

3

Efeitos da Tributação sobre a Localização de Firms Prestadoras de Serviços

3.1.

Introdução

O efeito da tributação sobre a localização de firmas é uma questão sujeita a controvérsias. Não raro, incentivos tributários são usados como estratégia de desenvolvimento por governos municipais e estaduais. Os formuladores de política afirmam que com menores alíquotas é possível atrair firmas e empregos para suas jurisdições, negando que esta estratégia seja apenas uma forma de aumentar suas receitas tributárias às custas de jurisdições vizinhas. Apesar de amplamente utilizada, a eficácia deste tipo de política em atrair firmas e empregos ainda não foi comprovada.

Este artigo utiliza o caso de dois municípios na região metropolitana de São Paulo para analisar a resposta de firmas de serviços a um incentivo fiscal municipal. Barueri e Santana de Parnaíba adotaram a competição fiscal como estratégia de desenvolvimento na década de 90, baixando radicalmente as alíquotas de ISS para alguns tipos de serviço. A análise dos dados desses dois municípios pretende verificar como a variação da alíquota afetou a distribuição de firmas e trabalhadores entre os setores contemplados pela redução do imposto e os não contemplados.

A evidência empírica sobre os efeitos da tributação sobre a decisão de localização das firmas não é muito clara. A falta de dados sobre a localização e movimentação das firmas entre as jurisdições tem limitado a análise econométrica sobre efeitos em investimento em capital, emprego e renda. Apesar disso, a literatura é extensa. Uma boa resenha pode ser encontrada em Wasylenko (1997).

Entre os artigos que encontram evidências da influência da tributação sobre a localização de firmas e emprego estão Feld e Kirchgässner (2000, 2001) e Papke (1991). Feld e Kirchgässner usam dados *cross section* e em painel, referentes a contribuintes e firmas nos cantões suíços, para verificar que variações de imposto de renda de pessoa física e de pessoa jurídica afetam

fortemente a distribuição regional das firmas e emprego. Papke, por outro lado, mostra, utilizando dados em painel sobre novas firmas no setor de manufaturas nos EUA, que uma alta alíquota marginal efetiva em um estado reduz pela metade o número de novas firmas neste estado.

Existem muitas linhas de pesquisa sobre guerra fiscal, que enfocam o fenômeno sobre os mais diferentes ângulos. Além da linha exposta acima, que tem relação direta com o que se faz neste artigo, outras linhas também são interessantes para a colocação do problema.

A primeira delas procura verificar se governos locais levam em conta as decisões de seus vizinhos ao determinar alíquotas de impostos. Ou seja, os artigos investigam se há interação estratégica entre os governos. Brueckner e Saavedra (1999) investigam a questão com dados *cross-section* de impostos sobre propriedade para cidades na área metropolitana de Boston e encontram indícios de interação estratégica. Da mesma forma, Ladd (1992) encontra evidência de que governos locais vizinhos nos Estados Unidos tendem a ter cargas fiscais parecidas, por praticarem o que ela chama de “tax mimicking”.

Em uma linha similar, alguns artigos tentam explicar o que determina as alíquotas dos impostos locais. Brett e Pinksey (1998) usam dados da província de British Columbia no Canadá que evidenciam que vantagens locacionais e tamanho em relação às comunidades vizinhas são importantes determinantes das alíquotas dos impostos. O resultado é coerente com os modelos de competição fiscal assimétrica, uma vez que aqueles governos com maior “poder de mercado” são os que podem manter alíquotas maiores e estão menos preocupados em atrair capital móvel. Büttner (1999, 2001) também encontra evidência de que jurisdições maiores e mais populosas (mesmo controlando por densidade) fixam alíquotas mais altas na competição entre jurisdições.

Finalmente a literatura teórica indaga se a competição fiscal é boa ou ruim do ponto de vista de eficiência econômica. Oates (1972) ressalta que os níveis de bens públicos locais serão menos eficientes em um contexto de competição fiscal por causa das menores alíquotas de imposto. Por outro lado, o modelo de Tiebout (1956) conclui, sob um conjunto de hipóteses fortemente restritivas, que esse tipo de competição pode aumentar a eficiência econômica na provisão de bens públicos. A idéia é que a competição resultaria em uma variedade de cestas fiscais (compostas de diferentes quantidades de bens públicos e alíquotas de impostos), de modo que indivíduos e firmas móveis pudessem tomar a decisão de onde se localizar escolhendo a cesta preferida (“voting with the feet”). Por outro lado, alguns modelos que relaxam as fortes

hipóteses do tradicional modelo de Tiebout encontram resultados opostos. Wildasin (1988), por exemplo, introduz interação estratégica entre governos vizinhos (o que, como visto acima, a literatura empírica parece comprovar que existe) e encontra como resultado níveis sub-ótimos de bens públicos. A idéia é que, no extremo, os governos, competindo entre si, acabarão por baixar as alíquotas a zero, de modo que firmas e indivíduos irão tomar a decisão de localização com base em outros fatores que não os impostos. Com isso, nenhuma comunidade consegue atrair investimentos e todos os governos acabam com menos receita fiscal para a provisão de bens públicos.

