

2

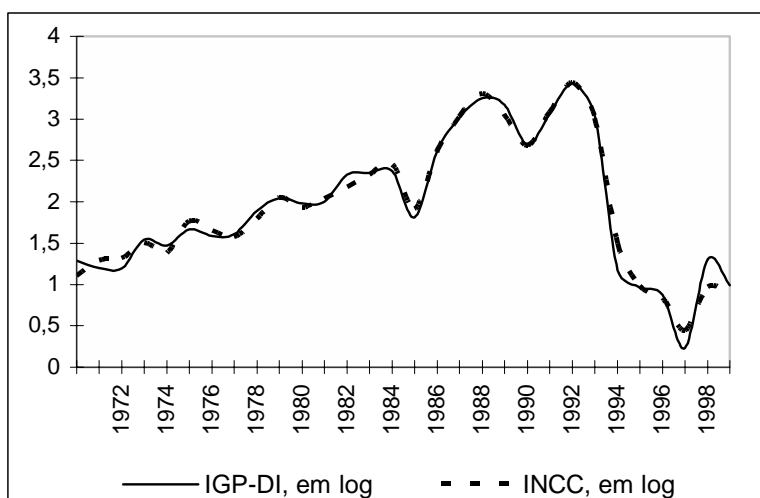
Estratégia Empírica

2.1

Notas sobre Inflação e Penetração do Sistema Bancário

A partir de 1994, a execução do Plano Real representou uma ruptura com uma trajetória ascendente da inflação brasileira que se prolongava há quase duas décadas. A figura 1 evidencia tal fato. Nela estão descritas as trajetórias das taxas anuais de inflação de 1971 a 2000, medidas por meio de dois índices: o Índice de Preços ao Consumidor (IPC-DI) e o Índice Nacional de Custos para Construção (INCC), ambos em escala logarítmica. Apesar de distintos em suas definições, a evolução dos dois índices evidencia, que a partir de 1994, as taxas anuais de inflação regrediram dramaticamente a patamares semelhantes, ou mesmo inferiores, aos do início dos anos 70 após uma escalada prolongada e praticamente ininterrupta.

Figura 1: Taxas anuais de inflação: 1971 a 2000.



A derrocada do processo hiper-inflacionário foi acompanhada de transformações significativas na economia brasileira. Notoriamente, além das

experiências de redefinição da postura fiscal do Estado Brasileiro e da maior internacionalização da economia, destaca-se o processo que se desenvolveu no âmbito sistema financeiro nacional, do qual a conseqüente redução no número de instituições bancárias e a redefinição de suas estratégias mercadológicas são alguns reflexos.

A década de noventa testemunhou um forte empenho das instituições governamentais responsáveis por sanear e redefinir as regras do sistema financeiro nacional. Diversas foram as instituições que sofreram intervenção e os programas de saneamento. Os exemplos mais marcantes são, sem dúvidas, o PROER – Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional, o PROES - Programa de Incentivo à Redução da Participação do Setor Público Estadual na Atividade Bancária, e o PROEF - Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais. A principal razão para a ampla intervenção governamental decorre da fragilidade orçamentária dos bancos, sobretudo em decorrência da significativa perda de receitas de *float* inflacionário. No período de alta inflação, grande parte dos lucros dos bancos vinha da perda de valor real de suas obrigações devido à inflação. É digno de nota que o ganho com o *float* não estava necessariamente associado a algum risco de crédito privado, uma vez que os ganhos com uma melhor indexação poderiam ser obtidos através de títulos federais. Uma vez reduzido o nível de inflação, seria natural se esperar que percentuais maiores das receitas obtidas passassem a provir de outras atividades, tais como a concessão de empréstimos, a arrecadação com tarifas bancárias, a venda de seguros, *leasing*, e outros serviços típicos da atividade de intermediação financeira.

