

Escolha Ocupacional e Presença Bancária

No que tange à escolha ocupacional, é difícil por vezes caracterizar se os agentes estão piores ou melhores em dada situação uma vez que o conjunto de possibilidades disponíveis não pode ser hierarquizado com clareza. Em geral, há quatro possibilidades de escolha. O indivíduo escolhe entre a subsistência, ser conta-própria, ser empregado, ou ser empregador. O que se observa é que indivíduos que vivem na subsistência estão piores do que indivíduos que trabalham por conta-própria. Por seu turno, estes estão geralmente piores do que empregados, que estão geralmente piores do que empregadores. Entretanto, isto não claro, uma vez que o grupo de indivíduos que constituem a categoria conta-própria é francamente heterogêneo.

Assim sendo, o primeiro exercício proposto é verificar o efeito do tratamento sobre a probabilidade do indivíduo se tornar empregador. Nesse caso, parece claro que de modo geral os empregadores estão melhores do que as demais categorias, de modo que uma maior probabilidade significa uma maior liberdade para o exercício de escolhas, e conseqüentemente, um maior bem estar. O objetivo deste capítulo é avaliar se a presença bancária tem efeito sobre a probabilidade com que chefes de família se tornam empregadores. Comparando residentes de municípios baianos que perderam sua última representação bancária no período pós-estabilização com residentes de localidades que se mantiveram exclusivamente com uma única agência ao longo do período que divide os dois Censos Demográficos, usamos o método de *diferenças em diferenças* e *propensity score matching* para determinar se existe uma diferença comparativa nas probabilidades com que chefes de família se tornam empregadores. Num primeiro momento, são definidos os grupos de *tratamento* e *controle*. Numa etapa posterior, as estatísticas de ambos os grupos são comparadas. Finalmente, os resultados são apresentados.

3.1

Estratificação da Amostra

Diante da proposta de se avaliar o efeito da perda de representação bancária local sobre a probabilidade de o indivíduo se tornar empregador, surge a necessidade de se definirem os grupos de *tratamento* e *controle*. A seção 2.1.3, foi comentada a determinação de *dummies* que assinalam a presença de uma agência ou posto de atendimento bancário em dado município para um determinado ano. A partir daí, definiu-se o grupo de *tratamento* como o conjunto de chefes de família morando em domicílios particulares e permanentes localizados nas sedes municipais que perderam sua única representação bancária entre os anos de 1994 a 1998, e onde reside apenas uma família. Na tabela abaixo é apresentado um perfil do grupo de *tratamento* a partir das *dummies* que assinalam a presença bancária na sede municipal.

Tabela 2: Grupos de *Tratamento* e *Controle* definidos em termos do perfil de penetração bancária sobre a sede do município.

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Grupo de Tratamento	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0
	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0
	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0
	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0
	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0
Grupo de Controle	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

As noções que definem os grupos de controle seguem com certa naturalidade: o grupo de *controle* é constituído pelo conjunto de pessoas residentes em domicílios particulares e permanentes localizados em sedes municipais de que se mantiveram com uma, e apenas uma, representação bancária ao longo da década de noventa, e onde reside apenas uma família. A partir destas definições, 9 foram os municípios contabilizados como pertencentes ao grupo de tratamento, e 125 os municípios pertencentes ao grupo de controle⁸.

⁸ Ao serem consideradas agências sem carteira comercial, este número são de, respectivamente, 22 e 112 municípios.

É importante notar que a formação dos grupos de *tratamento e controle* seguiu estas definições estritamente. Não foram, portanto, adicionadas ao grupo de *controle* as observações de domicílios pertencentes a municípios com a presença de mais de uma representação bancária em qualquer ano, mesmo que por um curto período. A razão é que a colocação de novos postos de atendimento pode estar mais diretamente relacionada a variáveis omitidas, como, por exemplo, aumentos repentinos de produtividade em determinados setores da economia local. O objetivo é, portanto, controlar para alguma heterogeneidade não observada. Na mesma linha, municípios que perderam a única representação bancária em período distinto do intervalo 1994 – 1998 também não foram considerados parte do grupo de *tratamento* porque haveria uma alta probabilidade da saída do posto bancário não se relacionar – ainda que indiretamente – às medidas decorrentes do processo de estabilização monetária.

