,8
	Média-baixa	11	18,6
	Baixa	0	0
Região	Europa e Ásia Central	33	55,9
	América Latina e Caribe	15	25,4
	Ásia Oriental e Pacífico	6	10,2
	Oriente Médio e Norte da África	3	5,1
	América do Norte	1	1,7
	Ásia Meridional	1	1,7

África Subsariana	0	0
-------------------	---	---

Fonte: WB e United Nations. | Nota: elaboração própria.