A literatura de economia política apresenta resultados diferentes, ao relaxar a hipótese feita em todos os modelos considerados até aqui de que cada governo regional age de modo a maximizar a utilidade de algum conjunto de moradores da região. Ao permitir que governantes maximizem a própria utilidade através do aumento do orçamento local, Brennan e Buchanan (1980) argumentam que competição fiscal aumenta o bem estar, pois, sem ela, o tamanho do governo seria excessivo. Esse tipo de modelo, chamados modelos de Leviatã, propõe que a competição leva a um uso mais eficiente dos recursos públicos.

Apesar de todos os modelos teóricos com suas diferentes hipóteses e resultados, a literatura empírica sobre os efeitos da competição fiscal não dá respostas conclusivas. O desafio de estimar empiricamente a existência desses efeitos e suas magnitudes é muito grande e testes empíricos, como os de Oates (1985, 1989), falharam ao tentar comprovar os modelos teóricos.

Este artigo é uma contribuição à análise da resposta dos agentes econômicos a incentivos fiscais municipais no Brasil. Mais especificamente, o artigo analisa os dados dos dois municípios citados acima e, através de um modelo de diferenças em diferenças, verifica que o incentivo dado através de uma redução drástica na alíquota do imposto sobre serviços causou um grande aumento no número de empresas de serviços nos municípios, sobretudo aquelas que prestam serviços profissionais e de saúde.

Varsano, Ferreira e Afonso (2002) argumentam que esse tipo de competição entre municípios brasileiros consiste em competição por receita tributária e não por investimentos. Segundo eles, as firmas que se mudaram para os municípios em questão só estabeleceram residência fiscal, enquanto que os serviços continuaram a ser prestados em outros municípios como antes. Entretanto, os responsáveis pelas políticas nesses municípios alegam o contrário, isto é, que a guerra fiscal tem aumentado não só a base do imposto

sobre serviços mas também o número de firmas trabalhando efetivamente na região o que, segundo eles, traria empregos e desenvolvimento econômico.

O segundo exercício empírico visa investigar essa questão. Através de um modelo de diferenças em diferenças, a evolução do emprego dos setores afetados pela política é contraposto à evolução dessa variável nos setores de controle. O resultado parece contradizer a alegação dos formuladores de política dos municípios pois, apesar do expressivo aumento no número de firmas, a elevação do emprego nesses setores não se mostrou tão relevante na análise empírica.

Para testar a robustez dos resultados, a análise para número de firmas e de trabalhadores é repetida com a utilização de *propensity score matching*. Mesmo com este novo método, as principais conclusões se mantêm.

O artigo está dividido da seguinte forma. Após essa introdução, o papel da tributação no problema será explicado, por meio da exposição das políticas fiscais adotadas em Barueri e Santana de Parnaíba durante a década de 90. A seção 3.3 traz a descrição da base de dados. A metodologia usada para tratar o problema é discutida na seção 3.4. Os resultados dos dois exercícios, tanto com a utilização do modelo de diferenças em diferenças quanto de *propensity score matching*, são apresentados na seção 3.5. A seção 3.6 conclui o artigo.

3.2.

A Evolução da Política Tributária em Barueri e Santana de Parnaíba

Barueri e Santana de Parnaíba são dois municípios contíguos na região metropolitana de São Paulo, localizados a, aproximadamente, 40 quilômetros ao noroeste da capital (Figura 1). Barueri pertenceu ao município e comarca de Santana de Parnaíba até 1948, data da criação do município.

Santana de Parnaíba tem extensão territorial de 181 km² e tinha uma população, segundo o IBGE, de 74.828 habitantes em 2000. Já Barueri, apesar de bem menor em área (64km²), tinha uma população em 2000 quase três vezes maior, de 208.281 habitantes. Além de ser muito maior em número de habitantes, Barueri é ainda um dos dez municípios de maior crescimento populacional de São Paulo, crescendo a 4,08% ao ano nos últimos anos.

Além de ter menos habitantes, a renda per capita (calculada a partir do CENSO) de Santana de Parnaíba é substancialmente maior do que a de Barueri. Em 2000, a renda per capita em Santana de Parnaíba era de R\$ 762,05

contra R\$494,29 de Barueri. Acompanhando a diferença na renda, o nível de desenvolvimento humano também é bem maior em Santana de Parnaíba. Enquanto este município está em 7º lugar no ranking estadual de IDH, Barueri está em 44º lugar.

Apesar das diferenças apresentadas até agora, a estrutura das duas economias é bastante similar (tabelas 9 e 10). Tanto em Barueri quanto em Santana de Parnaíba, a distribuição dos estabelecimentos entre os setores é de aproximadamente 55% no setor de serviços, 25% no comércio e 20% na indústria, tendência que é acompanhada pela distribuição dos empregos entre os setores. Quando se compara a estrutura destas duas economias com as demais economias dos municípios da região metropolitana de São Paulo (tabela 11), vê-se que essas economias são caracterizadas pela alta concentração, tanto de estabelecimentos quanto de empregos, no setor de serviços.

