Programa *Jovem Aprendiz*, Empregabilidade e Renda Formal do Trabalho: Uma Análise das Primeiras Gerações Expostas à Lei da Aprendizagem de 2000

Flavio Riva[1], Raphael Corbi[2], Sergio Guimarães[1], Matheus Leal[3] e Paulo Tafner[1]

[1]Instituto Mobilidade e Desenvolvimento Social (Imds).
[2]Departamento de Economia, Universidade de São Paulo (FEA-USP).
[3]Ministério do Desenvolvimento e Assistência Social, Família e Combate à Fome (MDS).

Sumário. A Lei da Aprendizagem (Lei 10.097/2000), marco institucional que criou o Programa *Jovem Aprendiz*, estabeleceu um regime específico de contratação e cotas mínimas para contratação de aprendizes, além de criar incentivos para que empresas ampliassem a admissão de jovens entre 15 e 17 anos por meio desse tipo de contrato. A lei teve efeitos marcantes na economia formal do país: de 2001 a 2005, o número de aprendizes empregados cresceu mais de 10 vezes.

Esta nota técnica explora essa variação significativa e a sua heterogeneidade no território brasileiro para investigar os efeitos de longo prazo do programa sobre empregabilidade e renda. Utilizamos uma abordagem de diferenças-em-diferenças e dados de indivíduos expostos ao programa nos anos iniciais de operação, para estabelecer comparações entre: (*i*) o desempenho no mercado de trabalho de indivíduos nascidos entre 1985 e 1988, que iniciaram suas carreiras profissionais sob a nova legislação, com aqueles nascidos entre 1982 e 1984, que não foram diretamente afetados pela lei (primeira diferença); (*ii*) em microrregiões com diferentes níveis de exposição aos efeitos do novo marco regulatório (segunda diferença).

Os resultados indicam que indivíduos de coortes mais recentes, cujas trajetórias foram influenciadas pela reforma em microrregiões de alta adesão, apresentaram aumentos na probabilidade de emprego formal e incrementos na renda ao longo da década de 2010, quando tinham de de 25 a 29 anos.[1]

Introdução

Sistemas duais de aprendizagem — que combinam qualificação formal em instituições de ensino com um período de inserção profissional e treinamento prático em empresas — foram amplamente adotados em países desenvolvidos e em desenvolvimento nas últimas décadas (ver Caicedo, Espinosa e Seibold, 2022; Crépon e Premand, 2019, por exemplo). A principal justificativa para a implementação de políticas públicas desse tipo é que oportunidades de emprego e de acúmulo de experiência profissional, combinadas a um processo de capacitação e certificação no início da vida, contribuam para o desenvolvimento de habilidades técnicas, socioemocionais e de prontidão para o trabalho, essenciais às trajetórias profissionais.

Esta nota técnica se dedica à análise dos efeitos de longo prazo do programa *Jovem Aprendiz*, uma política pública brasileira baseada em um sistema dual de aprendizagem. Um desafio metodológico central na avaliação de efeitos de programas como esse é que a decisão de parti-

[1]Os autores agradecem a Valdemar Neto, Gabriel Ulyssea, Diogo Britto e Luiz Felipe Fontes por comentários que ajudaram a melhorar substancialmente o conteúdo apresentado nessa nota.

cipação pode estar associada a características não observáveis, como capacidade intrínseca, resiliência ou outras habilidades socioemocionais. Assim, a simples comparação entre indivíduos que iniciaram suas trajetórias profissionais como aprendizes e outros grupos de jovens não permite identificar o efeito causal do programa. Por exemplo, se é verdade que a maior parte dos aprendizes tende a ser mais habilidosos do que jovens que ingressarem na economia formal por outros contratos, a diferença de salários entre ambos os grupos poderia refletir uma diferença de habilidade e não algo que poderia ter sido atribuído à participação no *Jovem Aprendiz*.

Para tentar contornar esse problema de identificação, exploramos um tipo de variação (regional) que parece ter afetado a decisão de participação individual no *Jovem Aprendiz*, mas que tem menos chances de estar fortemente associada a diferenças individuais que determinariam a performance futura no mercado de trabalho.

A Lei da Aprendizagem (Lei 10.097/2000) estabeleceu cotas mínimas para contratação de aprendizes e criou incentivos para que empresas ampliassem a admissão de jovens entre 15 e 17 anos por meio desse tipo de contrato. O programa tinha como foco a inclusão social, a redução do desemprego juvenil e a facilitação da transição para o mercado de trabalho formal. Em particular, a legislação determinou que empresas de médio e grande porte alocassem entre 5% e 15% de sua força de trabalho para aprendizes e introduziu subsídios na folha de pagamento para estimular a contratação e formação desses jovens.

Na prática, o novo marco regulatório resultou em uma expansão significativa do programa, aumentando o número de aprendizes de menos de 10 mil entre 1998 e 2000 para quase 150 mil entre 2001 e 2005. Essa expansão, contudo, ocorreu de forma heterogênea nas diferentes microrregiões brasileiras: enquanto alguns mercados locais de trabalho substituíram uma parcela grande de seus contratos temporários formais por aprendizes, outros se mantiveram muito próximos à situação pré-reforma.

