

Impactos da capacitação profissional na reintegração social de egressos do sistema prisional: evidências de Santa Catarina^a

Impacts of Vocational Training on the Social Reintegration of Former Prisoners: Evidence from Santa Catarina

Francis Petterini^b 

Universidade Federal de Santa Catarina, Programa de Pós-Graduação em Economia,
Florianópolis (SC), Brasil

Jeniffer Gonçalves^c 

Universidade Federal de Santa Catarina, Programa de Pós-Graduação em Economia,
Florianópolis (SC), Brasil

Victor Buttignon^d 

Tribunal de Contas do Estado de Santa Catarina, Florianópolis (SC), Brasil

Silvio Sallum^e 

Tribunal de Contas do Estado de Santa Catarina, Florianópolis (SC), Brasil

Resumo: Este artigo avalia efeitos estimados do programa de capacitação profissional intramuros de Santa Catarina sobre a ressocialização de egressos do sistema prisional. Combinamos diversas bases de microdados administrativos para acompanhar uma coorte de 6.591 indivíduos elegíveis, libertados entre 2013 e 2016, dos quais 42% participaram

Editor responsável: Wallace Santos de Farias Souza | DOI: 10.22456/2176-5456.152804

^a Submissão: 10/01/2026 | Aprovação: 12/07/2026 | Publicação: 08/08/2026

^b f.petterini@ufsc.br | Concepção, pesquisa e análise de dados, discussão dos resultados e redação e revisão do texto.

^c jeniffer.g@posgrad.ufsc.br | Pesquisa e análise de dados.

^d victor.buttignon@tcesc.tc.br | Pesquisa de dados.

^e silvio.sallum@tcesc.tc.br | Pesquisa de dados.

Este trabalho foi realizado com apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), Brasil (processo nº 306028/2025-5) e da Fundação de Amparo à Pesquisa e Inovação do Estado de Santa Catarina (FAPESC), Brasil (edital 20/2024). Os autores declaram não haver conflito de interesse. Os conteúdos utilizados na pesquisa encontram-se no manuscrito. Foram utilizadas ferramentas de Inteligência Artificial (IA) para revisão gramatical/ortográfica do texto.



Esta publicação está licenciada sob os termos de
Creative Commons 4.0 Internacional

do programa. Definimos um indicador ordenado de ressocialização com três desfechos pós-soltura – reincidência, ausência de reincidência sem vínculo formal registrado e ausência de reincidência com vínculo formal registrado – e estimamos efeitos médios de tratamento sobre os tratados (ATT) e sobre a população elegível (ATE), por meio de um modelo de probabilidade ordenada ponderado por escores de propensão (IPW). Em média, a participação está associada a reduções modestas da reincidência e a aumentos igualmente modestos da probabilidade do melhor desfecho, mas esses efeitos médios escondem forte heterogeneidade. Nas unidades com oficinas de maior complexidade produtiva, a participação está associada a uma redução da reincidência de cerca de 10 pontos percentuais e a um aumento de até 20 pontos percentuais na probabilidade de não reincidir e obter vínculo formal registrado, sob a hipótese de seleção em observáveis. Já em unidades com oficinas de menor complexidade produtiva, sobretudo entre detentos primários, os efeitos são nulos ou mesmo adversos, padrão compatível com a hipótese de possível captura parcial do programa por facções criminosas, embora essa interpretação não possa ser verificada diretamente com os dados disponíveis. Os resultados sugerem que a efetividade de programas de trabalho intramuros depende crucialmente da qualidade das oportunidades oferecidas e do ambiente institucional em que são implementados, ressaltando a importância do desenho institucional e da governança prisional.

Palavras-chave: Ressocialização prisional. Reincidência. Reintegração ao mercado de trabalho. Efeito de tratamento.

Abstract: This paper evaluates estimated effects of Santa Catarina's in-prison vocational training program on the post-release reintegration of former prisoners. We merge multiple administrative microdata sources to track a cohort of 6,591 eligible individuals released between 2013 and 2016, of whom 42% participated in the program. We construct an ordered reintegration indicator with three post-release outcomes – recidivism, no recidivism without a registered formal job, and no recidivism with a registered formal job – and estimate the average treatment effect on the treated (ATT) and on the eligible population (ATE) using an ordered probability model weighted by propensity-score inverse probability weights (IPW). On average, participation is associated with modest reductions in recidivism and similarly modest increases in the probability of the best outcome. However, these mean effects mask substantial heterogeneity. In facilities with higher-complexity workshops, participation is associated with about a 10 percentage-point reduction in recidivism and up to a 20 percentage-point increase in the likelihood of not reoffending and obtaining registered formal employment, under the selection-on-observables assumption. By contrast, in facilities with lower-complexity workshops – especially among first-time inmates – effects are null or even adverse, a pattern consistent with the hypothesis of potential partial program capture by criminal gangs, although this mechanism cannot be directly tested with the available data. The results suggest that the effectiveness of in-prison work and training programs depends critically on the quality of the opportunities offered and the institutional environment in which they operate, highlighting the central role of institutional design and prison governance.

Keywords: Prisoner Reentry. Recidivism. Labor-market Reintegration. Treatment Effects.

JEL: C35. J64. K42.

1. Introdução

Uma parcela substancial das pessoas que deixam o sistema prisional volta a delinquir. Algumas o fazem em razão de fatores criminogênicos de difícil reversão; outras reincidem porque enfrentam barreiras à reintegração, como estigma e oportunidades limitadas de emprego. Para enfrentar esses desafios, programas de ressocialização intramuros são utilizados em diversos países, com o objetivo de formar capital humano antes da soltura, reduzindo fricções na reinserção e ampliando as possibilidades de alternativas lícitas de sustento (Harrison; Schehr, 2004; Lochner; Moretti, 2004a, 2004b; Skardhamar; Telle, 2012; Aizer; Doyle, 2015; Arbour *et al.*, 2021; Garin *et al.*, 2025).

Nesse contexto, Davis *et al.* (2013) apresentam uma meta-análise muito citada na literatura, na qual são examinadas dezenas de avaliações de programas de ressocialização nos Estados Unidos, com foco em desfechos como reincidência e emprego pós-soltura. Os autores destacam que as avaliações examinadas indicam, de forma consistente, que a participação nesses programas está associada a uma redução de cerca de 10 pontos percentuais na probabilidade de reincidência, em comparação a indivíduos semelhantes que não participam. No que se refere aos resultados no mercado de trabalho, a meta-análise aponta aumentos absolutos nas probabilidades de emprego pós-soltura de aproximadamente 10 pontos percentuais para o treinamento vocacional; e de cerca de cinco pontos percentuais para a educação básica ou secundária de detentos.

À luz desses resultados, avaliações e meta-análises mais recentes têm ampliado de forma substantiva a base de evidências favoráveis à manutenção de programas de ressocialização centrados na educação profissionalizante. Em geral, esses estudos chegam a conclusões amplamente alinhadas às de Davis *et al.* (2013): o treinamento vocacional tende a produzir impactos mais robustos do que a educação formal isolada e do que outros esforços de ressocialização, tanto sobre os resultados pós-soltura quanto sobre indicadores de reintegração social (Arbour *et al.*, 2021; Tobón, 2022; Mastrobuoni; Terlizzese, 2022; Nighswander; Roddy, 2023; He, 2024; Alsan *et al.*, 2025).

Ainda assim, a evidência empírica permanece fortemente concentrada em poucos contextos nacionais. A maior parte dos estudos dessa literatura diz respeito a experiências nos Estados Unidos e na Europa, em grande medida porque pesquisadores nessas regiões dispõem de melhor acesso a microdados

administrativos do sistema prisional. Até onde sabemos, não há avaliação de escopo comparável para o caso brasileiro, e este artigo busca contribuir para preencher essa lacuna por meio de um estudo de caso sobre o estado de Santa Catarina.

Desde 2011, o estado mantém um programa de ressocialização centrado em treinamento laboral intramuros – detalhes em SENAPPEN (2024a). A participação em todas as atividades é voluntária, e o programa é atraente aos detentos porque oferece ao menos dois benefícios tangíveis. Primeiro, o trabalho realizado em custódia é remunerado a um valor-hora padronizado; os rendimentos podem ser poupados para saque após a soltura, utilizados para a compra de itens autorizados (como roupas e produtos de higiene) ou remetidos a familiares. Segundo, com base no desempenho e nas horas de trabalho ou estudo devidamente registradas, o juiz de execução penal pode conceder remição de pena.

As atividades do programa são supridas majoritariamente por empresas privadas que instalam oficinas dentro das unidades prisionais para treinar e empregar os detentos. Em contrapartida, essas firmas recebem um pacote de incentivos, tipicamente incluindo compensações tributárias, vantagens em licitações e reconhecimento reputacional por meio de iniciativas de certificação. Essa parceria entre estado e iniciativa privada permite uma ampla oferta de vagas de treinamento ao mesmo tempo em que alinha os conteúdos ensinados às necessidades reais das empresas, fortalecendo o vínculo entre as habilidades adquiridas na prisão e a empregabilidade após a soltura.

Explorando o acesso inédito aos microdados administrativos do sistema prisional catarinense, definimos uma coorte de 6.591 indivíduos elegíveis ao programa, libertados entre 2013 e 2016, dos quais 42,0% participaram de atividades de capacitação profissional enquanto estavam presos. Em seguida, vinculamos esses registros a outras bases policiais e de emprego formal, obtendo, para cada pessoa, históricos criminais e trajetórias de inserção no mercado de trabalho formal que cobrem boa parte do ciclo de vida adulta desses detentos. Esse procedimento nos permitiu construir um banco de microdados bastante detalhado, a partir do qual avaliamos o programa Santa Catarina.

Dessa forma, definimos uma medida ordenada de ressocialização pós-soltura com três categorias: reincidência (resultado adverso); ausência de reincidência e ausência de vínculo formal registrado (resultado intermediário); e

ausência de reincidência com vínculo formal registrado (resultado favorável). A partir dessa classificação, estimamos efeitos de tratamento sobre as probabilidades associadas a cada um dos três desfechos, sob a hipótese de seleção em observáveis. Para tanto, utilizamos métodos padrão de avaliação de políticas para desfechos ordenados, baseados em escores de propensão, permitindo que a intensidade do tratamento varie conforme o tipo de oficina frequentada – desde treinamentos mais especializados (por exemplo, em eletrônica ou solda naval) até atividades de menor complexidade (como cartonagem ou produção de varais).

Em síntese, encontramos que a participação está associada a uma redução da probabilidade de reincidência de cerca de 10 pontos percentuais e a um aumento da probabilidade do melhor desfecho (ausência de reincidência com vínculo formal registrado) de até 20 pontos percentuais, com ganhos concentrados entre aqueles alocados em oficinas industriais que produzem bens de maior valor agregado. Essas magnitudes e padrões são consistentes com Davis *et al.* (2013) e com avaliações mais recentes reportadas na literatura.

