

3

Modelo Estatístico

Duas são as dificuldades principais para identificar tentativas de manipulação a partir de variações de contas discricionárias de balanço (*accruals*). A primeira, já discutida na seção anterior, refere-se ao controle de variáveis que afetam os *accruals* independentemente dos incentivos de manipulação. Pelo menos uma dessas variáveis pode ser facilmente incorporada na análise como variável independente de uma regressão multivariada: as variações de vendas.

Há, entretanto, variáveis não observáveis que são potenciais determinantes dos *accruals*. Por exemplo, empresas com fortes relacionamentos políticos podem se sentir mais confiantes em manipular dados. Supondo que esses fatores são invariantes no tempo, um método usual para controlá-los é utilizar dados em painel que exploram a variabilidade dos *accruals* ao longo do tempo.

De fato, a estrutura de painel sugere uma estratégia natural para separar tentativas de manipulação de variações de *accruals* determinadas por mudanças nas operações das firmas. Em tese, os incentivos para manipular balanços devem ser maiores no período que antecede às ofertas iniciais. Nesse momento, uma tendência de lucros crescentes sinaliza um potencial de ganhos, que facilita a colocação das ações a preços mais elevados. A hipótese de identificação que seguimos, portanto, é que tentativas de manipulação estão associadas a um crescimento dos *accruals* no período que antecede à oferta inicial. Para captar variações anormais nos *accruals* no período que antecede à oferta, o método de diferenças-em-diferenças aparece como candidato natural, quando adotamos como grupo de controle as mesmas empresas da amostra em outros períodos. Segue, então, que o modelo de regressão básico é:

$$Accruals_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Receita Líq. Ajustada_{i,t} + \rho IPO_{i,t+1} + \sum_t \alpha_{1+t} ano_t + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

Na equação (2), a data t se refere ao ano final do período de variação das rubricas discricionárias normalizadas pelos ativos (*accruals*). Tal variação, $Accruals_{i,t}$, é a variável dependente da regressão, indexada pela firma i e pelo ano t . IPO_{it+1} é a variável de interesse, sendo uma indicadora que possui valor igual a um, caso a firma i realize uma oferta pública inicial de ações no período exatamente posterior ao dos *accruals*, $t+1$. $\Delta Receita Líquida Ajustada_{i,t}$ é a variação da receita líquida menos a variação das duplicatas a receber. Os parâmetros α_{j1} são estimados para cada setor econômico j .

Seguindo Schipper e Vincent (2003) acrescentamos um efeito fixo nas empresas, μ_i , pois se assume que os determinantes não observados dos *accruals* são constantes ao longo do tempo. A variável ano_t é uma *dummy* de tempo comum a todas as empresas no ano t . O erro ε_{it} varia ao longo das firmas e com o tempo, supondo-se que seja distribuído independentemente de μ_i .

Em princípio, o parâmetro ρ seria nossa estimativa da importância de tentativas de manipulação contábil. Entretanto, não é razoável esperar que todas as firmas que façam ofertas iniciais tenham incentivos para inflar resultados. Em pelo menos parte delas, os custos de manipular devem ser excessivamente altos, o que lhes estimularia a procurar mecanismos que sinalizem para o mercado que tais manipulações não acontecerão. Existem pelo menos dois mecanismos que podem dar tais garantias.

O primeiro mecanismo está associado à contratação de mais de um banco coordenador da oferta inicial. A idéia é que é mais fácil para uma empresa convencer um banco coordenador a divulgar demonstrativos inflados do que convencer dois ou mais coordenadores. O segundo mecanismo explora os balanços no formato pró-forma. Tais balanços são, em tese, mais suscetíveis a manipulação por não imporem responsabilidade legal aos auditores. Das 67 ofertas, 47 utilizaram ao menos um dos dois mecanismos disciplinadores, 14 foram coordenadas somente pelo banco líder, 10 apresentaram balanços no formato pró-forma e quatro não utilizaram nenhum dos dois mecanismos disciplinadores.

