

## 5

### Análise de Regressão

Nesta seção, estimamos o volume de transações de ações listadas na Bovespa (em milhares de reais de setembro de 2002),  $V$ , a partir da seguinte equação empírica, onde  $i$  e  $t$  indicam a ação e o tempo (em trimestres), respectivamente:<sup>8</sup>

(1)

$$\log(V_{it}) = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 CPMF_t + \mathbf{b}_2 D\_PAYOUT_{it} + \mathbf{b}_3 PAYOUT_{it} + \mathbf{b}_4 ADR_{it} + \mathbf{b}_5 VALOR_{it} + \mathbf{b}_6 CRESC_{it} + \mathbf{b}_7 DIVIDA_{it} + \mathbf{b}_8 TAMANHO_{it} + \mathbf{b}_9 \Delta PIB_t + \mathbf{b}_{10} CRISE_t + \mathbf{b}_{11} DESV_t + \mathbf{b}_{12} SET11_t + \mathbf{b}_{13} AÇÃO_t + \sum_j \mathbf{a}_j SETORES_j + \mathbf{e}_{it}$$

As variáveis independentes na equação (1) podem ser divididas em dois grupos: variáveis macroeconômicas e variáveis específicas das firmas emissoras das ações. A alíquota da CPMF, variável  $CPMF$  na equação (1), é obviamente a mais importante para o nosso estudo.<sup>9</sup> As demais variáveis macroeconômicas são a variação (série dessazonalizada) do produto interno bruto,  $\Delta PIB$ , e três variáveis indicadoras que capturam períodos de crise ou mudança de regime:  $CRISE$  é a variável indicadora para as crises asiática e russa, as quais englobam o período do quarto trimestre de 1997 ao quarto trimestre de 1998;  $DESV$  é uma variável binária igual a um entre o primeiro trimestre de 1999 e o primeiro trimestre de 2000, quando houve a desvalorização do Real e  $SET11$  é uma indicadora igual a um para o terceiro trimestre de 2001, quando houve o ataque terrorista a Nova Iorque.

---

<sup>8</sup> Lo e Wang (2000) utilizam a quantidade negociada de ações e o valor monetário negociado sobre o valor monetário do estoque das ações (*turnover* monetário) como medidas alternativas. Os resultados qualitativos das regressões não se alteram quando usamos essas duas medidas alternativas de volume negociado. Portanto, reportaremos apenas os resultados para o volume em valores monetários, já que estes levam ao melhor ajuste ( $R^2$  mais elevado).

<sup>9</sup> Nos trimestres em que houve mais de uma alíquota, usou-se o valor médio e naqueles em que o tributo não vigorou, foi atribuído zero.

Passando para as variáveis que são específicas das firmas, *D\_PAYOUT* é uma variável indicadora que assume valor menos um se a ação tem *payout* igual a zero, ou seja, um coeficiente positivo para esta indicadora implica uma relação positiva entre volume de transações e pagamento de dividendos. *PAYOUT* é a variável contínua da política de dividendos, dada pelo percentual do lucro líquido da firma destinado ao pagamento de dividendos;<sup>10</sup> *ADR* é uma indicadora das ações de firmas que emitem ADRs na Bolsa de Nova Iorque; *VALOR* é uma indicadora das ações que se enquadram no estilo de investimento valor; *CRESC* é uma indicadora daquelas que se enquadram no estilo crescimento; *DIVIDA* é uma indicadora que assume valor um se o grau de endividamento da firma definido pela razão entre o endividamento total e o patrimônio líquido estiver acima da mediana; *TAMANHO* é dado pelo logaritmo do valor de mercado (capitalização) das ações; *AÇÃO* é indicadora da ação ordinária e *SETORES* são variáveis binárias para dezessete dentre os dezoito setores de atividade econômica, definidos segundo a Economática.<sup>11</sup>

As razões pelas quais as regressões incluem as variáveis referentes aos estilos de investimento (valor e crescimento), à estrutura de governança (dividendos e ADRs), endividamento e tamanho já foram explicadas na seção 3. A razão da inclusão das variáveis macroeconômicas (variação do PIB e indicadores de choques econômicos) é simples. Estas variáveis afetam retornos do mercado e, muito provavelmente, o volume de investimento em ações.