Além disso, embora não disponhamos de informações que permitam identificar a vinculação de cada preso a organizações criminosas específicas, os resultados são compatíveis com uma hipótese interpretativa apoiada por fontes institucionais (SENAPPEN, 2023, 2024b) e por evidências qualitativas exploratórias: a possibilidade de que, em certos ambientes prisionais, facções influenciem parcialmente as atividades do programa – seja ao utilizá-las para assegurar remição de pena a seus integrantes, seja ao explorá-las como canal de acesso a espaços que facilitam comunicações ilícitas e o fluxo de contrabando através dos muros das prisões. Esse padrão também é coerente com a literatura (Dooley *et al.*, 2014; Sorensen *et al.*, 2024; Pyrooz *et al.*, 2021; McGloin *et al.*, 2025; Blattman *et al.*, 2025), mas deve ser interpretado como mecanismo plausível, não como conclusão causal autônoma.

Cabe registrar, desde a introdução, o escopo inferencial do estudo. A participação no programa é voluntária e a identificação dos efeitos não decorre de randomização. Os estimadores reportados pressupõem seleção em observáveis: os resultados devem ser lidos como evidência observacional sistematicamente testada por ponderação e análises de sensibilidade, não como efeitos causais identificados por experimentos aleatorizados. Essa qualificação é retomada na seção metodológica e na discussão dos resultados.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma. A Seção 2 discute as fontes de dados, a estrutura do programa e as estatísticas descritivas. A Seção 3 apresenta a estratégia econométrica de avaliação. A Seção 4 discute os resultados empíricos. A Seção 5 conclui e aponta direções para pesquisas futuras.

2. Dados

Em trabalho anterior, Petterini *et al.* (2021) organizaram e estudaram o primeiro conjunto abrangente de microdados prisionais de Santa Catarina, posteriormente também analisados em Souza *et al.* (2024). Partindo desse conjunto de informações, elaboramos uma tabulação ampliada voltada à avaliação do programa de ressocialização intramuros do estado.

Inicialmente, restringimos a amostra analítica a indivíduos claramente elegíveis ao programa – especificamente, aqueles em cumprimento de pena em regime fechado nas unidades que mantêm convênios com firmas parceiras. Em seguida, enriquecemos esses microdados com novos registros administrativos obtidos junto ao Departamento de Polícia Penal de Santa Catarina (DPP) e com dados identificados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), com o objetivo de incorporar variáveis de controle adicionais e construir indicadores de impacto.

A coorte assim definida é composta por 6.591 pessoas que estiveram presas e foram libertadas entre 2013 e 2016. Dentre elas, 2.765 participaram do programa enquanto estavam sob custódia, o que corresponde a 42,0% do total.

2.1 Definição do tratamento

Os detentos incluídos em nossa amostra tiveram acesso a oportunidades de capacitação e trabalho exclusivamente intramuros, condicionadas a critérios de elegibilidade definidos pela chefia de segurança das unidades prisionais em que estavam sob custódia, à disponibilidade de vagas e a requisitos adicionais estabelecidos por cada empresa parceira. Nossa base abrange 29 das 53 unidades prisionais do estado, nas quais quase uma centena de empresas privadas opera oficinas em parceria com o programa. Essas firmas atuam em um amplo leque de setores, gerando heterogeneidade substantiva na natureza das atividades laborais e

do treinamento oferecido entre as unidades e, por consequência, exigindo uma definição mais refinada da própria exposição ao tratamento.

Como dito antes, a participação no programa é voluntária e, em geral, é condicionada a necessidade de bom comportamento e de matrícula em alguma ação de estudo formal dentro da prisão – comumente aulas para completar o ensino fundamental ou médio. Condicionalmente a isso, o tipo de trabalho e de treinamento técnico a que o detento tem acesso depende do portfólio de empresas que atuam na unidade em que se encontra.

Por motivos de confidencialidade e segurança, não dispomos de informações detalhadas sobre a oficina ou a tarefa específica à qual cada participante é alocado. Ainda assim, a documentação do programa indica que as firmas parceiras podem ser agrupadas em três grandes categorias: (i) aquelas ligadas ao uso da terra, como cultivo de flores e outras atividades agrícolas; (ii) as de produção industrial de menor valor agregado, incluindo, por exemplo, fabricação de caixas de papelão, prendedores de roupa, fios de varal e palitos de dente; e (iii) as de produção industrial de maior valor agregado, como componentes eletrônicos e peças para navios.

Com base na observação de que empresas que produzem bens de maior valor agregado são maiores e divulgam mais ativamente sua participação no programa para fins publicitários – o que facilita identificar em quais prisões cada uma atua –, classificamos cada uma das 29 unidades prisionais quanto à chance de que os detentos ali alocados tenham acesso a treinamentos na produção desses bens mais complexos. Para isso, verificamos duas condições: (i) se há ao menos uma oficina de firma dessa categoria operando na unidade; e (ii) se a capacidade conjunta dessas oficinas seria suficiente, em princípio, para atender cerca de metade da população local elegível ao programa.

A partir dessas duas condições, construímos um indicador binário de unidades prisionais intensivas em treinamento na produção de bens de maior valor agregado, que assume valor 1 quando ambas são satisfeitas e 0 caso contrário. Definido em nível de unidade prisional, esse indicador procura resumir de forma transparente a variação na qualidade das oportunidades de trabalho oferecidas pelo programa, ao mesmo tempo em que respeita as restrições de segurança que limitam o grau de detalhamento possível no nível individual.

Com essa classificação, nove das 29 unidades prisionais da amostra são rotuladas como de potencial treinamento de maior complexidade. Entre os 2.765 participantes do programa, 1.177 detentos (42,6%) estavam alojados nessas nove unidades e, portanto, encontravam-se ao menos potencialmente expostos a oportunidades de trabalho na produção de bens de maior valor agregado.

Como esse indicador é definido no nível da unidade prisional, ele não deve ser interpretado como uma medida individual exata do treinamento recebido por cada participante. Trata-se de uma proxy institucional composta, que combina a sofisticação média das oficinas disponíveis, a capacidade organizacional da unidade e a densidade das parcerias produtivas existentes. Assim, a heterogeneidade estimada ao longo dessa dimensão deve ser lida como evidência de diferenças no ambiente institucional de implementação do programa, e não como prova isolada de que apenas o conteúdo técnico do treinamento explica os resultados.

2.2 Indicadores de resultado pós-soltura

Uma vez definidos o tratamento e suas variações de qualidade, construímos medidas de resultado pós-soltura destinadas a captar desfechos socialmente relevantes. Nossa métrica de desfecho adverso é a reincidência, definida como qualquer novo episódio de encarceramento ocorrido entre a data de soltura e o fim de 2020 (data de censura determinada pela disponibilidade de informações nos sistemas administrativos do DPP), independentemente do tempo decorrido até a nova prisão. A reincidência corresponde à trajetória indesejável para a sociedade: em nossa amostra, 46,5% dos indivíduos passam por ao menos um novo encarceramento, o que interpretamos como o pior resultado possível.

Para capturar a reintegração ao mercado de trabalho formal, vinculamos os indivíduos à RAIS e registramos a data do primeiro vínculo formal após a soltura (quando existente) dentro da nossa janela de observação. Entre os egressos que não reincidiram, classificamos como desfecho intermediário aqueles que não foram observados com vínculo formal registrado e, como desfecho favorável, aqueles que o conseguiram. Nessa classificação, 20,8% da amostra enquadra-se no desfecho intermediário e 32,7% no desfecho favorável.

Em conjunto, essas três categorias mutuamente excludentes de resultados pós-soltura resumem as principais trajetórias consideradas em nossa análise: reincidência (desfecho adverso), ausência de reincidência e ausência de vínculo formal registrado (desfecho intermediário) e ausência de reincidência com vínculo formal registrado (desfecho favorável).

A categoria intermediária não deve ser interpretada como desemprego em sentido amplo. Ela identifica apenas indivíduos que não reincidiram e que não foram observados com vínculo formal na RAIS durante a janela de acompanhamento, podendo incluir desemprego, ocupações informais, trabalho autônomo ou outras formas de inserção econômica não registradas.

Um padrão que merece destaque em nossas observações é que, entre aqueles que conseguem vínculo formal após a soltura, 81,4% o fazem ao longo do primeiro ano. Essa forte concentração da inserção laboral formal no período imediatamente posterior à saída da prisão sugere uma janela relativamente estreita para uma reintegração bem-sucedida ao mercado de trabalho formal: indivíduos que não conseguem vínculo formal logo após a soltura têm probabilidade significativamente maior de permanecer sem inserção no emprego formal por um período prolongado – seja por não inserção no emprego formal, seja por ocupação informal, trabalho autônomo ou outras formas de atividade econômica não captadas pela RAIS. Do ponto de vista da ressocialização, esse resultado ressalta a importância de intervenções voltadas a fortalecer a colocação laboral inicial e o apoio à busca de emprego justamente nos primeiros meses após a saída do sistema prisional.

A Tabela 1 apresenta uma primeira comparação, de caráter estritamente descritivo, dos desfechos pós-soltura entre egressos tratados e não tratados pelo programa. Trata-se de uma análise ingênua, no sentido de que desconsidera intervalo de confiança e não corrige para viés de auto-seleção nem para possíveis fontes de endogeneidade, que serão discutidas adiante, mas ainda assim oferece um retrato informativo dos padrões brutos nos dados. A tabela é organizada em dois blocos, de acordo com a complexidade do treinamento – medida pelo valor agregado da produção (menor vs. maior) – e, em cada bloco, apresenta a proporção (em porcentagem) de egressos que se enquadram em cada um dos três desfechos (adverso, intermediário e favorável), distinguindo entre não tratados, tratados e a diferença simples entre esses dois grupos (em pontos percentuais, p.p.).

Tabela 1 – Proporções dos desfechos pós-soltura por participação no programa e complexidade do treinamento (valor agregado da produção)

Desfecho	Complexidade do treinamento (valor agregado da produção)					
	Menor			Maior		
	(a) Não tratados	(b) Tratados	(b)-(a)	(a) Não tratados	(b) Tratados	(b)-(a)
Adverso	48,06%	44,08%	-3,98	53,66%	38,49%	-15,17
Intermediário	20,35%	23,49%	3,14	18,79%	20,48%	1,69
Favorável	31,59%	32,43%	0,84	27,55%	41,03%	13,48

Fonte: elaboração própria.

