

4

Escolha Ocupacional e Concentração Bancária

No capítulo anterior, procurou-se analisar o efeito da saída da representação bancária local sobre a probabilidade de chefes de família sediados em pequenas localidades baianas exercerem atividade remunerada como empregadores. A partir da hipótese de que a maior incidência de decisões nesse sentido indicaria uma maior liberdade de escolhas, e portanto, um maior bem estar, dois métodos tradicionalmente usados em estudos de avaliação de políticas forma empregados, e indicaram que não existem evidências que corroborem a hipótese inicial que a maior incidência de representações bancárias, isto é, maior capilarização dos serviços bancários, produz efeitos sobre as decisões individuais na medida em que, por exemplo, atenuaria os efeitos das restrições de crédito sobre a população local. Nesse capítulo, estendemos a análise de modo a captar eventuais efeitos da concentração do mercado bancário local sobre as decisões individuais. A pergunta feita é a seguinte: estarão os chefes de família sediados em localidades que experimentaram um concentração no mercado bancário mais restritos em suas escolhas, comparativamente a chefes de família que residem em municípios cuja rede bancária local não passou por tal experiência?

Na prática, a hipótese deste exercício pergunta se a concentração bancária pode conduzir a maiores restrições sobre a possibilidade de chefes da família exercerem atividades remuneradas enquanto empregadores. Desde logo, é importante salientar, tal qual efetivado no capítulo anterior, que os mecanismos por meio dos quais bancos afetam as decisões individuais não serão explicitamente testados. Novamente, o que queremos determinar é uma diferença na distribuição de probabilidade entre os grupos de *tratamento* e *controle* no que tange as escolhas ocupacionais, que pode ter sido ocasionada por restrições de acesso à serviços bancários.

A hipótese subjacente é a que localidades que chefes de família sediados em localidades que experimentaram concentração bancária estão mais restritos em suas escolhas ocupacionais do que chefes vivendo em municípios que não passaram por tal experiência. Isso seria decorrente, sobretudo, da incidência de

custos mais altos, do ponto de vista do consumidor, que ocorrem em indústrias mais concentradas. Não é claro entretanto, que este aumento de custos se refletiria sobre tarifas de serviço bancário e taxas de juros sobre empréstimos. É mais provável, dada a abrangência nacional dos principais bancos brasileiros e a uniformidade de tarifas, que as restrições impostas pelo mercado mais concentrado se refletiriam em termos de racionamento de quantidades e não de preços. Em particular, de crédito. Na parte que segue, são apresentados os critérios que levaram as definições dos grupos de *tratamento e controle*.

4.1

Estratificação da Amostra

A pergunta que se coloca é como organizar a amostra e a definir os grupos de *tratamento e controle* de modo razoável. Algumas escolhas foram feitas e cabe ao leitor ponderar sobre sua razoabilidade.

Em primeiro lugar, tendo em vista os dados relativos a presença de agências e postos bancários nas localidades, e as respectivas bandeiras de cada um destes estabelecimentos, definiu-se uma medida de concentração no mercado bancário local. A medida de concentração de mercado adotada é dada pelo índice *Herfindahl-Hirschman*, ou índice *HH*, definido para cada mercado relevante, ou seja, para cada sede municipal *i* no ano *t*, como:

$$\text{Eq. 4)} \quad HH_{it} = \sum_{j=1}^J \left(\frac{b_{jit}}{N_{it}} \right)^2$$

onde N_{it} é o número total de representações bancárias (agências ou postos) no município *i* no ano *t*, e b_{jit} é o número de representações bancárias do banco *j* no município *i* no ano *t*. Isso significa que, por hipótese, as representações bancárias na localidade *i* dividem uniformemente o mercado de serviços bancários na proporção de $\left(\frac{1}{N_{it}} \right)$ em cada período *t*.

