Impacto da reforma trabalhista de 2017 na taxa de desemprego: uma análise através da metodologia de diferenças em diferenças sintético

André Jeremias de Souza Barbato[1]
Patrícia Helena F. Cunha[2]

Resumo

O objetivo do artigo é avaliar o impacto da reforma trabalhista de 2017 sobre a taxa de desemprego, avançando para estimação do impacto sobre a renda média mensal dos trabalhadores formais, e do nível de informalidade, bem como uma avaliação para os respectivos agregados por gênero. A inspiração da reforma foi o paradigma neoclássico, que defende a flexibilidade dos salários como forma de aumentar o nível de emprego. Os heterodoxos, inspirados em Keynes e Kalecki, defendem que a causalidade para geração de emprego é outra. No caso é o aumento da demanda efetiva que promove a melhora no nível de emprego e a flexibilização e precarização das relações trabalhistas pode agravar as taxas de desemprego. Para a avaliação empírica utiliza-se a abordagem de diferenças em diferenças sintéticas, uma combinação das metodologias de diferenças em diferenças e controle sintético. O exercício estima que a reforma trabalhista aumentou a taxa de desemprego no nível total em média 1,34 p.p. no período pós-tratamento (2018-2024). Com impacto médio de 3 p.p. nos primeiros quatro anos após a reforma, , o que confirma resultados encontrados na literatura tanto em Santos, Silva e Aragón (2025), quanto em Oreiro et. al. (2023). Ademais, demonstrou-se estatisticamente significante apenas a estimação de impacto sobre a renda média masculina.

Palavras-chave: mercado do trabalho; reforma trabalhista; taxa de desemprego; synthetic difference-in-differences

Classificação JEL: P48; C11, E24, J08, J64,

[1] Mestrando em Economia pela PPGECO-UFABC.
[2] Docente na UFABC.

1. Introdução

No final de 2025, a taxa de desemprego no Brasil atingiu sua mínima histórica desde o início da série em 2012, chegando à 5,4% no trimestre encerrado em outubro[3], que representa 5,9 milhões de pessoas desocupadas. Os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD) também mostram o novo recorde atingido pela massa salarial, totalizando R$357,3 bilhões, o que representa um crescimento de 5% em relação ao ano anterior. Por outro lado, a taxa de informalidade tem se mantido estável, com 37,8% da população ocupada. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), esses resultados positivos do mercado de trabalho estão relacionados tanto ao desempenho econômico, quanto às políticas públicas. As correções do salário mínimo têm colaborado para a manutenção do consumo, que por sua vez mantém o mercado de trabalho aquecido, mesmo em meio a política monetária contracionista.

Sempre que o mercado de trabalho demonstra um cenário positivo, ressurge o questionamento: será que a reforma trabalhista de 2017 contribuiu de alguma forma para estes resultados? Estabelecida através da Lei n.º 13.467/2017, visava modernizar as leis que regem as relações de trabalho no Brasil, a CLT, bem como flexibilizar o mercado de trabalho, aumentar a produtividade e gerar empregos reduzindo a informalidade. A lei introduziu mudanças como a prevalência de acordos coletivos sobre a CLT, regimes de trabalho intermitente, ampliou as possibilidades de terceirização e tornou a contribuição sindical facultativa, entre outras mudanças. No entanto, como é destacado por Carvalho (2017) e Campos (2017), muitas dessas mudanças poderiam fragilizar o poder de barganha dos trabalhadores e dos sindicatos, o que poderia comprometer o resultado em relação à produtividade, formalização e desigualdade.

Veloso (2024), vai destacar um relatório do Fundo Monetário Internacional (FMI) no qual o órgão aponta como justificativa para as revisões positivas das estimativas de crescimento do PIB às novas evidências dos efeitos das reformas realizadas no Brasil, entre elas a reforma trabalhista. Segundo o órgão, a reforma contribuiria para a redução da litigância e insegurança jurídica, o que por sua vez expandiria o emprego formal e elevaria a produtividade das empresas. Por outro lado, Oliveira e Proni (2024), argumentam que a reforma falhou em cumprir seus objetivos de gerar emprego e reduzir a informalidade, e ainda que o cenário

[3] https://g1.globo.com/economia/noticia/2025/11/28/desemprego-fica-em-54percent-em-outubro-mostra-ibge.ghtml

positivo no mercado de trabalho na verdade diz respeito ao resultado do crescimento econômico e de políticas públicas de estímulo à demanda.

Dado que os efeitos da reforma trabalhista de 2017 sobre o mercado de trabalho ainda representam um campo de disputa, este artigo se propõe a avaliar o impacto da reforma sobre a taxa de desemprego através do método de Diferenças em Diferenças sintético proposto por Arkhangelsky et. al. (2021). Esse método propõe a combinação de duas abordagens amplamente utilizadas na literatura de avaliação de impacto, o método de Diferenças em Diferenças e o método de Controle Sintético. Além disso, será ampliada a avaliação para estimar o impacto da reforma sobre a renda média mensal e o nível de informalidade no mercado de trabalho, na busca de possíveis impactos por gênero. Para tal, o presente trabalho se inicia com uma breve apresentação da literatura sobre emprego e é detalhado os principais pontos de mudanças introduzidos pela reforma, bem como alguns argumentos críticos e contradições, com base em algumas pesquisas que se dedicaram a avaliar seus impactos. Na quarta seção é apresentada a metodologia e os dados utilizados nesta pesquisa. E, por fim, são mostrados os resultados estimados para os efeitos da reforma trabalhista de 2017. Na última seção estão as considerações finais.

2. A Determinação do Emprego e Reforma Trabalhista no Brasil

Em novembro de 2017 entrou em vigor a lei nº 13.467, conhecida como reforma trabalhista. Alterando mais de cem artigos da Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), a lei tinha o objetivo de combater a crise econômica enfrentada desde 2014 através da flexibilização do mercado de trabalho e simplificação da relação entre trabalhadores e empregadores. Essa reforma se inspira na visão de que o desemprego é causado pela presença de rigidez no mercado de trabalho e defendida pelos organismos internacionais como FMI(2016). Em autores pós-keynesinos inspirados em Keynes e Kalecki, a causalidade é outra, o desemprego é resultado de falta de demanda efetiva (Amadeo e Estevão, 1994) Nessa seção serão apresentados os principais pontos de mudança e discussões a respeito da reforma trabalhista de 2017, bem como uma breve revisão dos trabalhos que fazem uma avaliação do impacto dessa política no mercado de trabalho brasileiro.