Pelo menos dois aspectos merecem destaque nos números apresentados. Primeiro, em ambos os blocos de presumida complexidade do treinamento há indícios de que a participação no programa está associada a menor incidência do desfecho adverso e a maiores probabilidades dos dois melhores desfechos. Nas unidades com treinamentos de menor valor agregado, a diferença bruta na reincidência entre não tratados e tratados é de cerca de 4 pontos percentuais (48,1% vs. 44,1%), ao passo que a proporção de desfechos favoráveis é ligeiramente maior entre os participantes (31,6% vs. 32,4%).

Segundo, essas diferenças tornam-se bem mais acentuadas nas unidades classificadas como de maior complexidade do treinamento. Nesses estabelecimentos, a reincidência cai de 53,7% entre os não tratados para 38,5% entre os tratados (redução de aproximadamente 15 pontos percentuais), enquanto a proporção de desfechos favoráveis aumenta de 27,6% para 41,0% (um ganho de cerca de 13,5 pontos). Em outras palavras, nas unidades com oficinas industriais de maior valor agregado, a participação no programa parece estar associada a uma realocação muito mais nítida da massa de probabilidade do desfecho adverso para o desfecho favorável, sugerindo que os ganhos potenciais do programa tendem a ser substancialmente maiores quando o treinamento oferecido é de maior complexidade produtiva.

Uma interpretação possível para esse resultado é que as oficinas de maior complexidade produtiva geram não apenas “alguma experiência de trabalho”, mas um conjunto de competências mais valorizadas no mercado formal, com conteúdos técnicos mais específicos. Esses fatores aumentam as chances de o egresso encontrar colocação no mercado legal e tornam mais custoso “desperdiçar” o capital humano acumulado, o que ajuda a explicar por que a queda da reincidência

e o aumento dos desfechos favoráveis são mais pronunciados justamente nas unidades com treinamento de maior complexidade.

2.3 Possível endogeneidade

Uma preocupação bem documentada na literatura de microdados prisionais diz respeito à potencial endogeneidade das variáveis que captam o histórico criminal do indivíduo. Essas variáveis costumam ser fortes preditores de reincidência, mas também podem estar correlacionadas com fatores omitidos, como a afiliação a organizações criminosas, que influenciam simultaneamente a exposição a programas de ressocialização e os resultados pós-soltura (Dooley *et al.*, 2014; Sorensen *et al.*, 2024; Pyrooz *et al.*, 2021; Petterini *et al.*, 2021; McGloin *et al.*, 2025; Blattman *et al.*, 2025).

Um ponto central nessa discussão é que, mesmo que a pessoa não tenha passagens anteriores pelo sistema prisional e não esteja vinculada a facções quando entra na prisão, o próprio encarceramento cria fortes incentivos para buscar afiliação, sobretudo como mecanismo de proteção física durante a custódia. Facções têm, por sua vez, incentivos estratégicos para alocar seus membros em programas de trabalho intramuros, seja para obter acesso a ferramentas e materiais que podem ser convertidos em armas dentro das galerias, seja, ainda, porque esse acesso facilita comunicações com o mundo exterior e o fluxo de contrabando (drogas, telefones celulares, entre outros) por meio do contato com funcionários das empresas parceiras. Uma vez afiliados, aumenta a probabilidade de retomada da atividade criminal e de novo encarceramento, de modo que a condição de pertencimento a facção molda os resultados pós-soltura por canais que não observamos diretamente nos dados.

Nesse contexto, o histórico criminal pode ser interpretado de duas maneiras não excludentes. Por um lado, ele funciona como uma proxy imperfeita para a afiliação a facções: indivíduos com múltiplas passagens pelo sistema tendem, em média, a ter maior probabilidade de integração a redes criminais organizadas, de modo que variáveis como “número de prisões anteriores” carregam informação indireta sobre essa característica não observada. Sob essa leitura, incluir o histórico criminal como controle ajudaria a mitigar o viés de variável omitida associado à não observação da condição de faccionado.

Por outro lado, o mesmo histórico criminal é, ele próprio, uma variável potencialmente endógena, justamente porque é determinado por uma trajetória de decisões, oportunidades e vínculos – incluindo a própria afiliação a facções – que também afetam tanto a probabilidade de participar do programa quanto os desfechos pós-soltura. Em termos econométricos, isso implica que as variáveis de histórico criminal tendem a ser correlacionadas com o termo de erro das equações de resultado, de modo que tratá-las como controles “inocentes” pode deslocar, em vez de eliminar, algum viés.

Cabe também observar que as unidades de inteligência prisional rotineiramente investigam e monitoram as atividades das facções e identificam seus membros. Porém, por razões de segurança, as informações produzidas são altamente sigilosas e não podem ser compartilhadas com pesquisadores. Como resultado, a afiliação a facções e os comportamentos a ela associados permanecem como confundidores latentes em nossa análise.

A fim de ilustrar como o histórico criminal pode ser, ao mesmo tempo, um forte preditor de reincidência e uma potencial fonte de endogeneidade, a Tabela 2 apresenta as proporções dos desfechos pós-soltura por participação no programa, complexidade do treinamento e histórico prisional. Primeiro, note que, entre os reincidentes (ou seja, os que já foram presos antes), a probabilidade de (nova) reincidência é próxima de 90%, independentemente da participação no programa ou do tipo de unidade. Entre os primários, por sua vez, a probabilidade de reincidência se mantém de 12 a 17%; e a probabilidade de um desfecho favorável tende a superar 50% em todos os casos, novamente em grande medida independente da participação e do tipo de unidade. Esse contraste marcante mostra o quão fortemente o histórico criminal prediz as trajetórias pós-soltura.

Em segundo lugar, considere as diferenças nas proporções de cada desfecho. Para os reincidentes, tanto em unidades com treinamentos de menor complexidade quanto naquelas com treinamentos de maior complexidade, essas diferenças se movem na direção esperada: a participação no programa está associada a menor reincidência e a maiores chances de desfechos favoráveis. O mesmo padrão aparece entre os indivíduos sem histórico prisional anterior quando alocados em unidades com treinamento de maior complexidade presumida. No entanto, entre os primários em unidades com treinamento de menor complexidade, observamos o oposto do que se esperaria: a participação está associada a piores

resultados – maior reincidência e menores chances de alcançar o desfecho favorável.

Tabela 2 – Proporções dos desfechos pós-soltura por participação no programa, complexidade do treinamento e histórico prisional						
Painel A: Unidades de treinamento de menor complexidade						
Desfecho	Reincidentes			Primários		
	(a) Não tratados	(b) Tratados	(b)-(a)	(a) Não tratados	(b) Tratados	(b)-(a)
Adverso	91,1%	89,7%	-1,4	12,9%	17,1%	4,1
Intermediário	8,7%	5,9%	-2,8	29,8%	33,9%	4,1
Favorável	0,2%	4,4%	4,2	57,2%	49,0%	-8,2
Painel B: Unidades de treinamento de maior complexidade						
Desfecho	Reincidentes			Primários		
	(a) Não tratados	(b) Tratados	(b)-(a)	(a) Não tratados	(b) Tratados	(b)-(a)
Adverso	91,5%	85,0%	-6,5	16,8%	13,2%	-3,6
Intermediário	8,4%	8,0%	-0,4	28,9%	27,3%	-1,6
Favorável	0,1%	7,0%	6,9	54,3%	59,5%	5,2

Fonte: elaboração própria.

Documentos oficiais da SENAPPEN (2023, 2024b) e evidências qualitativas obtidas em entrevistas exploratórias com policiais penais e gestores de programa em unidades prisionais de Santa Catarina oferecem uma interpretação plausível para esse último padrão. Esses documentos e relatos sugerem que, em unidades com oficinas de trabalho de menor complexidade, presos sem histórico prisional anterior podem estar mais expostos às pressões de organizações criminosas.

Ocorre que, no perfil de unidades em que se instalam empresas que produzem bens de maior valor agregado, as firmas parceiras dispõem de maior capacidade para exigir um controle mais rigoroso do ambiente prisional, muito em função de seu poder econômico. Isso, por sua vez, induz o estado a investir de forma mais intensa em monitoramento e infraestrutura nessas unidades, incluindo, por exemplo, o uso de drones e outros equipamentos de vigilância para detecção ativa de comportamentos suspeitos. Essa configuração tende a limitar a influência das facções no interior das oficinas.

Por outro lado, nas unidades em que firmas de menor poder econômico se instalam majoritariamente, a influência das facções tende a ser proporcionalmente

maior. Essas organizações tornam-se, assim, potencialmente mais bem-sucedidas em recrutar indivíduos sem histórico prisional anterior para suas redes. Esse mecanismo, documentado institucionalmente e compatível com os resultados quantitativos, oferece uma interpretação plausível para por que, especificamente nessas unidades, a participação de primários no programa parece associada a resultados piores – embora não possa ser verificado diretamente com os dados disponíveis.

Em termos técnicos, esse padrão é consistente com um problema de endogeneidade nas variáveis que captam o histórico criminal do indivíduo. Em outras palavras, boa parte dos resultados aparentemente “estranhos” da Tabela 1 para primários em unidades de treinamento de menor complexidade presumida pode decorrer de viés de omissão de uma variável explicativa relevante (não observada), a saber, a influência das facções (Dooley *et al.*, 2014; Sorensen *et al.*, 2024; Pyrooz *et al.*, 2021; SENAPPEN, 2023, 2024b; McGloin *et al.*, 2025; Blattman *et al.*, 2025).

2.4 Variáveis de controle

A Tabela 3 apresenta as médias das variáveis de controle disponíveis na base de dados, separadas por tipo de unidade prisional e por status de participação no programa, oferecendo uma primeira visão de quão comparáveis são os indivíduos tratados e não tratados. Em termos gerais, a composição da amostra é bastante semelhante nesse sentido, mas ainda persistem algumas diferenças sistemáticas entre participantes e não participantes, especialmente em dimensões que estão plausivelmente relacionadas à seleção no programa.

Começando pelas variáveis contínuas, a idade média no primeiro dia de prisão varia em torno de 28 a 29 anos, com dispersão semelhante entre os tipos de unidade e status de tratamento. A duração da pena é um pouco mais variável. Dentro de cada tipo de unidade, os participantes tendem a ter penas ligeiramente mais longas do que os não participantes (3,44 vs. 2,87 e 3,87 vs. 2,86), provavelmente porque as empresas parceiras podem ter incentivos para favorecer indivíduos com penas mais longas, porque podem ser empregados em suas oficinas por um período maior.

Passando às variáveis indicadoras, a amostra é majoritariamente composta por homens em todos os grupos (95-98%), sem diferenças relevantes por tipo de unidade ou status de tratamento. A composição racial e religiosa também é comparável: a proporção de indivíduos brancos situa-se entre 61% e 69% nos quatro grupos, e as proporções dos que se declaram católicos ou evangélicos variam apenas modestamente entre os recortes apresentados.