O índice *HH* varia, portanto, no intervalo (0,1], onde 1 corresponde ao valor assumido em caso de monopólio, e 0 em caso limite de concorrência perfeita. Tendo-se estabelecido o valor do índice *HH* para cada um dos municípios

baianos, definiu-se então os grupos de *tratamento* e *controle* tendo por base os valores assumidos pelo índice:

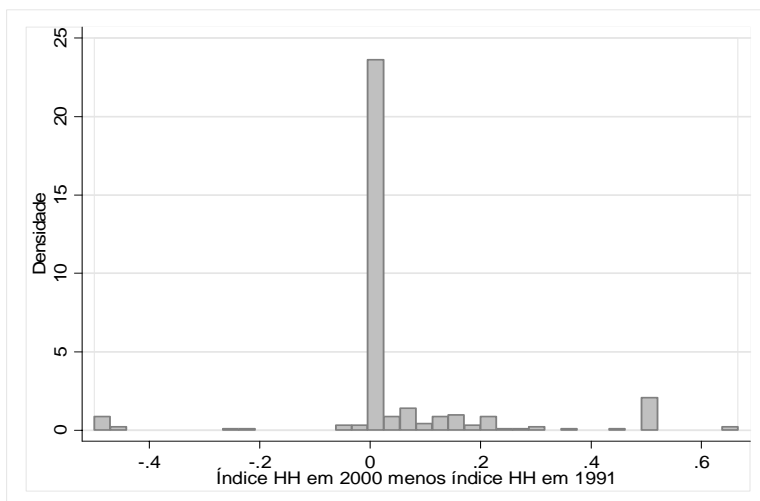
$$\text{Grupo de Tratamento: } HH_{i1991} < HH_{i2000} \text{ e } N_{i1991} = N_{i2000} \geq 2$$

$$\text{Grupo de Controle: } HH_{i1991} = HH_{i2000} \text{ e } N_{i1991} = N_{i2000} \geq 2$$

Ou seja, são comparados municípios que experimentaram aumento no índice HH para o ano de 2000 em relação ao ano de 1991, com municípios cujo valor deste índice tenha permanecido constante. Além disso, para que um município figure ou no grupo de *tratamento* ou no grupo de *controle*, pede-se que o número total de representações bancárias no ano de 1991 seja idêntico ao do ano de 2000. Finalmente, a definição dos grupos é completada ao se exigir que o número total de representações bancárias seja maior ou igual a 2. Isso decorre da necessidade de se considerar municípios com alguma possibilidade de concentração no mercado bancário ao longo do período que divide os dois Censos Demográficos, tendo em vista a condição para o número constante de agências e postos.

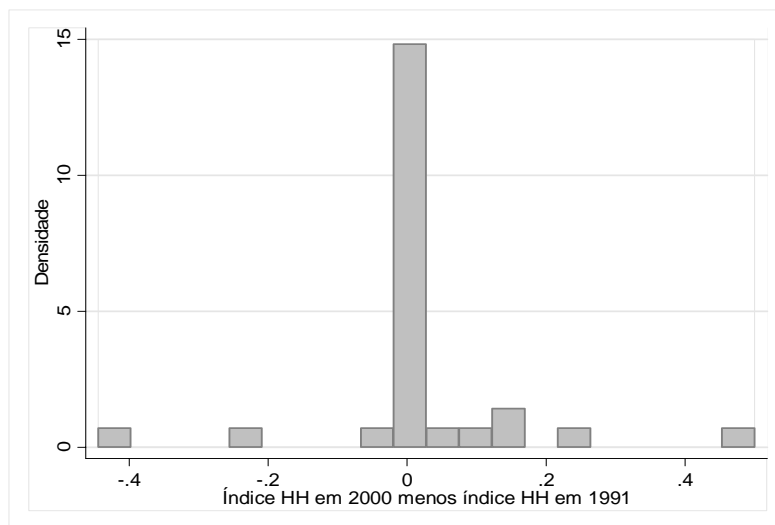
O histograma descrito abaixo da a distribuição aproximada das diferença no índice HH para a totalidade dos municípios baianos. Valores positivos assinalam concentração no mercado bancário local.

Figura 4: Histograma para a variação no índice HH para o total de municípios.