2.1. Principais pontos de alteração na CLT

Carvalho (2017) argumenta que a reforma trabalhista de 2017 representa a alteração mais profunda na CLT desde sua instituição em 1943, promovendo uma mudança paradigmática na filosofia do direito do trabalho no Brasil, e retornando a uma visão em relação a força de trabalho dos primórdios da Revolução Industrial, a de que a mercadoria força de trabalho é uma mercadoria como outra qualquer. No entanto, essa visão já havia sido descartada há muito tempo. O direito do trabalho baseia-se na admissão da desigualdade de forças existente na relação empregado e empregador e que a força de trabalho não é uma mercadoria comum, uma vez que não pode ser separada do trabalhador. Logo, o direito do trabalho surge para delimitar o espaço de livre atuação do mercado de trabalho.

Um dos pontos principais da reforma trabalhista de 2017 consiste na introdução do artigo 611-A na CLT, que estabelece a prevalência de acordos coletivos sobre a legislação. Segundo Carvalho (2017), este artigo flexibiliza os dispositivos sobre a jornada de trabalho e sobre a remuneração, além de limitar a intervenção da Justiça do Trabalho (JT) na análise do conteúdo dos acordos, uma vez que o primeiro parágrafo determina que a JT deve se ater a analisar os elementos juridicamente formais, sem julgar seu conteúdo.

No que diz respeito a flexibilizar a jornada de trabalho, algumas das principais mudanças são: O Artigo 59 estende o banco de horas, antes restrito à acordos coletivos, para acordos individuais com compensação em até seis meses; legaliza a jornada de trabalho 12x36 (doze horas de trabalho e trinta e seis horas de descanso) para qualquer categoria, sem necessidade de licença prévia para atividades insalubres; estabelece que horas extras habituais não descaracteriza o acordo de compensação, e que o não cumprimento das exigências legais para compensação implica somente no pagamento do adicional e não da hora cheia; Alteração no Artigo 71, parágrafo 4º, determina que a supressão do intervalo de descanso, ou seja, o horário de almoço, gera indenização apenas sobre o período suprimido, e não sobre o período total de intervalo. Outros pontos que ficam sujeitos à negociação nas convenções coletivas, respeitando os limites estabelecidos na constituição, são: banco de horas anual, intervalo interjornada (no mínimo de trinta minutos), trocas de dias de feriado e regime de teletrabalho.

Já em relação a flexibilização da remuneração podem ser destacados os seguintes pontos: O Artigo 457 altera a composição do salário, o que significa a exclusão de verbas como abonos, prêmios, ajuda de custo e diárias de viagem da base de cálculo do salário. Sendo assim, estes valores deixam de compor a remuneração para fins de encargos trabalhistas e previdenciários; O Artigo 461 estabelece a equiparação salarial apenas dentro do mesmo estabelecimento

empresarial, não considerando mais a região geográfica. Outros pontos como planos de cargos e salários, remuneração por produtividade ou desempenho e participação nos lucros e resultados (PLR) passam a ser definidos em acordos coletivos.

A reforma também cria novos regimes de trabalho, considerados atípicos: O Artigo 443 cria a modalidade de trabalho intermitente, em que a prestação de serviços não é contínua e o trabalhador é remunerado apenas pelas horas ou dias efetivamente trabalhados; O Artigo 442-B veda o reconhecimento de vínculo empregatício para trabalhadores autônomos, ainda que a prestação de serviços seja contínua e exclusiva. Além disso, a reforma passa a permitir a terceirização de qualquer atividade da empresa, inclusive a atividade fim, antes restrita apenas à atividades como segurança, limpeza e etc. Cria ainda uma categoria para empregados com nível superior e salários duas vezes superior ao teto do Regime Geral de Previdência Social (RGPS), para os quais o acordo individual prevalece sobre o acordo coletivo.

Foram alteradas as regras para a rescisão contratual, quais sejam: fim da obrigatoriedade de homologação para contratos com mais de um ano no sindicato ou no Ministério do Trabalho; O Artigo 484-A institui a rescisão por acordo mútuo, em que o trabalhador recebe metade do aviso prévio indenizado e da multa do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS), podendo sacar 80% do saldo, mas sem direito ao seguro-desemprego; O Artigo 477-A equipara as demissões coletivas às individuais, dispensando autorização prévia do sindicato ou negociação coletiva.

Carvalho (2017) discute também os impactos sobre a representação dos trabalhadores, uma vez que a reforma eleva a condição das negociações individuais ao mesmo tempo que fragiliza os sindicatos. A transformação da contribuição sindical em facultativa, sem uma previsão de uma fonte alternativa, impactou severamente o custeio da estrutura sindical. Além disso, o Artigo 620 determina que os acordos coletivos firmados no âmbito da empresa, sempre prevalecerão sobre as convenções coletivas firmadas no âmbito da categoria, levando as negociações a um nível mais descentralizado. Essas mudanças acabam por reduzir o poder de barganha dos trabalhadores.

Campos (2017) confronta os objetivos declarados da reforma trabalhista com seus principais problemas e contradições. Entre os objetivos declarados da reforma estão: Reduzir a rotatividade e aumentar a produtividade; Valorizar a negociação coletiva; Fortalecer a representação coletiva e reduzir conflitos e litigiosidade. Para Campos, a ênfase da reforma na criação de contratos atípicos, incentivam vínculos de curta duração, desestimulando o investimento em treinamento e qualificação o que tende a impactar negativamente a produtividade, além de fragmentar os coletivos de trabalhadores incentivando a negociação

individual e minando a base da organização coletiva. Campos destaca também que o fim da contribuição sindical compulsória representa uma crise de financiamento que enfraquece a capacidade de atuação dos sindicatos. Por fim, ele argumenta que a limitação da representação sindical no local de trabalho à empresas com mais de 200 empregados, estabelecida no Artigo 510, limita o papel de resolução de conflitos dos sindicatos e que dificilmente reduzirá a demanda por ações na JT.