Por outro lado, variáveis relacionadas à situação familiar, ao capital humano e ao vínculo com o mercado de trabalho formal antes do encarceramento exibem diferenças mais pronunciadas por status de tratamento. Os participantes são mais propensos a ter filhos, relatar não ter parceiro/cônjuge e ter concluído o ensino médio, o que sugere que a adesão ao programa está correlacionada tanto com responsabilidades familiares quanto com habilidades pré-existentes.

Tabela 3 – Variáveis de controle e estatísticas descritivas por tipo de unidade e participação no programa

Variável de controle	Complexidade do treinamento			
	Menor		Maior	
	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados
Variáveis contínuas				
Idade no dia da prisão (anos)	29,05 (9,08)	28,64 (8,71)	28,02 (8,09)	28,46 (8,06)
Duração da sentença (anos)	2,87 (1,94)	3,44 (2,18)	2,86 (1,95)	3,87 (2,37)
Variáveis indicadoras (×100)				
Homem (= 1)	98,28	95,03	97,06	95,07
Branco (= 1)	67,09	68,89	60,83	67,80
Tem filho(s) reconhecido(s) (= 1)	26,91	35,77	16,08	36,36
Autodeclarado solteiro (= 1)	49,58	45,84	50,49	46,56
Autodeclarado católico (= 1)	60,42	59,95	65,28	61,77
Autodeclarado evangélico (= 1)	33,59	34,38	29,36	31,18
Concluiu o ensino médio (= 1)	13,83	19,14	11,85	13,25
Tinha emprego antes da prisão (= 1)	50,30	56,17	76,15	75,96
Sem histórico prisional anterior (= 1)	55,06	62,78	50,72	64,83
Tem parente próximo também preso (= 1)	21,59	20,84	23,25	23,36
Solicitou apoio psicológico (= 1)	15,59	35,14	12,53	41,38
Recebeu visitas de familiares (= 1)	50,02	82,68	33,89	74,26
Em segurança máxima alguma vez (= 1)	23,03	17,00	18,42	6,12
Libertado em condicional (= 1)	10,72	3,46	11,25	3,65
Tentou fuga alguma vez (= 1)	3,20	4,22	4,38	5,52

Fonte: elaboração própria.

Notas: para as variáveis contínuas, os valores apresentados são médias e desvios-padrão (entre parênteses). Para as variáveis indicadoras, os valores correspondem às médias multiplicadas por 100, sendo interpretados como percentuais.

O emprego formal antes da prisão é especialmente comum entre aqueles alocados em unidades de treinamento de maior complexidade presumida (cerca de 76% em ambos os grupos de tratamento) e, mesmo nas unidades de treinamento de menor complexidade presumida, os participantes são um pouco mais propensos a terem trabalhado formalmente antes do encarceramento do que os não participantes (56% vs. 50%). Esses padrões sugerem que os participantes do programa tendem a ser positivamente selecionados em termos de características socioeconômicas.

As variáveis que captam histórico criminal e contexto familiar são mais equilibradas, mas não perfeitamente. A proporção de primários é sistematicamente

maior entre os participantes em ambos os tipos de unidade (cerca de 63-65% vs. 51-55% entre os não participantes), enquanto a fração com parente próximo na prisão (pai, mãe, irmãos, tios ou primos) é praticamente idêntica nos quatro grupos. Ao mesmo tempo, os participantes são consistentemente menos propensos a ter passado pelo regime de segurança máxima, especialmente nas unidades de alto valor presumido (6% entre participantes vs. 18% entre não participantes), o que novamente aponta para uma alocação não aleatória no programa em dimensões que sinalizam risco ou gravidade subjacentes.

As maiores diferenças aparecem em medidas de apoio intramuros e de contato com o mundo exterior. Em ambos os tipos de unidade, os participantes são muito mais propensos a ter solicitado apoio psicológico e a ter recebido visitas de familiares: por exemplo, a proporção que recebe visitas aumenta de cerca de 50% para mais de 80% entre participantes em unidades de treinamento de menor complexidade presumida, e de aproximadamente 34% para 74% em unidades de treinamento de maior complexidade presumida. Essas diferenças indicam que a participação no programa está fortemente correlacionada com a capacidade das famílias de manter contato, e com a própria disposição ou capacidade dos presos de buscar apoio durante a custódia.

Em conjunto, esses padrões descritivos indicam que, embora os quatro recortes amostrais sejam razoavelmente bem balanceados em termos de características, os participantes do programa diferem sistematicamente dos não participantes em aspectos ligados a laços familiares, vínculo prévio com o mercado de trabalho formal, tipo de pena e engajamento durante o cumprimento da pena. Isso reforça a preocupação de que comparações simples de médias brutas de resultados tenderiam a confundir efeitos do programa com seleção em observáveis.

3. Estratégia de avaliação

Nosso objetivo é estimar como a participação no programa afeta um indicador de impacto com três níveis ordenados $Y \in \{1,2,3\}$, em que $Y = 1$ denota um desfecho adverso (reincidência), $Y = 2$ um desfecho intermediário (sem reincidência e sem emprego formal) e $Y = 3$ um desfecho favorável (sem reincidência e com emprego formal).

Tratamos a participação no programa como uma variável binária $T \in \{0,1\}$, em que $T=1$ indica ser tratado. Assim, a fim de mitigar o viés de seleção, estimamos um escore de propensão ao tratamento e, a partir dele, construímos pesos de ponderação que aproximam um pareamento entre não tratados e tratados. Com esses pesos, estimamos modelos ponderados de probabilidade ordenada para avaliar os efeitos estimados do programa sobre as expectativas de Y .

Explorando o tamanho relativamente grande da amostra, aplicamos esse arcabouço a diversos subconjuntos amostrais. Essa estratégia cumpre dois papéis: captar a heterogeneidade dos efeitos do tratamento e constituir a principal avaliação de sensibilidade dos resultados a diferentes composições amostrais, diferentes processos de seleção e diferentes perfis de risco.

Em cada recorte, o escore de propensão, os pesos IPW e o modelo O-Probit são estimados de forma independente, o que não impõe homogeneidade do processo de seleção entre grupos. A consistência qualitativa dos resultados em contextos institucionalmente distintos reduz a plausibilidade de que os padrões encontrados sejam inteiramente explicados por confundimento não observado operando de forma uniforme. Esses resultados devem, contudo, ser interpretados como evidência observacional condicionada às hipóteses declaradas, não como efeitos causais identificados por randomização.

3.1 Efeitos de tratamento e identificação

Nosso foco empírico recai sobre o efeito médio de tratamento sobre os tratados (ATT), uma vez que o programa é direcionado aos detentos alocados em determinadas unidades prisionais, que satisfazem critérios de elegibilidade definidos pela chefia de segurança do local, optam por participar e são, por fim, selecionados pelas empresas parceiras. O ATT responde à pergunta de política: “como as probabilidades de desfecho pós-soltura diferem para aqueles que de fato receberam o tratamento, em comparação com o que teria ocorrido com esses mesmos indivíduos caso não tivessem participado?”

Seguindo o modelo causal de Neyman-Rubin, definimos $Y_i(1)$ e $Y_i(0)$ como os potenciais desfechos que são/seriam observados para o indivíduo i sob tratamento e não tratamento, respectivamente. Assim, para $j \in \{1,2,3\}$, o ATT sobre o desfecho j é definido como:

$$ATT_j = \Pr(Y_i(1) = j \mid T_i = 1) - \Pr(Y_i(0) = j \mid T_i = 1) \quad (1)$$

De forma complementar, em termos de medida informativa sobre o impacto do programa caso ele fosse disponibilizado de forma mais ampla a populações semelhantes, também analisaremos o efeito médio de tratamento (ATE) sobre a probabilidade do desfecho j , que é definido como:

$$ATE_j = \Pr(Y_i(1) = j) - \Pr(Y_i(0) = j) \quad (2)$$

A identificação do ATT e do ATE, por sua vez, baseia-se na hipótese de seleção em observáveis: seja X_i um vetor de covariáveis pré-tratamento, assume-se que, condicionalmente em X_i , os resultados potenciais são independentes da participação no programa – isto é, $\{Y_i(0), Y_i(1)\} \perp T_i \mid X_i$. Além disso, impõe-se uma condição de suporte comum, segundo a qual nenhum indivíduo é tratado com probabilidade zero ou um – isto é, $0 < \Pr(T_i = 1 \mid X_i) < 1$ para todo X_i no suporte da amostra. Nessas condições, as equações (1) e (2) são identificáveis a partir dos dados observados, e podem ser estimadas de forma consistente por métodos baseados em escores de propensão (Rosenbaum; Rubin, 1983; Imbens; Rubin, 2015).

3.2 Escore de propensão e IPW

Sob a hipótese de seleção em observáveis, o primeiro passo é estimar o escore de propensão $p(X_i) = \Pr(T_i = 1 \mid X_i)$ – usamos um Probit para isso. Em seguida, para reduzir viés de seleção ao comparar indivíduos tratados e não tratados, construímos pesos de probabilidade inversa (IPW) a partir dos valores estimados de $p(X_i)$ (Hirano *et al.*, 2003). Como o nosso interesse principal recai sobre o efeito do programa entre os participantes, concentramos a atenção nos estimadores IPW para o efeito médio sobre os tratados (ATT), que são definidos por:

$$w_i^{ATT} = \begin{cases} 1 & \text{se } T_i = 1 \\ p(X_i)/(1 - p(X_i)) & \text{se } T_i = 0 \end{cases} \quad (3)$$

Intuitivamente, observações de controle que se assemelham fortemente aos participantes – alto $p(X_i)$ – recebem pesos maiores, enquanto controles em regiões do espaço de covariáveis onde o tratamento é pouco provável recebem pesos menores. Considerando $\bar{w}^{ATT}$ como a média de w_i^{ATT} , o que de fato implementamos são os pesos normalizados para estabilizar o tamanho efetivo da amostra:

$$\tilde{w}_i^{ATT} = w_i^{ATT} / \bar{w}^{ATT} \quad (4)$$

Como é comum na literatura de IPW, aplicamos um trimming de observações com escores de propensão muito baixos ou muito altos, de modo a melhorar o suporte comum e reduzir a influência de observações com pesos extremados.

Para os parâmetros de ATE, utilizamos os pesos IPW correspondentes, construídos a partir do mesmo escore de propensão estimado, sem reproduzir aqui os detalhes algébricos, por brevidade – tais procedimentos podem ser consultados em detalhes, por exemplo, em Hirano *et al.* (2003).