Para interpretar esse contexto e operacionalizar hipóteses empíricas sobre efeitos causais de interesse, utilizamos um modelo de diferenças-em-diferenças com participação do tipo *fuzzy* (De Chaisemartin e d'Haultfoeuille, 2018), comparando indivíduos mais jovens a indivíduos mais velhos em microrregiões com diferentes níveis de adesão ao *Jovem Aprendiz*.[2]

Mais especificamente, utilizamos dados administrativos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) para reconstruir trajetórias de emprego e renda de indivíduos que ingressaram no mercado formal por meio de contratos temporários entre os 15 e 17 anos no período de 1998 a 2005, acompanhando-os até 2019, para estabelecer comparações entre:

(*i*) o desempenho no mercado de trabalho de indivíduos nascidos entre 1985 e 1988, que iniciaram suas carreiras profissionais aos 15 a 17 anos sob a nova legislação, com aqueles nascidos entre 1982 e 1984, que não foram diretamente afetados pela lei (primeira diferença);

(*ii*) em microrregiões com diferentes níveis de exposição aos efeitos do novo marco regulatório (segunda diferença).

A análise se concentra nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste do Brasil, regiões que, à época, tinham em seu território microrregiões com mercados consolidados de trabalho temporário na faixa etária relevante (15 a 17 anos) e que representam 90% dos contratos de aprendizes na economia formal brasileira no período.

A estratégia de diferenças-em-diferenças sugere que indivíduos que iniciaram suas trajetórias profissionais como aprendizes em microrregiões mais afetadas pela lei apresentaram resultados melhores em termos de inserção no mercado formal, apresentando aumentos de 7 a 10 pontos percentuais na probabilidade de emprego formal e incrementos de 24% a 35% na renda entre 25 e 29 anos.

[2] Metodologias dessa natureza foram adotadas para estudar os efeitos de longo prazo da expansão de vagas de creches na Noruega na década de 1970 (Havnes e Mogstad, 2015) e da expansão do ensino primário na Indonésia na década de 1960 (Duflo, 2001).

Programa Jovem Aprendiz

O *Jovem Aprendiz* foi criado pela Lei da Aprendizagem (Lei 10.097/2000) com o objetivo de facilitar a inserção de jovens no mercado de trabalho formal por meio de contratos de aprendizagem que combinassem capacitação teórica e prática. Os contratos de aprendizagem são de prazo fixo, não renováveis, com duração máxima de dois anos, e, à época, eram encerrados ao atingir o limite de 18 anos. Em 2005, a lei foi reformulada e estendeu a idade máxima para 24 anos. Os salários são proporcionais à carga horária e vinculados ao salário mínimo.

Empresas que aderem ao programa recebem subsídios na folha de pagamento, reduzindo a exigência de depósito no Fundo de Garantia por Tempo de Serviço para aprendizes contratados. As empresas devem empregar entre 5% e 15% de sua força de trabalho em funções que exijam treinamento formal, inscrevendo os aprendizes em cursos de qualificação profissional oferecidos por instituições certificadas pelo Ministério do Trabalho. O treinamento inclui uma carga horária variável de 400 a 1.960 horas, dependendo da ocupação. Todos os cursos abrangem habilidades para a vida, como cidadania, direitos trabalhistas, segurança e saúde no trabalho, prevenção ao consumo de álcool e drogas e educação financeira. Além disso, jovens que ainda não concluíram o ensino fundamental devem permanecer matriculados na escola.

Quando analisamos o número de jovens aprendizes empregados no Brasil para cada ano entre 1998 e 2005, encontramos que o número de aprendizes no país cresceu em cerca de 10 vezes em cinco anos, passando de menos de 10 mil contratos de jovem aprendiz entre 1998 e 2000 para quase 150.000 entre 2001 e 2005. A ideia central da nota técnica é explorar essa variação significativa e a sua heterogeneidade no território brasileiro para investigar os efeitos de longo prazo do *Jovem Aprendiz* sobre empregabilidade e renda.

Bases de Dados

RAIS. A principal fonte de dados utilizada nesse estudo foi a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), coletada pelo Ministério do Trabalho e Emprego, para o universo de vínculos formais no Brasil. A base contém informações detalhadas sobre contratos formais de trabalho, incluindo salários, carga horária, ocupação e tipo de contrato, além das datas de início e término dos vínculos. Cada trabalhador na RAIS é identificado exclusivamente por um número de inscrição no Programa de Integração Social (PIS). Esses identificadores foram utilizados para construir um painel do universo de indivíduos que tiveram vínculos de trabalho — entre eles, contratos de aprendizagem ou de *Jovem Aprendiz* — entre 1998 e 2005, com 15 a 17 anos.

Para seleção da amostra final de indivíduos analisados, seguimos a abordagem de Corseuil, Foguel e Gonzaga (2019), que define outros trabalhadores temporários como grupo de comparação relevante.[3] Além disso, restringimos a análise aos estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste do país, regiões que, à época, tinham em seu território microrregiões com mercados consolidados de trabalho temporário na faixa etária relevante (15 a 17 anos) e que representavam 90% dos contratos de aprendizes na economia formal brasileira no período. Os dados abrangem 156.009 trabalhadores, dos quais 79.492 ingressaram no mercado de trabalho como jovens aprendizes, e 76.517 como trabalhadores temporários por meio de outros contratos.