No início da década de 90, Barueri baixou de 3% para 0,5% a alíquota do imposto municipal sobre serviços (ISS) para firmas de arrendamento mercantil (*“leasing”*). Com isso visava atrair esse tipo de firma, que, por natureza, é extremamente móvel, para o município. Por essa política, Barueri recebeu muitas críticas dos governos vizinhos (principalmente da capital), além de ficar conhecida como uma das cidades a praticar guerra fiscal.

Em 1994, possivelmente motivada pelo sucesso do corte de alíquota no setor de *leasing*, Barueri ampliou a redução de alíquotas para uma gama muito maior de serviços, redução acompanhada pela vizinha Santana de Parnaíba. Em Barueri, a redução foi, na maioria dos setores, de 3% para 0,5%. Em Santana de Parnaíba as alíquotas foram reduzidas de 2% para valores em um intervalo entre 0,7 e 0,5%. O interessante é que a redução de alíquota foi somente implementada para um conjunto bastante específico de setores.⁹ A alíquota sobre diversões, tradicionalmente mais alta em todos os municípios, foi reduzida de 10% para 5%.

É importante ressaltar que essas alíquotas são cobradas sobre o preço do serviço de modo que para serviços com baixo valor adicionado uma redução de alíquota de 1,5% pode trazer uma desoneração significativa. Como base de

⁹ Entre eles: hospitais; clínicas; planos de saúde; assessoria ou consultoria de qualquer natureza; processamento e análise de dados; perícias; serviços relacionados com exploração de petróleo e gás natural; planejamento e organização de feiras, exposições, congressos, recepções e festas; administração de fundos mútuos; agenciamento, corretagem ou intermediação de câmbio, seguros, planos de previdência privada, títulos quaisquer, direitos da propriedade industrial, artística ou literária, contratos de franquia (*franchise*) e de faturação (*factoring*), além de outros bens móveis ou imóveis; turismo; leilões; vigilância e segurança; produção de espetáculos e entrevistas; gravação e distribuição de filmes; fotografia e cinematografia;

comparação, a alíquota mínima de ISS cobrada na capital paulista é de 2%, sendo que a maioria dos serviços é taxada a 5%.

A redução da alíquota causou um impacto positivo na arrecadação de ISS nos dois municípios, o que indica que houve atração imediata de firmas. A tabela 12 traz a evolução da receita arrecadada com ISS em reais de 2001 e da divisão da receita de ISS pelo total da arrecadação de impostos municipais (IPTU¹⁰, ITBIV¹¹, ISS e imposto sobre a venda de combustíveis) para os municípios de Santana de Parnaíba, Barueri e São Paulo (a título de comparação). A tabela mostra um aumento enorme na arrecadação de ISS em Santana de Parnaíba e Barueri após 1994. Enquanto o aumento de arrecadação na capital foi de pouco mais de 40%, em Barueri foi de 130% e em Santana de 600%. A importância relativa da arrecadação de ISS na arrecadação dos tributos municipais também cresceu em Barueri e Santana, enquanto em São Paulo diminuiu.

A guerra fiscal na região metropolitana de São Paulo gerou reações dos municípios afetados, principalmente da capital. Uma medida tomada pelo governo federal para limitar o uso do ISS como instrumento de competição fiscal foi a fixação, em 2002, da alíquota mínima em 2%. Como vimos, municípios como Barueri e Santana vinham mantendo suas alíquotas bem abaixo deste mínimo com o objetivo de atrair firmas. Apesar da lei federal, os dois municípios em questão continuam cobrando alíquotas efetivas abaixo do mínimo permitido com o uso de artifícios legais. Barueri alega ter garantido às empresas que se instalaram em seu território alíquotas mais baixas por dez anos, não sendo possível o reajuste imediato para essas firmas. Já Santana de Parnaíba reduziu a base do imposto de alguns tipos de serviços, que antes era 100% do preço cobrado, para 37%. Com isto, mesmo aplicando uma alíquota de 2%, Santana de Parnaíba continua a cobrar uma alíquota efetiva de menos de 0,8% sobre o preço do serviço.

Outro tipo de política para evitar a guerra fiscal que vem sendo muito discutida ultimamente é a cobrança do ISS no local de prestação dos serviços. Com isso, uma firma que presta serviço na capital e muda sua sede para municípios da região metropolitana somente para se beneficiar da redução do ISS, não teria mais incentivo para fazê-lo. Apesar de ter potencial para diminuir

recondicionamento de motores; montagem industrial; locação de bens móveis; tinturaria e lavanderia; recrutamento e seleção de mão de obra; propaganda e publicidade.

¹⁰ Imposto sobre Propriedade Territorial Urbana

¹¹ Imposto sobre Transmissão de Bens Inter Vivos

de maneira significativa a guerra fiscal, a cobrança do ISS no local de prestação dos serviços envolve altos custos de implementação e fiscalização que podem torná-la inviável.