Na sequência, modelamos as probabilidades de desfecho nos três níveis de Y_i por meio de uma especificação de Probit ordenado (O-Probit), estimada por máxima verossimilhança ponderada pelo IPW de ATT/ATE. Ao cabo, computamos os efeitos de tratamento (1) e (2) usando procedimentos de praxe na literatura de avaliação econômica.

A especificação por Probit ordenado foi preferida a modelos multinomiais ou ordinais generalizados por três razões: (i) alinhamento à construção conceitual do desfecho, que pressupõe uma ordenação entre reincidência, ausência de reincidência sem vínculo formal e ausência de reincidência com vínculo formal; (ii) preservação da interpretação substantiva das transições entre graus observáveis de reintegração; e (iii) parcimônia, aspecto relevante diante dos múltiplos recortes amostrais estimados. Cabe registrar, ainda, que essa ordenação é uma aproximação empírica operacional – não uma escala completa de ressocialização –, e os resultados devem ser interpretados nesse espírito.

3.3 Análises de heterogeneidade e de consistência

A participação no programa e os desfechos pós-soltura provavelmente variam ao longo de duas dimensões centrais: tipo de exposição ao tratamento (em termos de trabalhar em oficinas que produzem ou não bens de maior valor agregado) e histórico criminal prévio. Para investigar essa possível heterogeneidade – e avaliar a robustez dos resultados a potenciais fontes de endogeneidade –, tiramos proveito do relativamente grande tamanho amostral, e aplicamos o arcabouço IPW/O-Probit em uma sequência de recortes amostrais.

Em primeiro lugar, consideramos a amostra completa. Em segundo lugar, dividimos a amostra por tipo de unidade prisional, distinguindo entre aquelas de treinamento de menor/menor complexidade presumida. Em terceiro lugar, dividimos a amostra por histórico criminal, diferenciando reincidentes e primários. Por fim, consideramos as quatro interseções de tipo de unidade e histórico criminal: (i) unidades de treinamento de menor complexidade presumida & reincidentes; (ii) unidades de treinamento de menor complexidade presumida & primários; (iii) unidades de treinamento de maior complexidade presumida & reincidentes; e (iv) unidades de treinamento de maior complexidade presumida & primários.

Para cada subconjunto, refazemos o escore de propensão, reconstruímos os pesos IPW de ATT/ATE, ajustamos o modelo O-Probit e recalculamos os efeitos de tratamento. Essa estratégia permite que tanto o processo de seleção quanto o mapeamento do tratamento para os desfechos variem de forma flexível entre tipos de unidade e estratos de histórico criminal. Com isso, reduz-se a preocupação de que os efeitos estimados reflitam apenas uma combinação específica de características das unidades e perfis de apenados, em vez do programa em si, mitigando vieses de seleção e endogeneidade. Ao reestimar o escore de propensão dentro de cada recorte, a comparação é restrita a indivíduos com perfis observáveis similares dentro do mesmo tipo de unidade, reduzindo a dependência de comparações brutas entre unidades de maior e menor complexidade.

Para além do treinamento laboral, o sistema prisional também oferece assistência psicológica para quem desejar – trata-se de uma ação auxiliar do programa de ressocialização. Como checagem de consistência, replicamos todo o procedimento IPW/O-Probit separadamente para indivíduos que solicitaram assistência psicológica durante o encarceramento. Esse exercício cumpre dois

objetivos. Primeiro, avalia se os efeitos estimados do programa permanecem robustos ao condicionamento em outra margem de política que é plausivelmente correlacionada tanto com a participação no programa quanto com os desfechos pós-soltura, uma vez que a assistência psicológica complementa a intervenção central de ressocialização. Segundo, lança luz sobre se o programa de ressocialização parece ser mais efetivo quando combinado com formas complementares de apoio intramuros.

4. Resultados empíricos

A Tabela 4 apresenta as estimativas do modelo Probit para o escore de propensão, revelando um padrão de seleção bastante consistente ao longo dos diferentes recortes amostrais. Em geral, a probabilidade de participação é maior entre presos mais velhos, com sentenças mais longas, que concluíram o ensino médio, nunca passaram por segurança máxima, estão em primeira passagem pelo sistema prisional, recebem visitas e solicitaram apoio psicológico. O coeficiente negativo para o indicador de homem sugere ainda que, controladas as demais covariáveis e os efeitos fixos de unidade prisional, as poucas mulheres na amostra têm probabilidade condicionalmente maior de participar do programa. As estimativas apresentadas a seguir devem ser lidas como efeitos médios de tratamento sob a hipótese de seleção em observáveis declarada na Seção 3, não como efeitos causais identificados por randomização.

Esses resultados se repetem com pequenas variações de magnitude e significância, com pseudo- R^2 em torno de 0,20 a 0,30, o que indica um poder explicativo razoável do modelo. Em conjunto, as evidências apontam para uma seleção orientada a perfis com maior capital educacional e social, maior estabilidade de permanência (sentenças mais longas) e menor “periculosidade” observável (ausência de histórico em segurança máxima).

Tabela 4 – Resultados do modelo para o escore de propensão (estimativas Probit), por recortes amostrais

Variáveis explicativas	Recortes amostrais								
	Toda a amostra	Só os reincidentes	Só os primários	Só menor complexidade	Só maior complexidade	Reincidentes em menor complexidade	Reincidentes em maior complexidade	Primários em menor complexidade	Primários em maior complexidade
Idade no dia da prisão (anos)	0,006** (0,003)	0,008* (0,005)	0,005* (0,003)	0,003 (0,003)	0,014** (0,007)	0,006 (0,006)	0,012 (0,008)	0,002 (0,003)	0,015** (0,006)
Duração da sentença (anos)	0,098*** (0,016)	0,078*** (0,018)	0,118*** (0,018)	0,093*** (0,020)	0,110*** (0,028)	0,078*** (0,026)	0,084*** (0,022)	0,112*** (0,020)	0,133*** (0,041)
Homem = 1	-0,537*** (0,175)	-0,498** (0,243)	-0,542** (0,214)	-0,678*** (0,260)	-0,326*** (0,127)	-0,767*** (0,275)	0,010 (0,226)	-0,638* (0,347)	-0,430*** (0,153)
Branco = 1	0,009 (0,036)	-0,021 (0,048)	0,020 (0,049)	-0,018 (0,045)	0,055 (0,061)	-0,108* (0,057)	0,119 (0,074)	0,040 (0,066)	0,002 (0,077)
Tem filho(s) reconhecido(s) = 1	0,122 (0,078)	0,136* (0,074)	0,104 (0,094)	0,023 (0,077)	0,320*** (0,118)	0,063 (0,092)	0,284*** (0,101)	-0,017 (0,091)	0,357** (0,158)
Autodeclarado solteiro = 1	-0,149* (0,087)	-0,266* (0,137)	-0,074 (0,099)	-0,157* (0,085)	-0,081 (0,224)	-0,228 (0,145)	-0,304 (0,290)	-0,111 (0,110)	0,073 (0,225)
Autodeclarado católico = 1	0,005 (0,092)	-0,103 (0,140)	0,095 (0,117)	0,100 (0,125)	-0,170 (0,114)	-0,092 (0,194)	-0,133 (0,209)	0,273** (0,118)	-0,211 (0,180)
Autodeclarado evangélico = 1	0,056 (0,106)	-0,067 (0,150)	0,167 (0,129)	0,101 (0,157)	-0,013 (0,099)	-0,152 (0,210)	0,087 (0,206)	0,327** (0,153)	-0,073 (0,140)
Concluiu o ensino médio = 1	0,133** (0,055)	0,128* (0,072)	0,122* (0,068)	0,162** (0,069)	0,082 (0,094)	0,157* (0,090)	0,062 (0,127)	0,147* (0,084)	0,066 (0,121)
Tinha emprego antes da prisão = 1	-0,092 (0,080)	-0,065 (0,113)	-0,106 (0,102)	-0,067 (0,114)	-0,113 (0,092)	0,003 (0,131)	-0,137 (0,215)	-0,111 (0,135)	-0,069 (0,144)
Sem histórico prisional anterior = 1	0,167*** (0,048)			0,157*** (0,056)	0,186** (0,088)				
Tem parente próximo também preso = 1	0,015 (0,051)	0,010 (0,070)	0,011 (0,070)	-0,003 (0,059)	0,026 (0,103)	-0,059 (0,097)	0,129 (0,092)	0,041 (0,071)	-0,069 (0,155)
Solicitou apoio psicológico = 1	0,593*** (0,084)	0,643*** (0,089)	0,537*** (0,103)	0,448*** (0,093)	0,776*** (0,072)	0,497*** (0,110)	0,771*** (0,082)	0,409*** (0,132)	0,711*** (0,093)
Recebeu visitas de familiares = 1	0,880*** (0,122)	0,734*** (0,116)	0,988*** (0,139)	0,900*** (0,153)	0,860*** (0,195)	0,744*** (0,154)	0,748*** (0,170)	10,019*** (0,163)	0,940*** (0,239)

Em segurança máxima alguma vez = 1	-0,359*** (0,085)	-0,265*** (0,086)	-0,441*** (0,105)	-0,308*** (0,104)	-0,485*** (0,106)	-0,213** (0,105)	-0,386*** (0,129)	-0,388*** (0,128)	-0,568*** (0,135)
Número de observações	6.591	2.782	3.809	4.089	2.502	1.715	1.067	2.374	1.435
Pseudo-R ²	0,235	0,219	0,244	0,206	0,285	0,194	0,272	0,215	0,295

Fonte: elaboração própria.
Todas as regressões incluem constante e efeitos fixos para as unidades prisionais, omitidos por brevidade. Desvio-padrão robusto clusterizados por unidade prisional entre parênteses. p-valores: * p < 0,10 ; ** p < 0,05; *** p < 0,01.

A Tabela 5 apresenta os resultados do modelo O-Probit para o indicador de resultado pós-soltura, estimado com ponderação IPW para o ATT em diferentes recortes amostrais; os resultados com IPW para o ATE são similares e, por brevidade, não são exibidos. Como valores maiores do índice latente correspondem a maior probabilidade de desfechos mais favoráveis, o coeficiente da variável “Participou do programa” resume o efeito médio da participação sobre a posição do indivíduo nessa escala. Utilizamos os mesmos controles das regressões do escore de propensão, acrescentando duas variáveis adicionais (“Libertado em condicional” e “Tentou fuga alguma vez”), que se manifestam durante ou após eventual participação no programa.

Na amostra completa, o coeficiente de participação é positivo, porém pequeno e estatisticamente indistinguível de zero, indicando que, em média, mesmo após corrigir a seleção em observáveis via IPW, o programa não altera de forma substantiva a distribuição dos desfechos entre os tratados. Essa média, contudo, esconde heterogeneidades importantes: entre reincidentes, o coeficiente é positivo e significativo, sugerindo melhora na posição na escala de desfechos; entre primários, é pequeno e não significativo, apontando efeitos muito mais modestos.