Haja vista a extensa alteração na CLT e os pontos contraditórios expostos acima, prever o impacto da reforma trabalhista na economia e no mercado de trabalho seria extremamente difícil. Tanto Carvalho (2017) quanto Campos (2017) tentam elencar alguns possíveis resultados da reforma: Os efeitos na produtividade podem ser ambíguos, uma vez que ganhos advindos da flexibilização podem ser apropriados pelos empregadores, dada a redução no poder de barganha dos trabalhadores; Uma vez que a literatura econômica sugere que a informalidade está mais ligada à baixa produtividade do que ao custo de formalização, a reforma poderia levar a formalização de postos de trabalho precários, sem ganhos de qualidade; o fim da homologação sindical, que previne erros em verbas rescisórias, poderia na verdade aumentar a litigiosidade e por conseguinte o resultado na segurança jurídica seria incerto; dada as alterações nas jornadas de trabalho e as novas categorias criadas a reforma poderia ter um impacto negativo sobre a desigualdade com uma piora na desigualdade funcional da renda e maior apropriação do excedente pelos empregadores.

2.2. Revisão da literatura Empírica

Passados oito anos da promulgação da reforma trabalhista de 2017, os impactos das alterações nas leis que regem as relações de trabalho ainda estão em disputa no âmbito acadêmico. Não há um consenso em relação aos resultados da reforma, sendo que alguns trabalhos apontam efeitos positivos, outros negativos ou mesmo que a reforma não demonstrou efeito algum, muito provavelmente em função das razões discutidas na seção anterior. Desta forma, nessa seção serão apresentadas algumas das avaliações presentes na literatura econômica destacando seus objetivos, metodologias aplicadas e seus principais resultados encontrados.

Com o objetivo de projetar o impacto de longo prazo da reforma trabalhista no desemprego, Ottoni e Barreira (2021) utilizam como estratégia empírica o Método de Controle Sintético (SCM) para construir um "país hipotético" simulando o que teria acontecido na ausência da reforma. Os autores comparam o Brasil com três países que implementaram reformas similares, a Alemanha (2003-2005), usada como limite superior, a Austrália (1994),

usada como limite inferior, e a Argentina, que foi utilizada para teste de robustez. Foram utilizados dados do *World Development Indicators* (WDI) do Banco Mundial. Como resultado, os autores encontraram que a reforma trabalhista poderia reduzir a taxa de desemprego entre -1,17 e -3,46 p.p. no longo prazo. Eles concluem que os efeitos tendem a se materializar de forma lenta, levando entre 5 à 10 anos para se tornarem evidentes, isso devido a fatores institucionais, como questionamentos jurídicos e incertezas políticas.

Serra, Bottega e Sanches (2022), por sua vez, fazem uma análise similar, mas com o objetivo de avaliar o impacto da reforma sobre a taxa de desemprego no curto prazo, mais especificamente nos três primeiros anos. Assim como o estudo anterior, os autores utilizam o SCM na tentativa de isolar os efeitos de outros choques econômicos, como a pandemia de Covid-19. Para construção do contrafactual foram utilizados países da América Latina e Caribe no grupo de controle. O estudo usa dados do WDI de 2003 a 2020, sendo que o período pré-tratamento vai de 2003 à 2017 e pós tratamento de 2018 à 2020. A robustez dos resultados foi verificada a partir de testes de placebo, aplicando o choque a países do grupo de controle e verificando os desvios observados. A partir destes testes os autores concluem que não houve um efeito estatisticamente significativo da reforma trabalhista sobre a taxa de desemprego no período pós-tratamento.

Outro trabalho que tem como objetivo avaliar a meta primária da reforma, a saber reduzir o nível do desemprego no Brasil, é o de Santos, Silva e Aragón (2025). Também partindo de dados do WDI, a pesquisa usa o Modelo Dinâmico de Fator Latente Multinível (DM-LFM), que, segundo os autores, se apresenta como uma alternativa vantajosa ao método tradicional de SCM, uma vez que não exige a suposição de tendências paralelas no pré-tratamento. Essa modelagem multinível bayesiana é capaz de capturar múltiplas fontes de heterogeneidade, assim como as dinâmicas subjacentes dos dados, maximizando a extração de informações. Da mesma forma que Serra, Bottega e Sanches (2022), os autores constroem o grupo de controle a partir de países da América Latina e Caribe. A pesquisa encontrou evidências de que a reforma não apenas não cumpriu sua meta primária, como teve efeito adverso sobre o mercado de trabalho. Os resultados mostram um impacto negativo e estatisticamente significativo da reforma, elevando a taxa de desemprego em média 3 p.p. entre 2018 e 2021.

Uma abordagem interessante surge na pesquisa de Kohli (2025), em que o objetivo é analisar o impacto que a mudança nas contribuições sindicais, de compulsórias para opcionais, teve no papel de fiscalização complementar exercido pelos sindicatos. A metodologia usada foi Diferenças em Diferenças Sintético (SDID). Utilizando múltiplas fontes de dados como: RAIS,

PNAD, dados sindicais e do MTE, a pesquisa compara mercados de trabalho com sindicatos mais eficientes (grupo de tratamento) e menos eficientes (grupo de controle) antes da reforma, onde a eficácia sindical é medida quantitativamente pela cobertura dos Acordos Coletivos de Trabalho (ACT). Os resultados da pesquisa indicam que a mudança na contribuição sindical para opcional, causou um enfraquecimento dos sindicatos, comprometendo sua atividade tanto de representação de classe, reduzindo o poder de barganha dos trabalhos, como também reduzindo sua atividade secundária na fiscalização das empresas. Isso levou a uma redução de 0,9% no salário dos empregos formais e uma diminuição de 2,5% do nível de emprego formal. Abordagens com foco em outras metas propostas pela reforma trabalhista devem ser mencionadas, como o trabalho de Azevedo (2021) que avalia o impacto da reforma na durabilidade do emprego e na probabilidade de rompimento dos contratos de trabalho. O autor conclui que a nova modalidade de trabalho intermitente teve impacto positivo sobre a duração dos empregos, reduzindo a probabilidade de saída. Por outro lado, Oreiro et. Al.(2023), avalia os efeitos sobre a qualidade do emprego e a estrutura ocupacional do mercado de trabalho, concluindo que a reforma aumentou a precariedade dos postos de trabalho bem como a queda dos salários reais. E por fim, a pesquisa de Corbi et. Al (2022), avalia as mudanças nos custos e incentivos para processos trabalhistas introduzidos na reforma. Segundo os autores, a reforma levou a uma queda no número de processos judiciais na JT.