Este trabalho não procura discutir os programas de intervenção e suas conseqüências para a economia brasileira. Em vez disso, procuramos explorar o eventual efeito que a reestruturação do sistema financeiro produziu sobre decisões individuais, na medida em que o fechamento de agências e postos e a concentração no mercado bancário local podem ter significado uma maior restrição no acesso a serviços de intermediação financeira. De um lado, pessoas residindo e trabalhando em municípios que perderam sua única representação bancária podem ter sofrido um choque sobre os custos de acesso aos serviços financeiros, na medida em que o fechamento da agência ou posto bancário local teria tornado mais oneroso, do ponto de vista do demandante de serviços

bancários, a tomada de empréstimos e a condução de tarefas elementares, tais como a abertura de contas, e a efetivação de depósitos. Por outro lado, pessoas residindo em localidades cujo mercado bancário tenha se concentrado podem ter se deparado com custos maiores na tomada de empréstimos bancários, na medida em que o mercado menos competitivo favorece maiores taxas de juros ou o racionamento de crédito. Nessa linha, surge a possibilidade de se desenhar um experimento que procure avaliar a importância do papel de instrumentos financeiros sobre variáveis que caracterizam o bem-estar de populações a partir de dados relativos ao fechamento de agências e postos bancários.

2.2

Desenho do Experimento

O experimento acima descrito é conduzido a partir da utilização de duas fontes distintas de dados: os microdados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, e a localização e respectivas datas de abertura e fechamento de agências e postos de atendimento bancário.

2.2.1

Os Dados do Censo Demográfico: 1991 e 2000

A primeira fonte de dados são os microdados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000. Coletados respectivamente durante os meses de setembro de 1991 e agosto de 2000, os microdados fornecem uma base de dados bastante detalhada que compreende informações sobre as características dos indivíduos, como por exemplo, a formação educacional, ocupação, rendimentos, etnia, incidência de migração, entre outras, além de informações relativas às condições de habitação e ao estoque de bens duráveis presente no domicílio. Ademais, os dados dos Censos têm a importante característica de localizar as famílias geograficamente, o que se torna particularmente importante para o exercício em questão.

A pesquisa do Censo é efetivada de dez em dez anos em todo o território nacional. Para 1991, a amostra do Censo constituía-se de 20% dos domicílios de municípios cuja população era inferior a 15 mil habitantes. Para municípios

maiores, a amostra de microdados era de 10%. Para o ano de 2000, esses valores são de 20% para municípios até 20 mil habitantes, e 10% para municípios de mais de 20 mil habitantes. Considerando-se que o enfoque do experimento recai sobre pequenas localidades, essas características acentuam ainda mais a propriedade da utilização dos dados dos Censos Demográficos para a composição das variáveis de controle e performance.

A fim de aumentar a tratabilidade do problema e reduzir a probabilidade da incidência de fatores não observados estarem viesando os resultados, algumas escolhas *ad hoc* foram feitas. A primeira delas diz respeito à possibilidade de localização geográfica das observações. Em particular, foram consideradas apenas observações originárias das sedes municipais. Em outras palavras, não foram consideradas observações de domicílios rurais. Com isso, objetivasse vincular os residentes de uma sede municipal à atuação da agência ou posto bancário presente na mesma localidade.

Em segundo lugar, foram excluídas da amostra dos Censos as observações relativas a famílias residindo em domicílios coletivos ou improvisados, pois estas espécies não apresentam dados relativos às condições materiais de moradia. De modo análogo, foram ignoradas observações de residentes de domicílios onde habitam mais de uma família. Isso decorre da necessidade de se fazer inferências sobre a propriedade dos bens cuja existência é verificada no interior do domicílio. Para domicílios que contém mais de uma família, não é possível distinguir a contribuição de cada uma delas para o conjunto de bens existentes. Por sua vez, estes foram usados para se construir um índice de riqueza do domicílio a partir da extração dos componentes principais sobre o conjunto de bens duráveis cuja presença no domicílio era identificada pelos questionários dos Censos.