A distinção por complexidade do treinamento torna esse quadro mais claro – nos moldes do que já foi discutido anteriormente. Nas unidades de menor complexidade, o coeficiente de participação é em geral negativo, indicando deslocamento do índice latente em direção a piores resultados. Nas de maior complexidade, ele é grande, positivo e altamente significativo, refletindo ganhos substanciais na posição dos participantes. Ao combinar histórico prisional e complexidade, o contraste se acentua: reincidentes em unidades de maior complexidade apresentam efeitos particularmente favoráveis, enquanto primários em unidades de menor complexidade exibem coeficientes negativos e significativos; já primários em unidades de maior complexidade voltam a apresentar efeitos positivos e robustos.

Os demais coeficientes seguem um padrão estável: idade mais elevada tende a associar-se a desfechos um pouco menos favoráveis; homens apresentam resultados piores que mulheres; ter filhos reconhecidos e emprego prévio associar-se a melhores desfechos; passagem por segurança máxima, a piores. Os pseudo- R^2 , embora modestos, indicam que as covariáveis explicam parcela não trivial da

variação. Em conjunto, os achados da Tabela 5 reforçam a mensagem central: uma vez mitigada a seleção em observáveis por meio do escore de propensão e da ponderação IPW, os efeitos do programa são claramente heterogêneos, concentrando-se em egressos de unidades com oficinas de maior complexidade produtiva e sendo nulos ou mesmo adversos entre primários em unidades de menor complexidade.

Tabela 5 – Resultados do modelo para os desfechos ordenados (estimativas O-Probit), por recortes amostrais – IPW para ATT

Variáveis explicativas	Recortes amostrais								
	Toda a amostra	Só os reincidentes	Só os primários	Só menor complexidade	Só maior complexidade	Reincidentes em menor complexidade	Reincidentes em maior complexidade	Primários em menor complexidade	Primários em maior complexidade
Participou do programa = 1	0,094 (0,070)	0,235*** (0,084)	0,044 (0,084)	-0,110 (0,078)	0,388*** (0,051)	0,148 (0,109)	0,358** (0,145)	-0,194** (0,080)	0,395*** (0,042)
Idade no dia da prisão (anos)	-0,010*** (0,002)	-0,003 (0,006)	-0,011*** (0,002)	-0,013*** (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,011 (0,008)	0,008 (0,007)	-0,014*** (0,003)	-0,007** (0,003)
Duração da sentença (anos)	-0,002 (0,009)	-0,082*** (0,021)	0,022* (0,011)	0,002 (0,012)	-0,004 (0,015)	-0,064*** (0,022)	-0,102*** (0,034)	0,019 (0,013)	0,029 (0,018)
Homem = 1	-0,329*** (0,097)	-0,151 (0,154)	-0,361*** (0,098)	-0,287* (0,156)	-0,412*** (0,055)	-0,262 (0,259)	-0,315 (0,242)	-0,327** (0,142)	-0,428*** (0,083)
Branco = 1	0,006 (0,040)	0,002 (0,093)	-0,013 (0,051)	-0,024 (0,059)	0,001 (0,056)	0,077 (0,133)	-0,158 (0,113)	-0,077 (0,071)	0,038 (0,055)
Tem filho(s) reconhecido(s) = 1	0,164*** (0,055)	0,158* (0,092)	0,188*** (0,063)	0,179*** (0,069)	0,148 (0,110)	0,108 (0,135)	0,253** (0,115)	0,222*** (0,084)	0,132 (0,105)
Autodeclarado solteiro = 1	0,061 (0,120)	-0,192 (0,170)	0,182 (0,125)	-0,071 (0,133)	0,254 (0,205)	-0,312** (0,136)	0,006 (0,358)	0,025 (0,164)	0,361** (0,155)
Autodeclarado católico = 1	0,058 (0,112)	0,040 (0,124)	0,058 (0,134)	0,018 (0,113)	0,180 (0,219)	0,060 (0,144)	-0,035 (0,235)	-0,021 (0,144)	0,246 (0,236)
Autodeclarado evangélico = 1	0,089 (0,119)	0,252** (0,119)	0,030 (0,162)	0,086 (0,116)	0,135 (0,222)	0,259 (0,165)	0,064 (0,151)	0,002 (0,149)	0,158 (0,296)
Concluiu o ensino médio = 1	0,014 (0,069)	-0,192* (0,110)	0,088 (0,088)	-0,007 (0,094)	0,069 (0,063)	-0,220* (0,132)	-0,117 (0,140)	0,054 (0,123)	0,128 (0,094)
Tinha emprego antes da prisão = 1	0,366*** (0,081)	0,063 (0,139)	0,497*** (0,110)	0,309** (0,124)	0,393*** (0,119)	-0,216 (0,169)	0,334** (0,149)	0,458*** (0,166)	0,515*** (0,152)
Sem histórico prisional anterior = 1	2,234*** (0,073)			2,347*** (0,064)	2,091*** (0,116)				
Tem parente próximo também preso = 1	-0,067 (0,060)	-0,156* (0,084)	-0,048 (0,075)	-0,089 (0,062)	-0,018 (0,091)	-0,071 (0,113)	-0,263** (0,119)	-0,083 (0,063)	0,050 (0,134)
Solicitou apoio psicológico = 1	-0,066 (0,058)	0,111 (0,102)	-0,144** (0,057)	-0,061 (0,059)	-0,099 (0,120)	0,136 (0,120)	0,018 (0,176)	-0,141*** (0,049)	-0,137 (0,118)

Recebeu visitas de familiares = 1	-0,263*** (0,046)	-0,033 (0,094)	-0,362*** (0,065)	-0,173*** (0,049)	-0,390*** (0,052)	0,012 (0,145)	-0,077 (0,140)	-0,244*** (0,061)	-0,532*** (0,068)
Em segurança máxima alguma vez = 1	-0,154** (0,078)	0,031 (0,085)	-0,221** (0,096)	-0,172* (0,092)	-0,047 (0,099)	0,050 (0,098)	0,079 (0,138)	-0,258** (0,113)	-0,073 (0,123)
Libertado em condicional = 1	-0,034 (0,112)	0,115 (0,137)	-0,152 (0,160)	-0,139 (0,149)	0,097 (0,150)	0,099 (0,188)	0,173 (0,216)	-0,240 (0,186)	-0,066 (0,235)
Tentou fuga alguma vez = 1	-0,052 (0,130)	0,020 (0,168)	-0,098 (0,186)	0,044 (0,126)	-0,157 (0,240)	0,052 (0,218)	-0,007 (0,219)	0,062 (0,156)	-0,224 (0,332)
Número de observações	6.591	2.782	3.809	4.089	2.502	1.715	1.067	2.374	1.435
Pseudo-R ²	0,289	0,053	0,037	0,318	0,269	0,059	0,058	0,036	0,061

Fonte: elaboração própria.

Todas as regressões incluem pontos de corte e efeitos fixos para as unidades prisionais, omitidos por brevidade. Desvio-padrão robusto clusterizados por unidade prisional entre parênteses. p-valores: * p < 0,10 ; ** p < 0,05; *** p < 0,01.

A Tabela 6 resume, para os diferentes recortes amostrais, as probabilidades médias dos desfechos potenciais com e sem programa e as estimativas de ATT e ATE para cada categoria de resultado. Salvo indicação em contrário, as estimativas são estatisticamente diferentes de zero a 5%; o número total de observações (e de tratados) aparece ao lado de cada recorte. Recorda-se que o desfecho intermediário ($j = 2$) não equivale a desemprego em sentido estrito: ele identifica ausência de reincidência e ausência de vínculo formal registrado na RAIS, podendo incluir inatividade, informalidade e trabalho autônomo.

Na amostra completa, a participação no programa está associada a uma redução modesta da reincidência (ATT em torno de -2 p.p. em) e a um aumento também modesto da probabilidade do desfecho favorável (cerca de +2,4 p.p. em), com efeito praticamente nulo sobre o desfecho intermediário. O ATE apresenta padrão similar, sugerindo que, se o programa fosse expandido à população elegível sob a mesma estrutura de seleção, os ganhos médios tenderiam a ser da mesma ordem.

Entre reincidentes, o programa está associado a uma queda mais visível na probabilidade de nova prisão (ATT em torno de -4,3 p.p. em) e a aumentos nas probabilidades de resultados intermediários e favoráveis, ainda que a maioria permaneça no estado adverso. Aqui aparece com clareza o efeito de teto e piso: a probabilidade inicial de reincidência já é muito alta e a de desfecho favorável muito baixa, de modo que há pouco espaço para piora adicional, mas mesmo ganhos modestos representam variações proporcionais relevantes.

Já entre primários, os efeitos médios são bem menores: as variações estimadas nas probabilidades dos três desfechos são pequenas e, em alguns casos, praticamente nulas (como no ATE para o desfecho intermediário), sugerindo que, em agregado, o programa pouco altera a distribuição de resultados nesse grupo. O padrão de teto e piso se inverte: a probabilidade de reincidência é relativamente baixa e a de desfecho favorável comparativamente alta, o que limita o espaço para reduções adicionais do desfecho adverso e para aumentos expressivos do favorável.

A heterogeneidade torna-se mais nítida quando se distingue entre unidades de menor e de maior complexidade do treinamento. Nas unidades de menor complexidade, o programa aparece associado a pior desempenho médio entre primários: o ATT é positivo para o desfecho adverso (+2,3 p.p. em) e negativo

para o desfecho favorável (-2,8 p.p. em). Nas unidades de maior complexidade, o padrão se inverte de forma expressiva: o ATT indica forte redução da reincidência (cerca de -9,2 p.p. em) e aumento robusto da probabilidade do desfecho favorável (+10,3 p.p. em), com impacto residual sobre o resultado intermediário. O ATE reforça essa leitura, com deslocamento ainda mais pronunciado da massa de probabilidade do desfecho adverso para o favorável quando se considera a população elegível como um todo.