Barueri e Santana de Parnaíba serão usados no estudo pois o fato de terem reduzido as alíquotas de ISS no mesmo ano e em magnitudes semelhantes os tornam particularmente interessantes para a análise. O aumento expressivo na receita de ISS parece indicar que a redução de alíquota foi eficaz na atração de firmas. Na seção 3.5, os métodos de diferenças em diferenças e *propensity score matching* serão usados para verificar se essa mudança de imposto realmente afetou a distribuição das firmas e dos trabalhadores entre os setores de tratamento (aqueles que foram atingidos pela mudança de alíquota) e os de controle.

3.3.

A Base de Dados

Utilizam-se os dados da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) durante o período de 1994 a 2000 para verificar o comportamento do número de firmas e de trabalhadores nos setores afetados pela mudança de política em comparação aos setores que não foram afetados. A RAIS é um registro administrativo feito pelo Ministério do Trabalho e Emprego com periodicidade anual, de âmbito nacional e obrigatório para todos os estabelecimentos, inclusive aqueles que não tiveram empregados durante o período de referência.

A RAIS foi originalmente criada para controlar a entrada de mão de obra estrangeira no Brasil e os registros relativos ao FGTS, para subsidiar o controle de arrecadação e concessão de benefícios pelo Ministério da Previdência Social e para servir de base de cálculo para o PIS/PASEP. Atualmente a RAIS viabiliza a concessão do pagamento de abono salarial e a elaboração de diagnósticos sobre o mercado de trabalho.

Durante a década de 90, a cobertura da RAIS oscilou em torno de 90% do setor organizado da economia, com um universo de aproximadamente 2 milhões de estabelecimentos com vínculos empregatícios. O levantamento da RAIS é feito no nível do estabelecimento, considerando-se como tal as unidades de cada empresa separada espacialmente, ou seja, com endereços distintos.

Utilizar a RAIS no tipo de análise proposta é interessante, pois, além de ter periodicidade anual, esta possibilita a desagregação de todas as informações a nível municipal. Além disso, a partir de 1994 o nível de desagregação de setores

de atividade das firmas aumentou bastante (passando 217 de para 563 categorias de setores), o que permite a separação mais precisa dos grupos de tratamento e de controle. Informações relativas à constituição jurídica do estabelecimento, ao grau de instrução, faixa etária e remuneração dos empregados, também fornecidas pela base, são utilizadas como controle.

A base que se utiliza, entretanto, não disponibiliza as informações ao nível das firmas, a maior desagregação possível sendo por setor. Logo, durante toda a nossa análise, uma observação será o número de firmas ou trabalhadores em um dado setor, em um dado município e em um dado ano¹². Além disso, somente dados de firmas que tiveram algum vínculo empregatício durante o ano de referência serão usados, pois para este tipo de firma as informações estão disponíveis para todo o período de interesse.

Como explicado acima, duas variáveis dependentes serão investigadas durante a análise: o número de firmas por setor e o número de trabalhadores por setor. As variáveis que serão usadas como controles são uma *dummy* que indica o município do setor em questão, um índice que indica o grau de instrução médio dos trabalhadores do setor, a remuneração média paga no setor no mês de dezembro expressa em salários mínimos, a faixa etária média dos trabalhadores do setor e a proporção de firmas no setor que tem constituição jurídica.

A tabela 13 mostra a evolução do número de firmas e trabalhadores em Barueri e Santana de Parnaíba para o período estudado, separada para o grupo de controle e tratamento. Os dados parecem indicar que a redução da alíquota de ISS foi muito eficaz na atração de firmas para os municípios, pois enquanto o número de firmas no setor de tratamento quadruplicou, no setor de controle houve um aumento de apenas 70%. A diferença na evolução do número de trabalhadores entre os dois grupos, por sua vez, foi menos acentuada: houve um aumento de 80% no grupo de tratamento contra um aumento de 27% no grupo de controle.

Na seção 3.5, os resultados da estimação do modelo de diferenças em diferenças e do *propensity score matching* serão apresentados, o que permitirá dizer se realmente houve resposta dos agentes à mudança na tributação. Uma análise desagregada por ano e por grupos de setores permitirá dizer quando houve o efeito e quais os setores que apresentaram maior variação no número de firmas e trabalhadores.

¹² Como temos 545 setores relevantes, 2 municípios e 7 anos, o total de observações é de 7.630.

3.4. Métodos de Identificação e Estimação

O fato da diminuição da alíquota de ISS ter ocorrido somente para alguns tipos de serviço será usado para identificar o impacto desta mudança na distribuição de firmas e trabalhadores nos diversos setores de atividade em Barueri e Santana de Parnaíba. O objetivo será verificar se houve atração de firmas e empregos para os dois municípios em decorrência da política adotada pelos mesmos. Para isso, será testado se a variação no número de firmas e trabalhadores nos setores que foram afetados com a diminuição da alíquota (setores tratados) foi maior que a mesma variação nos demais setores (setores de comparação).

