

Efeitos do Programa Territórios da Cidadania sobre indicadores econômicos e sociais dos municípios de MG: uma abordagem de mensuração com métodos de pareamento

Henrique Dantas Neder (UFU)¹
Tiago Camarinha Lopes (UFU)²

Resumo

O artigo tem o objetivo de medir o efeito do Programa Territórios da Cidadania no Estado de Minas Gerais. Para tanto, um modelo de estimação será construído com base no método Propensity Score Matching (PSM). Uma introdução teórica sobre o desenvolvimento e problemas territoriais do Brasil será feita como maneira de contextualizar a política econômica sob análise. Ao mesmo tempo, os problemas de medição de impacto de programa são analisados de forma didática com o propósito de apresentar a metodologia de avaliação de programas governamentais baseada no pareamento de indivíduos com características semelhantes.

Palavras-chaves: Desenvolvimento territorial; avaliação de políticas públicas; métodos de pareamento; avaliação de impactos

Abstract

The paper has the objective of measuring the impact of the Brazilian governmental program called Territórios da Cidadania. An estimation model is constructed on the basis of the Propensity Score Matching method (PSM). A theoretical introduction about the territorial development in Brazil is made in order to put the economic policy under analysis in context. At the same time, the problems of measuring the impact of a state program are didactically presented, so that the methodological concepts can be critically observed.

Key Words: Territorial development; policy evaluation; impact evaluation

¹ Professor associado, Universidade Federal de Uberlândia, MG. Contato: hdneder@ufu.br.

² Doutorando em economia, Universidade Federal de Uberlândia, MG.

1. Introdução

O programa Territórios da Cidadania faz parte do intento divulgado pelo governo federal em promover o desenvolvimento de áreas do país que têm baixos índices de desenvolvimento e de dinâmica econômica. O desenvolvimento do projeto remonta à criação, em 2003, dos Consads (Consórcios Intermunicipais de Segurança Alimentar e Desenvolvimento Local) e dos Territórios Rurais, que surgiram como resultado direto dos debates sobre as alternativas de reduzir a fome, a miséria e as desigualdades regionais no Brasil, conforme Muniz (2011). Os municípios a serem contemplados por estas políticas têm características rurais e apresentam em geral baixos índices de desenvolvimento econômico e social, de tal forma que analisar estes territórios e o programa que os afeta é, necessariamente, participar do debate sobre o desenvolvimento rural da economia brasileira.

Anteriormente, as atividades acerca do tópico do desenvolvimento rural estavam geralmente restritas ao âmbito teórico, algo que começou a mudar no início dos anos 2000. Segundo Machado (2011), um dos textos que expressa essa transição do discurso para ações concretas é o artigo de José Eli da Veiga, intitulado “O Brasil Rural também precisa de ações afirmativas”, e que sintetiza os principais pontos debatidos até então. Este artigo aponta possíveis direções para a concretização de políticas públicas específicas para o desenvolvimento territorial e rural no Brasil.

Para Schneider (2010), até os anos 1990, o interesse de estudiosos e acadêmicos sobre este aspecto da economia brasileira era reprimido por conta do formato em que a política pública assumia como tentativa de solucionar os problemas das localidades com indicadores sócio-econômicos insatisfatórios: a clara intervenção estatal no processo de mercado afastava aqueles que consideravam o assunto demasiado normativo ou político. Mas, a partir de então, o cenário de debate mudou: o controle da inflação, a reorganização dos movimentos sociais ligados a terra com o fim da ditadura e consolidação da constituição de 1988 permitiram com que as demandas da base trabalhadora mais afastada das relações sociais de produção típicas da cidade se convertessem em ações propositivas, e não apenas de contestação. O reconhecimento da força política ligada às atividades da agricultura familiar é, ainda de acordo com Schneider (2010), uma das expressões mais evidentes do novo status que o desenvolvimento territorial ganhou na agenda pública nacional. O PRONAF (Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar), criado em 1996, seria assim a contrapartida formal deste movimento no próprio aparelho do Estado brasileiro.

Uma das consequências desta transformação repercute de modo mais direto na esfera política e ideológica. De forma resumida, a nova forma de assimilação dos movimentos dos trabalhadores mais ligados à terra acabou gerando uma nova forma de contradição, visto que o conflito em torno da propriedade rural não pode ser considerado de modo algum equacionado. Conforme Schneider (2010), a elite agrária se viu impelida a alterar sua maneira de se opor aos movimentos da base. O resultado disso teria sido o surgimento da dicotomia Agronegócio versus Agricultura Familiar, que se expressa de modo mais nítido na existência dos dois ministérios que tratam do rural no Brasil: o MDA (Ministério do Desenvolvimento Agrário) e o MAPA (Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento). Outro resultado dessa “incorporação” das demandas sociais ao sistema

seria a grande influência que os atores acadêmicos estão tendo sobre a determinação das políticas econômicas sobre o meio rural desde os anos 1990. Apesar dos programas governamentais sempre serem produto dos dois elementos (demanda da base trabalhadora e formulação teórica por parte dos *policy makers* assistidos pelos especialistas), Schneider acredita que este segundo grupo têm tido maior poder sobre a estruturação e aplicação das políticas rurais.

O programa Territórios da Cidadania expressa, neste sentido, um determinado nível de formulação de novas políticas que resultaram dessas transformações políticas, sociais e econômicas que caracterizam a economia brasileira a partir da estabilização. Mais especificamente, os Territórios da Cidadania foram formados a partir dos Territórios Rurais deprimidos que tivessem:

- a) os menores índices de desenvolvimento humano;
- b) as maiores concentrações de agricultores familiares e assentados da reforma agrária;
- c) as maiores concentrações de populações quilombolas e indígenas;
- d) os maiores números de beneficiários do Programa Bolsa Família;
- e) os maiores números de municípios com baixo dinamismo econômico;
- f) as maiores organizações sociais, e que cumprissem a regra de que;
- g) em cada unidade da federação deveria haver pelo menos um Território da Cidadania.

Assim, os Territórios da Cidadania são compostos por municípios que estão em situação semelhante de desenvolvimento econômico e social e que atraem a atenção daqueles interessados em solucionar os problemas que fazem do Brasil, apesar de sua riqueza quantitativa, uma economia qualitativamente pobre. O programa teve início em 2008 e, devido ao alto grau de dificuldade de obtenção de dados acurados e da disposição imprópria para uma avaliação de impacto imediata, o objetivo deste trabalho é estimar o efeito do programa a partir do pareamento para os municípios de Minas Gerais. Vemos que este exercício pode posteriormente ser usado como plataforma para uma estimativa do efeito do programa em geral, ao expandir os dados para o Brasil.

O presente artigo faz uma breve introdução teórica ao método do Propensity Score Matching ao relembrar um dos problemas fundamentais das análises de impacto, o viés de seleção. Em seguida, o modelo econométrico construído para estimar o efeito do programa em Minas Gerais é apresentado, assim como os dados que foram utilizados. Os resultados são analisados ao final, onde uma conclusão aponta para os limites do artigo e indica possíveis caminhos de prosseguimento desta análise.

