

5

A queda do Leviatã como empreendedor no Brasil

NO COMEÇO DOS ANOS 1980, a maioria dos países do mundo experimentou graves recessões; no fim da década, grande grupo de países democratizou ou abandonou sistemas econômicos baseados no planejamento central. Ao longo do decênio, as diferenças de desempenho entre empresas estatais e privadas aumentaram perceptivelmente. Desde então, centenas de trabalhos compararam o desempenho de empresas estatais e de empresas privadas, quase sempre concluindo que o desempenho daquelas é inferior ao destas, exceto em algumas circunstâncias, como quando as estatais enfrentam competição¹ ou quando elas conseguiram atuar como empresas privadas, com gestores profissionais e com conselhos de administração que a monitora de perto.² Menos esforço acadêmico se dedicou a explicar o que leva as estatais a se comportar diferentemente das empresas privadas ao se defrontarem com circunstâncias semelhantes. Em especial, por que teriam as estatais mudado seu comportamento na década de 1980, nos mercados emergentes e, em especial, no Brasil? Ao examinar essas questões, também lançamos luz sobre por que o sistema de capitalismo de Estado do pós-Segunda Guerra Mundial (o que denominamos Leviatã como empreendedor) quebrou na década de 1980.

Este capítulo oferece uma narrativa causal que mostra como o comportamento das estatais difere daquele das empresas privadas. A maioria dos trabalhos que examinam por que as estatais são mais ineficientes que as empresas privadas utiliza variação de dados de corte transversal (variação *cross-section*), ao passo que grande parte da literatura teórica sobre a diferença entre empresas privadas e estatais também trata do problema do duplo resultado — o fato de as estatais, às vezes, almejarem maximizar objetivos sociais — ou o problema da interferência política (ver capítulo 2). Mas, tanto quanto sabemos, ninguém ainda ofereceu uma narrativa causal da queda do modelo do Leviatã como empreendedor. Nós o fazemos, identificando “choques” econômicos e políticos do final da década de 1970 e do começo da de 1980, que levaram as empresas estatais a se comportar com menos eficiência que as privadas. Em consequência desses choques, os balanços patrimoniais das estatais se deterioraram, fato que acabou levando os governos a privatizar suas empresas, no intuito de limpar os próprios balanços patrimoniais. Nossa narrativa causal, portanto, explica por que a onda de privatizações começou em fins dos anos 1980, não em princípios desse decênio nem em fins do anterior.

Nosso argumento é objetivo: em comparação com as empresas privadas, as estatais tendem a ser mais sujeitas a influências políticas e seus gestores podem ter menos incentivos para buscar ajustes que aumentem a eficiência. Nossa análise de como as empresas estatais reagiram aos choques externos pode encerrar lições importantes sobre seu comportamento diferenciado. Por exemplo, seria de esperar que as estatais fossem mais afetadas por mudanças políticas que as empresas privadas, porque o presidente da República e os ministros por elas responsáveis participam da gestão das estatais e não raro tendem a nomear aliados políticos como CEO ou, com muita frequência, a demitir CEOs como bodes expiatórios, se a empresa não estiver bem. E como os CEOs, em geral, cultivam o duplo resultado, talvez estejam menos inclinados a reduzir a força de trabalho durante as crises econômicas.

Examinamos especificamente o comportamento das empresas sob controle estatal total a fim de estudar como as estatais respondem a

choques econômicos e políticos capazes de afetar as decisões de reestruturar o efetivo de pessoal. E, com efeito, descobrimos que, durante as crises, as estatais demitem menos trabalhadores que as empresas privadas. Também constatamos que, nas movimentações políticas, como sucessão presidencial, a probabilidade de mudança de CEO é mais alta nas estatais que nas empresas privadas.

Contexto e dados

Para este capítulo, construímos um banco de dados que monitora os níveis de desempenho e de emprego de 136 empresas estatais brasileiras (de propriedade da União) entre 1973 e 1993. Nossos dados foram extraídos principalmente de relatórios emitidos pela Sest, órgão do governo brasileiro criado em 1979 para regular as estatais federais (Brasil, 1981-5; Brasil, 1986-93). Também recorremos aos periódicos de negócios *Exame*, *Visão* e *Gazeta Mercantil* para compilar o banco de dados de 1973 a 1979. Essas revistas publicavam anualmente informações financeiras, número de empregados e o nome dos CEOs de grande quantidade de empresas. Considerando a natureza comparativa de nossa pesquisa — o comportamento das empresas estatais em face do comportamento de suas congêneres privadas —, também incluímos 156 empresas privadas, basicamente as principais do Brasil em termos de receita total, durante o período em questão, para servir como grupo de controle. Os dados das empresas privadas foram extraídos de várias fontes, como *Exame*, *Gazeta* e os próprios sites das empresas.

É óbvia a preocupação com o viés de seleção em nossa amostra. O problema de seleção mais preocupante seria o fato de estarmos comparando estatais de mau desempenho com empresas privadas extremamente eficazes (ou vice-versa). Consideramos algumas dessas preocupações ao compor nossa amostra. Por exemplo, eliminamos pequenas estatais por tenderem a ser mais ineficientes. Também excluímos empresas que atuavam exclusivamente em serviços públicos, como hospitais e armazéns de alimentos. Finalmente, pareamos algumas das maiores empresas privadas do Brasil com as grandes estatais

de nossa amostra, para termos muitas empresas estatais e empresas privadas dentro de cada um de nossos códigos setoriais (códigos SIC de dois dígitos). Outra preocupação, decorrente do agrupamento de empresas por setor, é o fato de algumas estatais no Brasil atuarem em indústrias sob monopólio estatal (como eletricidade, petróleo e telecomunicações), em que não há congêneres privadas. Contudo, como explicaremos a seguir, tentamos superar algumas dessas limitações controlando-as, no nível da empresa, tanto por variáveis que se movem no tempo como por variáveis fixas, por meio de especificações de efeitos fixos. Também realizamos análises da robustez usando técnicas de combinação baseadas em “fundamentos” no nível da empresa, como tamanho e indicadores financeiros.