Metodologia

A estratégia empírica adotada se baseia na divisão das microrregiões brasileiras em dois grupos com diferentes níveis de exposição ao programa. Existem, portanto, duas decisões que pautam a operacionalização dessa estratégia. A primeira diz respeito à *medida* usada para definir a exposição aos efeitos da lei. Uma forma possível, que segue de perto Havnes e Mogstad

[3] Essa decisão de restrição da amostra minimiza a heterogeneidade no conjunto de indivíduos potencialmente afetados, restringindo a amostra àqueles que optaram por entrar no mercado de trabalho relativamente cedo.

(2015), parte da classificação das microrregiões da amostra conforme o crescimento na participação no *Jovem Aprendiz* para coortes nascidas entre 1985 e 1988 e entre 1982 e 1984. Começamos computando, para cada microrregião da amostra, o número de jovens inscritos no Programa Jovem Aprendiz para coortes nascidas entre 1985 e 1988 e entre 1982 e 1984. No passo seguinte, dividimos esse número pelo número de jovens que tinham contratos temporários no mercado de trabalho formal. Por fim, computamos a variação em pontos percentuais na participação de jovens aprendizes na economia formal local.

A Figura 1 apresenta um histograma da distribuição dessa variável e mostra que houve diferenças marcantes na adoção do *Jovem Aprendiz* entre as microrregiões brasileiras: alguns mercados locais de trabalho substituíram uma parcela grande de seus contratos temporários formais por aprendizes, enquanto outros se mantiveram mais próximos à situação pré-reforma. A Figura 2 apresenta um mapa das microrregiões do Sul, Sudeste e Centro-Oeste em que cores mais claras indicam locais com menor variação de adesão ao programa, e cores mais escuras denotam locais com maior variação de adesão. É interessante notar que microrregiões fronteiriças, em quase todos os estados, tenham aderido de maneira tão diferente ao programa. Esse fato é relevante, pois a principal hipótese de identificação em um modelo de diferenças-em-diferenças como o utilizado é a de que não existiriam diferenças nas *tendências* de características não observadas na RAIS — como, por exemplo, a habilidade intrínseca dos jovens ou sua motivação — e que seriam diferentes entre os jovens nos dois grupos de microrregiões.

A segunda decisão diz respeito ao *corte* usado para definir o que significaria "alta exposição". Existem, em princípio, múltiplas formas de definir grupos com base nesse critério. Como forma inicial foi usado o percentil 25 da distribuição apresentada na Figura 1. Isso significa que nossos principais modelos compararão a evolução de variáveis nas microrregiões denotadas pela cor mais clara na Figura 2 com a evolução em microrregiões nas três cores mais escuras. Em exercícios de robustez, testamos se a conclusão muda qualitativamente quando consideramos comparações entre as duas cores mais claras e as duas cores mais escuras.

Utilizando dados do Censo Demográfico de 1991 e 2000, na compilação de indicadores feitas pelo Atlas do Desenvolvimento Humano, podemos entender melhor se, e em que sentido, regiões que aderiram de maneira mais ou menos célere ao programa são diferentes. Na Tabela 2, a coluna (1) apresenta a média das variáveis no Censo Demográfico de 1991 e 2000 para as 558 microrregiões do país. A coluna (2) apresenta a média da variável nas microrregiões que compõe a amostra, restrita ás microrregiões indicadas no mapa. Assim, a comparação entre as colunas (1) e (2) é ilustrativa do tipo de seleção amostral operada quando da restrição da amostra de microrregiões às regiões do Sul, Centro-Oeste e Sudeste, e que tinham mercados de trabalho formal para jovens de 15 a 17 anos. As microrregiões da amostra são substancialmente diferentes da microrregião média do Brasil, maiores, mais urbanas e ricas, e com níveis maiores de escolarização geral da população.

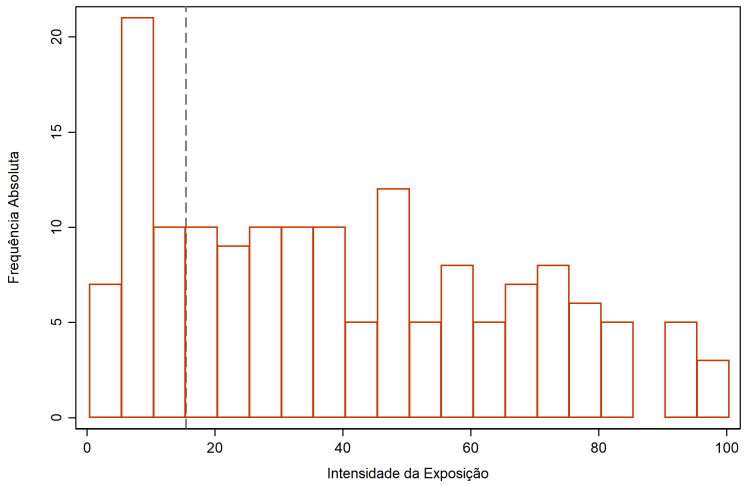
As colunas (3) e (4) restringem a amostra às microrregiões que compõem os grupos de controle e tratamento indicados na Figura 2. Por fim, a coluna (5) apresenta o p-valor de um teste de igualdade entre as médias de cada um dos grupos. Essas informações foram agrupadas ao nível das microrregiões para uso como controles nos modelos de regressão e estimativa de um escore de propensão à alta adesão ao *Jovem Aprendiz*. De maneira geral, não foram encontradas evidências de diferenças estatisticamente significantes entre as microrregiões tratadas e controle. No entanto, algumas diferenças de magnitude são substanciais, em particular para o caso da população. Por isso, nos modelos de regressão testamos a robustez dos resultados à inclusão de tendências flexíveis interagidas com essas variáveis.

