

## 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:

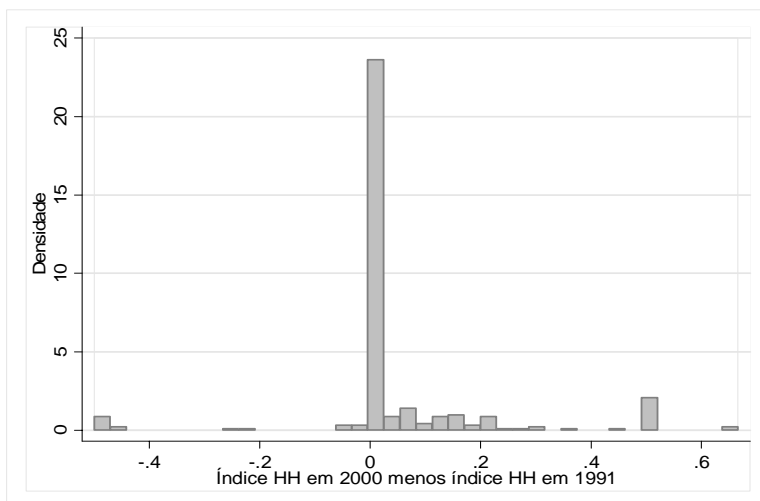
$$\text{Grupo de Tratamento: } HH_{i1991} < HH_{i2000} \text{ e } N_{i1991} = N_{i2000} \geq 2$$

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

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.

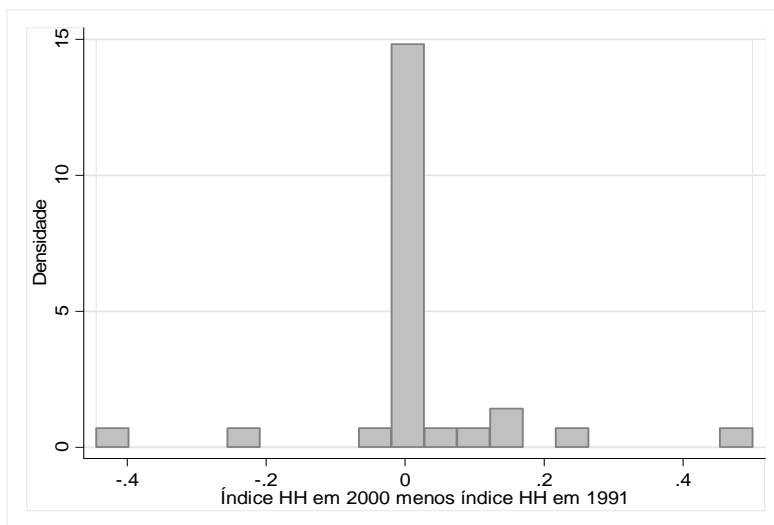
O histograma descrito abaixo da a distribuição aproximada das diferença no índice  $HH$  para a totalidade dos municípios baianos. Valores positivos assinalam concentração no mercado bancário local.

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 pública<sup>11</sup>, 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<br>Controle | Grupo de<br>Tratamento | Diferença | P-valor<br>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,

<sup>11</sup> 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***<br>(0.000) | -0.42436***<br>(0.000) | -0.38921<br>(0.270)    | -0.22309<br>(0.642)    |
| Dummy para tratamento   | -0.05552<br>(0.276)    | -0.70591**<br>(0.011)  | 0.26657<br>(0.585)     | -0.32426<br>(0.481)    |
| Diferenças em diferenças  | -0.05028<br>(0.471)    | -0.06957<br>(0.327)    | -0.16169*<br>(0.077)   | -0.97626*<br>(0.081)   |
| Índice de riqueza   | 0.24736***<br>(0.000)  | 0.25158***<br>(0.000)  | 0.25163***<br>(0.000)  | 0.25335***<br>(0.000)  |
| Dummy se mulher   | -0.38751***<br>(0.000) | -0.39007***<br>(0.000) | -0.39194***<br>(0.000) | -0.39200***<br>(0.000) |
| Idade   | -0.00767<br>(0.303)    | -0.00680<br>(0.363)    | -0.00694<br>(0.354)    | -0.00668<br>(0.371)    |
| (Idade) <sup>2</sup>  | 0.00015**<br>(0.048)   | 0.00015*<br>(0.058)    | 0.00015*<br>(0.054)    | 0.00015*<br>(0.056)    |
| Dummy se branco   | 0.18084***<br>(0.000)  | 0.16357***<br>(0.000)  | 0.16536***<br>(0.000)  | 0.16953***<br>(0.000)  |
| Anos de estudo  | 0.01842***<br>(0.000)  | 0.02244***<br>(0.000)  | 0.02261***<br>(0.000)  | 0.02282***<br>(0.000)  |
| Deficiência   | -0.39018**<br>(0.029)  | -0.39767**<br>(0.026)  | -0.40292**<br>(0.022)  | -0.43221**<br>(0.016)  |
| Dummy se vive com cônjuge   | 0.09677<br>(0.175)     | 0.09861<br>(0.172)     | 0.09575<br>(0.184)     | 0.08398<br>(0.242)     |
| Dummy se mulher * Dummy se vive com cônjuge   | 0.18116<br>(0.221)     | 0.16569<br>(0.269)     | 0.15549<br>(0.301)     | 0.16133<br>(0.283)     |
| Número de parentes no domicílio   | -0.00976<br>(0.305)    | -0.01041<br>(0.280)    | -0.00999<br>(0.298)    | -0.00895<br>(0.351)    |
| Constante   | -1.71225***<br>(0.000) | -1.70620***<br>(0.000) | 0.65190<br>(0.898)     | -1.47293***<br>(0.000) |
| Dummies para Município  | não                    | sim                    | sim                    | sim                    |
| Controles Municipais Agregados <sup>‡</sup>   | 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.