No painel A da Tabela II comparamos os *accruals* do último balanço disponível antes da oferta inicial de ações, para as empresas emissoras com um único coordenador líder (14) e para aquelas com coordenadores múltiplos (53). A

média dos *accruals* das empresas com múltiplos coordenadores, 3,5% do ativo, é quase um quarto da média das empresas com um único coordenador, 12,3%. Mas essa diferença, apesar de economicamente relevante, não é estatisticamente significativa (p-valor de 0,18). Em contraste, a mediana dos *accruals* das empresas com múltiplos coordenadores, 0,6%, é estatisticamente menor do que a mediana dos *accruals* de empresas com coordenador único, 10,6%, com p-valor de 0,001 para o teste de diferença de medianas. Portanto, há indícios de que a presença de um coordenador adicional inibe do uso das contas discricionárias.

No painel B da Tabela II repetimos a comparação univariada dos *accruals* para as empresas com formato pró-forma (10) e para aquelas com formato legalmente auditável (57). Enquanto que a média dos *accruals* das empresas com balanços pró-forma é de 11,5% do ativo, a média daquelas com balanços legalmente auditáveis é de 4,3% do ativo, entretanto a diferença não é estatisticamente significativa (p-valor de 0,3434). Por outro lado, a análise das medianas dos *accruals* totais dos dois grupos nos mostra que a mediana dos *accruals* dos balanços legalmente auditados, 1,5%, é estatisticamente menor que a dos formato pró-forma, 11,0% (p-valor de 0,007). Ou seja, os resultados indicam que o formato pró-forma acompanha uma maior utilização das rubricas discricionárias.

Para levar em conta esses dois mecanismos na análise multivariada, consideraremos a seguinte regressão:

$$Accruals_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_{1j} \Delta Receita \text{ Líq. Ajustada}_{i,t} + \beta IPO_{i,t+1} + \sum_{k=1}^3 \theta_k (Coord. Adic._k * IPO_{i,t+1}) + \delta (ProForma_{i,t} * IPO_{i,t+t}) + \sum_t \alpha_{1+t} ano_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}. \quad (3)$$

$ProForma_{i,t} * IPO_{i,t+t}$ é uma variável indicadora que possui valor igual a um se a empresa em t+1 faz uma oferta com apresentação de balanços no formato pró-forma em t. $Coord. Adic._k * IPO_{i,t+1}$ é uma variável indicadora que toma valor igual a um se a firma realizou a oferta em t+1 com pelo menos k coordenadores extras. O coeficiente θ_k é a estimativa do impacto médio do k-ésimo coordenador adicional na oferta nos *accruals*. O parâmetro δ é a estimativa do modelo de diferenças-em-diferenças do efeito médio de se reportar os balanços no formato pró-forma nos *accruals*.

Na estimação da equação (3), a hipótese de que a diferença nos *accruals* para o grupo de controle é um estimador não-viesado do contra-factual é a chave identificadora para a nossa interpretação. Entretanto, é possível que os erros ϵ_{it} sejam correlacionados no tempo e espaço. Por exemplo, uma empresa pode reconhecer um imposto a ser pago em um ano, mas, devido à demora na sentença judicial, esse mesmo imposto estará presente nos *accruals* por alguns períodos, levando a uma correlação temporal nos resíduos. Por outro lado, as regras contábeis diferem significativamente entre os setores econômicos, enquanto em alguns a contabilização dos estoques é feita pelo valor entrada, em outros o é pelo valor de venda. A fim evitar que os desvios-padrão não sejam mensurados corretamente, permitiremos que haja correlação entre os erros de cada setor, calculando os erros-padrão ao nível setorial.

Outra fonte de preocupação com a identificação é que existe uma dimensão extra de variabilidade nos demonstrativos financeiros da amostra. Das 67 ofertas da amostra, sete foram realizadas sem que os balanços do ano fiscal imediatamente anterior ao da listagem estivessem disponíveis. Nessas empresas, a análise também é feita sobre o último demonstrativo financeiro anual completo apresentado na oferta, ou seja, sobre o segundo ano anterior ao da oferta.