Os principais resultados apresentados na nota foram obtidos por meio de modelos de regressão multivariada com a especificação:

$$Y_{imc} = \alpha_c + \theta_m + \tau \text{Treat}_m \times \text{Post}_c + \boldsymbol{\Lambda X}_{imc} + \varepsilon_{imc} \quad \text{(E.1)}$$

em que Y_{imc} representa uma variável de inte-

Figura 1. Variação da Adesão ao *Jovem Aprendiz* nas Microrregiões Brasileiras (N=108 microrregiões no painel balanceado).



Fonte: O gráfico é um histograma da variável contínua que foi utilizada para definir microrregiões tratadas e controle.

resse (por exemplo, a média de indicadoras caracterizando o vínculo com o mercado de trabalho formal dos 25 aos 29 anos) do indivíduo i, na coorte de nascimento c e que entrou no mercado de trabalho formal na microrregião m; α_c é um efeito fixo de coorte; a variável indicadora Treat_m é igual a 1 se i ingressou no mercado de trabalho em uma microrregião "tratada", isto é, com alta variação na adesão ao programa (ver Figura 3), e Post_c é uma variável indicadora igual a 1 quando $c \geq 1985$. Discutimos as variáveis incluídas no vetor $\boldsymbol{X}_{imc}$ na apresentação dos resultados nos parágrafos subsequentes.

O parâmetro de interesse τ captura diferenças entre variáveis de interesse para indivíduos que iniciaram sua trajetória: (i) em mercados de trabalho com alta e com baixa exposição aos efeitos da reforma; (ii) antes e depois do período de reforma. Note, no entanto, que este parâmetro não incorpora informação sobre a evolução da taxa de adesão ao programa e, portanto, é indicativo do efeito da *intenção de tratar* e não do tratamento em si. Uma forma simples de incorporar essa informação para recuperar o efeito do tratamento nos tratados é computar a razão entre o estimador de diferença-em-diferenças e o estimador de diferença-em-diferenças em uma variável que indica a participação no *Jovem Aprendiz* (Havnes e Mogstad, 2015). Na apresentação dos resultados, incorporamos esse passo para discussão da magnitude dos efeitos do programa.

Resultados

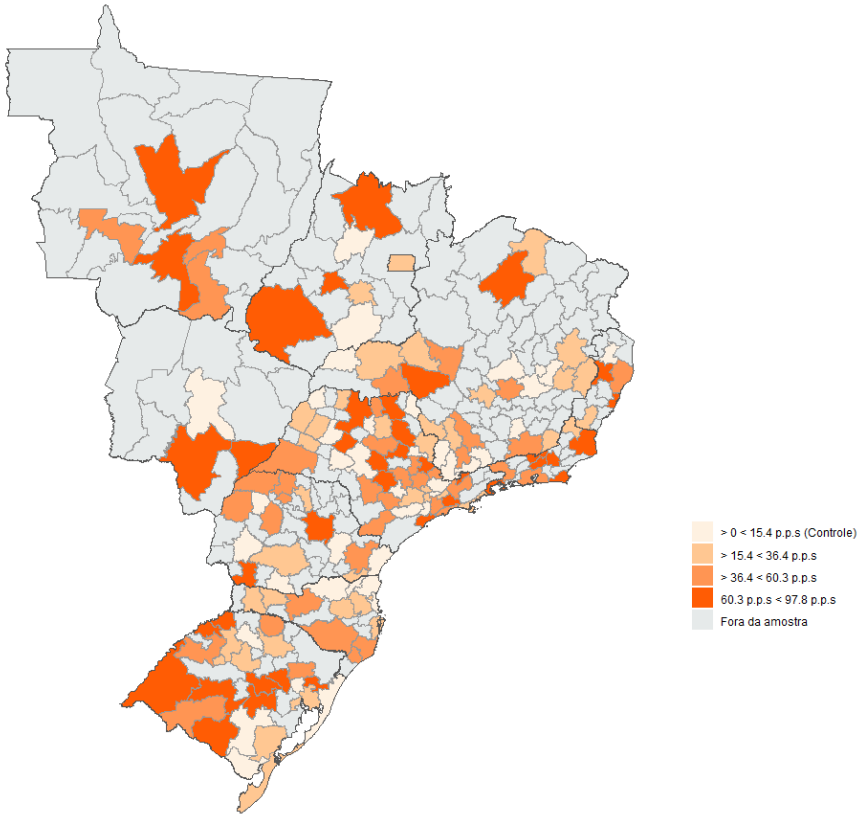
A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos após a estimação do modelo de regressão (E.1) por mínimos quadrados ordinários, usando diferentes grupos de controles (vetor $\boldsymbol{X}_{imc}$) e outras decisões de especificação descritas nas li-nhas inferiores.