2.2.2

Os Dados sobre Agências e Postos de Atendimento Bancário

A segunda fonte de dados se constitui de informações relativas à abertura e fechamento de representações bancárias obtidas junto ao Departamento de Informações Financeiras do Banco Central do Brasil. De forma resumida, estes dados contêm as datas de abertura e fechamento de agências bancárias com

carteira comercial, postos de atendimento bancário, e postos de atendimento avançado, além de outras modalidades de representações bancárias como caixas eletrônicos. Optou-se por se considerar apenas as três primeiras formas por uma razão muito simples: até 2001⁵, eram estas as únicas formas que permitiam a abertura de contas, recebiam depósitos a vista, e forneciam empréstimos. As demais formas tinham uma funcionalidade bastante limitada no atendimento ao público, se restringindo, na maioria dos casos, a retiradas e pagamentos de contas.

A partir das datas de abertura e fechamento de agências e postos de atendimento bancário, criou-se uma *dummy* que indica a presença de uma representação bancária funcionando em dado ano. A *dummy* assume valor um para caso a instituição funcione em ao menos em um dia do ano, e zero caso contrário. A partir daí, é possível mapear o conjunto de representações bancárias funcionando ao longo do tempo e traçar um perfil para a penetração bancária em cada localidade.

2.2.3

Delimitações a partir da Estrutura Territorial dos Municípios

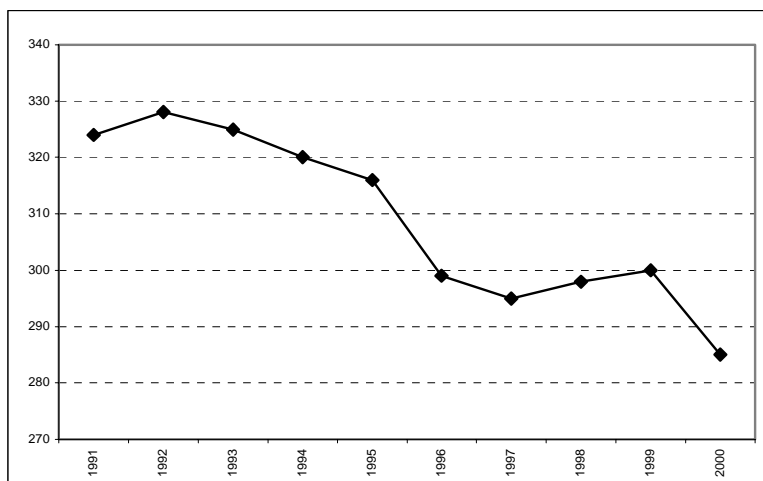
A década de noventa foi marcada por intensas modificações na estrutura territorial dos municípios brasileiros. É de se supor que a cisão territorial e a instalação de aparelhos de municipalidades não sejam sem consequência para as decisões das famílias. Por esta razão, seria interessante debruçar a análise sobre um conjunto de municípios que não tenham sofrido alteração nas suas estruturas territoriais ou de suas cercanias durante a década de noventa. Esse procedimento permite isolar efeitos não observáveis da criação de municipalidades, como aqueles decorrentes da instalação de uma administração local e da administração de um novo fluxo de verbas sobre o nível de emprego da localidade.

De fato, nesse período, o número de municípios brasileiros aumentou sensivelmente, passando de 4486 a 5507. Dentre os estados brasileiros, a Bahia foi o único onde não foram criados novos municípios ao longo da década, pelo menos no intervalo de coleta dos dados dos Censos. Esta razão justifica a escolha do estado da Bahia. Ademais, existem outros fatores que credenciam a escolha

⁵ Ano de início do funcionamento dos primeiros Correspondentes Bancários.

dos municípios baianos. Em primeiro lugar, a Bahia foi governada ao longo da década de noventa por um mesmo partido político, o que, de forma aproximada, isola o estado de eventuais mudanças radicais no curso de políticas públicas ou fiscais implementadas pelo Governo do Estado. Em segundo lugar, o estado apresenta um número considerável de municipalidades – um total de 415 até 2000 – e uma população grande⁶, de modo que eventuais cortes na amostra não sejam proibitivos. A figura 2 fornece a dinâmica do total de municípios atendidos por agência ou posto de bancário durante a década de noventa. Fica evidente a redução acentuada no número de localidades atendidas por bancos, sobretudo a partir de 1994.