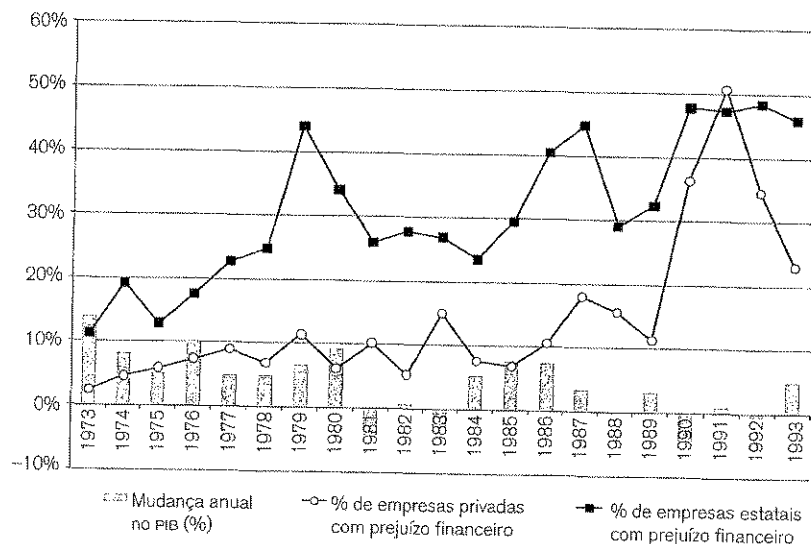
Aproveitamos o fato de, durante o período da amostra (1973-93), terem ocorrido choques macroeconômicos exógenos e a ruptura relativamente exógena da transição para a democracia, em 1985. Essa característica de nosso conjunto de dados fornece oportunidade única para ver como as empresas estatais respondem a diferentes regimes políticos.

Nossa janela temporal, em particular, abrange importante choque econômico, a crise de 1979-83, a pior recessão da moderna história do Brasil. Em nossa opinião, esse choque acarretou mudanças comportamentais em empresas estatais e privadas, diferença que devemos ser capazes de captar empiricamente. De fato, a figura 5.1 mostra que tanto as estatais quanto as empresas privadas foram atingidas duramente pela crise de tal maneira que a porcentagem de empresas que apuraram prejuízo aumentou em ambos os casos. No entanto, parece que as estatais sofreram maior impacto durante a crise. Acreditamos que essa disparidade de impacto esteja ligada à maneira como reagiram ao choque externo, considerando as restrições políticas a que estão submetidas.

VARIÁVEIS DE RESULTADO NO NÍVEL DAS EMPRESAS

Considerando a magnitude do choque e o fato de ter sido de origem externa, queríamos comparar como as estatais e as empresas privadas rea-

Figura 5.1. Crescimento do PIB e prejuízo das empresas privadas e estatais no Brasil, 1973-93



giram à crise em duas dimensões: turnover do CEO (mudança do CEO da empresa) e demissões coletivas (variáveis que medem mudança no número de empregados). Usamos o turnover do CEO como variável dummy, codificada como 1, se o CEO da empresa em determinado ano não é o mesmo do ano anterior, ou como 0, em caso contrário.⁸

Nossas variáveis que medem demissões coletivas são preocupação básica porque, em nossa opinião, é nas crises econômicas que o Leviatã se sente tentado a usar as empresas estatais como meio de amenizar a situação, mantendo o nível de emprego, com mais admissões ou menos demissões, acima do que seria necessário para atender à demanda sem diminuir a produtividade do trabalho. Em outras palavras, as empresas estatais seriam obrigadas a manter ou até a contratar trabalhadores apenas para que não fiquem desempregados — prioridade social, mas não empresarial. Estimamos nossa variável primária de interesse como o valor logarítmico do número total de empregados reportado anualmente, $\ln(\text{empregados}_t)$. Calculamos, então, uma medida das demissões como $\ln(\text{empregados}_{t-1}) - \ln(\text{empregados}_t)$, que é positiva se

houver redução no número de empregados entre $t-1$ e t . Como nossas medidas finais, usamos duas variáveis dummy: $\Delta\text{demissões}$, codificada como 1 se ocorrer alguma redução no número de empregados, ou seja, quando $\ln(\text{empregados}_{t-1}) - \ln(\text{empregados}_t) > 0$, e $\Delta\text{demissões}20\%$, codificada como 1 quando a redução for de 20% ou mais em termos logarítmicos (isto é, quando $\ln(\text{empregados}_{t-1}) - \ln(\text{empregados}_t) \geq 0,20$).

A figura 5.2 mostra a porcentagem de empresas estatais e de empresas privadas que foram observadas, com turnover do CEO e com grandes demissões (isto é, $\Delta\text{demissões}20\% = 1$). O turnover do CEO nas empresas estatais é, em geral, muito mais alto que nas empresas privadas e tendeu a aumentar no período de democracia (ver os testes de comparação na tabela 5.1). Grandes demissões, ao contrário, parecem ser mais frequentes, em geral, nas empresas privadas, como ocorreu durante a crise econômica de 1981-3 e em 1991, o ano seguinte à eleição de Fernando Collor de Mello. Collor implementou um plano controverso de combate à inflação que lançou a economia em recessão. Embora esse acontecimento possa ser considerado choque econômico, provocando forte aumento nas demissões, não o tratamos como tal em nossas análises, pois coincide com mudanças políticas (eleição de um novo presidente). A crise de 1981-3, em contraste, ocorreu durante o mandato de um presidente militar, João Baptista Figueiredo. Entretanto, como explicamos abaixo, sempre incluímos em nossas regressões dummies de ano para controlar os choques temporais em geral.

VARIÁVEIS QUE CAPTAM CHOQUES POLÍTICOS

Também queremos estudar como as empresas estatais reagem a choques políticos. Tentamos identificar situações de mudança política que podem ter afetado o turnover e as demissões. A variável dummy *Mudança de presidente* codifica se, em dado ano, nomeou-se (durante a ditadura) ou elegeu-se (durante a democracia) um novo presidente da República. Considerando que as mudanças presidenciais afetam igualmente todas as empresas em determinado ano, também criamos medida mais refinada, a variável dummy *Mudança de ministro*, indi-

cando se houve mudança do ministro responsável pelo setor de atuação da empresa. Por exemplo, durante a ditadura, o ministro de Minas e Energia supervisionava mineração, eletricidade e petróleo.

Em algumas especificações, tanto *Mudança de presidente* quanto *Mudança de ministro* também são separadas para o regime ditatorial e para o regime democrático. Por exemplo, *Mudança de presidente durante a democracia* é variável dummy codificada como 1 se houve mudança do presidente da República em determinado ano entre 1985 e 1993 e codificada como 0, caso contrário.

VARIÁVEIS QUE CAPTAM CHOQUES ECONÔMICOS

A variável *Crise* é codificada como 1, durante 1981-3, quando ocorreu o choque econômico, acarretando acentuada redução no crescimento do PIB (ver figura 5.1). O impacto específico no desempenho financeiro da empresa é captado por duas variáveis: *ROA*, o retorno sobre o ativo de cada empresa da amostra, observado no ano (isto é, lucro líquido sobre ativo total), e *Prejuízo*, variável dummy codificada como 1 se a empresa reportou lucro líquido negativo em dado ano e codificada como 0, caso contrário.