O teste será feito primeiramente utilizando o método de diferenças em diferenças.¹³ Este método visa contornar o fato de que não temos informações sobre os setores tratados caso eles não tivessem sido tratados, o que permitiria a estimação direta do impacto da política. Na realidade, observa-se apenas o número de firmas e trabalhadores nos setores atingidos pela diminuição da alíquota e naqueles não atingidos. Logo, o problema empírico se concentra na estimação do contrafactual da política, ou seja, de qual seria o número de firmas e trabalhadores dos setores tratados caso a alíquota não tivesse sido reduzida.

O método de diferenças em diferenças considera que uma vez que se controle por um vetor de características X que envolva todos os fatores, fora a variação de alíquota, que possam influenciar no número de firmas e trabalhadores nos setores, o resultado do grupo de comparação é equivalente ao resultado que os setores tratados teriam caso não tivessem sido tratados, ou seja, caso a alíquota de ISS não tivesse mudado.

A estimação é feita através de *dummies* de tratamento, período e uma interação entre tratamento e período. Por exemplo, seja A o grupo de controle, B o grupo de tratamento. Seja d_B a *dummy* que é igual a 1 se o setor pertencer ao grupo de tratamento e zero caso contrário. Seja d_2 a *dummy* igual a 1 para o segundo período de tempo (período após a mudança de política). Logo, a estimação do efeito da redução na alíquota pode ser obtida a partir da seguinte regressão:

¹³ Exposições dos métodos utilizados podem ser encontradas em Blundell e Dias (2000), Wooldridge (2002), Becker e Ichino (2002) e Blundell, Dias, Meghir e Reenen (2003).

$$y = \beta_0 + \delta_0 d2 + \beta_1 dB + \delta_1 d2 \cdot dB + \alpha \cdot X + u,$$

onde X é o conjunto de controles e y é o número de firmas (ou trabalhadores) no setor. A *dummy* de período $d2$ capta fatores agregados que afetam y com o tempo da mesma maneira nos dois grupos. Já dB captura possíveis diferenças entre os grupos antes da mudança de política. Entretanto, o coeficiente que realmente importa para a análise é o da interação entre $d2$ e dB (δ_1). Este coeficiente tem uma interpretação muito interessante e pode ser expresso como:

$$\hat{\delta}_1 = (\overline{y_{B,2}} - \overline{y_{B,1}}) - (\overline{y_{A,2}} - \overline{y_{A,1}}),$$

onde $\overline{y_{A,1}}$ é a média amostral de y para o grupo de controle no primeiro ano, $\overline{y_{A,2}}$ é a média de y para o grupo de controle no segundo ano, $\overline{y_{B,1}}$ e $\overline{y_{B,2}}$ sendo definidos de maneira similar.

Logo, o método fornece o efeito médio da diminuição da alíquota sobre os setores atingidos de maneira intuitiva, comparando a diferença do resultado médio antes e depois da introdução da política no grupo de tratamento com o mesmo resultado no grupo de comparação. A primeira diferença elimina os efeitos da heterogeneidade entre as firmas do setor de tratamento, enquanto a segunda expurga a influência dos determinantes não observáveis que variaram nesse período.

Como a base de dados utilizada contém vários anos após a mudança da política (1995-2000), a análise também incluirá especificações com várias *dummies* de período ($d2, d3, d4, \dots$) e suas respectivas interações com dB . Os coeficientes das *dummies* cruzadas continuarão sendo o foco de interesse, e terão uma interpretação análoga a de $\hat{\delta}_1$, dada acima. Além disso, o grupo tratado será dividido em grupos de setores para avaliar-se quais setores responderam mais à política. Neste caso, adicionam-se várias *dummies* de tratamento ($dB1, dB2, \dots$) e suas respectivas interações com a *dummy* de período. Novamente, a interpretação é similar ao caso mais simples.

Obviamente, a definição do grupo de comparação é de central importância para os resultados de um modelo de diferenças em diferenças. Para garantir a robustez dos resultados aqui apresentados, vários exercícios são feitos. O modelo de diferenças em diferenças é estimado com três diferentes grupos de

comparação: inicialmente, o grupo de comparação será composto por todos os setores que não foram afetados pela alteração da alíquota, depois são utilizados somente os setores de serviços não afetados e por fim são usados como controles os mesmos setores de tratamento, porém localizados no município de São Paulo, onde não houve variação de alíquota durante o período.

Outra questão importante é o fato da determinação dos setores de tratamento e de controle não ser aleatória, podendo existir outros fatores agindo para explicar o resultado apresentado. *Propensity Score Matching* é uma maneira de “corrigir” a estimação de efeitos de tratamento controlando pela existência desses fatores (veja Rosenbaum e Rubin (1985) e Heckman, Ichimura e Todd (1997)). O método se baseia na ideia de que o viés é reduzido quando o resultado é calculado com grupos de tratamento e controle mais parecidos possível. Supõe-se que dois setores com os mesmos valores desses fatores não terão respostas sistematicamente distintas à introdução da política. Logo, dadas as características X , o resultado dos não tratados seria igual ao hipotético resultado das firmas tratadas caso não tivessem passado pelo tratamento. Deste modo, constrói-se o contrafactual necessário.