Acrescentamos também uma variável indicadora do tipo da ação (ordinária ou preferencial), já que ações que pagam dividendos podem ser mais negociadas simplesmente porque estão relativamente mais concentradas no grupo mais presente na bolsa, ou seja, o das ações preferenciais (constituem cerca de 72 por cento do total de ações da Bovespa). Uma provável razão para isso é que algumas firmas pagam um prêmio de dividendos aos acionistas que detêm ações

---

<sup>10</sup> Para minimizar o impacto de outliers, eliminamos das regressões as observações com *payout* acima do percentil 95.

<sup>11</sup> Usamos a classificação da Economática em 18 setores de atividade econômica: agropecuária, alimentos e bebidas, bancos e finanças, comércio, construção civil, eletroeletrônicos, energia elétrica, máquinas industriais, mineração, minerais não metálicos, papel e celulose, petróleo e gás, química, siderurgia e metalurgia, telecomunicações, têxtil, transportes e serviços e, por fim, veículos e peças.

preferenciais.<sup>12</sup> Por fim, utilizamos indicadores para o setor de atividade porque as diferenças entre indústrias no mercado de produto devem refletir na negociação das ações destas firmas.

Em todas as regressões, usamos técnicas de painel desbalanceado para estimar as várias especificações da equação (1). Como o teste de Hausman (1978) não rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes obtidos pelos métodos de efeito aleatório e efeito fixo e a equação (1) inclui determinantes do volume que são fixos no tempo, optamos por estimar o painel pelo método de efeitos aleatórios que, contrariamente ao método de efeito fixo, leva em conta variáveis fixas no tempo. As estimações levam em conta a autorregressão de primeira ordem nos resíduos indicada pelo teste de Baltagi-Wu (1999).

Para facilitar a exposição dos resultados, reportamos os resultados das estimações de diferentes especificações da equação (1) em quatro seções. Na primeira, o objetivo é estimar o impacto global da CPMF no volume de transações da Bovespa. Nas demais seções, comparamos o impacto da CPMF para ações de estilo valor e crescimento, ações de firmas de baixo e alto payout, e ações de firmas que emitiram ou não ADRs.

## 5.1

### **Efeitos da CPMF sobre o volume de transações na Bovespa**

Este estudo tem dois objetivos principais: avaliar o impacto da CPMF no volume de transações da Bovespa e determinar se este impacto varia com o estilo da ação e a política de dividendos. A regressão (1) da tabela 4 estima a equação (1) da seção anterior para determinar o impacto da CPMF no volume médio de transações da Bovespa. Nesta equação, o impacto da CPMF é captado pelo coeficiente da alíquota da CPMF.

---

<sup>12</sup> De fato, a alteração da legislação societária brasileira em maio de 1997 provocou um aumento do número de firmas concedendo um prêmio de, no mínimo, 10 por cento nos dividendos pagos às ações preferenciais acima do que é pago (ou não) às ações ordinárias. Em 1996, antes da lei, de 551 firmas listadas na Bovespa, apenas 9 pagavam este prêmio, enquanto a partir de 1998, de uma média de 480 firmas listadas, 34 distribuíram dividendos superiores (no mínimo 10 por cento) às ações preferenciais.

A regressão (1) da tabela 4 conta com uma amostra de 449 ações com observações válidas em 20 trimestres (em média). O  $R^2$  geral é de 0,56, sendo que a maior parte da variação do volume é explicada pelas características das ações em vez de fatores que variam ao longo do tempo ( $R^2$  entre ações 0,68 e  $R^2$  intra-ação 0,23). Além disso, o teste Wald mostra que os coeficientes são conjuntamente diferentes de zero, a um nível de significância de um por cento.