3. Estratégia empírica para avaliação da Reforma Trabalhista

Nessa seção, apresenta-se a estratégia empírica utilizada no artigo. Inicialmente, discute-se a metodologia Diferenças em Diferenças Sintéticas (Synthetic Difference in Differences ou SDID) utilizada para avaliar o impacto da reforma trabalhista na taxa de desemprego. E finalmente, mostram-se os dados utilizados na pesquisa.

3.1. Método de diferenças em diferenças sintéticas (SDID)

Proposto por Arkhangelsky et. al. (2021), o método de diferenças em diferenças sintético (SDID) representa uma inovação na estimação de efeitos causais para dados em painel. Combinando características de dois métodos amplamente utilizados, Diferenças em Diferenças (DID) e o método de Controle Sintético (SCM), o estimador de SDID apresenta características mais robustas, além de superar as limitações individuais do DID e SCM.

O método de DID compara mudanças nos resultados entre grupos tratados e não tratados, partindo do pressuposto que as tendências são paralelas e que na ausência do tratamento as unidades tratadas e não tratadas seguiram uma trajetória semelhante. Quando esse pressuposto é violado, o método pode produzir estimativas enviesadas.

Recentemente surgiu o SCM, usado principalmente em estudos de caso comparativos com uma ou poucas unidades tratadas. O SCM, não assume tendências paralelas, mas tenta construir um contrafactual a partir de uma combinação ponderada de unidades não tratadas na tentativa de aproximar o comportamento pré-tratamento do grupo tratado. No entanto, o método apresenta algumas limitações, como a exigência que a unidade tratada esteja dentro do "casco convexo" e a sensibilidade à extrapolações. (CLARKE et. al. 2023)

Segundo Arkhangelsky et. al. (2021), as suposições fundamentais que justificam as metodologias de DID e SCM estão intimamente relacionadas, a partir daí os autores propõe o método SDID que integra as duas metodologias, ajustando as diferenças nas tendências pré-tratamento por meio de reponderação, assim como no SCM, e permanecendo invariante a deslocamentos aditivos no nível da unidade, como o DID. Dessa forma, o método busca, tornar as tendências paralelas por construção, em vez de assumi-las.

~~(1)~~

O estimador de SDID é obtido a partir de uma regressão ponderada de efeitos fixos de duas vias, uma vez que dá mais peso a unidades de controle que são mais semelhantes às unidades tratadas e a períodos pré-tratamento que são mais semelhantes aos períodos pós-tratamento. Isso é obtido através de pesos de unidade ($\widehat{\omega}^{SDID}$) e pesos de tempo ($\hat{\lambda}^{SDID}$).

Assim como proposto em Arkhangelsky et. al. (2021), considera-se um painel balanceado com N unidades e T períodos de tempo, em que o resultado para a unidade i no período t é denominado por Y_{it}, e a exposição ao tratamento binário é denominado por $W_{it} \in \{0,1\}$. Usando os pesos de unidade e de tempo em uma regressão de efeitos fixos de duas vias para estimar o efeito causal médio à exposição ao tratamento (average treatment effect on the treated, ou ATT), denominado por τ, teremos o estimador de SDID abaixo:

$$\left(\hat{\tau}^{sdid}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}\right) = arg \min_{\tau,\mu,\alpha,\beta} \left\{ \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\,\tau)^2 \; \widehat{\omega}_i^{sdid} \; \hat{\lambda}_t^{sdid} \right\}$$

Onde:

- μ é o intercepto global;
- α_i captura o efeito fixo para a unidade;
- β_t captura o efeito fixo para o tempo.

A metodologia também permite o uso de covariáveis que são implementadas a partir do processo sugerido por Kranz (2022), em que é estimada uma regressão de efeitos fixos bidirecionais, usando apenas as observações que não foram tratadas ($W_{it} = 0$):

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \mu_i + \gamma_t + u_i \quad (2)$$

Onde são incluídas as covariáveis X_{it}, os efeitos fixos de período γ_t e os efeitos fixos da unidade μ_i. Então, calcula-se o resultado ajustado (Y_{it}^{adj}) para todas as observações, onde $\hat{\beta}$ são os coeficientes estimados na equação (2):

$$Y_{it}^{adj} = Y_{it} - X_{it}\hat{\beta} \quad (3)$$

Por fim, o estimador de SDID é calculado a partir do resultado ajustado (Y_{it}^{adj}) da equação (3) através da equação (1).

Entre as vantagens em relação aos métodos tradicionais podemos citar: robustez aprimorada dada aos pesos ponderados para unidades e para o tempo; inclusão dos efeitos fixos para unidade torna o estimador invariante a deslocamentos aditivos e constantes no nível da unidade; aumento da precisão da estimativa e erro padrão menor; os pesos para unidade e tempo permitem eliminar o viés devido fatores não observados garantindo uma robustez dupla; processo de seleção dos pesos orientada a dados e integrada ao procedimento. Por outro lado, a metodologia apresenta também algumas desvantagens: requer um painel balanceado; e pode ser computacionalmente intensiva.

Além disso, alguns requisitos devem ser atendidos além do painel balanceado como já mencionado: unidades tratadas desde o primeiro período não podem ser incluídas, pois não há período pré-tratamento para elas; pelo menos algumas unidades devem permanecer não tratadas durante todo o período para servirem como doadoras para o controle sintético; caso sejam incluídas covariáveis, elas devem estar presentes para todas as observações, ou seja, não pode haver valores faltantes; para casos como o desta pesquisa em que se tem apenas uma unidade tratada, o método de inferência deve ser o método de placebo.

3.2. Dados

Seguindo Serra, Bottega e Sanches (2022), e Santos, Silva e Aragón (2025), nesta pesquisa usaremos como doadores para a construção do contrafactual países da América Latina

e Caribe, com exceção de países que já efetuaram reforma trabalhista, a saber: Paraguai, Uruguai, Argentina e Costa Rica. Desta forma, é possível garantir uma certa similaridade entre os doadores e o Brasil, bem como controlar para outros choques econômicos que podem ter afetado o nível da taxa de desemprego, como a pandemia da COVID-19. Logo, os países pré-selecionados para o grupo de controle são: Bahamas, Bolívia, Chile, Colômbia, República Dominicana, Guiana, México, Nicarágua, Santa Lúcia, São Vicente e Granadinas e Trinidade e Tobago[4].