CONTROLES ADICIONAIS

Acrescentamos vários controles em nossas regressões. $\ln(\text{ativos})$ e $\ln(\text{empregados})$ atuam como controles do tamanho da empresa e medem o valor logarítmico dos ativos da empresa (em dólares) e do número de empregados, respectivamente. *Alavancagem* (endividamento) mede o índice de dívidas sobre ativos da empresa com o intuito de captar variações no endividamento capazes de influenciar as decisões da empresa de mudar o tamanho de sua força de trabalho. Como já observamos, também acrescentamos dummies de anos para refletir fatores temporais que afetam os resultados. Além disso, como explicamos a seguir, considerando que estamos interessados basicamente em

interações entre variáveis políticas e econômicas e no tipo de empresa (estatal ou privada), também incluímos como controles em algumas especificações *ROA* e *Prejuízo* (não interagidas). Finalmente, sempre controlamos os efeitos fixos (específicos da empresa) para evitar influências espúrias resultantes de fatores fixos não observáveis que influenciam o turnover do CEO ou as demissões. O apêndice 5.1 apresenta as variáveis usadas neste estudo, com estatísticas descritivas.

Métodos de estimativa e hipóteses

Nossa estratégia de estimativa se baseia em dois métodos complementares: estimativa em painel e análise de diferenças-em-diferenças.

ESTIMATIVA EM PAINEL (LOGIT CONDICIONAL)

Usando *Turnover do CEO*, $\Delta\text{demissões}$ e $\Delta\text{demissões}20\%$ como variáveis dependentes (binárias), para a empresa i no ano t , primeiro rodamos modelos Logit condicionais (efeitos fixos), em painel, especificados onde as variáveis que especificam choques econômicos e políticos são variáveis independentes. O modelo Logit condicional estima a função de probabilidade derivada da Equação 6.1, condicionada à suficiência das estatísticas para o parâmetro fixo referente a cada empresa.⁴ Assim, o modelo controla inobserváveis fixos específicos da empresa, além dos controles observáveis descritos antes.

De maneira compatível com Kato e Long,⁵ nossa estratégia consiste em examinar a sensibilidade das empresas estatais a variáveis-chave — em nosso caso, choques políticos e econômicos — interagindo essas variáveis com uma variável dummy, *SOE_{*i*}*, codificada como 1 se a empresa for estatal (*soe*) e 0, se for privada. Como nosso banco de dados não inclui situações de mudança na propriedade estatal, *SOE_{*i*}* é efeito fixo, específico da empresa, e, portanto, já é controlado no modelo Logit condicional. Do mesmo modo, os principais efeitos da mudança presidencial ou da crise econômica — eventos que afetam tanto empresas

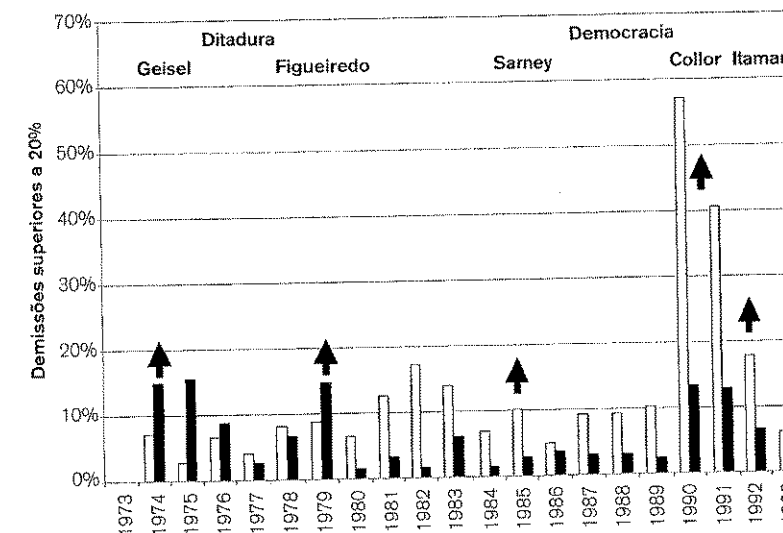
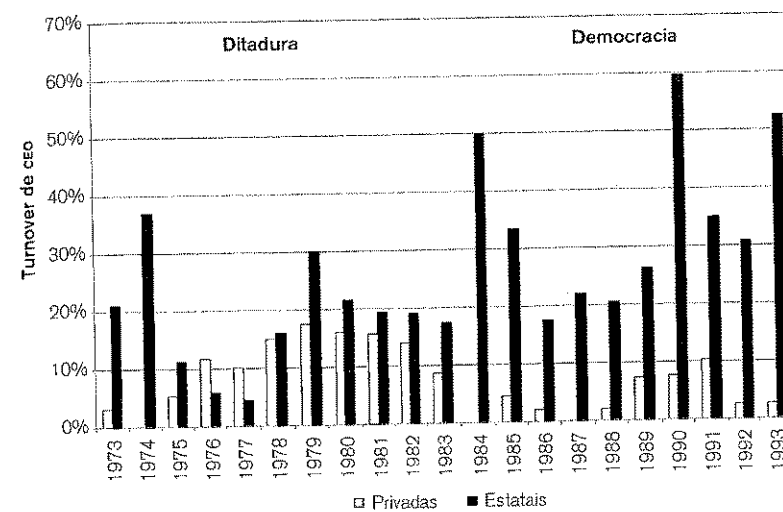
estatais quanto privadas — são controlados pelas dummies de ano, que servem como variáveis de controle; nosso interesse focal converge para a interação dessas mudanças, de um lado, e da propriedade estatal, de outro. O principal efeito de mudanças ministeriais, contudo, varia por setor e, portanto, pode ser incluído como controle quando se usa a variável *Mudança no Ministério*.

Além disso, rodamos regressões separadas de amostras cindidas para empresas estatais e privadas. Alguns autores observaram que os termos de interação em modelos de escolha discreta, como Probit e Logit, podem ser problemáticos devido à natureza não linear desses modelos.⁶ Portanto, podemos estimar o impacto de variáveis políticas e econômicas separadamente para empresas estatais e privadas, e, então, examinar como os coeficientes das variáveis políticas e econômicas diferem entre esses dois grupos.⁷

De acordo com as visões política e social, as estatais são mais suscetíveis a mudanças políticas que as empresas privadas. Esperamos, pois, que as variáveis codificadoras de choques políticos — *Mudança de presidente e Mudança de ministro* — afetem mais o turnover do CEO em empresas estatais que em empresas privadas. Por exemplo, um presidente recém-eleito pode nomear amigos ou aliados para CEOs de estatais.