Um aspecto importante é que a atribuição do *status* de *tratamento* ou *controle* é dada a todas as observações residentes em uma mesma localidade. Existe, nesse caso, um *trade-off* evidente: por um lado, há uma perda de sensibilidade na obtenção de resultados diante de um esperado efeito heterogêneo da saída da representação bancária sobre os residentes de uma mesma localidade. Uma possível alternativa seria recorrer a algo semelhante a Angrist (1990), determinando, por exemplo, uma probabilidade de diferentes indivíduos recorrerem ao uso da representação bancária local. Por outro lado, esta escolha minimiza o problema decorrente de componentes não observáveis e específicos aos indivíduos influenciarem a decisão de participar do tratamento.

É importante ressaltar que o intervalo relativamente longo entre os dois períodos de medição das variáveis de performance reforça a possibilidade de que variáveis relevantes estejam sendo omitidas. Mais ainda: torna o experimento particularmente susceptível a ocorrência de choques que afetem tanto o grupo de tratamento como os grupos de controle de forma heterogênea⁹. Na parte que segue, apresentamos as estatísticas relativas aos dois grupos.

⁹ De fato, é difícil argumentar que os grupos de tratamento e controle estejam em trajetórias paralelas ao longo de um período tão extenso.

3.2

Tratamentos vs. Controles

Nesta seção, apresentamos as estatísticas descritivas dos grupos de *tratamento* e *controle*. Na tabela 3, abaixo, são apresentadas as médias ou proporções das principais variáveis, por grupo e ano.

Tabela 3: Estatísticas descritivas para os grupos de *tratamento* e *controle*.

		Grupo de Controle	Grupo de Tratamento	Diferença	P-valor P> z
Proporção de chefes de família mulheres	1991	0.2289	0.2175	0.0114	0.411
	2000	0.2652	0.2353	0.0299	0.009
Proporção de chefes vivendo na companhia de cônjuges	1991	0.7093	0.7222	-0.0129	0.391
	2000	0.6746	0.7046	-0.0300	0.013
Proporção de chefes brancos	1991	0.2329	0.2945	-0.0615	0.000
	2000	0.2867	0.3068	-0.0200	0.087
Média de idade, em anos	1991	46.9260	46.3684	0.5577	0.309
	2000	47.1675	46.6547	0.5129	0.246
Média de anos de estudo	1991	2.6196	2.0625	0.5571	0.000
	2000	3.3761	2.7595	0.6166	0.000
Proporção de empregadores	1991	0.0412	0.0264	0.0148	0.049
	2000	0.0289	0.0355	-0.0066	0.220
Proporção de chefes exerc. ativ. remunerada	1991	0.9725	0.9850	-0.0125	0.042
	2000	0.9024	0.8997	0.0027	0.768
Prop. de chefes que viveram sempre no mesmo munic.	1991	0.5664	0.5983	-0.0319	0.051
	2000	0.5574	0.5661	-0.0087	0.498
Proporção de chefes com deficiência	1991	0.0178	0.0146	0.0032	0.463
	2000	0.0363	0.0251	0.0111	0.022
Média de familiares morando no domicílio	1991	4.4442	4.0687	0.3755	0.000
	2000	3.8145	3.6256	0.1889	0.000
Prop. de chefes exerc. ativ. como servidores públicos	1991	0.1220	0.1149	0.0071	0.568
	2000	0.1501	0.1412	0.0089	0.437
Prop. chefes que contribui para previdência pública	1991	0.3032	0.2058	0.0975	0.000
	2000	0.1115	0.1038	0.0078	0.506
Média de horas trab. por semana na ocupação principal	1991	41.9290	40.1395	1.7895	0.000
	2000	43.0716	38.9222	4.1494	0.000
Média de rendimentos mensais (em R\$ de 2000)	1991	350.0519	299.2147	50.8372	0.191
	2000	353.1660	285.5943	67.5717	0.031
Média do Índice de Riqueza	1991	-0.9234	-1.1626	0.2392	0.000
	2000	0.0058	-0.0606	0.0664	0.171
Número total de observações	1991	19236	961		
	2000	27575	1581		

Nas primeira e segunda colunas, são apresentadas as médias ou proporções para os grupos de controle e tratamento, respectivamente. Na terceira coluna é apresentada a diferença entre ambos, e na quarta coluna, o *p-valor* para o teste de proporções ou médias entre ambos os grupos. Os chefes pertencentes ao grupo de

controle são, em geral, mais brancos, mais estudados, têm famílias maiores, e trabalham mais horas durante a semana, para ambos os anos vistos. Por outro lado, é possível verificar que não existe diferença nas médias para ambos os grupos para a idade e a proporção de chefes servidores públicos. As demais variáveis, em geral, apresentam diferenças ou para o ano de 1991, ou para o ano de 2000. Um ponto importante a ser frisado é a diferença no número total de observações entre ambos os grupos. Esse é um ponto de fragilidade na análise, na medida em que efeitos significantes são mais difíceis de serem obtidos.

