Efeitos do apoio do BNDES à aquisição de máquinas e equipamentos sobre o emprego dos fabricantes de bens de capital

ANPEC- 46º Encontro Nacional de Economia

Área 9 - Economia Industrial e da Teconologia

Arthur de Rezende Pinto¹ (BNDES) Daniel da Silva Grimaldi² (BNDES) Ricardo Agostini Martini³ (BNDES)

Resumo: O presente trabalho apresenta a maneira como o BNDES incorpora aspectos importantes de uma política de conteúdo local em sua forma de apoio à aquisição de máquinas e equipamentos. Faz destaque ao papel dos fabricantes de bens de capital com produtos credenciados no Credenciamento de Fornecedores Informatizado (CFI) do BNDES como condutor dos benefícios para a cadeia de fornecedores. Um par de efeitos recai sobre os credenciados. Por um lado a restrição à livre escolha de insumos eleva o custo de produção. Por outro, se tornam elegíveis a se beneficiar das melhores condições oferecidas a demandantes de seus bens. Este trabalho avaliou os efeitos líquidos comparando a trajetória da média do número de empregados, variável tomada como um *proxy* para o porte das firmas, das unidades afetadas pela política com sua trajetória contrafactual, situação hipotética de ausência de influência. Os efeitos se mostraram positivos, sugerindo que a atuação do BNDES impacta o crescimento dos fabricantes. Foram utilizadas informações anuais de microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) para o período de 2005 a 2014, além de registros de fabricantes com bens listados no CFI do BNDES.

Palavras-chave: Política de Conteúdo Local, Avaliação de Impacto, Fabricantes de Bens de Capital.

Classificação JEL: O25, L52, L64

Absract: This paper presents how BNDES uses local content requirement in its support for the machines and equipments acquisition. It highlights the role of capital goods manufacturers with goods accredited in the Credenciamento de Fornecedores Informatizado (CFI) as driver of the benefits to the industry chain. A couple of effects can afect accredited firms. On the one hand, the restriction on the free choice of inputs raises the cost of production. On the other hand, they become eligible to benefit from the best conditions offered to their claimants. This work evaluated the net effects comparing the trajectory of the average number of employees, assumed a proxy for the size of the firms, of the units affected by the policy with its counterfactual trajectory, hypothetical situation of absence of influence. The positive effects suggest BNDES impacts the growth of the manufacturers. Annual microdata information from the Relação Anual de Informações Sociais(Rais) was used for the period from 2005 to 2014, as well as records of manufacturers with assets listed in the BNDES' CFI.

Keywords: Local Content Requirements, Impact Evaluation, Capital Goods Manufacturers

Classificação JEL: O25, L52, L64

¹ Economista do BNDES. Mestre em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG.

² Economista do BNDES. Mestre em Economia pela FEA/USP.

³ Economista do BNDES. Mestre em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG.

1 – Introdução

Uma Política de Conteúdo Local (PCL) deve ser entendida como uma forma de política industrial que se justifica, principalmente, pela existência de potenciais benefícios oriundos das externalidades positivas, tais como *spillovers* tecnológicos é o exemplo mais comum.

Os instrumentos financeiros do BNDES para aquisição de máquinas e equipamentos constituem parte importante de uma PCL. De maneira geral, eles associam condições operacionais vantajosas, em relação aos demais tipos de créditos comerciais, para demandantes que adquirem produtos constantes do Credenciamento de Fornecedores Informatizados (CFI). O CFI é, na prática, uma lista de fornecedores e produtos que possuem um atestado do Banco de que os bens listados cumprem a exigência de conteúdo local. Uma vez no CFI, esses bens se tornam elegíveis, tanto a serem comercializados via produtos financeiros do BNDES, como a participar de diversos programas governamentais que direcionam seus incentivos à aquisição de máquinas e equipamentos nacionais.

Os efeitos provocados pela política em tela são pouco explorados, sobretudo aqueles que recaem sobre os fabricantes e sobre a cadeia de fornecedores⁴. Este trabalho pretende contribuir na análise dos primeiros. Assumindo como verdadeira a hipótese de que entrar no CFI, por um lado, impõe uma restrição à livre escolha na aquisição de insumos – traduzindo-se em aumento dos custos; e por outro, habilita o fabricante a colher benefícios vendendo seus produtos em condições favoráveis, espera-se que o desempenho do grupo de firmas credenciadas melhore a ponto de, no mínimo, cobrir os custos de adequação à exigência de conteúdo local.

A dimensão de desempenho que será estudada é a evolução do emprego, considerada aqui uma *proxy* para o crescimento da firma. O artigo avalia os efeitos de o fabricante estar autorizado a comercializar via BNDES sobre sua trajetória de emprego. Para tanto, serão explorados os dados da Relação de Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho e dados internos ao BNDES sobre os CNPJs de fabricantes credenciados.

O artigo se divide em oito seções, contando com esta introdução. A seguinte apresenta a discussão teórica acerca de uma PCL, enquanto a terceira relata o histórico do apoio do BNDES à aquisição de máquinas e equipamentos. A formalização teórica dos efeitos da política do BNDES é encontrada na quarta seção, seguida por uma descrição do perfil dos fabricantes de bens de capital. A estratégia empírica para estimação do efeito de interesse, os resultados obtidos e as considerações são encontrados, respectivamente, nas três últimas seções.

2 - Política de Conteúdo Local

Uma PCL pode ser caracterizada como uma modalidade de política industrial, isto é, de intervenção pública na economia, mais especificamente no setor industrial. Tendo em vista a expressiva variabilidade de casos concretos de PCL, com diferentes instrumentos e características, esse tipo de política pode ser mais bem compreendido de acordo com seus objetivos gerais. De maneira geral, a PCL consiste em um conjunto de programas elaborados no sentido de induzir que empresas, de capital estrangeiro ou não, localizem instalações de produção manufatureira dentro do território do país em questão (Munk, 1969).

A operacionalização desses programas envolve, invariavelmente, requerimento de que alguma quantidade mínima de insumos domésticos seja utilizada na produção de um bem final. A política pode ser

⁴ Efeitos sobre faturamento, número de empregados e investimento dos adquirentes são encontrados em Albuquerque *et al* (2017). Cavalcante e Vaz (2017) encontram impactos em investimento e produtividade. O Programa de Sustentação do Investimento (BNDES PSI) que também viabilizou aquisição de bens de capital listados no CFI foi avaliado por Machado *et al* (2014) e Machado e Roitiman (2015). Ambos encontraram efeitos positivos no investimento.

implementada de acordo com várias ferramentas, que vão desde incentivos monetários explícitos, como tarifas, subsídios, impostos e incentivos tributários, até a definição de regras de contratação e a proibição da atuação no mercado local de firmas estrangeiras que não se adequem. Os objetivos e princípios mais específicos, por sua vez, são demarcados de acordo com as instituições do país que a institua. Isso inclui legislação, planos econômicos, assim como contratos de concessão e licenças de operação (Prieto, 2014).

Ressalta-se que o conceito de conteúdo local tem múltiplas dimensões, de modo que as características de cada PCL têm grande variabilidade (Prieto, 2014). Em primeiro lugar, em relação à ideia de "local", a empresa fornecedora do insumo alvo da política pode estar localizada dentro do país e ser de capital nacional; pode estar localizada no país e ser de capital estrangeiro, de maneira parcial ou total; ou ainda, ser de capital nacional e estar localizada em território estrangeiro.

Em segundo lugar, a ideia de "conteúdo" relaciona-se à produção ou a agregação de valor no processo produtivo, e pode se referir a insumos, bens intermediários (ou componentes), produtos finais, tecnologia e capital.

Terceiro, no que diz respeito à relação da política com a criação de empregos. Pode-se exigir que a firma atingida contrate uma proporção da mão-de-obra utilizada no processo produtivo em alguma região específica, ou pode fornecer treinamento para os trabalhadores locais para desenvolver habilidades apropriadas para o setor econômico em questão.

Por fim, a PCL pode exigir das empresas a provisão de infraestrutura que não faz parte do objeto social original da companhia, mas que busca o benefício da população local, tais como em serviços de educação e segurança.

A despeito de suas múltiplas possíveis variabilidades, o objetivo mais geral de uma PCL é o de incentivar a indústria local, possibilitando a formação e o adensamento de cadeias produtivas locais (Lima, 2016). O incentivo à indústria local, por sua vez, está associado aos objetivos de poupar divisas externas com a possibilidade de redução da importação de insumos, bem como de internalizar os benefícios de externalidades positivas decorrentes de processos de aprendizado associadas ao desenvolvimento industrial (Munk, 1969).