O Painel A se concentra em uma variável de empregabilidade entre os 25 e 29 anos, a média de indicadores de emprego para cada idade, em meses. A média dessa variável é 54%, o que implica que, nessa faixa etária, os jovens da amostra foram encontrados na RAIS em pouco mais da metade do total de meses. O Painel B, por sua vez, apresenta os resultados para a renda formal do trabalho, construída da mesma forma.[4]

A coluna (1) apresenta os resultados obtidos quando incluímos somente efeitos fixos de coorte de nascimento e de microrregião. Indivíduos de coortes mais recentes, cujo ingresso

[4]Como documentamos efeitos sobre emprego, nos concentramos na renda formal do trabalho — e não sobre salários. A renda formal do trabalho é uma variável assume valor zero nos casos em que o indivíduo não foi encontrado na RAIS. Como salários não são observados para indivíduos fora do mercado de trabalho, a análise de impactos sobre salários incorreria em um problema de seleção amostral.

Figura 2. Geografia da Adesão ao *Jovem Aprendiz* nas Microrregiões Brasileiras, por Coorte



como aprendizes no mercado de trabalho foi impulsionado em microrregiões de alta exposição, estiveram empregados entre 25 e 29 anos a uma taxa 3,3 pontos percentuais maior do que indivíduos mais velhos em microrregiões de exposição mais baixa. Quando incorporamos o primeiro estágio e convertemos esse efeito de intenção de tratar em efeito do tratamento, encontramos um resultado de 9,5 pontos percentuais, ou de 17% da média da variável (54%). Para a variável de renda média, no Painel B, encontramos um efeito de tratamento de 296,5 Reais, em valores de 2010, o que implicaria um aumento de 31,4%.

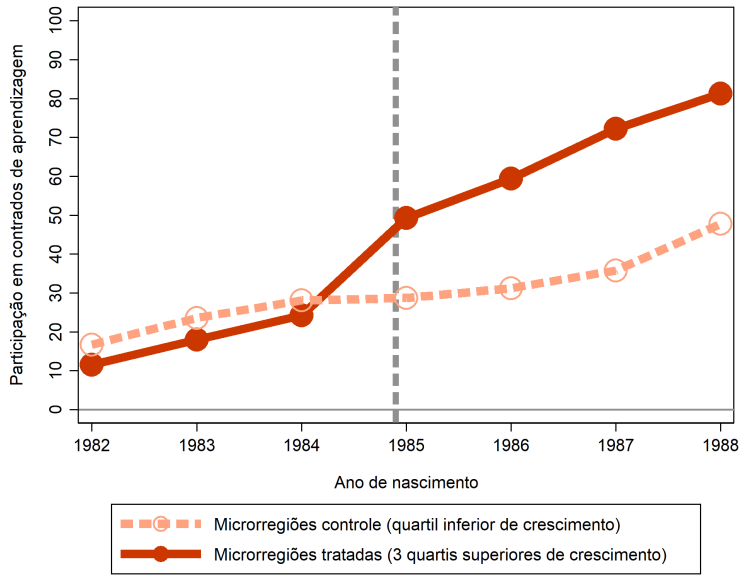
A coluna (2) insere na especificação um conjunto de efeitos fixos de coorte para cada um dos 11 estados incluídos na análise, com o objetivo de absorver o efeito de iniciativas —- em educação, em particular, que no Ensino Médio é uma atribuição estadual —- que coincidam com o *timing* de expansão do *Jovem Aprendiz*. Como é possível notar, a estimativa pontual se mantém muito próxima à apresentada na coluna (1).

A coluna (3), por sua vez, inclui dois controles adicionais, no nível do trabalhador: o ano do seu primeiro vínculo formal com o mercado de trabalho e o gênero. A inclusão das variáveis tem por objetivo verificar se diferenças sistemáticas no perfil educacional ou efeitos de sazonalidade são determinantes para os resultados encontrados, e não altera substancialmente a magnitude ou precisão das estimativas.

Na coluna (4), incluímos interações dos efeitos fixos de coorte com características das microrregiões brasileiras, em 2000, e com a evolução dessas mesmas variáveis entre 1991 e 2000. A ideia central do exercício é testar a robustez do resultado a padrões espúrios de convergência das coortes mais novas e mais velhas nas microrregiões do grupo de controle e do grupo de tratamento. Embora isso pareça atenuar a magnitude dos coeficientes apresentados, eles continuam significantes a níveis convencionais, e representam efeitos ainda substanciais de 6,9 pontos percentuais e 23,5% da média de renda.

A coluna (5), por sua vez, usa um escore de propensão estimado com as variáveis apresentados na Tabela 2 e exclui da estimação indivíduos que

Figura 3. Crescimento da Adesão ao *Jovem Aprendiz* nas Microrregiões Brasileiras, por Coorte e Grupo Controle e Tratado



Fonte: Elaboração dos autores com base na RAIS.