3.3

Resultados

3.3.1

Usando Diferenças em Diferenças

A tabelas 4, abaixo, apresenta os resultados das regressões usando o método de diferenças em diferenças com um modelo *probit*. A equação estimada é a Eq. 1, descrita na seção 2.4.4, onde y_i , a variável dependente, é probabilidade do agente se tornar empregador. O coeficiente de interesse é aquele produzido pela interação entre a *dummy* para o ano 2000 e a *dummy* que assinala o tratamento, ou seja, a perda da última representação bancária. A amostra foi restrita a chefes de família exercendo atividade remunerada, excetuando-se militares e funcionários públicos.

Na coluna (1), são incluídos apenas características individuais como controles da regressão. Ao contrário do esperado, o coeficiente do diferenças em diferenças é positivo e significativo. Na prática, isso significa que chefes de família vivendo em municípios que perderam a última representação bancária no período relevante têm maior probabilidade de se tornarem empregadores. Nas colunas (2) e (3) são incluídas, respectivamente, *dummies* para município e controle municipais agregados. As primeiras, captam tudo que é comum a observações pertencentes a um mesmo município, independentemente do ano em questão, se 1991 ou 2000. Assim, essas *dummies* controlam supostamente para as idiosincrasias de cada localidade que se mantêm constantes ao longo de ambos os

períodos. As segundas, adicionam à regressão informação de fatores comuns a observações pertencentes a um mesmo município em um mesmo ano, e que estariam condicionado a escolha ocupacional dos chefes de família.

Tabela 4: Diferenças em Diferenças sobre a probabilidade de ser empregador usando modelo *probit*.

A variável dependente é a probabilidade de chefe da família ser empregador. A amostra é restrita a chefes de família exercendo atividade remunerada, exclusive funcionários públicos e militares.				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Dummy para 2000	-0.44047*** (0.000)	-0.46942*** (0.000)	-0.27439 (0.291)	-0.14331 (0.673)
Dummy para tratamento	-0.04872 (0.678)	-0.83380 (0.116)	0.30789 (0.622)	-0.09491 (0.915)
Diferenças em diferenças	0.25867* (0.083)	0.30714** (0.041)	0.28253* (0.074)	-0.22514 (0.700)
Índice de riqueza	0.26706*** (0.000)	0.27575*** (0.000)	0.27576*** (0.000)	0.28634*** (0.000)
Dummy se mulher	-0.52308*** (0.000)	-0.53281*** (0.000)	-0.53516*** (0.000)	-0.53878*** (0.000)
Idade	-0.00641 (0.461)	-0.00429 (0.625)	-0.00404 (0.648)	-0.00267 (0.766)
(Idade) ²	0.00011 (0.225)	0.00009 (0.305)	0.00009 (0.331)	0.00008 (0.416)
Dummy se branco	0.10736*** (0.003)	0.11813*** (0.002)	0.11981*** (0.002)	0.11707*** (0.003)
Anos de estudo	0.02222*** (0.000)	0.02450*** (0.000)	0.02509*** (0.000)	0.02692*** (0.000)
Deficiência	0.01147 (0.946)	-0.02168 (0.899)	-0.02120 (0.901)	0.00315 (0.985)
Dummy se vive com cônjuge	0.04973 (0.563)	0.05758 (0.512)	0.06520 (0.454)	0.06676 (0.452)
Dummy se mulher * Dummy se vive com cônjuge	0.05854 (0.804)	0.05239 (0.831)	0.08795 (0.720)	0.11106 (0.651)
Número de parentes no domicílio	0.03306*** (0.001)	0.03852*** (0.000)	0.03864*** (0.000)	0.03924*** (0.000)
Constante	-1.88150*** (0.000)	-2.01568*** (0.000)	-1.14841 (0.446)	-2.38109*** (0.000)
Dummies para Município	não	sim	sim	sim
Controles Municipais Agregados [‡]	não	não	sim	não
Dummies para Município*Ano	não	não	não	sim
Observações	27546	27382	27382	25227
Pseudo R2	0.193	0.228	0.233	0.246
P-valores robustos à heteroscedasticidade entre parênteses				
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%				
‡ : Os controles agregados incluem: média de anos de estudo para pessoas com mais de 25 anos, população total,				