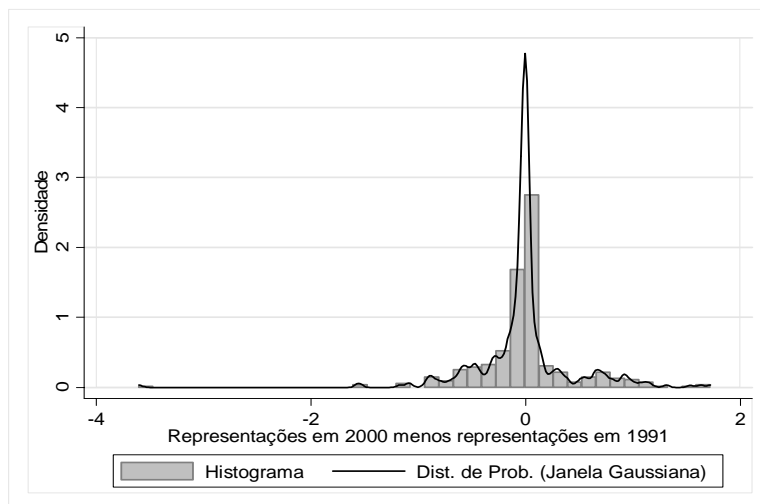
Figura 2: Total de municípios baianos atendidos por bancos: 1991 a 2000.



De modo a melhor caracterizar a evolução da restrição do acesso à bancos na Bahia durante a década de noventa, a figura abaixo apresenta o histograma que caracteriza a distribuição da variação no número de representações bancárias per capita para o conjunto de municípios baianos. Os valores foram normalizados por dez mil. Aparentemente, a distribuição é centrada em zero, que apresenta a maior massa de probabilidade de acordo com o histograma. Outrossim, a distribuição é levemente assimétrica para valores negativos.

⁶ Cerca de 11.867.991 habitantes em 1991, e 13.070.250 em 2000.

Figura 3: Variação no número de representações bancárias per capita para o conjunto de municípios baianos (valores normalizados).



A tabela 1, abaixo, oferece evidências de que o posicionamento geográfico de agências e postos bancários sofreu alterações significativas durante a década de noventa. Nela, são apresentadas regressões de um modelo *logit* para o conjunto de municípios baianos em 1991 e 2000, respectivamente, cuja variável dependente é uma *dummy* que indica a presença de pelo menos uma representação bancária no município. A variável independente de interesse é o nível da renda per capita municipal agregada. A principal constatação é que, para o ano de 1991, o coeficiente desta variável deixa de ser significativo à medida que são acrescentados controles adicionais, o mesmo não ocorrendo para ano de 2000. Evidentemente, pode-se argumentar sobre a propriedade da utilização de tais controles ou mesmo formas funcionais alternativas. Entretanto, menos do que evidências conclusivas, os resultados destas regressões fornecem indícios de que a década de noventa foi marcada por uma profunda mudança na postura mercadológica dos bancos brasileiros, o que levou a um reposicionamento geográfico de suas representações junto ao público alvo⁷. Nesse sentido, as regressões sinalizam para a adoção de uma postura mercadológica de maior racionalidade.

⁷ O mesmo exercício levado a cabo para o conjunto de municípios brasileiros revela um fenômeno semelhante, ou seja: o coeficiente do nível da renda per capital em 1991 estatisticamente zero, e positivo e significativo para o ano de 2000. Estas regressões não são apresentadas aqui.

Tabela 1: Determinantes da colocação bancária: 1991 e 2000.