2. O problema do viés de seleção e o método PSM

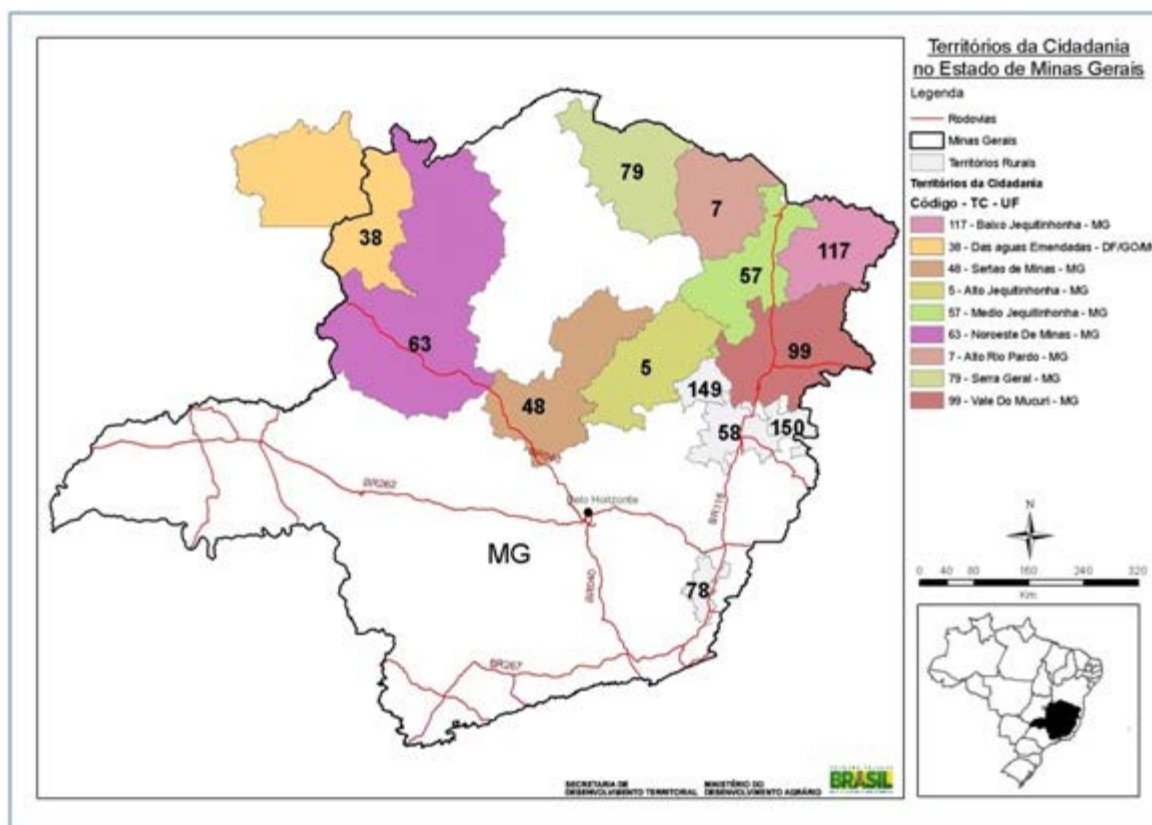
A medição do efeito de um programa governamental pode ser feita com diferentes metodologias que são desenvolvidas pelos economistas que trabalham diretamente com os métodos econométricos. Um dos problemas centrais dessa medição é o problema do viés de seleção.

Para construir grupos de comparação adequados, é necessário separar os municípios participantes do programa dos que não participam. Sabidamente, a entrada do município no programa não é aleatória, justamente porque ele busca atingir aquelas regiões mais deprimidas. O principal problema existente na mensuração do impacto de um programa ou

tratamento é justamente o fato de que as unidades participantes foram selecionadas de modo não-aleatório. Esse é o chamado problema do viés de seleção, cuja redução ou eliminação é a primeira tarefa a ser cumprida para poder avaliar o efeito de um programa

O tratamento é um conceito que pode se referir a qualquer projeto ou programa que age sobre as características dos componentes da população que recebem o efeito de uma determinada política. No caso presente, o tratamento é o programa Territórios da Cidadania no Estado de Minas Gerais, e a população em questão é composta por todos os 853 municípios de Minas Gerais. Existem 9 Territórios da Cidadania no Estado, que são formados por 155 municípios. Portanto o grupo de tratamento é formado pela população destes últimos municípios enquanto o grupo de controle é formado pelas populações dos demais municípios.

Figura 1 – Territórios da Cidadania no Estado de Minas Gerais



Fonte: SIT (Sistema de Informações Territoriais – Ministério do Desenvolvimento Agrário)

A base de dados SIT (Sistema de Informações Territoriais) permite obter algumas informações selecionadas em nível municipal referentes ao programa. Como o objetivo é fazer uma avaliação de impacto com base no PSM (Propensity Score Matching), é necessário, na lista de todos os municípios de MG, criar uma variável dummy de participação para os municípios que fazem parte do programa. Antes de apresentar este método de comparação, é importante deixar claro qual é a natureza do problema a ser enfrentado.

O problema do viés de seleção é pertinente em todo caso onde a designação da unidade ao programa não foi aleatória. Nesse caso, a mensuração do efeito geral do programa sobre toda população fica viesada se não adotarmos medidas de correção.

Existem diferentes maneiras de resolver este problema, tal como discutido em Ravallion (2001). De forma resumida, a aproximação mais imediata seria a de tomar alguma variável de resultado e compará-la para os municípios participantes e não-participantes. O problema é que, com isso, faz-se uma comparação imprópria para a avaliação do efeito do programa, pois assim calcula-se a diferença dos valores esperados da

variável de resultado para o grupo participante e não-participante. Ocorre que, como existe viés de seleção, essa diferença não pode ser inteiramente atribuída ao tratamento, sendo em boa medida causada pelo fato de que os municípios que foram selecionados para o programa terem características próprias distintas daqueles que não foram contemplados pelo projeto.

O ideal, portanto, é conseguir medir o efeito do tratamento que foi devido exclusivamente ao programa. Isso pode ser feito se tivermos dois municípios similares com a única diferença sendo que somente um deles faz parte dos Territórios. Desse modo, podemos compará-los e atribuir uma eventual diferença da variável de resultado ao programa governamental. O município do par que não faz parte do grupo de tratamento cumpre a função de ser o contrafactual, ou seja, representa a situação do município do tratamento que ocorreria caso ele não fizesse parte do programa. Este município contrafactual tem muitas características observáveis semelhantes ao município do grupo de tratamento, apenas diferindo pelo fato de não ter sido tratado, ou seja, contemplado pelo programa. A média das diferenças quantitativas entre os municípios tratados e não tratados pareados é comumente chamada de “efeito médio de tratamento sobre os tratados” (average treatment effect on the treated, ATT).