Nas coluna (4), são incluídas *dummies* para cada localidade em cada ano. O objetivo é incluir na regressão um máximo de informação possível acerca de elementos comuns às observações de um mesmo município em um mesmo ano, que estariam condicionando as escolhas ocupacionais. Por esta razão, são

excluídas desta coluna informações sobre agregados municipais já que a inclusão destas *dummies* substitui o eventual uso de variáveis agregadas cujos valores seriam atribuídos conjuntamente a todas as observações de uma localidade em um mesmo período. Com efeito, a inclusão destas *dummies* constitui uma tentativa de controlar para componentes não observados, sobretudo não específicos aos indivíduos, que estejam influenciando as iniciativas ocupacionais. O resultado é a perda de significância do coeficiente do diferenças em diferenças, que agora se torna negativo. Nota-se, ainda, que o número total de observações cai um pouco, já que são excluídas as observações pertencentes a localidades em períodos em que não se verifica a presença de empregadores.

Assim, ao considerarmos chefes de família vivendo em municípios que perderam a última representação bancária no período relevante, comparativamente a chefes de família vivendo em municípios que se mantiveram com uma única representação bancária ao longo do período em questão, não há indícios que estes estejam mais restritos em suas escolhas ocupacionais. Em particular, não há indícios que estes chefes de família estejam sujeitos a uma distribuição de probabilidade de ser empregador cuja média é inferior em decorrência da perda de representação bancária. Ao contrário, o sinal é positivo. Destaca-se que os controles relacionados à raça, educação, riqueza e sexo apresentam os sinais esperados e são fortemente significantes. De modo um tanto curioso, o mesmo não é verdade para idade. Outras variáveis que representam características individuais são pouco significantes, a exceção da variável que aponta o número de parentes vivendo no domicílio.

Duas observações importantes merecem ser feitas. A primeira delas é que a inclusão de *dummies* para município/ano influi na regressão roubando a significância do coeficiente de interesse, isto é, do coeficiente diferenças em diferenças. Nesse sentido, a inclusão de tais *dummies* seria um teste rigoroso demais, na medida em que sua adição ao conjunto de variáveis da regressão controlaria para toda a heterogeneidade das localidades. Por outro lado, é razoável se supor que o efeito da perda de representação bancária seja, de algum modo, heterogêneo. De modo a oferecer um teste de robustez alternativos sobre os resultados, são apresentadas as estatísticas obtidas pelo método de *propensity score matching* na seção seguinte.

Uma segunda observação diz respeito a seleção da amostra. Foram consideradas, dentre as representações bancárias, apenas agências bancárias com *carteira comercial*, postos de atendimento bancário e postos de atendimento avançado. Pode-se argumentar – de modo bastante razoável – que a amostra não estaria incluindo municípios que perderam representações bancárias sem carteira comercial, o que ampliaria o número de localidades no grupo de *tratamento* e reduziria o número de localidades no grupo de *controle*, tornando, portanto, a composição de tais grupos menos díspares. Em geral, tais agências se resumem a escritórios de contabilidade, e não desempenham nenhuma atividade junto ao público. Por outro lado, é possível supor que muitas localidades menores eram atendidas por agências bancárias¹⁰ cuja carteira comercial permanecia vinculada as atividades de uma agência sediada em outro município. No apêndice a este capítulo, apresentamos os resultados das regressões para a amostra não restrita a agências com carteira comercial no conjunto de representações bancárias consideradas.