Tabela 6 – Estimativas das probabilidades médias dos desfechos potenciais, do ATT e do ATE por recortes amostrais

Recorte amostral	Nº de observações		Estimativa média de	Estimativa média de	Estimativa do ATT	Estimativa média de	Estimativa média de	Estimativa do ATE
Toda a amostra	6.591 (2.765)	1	44,01	41,94	-2,06	47,55	44,95	-2,60
		2	23,18	22,83	-0,35	21,33	21,06	-0,27
		3	32,81	35,23	2,42	31,13	33,99	2,87
Só reincidentes	2.788 (1.005)	1	90,70	86,43	-4,27	91,1	83,86	-7,24
		2	7,61	10,70	3,09	6,81	11,49	4,67
		3	1,69	2,870	1,18	2,09	4,65	2,57
Só primários	3.809 (1.760)	1	16,48	15,44	-1,04	15,06	15,21	0,15
		2	31,54	30,89	-0,65	30,84	30,95	0,10 [□]
		3	51,98	53,67	1,69	54,10	53,84	-0,25
Unidades de menor complexidade	4.089 (1.588)	1	42,44	44,74	2,30	45,44	47,29	1,85
		2	22,71	23,19	0,48	21,86	22,16	0,30
		3	34,85	32,07	-2,78	32,7	30,55	-2,15
Unidades de maior complexidade	2.502 (1.177)	1	47,06	37,84	-9,22	51,56	40,87	-10,7
		2	24,00	22,94	-1,06	19,99	19,62	-0,37
		3	28,94	39,22	10,28	28,45	39,51	11,07
Reincidentes em unidades de menor complexidade	1.715 (591)	1	91,06	88,59	-2,46	91,25	87,65	-3,61
		2	7,50	9,38	1,87	7,31	10,01	2,71
		3	1,44	2,03	0,59	1,44	2,34	0,90
Reincidentes em unidades de maior complexidade	1.067 (414)	1	89,99	82,68	-7,30	91,00	78,08	-12,91
		2	8,03	13,02	4,99	6,08	12,71	6,63
		3	1,98	4,30	2,31	2,92	9,21	6,28
Primários em unidades de menor complexidade	2.374 (997)	1	13,19	17,56	4,37	12,54	17,03	4,50
		2	30,19	33,18	2,99	30,6	33,87	3,27
		3	56,62	49,26	-7,36	56,86	49,10	-7,77
Primários em unidades de maior complexidade	1.435 (763)	1	22,32	12,86	-9,46	20,25	12,26	-7,99
		2	33,34	28,15	-5,19	30,84	25,91	-4,93
		3	44,34	58,99	14,65	48,91	61,83	12,92

Fonte: elaboração própria.

O número entre parênteses abaixo do número de observações de cada sub-amostra representa a contagem de tratados no respectivo recorte. • Estatisticamente zero com 95% de confiança.

Como já discutido anteriormente, o padrão adverso entre primários em unidades de menor complexidade é compatível com a possibilidade de viés por variável omitida: em ambientes com controle estatal mais frouxo, esses presos parecem mais expostos à pressão de facções ou redes criminais que podem influenciar a alocação e o uso das vagas do programa. A evidência disponível, contudo, não permite testar diretamente esse mecanismo; por isso, ele deve ser lido como hipótese interpretativa compatível com os dados, não como conclusão causal autônoma.

Em conjunto, a Tabela 6 sugere três conclusões: (i) em média, o programa está associado a melhor desempenho pós-soltura, mas com efeitos agregados relativamente modestos; (ii) os ganhos se concentram nas unidades com oficinas de maior valor agregado, sobretudo entre reincidentes e primários expostos a treinamentos mais complexos; e (iii) o padrão adverso entre primários em unidades de menor complexidade é compatível com a hipótese de que mecanismos de seleção relacionados à atuação de facções distorcem a alocação às oficinas, gerando endogeneidade nas variáveis de histórico criminal e deteriorando os resultados justamente para o grupo com maior potencial de ressocialização.

A Tabela 7 reporta a mesma decomposição de probabilidades potenciais da Tabela 6, agora apenas para detentos que solicitaram assistência psicológica. Na amostra como um todo, os efeitos médios voltam a ser modestos: a participação associa-se a pequena redução da reincidência (ATT de cerca de -1,2 p.p. em) e a aumento similar no desfecho favorável (+1,2 p.p. em), com efeito estatisticamente nulo sobre o desfecho intermediário. Em comparação com a Tabela 6, os sinais se mantêm e as magnitudes são ligeiramente menores, indicando que, entre os que buscam apoio psicológico, o efeito médio continua positivo, mas pouco expressivo, uma vez corrigida a seleção em observáveis via IPW.

Ao separar reincidentes e primários dentro desse subconjunto, o padrão geral também se aproxima do da amostra total: entre reincidentes, a participação está associada a pequenas reduções da reincidência e a leves aumentos nos desfechos intermediário e favorável (sempre abaixo de 2 p.p.); entre primários, os efeitos médios ficam muito próximos de zero nas três categorias, em muitos casos sem significância estatística. Ou seja, mesmo entre quem demanda assistência psicológica, o programa, em média, pouco altera a distribuição de resultados quando se olha apenas para o corte “reincidente versus primário”.

Tabela 7 – Estimativas das probabilidades médias dos desfechos potenciais, do ATT e do ATE por recortes amostrais – resultados restritos aos detentos que solicitaram assistência psicológica

Recorte amostral	Número de observações		Estimativa média de	Estimativa média de	Estimativa do ATT	Estimativa média de	Estimativa média de	Estimativa do ATE
Toda a amostra	1.601 (1.045)	1	47,73	46,56	-1,18	49,34	48,34	-0,99
		2	22,80	22,75	-0,05♦	21,20	21,16	-0,04♦
		3	29,46	30,69	1,23	29,46	30,49	1,03
Só reincidentes	659 (401)	1	88,46	87,44	-1,03	88,70	88,17	-0,52
		2	9,68	10,46	0,78	9,32	9,71	0,39
		3	1,86	2,10	0,25	1,98	2,12	0,13
Só primários	942 (644)	1	19,63	19,27	-0,35	20,09	19,20	-0,87
		2	30,87	30,72	-0,16♦	29,82	29,45	-0,38
		3	49,50	50,01	0,51	50,09	51,35	1,25
Unidades de menor complexidade	948 (558)	1	44,73	52,40	7,67	47,56	52,99	5,43
		2	21,83	22,19	0,36	20,20	20,48	0,28♦
		3	33,44	25,41	-8,03	32,24	26,53	-5,71
Unidades de maior complexidade	653 (487)	1	51,86	40,51	-11,35	52,82	41,76	-11,06
		2	22,26	21,40	-0,86	21,53	20,93	-0,61
		3	25,88	38,09	12,21	25,65	37,31	11,67
Reincidentes em unidades de menor complexidade	404 (225)	1	89,54	89,39	-0,14♦	89,84	91,07	1,22
		2	8,78	8,89	0,11♦	8,36	7,43	-0,93
		3	1,68	1,72	0,03♦	1,80	1,50	-0,29♦
Reincidentes em unidades de maior complexidade	255 (176)	1	90,15	85,18	-4,97	88,89	83,78	-5,11
		2	8,30	12,03	3,73	9,33	13,14	3,81
		3	1,55	2,79	1,24	1,78	3,08	1,30
Primários em unidades de menor complexidade	544 (333)	1	12,57	24,53	11,97	14,76	22,68	7,92
		2	27,44	33,59	6,15	27,75	31,66	3,91
		3	59,99	41,88	-18,12	57,49	45,66	-11,83
Primários em unidades de maior complexidade	398 (311)	1	28,31	14,39	-13,93	27,25	14,62	-12,63
		2	31,05	25,97	-5,08	30,18	25,39	-4,79
		3	40,64	59,64	19,01	42,57	59,99	17,42

Fonte: elaboração própria.

O número entre parênteses abaixo do número de observações de cada sub-amostra representa a contagem de tratados no respectivo recorte.

♦ Estatisticamente zero com 95% de confiança.

A heterogeneidade volta a ficar clara quando se distingue unidades de menor e de maior complexidade do treinamento. Nas de menor complexidade, a participação está associada a pior desempenho entre os que pediram apoio psicológico: reincidência cerca de 7,7 p.p. maior e desfecho favorável cerca de 8 p.p. menor. Nas de maior complexidade, o padrão se inverte: a reincidência cai em torno de 11 p.p. e o desfecho favorável sobe em cerca de 12 p.p., com magnitudes ainda mais extremas que na Tabela 6, indicando que, nesse grupo, a qualidade do treinamento é decisiva.

O cruzamento entre histórico prisional e complexidade torna esse contraste ainda mais evidente. Entre reincidentes em unidades de maior complexidade, a participação segue associada a reduções relevantes da reincidência (cerca de -5 p.p.) e a aumentos modestos de desfechos mais favoráveis. Já entre primários em unidades de menor complexidade, o quadro é francamente adverso: a reincidência aumenta em quase 12 p.p. e o desfecho favorável cai cerca de 18 p.p., enquanto entre primários em unidades de maior complexidade ocorre o oposto, com quedas expressivas da reincidência (cerca de -14 p.p.) e ganhos muito elevados no desfecho favorável (cerca de +19 p.p.). Em conjunto com a Tabela 6, esses resultados sugerem que, mesmo entre os que buscam assistência psicológica, o programa só gera ganhos robustos quando combinado a ambientes produtivos de maior complexidade, enquanto, em contextos de menor complexidade – sobretudo para primários –, os efeitos podem ser adversos.

5. Conclusão

Este artigo avaliou efeitos estimados de um programa de capacitação profissional intramuros sobre as trajetórias pós-soltura de egressos do sistema prisional de Santa Catarina, combinando microdados administrativos com métodos padrão de avaliação de políticas baseados em escore de propensão, ponderação por IPW e modelos de probabilidade ordenada.

Os resultados indicam, em primeiro lugar, que o programa está associado, em média, a melhorias modestas, quando comparadas às da literatura internacional, mas consistentes nas trajetórias pós-soltura: a participação está associada a reduções da probabilidade de reincidência e a aumentos da probabilidade de alcançar o melhor desfecho observado – não reincidir e obter vínculo formal registrado. A magnitude média desses efeitos, contudo, é

relativamente pequena, sugerindo que a simples participação no programa, sem considerar a qualidade da oficina e o ambiente institucional, tem alcance limitado.

Em segundo lugar, destaca-se o papel da qualidade e do ambiente das oportunidades de trabalho intramuros. Ao distinguir entre unidades com oficinas de menor valor agregado e aquelas com maior presença de empresas que produzem bens mais complexos, surge um contraste claro. Nas unidades de maior complexidade produtiva, a participação associa-se a quedas substanciais na reincidência e a aumentos relevantes na probabilidade do melhor desfecho, com magnitudes comparáveis aos documentados em meta-análises internacionais dos programas mais bem-sucedidos. Já nas unidades de menor complexidade, o padrão é frequentemente nulo ou adverso, sobretudo entre primários, com maior reincidência e menor probabilidade de desfecho favorável.

