

## 5

### Estratégia empírica

Nesta seção expomos como explorar a exogeneidade da localização geográfica do racionamento, apresentada na seção 2, para testar as hipóteses sobre a reação das firmas, apresentadas na seção 3.

Como mencionado anteriormente, avaliamos o impacto do programa de racionamento de energia elétrica, comparando as empresas racionadas e não racionado antes e depois do racionamento. A validade desta estratégia de diferenças em diferenças deriva do fato de que, como argumentamos ao apresentar as suas causas, o racionamento pode ser considerado um quase-experimento. Além dos indícios mostrarem que ele não foi antecipado pela sociedade, a localização do programa foi determinada por um componente aleatório, o padrão hídrico em cada estado. Portanto, a atribuição ao programa, a nível estadual, se deu de forma aleatória e podemos explorar esta variação para identificar os efeitos causais do racionamento. A estrutura das regressões estimadas é descrita em (IV):

#### Equação IV

$$y_{i,uf,t} = \lambda_t + \gamma_i + \rho(Lr_{uf} * Tr_t) + \beta X_{i,uf,t} + \omega_{uf} * t + e_{i,uf,t}$$
$$e_{i,uf,t} = u_{i,t} + v_{uf,t}$$

Na qual:

- $i$ ,  $uf$  e  $t$  indexam firma, estado (unidade federativa) e ano;
- $y_{i,uf,t}$  é a variável dependente;
- $\lambda_t$  e  $\gamma_i$  são efeitos fixos de ano (1996 a 2006) e de firma;
- $\rho$  é o impacto causal do racionamento;
- $Lr_{uf}$  e  $Tr_t$  indicam respectivamente locais e períodos de tempo sujeitos ao racionamento;
- $\omega_{uf}$  é um vetor de tendências temporais específicas para cada estado;
- $X_{i,uf,t}$  são controles ao nível individual e de estado que podem variar ao longo do tempo;
- $e_{i,uf,t}$  é o termo de erro.

Testamos diversas variáveis dependentes, apresentadas na próxima seção. A estrutura de painel dos dados permite controlar para efeitos fixos de empresa e ano. Também podemos incluir controles,  $X$ , que variam em nível de empresa ou estadual.

É importante notar que o parâmetro de interesse  $\rho$  é estimado a partir de uma variação ( $Lr_{uf} * Tr_t$ ) que se dá no nível estadual e temporal, como vimos na seção 2. Para fazer inferência correta neste nível, é necessário levar em conta a possibilidade de correlação, tanto contemporânea quanto serial, dos resíduos de firmas de um mesmo estado. Para explicitar isto, decompos o termo de erro 'e' em choques de estado-ano 'u' e choques de firma-ano 'v'. A possibilidade de choques de estado-ano e de correlação serial nos choques, a nível individual ou de estado, induz correlação nos resíduos, o que leva as fórmulas usuais a subestimarem a variância (alguns dos artigos mais influentes são: Bertrand et al., 2004; Moulton, 1986; Wooldridge, 2003). Em função disto, corrigimos os erros padrão para cluster ao nível de estado<sup>23</sup>.

Dado que a estratégia de identificação de diferenças em diferenças consiste em comparar se as firmas racionadas e as não racionadas reagiram de maneira diferente durante o episódio, gostaríamos de separar estes efeitos de outras tendências ou choques que possam afetar cada grupo de maneira diferente. Para fazê-lo, as regressões (exceto nas especificações flexíveis) incluem tendências temporais específicas para cada estado. Além disso, usamos três "estruturas temporais" (formas funcionais) para medir o impacto do racionamento:

- Efeito transitório:  $Tr_t$  assume valor 1 para os anos de 2001 e 2002, ou seja, sobre a hipótese de que os efeitos foram transitórios impactando as firmas apenas nos anos do episódio;
- Efeito Permanente:  $Tr_t$  assume valor 1 para os anos 2001 em diante, ou seja, supondo que o racionamento teve efeitos permanentes;