Também esperamos que o turnover do CEO em estatais seja mais alto durante o período democrático. Como os regimes democráticos propiciam a formação de coalizões de partidos e de políticos, a nomeação de CEOs de empresas estatais pode ser parte do processo de distribuição de empregos entre membros das coalizões. Ou seja, consideramos o turnover do CEO durante as sucessões presidenciais (e, até certo ponto, durante as mudanças ministeriais) como proxy de patronagem; e esperamos constatar que houve mais turnover sob o regime democrático simplesmente porque, entre 1985 e 1993, diferentes coalizões dominantes assumiam e deixavam o poder, enquanto as sucessões presidenciais sob o regime militar implicavam menos turnover. Não estamos dizendo que o regime militar não teve lutas de facções pelo poder nem que inexistiam partidos nas eleições para o Congresso. Os governos militares diferiram bastante uns dos outros em termos de objetivos e de

Figura 5.2. Porcentagem de empresas estatais e de empresas privadas que mudaram o CEO e demitiram, 1973-93



NOTA: Definimos demissões maciças como redução no número de empregados superior a 20%. As setas denotam mudanças de presidente do país.

políticas.⁸ Em geral, porém, realmente esperamos ver turnover menor na elite tecnocrática dirigente de empresas estatais durante as administrações militares. Assim é em parte porque o regime militar, como um todo, lembrava, até certo ponto, um sistema de partido único ou um governo com horizonte temporal mais longo.⁹ Sabemos por Schneider que,¹⁰ durante esse período, os burocratas e os tecnocratas das estatais desfrutavam de carreiras longas e um tanto estáveis no governo.

Em termos de demissões, contudo, esperamos constatar que os gestores de empresas estatais são *menos* reativos que os de empresas privadas aos choques medidos pelas variáveis *Crise*, *ROA* e *Prejuízo*. Ou seja, não esperamos ver as estatais demitindo empregados na mesma proporção que o fazem as empresas privadas por ocasião de quedas na atividade econômica. Assim é porque os gestores de empresas estatais tendem a ser menos incentivados a buscar reduções de custo como reação ao mau desempenho. Além disso, os CEOs de estatais geralmente sabem que suas empresas acabarão sendo socorridas pelo governo. Logo, para começar, não raro preferem evitar a tarefa desagradável de demitir trabalhadores.¹¹ A visão social das empresas estatais,¹² analisada no capítulo 2, também sugere que os governos podem usar as estatais para amortecer os efeitos da queda da atividade econômica, a fim de evitar a disparada do desemprego. Além disso, na maioria dos países, há restrições legais à demissão de empregados do Estado. Embora os governos, até certo ponto, tenham condições de remanejar pessoal entre as unidades, as estatais sofrem muito mais restrições que as empresas privadas na execução desses remanejamentos.

ANÁLISE DE DIFERENÇAS-EM-DIFERENÇAS

Usando a transição democrática de 1985 e a crise econômica de 1981-3 como períodos de corte, adotamos a técnica de diferenças-em-diferenças ajustada para pareamentos. Concentramo-nos em dois resultados: mudança no número de empregados em consequência do choque¹³ e mudança no turnover do CEO. Para a transição democrática, calcula-

mos as médias por empresa das variáveis para os períodos 1977-84 e 1986-93, e, então, avaliamos sua variação para as empresas estatais e para as privadas. Para a crise econômica, medimos os resultados pré e pós-choque, como médias de 1979-81 e 1982-4, respectivamente. Em seguida, comparamos as estimativas para empresas privadas e para estatais e verificamos se o comportamento desses dois grupos diferia significativamente de um período para o outro.

Mais uma vez, esperamos que a mudança no emprego como resultado da crise deve ser menos intensa nas estatais que nas empresas privadas. Estas devem ajustar-se à crise demitindo empregados, enquanto aquelas devem evitar esses ajustes e até *aumentar* a admissão de pessoal como maneira de atenuar o impacto da crise no mercado de trabalho. Por outro lado, como argumentamos, o turnover do CEO, depois da transição para a democracia, deve aumentar nas estatais, mas não necessariamente no grupo de controle das empresas privadas.

Contudo, o simples cálculo das médias pré e pós-choque das variáveis de resultado pode ser ilusório. Já observamos que as estatais e as empresas privadas diferem em termos de "fundamentos", como tamanho e indicadores financeiros. Heckman, Ichimura e Todd sugerem um procedimento para combinar estimativas de diferenças-em-diferenças com técnicas de pareamento de escores de propensão para garantir melhor comparação entre grupos distintos.¹⁴ Pareamentos de escores de propensão possibilita a criação de grupos de controle comparáveis com base em características observáveis. Estima-se a regressão Logit com SOE_i como variável dependente no período pré-choque usando, como covariadas, os fundamentos da empresa — $Ln(\text{empregados})$, $Ln(\text{ativos})$, $Alavancagem$, ROA e $Prejuízo$ — tanto de empresas privadas quanto de estatais. Criam-se, então, escores de propensão, usando combinação Kernel. Esse procedimento identifica as empresas mais propensas a ser estatais, considerando seus fundamentos, e pondera essas observações com os escores de propensão, possibilitando, assim, a comparação de empresas semelhantes, mesmo que de propriedade diferente.¹⁵ As empresas privadas com escores de propensão mais altos receberão, pois, maior peso na estimativa das diferenças de resultado. Além

disso, só consideramos combinações de empresas estatais e privadas em regiões de apoio comum, ou seja, onde as empresas estatais e as privadas se encontram em faixa semelhante, com base nos escores de propensão computados.¹⁶ Dessa maneira, os subgrupos estatais e privados se tornam mais semelhantes em termos de características observáveis, reduzindo, assim, possíveis vieses, resultantes da má comparabilidade.

Conclusões

A tabela 5.1 apresenta comparações básicas dos dados por tipo de regime político e por tipo de empresa. É fácil identificar os principais padrões dos dados. O turnover do CEO é mais alto durante os anos de democracia que durante o período de ditadura. Essa constatação talvez se relacione com o fato de as sucessões presidenciais serem mais frequentes durante o período democrático. A frequência da substituição de ministros também parece ter sido mais alta durante a democracia que durante a ditadura. Finalmente, as demissões são mais altas durante a democracia, que corresponde ao período pós- crise. Por exemplo, durante a ditadura, 33% de nossas observações empresa-ano foram de companhias com prejuízo, mas esse número aumentou para mais de 50% durante os anos de democracia. Em suma, parece que os anos de democracia foram de alto turnover nos cargos políticos e de altas demissões nas empresas estatais e nas privadas.

As duas últimas colunas da tabela 5.1 também mostram que as estatais apresentam maior turnover de empregados, em relação às empresas privadas, e que tendem a promover demissões em massa com menos frequência que as empresas privadas. A estatística descritiva, no entanto, também mostra o resultado um tanto enigmático de que as estatais demitiam com mais frequência que as empresas privadas, algo que exploramos com mais profundidade em nossa análise empírica a seguir.