Dessa maneira, os argumentos em defesa de uma PCL estão diretamente relacionados à ideia econômica de proteção à indústria nascente. Essa ideia, que é a mais importante base intelectual da defesa de políticas industriais ativas, é um argumento presente desde os primórdios do debate a respeito dos fundamentos do desenvolvimento econômico e de suas diferenças entre os países. Destacam-se as contribuições fundamentais de trabalhos como os de Prebisch (1950), Rosenstein-Rodan (1957), Arrow (1962) e de Bardhan (1967).

A síntese do argumento da indústria nascente, que defende a sua proteção por meio de política pública, parte da ideia de que os mercados, atuando em liberdade, não necessariamente levam a uma situação de eficiência econômica dinâmica (Greenwald e Stiglitz, 2006). Ou seja, haveria um *trade-off* entre determinadas ineficiências econômicas estáticas e o crescimento de longo prazo. Esse *trade-off* é consequência do papel das externalidades (*spillovers*) tecnológicas que determinadas atividades econômicas exercem sobre outros setores e entre países, principalmente por meio de processos de aprendizado. Nessas circunstâncias, o custo de restrições ao livre mercado no curto prazo pode ser superado pelos benefícios de longo prazo de uma maior apropriação tecnológica.

O setor industrial é então considerado uma importante fonte de inovações tecnológicas, que irão se irradiar para outros setores e países por meio de múltiplos canais, relacionados com a mobilidade de fatores de produção, seja o capital, seja a mão-de-obra. Isso acontece porque as empresas do setor industrial têm características que favorecem atividades inovadoras, já que costumam ser maiores, ter

experiência e continuidade nos seus nichos de mercado, maior estabilidade e são densamente concentradas no espaço geográfico. As inovações tecnológicas criadas pelas empresas industriais não se limitam a novas técnicas de produção, mas envolvem também a geração de conhecimento, o acúmulo de capital humano e o desenvolvimento institucional. Da mesma forma, têm maior habilidade em acumular capital humano e de apoiar iniciativas públicas nesse setor. Por fim, são empresas com mais facilidade de concentração e difusão de conhecimento, assim como de monitoramento de investimentos em capital, contribuindo com o desenvolvimento de um sistema financeiro robusto, e de desenvolver habilidades de aprendizado, potencializando sua capacidade de atrair fluxos externos de conhecimento.

Pelos motivos citados, pode ser interessante para os países em desenvolvimento promover o setor industrial em seu território por meio de política pública. Mas para que a proteção da indústria nascente seja de fato dinamicamente eficiente, é necessário que o custo cumulativo da proteção seja inferior ao fluxo de benefícios do aprendizado apropriado (Melitz, 2005). Para isso, é necessário que algumas condições sejam satisfeitas, as quais dependem do potencial de aprendizado da indústria doméstica, da velocidade do aprendizado, do grau de substitutibilidade entre bens domésticos e importados e de que o instrumento de proteção automaticamente seja declinante ao longo da trajetória de aprendizado da indústria nacional.

Os modelos teóricos de política de conteúdo local, que se tornaram frequentes a partir da década de 1980, tratam exatamente desse ponto. Consistem em modelos de equilíbrio com o objetivo de descrever possíveis impactos da PCL, intencionais ou não, em variáveis econômicas como a produtividade, o volume de emprego, o bem-estar social e a produção total dos setores de bens intermediários e de bens finais na economia doméstica. Mais especificamente, esses trabalhos manifestaram grande preocupação com os custos de oportunidade e os desequilíbrios alocativos advindos pelas PCL e sob quais circunstâncias essas políticas teriam condições de proporcionar algum ganho em termos de bem-estar.

Devido à variabilidade das características de adoção de modelos de PCL, não há, na teoria econômica, um conceito unificado para essa modalidade de intervenção. Isto é, cada autor que tratou do tema adotou um conceito de acordo com os objetivos de seu trabalho. No entanto, uma noção generalista sobre PCL pode ser compreendida de acordo com o primeiro trabalho na literatura econômica sobre o tema, elaborado por Munk (1969), cujo foco se concentrou na indústria automotiva latino-americana. O autor partiu do entendimento da PCL como uma política de taxação do produto final. Dessa maneira, a política envolve a elevação de custos e a transferência de bem-estar do consumidor para o produtor do bem final, além da criação de um peso-morto (perda total de bem-estar) na economia.

O texto seminal sobre a modelagem microeconômica de uma PCL foi elaborado por Grossman (1981). A política por ele analisada foi concebida em um cenário de concorrência perfeita, com bens intermediários utilizados em proporções fixas para a produção do bem final e uma pequena economia, que toma preços como dados (*price-taker*). São considerados dois tipos de PCL, um baseado em um índice de restrição física aos componentes importados, outro baseado em um índice de valor adicionado que impõe tarifa sobre a importação do bem intermediário se o produtor final não alcançar uma taxa mínima de compra do insumo doméstico.

Uma PCL baseada na restrição física de insumos importados leva a um aumento da demanda pelo bem intermediário local, o que eleva o seu preço de mercado e aumenta a sua produção. O aumento do preço do insumo afeta negativamente a produção do bem final, o que reduz o uso total do componente doméstico, assim como o valor adicionado pela cadeia.

Por outro lado, uma PCL baseada em um índice de valor adicionado tem capacidade de proteção limitada, devido à possibilidade de substituição entre o insumo local (cujo preço tende a aumentar) e outros fatores de produção. Além disso, nesse caso o preço internacional é irrelevante para a escolha da técnica de

produção pela empresa, já que a produtividade marginal do insumo é igual ao seu preço local. Por isso, o valor adicionado pela indústria pode variar negativamente por causa da política.

O estudo conclui que o efeito líquido da PCL sobre o bem-estar depende fundamentalmente de dois fatores: a sensibilidade da produção dos insumos frente a variações em seu preço e a sensibilidade da produção do bem final frente a variações no preço dos insumos locais. Por fim, para a política ser efetiva, o governo deve aplicar uma alta penalidade a quem a descumprir, acarretando em maior custo relacionado com a compra de insumos locais para as firmas produtoras de bens finais.

Outros trabalhos seguiram o arcabouço teórico iniciado por Grossman (1981). Foram incluídos na análise outros fatores econômicos, como formas alternativas de estruturas de mercado e o comércio internacional, que não haviam sido abordados no artigo original.

Dixit e Grossman (1982) desenvolveram um modelo em que a cadeia produtiva de um bem final foi entendida como uma estrutura vertical com vários estágios, de modo em que cada estágio algum valor é adicionado a um produto intermediário. Nesse caso, a PCL pode ampliar os processos realizados no mercado interno, mas reduz a produção final de produtos industrializados e realoca recursos para fora do setor, gerando distorções na economia. De maneira complementar, Chao e Eden (1993) pontuaram que as distorções setoriais provocadas pela PCL podem inclusive provocar um maior desemprego urbano.

Segundo Mussa (1984), os resultados Grossman (1981) se mantêm mesmo admitindo-se substitutibilidade entre os fatores de produção, assim como um mercado monopolista na produção do bem final ou de monopsônio na produção do bem intermediário doméstico. Krishna e Itoh (1988) encontram resultados semelhantes de PCL em mercados oligopolistas. Segundo Voudsen (1987) a PCL gera um alto custo social se o mercado do setor de bens intermediários for monopolista, com elevado poder de mercado sobre seus preços.

Hollander (1987) indica que esses resultados pessimistas são encontrados admitindo-se que a exigência de conteúdo local ocorre por meio de um índice no qual o custo dos insumos locais é definido como uma proporção do custo total, havendo ou não um teto fixo para o custo dos insumos importados. Para o autor, se o índice que mensura a parcela do custo local for uma proporção do faturamento, há espaço para que a PCL amplie as etapas da produção realizadas em território localmente ao mesmo tempo em que eleva a produção do bem final e promove o crescimento do bem-estar.

Kim (1997) desenvolveu um modelo dinâmico de equilíbrio geral assumindo uma estrutura de mercado de concorrência perfeita. O autor procura descrever os efeitos da PCL no curto e no longo prazo. No curto prazo, as condições identificadas por Grossman (1981) se mantêm. No entanto, no longo prazo, as distorções causadas pela política afetam a acumulação de capital na economia, impactando negativamente o salário real e o emprego, de modo que o efeito final é invariavelmente negativo.