Abaixo, apresentamos histograma semelhante, porém restrito ao conjunto de municípios com mais de uma representação bancária para ambos os anos de 1991 e 2000. De modo semelhante ao histograma apresentado para a totalidade dos municípios baianos, a maior massa se concentra em torno da origem, assinalando não haver mudança na concentração no mercado bancário local. Este conjunto de municípios é definido como grupo de *controle*. Os municípios colocados à direita são classificados como grupo de *tratamento*. Na seção seguinte, as estatísticas comparativas de ambos os grupos são apresentadas.

Figura 5: Variação no índice *HH* para amostra restrita a municípios com duas ou mais representações bancárias.



4.2

Tratamentos vs. Controles

A tabela 13 abaixo expõe as estatísticas que descrevem os grupos de *tratamento* e *controle* usados no experimento conduzido neste capítulo. Diversas variáveis apresentadas tem médias ou proporções distintas para ambos os grupos. Em geral, os chefes de família pertencentes ao grupo de controle são, em relação aos chefes pertencentes ao grupo de tratamento, mais velho, menos educados,

fazem menor uso do sistema de previdência pública¹¹, ganham igualmente menos em suas atividades remuneradas e possuem estoque de riqueza menor. Ademais, há uma menor proporção de chefes empregadores para o grupo de *controle* do que para o grupo de *tratamento*. A incidência de migração é menor também para o grupo de controle. A proporção de chefes que exercem atividades como servidores públicos é maior no grupo de controle.

Tabela 13: 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	0.2492	0.2233	0.0259	0.000
	2000	0.2985	0.2959	0.0026	0.684
Proporção de chefes vivendo na companhia de cônjuges	1991	0.6813	0.7047	-0.0234	0.002
	2000	0.6558	0.6582	-0.0023	0.721
Proporção de brancos	1991	0.2395	0.2384	0.0010	0.883
	2000	0.2746	0.2963	-0.0217	0.001
Média de idade, em anos	1991	46.6562	44.5359	2.1203	0.000
	2000	46.7380	45.7070	1.0310	0.000
Média de anos de estudo	1991	3.0505	3.8992	-0.8487	0.000
	2000	3.9682	4.8127	-0.8446	0.000
Proporção de empregadores	1991	0.0524	0.0598	-0.0074	0.101
	2000	0.0388	0.0499	-0.0111	0.002
Proporção de chefes exerc. ativ. remunerada	1991	0.9641	0.9614	0.0027	0.460
	2000	0.8895	0.8779	0.0116	0.028
Prop. de chefes que viveram sempre no mesmo munic.	1991	0.5319	0.3811	0.1508	0.000
	2000	0.4930	0.4080	0.0850	0.000
Proporção de chefes com deficiência	1991	0.0192	0.0148	0.0044	0.033
	2000	0.0372	0.0336	0.0036	0.151
Média de familiares morando no domicílio	1991	4.2465	4.3028	-0.0563	0.125
	2000	3.7387	3.6276	0.1110	0.000
Prop. de chefes exerc. ativ. como servidores públicos	1991	0.1129	0.1021	0.0108	0.067
	2000	0.1314	0.1151	0.0163	0.004
Prop. chefes que contribui para previdência pública	1991	0.3799	0.5191	-0.1392	0.000
	2000	0.1437	0.1746	-0.0309	0.000
Média de horas trab. por semana na ocupação principal	1991	43.0643	44.2623	-1.1980	0.000
	2000	45.2358	45.3587	-0.1229	0.651
Média de rendimentos mensais (em R\$ de 2000)	1991	403.6126	568.0374	-164.4248	0.000
	2000	416.7007	553.6615	-136.9608	0.000
Média do Índice de Riqueza	1991	-0.6071	-0.2674	-0.3397	0.000
	2000	0.1839	0.7602	-0.5763	0.000
Número total de observações	1991	11852	5529		
	2000	16017	7883		

Dentre as demais variáveis observadas, nenhuma delas apresenta médias sistematicamente idênticas para os dois períodos da amostra. Nota-se, finalmente,

¹¹ É importante destacar que esta variável considera apenas pessoas que fazem uso do sistema de previdência social público, o INSS. Demais sistemas, ou pessoas que afirmaram não saber se contribuíam ou não para a previdência foram consideradas como “não contribuem ou não sabem”.

em contraste com o exercício conduzido no capítulo 3, que os grupos são mais homogêneos no tocante ao número de observações.