Mas como criar grupos adequados para tal comparação? Aqui, Rosenbaum e Rubin (1983) difundiram uma metodologia com base na probabilidade de seleção para o tratamento que permite construir grupos próprios para essa comparação, que é geralmente chamada de Propensity Score Matching (PSM). Este é um dos procedimentos mais adotados para reduzir ou eliminar o problema do viés de seleção quando se busca medir o impacto do tratamento sobre os tratados.³

O que o método PSM faz? Resumidamente, ele condensa toda informação observável que determina a probabilidade do indivíduo receber o tratamento em um único valor, que é o chamado *propensity score*. Esse valor pode ser pensado como a probabilidade do indivíduo ser selecionado ao programa. Então, com base nisso, é possível comparar dois indivíduos com *propensity score* semelhantes, sendo que um recebeu o tratamento e o outro não. A eventual diferença se deve então exclusivamente ao programa, e obtemos assim um indicador do efeito do mesmo. Contudo, são necessárias duas condições para que essa identificação do efeito possa ser feita: a independência condicional e a presença de um suporte comum.

A suposição da independência condicional é também chamada na literatura de *unconfoundedness*. Ela afirma que dados os valores as “covariáveis” observáveis X que não são afetadas pelo tratamento, os resultados potenciais Y são independentes da designação do tratamento. De forma simples, se características não-observadas determinam a designação do programa, a independência condicional é violada e o PSM não será um método apropriado de pareamento.

A presença de um suporte comum, por outro lado, assegura que as observações com tratamento têm observações de comparação “próximas” na distribuição do *propensity score*.⁴ Mais especificamente, o PSM será mais eficiente quanto maior e mais igual for o número de participantes e não-participantes. Isso torna a região de *common support* mais fácil de ser encontrada. É possível que algumas observações dos não-tratados sejam deixadas de lado, porque não foi encontrado um contrafactual adequado. Essas observações deixadas de lado ficaram fora do *common support* porque não tinham um contrafactual tratado com *propensity score* semelhante. Isso pode causar problemas em alguns casos específicos. O tamanho do *common support* é determinado pelo analista, sendo que Shahidur, R. K., Gayatri, B. K and Hussain, A. S. (2010) ilustram que um suporte comum adequado deve conter o valor esperado das duas distribuições de propensity score (dos

³ Para uma aplicação do PSM para avaliar impacto de programa no Brasil, ver Resende e Oliveira (2008).

⁴ Sobre a condição do suporte comum ou overlap condition, ver Heckman, Lalonde e Smith (1999).

tratados e não tratados). O efeito do tratamento é medido justamente por meio da diferença entre esses dois valores esperados.

A aplicação do método PSM percorre três passos antes do passo final de medir o efeito médio sobre os tratados.

Passo 1: consiste em designar para cada observação um *propensity score*. Para tanto, é preciso estimar um modelo que estabelece uma probabilidade associada às características da observação que supostamente determinam as chances de receber tratamento. Isso pode ser feito tanto pelo modelo probit como logit. Em geral, existem diferentes modelos derivados destes dois que podem ser construídos a fim de se designar uma probabilidade para cada observação. Aqui vale atentar para os resultados, de modo que reflita a realidade do programa. Por exemplo, se todas observações estiverem com valores do *propensity score* muito próximos mas na prática se sabe que a probabilidade de receber o tratamento não é aleatória, devemos alterar o modelo ou a sua especificação.

Passo 2: consiste em definir a região do suporte comum e fazer o balanceamento. O balanceamento é um teste de igualdade de média para certa característica condicionada aos valores do *propensity score*. O balanceamento garante que esse mesmo propensity score foi gerado por uma distribuição similar das características entre os indivíduos que tem o mesmo *propensity score*. Isso é importante porque seria possível dois indivíduos terem o mesmo *propensity score* apesar de terem características completamente diferentes.

Passo 3: consiste na obtenção dos grupos pareados através de um algoritmo adequado. Aqui, devemos designar para cada observação tratada, o contrafactual não-tratado. Existem diferentes critérios de fazer o pareamento com base no propensity score. Cada um deles tem vantagens e desvantagens e se adéqua melhor de acordo com cada caso. Alguns desses critérios são:

Vizinho mais próximo (nearest-neighbor matching (NN)). Este é o critério mais utilizado. A observação tratada é pareada com o contrafactual não-tratado que tem o *propensity score* mais próximo. Existem várias variantes deste método. Pode ser feita com ou sem reposição (com reposição, o mesmo contrafactual não-tratado pode estar pareado com diferentes observações tratadas). O número de vizinhos mais próximos também pode variar: assim teríamos com um vizinho, dois vizinhos ou mais, sendo que o valor da variável de resultado da observação tratada é comparado com o valor médio dos vizinhos correspondentes.

Caliper ou radius matching. Aqui, definimos um “raio” de propensity score no qual estariam os contrafactuais não tratados. Em geral, algumas observações tratadas não vão ter contrafactuais dentro desse raio. Então estas observações são abandonadas porque “os vizinhos mais próximos estão muito longe”.

Stratification ou interval matching. Cria diferentes estratos (intervalos) e calcula o impacto do programa para cada um. Em cada intervalo, o efeito é a diferença média dos resultados entre tratados e não-tratados.

Double difference (Difference-in-difference) matching. Necessita de dados para os participantes e para variáveis de controle antes (baseline data) e depois do tratamento. Tem a vantagem de reduzir também o viés de seleção atribuído a influencia das variáveis não observáveis fixas no tempo.

Passo final: medição da diferença média da variável de resultado dos dois grupos (tratados e não tratados), ou seja, o ATT.

Existem alguns pontos de dificuldade quanto ao método PSM. Uma das críticas é que ele se fundamenta no modelo que associa o *propensity score* à observação. Uma associação correta depende do grau em que as características observáveis determinam de fato a probabilidade de receber o tratamento. Desta forma, resultados robustos do método somente podem ser garantidos pela satisfação da hipótese de independência condicional. Existem dificuldades teóricas e empíricas para se testar a validade desta hipótese. Há um procedimento de análise de sensibilidade para se verificar a robustez dos resultados do

PSM em relação aos efeitos de eventuais variáveis não observáveis que influenciam a probabilidade de participação no programa.

A aplicação do método apresentado para analisar o Territórios da Cidadania em Minas Gerais foi feito com o auxílio do programa STATA. O comando `pscore` utilizado foi desenvolvido por Becker e Ichino (2002). Esse comando faz a estimativa da probabilidade de participação do indivíduo no programa e testa o “balancing property”. Ou seja, o comando propicia duas coisas: a estimativa do modelo logit e a verificação da propriedade de balanço.

Em princípio devem ser selecionadas variáveis adequadas para o modelo logit e esta especificação deve conduzir a uma estimação que não viole a condição de “balancing”. A variável dependente dos modelos logit deve ser uma dummy referente à participação no programa. Depois de calculada o propensity score de cada indivíduo, o comando verifica a propriedade de balanceamento. O balanceamento é verificado por blocos, que podem ser de diferentes quantidades conforme o caso em questão. Para atingir o balanceamento, talvez seja preciso modificar o modelo até que este seja atingido. Esse processo de ajustamento para conseguir o balanceamento pode ser um processo demorado e exaustivo, pois é feito por tentativa e erro pelo econometrista e muitas vezes em direção a um modelo menos parcimonioso incluindo interações entre as variáveis independentes.

Com essa breve apresentação teórica do método PSM, é possível agora expor o estudo inicial aplicado à pesquisa de impacto do programa Territórios da Cidadania em Minas Gerais.