Tabela 5.1. Estatísticas descritivas comparativas: turnover do CEO e demissões

| | Por tipo de regime político | | | Por tipo de empresa | | |
|--------------------------|-----------------------------|-------------------------|--------------------------|----------------------|----------------------|--------------------------|
| | Ditadura (1973-84) | Democracia (1985-93) | t (média comparativa) | Empresas privadas | Empresas estatais | t (média comparativa) |
| Turnover do CEO | 0,172 (0,008) | 0,243 (0,012) | -5,06*** | 0,098 (0,008) | 0,281 (0,010) | -13,43*** |
| Ln(demissões) | -0,044 (0,005) | 0,023 (0,007) | -7,91*** | -0,006 (0,007) | -0,025 (0,005) | 2,178* |
| Δdemissões | 0,338 (0,010) | 0,519 (0,011) | -12,27*** | 0,389 (0,010) | 0,447 (0,011) | -3,88*** |
| Δdemissões 20% | 0,075 (0,005) | 0,105 (0,007) | -3,50*** | 0,116 (0,007) | 0,058 (0,005) | 6,79*** |
| Mudança de presidente | 0,158 (0,007) | 0,325 (0,010) | -14,55*** | 0,231 (0,008) | 0,222 (0,008) | 0,74 |
| ROA | 0,061 (0,002) | 0,020 (0,002) | 14,81*** | 0,069 (0,002) | 0,015 (0,002) | 20,58*** |
| Prejuízo | 0,156 (0,007) | 0,305 (0,010) | -12,95*** | 0,128 (0,006) | 0,323 (0,010) | -17,32*** |
| Ln(ativos) | 19,369 (0,029) | 19,409 (0,039) | -0,86 | 19,486 (0,016) | 19,274 (0,045) | 4,55*** |
| Ln(empregados) | 7,859 (0,024) | 7,911 (0,028) | -1,43 | 8,290 (0,018) | 7,413 (0,030) | 25,73*** |
| Alavancagem | 0,513 (0,004) | 0,449 (0,006) | 9,48*** | 0,489 (0,004) | 0,484 (0,006) | 0,67 |

NOTA: t, *, ** e *** denotam significância estatística nos níveis de 10%, 5%, 1% e 0,1%, respectivamente.

RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS EM PAINEL (LOGIT CONDICIONAL)

Na tabela 5.2, apresentamos os resultados de nossa análise dos determinantes do turnover do CEO usando dados em painel. Primeiro, vamos analisar o efeito de choques políticos no turnover.

Compatível com nossas expectativas, o turnover do CEO em empresas estatais é significativamente mais sensível às mudanças políticas que o turnover do CEO em empresas privadas, sendo mais intenso na democracia. Usando os coeficientes das especificações 2 e 3 da tabela 5.2, vemos que as interações de SOE com as variáveis *Mudança de presidente* e *Mudança de ministro* são significativamente positivas e que seus coeficientes são expressivamente maiores quando a mudança política ocorre no período democrático do que quando ocorre no período

Tabela 5.2. Determinantes do turnover do CEO

| | Todos os períodos | | | | |
|--|---------------------|---------------------|--------------------|------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Empresa estatal × Mudança de presidente | 1,253*** (0,286) | | | | |
| Empresa estatal × Mudança de presidente (ditadura) | | 0,580 (0,366) | | | |
| Empresa estatal × Mudança de presidente (democracia) | | 2,199*** (0,504) | | | |
| Empresa estatal × Mudança de ministro (ditadura) | | | 0,376 (0,349) | | |
| Empresa estatal × Mudança de ministro (democracia) | | | 1,633** (0,509) | | |
| Empresa estatal × Crise (t-1) | | | | 0,353 (0,301) | |
| Empresa estatal × ROA (t-1) | | | | | -1,590 (1,905) |
| Empresa estatal × Prejuízo (t-1) | | | | | 0,356 (0,496) |
| ROA (t-1) | 0,447 (0,818) | 0,436 (0,820) | 0,169 (0,850) | 0,411 (0,813) | 1,651 (1,695) |
| Prejuízo (t-1) | 0,044 (0,177) | 0,023 (0,178) | -0,012 (0,184) | 0,045 (0,177) | -0,289 (0,458) |
| Controles adicionais | | | | | |
| Log de ativos, empregados e alavancagem (t-1) | Y | Y | Y | Y | Y |
| Dummies de ano | Y | Y | Y | Y | Y |
| Efeitos fixos da empresa | Y | Y | Y | Y | Y |
| N (total) | 2.436 | 2.436 | 2.103 | 2.436 | 2.436 |
| N (número de empresas) | 213 | 213 | 184 | 213 | 213 |
| p (teste LR) | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |

NOTAS: †, *, ** e *** denotam significância estatística nos níveis de 10%, 5%, 1% e 0,1%, respectivamente. Estimativas dos modelos Logit (efeito fixo) condicional (erros-padrões entre parênteses). A variável dependente é *Turnover de CEO*, dummy igual a 1 se houver mudança do CEO da empresa no ano *t*. Na especificação (3), a principal variável (não interativa) *Mudança de ministro* está adicionada à regressão, enquanto *Mudança de presidente* já está controlada pelos dummies de ano.

Tabela 5.3. Determinantes de demissões, 1973-93

| | Todos os períodos | | | | |
|--|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Empresa estatal × Mudança de presidente | 1,290† (0,170) | | | | |
| Empresa estatal × Mudança de presidente (ditadura) | | 0,261 (0,276) | | | |
| Empresa estatal × Mudança de presidente (democracia) | | 0,304 (0,201) | | | |
| Empresa estatal × Mudança de ministro (ditadura) | | | 0,491* (0,246) | | |
| Empresa estatal × Mudança de ministro (democracia) | | | 0,798*** (0,209) | | |
| Empresa estatal × Crise (t-1) | | | | | -0,514** (0,180) |
| Empresa estatal × ROA (t-1) | | | | | -1,914 (1,195) |
| Empresa estatal × Prejuízo (t-1) | | | | | 0,258 (0,270) |
| ROA (t-1) | -1,538* (0,604) | -1,541* (0,604) | -1,746** (0,677) | -1,372* (0,606) | -0,505 (0,879) |
| Prejuízo (t-1) | 0,023 (0,133) | 0,023 (0,133) | 0,034 (0,150) | 0,033 (0,133) | -0,158 (0,205) |
| Controles adicionais | | | | | |
| Log de ativos, empregados e alavancagem (t-1) | Y | Y | Y | Y | Y |
| Dummies de ano | Y | Y | Y | Y | Y |
| Efeitos fixos da empresa | Y | Y | Y | Y | Y |
| N (total) | 4.251 | 4.251 | 3.335 | 4.251 | 4.251 |
| N (número de empresas) | 292 | 292 | 239 | 292 | 292 |
| p (teste LR) | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |

NOTAS: †, *, ** e *** denotam significância estatística nos níveis de 10%, 5%, 1% e 0,1%, respectivamente. Estimativas dos modelos Logit (efeito fixo) condicional (erros-padrões entre parênteses). A variável dependente é *Δ demissões*, dummy igual a 1 se houver redução no número de empregados entre *t-1* e *t*. Na especificação (3), as principais variáveis (não interativas) *Mudança de ministro* estão adicionadas à regressão. (*Mudança de presidente* já está controlada pelas dummies de ano.)