4.3

Resultados

4.3.1

Usando Diferenças em Diferenças

De modo semelhante ao apresentado no capítulo 3, apresentamos aqui os resultados obtidos com o método de *diferenças em diferenças*, a partir das definições apresentadas na seção 4.1 para os grupos de *tratamento* e *controle*. A tabela abaixo apresenta os resultados das regressões de um modelo *probit* cuja variável dependente é a probabilidade do chefe de família ser empregador. É importante frisar que a hipótese inicial supõe uma redução na nesta probabilidade do grupo de tratamento em relação ao grupo de controle, na media que uma concentração no mercado bancário local deve ser refletir em maior restrição nas quantidades de serviço bancário, em particular, de crédito.

Na primeira coluna, apresentamos as regressões usando-se apenas variáveis correspondentes à características individuais. Na segunda coluna, são adicionadas *dummies* de município. Para ambos os casos, o valor do coeficiente é negativo e não significativo. Entretanto, quando são introduzidos à regressão controles correspondentes à variáveis municipais agregadas, na coluna (3), o coeficiente passa a ser significativo a um nível inferior a 10%. Finalmente, na coluna (4), os controles agregados dão lugar à *dummies* de município/ano. Conforme debatido no capítulo 3, estas *dummies* compreende toda a informação que entraria na regressão por meio de controles agregado municipais, que, ao contrário das *dummies* por município, assumem valores distintos para 1991 e 2000. O resultado apresentado na coluna (4) indica que, quando se condiciona a regressão à informação relativa à localidade em dado ano, obtém-se que a concentração no mercado bancário local parece ter sido acompanhada de uma redução na probabilidade de chefes de família serem empregadores, comparativamente a localidades que não passaram por esta experiência. Este

resultado sugere que chefes de família vivendo sob um mercado bancário mais concentrado têm suas escolhas ocupacionais mais restritas. É possível, que isto decorra do maior racionamento de crédito que tais famílias estariam sujeitas, se comparadas a famílias residentes em outras localidades cujo mercado bancário é menos concentrado.

Tabela 14: 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	-0.43128*** (0.000)	-0.42436*** (0.000)	-0.38921 (0.270)	-0.22309 (0.642)
Dummy para tratamento	-0.05552 (0.276)	-0.70591** (0.011)	0.26657 (0.585)	-0.32426 (0.481)
Diferenças em diferenças	-0.05028 (0.471)	-0.06957 (0.327)	-0.16169* (0.077)	-0.97626* (0.081)
Índice de riqueza	0.24736*** (0.000)	0.25158*** (0.000)	0.25163*** (0.000)	0.25335*** (0.000)
Dummy se mulher	-0.38751*** (0.000)	-0.39007*** (0.000)	-0.39194*** (0.000)	-0.39200*** (0.000)
Idade	-0.00767 (0.303)	-0.00680 (0.363)	-0.00694 (0.354)	-0.00668 (0.371)
(Idade) ²	0.00015** (0.048)	0.00015* (0.058)	0.00015* (0.054)	0.00015* (0.056)
Dummy se branco	0.18084*** (0.000)	0.16357*** (0.000)	0.16536*** (0.000)	0.16953*** (0.000)
Anos de estudo	0.01842*** (0.000)	0.02244*** (0.000)	0.02261*** (0.000)	0.02282*** (0.000)
Deficiência	-0.39018** (0.029)	-0.39767** (0.026)	-0.40292** (0.022)	-0.43221** (0.016)
Dummy se vive com cônjuge	0.09677 (0.175)	0.09861 (0.172)	0.09575 (0.184)	0.08398 (0.242)
Dummy se mulher * Dummy se vive com cônjuge	0.18116 (0.221)	0.16569 (0.269)	0.15549 (0.301)	0.16133 (0.283)
Número de parentes no domicílio	-0.00976 (0.305)	-0.01041 (0.280)	-0.00999 (0.298)	-0.00895 (0.351)
Constante	-1.71225*** (0.000)	-1.70620*** (0.000)	0.65190 (0.898)	-1.47293*** (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	24004	24004	24004	24004
Pseudo R2	0.228	0.239	0.241	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,				