Uma frente de pesquisas procurou identificar os efeitos da PCL no comércio internacional a partir do trabalho de Richardson (1991). Segundo o modelo desenvolvido por esse autor, o mercado de bens finais é descrito como um duopsônio com uma firma doméstica e uma estrangeira com funções de produção idênticas e que produzem bens homogêneos. Nesse mercado, a firma doméstica só tem acesso ao mercado nacional de insumos, ao passo que a firma estrangeira pode comprar componentes locais ou importados. A política nesse cenário elevará o uso de insumos locais por parte da firma estrangeira, mas tende a prejudicar a firma doméstica, que não pode importar parte de seus insumos do exterior para contrabalançar o aumento do preço do insumo doméstico provocado pela própria política.

Belderbos e Sleuwagen (1997) confirmaram as conclusões de Richardson (1991). Contudo, ao incorporar elementos de teoria dos jogos nessa análise, sugeriram que, se as empresas locais cooperarem, isto é, formarem um monopólio e maximizarem lucros conjuntamente, ambas poderiam elevar seus lucros e

cobrar da multinacional o montante máximo que torna o investimento direto estrangeiro não atraente para esta. Mas neste caso, o poder das empresas locais sobre o mercado acabaria punindo também os consumidores de seus bens finais.

Qiu e Tao (2001) descreveram o impacto da PCL sobre o comportamento das firmas multinacionais em um país em desenvolvimento. Especificamente, os autores procuraram identificar como essa política afeta as escolhas dessas empresas de importar seus insumos ou de transferir a produção dos mesmos para o país em questão, por meio de investimentos diretos. Para eles, a PCL só tem efeito de incentivar o investimento direto estrangeiro se for limitada, já que, se for muito rigorosa, a importação acaba se tornando mais barata para as empresas. Contudo, mesmo com uma PCL limitada, há uma tendência de atrair investimentos diretos das firmas multinacionais menos eficientes, a menos que as autoridades sejam capazes de impor exigências de conteúdo local discriminatórias para as potenciais investidoras⁵

Os possíveis impactos sobre investimentos em inovação foi elaborado por Dawid e Reimann (1999). Segundo os autores, a PCL é entendida como uma exigência de que uma proporção entre o valor do insumo local e o valor total do bem final seja equivalente. Segundo modelo desenvolvido pelo trabalho, a PCL é vantajosa caso as firmas locais sofram restrição de crédito, assim como se os custos locais forem grandes quando comparados ao preço de mercado mundial, ou mesmo quando a indústria protegida for muito intensiva em capital físico. Todavia, mesmo nesses casos, a PCL incentiva investimentos de firmas menos eficientes. Por isso, essa política deve ser mantida até que a firma atinja um determinado nível de eficiência, após o qual pode ser gradualmente eliminada.

3 – Breve histórico do apoio do BNDES à aquisição de máquinas e equipamentos

A forma de apoio do BNDES à aquisição de bens de capital incorpora elementos característicos de uma PCL. Sua origem remonta à criação da Agencia Especial de Financiamento Industrial (Finame), uma subsidiária integral do BNDES, que foi criada em 1966 com atribuição de financiar a aquisição de máquinas e equipamentos de fabricação nacional. Apesar disso, em seu período inicial de atuação não havia exata definição do que caracterizava fabricação nacional. Apenas em 1973 apareceu nos normativos do Banco menção ao índice de nacionalização, segundo a qual, a linha de crédito que acabava de ser criada, "Programa Especial⁶", estava reservada apenas para os bens:

"produzidos sob encomenda, que apresentem um relevante acréscimo do índice de nacionalização em valor, comparado ao que já estava sendo normalmente fabricado no país".

Um ano mais tarde, o conceito foi clarificado e estabeleceu-se o cálculo do índice de nacionalização como sendo igual a (1 - x/y) * 100, onde x indica o valor *free on board* (FOB) dos componentes importados e y o preço do bem. Estava criada, naquele momento, a fórmula de cômputo que perdura até os dias atuais.

Em 1975 criou-se uma regra objetiva para classificação de um bem como nacional ao definir o índice de conteúdo local mínimo de 67% como condição para enquadramento nos programas de financiamento da Finame.

A partir de então, o conceito de conteúdo nacional, o cálculo de um parâmetro objetivo e uma regra para classificação de origem dos bens estavam definidos⁷.

O avanço do modelo de substituição de importações seguiu influenciando a operação da Finame, tornando o conteúdo local mínimo cada vez mais restritivo. O índice passou para 75% no início de 1976 e para

⁵ Diversos outros trabalhos também observaram o impacto da PCL sobre o investimento direto estrangeiro, com conclusões semelhantes aos estudos aqui descritos, como são os casos de Davidson et al (1985), Richardson (1993) e Joen et al (1998).

⁶ O Programa Especial já estava operando, sob condições ligeiramente diferentes, desde outubro de 1972 (Instrução nº 18).

⁷ O perfil da forma de apoio do BNDES pode ser facilmente associado ao modelo que analisado em Dawid e Reimann (1999).

80% ainda em outubro daquele ano, momento em que foi criado o índice de nacionalização em peso⁸. A exigência continuou sendo elevada, alcançando 85% em 1977, e chegando a seu ponto mais restritivo em 1983 quando foi a 90% para um programa específico. Este permaneceu sendo o cenário do restante da década de 80.

Os anos 90 trouxeram mudanças. Alinhada as turbulências por que passou a economia brasileira na década anterior, aos sinais de esgotamento dados pelo modelo de substituição de importações e ao recém iniciado ciclo liberalizante, em 1991 a exigência caiu para 60%. A justificativa foi a "necessidade de aprofundamento do processo de integração competitiva da economia brasileira". E foi essa a última modificação substancial no valor do índice que, desde então, apenas em casos específicos, pouco se alterou para acomodar particularidades conjunturais. A regra geral permaneceu a maior parte do tempo como em seu nascedouro, com exigência mínima de 60% em peso e valor⁹.

Atualmente, a atribuição que havia sido conferida à Finame permanece alinhada aos propósitos dos produtos financeiros para aquisição de máquinas e equipamentos oferecidos pelo BNDES. O objetivo finalístico amplamente difundido é afetar positivamente a indústria nacional, englobando também a cadeia produtiva do setor de bens de capital brasileira. O público elegível a se financiar no BNDES é amplo – pessoas jurídicas de direito privado sediadas no Brasil, pessoas jurídicas de direito público (com exceção da União), transportadores de carga, pessoas físicas que realizam atividades ligadas à produção agropecuária, florestal, de pesca e aquícola e empresários individuais.

4 – Efeitos teóricos da PCL

Para formalizar os efeitos da atuação do BNDES, tome D_i como indicativo do *status* de tratamento com relação à política, de tal forma que $D_i = (E_i, T_i)$. O argumento E_i representa a exigência de conteúdo local imposta a todas as empresas que desejam receber T_i – benefício associado à possibilidade de vender produtos com financiamento do BNDES e de participar de outras políticas públicas, cujo credenciamento no CFI é mandatório. O impacto médio sobre os tratados (*ATT*) em uma variável Y_i poderia ser representado por uma diferença de médias condicionais, conforme δ_1 :

$$\delta_1 = E(Y_i | X_i = x_i, E_i = 1, T_i = 1) - E(Y_i | X_i = x_i, E_i = 0, T_i = 0)$$
(1)

Note que, o cumprimento da exigência de conteúdo local é condição necessária, embora não suficiente, para auferir o benefício. Então, o efeito da PCL pode ser decomposto em δ_{1a} e δ_{1b} , conforme as equações abaixo:

$$\delta_{1g} = E(Y_i | X_i = x_i, E_i = 1, T_i = 0) - E(Y_i | X_i = x_i, E_i = 0)$$
(2)

$$\delta_{1b} = E(Y_i | X_i = x_i, E_i = 1, T_i = 1) - E(Y_i | X_i = x_i, E_i = 1, T_i = 0)$$
(3)

⁸ Análogo ao índice composto por valor de componentes e valor do bem, este se consistia na razão de pesos entre componentes nacionais e peso total do bem.