Como o número de características dos grupos para as quais se quer controlar é muito grande, o método propõe um resumo destas características em uma única variável de índice que mostra a propensão de participar do programa (o *propensity score*) e que possibilita o casamento de setores mesmo quando muitas variáveis são utilizadas.

Assim, usando o *propensity score*, o grupo de comparação para cada setor é construído baseado em um critério pré-definido de proximidade desse índice de características, de modo que o grupo mais parecido seja escolhido. Existem diversos estimadores de *propensity score matching*, sendo a diferença crucial entre eles a definição de proximidade, ou melhor, o tipo de peso utilizado. Na análise feita a seguir a propensão a participar do programa será calculada através de um *logit* e o *matching* utilizará pesos de Kernel.

Na próxima seção, os resultados da estimação do modelo de diferenças em diferenças serão apresentados. A utilização de diversos tipos de grupo de controle e de *propensity score matching* confirmam a robustez dos resultados encontrados.

3.5. Resultados

Primeiramente, será feita a análise de como a variação de alíquota afetou o número de firmas e trabalhadores nos setores de tratamento frente aos setores de controle com toda amostra de setores não impactados pela política¹⁴ dos municípios de Barueri e Santana de Parnaíba. Este resultado é então confirmado com o uso de outros dois grupos de controle: setores de serviços não tratados nos dois municípios e setores de serviços no município de São Paulo (que não teve alteração de alíquota no período). Em seguida o efeito a cada ano após a mudança é analisado, bem como o efeito nos diferentes grupos de atividade. Como acima, três diferentes grupos de controle são usados. Como o método é bastante sensível ao grupo de controle usado, o exercício é repetido usando *propensity score matching*, que atesta a robustez dos resultados encontrados com o modelo de diferenças em diferenças.

3.5.1. Resultados do Modelo de Diferenças em Diferenças

Os resultados que são apresentados a seguir indicam que as firmas nos setores afetados pela diminuição de alíquota responderam de maneira expressiva aos incentivos criados, apesar do número de empregos não ter acompanhado este espetacular aumento. A tabela 14 mostra o resultado da estimação do modelo de diferenças em diferenças com os três diferentes tipos de grupos de controle, usando como variável dependente o logaritmo do número de firmas nas três primeiras colunas e o logaritmo do número de trabalhadores nas três últimas. A especificação logarítmica é sempre usada, pois permite a interpretação dos coeficientes em termos da variação percentual da variável dependente. A estimação com os valores absolutos das variáveis foi feita para todas as especificações aqui apresentadas e os resultados foram similares. A inclusão dos controles também não se mostra crucial para os resultados, contribuindo somente para o aumento de significância dos coeficientes estimados.

¹⁴ Em todos os casos, excluímos da amostra os setores de administração pública por eles terem seu tamanho e localização determinados por razões não econômicas.

Como foi explicado acima, a *dummy* que indica o efeito que nos interessa é a cruzada (interação entre as *dummies* de período e tratamento) que é igual a um para setores de tratamento no período após a mudança de política (de 1995 a 2000). Podemos ver na primeira coluna da tabela 14, que mostra os resultados quando o grupo de controle é formado por toda a amostra, que o aumento no número de firmas nos setores tratados foi 33% maior do que nos setores de controle. As outras duas colunas apresentam, respectivamente, os resultados usando como grupo de controle somente setores de serviços e setores de serviços em SP. Os resultados são robustos, pois em ambos os casos o coeficiente é aproximadamente 0,27 significativo a 5% e 1%.

As colunas 4, 5 e 6 mostram os resultados para o logaritmo do número de trabalhadores com os três diferentes grupos de controle. Podemos ver que o coeficiente da *dummy* cruzada só se mostra diferente de zero quando se usa toda amostra de setores de Barueri e Santana. Logo, o aumento do número de trabalhadores nos setores tratados se mostra bem menos convincente do que o aumento do número de firmas.

Na tabela 15 inserimos na equação *dummies* de ano para vermos a magnitude da resposta à política ao longo do tempo. O resultado que nos interessa aqui é o das *dummies* cruzadas de ano. Nelas podemos ver que, com os três diferentes grupos de controle, a magnitude e a significância do efeito para o número de firmas cresce com o tempo. Em 1995 e 1996, a *dummy* cruzada só é significativa em alguns casos, entretanto, a partir de 1997 os resultados são fortemente positivos. Em 97 o aumento no setor de tratamento foi, em média, 25% maior que no setor de controle, em 98, 30%, em 99, 35% e em 2000, 50%.

O fato da resposta das firmas à política ter demorado a acontecer e ser crescente no tempo pode ser explicado pela falta de credibilidade inicial da política municipal, pela demora da difusão de informações entre as firmas, ou mesmo pela crescente concorrência entre as firmas. Por um lado, as firmas podem ter preferido não mudar sua decisão de localização logo no primeiro ano da redução de alíquota por não saberem se esta era permanente. Elas poderiam temer que, uma vez instaladas nesses municípios, os governos locais voltassem a fixar as alíquotas no nível anterior ou até mesmo em um nível maior. Por outro, pode ter havido demora na difusão deste tipo de mecanismo de planejamento tributário. Somente com o tempo e com o sucesso de outras firmas em reduzirem o montante de imposto devido, a maioria das firmas iria se aventurar em mudar sua localização. Finalmente, se as firmas que se mudaram para esses municípios foram capazes de diminuir custos e preços, a

concorrência entre as firmas forçaria um número cada vez maior destas a também migrar.