3.3.2

Usando *Propensity Score Matching*

Nesta seção, são apresentados os resultados obtidos por meio do uso do método de *Propensity Score Matching*. Conforme argumentado anteriormente, o método consiste em obter as diferenças de certas variáveis de performance entre *tratados* e *controles*, sendo estas condicionais à probabilidade de adesão ao tratamento. Esta probabilidade é aqui estimada usando-se um modelo *probit*, para o qual são usadas variáveis que representam características individuais e agregadas. São então computados os valores estimados para a probabilidade de adesão ao tratamento de acordo com o modelo estimado para cada uma das observações, *tratamentos* e *controles*. Em seguida, as observações com a mesma probabilidade estimada são comparadas, de onde se extrai a diferença entre *tratamentos* e *controles* para uma dada variável de performance. Assim, a probabilidade estimada funciona como uma métrica para a comparação entre observações de

¹⁰ Isso é relevante, na medida que a ampliação de serviços bancários via instalação de postos de atendimento se dá, mais notadamente, a partir da segunda metade da década de noventa.

diferentes *status* em relação à perda de agência bancária. Por um lado, quanto maior o número de variáveis agregadas, maior é o grau de ajuste que explica a aderência ao tratamento. Por outro lado, maior o número de características individuais, mais precisa é a comparação entre as observações com a mesma probabilidade estimada, e portanto, mais acurado é o contra-factual construído a partir das estimativas. Este procedimento é aqui efetivado em dois momentos distintos, antes e depois do tratamento. As tabelas abaixo apresenta as estimativas para a probabilidade de adesão ao tratamento obtidas por meio de um modelo *probit*. São incluídas diversas variáveis agregadas, grande parte delas com elevado grau de significância. São incluídas variáveis que correspondem a características individuais, e que visam tornar mais preciso o contra-factual estabelecido.

Tabela 5: Estimativas da probabilidade de se aderir ao tratamento usando modelo *probit*, regredido em características individuais e municipais : 1991.

Estimativas para Modelo Probit		Num. de observ.	12439			
Variável dependente é a probabilidade de tratamento		LR chi2(24)	4084.24			
		Prob > chi2	0.0000			
Log likelihood =-385.97007		Pseudo R2	0.8410			
Tratamento	Coef.	Err. Padr.	z	P> z	[95% Interv. de Conf.]	
Dummy se mulher	0.12129	0.19729	0.610	0.5390	-0.26538	0.507972
Idade	0.04617	0.02628	1.760	0.0790	-0.00534	0.097682
Dummy se sempre morou no mesmo município	0.29202	0.11426	2.560	0.0110	0.06807	0.515971
Anos de estudo	0.02436	0.02218	1.100	0.2720	-0.01911	0.067826
Dummy para deficiência	-1.33086	1.39886	-0.950	0.3410	-4.07256	1.41085
Índice de riqueza	-0.00661	0.03266	-0.200	0.8400	-0.07062	0.057409
Nº de parentes	-0.00406	0.18609	-0.020	0.9830	-0.36879	0.360669
Nº pess. morando no domicílio	-0.02521	0.18551	-0.140	0.8920	-0.3888	0.33839
Idade ao quadrado	-0.00040	0.00028	-1.410	0.1600	-0.00095	0.000156
Dummy de raça 1	0.97346	0.25124	3.870	0.0000	0.481041	1.465878
Dummy de raça 4	0.59664	0.24879	2.400	0.0160	0.10902	1.084257
Latitude	-23.37404	4.46266	-5.240	0.0000	-32.1207	-14.6274
Longitude	252.87660	19.01732	13.300	0.0000	215.6033	290.1499
Pop. estimada 1996	-0.00160	0.00015	-10.980	0.0000	-0.00189	-0.00132
PIB municipal 1996	0.00010	0.00001	11.330	0.0000	8.26E-05	0.000117
Distância à capital	0.02570	0.00220	11.660	0.0000	0.021381	0.030017
Taxa de alfabetização	0.55925	0.04616	12.120	0.0000	0.468778	0.649716
Pop. total	0.00111	0.00011	9.770	0.0000	0.000886	0.001331
Med. anos de estudo	-17.25462	1.26787	-13.610	0.0000	-19.7396	-14.7696
Renda per capita	-0.08960	0.02029	-4.420	0.0000	-0.12937	-0.04982
Índice de Gini	-42.26776	5.15947	-8.190	0.0000	-52.3801	-32.1554
Taxa de Urbanização	-16.60405	1.52175	-10.910	0.0000	-19.5866	-13.6215
% renda aprop. 10% mais ricos	0.76778	0.06037	12.720	0.0000	0.649451	0.886116
Intensidade da Pobreza	0.33504	0.05254	6.380	0.0000	0.23206	0.438027
Constante	139.51590	10.66601	13.080	0.0000	118.6109	160.4209

Tabela 6: Estimativas da probabilidade de se aderir ao tratamento usando modelo *probit*, regredido em características individuais e municipais : 2000.