4.3.2

Usando *Propensity Score Matching*

Seguindo de modo análogo ao capítulo 3, apresentamos agora as estimativas do *ATET* a partir do método de *Propensity Score Matching*. A idéia por destras deste procedimento é submeter o resultado destacado pela seção anterior a um teste de robustez que, em última instância, nos permite avaliar a sua importância efetiva. As tabelas abaixo apresentam as regressões que estimam, para 1991 e 2000, respectivamente, a probabilidade de aderência ao tratamento. Ou seja, a probabilidade de se presenciar concentração no mercado bancário, dada a permanência de um mesmo número de representações bancárias. Conforme salientado na seção 3.3.2 do capítulo 3, as variáveis que representam características individuais tem baixo grau de significância, com algumas poucas exceções.

Tabela 15: 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.		11165	
Variável dependente é a probabilidade de tratamento		LR chi2(24)		9773.05	
		Prob > chi2		0.0000	
Log likelihood =-1934.2001		Pseudo R2		0.7164	
Tratamento	Coef.	Err. Padr.	z	P> z	[95% Interv. de Conf.]
Dummy se mulher	-0.18489	0.07769	-2.38	0.017	-0.33717 -0.03261
Idade	0.00462	0.01133	0.41	0.683	-0.01759 0.02683
Dummy se sempre morou no mesmo município	-0.15247	0.04771	-3.20	0.001	-0.24597 -0.05897
Anos de estudo	-0.00959	0.00812	-1.18	0.238	-0.02552 0.00633
Dummy para deficiência	0.08088	0.37148	0.22	0.828	-0.64722 0.80898
Índice de riqueza	0.01854	0.01319	1.41	0.160	-0.00732 0.04439
Nº de parentes	0.14386	0.08105	1.77	0.076	-0.01501 0.30272
Nº pess. morando no domicílio	-0.12667	0.08030	-1.58	0.115	-0.28405 0.03072
Idade ao quadrado	-0.00003	0.00012	-0.25	0.799	-0.00027 0.00021
Dummy de raça 1	0.32036	0.68093	0.47	0.638	-1.01425 1.65497
Dummy de raça 2	0.08574	0.68311	0.13	0.900	-1.25314 1.42462
Dummy de raça 4	0.40012	0.67988	0.59	0.556	-0.93241 1.73266
Dummy de raça 5	-1.15117	2.05586	-0.56	0.576	-5.18058 2.87823
Latitude	-3.63619	1.51122	-24.06	0.000	-3.93239 -3.34000
Longitude	0.99708	1.70039	0.59	0.558	-2.33563 4.32979
Taxa de alfabetização	-0.17936	0.01424	-12.60	0.000	-0.20726 -0.15146
Pop. total	0.00012	0.00000	26.18	0.000	0.00011 0.00013
Med. anos de estudo	3.69126	0.20906	17.66	0.000	3.28152 4.10100
Renda per capita	-0.02845	0.00256	-11.10	0.000	-0.03348 -0.02343
Índice de Gini	67.09100	9.30780	7.21	0.000	48.84805 85.33395
Taxa de Urbanização	-2.39513	0.17993	-13.31	0.000	-2.74779 -2.04248
% renda aprop. 10% mais ricos	-0.16767	0.05332	-3.14	0.002	-0.27218 -0.06316
% renda aprop. 40% mais pobres	1.36939	0.13812	9.91	0.000	1.09868 1.64009
% renda vinda de tranf. do governo	-0.20584	0.02362	-8.71	0.000	-0.25213 -0.15954
% renda vinda de rendimentos do trabalho	-0.04453	0.01169	-3.81	0.000	-0.06743 -0.02162
Constante	-45.75201	4.88831	-9.36	0.000	-55.33292 -36.17111

Nota-se ainda que, para a regressão relativa ao ano de 2000, o número de observações e o grau de ajuste são marginalmente maiores.