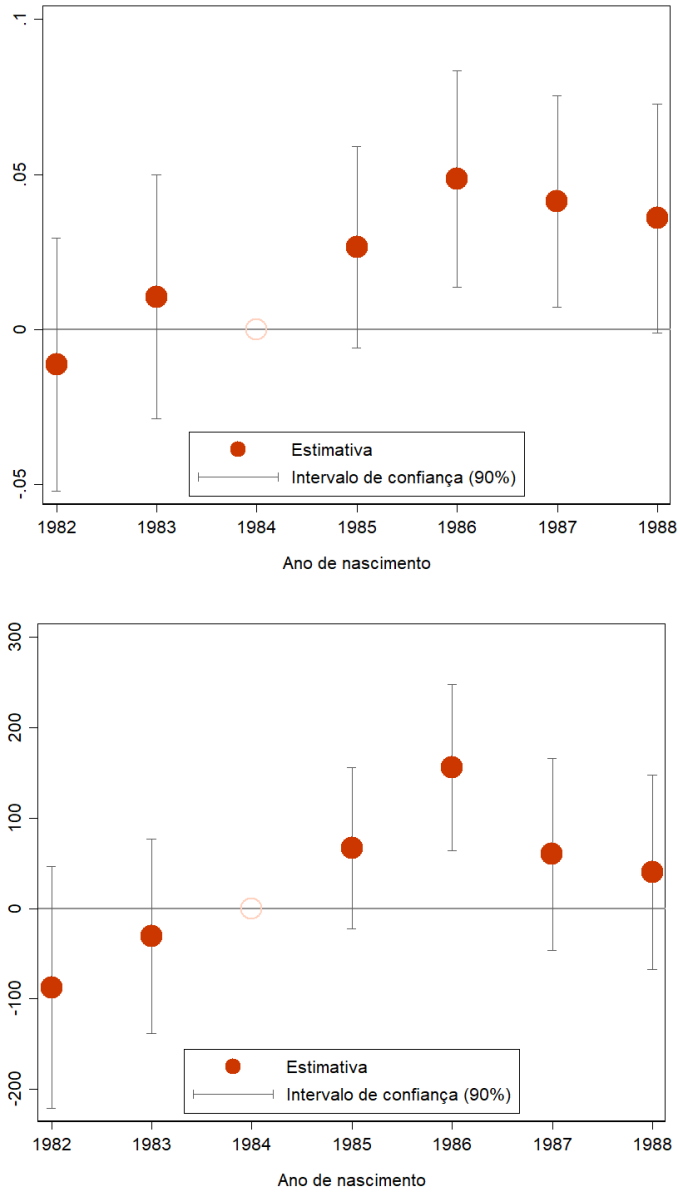
iniciaram suas trajetórias em microrregiões com propensão muito alta ou muito baixa a aderirem ao programa *Jovem Aprendiz*. A ideia central dessa etapa é a de excluir da análise regiões que têm características observáveis que poderiam estar correlacionadas com padrões dinâmicos que criariam tendências não paralelas entre as variáveis (Abadie, 2005).[5] Isso também traz poucas consequências para o resultado final embora, como esperado, exista uma perda de precisão devido à restrição da amostra. Quando incorporamos o primeiro estágio, encontramos um efeito de 9,8 pontos percentuais, ou de 18%. Para a variável de renda, no Painel B, encontramos um efeito de tratamento de 33% da renda média no período.

A coluna (6) altera a definição das microrregiões controle e tratadas, usando o percentil 50 (mediana) da variável de exposição. Os resultados se mantêm muito próximos aos obtidos anteriormente, sugerindo robustez a essa decisão específica. Por fim, na coluna (7), apresentamos uma especificação que controla pela interação entre efeitos fixos de coorte e o nível médio de participação da microrregião (parcela de contratos de aprendizagem no mercado) antes do programa. A ideia desse último exercício é incorporar alguma robustez à presença de estruturas muito diferentes nos mercados de trabalho local de jovens. Encontramos um efeito ainda mais pronunciado de $3{,}8$ pontos percentuais e de 34,4% da renda média no período.

Uma das hipóteses fundamentais para uso de um modelo de diferenças em diferenças para identificação de efeitos causais é a de que os grupos de tratamento e controle são comparáveis em um sentido específico. Mais especificamente, a principal hipótese de identificação é a de que não existiriam diferenças nas *tendências* de características não observadas na RAIS —como, por exemplo, a habilidade intrínseca dos jovens ou sua motivação— e que seriam diferentes entre os jovens nos dois grupos de microrregiões. Essa hipótese é fundamental porque é o que garante que as tendências de indivíduos no grupo controle possam ser usadas para construção de um contrafactual válido, capturando a evolução de indivíduos no grupo de tratamento caso eles não tivessem sido tratados. Embora essa hipótese não possa ser formalmente testada —afinal, ela envolve restrições no comportamento contrafactual *depois* da instauração do tratamento, que não é observado— sua validade pode ser indiretamente verificada por meio da análise de tendências *antes*. A Fi-

[5] Nos modelos apresentados, o escore de propensão não foi utilizado como peso nas estimações.