3. Descrição dos dados, aplicação do método PSM e resultados

Para realizar a aplicação do método, inicialmente foi construída uma matriz de dados secundários, coletados em diversas fontes tais como IBGE, IPEADATA e SIT (Sistema de Informações Territoriais). A definição destas variáveis encontra-se no Quadro 1. Foi considerado um conjunto de variáveis subdividido em dois grupos: um conjunto de variáveis que foram utilizadas para estimar o modelo Probit com o objetivo de obter os “propensities scores” e outro conjunto de variáveis composto por variações de indicadores que serão utilizadas como variáveis de resultado para o cálculo do impacto do Programa. Nas Tabelas 1,2 e 3 são apresentadas estatísticas descritivas para estas variáveis.

Pelas Tabela 1 e 2, por exemplo, percebe-se que os municípios fora do Programa (698 municípios) tem um valor médio superior (R\$ 7701,47) que os municípios que fazem parte do Programa (155 municípios) com R\$ 4517,02 para o indicador PIB per capita de 2005. Certamente este resultado é esperado já que o foco do Programa está concentrado em municípios economicamente mais pobres.

Também se destaca que os municípios do Programa têm população rural média mais elevada do que os municípios que não fazem parte do programa o que caracteriza que os anteriores tem características mais acentuadamente rurais. Esta distinção fica mais claramente acentuada quando se compara o indicador estrutura (que foi calculado como uma relação entre o PIB agrícola de 2005 e o PIB total do mesmo ano). Os municípios dos Territórios tem em média um valor de 65,6% para este indicador enquanto que os municípios de Minas Gerais que não pertencem ao Programa tem um valor bem mais reduzido (0,239). Talvez seja precisamente por este motivo que o indicador proporção de domicílios em 2000 próprios fosse em média um pouco mais favorável (0,764) para os municípios dos Territórios do que para os municípios fora do Programa (0,734). A situação se inverte quando se trata dos demais indicadores de infra-estrutura habitacional (esgoto, lixo, elétrica) e taxa de alfabetização. Com exceção do valor do IDHm de 2000, os municípios fora dos Territórios têm coeficientes de assimetria e de variação bem mais acentuados do que os municípios dos Territórios. Isto pode ser explicado pela maior homogeneidade estrutural destes últimos que apresentam situações mais semelhantes de níveis baixos de desenvolvimento social.

Na Tabela 3 são apresentadas as estatísticas descritivas para as variações dos indicadores utilizados como variáveis de resposta. É importante lembrar que a diferença entre estas diferenças (dupla diferença) não está livre do viés de seleção amostral. No entanto vamos analisá-las apenas para destacar as distinções de comportamento geral entre os dois grupos de municípios. Os municípios fora dos Territórios tem comportamento para as variações com maior dispersão relativo (observado pelo maior coeficiente de variação) no caso das taxas de pobreza e de indigência. No entanto, as taxas de decréscimo para estes indicadores são menores para este grupo de municípios. Não fosse a ocorrência do viés de seleção, isto poderia ser indício de um efeito do Programa sobre a redução da pobreza.

Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Fonte
território	variável indicadora (dummy) 1, município participante 0, município não participante	SIT
PIBcapita2005	PIB per capita municipal 2005 (R\$)	IBGE/PAM (disponível no SIT)
idhm2000	Índice de desenvolvimento humano municipal 2000	Atlas de Desenvolvimento Humano Brasileiro (disponível no SIT)
PNDR[dinâmica]	Quatro variáveis dummy para cada tipologia de micro região	Ministério da Integração Nacional (disponível no SIT)
poprural	População rural 2010	IBGE (disponível no SIT)
bolsasfampop	Número de bolsas família do município em 2008 dividido pela população municipal 2010	Variável construída a partir dos dados de população do IBGE e das bolsas do MDS
vlrprod[ano]	Valor da produção anual agrícola	IBGE (sistema SIDRA)
pobre2000	proporção de domicílios pobres (linha de pobreza R\$ 140,00 de setembro de 2010)	micro-dados amostra Censo Demográfico 2000
pobre2010	proporção de domicílios pobres (linha de pobreza R\$ 140,00 de setembro de 2010)	Dados preliminares Censo Demográfico 2010
indig2000	proporção de domicílios indigentes (linha de pobreza R\$ 70,00 de setembro de 2010)	micro-dados amostra Censo Demográfico 2000
indig2010	proporção de domicílios indigentes (linha de pobreza R\$ 70,00 de setembro de 2010)	Dados preliminares Censo Demográfico 2010
domicprop2000	proporção de domicílios próprios	micro-dados amostra Censo Demográfico 2000
domicprop2010	proporção de domicílios próprios	Dados preliminares Censo Demográfico 2010
densidade2000	relação número de habitantes / domicílios	micro-dados amostra Censo Demográfico 2000
densidade2010	relação número de habitantes / domicílios	Dados preliminares Censo Demográfico 2010
abastagua2000	proporção de domicílios com água canalizada de rede de distribuição	micro-dados amostra Censo Demográfico 2000
abastagua2010	proporção de domicílios com água canalizada de rede de distribuição	Dados preliminares Censo Demográfico 2010

Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas (cont.)

Variável	Descrição	Fonte
----------	-----------	-------

esgoto2000	proporção de domicílios com ligação a rede de esgoto ou fossa séptica	micro-dados amostra Censo Demográfico 2000
esgoto2010	proporção de domicílios com ligação a rede de esgoto ou fossa séptica	Dados preliminares Censo Demográfico 2010
lixo2000	proporção de domicílios com coleta de lixo	micro-dados amostra Censo Demográfico 2000
lixo2010	proporção de domicílios com coleta de lixo	Dados preliminares Censo Demográfico 2010
eletrica2000	proporção de domicílios com ligação a rede de energia elétrica	micro-dados amostra Censo Demográfico 2000
eletrica2010	proporção de domicílios com ligação a rede de energia elétrica	Dados preliminares Censo Demográfico 2010
alfabet2000	taxa de alfabetização	micro-dados amostra Censo Demográfico 2000
alfabet2010	taxa de alfabetização	Dados preliminares Censo Demográfico 2010
pib	PIB municipal	IBGE
pibgr	PIB do setor agropecuário	IBGE
lavpe	valor da produção das lavouras permanentes	PAM-IBGE
lavtem	valor da produção das lavouras temporárias	PAM-IBGE
pecua	valor da produção da pecuária	PPM-IBGE
idfm	Índice de desenvolvimento municipal - Firjan	IPEADATA
idfme	Índice de desenvolvimento municipal - educação - Firjan	IPEADATA
idfmeren	Índice de desenvolvimento municipal - emprego e renda - Firjan	IPEADATA
udfmsau	Índice de desenvolvimento municipal - saúde - Firjan	IPEADATA