Tabela 16: 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.	12743			
Variável dependente é a probabilidade de tratamento		LR chi2(24)	11911.05			
		Prob > chi2	0.0000			
Log likelihood =-20308590		Pseudo R2	0.7438			
Tratamento	Coef.	Err. Padr.	z	P> z	[95% Interv. de Conf.]	
Dummy se mulher	0.01287	.1019333	0.13	0.900	-.1869167	.2126544
Idade	0.03504	.0105835	3.31	0.001	.0142984	.0557848
Dummy se sempre morou no mesmo município	-.0103562	.0458125	-0.23	0.821	-.1001472	.0794347
Anos de estudo	-.0086878	.007119	-1.22	0.222	-.0226409	.0052653
Dummy se vive junto ao cônjuge	.1033901	.0904715	1.14	0.253	-.0739309	.280711
Dum. se mulher * Dum. se vive c/ cônjuge	.0781144	.1707804	0.46	0.647	-.256609	.4128379
Dummy para deficiência	.0551157	.1567006	0.35	0.725	-.2520118	.3622431
Índice de riqueza	.040632	.0130692	3.11	0.002	.0150169	.0662471
Nº de parentes	.1824365	.1190114	1.53	0.125	-.0508216	.4156945
Nº pess. morando no domicílio	-.2132921	.1178706	-1.81	0.070	-.4443142	.0177299
Idade ao quadrado	-.0003865	.0001147	-3.37	0.001	-.0006114	-.0001616
Dummy de raça 1	1.16275	1.33740	0.87	0.385	-1.45851	3.78402
Dummy de raça 2	.9288023	1.33863	0.69	0.488	-0.16949	3.55246
Dummy de raça 4	1.21701	1.33731	0.91	0.363	-1.40408	3.83809
Dummy de raça 5	1.35584	1.37138	0.99	0.323	-1.33202	4.04369
Latitude	-.96.85229	27.14917	-35.67	0.000	-102.17340	-91.53115
Longitude	.5191497	0.17733	0.29	0.770	-2.95644	3.99474
Taxa de alfabetização	-.0140854	.0129686	-1.09	0.277	-.0395033	.0113326
Pop. total	.0002975	7.88e-06	37.74	0.000	.0002821	.000313
Med. anos de estudo	-1.47209	.1412962	-10.42	0.000	-1.74902	-1.19515
Renda per capita	-.0288613	.0037319	-7.73	0.000	-.0361757	-.0215468
Índice de Gini	-.781.74050	26.93216	-29.03	0.000	-834.52660	-728.95440
Taxa de Urbanização	10.81702	.4374321	24.73	0.000	9.95967	11.67437
% renda vinda de transf. do governo	.3307143	.0150014	22.05	0.000	.301312	.3601166
% renda aprop. 10% mais ricos	3.71622	.1388022	26.77	0.000	3.44418	3.98827
% renda vinda de rendimentos do trabalho	-.4619714	.0147281	-31.37	0.000	-.4908379	-.4331048
% renda aprop. 40% mais pobres	-10.67606	.3581892	-29.81	0.000	-11.37810	-9.97402
Intensidade da Pobreza	-.6621448	.0444849	-14.88	0.000	-.7493335	-.574956
Constante	399.66890	13.83994	28.88	0.000	372.54310	426.79470

As tabelas abaixo, 17 e 18, apresentam as diferenças médias entre o grupo de *tratamento* e de *controle* com relação à performance da variável de interesse, probabilidade de chefe de família ser empregador. Para o ano de 1991, o *ATET* é positivo, conforme se observa. Entretanto, o mesmo não se verifica para o ano de 2000, cuja diferença entre grupos de *tratamento* e *controle* gera um valor negativo, que é aderente à hipótese do exercício. Na seqüência, o número de observações comparadas pelo *Propensity Score* em ambos os anos é relatado nas tabelas seguintes, tabela 19 para 1991 e tabela 20 para 2000. As colunas do meio, em ambos os casos, indicam o total de observações efetivamente comparadas.