O resultado para o número de trabalhadores é, mais uma vez, mais fraco do que o do número de firmas. Somente para 1999 e 2000 existem resultados que se mostram significantes. Os resultados diferentes de zero apontam para um aumento, em média, 50% maior no número de trabalhadores no setor de tratamento em 2000.

A tabela 16 traz a análise separada por setor. No grupo de serviços financeiros estão firmas de crédito, intermediação financeira, seguros, previdência privada e relacionados. No grupo de serviços profissionais estão administração de imóveis, consultoria em informática, pesquisa e desenvolvimento, atividades jurídicas, atividades de contabilidade e auditoria, assessoria em gestão empresarial, arquitetura, engenharia, publicidade e firmas de recrutamento de mão-de-obra. No grupo de locação estão firmas de aluguel de bens imóveis e móveis, incluindo arrendamento mercantil. No grupo de serviços de saúde estão os planos de saúde, hospitais, bancos de sangue e clínicas. Em diversão estão classificadas firmas de produção, distribuição e projeção de filmes e vídeos, atividades de teatro, música e outras atividades artísticas. Em outros estão incluídos todos os outros setores que foram afetados pela mudança de alíquota, mas não se encaixam em nenhuma das classificações acima. Alguns exemplos de atividades contidas nesse grupo são firmas de limpeza, vigilância e segurança, lavanderias e tinturarias, urbanização e paisagismo, montagens industriais e serviços relacionados com extração de petróleo e gás natural.

Os resultados da estimação mostram que os grupos mais afetados foram os de serviços profissionais, de saúde e outros. Esses grupos, não por acaso, são os que contêm alguns dos serviços de maior mobilidade. Uma firma de consultoria, por exemplo, pode ter sua sede em Barueri, mas prestar serviços em qualquer parte da região metropolitana, incluindo a capital. O mesmo pode acontecer com atividades jurídicas, de arquitetura e de publicidade. No caso dos serviços médicos, pode haver somente modificação do registro de clínicas e firmas de planos de saúde, o verdadeiro atendimento ocorrendo em outro lugar. Os serviços de locação aparecem significativos, porém com o sinal negativo. Isto pode ser resultado da alteração anterior (em 1991) na alíquota incidente sobre firmas de arrendamento mercantil. Como essas firmas já tinham sido atraídas anteriormente, não haveria mais espaço para um aumento ainda maior no número de firmas nesses setores.

A *dummy* cruzada de serviços profissionais é a única que aparece significativa tanto para número de firmas quanto para número de trabalhadores. No caso do número de firmas, o aumento foi, em média, 50% maior em setores que prestam este tipo de serviço; o aumento no número de trabalhadores foi 70% maior.

A conclusão a que se chega a partir desta análise é que, em todos os casos, o aumento do número de firmas apareceu de maneira mais clara e robusta do que o aumento no número de trabalhadores. O único caso em que o aumento no número de empregos parece certo é na análise desagregada por setor de atividade, em que o setor de serviços profissionais chegou a apresentar o surpreendente coeficiente de 80%.

O número de trabalhadores não ter acompanhado o espetacular crescimento do número de firmas é ainda mais surpreendente se levado em conta o fato que os trabalhadores registrados pela RAIS não estão necessariamente trabalhando no local em que o estabelecimento tem sede. Por exemplo, no caso de serviços de contabilidade, os trabalhadores podem ser empregados de uma firma em Barueri, mas prestar serviços na capital. Logo, o resultado indica que, mesmo com a atração deste número significativo de firmas, a criação de empregos prometida pelos formuladores da política municipal não aconteceu.

Na próxima seção, o *propensity score matching* será utilizado para atestar a robustez dos resultados. O índice de *propensity score* permite construir o grupo de controle mais apropriado possível de modo a verificar se os resultados acima se mantêm.

3.5.2. Resultados do Propensity Score Matching

Utiliza-se o algoritmo desenvolvido por Becker e Ichino (2002) para calcular as estimativas apresentadas abaixo. As características dos setores utilizadas para calcular o *propensity score* foram as mesmas introduzidas na estimação de diferenças em diferenças como controle, tornando os resultados comparáveis. A única diferença é que aqui o número de trabalhadores é incluído no *propensity score* na análise do número de firmas, o mesmo acontecendo com o número de firmas na análise do número de trabalhadores. A inclusão do número de trabalhadores permite que se descubra a variação do número de firmas dada a concentração de mão-de-obra em cada uma dessas firmas, ou o

tamanho médio da firma no setor. Já a inclusão do número de firmas se justifica pela análise da variação do número de trabalhadores dada a estrutura de mercado do setor.