Regressão de um modelo <i>logit</i> cuja variável dependente é <i>dummy</i> que assinala presença bancária no município. As variáveis independentes são expressas em termos agregados municipais. Há evidente mudança na importância da renda per capita municipal para a colocação de bancos de 1991 para 2000.		
	1991	2000
Renda per Capita	-0.00216 (0.944)	0.04717* (0.071)
Média de Anos de Estudo para Pessoas com mais de 25 anos	0.67246 (0.302)	2.21437*** (0.004)
Taxa de Alfabetização	-0.02737 (0.400)	-0.06752 (0.232)
População Total	0.00025*** (0.000)	0.00024*** (0.000)
Taxa de Urbanização	2.56394** (0.035)	-0.95996 (0.386)
% da Renda advinda de Rendimentos do Trabalho	0.02214 (0.371)	0.03763 (0.216)
% da Renda advinda de Transferências do Governo	0.21532*** (0.001)	0.08813** (0.028)
Índice de Gini	-2.12770 (0.791)	4.07883 (0.569)
% Renda apropriada pelos 10% mais ricos	0.03158 (0.564)	-0.06449 (0.303)
% Renda apropriada pelos 40% mais pobres	-0.08399 (0.647)	0.07433 (0.747)
Intensidade da pobreza	-0.10877 (0.179)	0.09424 (0.460)
Distância à Capital	0.00398* (0.059)	0.00293 (0.168)
Latitude	-0.64109 (0.910)	1.00951 (0.884)
Longitude	-0.86849 (0.941)	-8.26362 (0.519)
Constante	-1.44865 (0.910)	-22.31746 (0.130)
Observações	415	415
Pseudo R-2	0.365	0.386
P-valor robusto à heteroscedasticidade entre parênteses (White).		

2.2.4

Duas Estratégias para a Determinação do ATET

Idealmente, o papel e relevância da estrutura do mercado bancário local para as decisões familiares poderia ser devidamente caracterizados caso se pudesse construir um contra-factual exato sobre os casos sob análise. Nesse caso, toda

diferença observada entre eles com respeito a dada variável de interesse seria atribuída ao fato de um deles estar e o outro não sujeito a uma variável interveniente qualquer que, pela hipótese sob julgamento, atuaria sobre o desempenho da primeira variável. Evidentemente, isso não pode ser levado à cabo em termos práticos. Por outro lado, existem algumas técnicas rigorosas que permitem, a partir da idéia de construção de contra-factuais, gerar resultados que podem ser interpretados nesse sentido. Em geral, tais técnicas se baseiam na idéia de capturar o provável efeito da variável interveniente a partir da comparação das médias condicionais de variáveis de desempenho relevantes em dois momentos no tempo – antes e depois – para um *grupo de tratamento* (ou seja, sujeito à presença da variável interveniente) e um *grupo de controle* (isto é, não sujeito à presença da variável interveniente), este constituindo um contra-factual aproximado do primeiro.

O interesse deste trabalho reside em usar técnicas ditas *de avaliação de políticas* ou *quase-experimentos* para determinar o efeito da perda de representação bancária e da concentração do mercado bancário local sobre a escolha ocupacional dos chefes de família. Em outras palavras, quer-se determinar o efeito médio do tratamento sobre o grupo de tratados (*ATET*). Com esse objetivo, empregam-se dois métodos: o método de *diferenças em diferenças*, que sumariamente se constitui da diferença das médias condicionais de variáveis de performance entre dois momentos no tempo dos grupos de *tratamento* e *controle* em separado e depois entre si, e o método de *propensity score matching*, que se resume à média das diferenças, em momentos distintos, nas variáveis de performance de indivíduos pertencentes ao grupo de *tratamento* em relação aos pertencentes ao grupo de *controle*, comparados a partir da aplicação de uma métrica sobre o conjunto de características individuais .

O método de *diferenças em diferenças* encontra largo uso na literatura, possivelmente pela sua simplicidade: baseia-se unicamente numa dupla diferença de médias condicionais. Isso garante que qualquer variável correlacionada com a adesão ao tratamento (perda de representação bancária ou aumento na concentração do mercado bancário local) que seja constante ao longo do tempo não viesse o efeito estimado. A fim de que este procedimento resulte no *ATET* é necessário que os grupos de tratamento e controle sejam manipulados de tal forma que o efeito médio do tratamento seja assumido como sendo o mesmo para não

participantes e participantes *caso estes não tivessem participado*. Ou seja, supõe-se que fatores não observados – como, por exemplo, mudanças nas condições da economia ou outras políticas relacionadas à penetração de instrumentos financeiros – afetem participantes e não participantes da mesma forma. Um dos desafios deste artigo consiste, portanto, em encontrar controles convincentes que possam satisfazer esta premissa.