Tabela 5.4. Determinantes de grandes demissões (20% ou mais dos empregados)

| | Todos os períodos | | | | |
|--|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Empresa estatal × Mudança de presidente | 0,053 (0,281) | | | | |
| Empresa estatal × Mudança de presidente (ditadura) | | 1,495*** (0,434) | | | |
| Empresa estatal × Mudança de presidente (democracia) | | -0,685* (0,341) | | | |
| Empresa estatal × Mudança de ministro (ditadura) | | | 0,541 (0,403) | | |
| Empresa estatal × Mudança de ministro (democracia) | | | -0,627† (0,353) | | |
| Empresa estatal × Crise (t-1) | | | | -0,877* (0,402) | |
| Empresa estatal × ROA (t-1) | | | | | -2,492 (2,038) |
| Empresa estatal × Prejuízo (t-1) | | | | | -1,320** (0,495) |
| ROA (t-1) | -1,842† (1,012) | -1,843† (1,021) | -2,908* (1,149) | -1,632 (1,018) | -1,013 (1,344) |
| Prejuízo (t-1) | 0,056 (0,240) | 0,077 (0,241) | -0,243 (0,279) | 0,077 (0,240) | -0,562† (0,300) |
| Controles adicionais | | | | | |
| Log de ativos, empregados e alavancagem (t-1) | Y | Y | Y | Y | Y |
| Dummies de ano | Y | Y | Y | Y | Y |
| Efeitos fixos da empresa | Y | Y | Y | Y | Y |
| N (total) | 3.005 | 3.005 | 2.184 | 3.005 | 3.005 |
| N (número de empresas) | 199 | 199 | 153 | 199 | 199 |
| p (teste LR) | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |

NOTAS: †, *, ** e *** denotam significância estatística nos níveis de 10%, 5%, 1% e 0,1%, respectivamente. Estimativas dos modelos Logit (efeito fixo) condicional (erros-padrões entre parênteses). A variável dependente é $\Delta demissões_{20\%}$, dummy igual a 1 se $\ln(empregados_{t-1}) - \ln(empregados_t) \geq 0,20$. Na especificação 3, as principais variáveis (não interativas) *Mudança de ministro* estão adicionadas à regressão. (*Mudança de presidente* já está controlada pelas dummies de ano.)

ditatorial. De fato, as mudanças de presidente ou de ministro durante a ditadura não parecem levar a aumento significativo no turnover do CEO, ou, pelo menos, a não resultar em turnover mais alto nas estatais que nas empresas privadas.¹⁷

O efeito da mudança política nas demissões é menos consistente entre as especificações (ver tabelas 5.3 e 5.4). A mudança do presidente da República na ditadura parece aumentar as demissões. Ver, por exemplo, o coeficiente *Empresa estatal × Mudança do presidente (ditadura)* na especificação 2 da tabela 5.4. Conforme nossas entrevistas com ministros e com ex-CEOs de empresas estatais, os CEOs nomeados por novos presidentes tentaram reestruturar suas empresas. De fato, as estatais seguiram o mesmo regime legal das empresas privadas, o que lhes permitia demitir empregados, quando necessário.

O efeito da mudança ministerial nas demissões, contudo, aparentemente segue um padrão diferente. Na tabela 5.3 podemos ver que as mudanças de ministro envolviam maior probabilidade de acarretar demissões durante o período democrático que durante a ditadura, o que é compatível com o fato de que, depois de 1986, o Brasil se engajou numa série de programas de ajustes estruturais radicais que incluíam o enxugamento (e às vezes a privatização) de algumas estatais. Esse resultado, contudo, se reverte quando se trata de grandes demissões (ver especificação 3 na tabela 5.4), em que se constata efeito negativo, moderadamente significativo, de *Empresa estatal × Mudança de ministro* sob a democracia e grande coeficiente positivo para mudanças de ministro durante a ditadura, significando que grandes demissões, envolvendo alto custo político, eram mais comuns durante os anos de ditadura que durante os de democracia (depois de 1985).

Nas tabelas 5.3 e 5.4 também podemos examinar o efeito da crise de 1979-83 no comportamento das empresas estatais em termos de demissões. Por exemplo, na especificação 4 dessas tabelas, vê-se que as estatais são menos propensas que empresas privadas a demitir empregados durante crises econômicas, sobretudo quando se trata de grandes demissões. Também se constata na tabela 5.4, especificação 5, que as empresas estatais tendem menos que as empresas privadas a promover grandes demissões em consequência de perdas econômi-

Tabela 5.5. Regressões de amostra dividida, comparando empresas estatais e empresas privadas

| | Turnover do CEO | | Δdemissões | | Δdemissões20% | |
|--|--------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | SOES (1a) | EP† (1b) | SOES (2a) | EP (2b) | SOES (3a) | EP (3b) |
| Mudança de presidente durante a ditadura | 0,028 (0,361) | 1,645 (1,131) | -2,083*** (0,368) | -1,332*** (0,357) | -0,001 (0,599) | -0,980† (0,549) |
| Mudança de presidente durante a democracia | 0,898** (0,323) | -15,447 (1836,570) | -0,941** (0,353) | 0,011 (0,346) | 0,105 (0,619) | -1,177* (0,592) |
| ROA (t-1) | 0,152 (0,949) | 0,968 (2,215) | -2,168* (0,869) | -1,044 (0,931) | -4,029* (1,612) | 0,036 (1,508) |
| Prejuízo (t-1) | 0,056 (0,200) | -0,181 (0,531) | 0,116 (0,187) | -0,032 (0,207) | -0,680† (0,391) | 0,738* (0,321) |
| Ln(ativos) (t-1) | -0,078 (0,164) | -0,117 (0,331) | -0,393** (0,142) | -0,245† (0,147) | -0,548* (0,264) | -0,362 (0,225) |
| Ln(trabalhadores) (t-1) | 0,569* (0,261) | -0,192 (0,423) | 1,894*** (0,254) | 2,508*** (0,208) | 2,357*** (0,430) | 3,491*** (0,332) |
| Alavancagem (t-1) | 0,015 (0,400) | -1,211 (1,172) | 0,548 (0,360) | 0,144 (0,475) | 0,000 (0,648) | 1,000 (0,815) |
| Dummies de ano | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| Efeitos fixos da empresa | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| N (Total) | 1.673 | 763 | 2001 | 2250 | 1085 | 1920 |
| N (número de empresas) | 133 | 80 | 136 | 156 | 69 | 130 |
| ρ (teste LR) | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |

NOTAS: †, *, ** e *** denotam significância estatística nos níveis de 10%, 5%, 1% e 0,1%, respectivamente. Estimativas dos modelos Logit (efeito fixo) condicional (erros-padrões entre parênteses). As dummies de ano que são colineares com situações de mudança presidencial foram excluídas. (†) Empresas privadas.

cas passadas, embora não haja diferença significativa em termos de lucratividade passada (ROA).