Destaca-se que após longo período sem notáveis alterações no índice e em sua exigência mínima, a metodologia de credenciamento no CFI foi alterada em 2016. As alterações entram em vigor em dezembro de 2018 e consistem: (i) na exclusão do índice de nacionalização por valor e por peso; (ii) na composição de um novo índice, denominado "índice de credenciamento", composto pela soma do "índice de estrutura do produto" e a pontuação obtida nos "qualificadores". O índice de estrutura do produto é representado pela parcela do custo de produção nacional como proporção do custo total. Já os qualificadores se caracterizam como uma espécie de "bônus", uma pontuação adicional no índice de credenciamento obtida pelo bem caso características consideradas meritórias sejam observadas no produto e/ou no fabricante. Foram inicialmente definidos como qualificadores: conteúdo tecnológico – característica do produto; inovação, exportação, produtividade e valor adicionado – essas últimas, características do fabricante.

Considerando variáveis típicas de desempenho, tais como faturamento, o primeiro componente (Equação 2) tende ter impacto negativo (ou nulo) sobre os fabricantes. Isso porque os obriga a escolher seus fornecedores dentro de um conjunto mais restrito e uma parcela sequer usufrui dos benefícios a que se tornou elegível. Por outro lado, o segundo componente tende a ser positivo (ou nulo), pois a elegibilidade aos financiamentos do BNDES e demais políticas públicas tende a aumentar a demanda observada pelo fabricante.

Ocorre que, na prática, não há como saber quais fabricantes tiveram sua demanda efetivamente aumentada após cumprir com a exigência de conteúdo local; ou seja, T_i não é diretamente observável¹⁰. Por outro lado, E_i é observado, já que o BNDES guarda registro de todos os fabricantes autorizados a operar em um dado momento do tempo. Esse fato é explorado para estimar a diferença condicional de médias $\hat{\delta}$, que pode ser interpretada como o efeito da intenção de tratar.

$$\hat{\delta} = E(Y_i | X_i = x_i, T_i \in \{0, 1\}, E_i = 1) - E(Y_i | X_i = x_i, E_i = 0) \tag{4}$$

Na prática, ao decidirem se credenciar, os fabricantes estão aceitando incorrer em um custo (exigência de conteúdo local) para se tornarem elegíveis a um benefício potencial. Assumindo uma probabilidade $1 \ge p > 0$ de haver captura de benefício por parte dos elegíveis, a equação (3) pode ser reescrita conforme abaixo.

$$\hat{\delta} = pE(Y_i|X_i = x_i, T_i = 1, E_i = 1) + (1 - p)E(Y_i|X_i = x_i, T_i = 0, E_i = 1) - E(Y_i|X_i = x_i, E_i = 0)$$

$$\hat{\delta} = p\delta_{1b} + \delta_{1a}$$
(5)

Implica dizer que $\hat{\delta}$ é um estimador viesado para δ_1 e que tende a subestimar o parâmetro de referência quanto mais p se afasta de 1.

5 – Descrição dos fabricantes

Espera-se que se a firma possua custo não desprezível para listar produtos no CFI. Então, ela apenas aceitará incorrer neste custo mediante um benefício. Tomando o número de empregados como *proxy* para o porte, o impacto sobre essa variável reflete seu crescimento.

Há informações sobre todos os fabricantes que possuem bens credenciados, mas com os dados disponíveis não é possível precisar onde e como o benefício é capturado. Por este motivo, será definida a influência do BNDES como a situação em que o fabricante estava autorizado a operar nos produtos financeiros do Banco e, portanto, elegível a se beneficiar.

Compuseram a base de dados informações anuais da Rais no nível da firma, a data de credenciamento de primeiro produto no CFI e a situação anual quanto a influência do BNDES.

Os grupos de Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAEs) a três dígitos considerados são os compreendidos entre 250 e 299, intervalo onde se localiza a maior parte dos fabricantes de bens de capital e seus fornecedores. Mais de 90% das firmas credenciadas estão classificadas neste grupo.

.

¹⁰ Isso é verdade por dois motivos. Em primeiro lugar, o simples fato de uma empresa ter realizada uma venda financiada pelo BNDES não nos permite afirmar que houve um aumento de sua demanda na comparação com o cenário contrafactual de não elegibilidade. Para isso, seria preciso assumir que aquela venda não ocorreria sem o financiamento. Mesmo que estivéssemos dispostos a assumir tal hipótese, uma parte das firmas credenciadas no BNDES busca, na verdade, o benefício de políticas executadas fora do BNDES, tais como políticas de compras governamentais ou financiamentos do plano agrícola. A informação de quais firmas participaram dessas outra políticas não está consolidada em uma base de dados disponível para essa pesquisa.

Figuraram entre os influenciados pelo BNDES, no período entre 2005 e 2014, 9.859 diferentes fabricantes. Dentre eles, apenas uma fração, no intervalo que varia entre 40% e 58%, comercializou através do Banco a cada ano.

O grupo influenciado possui perfil distinto do grupo de não influenciados. O primeiro é composto por firmas com mais tempo no mercado, de maior porte, sendo o número médio de empregados quase quatro vezes maior. A massa salarial se diferencia em favor dos influenciados e um trabalhador destas firmas, além de apresentar maior escolaridade, recebe, em média, R\$ 694 a mais.

As proporções de trabalhadores em atividades técnico-científicas¹¹ (potec) e com curso superior completo é também maior para os influenciados.

TABELA 1 – Descrição das firmas com relação à autorização a comercializar via BNDES

Firmas influenciadas pelo BNDES Statistic p25 min média mediana p75 max dp n emprego 0 7 104 18 51 22.921 559 53.306 massa salarial 0 10.227 309.208 29.352 101.233 121.838.235 2.237.171 52.179 escolaridade 0 10 11 16 1.6 52.179 11 12 0 0 0,02 0,06 potec 0 0,01 1 52.179 0 0 0,07 0,02 0,09 superior 1 0,13 47.585 idade da firma 0 8 18 25 69 12 53.306 15 **Demais firmas** Statistic p25 média dp min mediana p75 max n emprego 0 2 22 13 24.255 198 518.118 massa salarial 0 1.777 48.005 5.251 16.961 144.306.447 796.251 481.268

0 escolaridade 9,2 10 11 12 16 1,9 481.268 0 0 0,01 0 0 1 0,04 potec 481.257 0 superior 0 0 0,03 0 1 0,1 435.988 idade da firma 0 4 12 10 18 78 10 518.118

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Rais e de informações do BNDES.

Para capturar a relação entre estar influenciado pelo BNDES e o emprego da firma são estimados dois modelos em painel, tal como o da Equação 6,

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_{it}, t = 1, 2, ..., T$$
 (6)

onde y representa o número de empregados, x um vetor com características do fabricante – estar sob influência do Banco, massa salarial, percentual de empregados em atividade técnico-científica e da idade da firma; t identificador do ano da observação e i a identificação do fabricante.

Foram estimados para a Equação 6 – um modelo empilhado (*Pooled Ordinary Least Square*) e um modelo de efeitos fixos. Em ambos, as variáveis foram transformadas em logaritmo e foram utilizados os logaritmos de seus termos quadráticos. Efeitos fixos de anos são considerados.

¹¹ Conforme definido em Gusso (2006). Considera os grupos ocupacionais potencialmente empregados em atividades de C&T e P&D no conjunto de categorias que compõem a classificação Brasileira de Ocupações (CBO). Dentre eles estão professores de ensino superior, esquisadores, engenheiros, diretores e gerentes de P&D, profissionais "científicos" (matemáticos, estatísticos e afins, profissionais de informática, físico, químicos e afins,

QUADRO 1 - Modelos em painel: empilhado e efeitos fixos.

(Intercept)

Ν

R2

	Empilhado	Efeitos fixos
bndes	0.170***	0.099***
	(0.003)	(0.004)
massa salarial	-482.000***	-457.000***
	(1900)	(1600)
massa salarial ²	241.000***	229.000***
	(0.940)	(0.790)
potec	2.000***	0.460***
	(0.046)	(0.040)
potec ²	-4.000***	-1.700***
	(0.070)	(0.056)
idade da firma	0.120***	0.190***
	(0.014)	(0.009)
idade da firma²	-0.023***	-0.022***

(0.006)

-0.820*** (0.034)

533436

0.760

0.760

(0.004)

533436

0.520 0.400

y = número de empregados

adj R2 p < 0.05**p < 0.1*.