Seguindo Angrist e Krueger (1999), estima-se a seguinte equação de modo a se determinar o *ATET* a partir do método de *diferenças em diferenças*:

$$\text{Eq. 1)} \quad y_i = \alpha_{1i} + \alpha_{2i} I_i^{2000} + \alpha_{3i} I_i^{Trat} + \alpha_{4i} I_i^{2000*Trat} + \beta' X_i + \varepsilon_i$$

onde y_i é a variável de performance de interesse, que neste trabalho é a probabilidade de ser empregador uma vez que se exerce atividade remunerada, I_i^{2000} é a *dummy* para as observações pertencentes ao ano de 2000, I_i^{Trat} é a *dummy* para as observações pertencentes ao grupo de tratamento, ao seja, para as observações coletadas em localidades que perderam a última representação bancária ou cujo mercado bancário local tenha sofrido concentração no período que segue o Plano Real, $I_i^{2000*Trat}$ é a interação entre I_i^{Trat} e I_i^{2000} , X_i é um vetor de controles, tais como riqueza, idade e educação, e ε_i é um termo de erro estocástico. É fácil ver que o coeficiente de interesse é dado α_4 , ou seja, o coeficiente do método *diferenças em diferenças*.

Segundo Brundell e Dias (2002, 19), dois problemas podem ocorrer na estimativa do método de *diferenças em diferenças*. O primeiro é decorrente da falta de controle sobre componentes não observáveis específicos aos indivíduos que afetam a decisão de participar do tratamento. De modo ilustrativo, suponha que a decisão de participar de um programa de treinamento seja mais provável caso ocorra uma redução temporária nos rendimentos no período que antecede ao início do programa a ser avaliado. Nesse caso, uma taxa de crescimento nos rendimentos dos participantes é esperada entre os indivíduos afetados pela redução temporária de rendimentos, mesmo que estes não participem do treinamento. Nesse sentido, o método de diferenças em diferenças tenderia a superavaliar o efeito da participação no programa de treinamento. O segundo problema ocorre se efeitos de abrangência geral têm efeitos distintos sobre os

grupos de tratamento e controle. Isso decorre quando ambos os grupos possuem características distintas que os fazem reagir de modos distintos a choques comuns.

Outro método relativamente popular na literatura de avaliação de quase-experimentos é o *Propensity Score Matching*, proposto por Rousenbaum e Rubini (1983). Nessa situações, dado que a determinação dos grupos de *tratamento* e *controle* não é aleatória, a estimativa dos efeitos do tratamento podem estar sendo viesadas por variáveis que determinam a aderência ao próprio tratamento. Uma situação comum ocorre, por exemplo, quando da avaliação do efeito sobre o fluxo futuro de remunerações da participação de trabalhadores em programas de treinamento de mão-de-obra: pessoas que se submeterem ao programa podem apresentar maiores rendimentos futuros simplesmente porque têm maior iniciativa e disposição ao trabalho. É o chamado *viés de seleção*: a maior disposição torna certas pessoas mais propensas à participarem de programas de treinamento, ao mesmo tempo em que melhora o fluxo de seus rendimentos futuros.

A idéia do *Propensity Score Matching* é comparar os valores realizados das variáveis de desempenho entre pessoas as mais semelhantes possível, como uma medida de contra-factual. Como o pareamento de observações ao longo de um vetor n -dimensional é geralmente impraticável, recorre-se à probabilidade estimada de adesão ao tratamento, obtida a partir da regressão em variáveis pré-tratamento, com métrica que seleciona as observações comparáveis nos grupos de *tratamento* e *controle*. Com isso, comparam-se observações com semelhante “disposição” ao tratamento, que, de acordo com Rousenbaum e Rubini (1983), reduz o viés de seleção na mensuração de efeitos sobre observações não-aleatoriamente selecionadas.