A tabela 5.5 apresenta nossos resultados do Logit condicional, regressões de amostras divididas, para empresas estatais e privadas. As primeiras duas especificações (1a e 1b) confirmam que a mudança de presidente afeta positivamente o turnover do CEO apenas nas estatais. Além disso, o coeficiente *Mudança de presidente durante a democracia* é significativamente maior que o coeficiente de *Mudança de presidente durante a ditadura*, de acordo com o teste do *Qui-quadrado* do coeficiente de comparação. As sucessões presidenciais durante a ditadura envolviam menos probabilidade de acarretar demissões que durante os anos de democracia, embora tenham ocorrido algumas demissões maciças nas

empresas estatais, depois das sucessões, nos últimos anos. Curiosamente, esse exercício também mostra, em contraste com resultados anteriores, que as estatais tendiam menos que as empresas privadas a promover demissões durante a ditadura, embora os respectivos coeficientes não sejam significativamente diferentes.

Embora as variáveis econômicas *ROA* e *Prejuízo* não afetem expressivamente o *Turnover do CEO*, o teste do *Qui-quadrado* de comparação de coeficiente usando as estimativas das especificações 3a e 3b confirma que empresas privadas não lucrativas (*Prejuízo* = 1) são mais propensas a promover demissões em massa que as estatais. Além disso, um aumento no *ROA* reduz significativamente a probabilidade de demissões em estatais, mas não em empresas privadas. Possível explicação para esse resultado é que o aumento da lucratividade melhora a geração de caixa da empresa, reduzindo, pois, os incentivos para reestruturar a força de trabalho. Nas empresas privadas, em contraste, o aumento da lucratividade talvez seja repassado em maior proporção para os acionistas privados por meio de dividendos ou de reinvestimentos.

RESULTADOS DA ANÁLISE DIFERENÇAS-EM-DIFERENÇAS

A tabela 5.6 mostra nosso conjunto final de resultados, usando estimativa diferenças-em-diferenças, antes e depois da transição democrática de 1985 (painel A) e o choque exógeno da crise de 1981-3 (painel B). Os painéis A e B apresentam, para cada evento e variável de resultado, os resultados estimados de estatais e de empresas privadas nos períodos pré e pós-choque. O preditor de diferenças-em-diferenças é um indicador de mudança nos resultados das estatais menos a mudança nos resultados do nosso grupo de controle de empresas privadas. Como explicamos, essas diferenças são ajustadas para pareamento, ou seja, as estimativas se baseiam em grupos comparáveis de estatais e de empresas privadas.

O painel A confirma mais uma vez que a mudança política acarreta transformações mais intensas nas estatais que nas empresas privadas.

Tabela 5.6. Estimativa de diferenças-em-diferenças com pareamento por escore de propensão (*propensity score matching*)

Painel A: Pré vs pós-transição democrática (1985). Pré-resultados medidos como média 1977-84; pós-resultados medidos como média 1986-93.

| Variável de resultado | N | Pré-resultados | | Pós-resultados | | Dif.-em-dif. | |
|-----------------------|-----|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|---------|
| | | EP† (P1) | Estatais (S1) | EP (P2) | Estatais (S2) | (S2-S1)-(P2-P1) | t |
| Ln(empregados) | 489 | 8,390 (0,066) | 7,614 (0,150) | 8,440 (0,065) | 7,783 (0,142) | 0,118 (0,081) | 1,45 |
| Turnover do CEO | 385 | 0,142 (0,016) | 0,271 (0,022) | 0,040 (0,015) | 0,306 (0,022) | 0,138 (0,040) | 3,44*** |

Painel B: Pré e pós-crise econômica (1981-3). Pré-resultados medidos como média 1979-81; pós-resultados medidos como média 1982-4

| Variável de resultado | N | Pré-resultados | | Pós-resultados | | Dif.-em-dif. | |
|-----------------------|-----|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------|
| | | EP† (P1) | Estatais (S1) | EP (P2) | Estatais (S2) | (S2-S1)-(P2-P1) | t |
| Ln(empregados) | 507 | 8,419 (0,072) | 7,545 (0,142) | 8,393 (0,073) | 7,617 (0,137) | 0,098 (0,047) | 2,09* |
| Turnover do CEO | 470 | 0,160 (0,002) | 0,230 (0,030) | 0,134 (0,030) | 0,274 (0,024) | 0,070 (0,051) | 1,38 |

NOTAS: *, ** e *** denotam significância estatística nos níveis de 10%, 5%, 1% e 0,1%, respectivamente. Erros-padrões entre parênteses, reunidos por empresa. Escores de propensão estimados por combinação ou pareamento Kernel, usando *Ln(empregados)*, *Ln(ativos)*, *Alavancagem*, *ROA* e *Prejuízo* como covariantes em regressão Logit para o período pré-choque. Diferenças-em-diferenças estimadas na região de apoio comum. (†) Empresas privadas.

Depois da transição democrática, a variação no turnover dos CEOs nas estatais foi 13,8 pontos percentuais mais alta que em nossa subamostra de empresas privadas. Não se encontrou nenhum efeito significativo, porém, em termos de nível de emprego.

No painel B vemos que a crise econômica teve efeito significativo sobre o nível de emprego, mas não sobre o turnover do CEO. As empresas estatais efetivamente aumentaram o número de empregados depois da crise, ao passo que ocorreu ligeira redução no nível de emprego em nossa amostra de empresas privadas. No total, as estatais aumenta-

ram a força de trabalho em 9,8 pontos percentuais acima da variação observada na amostra de empresas privadas. Com efeito, alguns dos dados coletados por empresa mostram que as estatais contrataram novos empregados. Embora não seja possível apurar as causas exatas do aumento observado, essa conclusão é compatível com a hipótese de que o remanejamento do trabalho nas empresas estatais seja menos sensível aos choques econômicos e de que os governos até usem as empresas como veículos para a redução do impacto das crises econômicas no mercado de trabalho.

Consequências de nossas conclusões

Nossas conclusões confirmam diretamente alguns dos postulados da visão política e da visão social descritas no capítulo 2. Em primeiro lugar, parece que os CEOs, durante os anos de democracia, são nomeados ou substituídos quando assume um novo presidente do país. Isso talvez seja bom se a sucessão presidencial representa uma oportunidade para que os novos governos erradiquem o mau desempenho. Nossas evidências empíricas e qualitativas, contudo, apontam em outra direção. Por exemplo, de acordo com Delfim Netto — ex-ministro da Fazenda (1969-74), da Agricultura (1979) e do Planejamento (1979-85) —, durante todo o regime militar, os ministros se reuniam com o presidente para discutir nomeações e “escolher os CEOs de empresas estatais, depois de examinar uns oito currículos [...], mesmo que alguém dissesse ‘tenho um amigo que poderia dirigir essa empresa’, geralmente tínhamos alguém melhor”.¹⁸ Esse processo mudou na democracia, e a nomeação do CEO, em geral, passou a vincular-se à participação na coalizão do governo.