Tanto os sinais dos coeficientes quanto a significância apontam para os mesmos resultados em ambos os modelos. Idade da firma e potec se relacionam de maneira positiva com o número de empregados, diferentemente da massa salarial que, depois de controlada pelas outras variáveis, parece se relacionar negativamente. Em ambos há indicação de diferencial favorável às influenciadas no número de empregados, sendo 17% no modelo empilhado e, aproximadamente, 10% no modelo de efeitos fixos. Significa dizer que, mesmo expurgando as informações não observáveis fixas no tempo, a associação entre o fabricante estar sob influência do BNDES e seu nível de emprego é positiva.

Mas os resultados dos modelos em painel ainda estão relativamente distantes de um efeito causal. Wooldridge (2002) indica que essa classe de modelos, para superar problemas de endogeneidade, precisa de, no mínimo, que haja exogeneidade contemporânea. Ou seja, é necessário que $E[u_{it}/x_{it}] = 0$. Seria preciso assegurar que não houvesse nenhum fator não considerado na regressão capaz de fazer com que, concomitantemente, firmas sejam maiores (empreguem mais) e sejam mais prováveis de sofrer influência do BNDES. Assumir a negativa soa bastante improvável. Uma das razões é a possibilidade de que as firmas sob influência sejam maiores justamente porque são elas as que têm informações e estrutura suficientes para entrar no CFI e comercializar através do Banco. Neste caso o BNDES não seria causa do maior porte e melhor desempenho, mas sim consequência.

Outro problema é a baixa variabilidade na informação sobre influência do BNDES. Considere a situação em que uma mesma firma aparece na base de dados em dois anos consecutivos, sendo que em um deles está autorizada a operar e não autorizada no outro. A frequência de ocorrência dessas transições de status é baixa. No período, aproximadamente, 1% do total de observações transitam. Ou seja, no painel de efeitos fixos, uma dummy com valor quase constante por firma entrega pouca contribuição ao resultado.

Para se aproximar da captura de uma relação causal é preciso superar os limites impostos pelos modelos de painel. Na sequência, será abandonada a definição de firmas sob influência e utilizar-se-á duas definições de tratamento para a estimação de modelos mais consistentes.

6 – Estratégia empírica

Ao invés de focar no status da firma em relação à autorização a operar no BNDES, serão utilizadas duas definições alternativas de tratamento. A primeira é a transição de firmas que não eram elegíveis a comercializar pelo Banco no período t-1 e que se tornaram elegíveis em t. O grupo de firmas que realizou este movimento ("entrantes") será comparado ao grupo que nunca esteve no autorizado a operar ("nunca"). A outra definição explora as firmas que deixaram de ser elegíveis no período ("saintes"), e estas serão comparadas com as que estiveram elegíveis ao longo de toda a análise ("sempre"). A suposição subjacente é que os grupos a serem comparados são mais homogêneos, não só em características observáveis, como também em fatores não observáveis que influenciam as probabilidades de que firmas estejam ou não influenciadas pelo BNDES. A razoabilidade reside no fato de que em algum momento do período analisado, todas as firmas tratadas, que fizeram transições, estiveram no mesmo status de influência de firmas não tratadas, com as quais serão comparadas.

A quebra nessas definições de tratamento mostra que "entrantes" e "saintes" são os grupos com mais similaridades em características observáveis. Evidencia também a hipótese mencionada acima e torna as características dos grupos que serão comparados - entrantes e nunca no cadastro; e saintes e sempre no cadastro, mais parecidas.

Entrantas

Tabela 2 – Perfil as firmas em relação ao status de tratamento

Entrantes								
Statistic	min	p25	média	mediana	p75	max	dp	n
emprego	0	6	57	12	27	14.815	379	3.618
massa salarial	0	7.891	139.596	17.984	45.092	39.267.686	1.094.445	3.557
escolaridade	3	10	11	11	12	16	1,6	3.557
potec	0	0	0,02	0	0	1	0,1	3.557
superior	0	0	0,1	0	0,1	1	0,1	3.553
idade da firma	1	4	12	9	17	67	10	3.618
				Nunc	а			
Statistic	min	p25	média	mediana	p75	max	dp	n
emprego	0	2	21	4	12	24.044	177	500.283
massa salarial	0	1.725	42.884	5.052	16.190	124.165.704	662.928	463.890
escolaridade	0	9,2	10	11	12	16	1,9	463.890
potec	0	0	0,01	0	0	1	0,04	463.880
superior	0	0	0,03	0	0	1	0,1	420.103
idade da firma	0	4	12	10	18	78	10	500.283
				Saint	е			
Statistic	min	p25	média	mediana	p75	max	dp	n
emprego	0	4	77	11	27	24.255	658	2.296
massa salarial	0	5.670	220.506	15.884	44.189	141.235.187	3.291.692	2.207
escolaridade	3	9,8	11	11	12	16	1,8	2.207
potec	0	0	0,02	0	0	1	0,1	2.207
superior	0	0	0,1	0	0,1	1	0,1	2.197
idade da firma	1	6	15	12	20	60	11	2.296
				Semp	re			
Statistic	min	p25	média	mediana	p75	max	dp	n
emprego	0	9	131	23	71	18.742	620	31.364
massa salarial	0	12.726	401.803	38.475	146.168	101.821.238	2.510.429	30.683
escolaridade	0	10	11	11	12	16	1,6	30.683
potec	0	0	0,02	0	0,02	1	0,1	30.683
superior	0	0	0,1	0,04	0,1	1	0,1	27.635
idade da firma	0	10	20	18	30	69	13	31.364
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Rais e de informações do BNDES.								

A busca por resultados causais passa por comparar firmas idênticas em características observáveis e não observáveis diferenciando-se entre si apenas pelo tratamento. Em casos onde este requerimento é verdade

diz-se estar assegurada a hipótese de *conditional independence assumption* (CIA) explicitada por Angrist e Pischke (2009) como:

$$(Y_{0i}, Y_{1i}) \perp c_i \mid X_i \tag{7}$$

onde Y_{0i} e Y_{1i} representam os resultados potencias; no estudo em tela — o número de empregados de um determinado fabricante tendo sido tratado e na ausência do tratamento, respectivamente. c_i denota o *status* de tratamento e assume 1 se tratado e 0, caso contrário, e X o vetor de informações observadas da unidade em análise. Em outras palavras, a hipótese de CIA exige que, condicional nas covariadas, o tratamento seja independente dos resultados potenciais. Fatores capazes de afetar a probabilidade de tratamento e o resultado observado estão todos considerados e, condicional a eles, o tratamento é aleatoriamente alocado. Se o tratamento é determinado por características observáveis, a hipótese garante que a diferença de desempenho entre tratados e controles representa seu efeito causal.

A maneira prática usual para lidar com seleção em observáveis é considerar o problema em dois estágios. No primeiro, encontra-se, um grupo de observações não tratadas que seja o mais parecido possível com o grupo tratado. O estágio seguinte consiste em comparar o desempenho médio dos dois grupos.

Na literatura de estimação de efeitos de tratamento o método comumente utilizado é o *Propensity Score Matching* (pareamento no escore de propensão). Exemplos clássicos de uso são encontrados em (Abadie e Imbens, 2006; Dehejia e Wahba 2002; Dehejia e Wahba, 1999). Em linhas gerais, no primeiro estágio estima-se, com base nas informações disponíveis, a probabilidade de cada observação receber o tratamento, por um modelo *logit ou probit*. O vetor de probabilidades resultante é denominado escore de propensão. Cada observação tratada é pareada a uma ou mais não tratadas por proximidade, numa medida de distância. A mais comum é a distância de Mahalanobis:

$$md(X_i, X_i) = \{(X_i - X_i)^T S^{-1} (X_i - X_i)\}^T$$
(8)

onde S^{-1} representa a matriz de variância – covariância.

Se o escore de propensão carrega toda a informação determinante da alocação ao tratamento, parear observações pela distância de Mahalanobis entre tratados e não tratados, nessa medida, garantiria maior similaridade possível entre observações pareadas.

Após o pareamento, dois grupos são formados – o grupo de tratamento e o grupo de controle. Se o primeiro estágio obteve êxito, a diferença entre eles será apenas o *status* de tratamento. Caso a alocação ao tratamento esteja unicamente relacionada a características observáveis, i.é, a hipótese de CIA esteja assegurada, o segundo estágio computa simplesmente a diferença de desempenho médio entre os dois grupos. Este resultado recupera o efeito do tratamento. Para maiores detalhes sobre o pareamento no escore de propensão consultar Rosenbaum e Rubin (1983).