Estimativas para Modelo Probit		Num. de observ.		14907			
Variável dependente é a probabilidade de tratamento		LR chi2(24)		4405.92			
		Prob > chi2		0.0000			
Log likelihood =-1124.0088		Pseudo R2		0.6622			
Tratamento	Coef.	Err. Padr.	z	P> z	[95% Interv. de Conf.]		
Dummy se mulher	0.17505	0.15935	1.100	0.2720	-0.13727	0.487368	
Idade	0.02625	0.01383	1.900	0.0580	-0.00085	0.053362	
Dummy se sempre morou no mesmo município	0.02534	0.06290	0.400	0.6870	-0.09794	0.148613	
Anos de estudo	-0.01389	0.01144	-1.210	0.2240	-0.03631	0.008523	
Vive com cônjuge	0.39270	0.13248	2.960	0.0030	0.133049	0.652342	
Vive com cônjuge*Dummy se mulher	-0.07247	0.28384	-0.260	0.7980	-0.62878	0.483843	
deficiencia	-0.29874	0.27074	-1.100	0.2700	-0.82939	0.231899	
Índice de riqueza	0.02534	0.02048	1.240	0.2160	-0.01479	0.065482	
Nº de parentes	0.16495	0.21887	0.750	0.4510	-0.26404	0.593936	
Nº pess. morando no domicilio	-0.23599	0.21853	-1.080	0.2800	-0.66429	0.192324	
Idade ao quadrado	-0.00031	0.00015	-2.100	0.0350	-0.00059	-2.1E-05	
Dummy de raça 2	0.04322	0.13472	0.320	0.7480	-0.22083	0.307268	
Dummy de raça 4	0.17752	0.06916	2.570	0.0100	0.04196	0.313078	
Latitude	15.88021	1.58059	10.050	0.0000	12.78232	18.9781	
Longitude	153.27740	6.62060	23.150	0.0000	140.3013	166.2536	
Pop. estimada 1996	0.00258	0.00011	22.880	0.0000	0.002358	0.0028	
PIB municipal 1996	0.00011	0.00001	19.180	0.0000	0.000103	0.000127	
Distância à capital	0.02933	0.00138	21.290	0.0000	0.026631	0.032033	
Taxa de alfabetização	0.54739	0.02583	21.190	0.0000	0.496756	0.598027	
Pop. total	-0.00340	0.00015	-22.790	0.0000	-0.00369	-0.00311	
Med. anos de estudo	-16.53647	0.73773	-22.420	0.0000	-17.9824	-15.0906	
Renda per capita	0.14865	0.00912	16.300	0.0000	0.130783	0.166523	
Índice de Gini	-212.07410	10.97008	-19.330	0.0000	-233.575	-190.573	
Taxa de Urbanização	13.95478	0.76300	18.290	0.0000	12.45933	15.45023	
% renda aprop. 10% mais ricos	1.11380	0.06016	18.520	0.0000	0.995899	1.231709	
Intensidade da Pobreza	1.47160	0.07713	19.080	0.0000	1.320425	1.622783	
Constante	81.77741	3.33903	24.490	0.0000	75.23302	88.32179	

É importante notar que as regressões, para os anos de 1991 e 2000, não são rigorosamente iguais, ao menos no que tange às variáveis que representam características individuais. Quer dizer: as especificações usadas são as mesmas para ambos os anos, mas especialmente para o ano de 1991 existe uma maior incidência de *drops* devido à presença de multicolinearidade perfeita. Por outro lado, a regressão para o ano de 2000 apresenta menos variáveis excluídas, fruto, possivelmente, da maior diversidade de características associadas ao *status* de empregador do que em 1991. O grau de ajuste de ambas as regressões são elevados, mas diferentes.

A tabela abaixo sintetiza a diferença estimada para, respectivamente, os anos de 1991 e 2000. Conforme já destacado, a diferença de interesse é dada pelo *efeito médio do tratamento sobre o grupo dos tratados, ATET*. Para ambos os anos a diferença é negativa, o que indica – ao menos a princípio – uma menor

probabilidade de indivíduos semelhantes exercerem atividades como empregadores em localidades que perderam a última representação bancária.