Tabela 1 - Estatísticas descritivas para variáveis utilizadas no modelo Probit - municípios dos territórios

variable	N	min	max	mean	p50	skewness	cv	p75
PIBcapita2005	155	2033.42		4517.02	3420.94	3.767	0.737	4886.96
idhm2000	155	0.570	0.830	0.661	0.660	0.588	0.078	0.690
PNDRdinamica	155	0.000	1.000	0.516	1.000	-0.065	0.971	1.000
poprural	154	429.000		5053.481	3595	1.891	0.831	6571
estrutura	155	0.021	0.656	0.239	0.212	0.846	0.547	0.32
domicpr~2000	155	0.567	0.926	0.764	0.753	-0.061	0.100	0.827
abastag~2000	155	0.198	0.956	0.631	0.646	-0.382	0.257	0.756
esgoto_2000	155	0.000	0.843	0.355	0.376	0.102	0.747	0.586
eletric~2000	155	0.353	0.997	0.799	0.834	-0.732	0.177	0.916
esgoto_2000	155	0.000	0.843	0.355	0.376	0.102	0.747	0.586
pobre_2000	155	0.096	0.685	0.466	0.489	-0.701	0.263	0.551

Tabela 2 - Estatísticas descritivas para variáveis utilizadas no modelo Probit - municípios que não pertencem aos territórios

variable	N	min	max	mean	p50	skewness	cv	p75
PIBcapi~2005	698	1779.53		7701.47	5619.23	8.427	1.153	8064.64
idhm2000	698	0.580	0.840	0.732	0.740	-0.383	0.066	0.770
PNDRdinamica	698	0.000	1.000	0.040	0.000	4.687	4.895	0.000
poprural	686	0.000		3093.653	2413	3.424	0.91	4051
estrutura	698	0.000	0.682	0.248	0.244	0.308	0.606	0.346
domicpr~2000	698	0.397	0.946	0.734	0.736	-0.094	0.121	0.8
abastag~2000	698	0.035	0.993	0.676	0.693	-0.513	0.265	0.811
esgoto_2000	698	0.000	0.975	0.568	0.611	-0.674	0.438	0.759
eletric~2000	698	0.529	1.000	0.944	0.975	-2.55	0.080	0.990
esgoto_2000	698	0.000	0.975	0.568	0.611	-0.674	0.438	0.759
pobre_2000	698	0.053	0.713	0.266	0.240	0.789	0.509	0.348

Tabela 3 - Estatísticas descritivas para variáveis (indicadores de variação) de resposta (output) por grupo de municípios

variable	não territórios		territórios	
	média	cv	média	cv
varpobre	-0.109	-0.61	-0.178	-0.398
varindig	-0.043	-1.257	-0.104	-0.700
vardompr	0.008	5.503	0.024	1.696
vardensi	-0.511	-0.299	-0.675	-0.263
varabast	0.05	1.347	0.047	1.88
varesgot	0.071	1.813	0.045	2.628
varlixo	0.157	0.65	0.174	0.542
vareletr	0.046	1.398	0.165	0.763
varalfab	0.026	0.953.	0.039	0.789
varpib	22799.005	8.527	8477.31	2.06
varpibag	9.76E+02	4.537	3082.631	2.655
varlavpe	5137.378	2.822	1503.85	3.765
varlavte	3893.842	3.636	4306.91	4.935
varpecua	3391.004	1.767	2853.574	1.957
varidfm	0.039	1.324	0.056	0.913
varidfme	0.093	0.544	0.109	0.435
varidfmeren	-0.023	-5.177	-0.009	-12.304
varidfmsau	0.048	1.496	0.067	1.198

Passemos finalmente a análise dos resultados do método (PSM) propriamente dito. Dividiremos isto em duas partes: na primeira iremos apresentar algumas indicações da

adequação da sua aplicação e na segunda iremos discutir os próprios resultados. Na Tabela 4 mostram-se as estimativas do modelo Probit assim como algumas estatísticas de ajuste deste modelo aos dados e sua capacidade preditiva. De certa forma, os sinais dos coeficientes estão de acordo com hipóteses relativas ao processo de seleção dos municípios ao Programa. Por exemplo, um sinal negativo para o coeficiente da variável idhm2000 vem a comprovar a própria existência de um critério para a inclusão de municípios nos Territórios: o seu baixo nível de desenvolvimento.

Da mesma forma, o valor positivo e significativo para a variável poprural, mostra que municípios de maior população rural têm maior probabilidade de serem selecionados aos Territórios. O baixo valor de significância econômica para esta variável por ser explicado por razões de escala e de unidade de medida. Isto já não ocorre com o coeficiente da variável estrutura o que vem a atestar o importante papel da ruralidade como critério de inclusão dos municípios no Programa. Só estamos destacando estes resultados (que em si próprios não parecem ter valor analítico superior a observação direta da realidade do programa) para verificar a validade do modelo como instrumento para estimar a probabilidade de seleção, sendo que o mesmo confirma hipóteses formuladas antecipadamente. De um ponto de vista de ajuste estatístico e de capacidade preditiva, o modelo é adequado com um valor de pseudo-R2 de 0,442 e predizendo corretamente os dados a uma taxa de 88%.

Tabela 4 - Resultados da estimação do modelo Probit

VARIAVEIS	COEFICIENTES
PIBcapita2005	0.000
idhm2000	-9.157***
PNDRdinamica	0.729***
poprural	0.000***
estrutura	1.049*
domicprop_2000	-3.413***
abastagua_2000	3.676***
esgoto_2000	-0.418
eletrica_2000	-4.304***
pobre_2000	1.664
Constant	8.403***
Observações	840
N	840
sensibilidade	57.79%
especificidade	95.34%
corretamente classificados	88.45%
r2_p	0.443

Erros padrões em parênteses;*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Em seguida, na Tabela 5, são apresentados os resultados dos testes de balanceamento para os dados pareados.⁵ Nesta tabela são apresentados para cada covariável os valores

⁵ Só apresentaremos os resultados dos testes de balanceamento realizados através do comando pstest do Stata. Este baseia-se em testes de diferenças de médias para as variáveis explicativas do modelo Probit, para os grupos de tratamento e de controle, antes e após o pareamento. Neste caso é um teste de igualdade de esperanças não condicionais. Um teste mais “forte” de balanceamento baseia-se na igualdade de esperanças das covariáveis do modelo condicionado a valores do propensity score. Este teste foi realizado através do comando pscore do Stata resultando em balanceamento ao nível de significância de 1%.

médios para o grupo de tratamento e de controle antes e depois de pareamento, o percentual de viés, o percentual de redução do viés após o pareamento e o resultado para o teste t de diferença de médias. Neste teste objetivamos aceitar a hipótese nula de igualdade de médias após o pareamento. Verifica-se que para a quase totalidade de variáveis (excetuando-se a variável PIB per capita municipal em 2005) aceitamos a hipótese nula de igualdade de médias, revelando um resultado bastante aceitável de balanceamento.