Contudo, em um cenário em que o tratamento caracteriza um evento raro King e Zeng (2001) fazem ressalvas à estimação do primeiro estágio via escore de propensão. Especificamente, indicam que técnicas de regressão com variável resposta binária, tal como o modelo *logit*, tendem a subestimar a probabilidade de ocorrências dos eventos e, portanto entregam resultados viesados. Como decorrência, as distribuições de escores de propensão tanto para o grupo de tratamento quanto para não tratados apresentam alta densidade de valores próximos de zero, reduzindo a qualidade do pareamento resultante. Sekhon (2011) apresenta uma crítica adicional ao afirmar não haver consenso sobre como exatamente deve ser o processo de pareamento. O autor afirma que, sob certas circunstâncias, a abordagem baseada em escore de propensão pode tornar as covariadas ainda mais desbalanceadas entre os grupos. Isto é, a diferença entre eles pode ser aumentada. Afirma ainda que, se a real relação estrutural do escore de propensão não é conhecida, há possibilidades de se melhorar o balanceamento, ou a similaridade dos grupos formados e o

genetic matching (pareamento genético) seria capaz de maximizar o balanceamento das covariadas. Sekhon (2011) o descreve como segue.

Considere a distância de Mahalanobis com uma matriz de peso incluída:

$$d(X_i, X_j) = \{ (X_i - X_j)^T (S^{-\frac{1}{2}})^T W S^{-\frac{1}{2}} (X_i - X_j) \}^T$$
(9)

onde W é uma matriz de pesos K x K positiva definida e $S^{-1/2}$ é uma decomposição de Cholesky de S, matriz de variância – covariância de X. A matriz W é preenchida por zeros, exceto pelos elementos da diagonal principal, onde constam K parâmetros a serem escolhidos. No caso particular em que todos os elementos da diagonal principal são 1, volta-se à distância de Mahalanobis.

O pareamento genético tem como tarefa atribuir valores à diagonal principal de W de modo a minimizar a distância entre observações tratadas e não tratadas até encontrar maior similaridade em todas as covariadas. Isso é feito pela escolha de gerações de grupo de controle. A partir de um grupo de controle inicialmente escolhido, composto por observações não tratadas, o algoritmo genético altera parâmetros na diagonal principal de W e gera um novo grupo (geração). Se a distancia é reduzida, essa nova geração passa a ser o grupo de controle. Este processo é repetido quantas vezes forem necessárias até que o ganho em balanceamento entre grupos seja menor do que um determinado limite definido. O limite é importante por questões computacionais, pois, como pode-se supor, o número de gerações possíveis de serem formadas cresce exponencialmente com número de observações.

Uma vez trabalhado o problema de seleção em observáveis, outra questão que pode provocar viés nas estimativas e, portanto, atribuição ao tratamento de um efeito que não é dele, é a diferença nas características não observáveis entre tratados e não tratados. Por exemplo, perfil empreendedor dos dirigentes das firmas, estratégias de negócios e etc. Como já discutido, o painel de efeitos fixos é capaz de lidar com este problema. Um caso particular desta classe de modelos é o modelo de diferenças em diferenças, descrito por Angrist e Pischke (2009) como:

$$DD = (E[Y_{c=1,t=1}] - E[Y_{c=1,t=0}]) - (E[Y_{c=0,t=1}] - E[Y_{c=0,t=0}])$$
(10)

onde

- $E[Y_{c=1,t=1}]$ = desempenho médio das unidades tratadas no período pós-tratamento,
- $E[Y_{c=1,t=0}]$ = desempenho médio das unidades tratadas no período pré-tratamento,
- $E[Y_{c=0,t=1}]$ = desempenho médio das unidades de controle no período pós-tratamento,
- $E[Y_{c=0,t=0}]$ = desempenho médio das unidades de controle no período pré tratamento.

Se ao invés de relacionar variáveis pelos seus valores absolutos, a análise dessas relações for conduzida na variação entre períodos, tudo o que é invariante no tempo é fixo e, portanto, zerado. Dessa forma, expurga-se os efeitos dessas características.

Considerando a provável endogeneidade proveniente da diferença *a priori* dos grupos que transitam de *status* em relação aos que não transitam, tanto em características observáveis quanto não observáveis, o exercício seguinte desenvolve o pareamento genético a fim de estabelecer o melhor grupo de controle (em características observadas). Posteriormente, compara a trajetória (diferença entre períodos) do emprego entre tratados e controles.

7 – Resultados

O pareamento considera as variáveis ainda não afetadas pelo tratamento, ocorrido no período t, como descreve a equação a seguir,

$$tr_{t} = (emp_{t-1}) + (emp_{t-1})^{2} + (ms_{t-1}) + (ms_{t-1})^{2} + (esc_{t-1}) + (esc_{t-1})^{2} + id + (emp_{t-1} - emp_{t-2})$$
(11)

em que tra indica se a observação transitou, emp representa o número de empregados, ms a massa salarial, esc mede a escolaridade média dos empregados, id é a idade da firma. A equação é a mesma tanto no modelo para entrantes quanto no modelo para saintes.

Uma vez formados grupos de tratamento e de controle, a estimação do parâmetro $\hat{\delta}$, definido na Equação 5, se dará pela comparação do diferencial de trajetória de emprego entre os grupos, tomada as período anterior e um período posterior ao tratamento. Este coeficiente recupera o efeito do tratamento.

$$(emprego_{t+1} - emprego_{t-1}) = \hat{\delta} D_t + \beta X_{t-1}$$
(12)

Como as transições são consideradas na janela entre 2006 e 2014 e a trajetória do emprego pré-tratamento (t-1 e t-2) é considerada no pareamento, o período possível de capturar grupos de controle inicia-se em 2007. E como o cômputo do efeito requer um período posterior ao tratamento serão consideradas as coortes que transitaram entre 2007 e 2013. O pareamento ocorrerá em cada ano específico de modo que a coorte tratada no ano j será sempre pareada com observações não tratadas também no ano j. Serão empilhadas todas as coortes de transições e todas as observações não tratadas pareadas. Uma *dummy* de ano em que o pareamento foi realizado para cada observações não tratadas pareadas. Uma *dummy* de ano em que o pareamento foi realizado para cada observação é incluída, a fim de capturar eventuais efeitos de coortes.

Uma hipótese importante para a validade do modelo de diferenças em diferenças parece assegurada, qual seja; trajetórias pré-tratamento bastante similares entre os grupos comparados e a Tabela 3 evidencia o quanto o pareamento genético foi capaz de formar grupos de tratamento e de controle similares naquelas variáveis consideradas para o pareamento.

Figura 1 – Trajetórias do número de empregados para os diferentes grupos

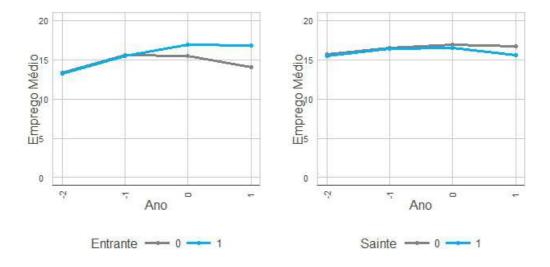


Tabela 3 – Balanceamento das observações pareadas (variáveis em log)