Levando em consideração a disponibilidade de informações, o período utilizado neste trabalho vai de 2003 à 2024[5]. Sendo assim, o período pré-tratamento consiste de 15 anos, de 2003 à 2017, e o período pós-tratamento consiste de 7 anos, de 2018 à 2024. Uma vez que o objetivo é estimar o impacto da reforma trabalhista de 2017 sobre a taxa de desemprego, a variável dependente da especificação *baseline* será a Taxa de Desemprego, modelada pela Organização Internacional do Trabalho (OIT). Além do *baseline*, com o objetivo de investigar possíveis diferenças no impacto da reforma sobre o desemprego em relação à gênero, serão estimadas especificações em que a variável dependente é a taxa de desemprego feminino e masculino. Da mesma forma, serão estimadas especificações para investigar o impacto da reforma sobre a renda e sobre a taxa de emprego informal, com suas respectivas aberturas por gênero.

Foram incluídas covariáveis para controle das condições macroeconômicas: taxa de crescimento do PIB, taxa de inflação (medido pelo deflator do PIB)[6], taxa de crescimento anual da população urbana, taxa de variação do câmbio real, taxa de juros real, taxa de participação da força de trabalho, e componentes do investimento como formação bruta de capital e investimento direto estrangeiro. Além disso, foram consideradas covariáveis para controle das condições institucionais como índice de estabilidade política e ausência de violência/terrorismo e índice de controle de corrupção. As fontes dos dados são o World Development Indicators (WDI) do Banco Mundial, com exceção apenas dos dados para renda média mensal e taxa de emprego informal que foram extraídos da Organização Internacional do Trabalho (OIT). Todas as variáveis de controle foram escolhidas com base na literatura como Serra, Bottega e Sanches (2022), e Santos, Silva e Aragón (2025) e Hegelund e Taabi (2023).

[4] A amostra de países irá variar de acordo com a especificação do modelo estimado. Este ponto será detalhado mais à frente.

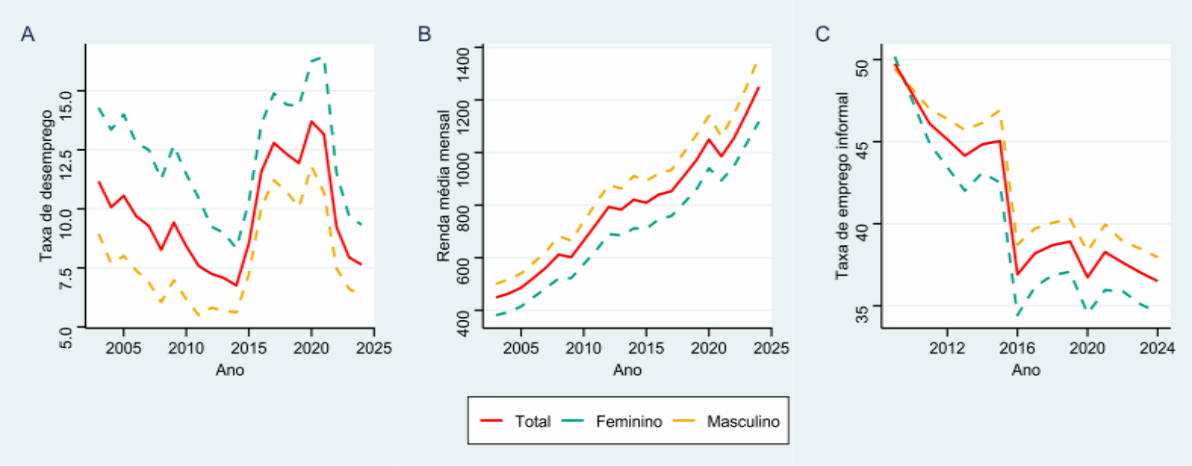
[5] O período considerado para estimação do impacto sobre a Renda Média Mensal e Taxa de Emprego Informal será de 2009 à 2024, uma vez que não há informação disponível para anos anteriores.

[6] Em outros trabalhos como Serra, Bottega e Sanches (2022), e Santos, Silva e Aragón (2025), é utilizada a taxa de inflação medida pelo índice de preços do consumidor, no entanto, havia dados faltantes para esse indicador enquanto a taxa de inflação medida pelo deflator do PIB está completa para todos os países.

Haja visto que a metodologia de SDID requer um painel balanceado, foi necessária a imputação de valores para alguns indicadores que para o período selecionado estavam faltantes. A imputação dos valores faltantes foi realizada por interpolação linear, ou seja, pela média do valor anterior e posterior do valor faltante. Nas especificações em que a variável dependente é a renda mensal média e a taxa de emprego informal, os países doadores para o grupo de controle foram apenas Chile, Colômbia, República Dominicana e México, uma vez que os demais países não têm dados para estes indicadores.

Na figura 1, podemos ver a trajetória das três variáveis dependentes que pretendemos avaliar o impacto da reforma trabalhista no Brasil. No painel A, podemos notar que o desemprego feminino é superior ao desemprego masculino, enquanto que no painel B vemos que o rendimento mensal masculino é superior ao feminino. Por fim, no painel C, vemos que o nível de informalidade é superior entre os homens, mas com trajetória descendente.

Figura 1. Trajetória das variáveis dependentes para o Brasil: taxa de desemprego, renda mensal média e taxa de emprego informal



Fonte: Resultado da pesquisa com base nos dados do WDI e OIT

3. Resultados

A tabela 1 sumariza as estimativas de impacto da reforma trabalhista sobre a taxa de desemprego em diferentes especificações. A coluna ATT apresenta a estimativa de SDID para o efeito causal médio de exposição ao tratamento. Foram estimadas diferentes especificações para a taxa de desemprego no nível total, feminino e masculino, com e sem covariáveis de investimentos. Apenas a especificação 4 é estatisticamente significante ao nível de 5%, com ATT estimado de 1,343 (95% IC: 0.02, 2.67). Ou seja, a reforma trabalhista aumentou a taxa

de desemprego em 1,34 p.p. em média no período pós-tratamento (2018-2024) em relação ao contrafactual.