Tabela 5 - Resultados do teste de balanceamento para dados pareados pelo método do vizinho mais próximo (1 vizinho)

Variável	amostra	média		% vies	% red. de vies	teste t	
		Tratam.	Controle			t	p>t
PIBcapita2005	Não pareada	4517	7701.5	-47.5		-4.39	0.000
	pareada	4567.3	3729.7	12.5	73.7	2.67	0.008
idhm2000	Não pareada	0.66116	0.73225	-142.5		-16.38	0.000
	pareada	0.66342	0.65664	13.6	90.5	1.3	0.194
PNDRdinamica	Não pareada	0.51613	0.04011	125		19.31	0.000
	pareada	0.49315	0.45205	10.8	91.4	0.7	0.484
poprural	Não pareada	5053.5	3093.7	54.8		7.06	0.000
	pareada	4881.4	4840.2	1.2	97.9	0.08	0.933
estrutura	Não pareada	0.23939	0.24788	-6		-0.65	0.516
	pareada	0.24238	0.25512	-9	-50.1	-0.94	0.349
domicprop2000	Não pareada	0.76379	0.73373	36.3		3.9	0.000
	pareada	0.76164	0.77061	-10.8	70.2	-0.88	0.378
abastagua2000	Não pareada	0.63092	0.67557	-26.1		-2.85	0.004
	pareada	0.63587	0.61163	14.2	45.7	1.16	0.246
esgoto_2000	Não pareada	0.35474	0.56826	-83.1		-9.55	0.000
	pareada	0.36434	0.26868	37.2	55.2	3.11	0.002
eletrica2000	Não pareada	0.79852	0.94438	-128.8		-18.03	0
	pareada	0.81069	0.80965	0.9	99.3	0.07	0.945
esgoto_2000	Não pareada	0.35474	0.56826	-83.1		-9.55	0
	pareada	0.36434	0.26868	37.2	55.2	3.11	0.002
pobre_2000	Não pareada	0.46607	0.26629	154.7		16.88	0
	pareada	0.45963	0.4847	-19.4	87.4	-1.86	0.064

A partir da Tabela 6a são apresentados os valores dos efeitos médios do tratamento sobre o grupo de tratados (ATT) considerando-se os diversos indicadores de resposta (variáveis de “out-put”). Foram considerados 18 indicadores de resposta⁶ cujas médias e

⁶ Todos os indicadores de resposta foram definidos como variações - alguns no período decenal de 2000 a 2010 e outros em períodos mais curtos de 2005 a 2009 ou 2007 a 2009. Esta definição permite utilizar uma estimativa por dupla diferença que segundo a literatura sobre métodos de pareamento tem a virtude de reduzir não somente o viés de seleção devido as variáveis observáveis como também reduzir o viés de seleção devido a variáveis latentes fixas no tempo.

coeficientes de variação são mostrados na Tabela 3. Para assegurar uma maior segurança na interpretação dos resultados (robustez) os parâmetros ATT foram estimados considerando-se diversos algoritmos e critérios de pareamento⁷: “nearest neighbor one”⁸; “nearest neighbour five”⁹; radial¹⁰; distância de Mahalanobis; Kernel¹¹; Local linear regression.¹² O único parâmetro significativo (valor absoluto da estatística t superior a 2) resultante dos diversos critérios refere-se a variação do PIB agrícola entre 2005 e 2009(Tabela 6a). Apesar de não serem tão significativos devemos destacar também algumas outras estimativas dos parâmetros.¹³ Para o indicador varalfab (variação da taxa de alfabetização) observa-se ATT = -0,007 e t = -1,177 (nearest neighbor - 1 vizinho).¹⁴

Esta diferença é bastante pequena, mas significa que, de um ponto de vista de redução da taxa de analfabetismo, não existe efeito do programa. Para o indicador vardompr e para alguns algoritmos de pareamento existe um efeito positivo do programa no sentido de aumento da razão de domicílios próprios. Também o ocorre um efeito de redução da densidade de moradores por domicílio refletindo, mesmo que fracamente, uma melhoria de qualidade de condições habitacionais em favor dos municípios tratados. Quanto ao abastecimento de água os municípios tratados evoluíram desfavoravelmente em relação aos municípios do grupo de controle. O mesmo ocorreu com as condições de esgotamento e com a coleta de lixo.¹⁵

⁷ Existe um “trade-off” entre estes distintos algoritmos e critérios. Por exemplo, ao passarmos para o método do vizinho mais próximo com apenas 1 vizinho para o mesmo método com 5 vizinhos estamos tornando mais o método preciso (com menor variância, pois introduz mais informação nos cálculos), mas mais viesado (pois com a introdução de mais vizinhos no cálculo da diferença média pode reduzir a qualidade do pareamento). Para maiores detalhes, ver Caliendo e Kopeinig (2005).

⁸ Estimado com distância caliper de 0,25; trimming de 5% e suporte comum.

⁹ Estimado com distância caliper de 0,25; trimming de 5% e suporte comum.

¹⁰ Estimado com distância caliper de 0,25 e suporte comum.

¹¹ Estimado com suporte comum e trimming de 5%.

¹² Estimado com suporte comum e trimming de 5%.

¹³ Adotamos este procedimento porque as estimativas foram obtidas a partir de dados populacionais. Desta forma, de um ponto de vista mais amplo, não estamos realizando uma operação de inferência (baseada em amostra de dados) e iremos também dar destaque a valores de coeficientes que apresentem alguma significância econômica.

¹⁴ Isto deve ser interpretado como: a variação da taxa de alfabetização foi menor para os tratados do que para os não tratados (após o pareamento) e a diferença média da variação (dupla diferença) foi igual a -0,7%. Desta forma:

$(Taxa_{2010, tratados} - Taxa_{2000, tratados}) - (Taxa_{2010, controle} - Taxa_{2000, controle}) = -0,007$, o que significa que $(Taxa_{2010, tratados} - Taxa_{2000, tratados}) < (Taxa_{2010, controle} - Taxa_{2000, controle})$, ou seja, a taxa de alfabetização do grupo tratados aumentou menos no período 2000 a 2010 do que o grupo de controle.

¹⁵ Esta condição desfavorável da evolução dos municípios dos Territórios em relação aos municípios do grupo de controle para indicadores de infra-estrutura pode ser explicada em parte pela maior taxa de urbanização dos últimos. Pretende-se em nova versão do trabalho utilizar no pareamento a taxa de urbanização e verificar a sensibilidade dos resultados. Destaca-se que para energia elétrica, os municípios tratados tiveram uma evolução mais ampla e isto também pode ser explicado pela mesma razão apontada anteriormente: dada a amplitude de cobertura do Programa Luz para Todos e levando-se em conta que as áreas urbanas já se encontravam no início do período com elevada cobertura, então é natural que observemos estes resultados.

As Tabelas 7a a 7c mostram os resultados das estimativas dos parâmetros ATT realizadas para um período mais curto (que se refere mais a vigência dos Territórios). O que se pode complementar com a observação destas tabelas é o efeito positivo sobre o indicador de Saúde da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (varidfmsau) que tem valores significativos para muitos resultados de algoritmos.