Dentre as diferentes modalidades de *Propensity Score Matching*, optou-se pela especificação que compara indivíduos um a um: ou seja, uma observação do grupo de *tratamento* é comparada a uma observação do grupo de *controle*. Se T é o conjunto de observações pertencentes ao grupo de tratamento, e C o conjunto de observações pertencentes ao grupo de controle, e Y_i^T e Y_j^C os valores assumidos pela variável de performance das observações pertencentes ao grupo de *tratamento* e *controle*, respectivamente, então uma observação i pertencente a T encontra seu par $C(i)$ pertencente a C uma vez resolvido o problema:

$$\text{Eq. 2)} \quad C(i) = \min_i \|p_i - p_j\|$$

onde p_i é a probabilidade de aderência ao tratamento da observação i , e p_j o equivalente para a observação j . Segundo Becker e Ichino (2002), o conjunto $C(i)$ não necessariamente é unitário, mas, na prática, coincidências são raras na medida em que o conjunto de características usadas para estimar a probabilidade de adesão ao tratamento contemple um número grande de variáveis e, em particular, variáveis contínuas. Assim, o ATE é estimado de modo bastante intuitivo:

$$\text{Eq. 3)} \quad ATE = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \{Y_i^T - Y_j^{C(i)}\}$$

onde N^T é o número total de observações pertencentes a T , e $C(i)$ transmite explicitamente a idéia de que a observação selecionada j em C , é uma função das probabilidades estimadas p_j para j pertencente a C e p_i para i pertencente a T .

A obtenção do ATE depende da observância de duas hipóteses principais. A primeira delas pode ser expressa por $D \perp X | p(X)$, ou seja, o vetor X de variáveis pré-tratamento não tem poder explicativo sobre D , o *status* em relação ao tratamento, uma vez que tenha sido considerada a função $p(\cdot)$ que fornece a probabilidade de tratamento a partir do mesmo vetor de variáveis pré-tratamento. Na prática, isso significa que observações com o mesmo *propensity score* devem ter a mesma distribuição de variáveis pré-tratamento, independentemente do *status* deste. Em outros termos, dado o *propensity score*, a adesão ao tratamento é *aleatória*, e portanto, observações de *tratamento* e *controle* com tais características devem apresentar, em média, valores observados idênticos para as variáveis de performance.

Por outro lado, pede-se que $D \perp (Y_{i1}^T, Y_{i0}^T) | X$ (*unconfoundedness to treatment*), ou seja, o *status* do tratamento, uma vez consideradas as variáveis pré-tratamento condicionantes, é ortogonal aos valores potenciais assumidos pela variável de performance, ou seja, ao valor assumido pela variável de performance diante da participação no tratamento, Y_{i1}^T , e ao valor *que seria* assumido pela variável de performance caso *não se tivesse participado* Y_{i0}^T . Rousenbaum e

Rubini (1983) mostram que tal hipótese implica em $D \perp (Y_{i1}^T, Y_{i0}^T) | p(X)$, que atesta a validade da comparação entre observações feitas a partir de um vetor unidimensional, em lugar de um vetor multidimensional de covariados.

Neste trabalho, estima-se a probabilidade de adesão ao tratamento para os dois anos, 1991 e 2000, usando-se variáveis que correspondem às características individuais e municipal agregadas a partir de um modelo *probit*. Os valores estimados são então calculados e cada uma das observações pertencentes ao grupo de *tratamento* é comparada com uma observação do grupo de *controle* que apresenta o valor mais semelhante para a probabilidade estimada. A diferença entre as observações com respeito à variável de performance é computada. A média rende o *ATE*. Deseja-se obter, deste modo, um valor correspondente à diferença média que seja significativa quando o tratamento vigora, em 2000, e não significativa em caso contrário. No capítulo que segue, é conduzido o primeiro experimento proposto na introdução deste trabalho: testar a relevância da presença de postos bancários e agências sobre as decisões ocupacionais de residentes de pequenas cidades.