Tabela 17: Apuração dos efeitos médios do tratamento sobre a probabilidade de ser empregador: 1991

Variável	Amostra	Tratamentos	Controles	Diferença
empregador	Unmatched	0.066411	0.059403	0.007007763
	ATE	0.066970	0.031860	0.035110533
	ATU	0.064553	0.051340	-0.013212533
	ATE			0.004537855

Tabela 18: Apuração dos efeitos médios do tratamento sobre a probabilidade de ser empregador: 2000

Variável	Amostra	Tratamentos	Controles	Diferença
empregador	Unmatched	0.056822	0.045588	0.011234609
	ATE	0.048186	0.089827	-0.04164188
	ATU	0.054422	0.087302	0.032879819
	ATE			-0.003483309

Tabela 19: Número total de observações usadas na comparação: 1991

	Fora do Suporte	Sobre Suporte	Total
Não Tratados	701	2,649	3,350
Tratados	6,277	1,538	7,815
Total	6,978	4,187	11,165

Tabela 20: Número total de observações usadas na comparação: 2000

	Fora do Suporte	Sobre Suporte	Total
Não Tratados	2338	1,764	4,102
Tratados	6,960	1,681	8,641
Total	9,298	3,445	12,743

Nas tabelas abaixo, segue a determinação do intervalo de confiança para o *ATE* computado acima, por meio de *bootstrapping*. O ponto mais importante é a observação de que o intervalo de confiança a 95% para o ano de 1991, cuja média é positiva, como vimos acima, não exclui a origem. Entretanto, o mesmo não ocorre para o ano de 2000. Para dois dos intervalos de confiança apurados – em

particular, ambos os intervalos que excluem viés de pequena amostra dado pelo *bootstrap* – o valor do *ATET* para o ano de 2000 é negativo a 95% de confiança.

Tabela 21: Intervalo de confiança para o *ATET* estimado para a probabilidade de ser empregador: 1991

Variável	Replicações	Observada	Viés	Err. Pad.	[95% Interv. de Conf.]		
Empregador	100	0.03511	-0.00351	0.01490	0.00555	0.06468	(N)
					-0.00231	0.05847	(P)
					0.00071	0.05848	(BC)
Nota:	N = normal						
	P = percentílico						
	BC = bias-corrected						

Tabela 22: Intervalo de confiança para o *ATET* estimado para a probabilidade de ser empregador: 2000

Variável	Replicações	Observada	Viés	Err. Pad.	[95% Interv. de Conf.]		
Empregador	100	-0.04164	-0.00525	0.02937	-0.09992	0.01663	(N)
					-0.11244	-0.00684	(P)
					-0.11244	-0.00684	(BC)
Nota:	N = normal						
	P = percentílico						
	BC = bias-corrected						

Assim, o exercício que procura comparar as probabilidades de chefes de família exercerem atividade remunerada na qualidade de empregadores em municípios cujo mercado bancário local difere pelo evolução do grau de concentração, corrobora a constatação observada com o uso do *diferenças em diferenças*, qual seja: a de que chefes de família vivendo em localidades submetidas a concentração bancária por meio da redução do número de bandeiras estão possivelmente mais restritos em suas escolhas ocupacionais do que chefes de família vivendo em municípios que não sofreram concentração neste mercado. O apêndice a esta capítulo mostra o mesmo exercício de *Propensity Score Matching* cujo valor do *ATET* é determinado a partir de diferenças nos valores observados para a variável de performance entre *tratamentos* e *controles*, ponderados por um janela *kernel* normal de parâmetro 0.6. Os resultados ali relatados são aderentes aos ora expostos.