Tabela 6a - Valores do parâmetro ATT (average effect of treatment on treated) para diversas variáveis de resposta (“output”) e algoritmos de pareamento

variavel	metodo	att	satt	t
varpobre	nearest neighbour 1	-0.006	0.011	-0.488
varindig	nearest neighbour 1	0.003	0.012	0.235
vardompr	nearest neighbour 1	0.002	0.008	0.197
vardensi	nearest neighbour 1	0.015	0.029	0.494
varabast	nearest neighbour 1	-0.002	0.014	-0.154
varesgot	nearest neighbour 1	-0.010	0.032	-0.328
varlixo	nearest neighbour 1	0.007	0.018	0.393
vareletr	nearest neighbour 1	0.002	0.018	0.117
varalfab	nearest neighbour 1	-0.007	0.006	-1.177
varpib	nearest neighbour 1	2758.101	2795.097	0.987
varpibag	nearest neighbour 1	1921.807	757.029	2.539
varlavpe	nearest neighbour 1	-397.152	1711.079	-0.232
varlavte	nearest neighbour 1	3329.558	2238.500	1.487
varpecua	nearest neighbour 1	1012.653	593.472	1.706
varidfm	nearest neighbour 1	-0.002	0.009	-0.160
varidfme	nearest neighbour 1	-0.006	0.010	-0.600
varidfmeren	nearest neighbour 1	-0.014	0.020	-0.675
varidfmsau	nearest neighbour 1	0.015	0.015	1.034
varpobre	nearest neighbour 5	0.004	0.009	0.420
varindig	nearest neighbour 5	0.012	0.010	1.192
vardompr	nearest neighbour 5	0.006	0.006	0.931
vardensi	nearest neighbour 5	0.000	0.026	-0.005
varabast	nearest neighbour 5	-0.004	0.012	-0.335
varesgot	nearest neighbour 5	-0.016	0.024	-0.665
varlixo	nearest neighbour 5	-0.006	0.015	-0.428
vareletr	nearest neighbour 5	0.012	0.015	0.801
varalfab	nearest neighbour 5	-0.006	0.005	-1.263
varpib	nearest neighbour 5	3538.279	3218.749	1.099
varpibag	nearest neighbour 5	1770.473	824.950	2.146
varlavpe	nearest neighbour 5	85.072	1141.368	0.075
varlavte	nearest neighbour 5	2303.276	2207.530	1.043
varpecua	nearest neighbour 5	796.430	645.265	1.234
varidfm	nearest neighbour 5	0.000	0.008	0.015
varidfme	nearest neighbour 5	-0.004	0.008	-0.436
varidfmeren	nearest neighbour 5	-0.012	0.017	-0.711
varidfmsau	nearest neighbour 5	0.016	0.012	1.364

Tabela 6b - Valores do parâmetro ATT (average effect of treatment on treated) para diversas variáveis de resposta (“output”) e algoritmos de pareamento

variavel	metodo	att	satt	t
varpobre	radial	-0.006	0.009	-0.689
varindig	radial	0.007	0.008	0.877
vardompr	radial	0.009	0.005	1.659
vardensi	radial	-0.014	0.021	-0.670
varabast	radial	-0.013	0.010	-1.368

varesgot	radial	-0.005	0.016	-0.300
varlixo	radial	-0.013	0.013	-1.003
vareletr	radial	0.018	0.011	1.567
varalfab	radial	-0.004	0.004	-1.255
varpib	radial	2180.025	3970.598	0.549
varpibag	radial	1744.244	810.866	2.151
varlavpe	radial	-740.419	1469.470	-0.504
varlavte	radial	1817.019	2158.022	0.842
varpecua	radial	673.577	704.278	0.956
varidfm	radial	-0.003	0.007	-0.407
varidfme	radial	-0.002	0.006	-0.350
varidfmeren	radial	-0.018	0.015	-1.178
varidfmsau	radial	0.012	0.010	1.216
varpobre	mahalanobis	-0.006	0.012	-0.536
varindig	mahalanobis	0.002	0.012	0.154
vardompr	mahalanobis	0.003	0.007	0.484
vardensi	mahalanobis	-0.020	0.030	-0.646
varabast	mahalanobis	-0.012	0.014	-0.856
varesgot	mahalanobis	-0.044	0.034	-1.306
varlixo	mahalanobis	-0.021	0.017	-1.251
vareletr	mahalanobis	0.010	0.020	0.484
varalfab	mahalanobis	-0.004	0.006	-0.665
varpib	mahalanobis	406.411	3485.742	0.117
varpibag	mahalanobis	1980.948	725.866	2.729
varlavpe	mahalanobis	-1887.704	3194.428	-0.591
varlavte	mahalanobis	2910.974	2236.702	1.301
varpecua	mahalanobis	586.396	857.261	0.684
varidfm	mahalanobis	0.000	0.010	0.047
varidfme	mahalanobis	-0.003	0.009	-0.266
varidfmeren	mahalanobis	-0.026	0.023	-1.098
varidfmsau	mahalanobis	0.030	0.014	2.126

Tabela 6c - Valores do parâmetro ATT (average effect of treatment on treated) para diversas variáveis de resposta (“output”) e algoritmos de pareamento

variavel	metodo	att	satt	t
varpobre	kernel	0.003	0.010	0.271
varindig	kernel	0.012	0.009	1.418
vardompr	kernel	0.006	0.006	0.970
vardensi	kernel	0.002	0.023	0.102
varabast	kernel	-0.005	0.011	-0.423
varesgot	kernel	-0.003	0.018	-0.157
varlixo	kernel	-0.005	0.014	-0.383
vareletr	kernel	0.012	0.012	0.940
varalfab	kernel	-0.007	0.004	-1.716
varpib	kernel	2917.184	4756.292	0.613
varpibag	kernel	1846.522	861.752	2.143
varlavpe	kernel	-88.317	1784.330	-0.049
varlavte	kernel	2646.671	2304.854	1.148
varpecua	kernel	843.947	796.126	1.060
varidfm	kernel	0.002	0.007	0.245
varidfme	kernel	-0.002	0.007	-0.290
varidfmeren	kernel	-0.010	0.017	-0.608
varidfmsau	kernel	0.018	0.011	1.643
varpobre	local linear regression	0.004		
varindig	local linear regression	0.016		

vardompr	local linear regression	0.007		
vardensi	local linear regression	-0.002		
varabast	local linear regression	-0.003		
varesgot	local linear regression	0.011		
varlixo	local linear regression	-0.008		
vareletr	local linear regression	0.008		
varalfab	local linear regression	-0.006		
varpib	local linear regression	2969.033		
varpibag	local linear regression	1829.208		
varlavpe	local linear regression	-157.967		
varlavte	local linear regression	2718.843		
varpecua	local linear regression	827.664		
varidfm	local linear regression	0.001		
varidfme	local linear regression	0.000		
varidfmeren	local linear regression	-0.012		
varidfmsau	local linear regression	0.014		