Sainte								
Statistic	min	p25	média	mediana	p75	max	dp	n
emprego (t-1)	0,7	1,9	2,8	2,6	3,5	7,8	1,3	719
emprego (t-1) ²	0,5	3,8	9,5	6,6	12	61,1	9,2	719
emprego (t-2)	0	1,8	2,7	2,6	3,4	7,7	1,3	719
emprego (t-1) - emprego (t-2)	-3,8	-0,1	0,1	0,03	0,2	2,6	0,4	719
emprego (t) - emprego (t-1)	-3,6	-0,2	0,01	0	0,2	2,7	0,4	719
emprego (t+1) - emprego (t)	-6,3	-0,2	-0,1	0	0,2	2,6	0,7	719
emprego (t+1) - emprego (t-1)	-6,2	-0,2	-0,05	0	0,3	3,5	0,7	719
massa salarial (t-1)	0	8,7	9,8	9,7	10,7	16,1	1,7	719
massa salarial (t-1) ²	0	76,1	99,1	94,1	113,6	258,6	33,9	719
escolaridade (t-1)	1,4	2,4	2,5	2,5	2,6	2,8	0,1	719
escolaridade (t-1) ²	1,9	5,8	6,2	6,3	6,6	8	0,7	719 710
idade da firma (t-1)	0,7	1,8 Sem	2,4	2,4	2,9	3,9	0,8	719
Statistic	min	p25	média	mediana	p75	max	dp	n
emprego (t-1)	0,7	1,9	2,8	2,6	3,4	7,8	1,3	699
emprego (t-1) ²	0,5	3,8	9,4	7	11,8	61	9	699
emprego (t-1)	0	1,9	2,8	2,6	3,4	7,7	1,3	699
emprego (t-1) - emprego (t-2)	-2,4	-0,1	0,05	0	0,2	1,9	0,4	699
emprego (t) - emprego (t-1)	-2,8	-0,2	0,03	0,02	0,2	2,3	0,4	699
emprego (t+1) - emprego (t)	-3,9	-0,2	-0,01	0	0,2	4,1	0,5	699
emprego (t+1) - emprego (t-1)	-3,2	-0,2	0,01	0,1	0,3	4,5	0,6	699
massa salarial (t-1)	Ó	8,8	9,8	9,7	10,6	16	1,6	699
massa salarial (t-1)2	0	77,4	99,2	93,9	112,7	256,2	33,2	699
escolaridade (t-1)	1,4	2,4	2,5	2,5	2,6	2,8	0,1	699
escolaridade (t-1)2	1,9	5,8	6,1	6,2	6,6	8	0,7	699
idade da firma (t-1)	0,7	1,8	2,4	2,4	2,9	3,9	0,7	699
·		Entra						
Statistic	min	p25	média	mediana	p75	max	dp	<u>n</u>
emprego (t-1)	0,7	1,9	2,7	2,6	3,3	9,2	1,2	1.901
emprego (t-1) ²	0,5	3,8	9	7	11,1	85,3	8,6	1.901
emprego (t-2)	0	1,6	2,6	2,5	3,2	9	1,3	1.901
emprego (t-1) - emprego (t-2)	-2,8	-0,1	0,2	0,1	0,3	3,5	0,5	1.901 1.901
emprego (t) - emprego (t-1) emprego (t+1) - emprego (t)	-2,4 -5,3	-0,1 -0,1	0,1 -0,01	0,1 0	0,3 0,2	3,2 3,1	0,4 0,5	1.901
emprego (t+1) - emprego (t) emprego (t+1) - emprego (t-1)	-5,3 -5,4	-0,1 -0,1	0,1	0,1	0,2	3, 1	0,5	1.901
massa salarial (t-1)	-3,4	8,8	9,8	9,7	10,6	17,5	1,6	1.901
massa salarial (t-1) ²	0	77,6	98,4	94,4	111,4	305	32,8	1.901
escolaridade (t-1)	1,4	2,4	2,5	2,5	2,6	2,8	0,1	1.901
escolaridade (t-1) ²	1,9	5,7	6,1	6,2	6,6	8	0,7	1.901
idade da firma (t-1)	0,7	1,8	2,3	2,4	2,9	4,2	0,8	1.901
	,	Nun		,	,	,	,	
Statistic	min	p25	média	mediana	p75	max	dp	n
emprego (t-1)	0,7	1,9	2,7	2,6	3,3	8,7	1,2	1.886
emprego (t-1) ²	0,5	3,8	9	7	10,9	76,4	8,5	1.886
emprego (t-2)	0	1,8	2,6	2,5	3,2	8,7	1,2	1.886
emprego (t-1) - emprego (t-2)	-2,6	-0,03	0,2	0,1	0,3	4,7	0,4	1.886
emprego (t) - emprego (t-1)	-3,6	-0,2	-0,01	0	0,2	2,3	0,4	1.886
emprego (t+1) - emprego (t)	-8,1	-0,2	-0,1	0	0,1	2,5	0,6	1.886
emprego (t+1) - emprego (t-1)	-8,1	-0,3	-0,1	0	0,2	2,3	0,7	1.886
massa salarial (t-1)	0	8,8	9,8	9,7	10,6	17,2	1,6	1.886
massa salarial (t-1) ²	0	77,5	98,4	94,1	112	297,5	32,7	1.886
escolaridade (t-1)	1,4	2,4	2,5	2,5	2,6	2,8	0,1	1.886
escolaridade (t-1) ²	1,9	5,7	6,1	6,2	6,6	8	0,7	1.886
idade da firma (t-1)	0,7	1,8	2,3	2,4	2,9	4,1	0,8	1.886

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Rais e de informações do BNDES.

As evidências apontam para um primeiro estágio bem realizado e sugerem atendimento às hipóteses necessárias para que o segundo estágio capte a relação causal entre o tratamento pelo BNDES e a trajetória de emprego dos fabricantes.

O Quadro 2 e o Quadro 3 apresentam o efeito de o fabricante deixar o CFI e de o fabricante entrar neste cadastro. Em cada caso são apresentadas três diferentes especificações. O modelo 1 conduz uma diferença de média simples. Os efeitos fixos de coortes são inseridos nos modelos seguintes, sendo que o modelo 3 insere também as demais covariadas ainda sem influência das transições.

Quadro 2 – Comparação entre as trajetórias do número de empregados entre saintes e sempre (póspareamento)

y = emprego(t+1) - emprego(t-1)						
	1	2	3			
sainte	-0.060	-0.060	-0.064*			
	[0.037]	[0.037]	[0.036]			
massa salarial (t-1)			-0.178***			
			[0.069]			
massa salarial (t-1) ²			0.006*			
			[0.003]			
escolaridade (t-1)			-2.873**			
			[1.458]			
escolaridade (t-1) ²			0.641**			
			[0.310]			
idade da firma (t-1)			0.002			
			[0.027]			
(Intercept)	0.013	0.093*	4.414***			
	[0.026]	[0.052]	[1.701]			
N	1418	1418	1418			
R2	0.002	0.009	0.032			
adj R2	0.001	0.004	0.024			
p < 0.01***, p <	0.05**,	p < 0.1*.				

Nota: Os modelos de 2 e 3 incluem efeitos fixos de coortes.

Quadro 3 – Comparação entre as trajetórias do número de empregados entre entrantes e nunca (pós-pareamento).

y = emprego(t+1) - emprego(t-1)						
	1	2	3			
entrante	0.181***	0.181***	0.180***			
	[0.022]	[0.022]	[0.021]			
massa salarial (t-1)			-0.148***			
			[0.033]			
massa salarial (t-1) ²			0.005***			
			[0.002]			
escolaridade (t-1)			-1.251			
			[0.981]			
escolaridade (t-1) ²			0.300			
			[0.209]			
idade da firma (t-1)			-0.007			
			[0.014]			
(Intercept)	-0.101***	0.033	2.247*			
	[0.015]	[0.034]	[1.154]			
N	3787	3787	3787			
R2	0.018	0.027	0.045			
adj R2	0.018	0.025	0.042			
p < 0.01***, p < 0.05**, p < 0.1*.						

Nota: Os modelos de 2 e 3 incluem efeitos fixos de coortes.

O grupo de firmas que iniciaram o período habilitadas a comercializar via BNDES Finame e que em algum momento perderam tal habilitação apresentou trajetória de emprego cerca de 6% inferior às sempre habilitadas. Os resultados das especificações de simples comparação de média (modelo 1) e com controle apenas por coorte (modelo 2) não são significativos. Apesar de os coeficientes permanecerem praticamente inalterados, parece ainda haver heterogeneidade não considerada, dado que os desvios padrão dos coeficientes são maiores. O controle por covariadas pré-tratamento eleva a magnitude (em módulo) e reduz o desvio padrão do coeficiente, passando a conferir significância ao nível de 10%. Há evidências, portanto, de efeito positivo do tratamento. Permanecer autorizado a comercializar via BNDES mantém a trajetória de crescimento do fabricante superior à situação alternativa de não autorização.

A comparação entre entrantes e nunca também se revela favorável aos tratados. Firmas entrantes apresentaram variação no nível de emprego 18% superior à das que nunca estiveram autorizadas. Em todas as especificações os coeficientes são significativos a 1% e o diferencial de desempenho permanece inalterado. Há novamente indicativo de efeito positivo do tratamento. Listar bens no CFI e, portanto, tornar-se elegível aos benefícios decorrentes confere trajetória de emprego superior às firmas do que sua manutenção fora do credenciamento.