---

<sup>23</sup> Ainda que assintoticamente, esta correção ainda é insuficiente devido às propriedades de pequena amostra (número de clusters) do estimador da variância. Cameron e Miller (2010) resenham os métodos propostos na literatura, mostrando que correção usual, correspondente ao comando cluster do Stata, ainda subestima os erros padrão para um número pequeno de clusters (entre 5 e 30). Este é o caso do presente estudo, visto que após a retirada dos estados afetados parcialmente e dos da região norte, temos 17 estados (clusters). Cameron et al. (2006) mostram que nestes casos o procedimento de wild-bootstrap é o mais adequado. Devido a restrições de acesso aos dados e liberação dos resultados no IBGE, não foi possível implementar esta correção. Extensões deste trabalho incluirão esta correção.

- Especificação Flexível:  $Tr_t$  passa a ser um vetor de dummies de ano (1998-2006). Para cada dummy de ano é estimado um efeito do racionamento no ano, ou seja, é estimado um vetor  $\rho_t$  de efeitos heterogêneos do racionamento ao longo do tempo. Estes coeficientes capturam a diferença (condicional) entre os grupos em cada ano.

A especificação flexível é a mais agnóstica por não impor nenhuma estrutura temporal pré-concebida temporal sobre quando o racionamento afetou a economia. Há dummies para todos os anos, inclusive para os anos anteriores ao racionamento. Estas últimas servem como placebo para avaliar se de fato estamos identificando o racionamento ou outros choques que diferem entre os Estados ao longo do tempo (Duflo, 2001).

Para avaliar heterogeneidade na forma como empresas industriais com diferentes características foram afetadas, além das regressões acima descritas para o conjunto de todas as firmas, as regressões descritas acima são estimadas também para os seguintes subconjuntos de firmas:

- Restringindo às empresas altamente exportadoras, ou seja, aquelas com mais de 50% das vendas destinadas à exportação;
- Dividindo por intensidade elétrica (IE), ou seja, pela razão entre gasto com eletricidade e valor bruto da produção industrial. Com base na IE média do setor (classificação CNAE3) as firmas são divididas em dois grupos ao redor da mediana (2,6%): alta e baixa intensidade elétrica.

O foco nas firmas altamente exportadoras permite, pelo menos parcialmente, controlar para os efeitos de interregionais da retração da demanda doméstica e da mudança do ambiente de competição entre racionadas e não racionadas. Um evento doméstico como o racionamento, que afetou significativamente os mercados nacionais, tem efeito muito mais diluído no mercado internacional. Sendo assim, a comparação entre firmas nacionais altamente exportadoras racionadas e não racionadas se aproxima mais de uma situação de equilíbrio parcial, na qual apenas a restrição (aumento de preços) de eletricidade é imposta, permanecendo a demanda e o ambiente competitivo global relativamente inalterados.

Assim, esperamos encontrar impacto maior entre as empresas altamente exportadoras, pois os grupos de tratamento e controle estão menos expostos à atenuação de demanda doméstica. Esperamos que os impactos observados cresçam com a intensidade elétrica, visto que a proporção de recursos gastos com este insumo em relação ao valor bruto da produção reflete a importância deste no processo produtivo.

Finalmente, cabe notar as consequências do nível de agregação das bases de dados usadas. Todas as regressões acima descritas, com as diferentes especificações para estrutura temporal do racionamento e heterogeneidade dos impactos, são estimadas para o nível de firma. Conforme descrito na seção 4, para garantir conformidade (*compliance*) com o tratamento, as bases de dados usadas nestas regressões não incluem as firmas parcialmente afetadas, que tiveram apenas uma parcela de suas unidades locais racionadas.

Para tentar avaliar se esta exclusão impõe algum viés aos resultados, as equações são estimadas novamente usando a base de dados de UL, já que nestas, as firmas parcialmente afetadas também tem suas ULs presentes. Estas regressões seguem a mesma estrutura descrita em (IV) exceto que  $i$  passa a indexar a unidade local e, portanto, os efeitos fixos são de UL e podemos incluir controles adicionais a este nível.