Tabela 7a - Valores do parâmetro ATT (average effect of treatment on treated) para diversas variáveis de resposta (“output”) e algoritmos de pareamento (período mais recente: 2007 a 2009)

variavel	metodo	att	satt	t
varpib	nearest neighbour 1	2758.101	2795.097	0.987
varpibag	nearest neighbour 1	1921.807	757.029	2.539
varlavpe	nearest neighbour 1	-397.152	1711.079	-0.232
varlavte	nearest neighbour 1	3329.558	2238.500	1.487
varpecua	nearest neighbour 1	1012.653	593.472	1.706
varidfm	nearest neighbour 1	-0.002	0.009	-0.160
varidfme	nearest neighbour 1	-0.006	0.010	-0.600
varidfmeren	nearest neighbour 1	-0.014	0.020	-0.675
varidfmsau	nearest neighbour 1	0.015	0.015	1.034
varpib	nearest neighbour 5	3538.279	3218.749	1.099
varpibag	nearest neighbour 5	1770.473	824.950	2.146
varlavpe	nearest neighbour 5	85.072	1141.368	0.075
varlavte	nearest neighbour 5	2303.276	2207.530	1.043
varpecua	nearest neighbour 5	796.430	645.265	1.234
varidfm	nearest neighbour 5	0.000	0.008	0.015
varidfme	nearest neighbour 5	-0.004	0.008	-0.436
varidfmeren	nearest neighbour 5	-0.012	0.017	-0.711
varidfmsau	nearest neighbour 5	0.016	0.012	1.364
varpib	radial	2180.025	3970.598	0.549
varpibag	radial	1744.244	810.866	2.151
varlavpe	radial	-740.419	1469.470	-0.504
varlavte	radial	1817.019	2158.022	0.842
varpecua	radial	673.577	704.278	0.956
varidfm	radial	-0.003	0.007	-0.407
varidfme	radial	-0.002	0.006	-0.350
varidfmeren	radial	-0.018	0.015	-1.178
varidfmsau	radial	0.012	0.010	1.216

Tabela 7b - Valores do parâmetro ATT (average effect of treatment on treated) para diversas variáveis de resposta (“output”) e algoritmos de pareamento (período mais recente: 2007 a 2009)

variavel	metodo	att	satt	t
varpib	mahalanobis	406.411	3485.742	0.117
varpibag	mahalanobis	1980.948	725.866	2.729
varlavpe	mahalanobis	-1887.704	3194.428	-0.591
varlavte	mahalanobis	2910.974	2236.702	1.301

varpecua	mahalanobis	586.396	857.261	0.684
varidfm	mahalanobis	0.000	0.010	0.047
varidfme	mahalanobis	-0.003	0.009	-0.266
varidfmeren	mahalanobis	-0.026	0.023	-1.098
varidfmsau	mahalanobis	0.030	0.014	2.126
varpib	kernel	2917.184	4756.292	0.613
varpibag	kernel	1846.522	861.752	2.143
varlavpe	kernel	-88.317	1784.330	-0.049
varlavte	kernel	2646.671	2304.854	1.148
varpecua	kernel	843.947	796.126	1.060
varidfm	kernel	0.002	0.007	0.245
varidfme	kernel	-0.002	0.007	-0.290
varidfmeren	kernel	-0.010	0.017	-0.608
varidfmsau	kernel	0.018	0.011	1.643
varpib	local linear regression	2969.033		
varpibag	local linear regression	1829.208		
varlavpe	local linear regression	-157.967		
varlavte	local linear regression	2718.843		
varpecua	local linear regression	827.664		
varidfm	local linear regression	0.001		
varidfme	local linear regression	0.000		
varidfmeren	local linear regression	-0.012		
varidfmsau	local linear regression	0.014		

4. Conclusões

O modelo construído para estimar os efeitos do programa Territórios da Cidadania no Estado de Minas Gerais utilizou o método PSM baseado em um conjunto de 18 indicadores econômicos e de desenvolvimento social. O pareamento foi feito com base em variáveis que supostamente determinam a probabilidade do município entrar no programa. Os referentes problemas metodológicos de análise econométrica foram apresentados inicialmente para evidenciar as dificuldades de realizar uma avaliação de impacto de programa governamental. Com o auxílio de referências próprias, foi indicado de que maneira estas barreiras podem ser contornadas pelos analistas.

Sobre os resultados do modelo construído, existem evidências de que no período de vigência do programa, os indicadores de aumento do produto da agropecuária foram afetados positivamente, em termos causais, pelo programa Territórios da Cidadania. Os indicadores que se referem a infra-estrutura social (de abastecimento de água e saneamento) não tiveram evolução favorável nos municípios do programa, mas isto pode estar refletindo a sua menor taxa de urbanização. Outros indicadores tiveram efeitos favoráveis para os municípios do programa, como foi o caso da proporção de domicílios próprios, razão habitantes-domicílios, energia elétrica e o indicador de desenvolvimento em condições de saúde.

Como forma de relativizar esta primeira conclusão, é importante ressaltar que a linha de investigação aqui aberta encontre continuidade. Devido ao curto período de existência do programa, percebe-se que ainda é necessário realizar um esforço de aprimoramento do modelo, assim como propor novos indicadores, a fim de ampliar este primeiro resultado. Algumas desses desenvolvimentos foram indicados durante a explicação das escolhas de variáveis na montagem do modelo e servem como ponto de partida para a continuação do estudo. Como enfatizado, este trabalho teve

a meta de aplicar métodos de pareamento para a avaliação de uma política pública concreta em Minas Gerais, e por esse motivo, um prosseguimento deve ser feito se o intuito for fazer uma avaliação sistemática e mais abrangente do programa Territórios da Cidadania.

Referências

- [1] Becker, S.O.; Ichino, A. (2002). Estimation of Average Treatment Effects based on Propensity Scores. *The Stata Journal* 2, Number 4, pp. 358–377.
- [2] Caliendo, M., Kopeinig, S (2005). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. Discussion Paper Series. Institute for the Study of Labor (IZA) DP No. 1588.
- [3] Heckman, James J., Robert LaLonde, and Jeffrey Smith. (1999). The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. In: Orley Ashenfelter and David Card (orgs.) *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, ed., 1865–2097. Amsterdam: North Holland.
- [4] Machado, D. D. G. (2011). Desenvolvimento e Território: uma análise das políticas públicas de abordagem territorial no governo Lula (2003-2010). Dissertação de Mestrado. Publicação 54/2011. UnB, Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária. Programa de Pós-Graduação em Agronegócios.
- [5] Manski, Charles e Garfinkel, Irwin (orgs.) (1992). *Evaluating Welfare and Training Programs*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- [6] Muniz, A. L. P. (2011). Desenvolvimento territorial: o perfil sócio-econômico dos Municípios pertencentes aos consads, territórios rurais e Territórios da cidadania. *Revista CEPPG*, no. 24, pp. 60-78.
- [7] Ortega, Antônio César (2008). *Territórios deprimidos: desafios para as políticas de desenvolvimento rural*. Campinas, SP: Editora Alínea; Uberlândia, MG: Edufu.
- [8] Ravallion, Martin (2001). The Mystery of the Vanishing Benefits: An Introduction to Impact Evaluation. *The World Bank Economic Review*, vol. 15, no. 1, 115-140.
- [9] Resende, A. e Oliveira, A. (2008). Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa-Escola sobre os gastos das famílias brasileiras. *Estudos Econômicos*. Instituto de Pesquisas Econômicas, v. 38, p. 235-265, 2008.
- [10] Rosenbaum, P. R. e Rubin, D. B. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, vol. 70, no. 1, 41-55.
- [11] Schneider, S. (2010). Situando o desenvolvimento rural no Brasil: o contexto e as questões em debate. *Revista de Economia Política*, vol. 30, no. 3, pp. 511-531.
- [12] Shahidur, R. K., Gayatri, B. K and Hussain, A. S. (2010). *Handbook on Impact Evaluation: quantitative methods and practices*. Washington: The World Bank.