A figura 2 apresenta a taxa de desemprego no Brasil (tratado) e no "Brasil sintético" (controle) construído a partir dos países da América Latina e Caribe , para a especificação 4. O controle construído pelo SDID parece ter captado o comportamento do desemprego para o Brasil no período pré-tratamento pelo menos até o ano de 2015. Entre 2015 e 2017, ano da aprovação na reforma trabalhista, o nível da taxa de desemprego já estava acima do Controle, se mantendo acima até 2022, ano em que se inverte o efeito estimado pelo SDID. Segundo Balassiano (2018), esse descolamento entre 2015 e 2017 se deve, provavelmente, à instabilidade político-econômica que o Brasil passava desde 2014, e que o Controle construído não foi capaz de captar a partir dos países doadores.

Tabela 1. Resultados da regressão de SDID para a taxa de desemprego no Brasil (2003-2024)

Especificação	Variável dependente	Covariáveis de Investimento	ATT	Erro Padrão	*p*-value		95% Intervalo de Confiança
1	Tx. Desemp. Total	Não	0,403	0,795	0,600		(-1.16, 1.96)
2	Tx. Desemp. Feminino	Não	1,108	0,920	0,224		(-0.70, 2.91)
3	Tx. Desemp. Masculino	Não	0,340	0,990	0,717		(-1.60, 2.28)
4	Tx. Desemp. Total	Sim	1,343	0,676	0,046	**	(0.02, 2.67)
5	Tx. Desemp. Feminino	Sim	1,945	1,429	0,170		(-0.86, 4.75)
6	Tx. Desemp. Masculino	Sim	0,994	0,812	0,217		(-0.60, 2.59)

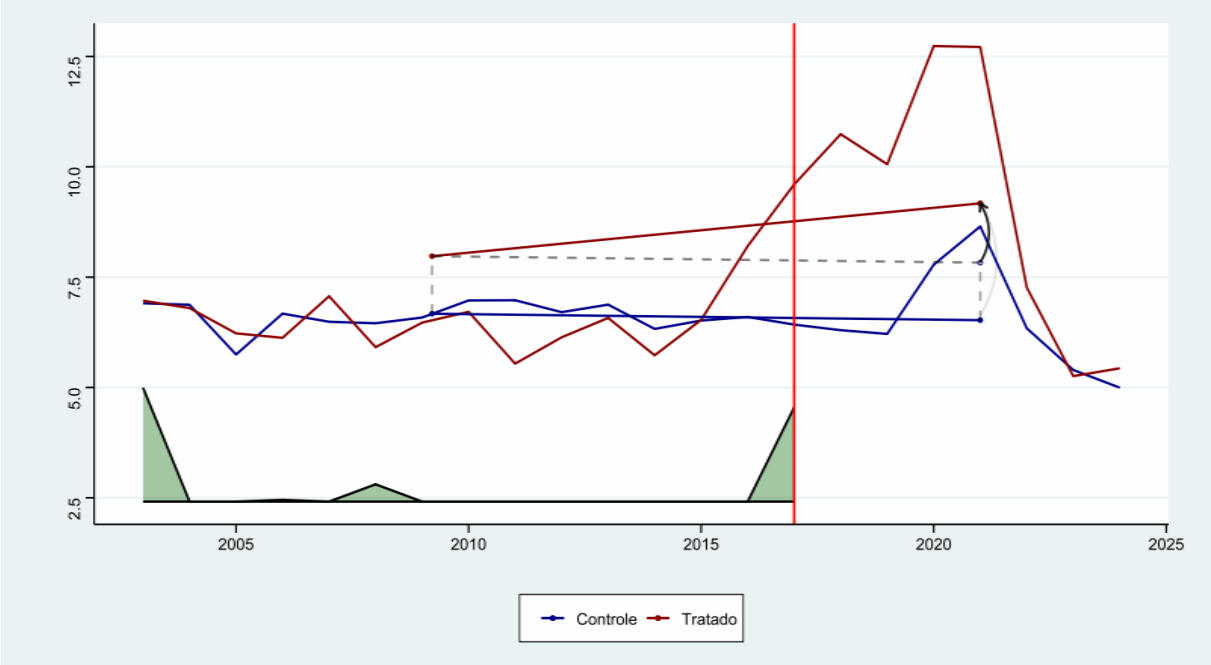
Nota: As especificações 4, 5 e 6 que indicam uso de covariáveis de investimento "Sim" foram estimadas com a inclusão da formação bruta de capital e investimento direto estrangeiro. Com exceção dessas variáveis de componentes do investimento, todas as especificações foram estimadas com todas as demais covariáveis mencionadas na seção anterior. Ademais, para criação do grupo de controle destas especificações, os países Guiana, Santa Lúcia, São Vicente e Granadinas e Trinidade e Tobago foram retirados do grupo de doadores, pois as covariáveis de investimento para estes países não estavam disponíveis para o período de 2003 a 2024. (**) indica nível de significância de 5%.

Além disso, podemos ver na figura 2 qual seria o comportamento esperado da série "tratado", uma trajetória paralela ao "controle", e o deslocamento para cima indicado pela seta, mostrando o efeito estimado do tratamento. Na tabela 2, são apresentados os pesos de cada país na construção do controle sintético pelo método SDID, sendo Bolívia, República Dominicana, México e Colômbia os países de maior peso.

Tabela 2. Pesos de unidade atribuídos na construção do grupo de controle - Especificação 4

País	Peso
Bolívia	0,361
República Dominicana	0,249
México	0,170
Colômbia	0,125
Chile	0,091
Nicarágua	0,004
Bahamas	-
	1,000

Figura 2. Estimador de SDID para a taxa de desemprego total no Brasil (2003-2024) - Especificação 4