Figura 4. Expansão do Programa *Jovem Aprendiz*, Emprego e Renda Formal: Estimativas Estudo de Evento



Nota: A unidade de observação é um indivíduo que teve algum vínculo temporário de trabalho — entre eles, contratos de aprendizagem ou de *Jovem Aprendiz* — entre 1998 e 2005, com 15 a 17 anos. No gráfico superior, a variável de interesse é a empregabilidade formal dos 25 aos 29 anos, a parcela de meses em que um determinado indivíduo se encontrou empregado nessa parte de sua vida. No gráfico inferior, a variável de interesse é a renda média formal auferida no mercado de trabalho. Em cada um dos painéis, apresentamos estimativas, e intervalos de confiança conforme na equação (E.2). A especificação sem efeitos dinâmicos apresentada na Tabela 1 é a da coluna (7).

gura 4 apresenta os resultados de um estudo de evento baseado na seguinte equação:

$$Y_{imc} = \alpha_c + \theta_m + \sum_{c \neq 1984} \tau_c^{\text{ITT}} \text{Treat}_m \times \text{I}_{i(c)} + \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{X}_{imc} + \varepsilon_{imc} \quad (E.2)$$

em que $I_{i(c)}$ é uma variável aleatória que assume valor 1 se o indivíduo i pertence à coorte c. Como a coorte de 1984 foi omitida, os coeficientes τ nessa equação representam estimativas de diferenças em diferenças em relação aos indivíduos dessa coorte, que tomamos como a última coorte com baixíssimas chances de ter sido afetada pela reforma.

Os resultados são apresentados na Figura 4, para as mesmas variáveis discutidas acima, e usando a especificação da coluna (7) da Tabela

Tabela 1. Expansão do Programa *Jovem Aprendiz*, Emprego e Renda Formal: Estimativas DD, $^{***}p<0.01$; $^{**}p<0.05$; $^{*}p<0.1$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Painel A. Emprego							
Modelo 1							
$\widehat{\tau^{\text{ITT}}}$	$0,033^{**}$	$0,034^{***}$	$0,033^{**}$	$0,024^{**}$	$0,039^{***}$	$0,032^{***}$	$0,038^{***}$
(*e.p.*)	$(0,016)$	$(0,013)$	$(0,013)$	$(0,010)$	$(0,014)$	$(0,012)$	$(0,015)$
$\widehat{\tau^{\text{ATT}}}$ (em pontos percentuais)	$9,5$	$9,6$	$9,5$	$6,9$	$9,8$	$9,5$	$9,8$
Painel B. Renda Formal							
$\widehat{\tau^{\text{ITT}}}$	$102,3^{***}$	$113,7^{***}$	$108,5^{***}$	$76,6^{**}$	$108,10^{**}$	$75,8^{**}$	$112,2^{***}$
(*e.p.*)	$(43,0)$	$(46,2)$	$(48,1)$	$(33,4)$	$(42,2)$	$(33,4)$	$(45,4)$
$\widehat{\tau^{\text{ATT}}}$ (em % da Média)	$31,4\%$	$34,9\%$	$33,3\%$	$23,5\%$	$33,1\%$	$22,5\%$	$34,4\%$
Efeitos Fixos Microrregião	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Efeitos Fixos Coorte	✓						
Efeitos Fixos Coorte-Estado		✓	✓	✓	✓	✓	✓
Controles Individuais			✓	✓	✓	✓	✓
Efeitos Fixos Coorte $\times$ Controles				✓	✓	✓	✓
Trimming no Propensity Score					✓		✓
Efeitos Fixos Coorte $\times$ Participação							✓
Percentil	25	25	25	25	25	50	25
Num. obs.	156.009	156.009	156.009	156.009	53.816	156.009	53.816

Nota: A unidade de observação é um indivíduo que teve algum vínculo temporário de trabalho — entre eles, contratos de aprendizagem ou de *Jovem Aprendiz* — entre 1998 e 2005, com 15 a 17 anos. Em cada um dos painéis da tabela, apresentamos estimativas, erros padrão e coeficientes re-escalados pelo primeiro estágio, conforme apresentado no texto e na equação (E.1). No Painel A, a variável de interesse é a empregabilidade formal dos 25 aos 29 anos, a parcela de meses em que um determinado indivíduo se encontrou empregado nessa parte de sua vida. No Painel B, a variável de interesse é a renda média formal auferida no mercado de trabalho. A coluna (1) apresenta os resultados obtidos quando incluímos somente efeitos fixos de coorte de nascimento e de microrregião. A coluna (2) insere na especificação um conjunto de efeitos fixos de coorte para cada um dos 11 estados incluídos na análise. A coluna (3) inclui dois controles adicionais, no nível do trabalhador: o ano do seu primeiro vínculo formal com o mercado de trabalho e gênero. Na coluna (4), incluímos interações dos efeitos fixos de coorte com características das microrregiões brasileiras, em 2000, e com a evolução dessas mesmas variáveis entre 1991 e 2000. A coluna (5) usa um escore de propensão estimado com as variáveis apresentados na Tabela 2 e exclui da estimação indivíduos que iniciaram suas trajetórias em microrregiões com propensão muito alta ou muito baixa a aderirem ao programa *Jovem Aprendiz*. A coluna (6) altera a definição das microrregiões controle e tratadas, usando o percentil 50 (mediana) da variável de exposição. A coluna (7) controla pela interação entre efeitos fixos de coorte e o nível médio de participação da microrregião (parcela de contratos de aprendizagem no mercado) antes do programa.