Esse resultado reforça que não basta “ter um programa de trabalho”: o modo como ele se insere no ambiente institucional importa tanto quanto o conteúdo do treinamento. A evidência é compatível com a hipótese de que, em contextos de controle formal mais frouxo e menor capacidade de barganha das empresas parceiras, facções criminosas possam influenciar a alocação e o uso das oportunidades geradas pelo programa. Essa hipótese é fundamentada em documentos institucionais da SENAPPEN e em relatos qualitativos exploratórios, e é consistente com os padrões quantitativos estimados, ainda que não possa ser formalmente demonstrada com os dados disponíveis. Nesses ambientes, o programa pode ter sua função de ressocialização parcialmente enfraquecida, o que ajuda a interpretar os efeitos adversos em combinações específicas de histórico criminal e tipo de unidade.

Do ponto de vista de política pública, os resultados sugerem três mensagens principais. Primeiro, os programas de treinamento vocacional intramuros podem gerar ganhos relevantes de ressocialização, sobretudo quando articulados a oportunidades de maior complexidade produtiva, mais próximas das demandas do mercado formal. Segundo, o desenho institucional da parceria com o setor privado e a governança do ambiente prisional são centrais: empresas com maior capacidade financeira e reputacional, em unidades onde o estado investe em monitoramento e infraestrutura, parecem criar condições mais favoráveis para que o programa realize seu potencial. Terceiro, a expansão de oficinas de baixa complexidade em contextos vulneráveis à captura por facções requer cautela: sem mecanismos

robustos de supervisão e proteção da integridade do programa, há risco de efeitos neutros ou negativos justamente para grupos com maior potencial de ressocialização.

O trabalho, naturalmente, tem limitações. A principal diz respeito à hipótese de seleção em observáveis: apesar do uso de um conjunto rico de controles e de diferentes recortes amostrais, não é possível descartar que fatores não observados – em particular, pertencimento a facções – influenciem simultaneamente a participação e os resultados pós-soltura, sobretudo nos contextos em que os efeitos aparecem adversos. Além disso, por razões de segurança, não dispomos de registros diretos sobre afiliação a organizações criminosas nem de instrumentos convincentes que afetem a participação sem afetar diretamente os desfechos. Outra limitação é que nossos indicadores de emprego se restringem ao mercado formal captado pela RAIS, impossibilitando distinguir entre ausência de vínculo formal e inserção em ocupações informais, trabalho autônomo ou outras formas de ocupação não registradas. Expressões como “sem emprego” ou “desemprego” devem, portanto, ser lidas no artigo como “sem vínculo formal registrado”, não como ausência de qualquer atividade econômica. Por fim, a análise é focada em um único estado e em um programa específico, o que recomenda prudência na generalização para outros contextos.

Futuras pesquisas poderiam buscar desenhos quase experimentais que explorem variações exógenas na oferta de vagas, na entrada e saída de empresas parceiras ou em mudanças regulatórias; integrar dados administrativos de diferentes estados e órgãos públicos; incorporar informações sobre emprego informal, renda, escolaridade pós-soltura e apoio familiar; e analisar de forma mais direta o papel das facções na mediação dos efeitos dos programas de trabalho prisional.

Outra extensão natural seria comparar os resultados com especificações alternativas para o desfecho, como modelos multinomiais ou modelos ordinais generalizados. Essa análise permitiria investigar, em trabalhos futuros, se os mecanismos associados à reincidência e à inserção formal diferem entre categorias específicas do resultado. No presente artigo, contudo, o O-Probit é coerente com o objetivo empírico de ordenar trajetórias pós-soltura segundo uma métrica administrativa de ressocialização, distinguindo reincidência, ausência de

reincidência sem vínculo formal registrado e ausência de reincidência com vínculo formal registrado.

Em síntese, os resultados reforçam uma mensagem simples, porém exigente: programas de capacitação profissional intramuros podem ser peça importante na redução da reincidência e na promoção da reintegração social, mas não são solução automática. Seus efeitos dependem do tipo de oportunidade de trabalho oferecida, do ambiente institucional em que são implementados e do equilíbrio de forças entre governo, empresas e organizações criminosas. Onde o programa é protegido e articulado a um mercado formal minimamente receptivo, os ganhos podem ser relevantes e duradouros; onde é capturado ou enfraquecido, os resultados tendem a ser nulos ou mesmo negativos para aqueles que, em princípio, teriam maior potencial de ressocialização.

Referências

- AIZER, A.; DOYLE JR., J. J. Juvenile incarceration, human capital, and future crime: evidence from randomly assigned judges. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 130, n. 2, p. 759-803, 2015. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/26372613>.
- ALSAN, M.; BARNETT, A.; HULL, P.; YANG, C. S. "Something works" in US jails: misconduct and recidivism effects of the IGNITE program. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 140, n. 2, p. 1367-1415, 2025. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/qje/qjaf005>.
- ARBOUR, W.; LACROIX, G.; MARCHAND, S. *Prison rehabilitation programs: efficiency and targeting*. Bonn: IZA, 2021. (IZA Discussion Papers). Disponível em: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/232774/1/dp14022.pdf>.
- BLATTMAN, C.; DUNCAN, G.; LESSING, B.; TOBÓN, S. Gang rule: understanding and countering criminal governance. *Review of Economic Studies*, v. 92, n. 3, p. 1497-1531, 2025. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/restud/rdae079>.
- DAVIS, L. M.; BOZICK, R.; STEELE, J. L.; SAUNDERS, J.; MILES, J. N. V. *Evaluating the effectiveness of correctional education: a meta-analysis of programs that provide education to incarcerated adults*. Santa Monica: RAND Corporation, 2013. (Research Report, RR-266-BJA). Disponível em: <https://doi.org/10.7249/RR266>.

DOOLEY, B.; SEALS, A.; SKARBEEK, D. The effect of prison gang membership on recidivism. *Journal of Criminal Justice*, v. 42, n. 3, p. 267-275, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2014.01.002>.

GARIN, A.; KOUSTAS, D.; MCPHERSON, C.; NORRIS, S.; PECENCO, M.; ROSE, E. K.; SHEM-TOV, Y.; WEAVER, J. The impact of incarceration on employment, earnings, and tax filing. *Econometrica*, v. 93, n. 2, p. 503-538, 2025. Disponível em: <https://doi.org/10.3982/ECTA22028>.

HARRISON, B.; SCHEHR, R. C. Offenders and post-release jobs: variables influencing success and failure. *Journal of Offender Rehabilitation*, v. 39, n. 3, p. 35-68, 2004. Disponível em: https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1300/J076v39n03_03.

HE, Z. When less is more: the effects of correctional education downsizing on reincarceration. *Economics of Education Review*, v. 103, p. 102592, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2024.102592>.

HIRANO, K.; IMBENS, G. W.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. *Econometrica*, v. 71, n. 4, p. 1161-1189, 2003. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00442>.

IMBENS, G. W.; RUBIN, D. B. *Causal inference for statistics, social, and biomedical sciences: an introduction*. New York: Cambridge University Press, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1017/CBO9781139025751>.

LOCHNER, L.; MORETTI, E. Education, work, and crime: a human capital approach. *International Economic Review*, v. 45, n. 3, p. 811-843, 2004a. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.0020-6598.2004.00288.x>.

LOCHNER, L.; MORETTI, E. The effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. *American Economic Review*, v. 94, n. 1, p. 155-189, 2004b. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/000282804322970751>.

MASTROBUONI, G.; TERLIZZESE, D. Leave the door open? Prison conditions and recidivism. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 14, n. 4, p. 200-233, 2022. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/app.20190038>.

MCGLOIN, J. M.; AUGUSTYN, M. B.; WARD, J. T. Moving beyond the average gang membership effect: investigating treatment effect heterogeneity in concurrent and long-term outcomes. *Journal of Research in Crime and*

Delinquency, v. 62, n. 4, p. 597-655, 2025. Disponível em:
<https://doi.org/10.1177/00224278251319287>.

NIGHSWANDER, T. J.; RODDY, A. L. Mixed signals: the effect of employment training on employment outcomes for previously incarcerated individuals. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, v. 70, n. 1, p. 3-23, 2023. Disponível em:
<https://doi.org/10.1177/0306624X231206514>.

PETTERINI, F.; GONÇALVES, J.; SALLUM, S. An analysis of recidivism by gender based on Brazilian prison microdata. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 41, n. 2, p. 1-19, 2021. Disponível em:
<https://doi.org/10.12660/bre.v41n22021.84667>.

PYROOZ, D. C.; CLARK, K. J.; TOSTLEBE, J. J.; DECKER, S. H.; ORRICK, E. Gang affiliation and prisoner reentry: discrete-time variation in recidivism by current, former, and non-gang status. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, v. 58, n. 2, p. 192-234, 2021. Disponível em:
<https://doi.org/10.1177/0022427820949895>.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2335942>.

SENAPPEN. *Plano Estadual de Trabalho no Sistema Penal de Santa Catarina (2024-2026)*. Brasília: Secretaria Nacional de Políticas Penais, Ministério da Justiça e Segurança Pública, 2024a. Disponível em:
<https://www.gov.br/senappen/pt-br/aceso-a-informacao/acoes-e-programas/politicas-nacionais-penais/trabalho-e-renda/planos-estaduais-de-trabalho-e-renda-2025-a-2026>.

SENAPPEN. *Relatório do mapa de organizações criminosas de 2023*. Brasília: Secretaria Nacional de Políticas Penais, 2023. Disponível em:
<https://www.bibliotecadeseguranca.com.br/wp-content/uploads/2024/02/relatorio-do-mapa-de-orcrim.pdf>.

SENAPPEN. *Relatório do mapa de organizações criminosas de 2024*. Brasília: Secretaria Nacional de Políticas Penais, 2024b. Disponível em:
<https://www.gov.br/senappen/pt-br/assuntos/mapa-das-orcrims/mapa-orcrim-2024/view>.

SKARDHAMAR, T.; TELLE, K. Post-release employment and recidivism in Norway. *Journal of Quantitative Criminology*, v. 28, n. 4, p. 629-649, 2012. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s10940-012-9166-x>.

SORENSEN, J. R.; CIHAN, A.; REIDY, T. J. Gang affiliation and prison violence: a comparison of matching analyses. *Journal of Experimental Criminology*, v. 21, p. 1-26, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s11292-024-09619-8>.

SOUZA, R. G.; GOLGHER, A. B.; SILVA, B. F. A. Determinantes da reincidência prisional em Santa Catarina utilizando a análise de sobrevivência. *Nova Economia*, v. 34, n. 3, p. 1-31, 2024. Disponível em: <https://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/8027>.

TOBÓN, S. Do better prisons reduce recidivism? Evidence from a prison construction program. *Review of Economics and Statistics*, v. 104, n. 6, p. 1256-1272, 2022. Disponível em: https://doi.org/10.1162/rest_a_01007.