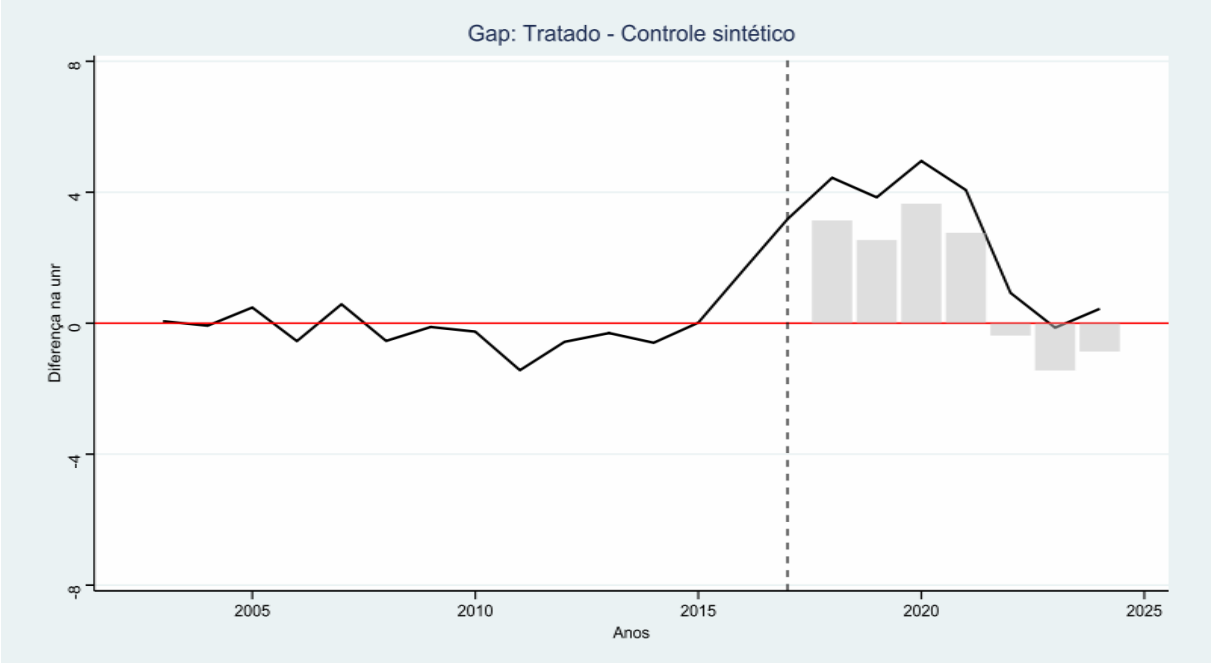


Nota: A linha sólida vermelha (Tratado) representa o Brasil, enquanto a linha sólida azul (Controle) representa o "Brasil sintético" ou contrafactual. A linha vertical vermelha representa a data de implementação da reforma trabalhista de 2017. As áreas verdes representam os pesos de tempo para os anos pré-tratamento atribuídos pelo SDID.

Vale salientar que o ATT de 1,343 estimado pelo SDID, na especificação 4, para o período pós-tratamento, representa o impacto médio da reforma trabalhista sobre a taxa de desemprego no período. Na figura 3, a curva de efeito para cada ano no pós-tratamento, indica que a reforma trabalhista aumentou a taxa de desemprego em média 3 p.p. nos quatro primeiros anos após a reforma, o que está em linha com resultados encontrados em Santos, Silva e Aragón (2025). Além disso, a curva de efeito indica que a partir de 2022 o efeito se inverte, ficando negativo, indicando que a reforma trabalhista ajudou a reduzir a taxa de desemprego entre 2022

e 2024. O que pode indicar que os efeitos completos da reforma só serão sentidos no longo prazo, conforme argumentam Ottoni e Barreira (2021). Ou ainda, Oreiro et al (2023) argumentam que a taxa de desemprego responde mais a variáveis de demanda e não mudanças na legislação trabalhista.

Figura 3. Diferença da taxa de desemprego para o Brasil e "Brasil sintético" - especificação 4



Nota: As barras em cinza representam a curva de efeito estimada para cada ano no período pós-tratamento.

Conforme proposto, foram estimadas também especificações em que as variáveis dependentes eram a renda média mensal e a taxa de emprego informal, bem como também suas aberturas por gênero, para avaliar o impacto da reforma trabalhista sobre estes indicadores. A tabela 3 traz os resultados das regressões de SDID para cada uma. Temos que, apenas a especificação 9 se mostrou ser estatisticamente significante, apresentando um ATT de 0,071 (95% IC 0.01, 0.13), ou seja, um impacto positivo de 7,1p.p. sobre a renda mensal média masculina.

Tabela 3. Resultados da regressão de SDID para a renda média mensal e taxa de emprego informal (2009-2024)

Especificação	Variável dependente	Covariáveis de Investimento	ATT	Erro Padrão	*p*-value		95% Intervalo de Confiança
7	Log(Renda) (T)	Sim	0,069	0,062	0,258		(-0.05, 0.19)
8	Log(Renda) (F)	Sim	0,073	0,072	0,305		(-0.07, 0.21)
9	Log(Renda) (M)	Sim	0,071	0,029	0,016	**	(0.01, 0.13)
10	Tx. Emp. Informal (T)	Sim	0,026	0,058	0,644		(-0.09, 0.14)
11	Tx. Emp. Informal (F)	Sim	0,018	0,051	0,711		(-0.08, 0.12)
12	Tx. Emp. Informal (M)	Sim	0,040	0,067	0,533		(-0.09, 0.17)

Nota: (T) indica variável no nível de agregação Total, (F) indica variável no nível de agregação Feminino e (M) indica variável no nível de agregação Masculino. Todas as especificações foram estimadas com todas as covariáveis mencionadas na seção anterior. Ademais, para criação do grupo de controle destas especificações os países Guiana, Santa Lúcia, São Vicente e Granadinas, Trinidade e Tobago, Nicarágua, Bahamas e Bolívia foram retirados do grupo de doadores, pois as covariáveis de renda média mensal e taxa de emprego formal para estes países não estavam disponíveis para o período de 2009 a 2024. (**) indica nível de significância de 5%.

4. Considerações finais

O presente artigo se propôs a avaliar o impacto da reforma trabalhista de 2017 sobre a taxa de desemprego, estendendo a análise para os efeitos sobre o rendimento médio no mercado formal, bem como o efeito sobre o nível de informalidade. Para tal, foi utilizada a metodologia de Diferenças em Diferenças Sintético proposto por Arkhangelsky et. al. (2021), uma abordagem inovadora, combinando características desejáveis de duas metodologias já bem estabelecidas: o método de Diferenças em Diferenças e o método de Controle Sintético

Controlando as variáveis dependentes para indicadores macroeconômicos, os resultados indicam que a reforma trabalhista contribuiu para um aumento da taxa de desemprego no período pós-reforma em média 1,34 p.p. O que contradiz o principal objetivo declarado da reforma trabalhista. O efeito se mostrou estatisticamente significante e foi validado pelos testes de robustez através da construção de placebos no tempo e no espaço e da avaliação da aderência dos seus respectivos controles sintéticos através do cálculo da razão do RMSPE pós-tratamento pelo pré-tratamento.