O *propensity score* foi calculado através de um *logit* e o casamento feito pela função Kernel gaussiana com janela 0,06. Os erros padrões foram calculados através de *bootstrap* e foi imposta a condição de suporte comum aos *propensities scores* do grupo de controle e tratamento.

As tabelas 17 a 19 apresentam as estimações. A tabela 17 indica que antes da alteração da alíquota o setor de tratamento tinha, em média, 24% mais firmas do que o setor de controle. Depois, este número aumentou para 46%. Logo, a diferença que se pode atribuir à política é de aproximadamente 22%. Note que esta porcentagem é bastante similar àquela encontrada na estimação do modelo de diferenças em diferenças.

A análise para número de trabalhadores indica que tanto antes quanto depois da alteração da alíquota o número de trabalhadores era similar nos dois grupos. Logo, a análise de *propensity score matching* confirma os resultados do modelo de diferenças em diferenças simples, tanto para número de firmas quanto para número de trabalhadores.

Quando desagregamos o efeito por ano, o resultado da seção anterior também é reproduzido, pois o efeito sobre o número de firmas é crescente em magnitude e significância até 2000 (tabela 18). Já na análise para número de trabalhadores, a diferença não se mostra significativa para nenhum dos anos. Na análise por setor de atividade, só os setores de serviços profissionais, de saúde e financeiros tiveram aumento significativo no número de firmas. A tabela 19 apresenta a estimação e mostra que o aumento para serviços profissionais foi o maior de todos. O número de firmas no ramo de locação sofreu uma queda significativa, provavelmente por causa da expressiva queda de alíquota em 1991. O aumento de trabalhadores só se mostrou significativo para serviços de diversão e outros.

Em linhas gerais, os resultados da seção anterior são confirmados com o uso do *propensity score matching*: a resposta à alteração de alíquota se deu mais na forma de aumento no número de firmas do que de aumento no número de trabalhadores; o aumento no número de firmas ocorreu logo no primeiro ano após a alteração de alíquota e o setor de serviços profissionais foi o que mais respondeu aos incentivos, em termos de atração de firmas.

3.6. Conclusões

Este artigo é uma contribuição à análise da resposta de agentes econômicos a incentivos fiscais municipais no Brasil. O caso de dois municípios na região metropolitana de São Paulo, Barueri e Santana de Parnaíba, é analisado. Esses dois municípios reduziram drasticamente as alíquotas de ISS durante a década de 90 como estratégia de desenvolvimento. O trabalho verifica como as mudanças de alíquota nos dois municípios afetaram a distribuição do número de firmas e do emprego entre os setores contemplados pela redução de alíquota e os não contemplados. Com isso, pode-se saber se o objetivo de atrair firmas e empregos foi alcançado ou não.

O caso destes dois municípios é interessante pois eles reduziram o ISS somente para alguns tipos de serviço, permitindo que a identificação do efeito pudesse ser feita através de três tipos de grupo de controle diferentes. O exercício empírico usa dados da RAIS de 1994 a 2000, que permitem a desagregação a nível municipal e em um grande nível de detalhe em termos de ramo de atividade. Essa desagregação torna possível a construção de grupos de controle bastante precisos, pré-requisito para o uso do modelo de diferenças em diferenças.

Nos resultados, encontramos evidências de que a drástica redução na alíquota de ISS atraiu um número significativo de firmas para os dois municípios, principalmente firmas de serviços profissionais e serviços de saúde. A atração das firmas foi crescente em magnitude nos anos que sucederam a mudança, o que pode ser atribuído à falta de credibilidade da política municipal nos anos iniciais, à demora na difusão de informações sobre a existência deste tipo de mecanismo de planejamento tributário e à crescente competição entre as firmas.

A análise feita com dados de empregados, entretanto, indica que o número de empregos criados nos setores de serviços não acompanhou o expressivo aumento no número de firmas. Na desagregação por ano, a diferença entre o número de trabalhadores no setor de tratamento e no de controle só aparece para 1999 e 2000, enquanto, na desagregação por setor, a diferença só é diferente de zero para serviços profissionais. Finalmente, os resultados mostraram-se muito robustos em exercícios com os três diferentes grupos de controle (todos os setores não afetados em Santana e Barueri, setores de serviços não afetados nos dois municípios e os mesmos setores afetados só que

localizados no município de São Paulo, onde não houve variação de alíquota) e com a utilização de *propensity score matching*.

O fato do número de empregados não ter acompanhado o aumento no número de firmas leva a crer que as firmas atraídas pela política foram, sobretudo, firmas pequenas e que efetivamente prestavam serviços em outros municípios. Portanto, o resultado contradiz os formuladores de política dos municípios, que alegam atração de investimentos e empregos, e indica que as firmas de fato mudam sua localização com o objetivo principal de diminuir o montante de impostos devidos. O expressivo aumento na arrecadação de ISS em Santana e Barueri parece, assim, ter sido simples transferência de arrecadação dos demais municípios da região metropolitana (principalmente da capital) de onde as firmas saíram.