Tabela 7: Apuração dos efeitos médios do tratamento sobre a probabilidade de ser empregador: 1991

Variável	Amostra	Tratamentos	Controles	Diferença
Empregador	Unmatched	0.031250	0.046826	-0.015576
	ATET	0.042453	0.075472	-0.033019
	ATU	0.044379	0.041420	-0.002959
	ATE			-0.014545

Tabela 8: Apuração dos efeitos médios do tratamento sobre a probabilidade de ser empregador: 2000

Variável	Amostra	Tratamentos	Controles	Diferença
Empregador	Unmatched	0.041190	0.034063	0.007127
	ATET	0.042353	0.058824	-0.016471
	ATU	0.033687	0.023082	-0.010605
	ATE			-0.012638

As tabelas abaixo destacam o número de observações usadas na comparação entre o grupo de *tratamento e controle*. Para o ano de 1991, de um total de mais de 12 mil chefes de família, 550 é o número de chefes de domicílio cuja probabilidade aferida de adesão ao tratamento é relativamente semelhante, independentemente do *status* efetivo em relação à perda de representação bancária. Em outras palavras, 550 chefes encontram-se sobre o suporte comum da distribuição de probabilidade de se aderir ao tratamento. Isso significa que foram excluídos chefes de domicílio cuja probabilidade aferida de adesão ao tratamento de acordo com a estimativa do modelo *probit* seja ou muito alta, ou muito baixa.

Tabela 9: Número total de observações usadas na comparação: 1991

	Fora do Suporte	Sobre Suporte	Total
Não Tratados	11,493	338	11,831
Tratados	396	212	608
Total	11,889	550	12,439

Esta restrição sobre o número de observações computadas para o ano de 1991 pode ser explicada em parte pela elevada capacidade explicativa da regressão estimada pelo modelo *probit* naquele ano. Por um lado, isto é desfavorável, na medida em que se reduz a amostra a ser comparada. Por outro lado, as comparações efetivadas de acordo com a métrica da probabilidade estimada são mais precisas. Para o ano de 2000, o número de observações sobre o suporte comum é maior, como se observa na tabela abaixo.

Tabela 10: Número total de observações usadas na comparação: 2000

	Fora do Suporte	Sobre Suporte	Total
Não Tratados	12,430	1,603	14,033
Tratados	24	850	874
Total	12,454	2,453	14,907

Assim, uma forma de verificar se o efeito do tratamento existe consistem em se determinar o intervalo de confiança para ambos os anos (1991 e 2000). Por hipótese, gostaríamos que o efeito fosse estatisticamente zero em 1991, e estatisticamente diferente de zero em 2000. Em particular, gostaríamos que o efeito fosse negativo para o ano de 2000. A tabela abaixo estima o intervalo de confiança pela técnica de *bootstrap*, usando-se cem replicações. Da diferença observada para o ano de 1991, relatada também na tabela 7, há um viés de pequena amostra de aproximadamente -0.008. Nota-se que nenhum dos intervalos de confiança estabelecidos excluem a origem.

Tabela 11: Intervalo de confiança para o *ATET* estimado para a probabilidade de ser empregador: 1991

Variável	Replicações	Dif. Observada	Viés	Err. Pad.	[95% Interv. de Conf.]		
Empregador	100	-0.03302	-0.00834	0.057193	-0.14650	0.08046	(N)
					-0.23404	0.03191	(P)
					-0.24825	0.03109	(BC)
Nota:	N = normal						
	P = percentílico						
	BC = bias-corrected						

Para o ano de 2000, as estimativas apresentadas na tabela abaixo são semelhantes no tocante à exclusão do efeito nulo do intervalo de confiança estimado. Nota-se que, para este ano, os intervalos de confiança são visivelmente mais estreitos, resultado, possivelmente, do maior número de observações comparadas para este ano.

Tabela 12: Intervalo de confiança para o *ATET* estimado para a probabilidade de ser empregador: 2000

Variável	Replicações	Dif. Observada	Viés	Err. Pad.	[95% Interv. de Conf.]		
Empregador	100	-0.01647	-0.00408	0.026246	-0.06855	0.03561	(N)
					-0.08189	0.02607	(P)
					-0.07243	0.03003	(BC)
Nota:	N = normal						
	P = percentílico						
	BC = bias-corrected						

Assim, os testes apresentados que fazem uso do *Propensity Score Matching* parecem ratificar as estimativas obtidas com o método de diferenças em diferenças, cujo resultado implica a nulidade do efeito da saída da última representação bancária sobre a probabilidade de chefes de família serem empregadores, em comparação à municípios cuja representação bancária local se manteve durante o período sob análise.