Ao analisar a curva de efeito no período pós-tratamento, mostramos que o impacto negativo sobre a taxa de desemprego aconteceu no curto prazo, principalmente nos quatro primeiros anos após a aprovação da reforma trabalhista, em que o efeito calcula em média um aumento de 3 p.p. na taxa de desemprego dada a exposição ao tratamento. Por outro lado, após 2022 o efeito se inverte, dando a entender que os efeitos da reforma ainda não foram completamente absorvidos no mercado de trabalho ou a explicação de que o mercado de trabalho responde a outros estímulos, como o lado da demanda agregada.

Conclui-se então que a princípio podemos atribuir um efeito negativo da reforma trabalhista de 2017 no curto prazo, mas que serão necessários novos estudos no futuro para continuar avaliando o seu efeito, a fim de verificar se eles foram completamente absorvidos no mercado de trabalho. Ademais, essa pesquisa não encontrou resultados estatisticamente significantes para o impacto da reforma sobre a renda média mensal e sobre o nível de informalidade, com exceção do resultado da especificação 9, que mostra um efeito positivo da reforma sobre a renda média mensal dos homens. Fica pendente uma avaliação mais profunda desse resultado.

Referências

ABADIE, A., DIAMOND, A., & HAINMUELLER, J. Comparative Politics and the Synthetic Control Method. **American Journal of Political Science Forthcoming**. 2014. doi: 10.1111/ajps.12116.

AMADEO, E. ; ESTEVÃO, M. **A Teoria Econômica do Desemprego**. São Paulo, Editora Hucitec, 1994.

ARKHANGELSKY, Dmitry. ATHEY, Susan. HIRSHBERG, David A. IMBENS, Guido W. WAGER, Stefan. Synthetic Difference in Differences. **American Economic Review**. Volume 111, Número 12, p. 4088-4118. 2021

AZEVEDO, Marcelo R. A reforma trabalhista de 2017 e a rotatividade do emprego no Brasil. Dissertação de mestrado EESP-FGV. São Paulo. 2021. Disponível em: https://repositorio.fgv.br/items/13f00234-0645-4dc2-a397-8ef1b20961e2

BALASSIANO, M. Recessão Brasileira (2014-2016): Uma Análise por Meio do Método do Controle Sintético do PIB, PIB per capita, Taxa de Investimento e Taxa de Desemprego. **Anais do 46º Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, 2018.

CAMPOS, André G. A atual reforma trabalhista: possibilidades, problemas e contradições. **Texto para discussão** IPEA. Número 2350. dez, 2017. Rio de Janeiro.

CARVALHO, Sandro S. de. Uma visão geral sobre a reforma trabalhista. **Política em foco: mercado de trabalho**, número 63, p. 81:94, out, 2017.

CLARKE, Damian. PAILAÑIR, Daniel. ATHEY, Susan. IMBENS, Guido. Synthetic Difference-in-Differences Estimation. **IZA Intitute of Labor Economics**. Número 15907. January, 2023

CORBI, Raphael. FERREIRA, Rafael. NARITA, Renata. SOUZA, Danilo. Labor Courts, Job Search and Employment: Evidence from a Labor Reform in Brazil. **Working Paper**. May, 2022. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4121304

HEGELUND, Erik. TAALBI, Josef. What determines unemployment in the long run? Band spectrum regression on ten countries 1913–2016. **Structural Change and Economic Dynamics**. Volume 64. p. 144-167. March, 2023

IMF. Time for a supply-side boost? Macroeconomic Effects of labour and product market reforms. **World Economic Outlook**: too slow for too long. Washington, 2016.

KOHLI, Nikita. **The role of unions in labor markets with informality: Evidence from Brazil**. Wroking Paper. October, 2025. Disponível em: https://www.dropbox.com/scl/fi/7wlskhjhakyhq00n9kx2v/jmp_running_version.pdf?rlkey=96hhx96z2c7hllvclxestybyg&st=d23pn0ju&dl=0

KRANZ, Sebastian. **Synthetic Difference-in-Differences with Time-Varying Covariates**. 2022. Disponível em: https://github.com/skranz/xsynthdid/blob/main/paper/synthdid_with_covariates.pdf

OLIVEIRA, Tiago. PRONI, Marcelo W. A reforma trabalhista de 2017 não entregou o que prometeu. **Le Monde diplomatique Brasil**. Out, 2024. Disponível em: https://diplomatique.org.br/a-reforma-trabalhista-de-2017-nao-entregou-o-que-prometeu/. Acesso em: 14/12/2025

OREIRO, José L. C. GABRIEL, Luciano F. D'AMATO, Stefan W. MARTINS, Kalinka. Labour market reforms in Brazil (2017-2021): An analysis of the effects of recent flexibilization on labor market legislation. **Panoeconomicus.** Volume 70, Número 4. p. 601-625. 2023.

OTTONI, Bruno; BARREIRA, Tiago. Projetando o impacto da reforma trabalhista brasileira. **Economic Analysis of Law Review**. Volume 12, Número 1, p. 79-101, jan-abr 2021. DOI: 10.31501/ealr.v12i1.11855

SANTOS, Luiza M. de S. SILVA, Edcleutson de S. ARAGON, Edilean Kleber. Efeitos da reforma trabalhista sobre o desemprego no Brasil: uma análise a partir do modelo dinâmico de fator latente multinível. **ANAIS:** ANPEC Nordeste XXX Encontro Regional de Economia. 2025. Disponível em: https://anpec.org.br/nordeste/2025/submissao/arquivos_identificados/141-c3da85ad5182ba5c46d21b886cbca5ce.pdf

SERRA, Gustavo P. BOTTEGA, Ana. SANCHES, Marina da S. A reforma trabalhista de 2017 teve efeito sobre a taxa de desemprego no Brasil? Uma análise dos primeiros anos de vigência da Lei 13.467/2017. **Notas de Política Econômica MADE-FEA/USP**. Número 21, mai, 2022

VELOSO, Fernando. Novas evidências sobre o efeito das reformas. Fundação Getúlio Vargas. Jul, 2024. Disponível em: https://portal.fgv.br/artigos/novas-evidencias-sobre-efeito-reformas?nid=15118. Acesso em: 14/12/2025