1 para inclusão dos controles. Para a variável de empregabilidade, as evidências sugerem que as coortes anteriores à 1984 seguiam tendências semelhantes às de 1984, nos municípios de baixa e alta intensidade de adesão, reforçando a validade da estratégia de identificação utilizada. Além disso, as coortes dos anos subsequentes parecem descolar da comparação de tendências para os anos anteriores, principalmente para 1986 em diante. No caso da variável de renda, os resultados dos coeficientes individuais associados ao estudo de evento tendem a ser imprecisamente estimados mas também indicam descolamento.

Comentários Finais

O Programa *Jovem Aprendiz* é uma iniciativa que busca promover a inclusão de jovens no mercado de trabalho, oferecendo uma oportunidade para conciliar formação teórica e experiência prática. O principal objetivo é capacitar adolescentes e jovens para o mundo do trabalho, especialmente aqueles em situação de vulnerabilidade social. Embora haja motivos para acreditar que programas do tipo possam ter efeitos positivos no longo prazo, evidências desse tipo na literatura empírica são raras. A pesquisa apresentada nessa nota indica que a expansão dos contratos subsidiados de aprendizagem entre 2001 e 2005 no Brasil influenciou, no longo prazo, trajetórias no mercado de trabalho. Um aspecto não explorado por esta nota é a análise

de mecanismos pelos quais o programa pode ter concretizado esses efeitos — por exemplo, dando origem a investimentos educacionais no ensino superior, mudando o perfil ocupacional ou o perfil das empresas aos quais os jovens tiveram acesso entre os 18 e os 29 anos. Essas questões são temas interessantes a serem explorados por pesquisas futuras sobre os efeitos da maior política ativa de mercado de trabalho destinada à população jovem no Brasil.

Citação Sugerida

Riva, F., Corbi, R., Guimarães, S., Leal, M., & Tafner, P. (2025). *Programa* Jovem Aprendiz*, Empregabilidade e Renda Formal do Trabalho: Uma Análise das Primeiras Gerações Expostas à Lei da Aprendizagem de 2000*. Nota Técnica ImdsNT002-2025. Rio de Janeiro: Instituto Mobilidade e Desenvolvimento Social

Referências

Abadie, A. (2005). "Semiparametric difference-in-differences estimators". *The review of economic studies*, 72(1), pp. 1–19.

Caicedo, S., Espinosa, M. e Seibold, A. (2022). "Unwilling to train?—Firm responses to the Colombian apprenticeship regulation". *Econometrica*, 90(2), pp. 507–550.

Corseuil, C. H., Foguel, M. N. e Gonzaga, G. (2019). "Apprenticeship as a stepping stone to better jobs: Evidence from Brazilian matched employer-employee data". *Labour Economics*, 57, pp. 177–194.

Crépon, B. e Premand, P. (2019). "Direct and indirect effects of subsidized dual apprenticeships".

De Chaisemartin, C. e d'Haultfoeuille, X. (2018). "Fuzzy differences-in-differences". *The Review of Economic Studies*, 85(2), pp. 999–1028.

Duflo, E. (2001). "Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment". *American economic review*, 91(4), pp. 795–813.

Havnes, T. e Mogstad, M. (2015). "Is universal child care leveling the playing field?" *Journal of public economics*, 127, pp. 100–114.

Apêndice: Tabela de Balanceamento

Tabela 2. Características da Amostra de Microrregiões

	(1)	(2)	(3)
População total em 2000	74.689,9	151.790,4	61.981,5
População de 15 a 17 em 2000	4.649,1	8.744,5	3.704,2
Variação na população total entre 1991 e 2000	0,12	0,15	0,16
Variação na população de 15 a 17 entre 1991 e 2000	0,11	0,14	0,13
Renda domiciliar per capita em 2000 (em log)	5,79	6,36	6,30
Variação na renda domiciliar per capita entre 1991 e 2000 (em log)	0,35	0,34	0,33
Taxa de urbanização em 2000	0,67	0,82	0,81
Variação na taxa de urbanização entre 1991 e 2000 (em pps)	0,07	0,05	0,05
Anos de escolaridade da população em 2000	8,38	9,82	9,78
Variação em anos de escolaridade entre 1991 e 2000	0,75	0,47	0,40
Taxa de analfabetismo em 2000	22,17	10,35	10,43
Variação na taxa de alfabetização entre 1991 e 2000 (em pps)	-8,66	-5,03	-5,08
Taxa de alunos de 15 a 17 anos nos anos finais do Fundamental	40,19	27,43	26,42
Variação na taxa de alunos de 15 a 17 anos nos anos finais do Fundamental	5,27	-2,78	-3,04
Taxa de distorção idade-série no Ensino Médio	13,95	8,31	8,41
Variação na taxa de distorção idade-série no Ensino Médio	-2,59	-3,76	-3,23

Notas: A coluna (1) apresenta a média das variáveis no Censo Demográfico de 1991 e 2000 para as 558 microrregiões do país. A coluna (2) apresenta a média da variável nas microrregiões que compõe a amostra, restrita ás microrregiões indicadas no mapa. As colunas (3) e (4) restringem a amostra às microrregiões que compõem os grupos de controle e tratamento indicados na Figura 2. Por fim, a coluna (5) apresenta o p-valor de um teste de igualdade entre as médias de cada um dos grupos.