Nossas conclusões referentes ao índice de turnover dos CEOs têm implicações para o debate sobre os méritos relativos das democracias e das ditaduras.¹⁹ Desse debate resultam duas hipóteses importantes relacionadas com o turnover nas empresas estatais (mesmo que a literatura não tenha estabelecido ligação direta com elas). A primeira é que, economicamente, as autocracias podem ser mais eficientes e estáveis que as democracias se isolarem o governo das pressões dos

grupos de interesses, com objetivos de curto prazo. De acordo com Haggard, “arranjos políticos autoritários conferem às elites políticas autonomia em relação às pressões distributivas”.²⁰ Nesse sentido, este capítulo mostra que o turnover do CEO e as políticas de emprego nas empresas estatais brasileiras foram de fato mais independentes durante a ditadura que sob a democracia. Embora não estejamos alegando que não havia patronagem durante a ditadura, parece que, sob a democracia, o turnover do CEO depende mais do ciclo político. Nossos resultados também são consistentes com as conclusões de Lyer e Mani, para a Índia, onde uma “mudança na identidade do ministro-chefe de um Estado (de fato o executivo-chefe do governo do Estado) acarreta aumento significativo na probabilidade de remanejamento burocrático nesse Estado”.²¹

A segunda hipótese é que sistemas com intervenção estatal mais pesada na gestão e na propriedade das empresas resistem melhor aos choques econômicos porque os governos podem usar as empresas estatais para atenuar o ciclo econômico e usar bancos estatais para aumentar o crédito. Nossa segunda conclusão confirma em parte essa visão. Mostramos que as demissões em estatais são menos sensíveis a choques econômicos que as demissões em empresas privadas. Em especial, ao se defrontarem com choque econômico radical, as estatais são menos propensas a demitir empregados que as empresas privadas. Essa conclusão é compatível com a visão social do capitalismo de Estado. As empresas estatais podem ser usadas para atenuar os efeitos das crises e, portanto, podem desviar-se do objetivo de maximizar os retornos. (Embora, em alguns casos, esse nunca tenha sido o principal objetivo.)

Achamos que essas conclusões são importantes para nossos próprios argumentos neste livro ao mostrarem a natureza contingente de algumas tentações do Leviatã. Ao enfrentar choques, acima de tudo crises econômicas graves, é grande a tentação para usar estatais como veículos de emprego. De um lado, isso pode tornar o capitalismo de Estado mais resiliente às crises, em especial às crises internas. De outro, ao se deparar com crises globais, em que a recuperação é lenta, as empresas podem tornar-se ônus para o governo. No Brasil (e em outros países da América Latina), o aperto da liquidez nos mercados financeiros globais,

nos anos 1980, impossibilitou que o governo continuasse a financiar os prejuízos das empresas estatais, razão por que a privatização se tornou necessária. As primeiras privatizações no Brasil ocorreram em 1981, como precursoras do programa de privatização, no início da década de 1990. Portanto, as ineficiências geradas pela falta de ajuste durante as crises impuseram seu preço mais tarde.

Em síntese, este capítulo mostra a tentação do Estado de intervir politicamente nas estatais e como essa situação difere da que observamos nas empresas privadas. Este capítulo se baseia em dados da década de 1980, pois foi nesse período que os choques econômicos e as pressões da democratização nos mercados emergentes e na Europa afetaram o desempenho das estatais, complicando o pagamento das dívidas dessas empresas em moeda estrangeira e, em última instância, ampliando os déficits orçamentários dos governos centrais. Esses fatores, assim pensamos, levaram organizações multilaterais, como o FMI, e governos a reconhecer as ineficiências do modelo do Leviatã como empreendedor, culminando com a reconsideração do papel a ser desempenhado pelas estatais nas economias e, em consequência, com a privatização dessas empresas em muitos países.

Apêndice

Tabela 5.A. Descrição das variáveis usadas para estudar as demissões coletivas e o turnover dos CEOs

| Variável | Descrição | N | Média (desvio padrão) | Min. | Máx. |
|-----------------------|---|------|--------------------------|-------|-------|
| Turnover do CEO | Dummy igual a 1 em caso de mudança do CEO da empresa no ano t | 3357 | 0,20 (0,40) | 0 | 1 |
| Ln(demissões) | $\text{Ln}(\text{empregados}_{t-1}) - \text{Ln}(\text{empregados}_t)$ | 4375 | -0,01 (0,28) | -1,18 | 1,30 |
| Δ demissões | Dummy igual a 1 se $\text{Ln}(\text{demissões}) > 0$ | 4375 | 0,42 (0,49) | 0 | 1 |
| Δ demissões20% | Dummy igual a 1 se $\text{Ln}(\text{demissões}) \geq 0,20$ | 4375 | 0,09 (0,28) | 0 | 1 |
| Mudança de presidente | Dummy igual a 1 em caso de mudança de presidente do país | 5293 | 0,23 (0,41) | 0 | 1 |
| Estatal | Dummy igual a 1 se a empresa for estatal | 5293 | 0,28 (0,44) | 0 | 1 |
| Crise | Dummy igual a 1 se o ano de observação for 1981, 1982, 1983 | 5293 | 0,16 (0,37) | 0 | 1 |
| ROA | Retorno sobre o ativo: lucro líquido sobre ativo total | 5127 | 0,04 (0,09) | -0,32 | 0,34 |
| Prejuízo | Dummy igual a 1 se a empresa apresentar lucro líquido negativo | 5134 | 0,21 (0,41) | 0 | 1 |
| Ln(ativos) | Valor logarítmico do total do ativo (medido em dólar) | 5277 | 19,39 (1,69) | 7,32 | 24,84 |
| Ln(empregados) | Valor logarítmico do total de empregados | 4909 | 7,88 (1,27) | 4,61 | 11,64 |
| Alavancagem | Dívida total sobre ativo total | 5277 | 0,49 (0,24) | 0,04 | 1,3 |

6 Domando o Leviatã? Governança em empresas petrolíferas estatais

COMO VIMOS NOS CAPÍTULOS 1 E 3, depois da onda inicial de privatizações da década de 1990, muitas estatais foram plenamente privatizadas ou fechadas. Outras, porém — sobretudo as maiores empresas de setores “estratégicos”, como recursos naturais —, passaram por duas transformações. A primeira foi a transição do Leviatã como empreendedor para o Leviatã como investidor minoritário, tema que exploramos nos últimos capítulos deste livro. A segunda foi ou a “corporatização” (conversão em sociedade anônima) ou a privatização parcial de muitas empresas estatais, inclusive com abertura de capital para a negociação de suas ações em Bolsa de Valores. Em outras palavras, observamos a transformação do Leviatã como proprietário e gestor em Leviatã como investidor majoritário.

No capítulo 3, descrevemos esse processo de transformação no Brasil. A negociação das ações da Petrobras em Bolsa de Valores e a reforma da governança, tão necessária, tornaram essa empresa o mais importante exemplo brasileiro do Leviatã como investidor majoritário. Ao listar em Bolsa de Valores grande parcela das ações com direito a voto (as ações sem direito a voto já estavam listadas havia décadas), o governo alavancou a governança da empresa, adotando melhores prá-