8 – Considerações finais

Há modelos teóricos que justificam políticas que conferem benefícios, ou elegibilidade a eles, para firmas que se sujeitam a cumprir exigências de conteúdo local, principalmente em situações geradoras de externalidades. O setor industrial oferece condições para que essa justificativa seja verificada. A maneira como o BNDES apoia a aquisição de bens de capital apresenta traços de uma Política de Conteúdo Local. Os requerimentos necessários para que um fabricante possa comercializar no âmbito dos produtos do

BNDES têm como alvo a indústria nacional. São potenciais beneficiários os demandantes de bens, os fabricantes credenciados e a cadeia fornecedora de insumos. Em particular, a necessidade de credenciamento no CFI como condição para o financiamento, e, portanto, para elegibilidade dos fabricantes a benefícios é um mecanismo de transbordamento dos estímulos para a cadeia de fornecedores. Fica claro que os fabricantes são peça chave dessa política pública e os benefícios esperados devem então passar por este grupo de firmas.

Faz-se necessário reconhecer que avaliar os efeitos da política do Banco sobre fabricantes restringe o foco a apenas um elo da cadeia. Os impactos sobre este grupo de firmas não indica todos os elos envolvidos também são impactados. Os demandantes também foram alvo de outras avaliações, com resultados positivos, mas os efeitos sobre a cadeia de fornecedores ainda são desconhecidos. De toda forma, a avaliação ora apresentada é mais uma evidência importante na investigação sobre os alcances da política.

Os resultados encontrados sugerem que o mecanismo de transmissão tenha funcionado entre 2005 e 2014, período em que fabricantes credenciados se desempenharam melhor do que seus pares. Tomando a trajetória de emprego como *proxy* para porte das firmas, pode-se afirmar que o BNDES impactou o crescimento dos fabricantes. Os que deixaram de ser afetados pelo Banco cresceram cerca de 6% menos em relação aos que se mantiveram nessa condição. Já aqueles que se tornaram influenciados, cresceram 18% a mais em comparação aos que nunca foram elegíveis a comercializar com apoio do Banco.

Todos os resultados apresentados levam em conta apenas informações disponíveis na Rais, referindo-se exclusivamente ao perfil do emprego dos fabricantes, além do tempo de atuação no mercado. O aprimoramento dos resultados encontrados é possível a partir da inclusão de mais dimensões na análise, o que é possível com a utilização de microdados da Pesquisa Industrial Anual (PIA). Nela, pode-se analisar o desempenho dos fabricantes sobre outras métricas, tais como receita com operações industriais, receita total e custos. E a PIA oferece ainda a possibilidade de uso da informação sobre a origem dos insumos adquiridos pelas firmas, entre nacional e importada. Essa é uma variável chave, que auxilia na investigação dos transbordamentos da política do BNDES para a cadeia de fornecedores.

REFERÊNCIAS

Abadie, A., Imbens, G. *Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects*. Econometrica, ed. 74, p. [235 – 267]. 2006.

Angrist, J. D., Pischke, J.-S. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press, 2009.

Albuquerque, B, et al. Uma solução automatizada para avaliações quantitativas de impacto: primeiros resultados do MARVIm. Rio de Janeiro: BNDES, 2017.

Arrow, K. *Economic welfare and the allocation of resources for invention*. Princeton University Press, p.[609 – 626], 1962.

Cavalcanti, T., Vaz, P, H. Access to long-term credit and productivity of small and médium firms: A causal evidence. Economics Letters, 150, p. [21–25], 2017.

Bardhan, P. K. On optimum subsidy to a learning industry: an aspect of the theory of infant-industry protection. Cambridge MIT, 1967.

Belderbos, R.; Sleuwaegen, L. *Local contente rules and vertical market structure*. European Journal of Political Economy, Vol 13, p. [101 – 119], 1997.

Chao, C.; Eden S.H.Y. *Content protection, urban unemployment and welfare*. The Canadian Journal of Economics, Revue canadienne d'Economique, Vol. 26, n. 2, p. [481-492], 1993.

Davidson, C. et al. Analysis of performance standards for direct foreign investments. Canadian Journal of Economics, p. [876 – 890], 1985.

Dawid, H.; Reimann, M. *Do Local Content Schemes Encourage Innovation?* Univ. of Vienna, Vienna, POM Working Paper, p. [4 – 99], Austria, 1999.

Dehejia, R., Wahba, S. Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs. Journal of the American Statistical Association, 94 (448), p. [1053 – 1062], 1999.

______Propensity Score Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies. Review of Economics and Statistics, 84 (1), p. [151 – 161], 2002.

Dixit, A. K.; Grossman, G. M. *Trade and Protection with Multistage Production*. Review of Economic Studies, vol 43, p. [583 – 94], 1982.

Greenwald, B.; Stiglitz, J, E. Helping Infant Economies Grow: Foundations of Trade Policies for Developing Countries. American Economic Review, American Economic Association, vol. 96(2), p. [141-146], 2006.

Grossman, G. *The Theory of Domestic Content Protection and Content Preference*. Quarterly Journal of Economics, vol 96, p. [583 – 603], 1981.

Gusso, D. *Agentes da inovação: quem os forma, quem os emprega?* In: De Negri, J. A., De Negri, F., Coelho, D. (org.). Tecnologia, exportação e emprego. Brasília: IPEA, 2006.

Hollander, A. *Content protection and transnational monopoly*. Journal of International Economics, Vol 23, p. [283 – 297], 1987.

Joen, Jie-A et al. Local content requirements, vertical cooperation, and foreign direct investment. Netherlands Institute of Business Organization and Strategy Research, 1998.

Kim, T. *Domestic content protection in a dynamic small open economy*. Canadian Journal of Economics, p. [429 – 441], 1997.

Krishna, K.; M. Itoh. *Content protection and oligopolistic interactions*, Review of Economic Studies. Vol 55, p. [107 – 125], 1988.

Lima, N, T, H. *Desenvolvimento da Política de Conteúdo Local no Brasil e a Experiência Internacional*. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro – Monografia. Rio de Janeiro, 2016.

Machado, L. et al. *Additionality of countercyclical credit: evaluating the impact of BNDES' PSI on the investment of industrial firms*. Rio de Janeiro: BNDES, 2014. Disponível em: https://www.bndes.gov.br/wps/wcm/connect/site/87dadd81-709e-4b91-aeb2-

31a0dd361bfb/additionality_of_countercyclical_credit.pdf?MOD=AJPERES&CVID=llUFhtW. Acesso em: 29 de junho de 2018.

Machado, L.; Roitman, F, B. Os efeitos do BNDES PSI sobre o investimento corrente e futuro das firmas industriais. Rio de Janeiro, Revista do BNDES, n. 44, p. [89-122], 2005.

Melitz, M. When and how should infant industries be protected? Journal of International Economics, vol 66, p. [177 – 196]. 2005.

Munk, B. *The Welfare Costs of Content Protection: The Automotive Industry in Latin America*. Journal of Political Economy n 77: p. [85–98], 1969.

Mussa, M. L., *The economics of content protection*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass – USA, 1984.

Prebisch, R. Crecimiento, desequilibrio y disparidades: interpretación del processo de desarrollo", Estudio Económico de América Latina 1949, Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC), p. [3 – 89] Santiago, Chile, 1950.

Prieto, D. *A Política de Conteúdo Local e as Decisões de Investimento no Brasil*. Universidade Federal do Rio de Janeiro – Dissertação (Mestrado). Rio de Janeiro, 2014.

Qiu, L. D.; Zhigang, T. *Export, Foreign Direct Investment, and Local Content Requirement*. Journal of Development Economics, Vol 66(1), p. [101-125], 2001.

Richardson, M. *Content protection with foreign capital*. Oxford Economic Papers, Vol 45, p. [103 – 117], Oxford University Press, 1993.

Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B., *The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*. Biometrika, 70 (1), p. [41 – 55], 1983.

Rosenstein-Rodan, P. N. *Notes on the Theory of the*" *Big Push*". Cambridge, Center for International Studies, Massachusetts Institute of Technology, 1957.

Sekhon, J. Multivariate and Propensity Score Matching Software with Automated Balance Optimization: The Matching package for R, Journal of Statistical Software, 42 (7), 2011.

Vousden N. *Content protection and tariffs under monopoly and competition*. Journal of International Economics, Vol 23, p.[263 – 282], Elsevier, 1987.

Wooldridge, J. M. Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data. Massachusetts: MIT Press, 2002.