O coeficiente da CPMF na primeira regressão, -0,55, mostra um efeito estatisticamente e economicamente significativo do tributo sobre o volume transacionado. O p-valor do coeficiente é de 0,00 e, multiplicando o coeficiente estimado da CPMF pela alíquota de 0,38 por cento, obtemos uma queda média de 19 por cento no volume de transações, relativamente à fase sem CPMF.

A regressão (1) também mostra que o efeito de não pagar dividendos é significativo, independentemente do percentual do lucro da firma que é destinado a tais pagamentos. Este efeito é observado pelo coeficiente positivo (0,39) e significativo (p-valor 0,00) da indicadora de pagamento de dividendos (D\_PAYOUT). Entretanto, contrariamente ao que esperávamos, o coeficiente da variável contínua PAYOUT é negativo (-0,003) e significativo a cinco por cento (p-valor 0,03). Apesar de esse coeficiente ser significativo, sua relevância econômica é baixa. Se compararmos o volume negociado de ações que têm o payout médio da amostra (10,6 por cento) em relação ao volume daquelas com payout zero, ainda teríamos um acréscimo de 43,1 por cento (devido à variável D\_PAYOUT que captura o impacto positivo da decisão de pagar dividendos), apesar do coeficiente negativo da variável contínua PAYOUT.

O coeficiente para ações de firmas com emissão de ADRs também é significativo (p-valor de 0,00) e positivo (0,55). Este último resultado, associado ao obtido para o pagamento de dividendos, confirma a importância de uma boa governança em aumentar o volume de transações com ações em bolsa.<sup>13</sup> Note, também, que o coeficiente significativamente negativo (p-valor de 0,00) da variável ação implica que as ações ordinárias são menos negociadas, corroborando argumentos que ações ordinárias são retidas em blocos de controle, enquanto que o volume diário de negociação se dá com as ações preferenciais.

---

<sup>13</sup> Sanvincente (2003) também testou esta hipótese, concluindo que a emissão de ADRs não implicou uma queda no volume de transações no mercado brasileiro.

O coeficiente positivo (p-valor de 0,00) para tamanho era esperado; o maior volume de negociação destas ações é provavelmente explicado por uma maior cobertura da imprensa especializada. Em contraste, o grau de endividamento não afeta significativamente o volume negociado (p-valor de 0,16), sugerindo que o efeito negativo associado ao risco de inadimplência se cancela com o efeito positivo associado ao mecanismo disciplinador da dívida.<sup>14</sup> Por fim, todas as indicadoras dos setores de atividade econômica são não significativas (p-valores superiores a 0,10).

Com relação à dimensão temporal, os resultados mostram um aumento do volume negociado na desvalorização do Real, que, portanto, pode ser rotulado como um choque positivo para a bolsa de valores, como Srour (2002) argumenta. O coeficiente da indicadora desse período é positivo (0,11) e estatisticamente diferente de zero (p-valor de 0,06), enquanto as demais indicadoras (crise asiática e russa e 11 de setembro) e a variação do PIB não foram significativas em afetar o volume negociado (p-valores superiores a 0,10).

## 5.2

### Estilos de investimento e o impacto da CPMF

Na regressão (1) da tabela 4, as variáveis indicadoras dos estilos valor e crescimento são negativas, o que implica que o volume de negociação das ações dos dois estilos é menor do que a mediana amostral. Nesta seção, investigamos se a CPMF modificou a importância relativa do estilo valor vis-à-vis o estilo crescimento.

As regressões (2) e (3) da tabela 4 estimam os determinantes do volume para as sub-amostras dos estilos valor e crescimento. Estas regressões mostram que o  $R^2$  das ações do estilo crescimento (0,53) é maior do que o  $R^2$  do estilo valor (0,41), apesar de ambas amostras terem um número parecido de observações válidas. Podemos ver também que as variáveis temporais são relativamente mais importantes em explicar a variação do volume negociado em ações do estilo crescimento ( $R^2$  intra-ação de 0,30) que em ações do estilo valor ( $R^2$  intra-ação de

---

<sup>14</sup> O resultado permanece ambíguo mesmo quando estimamos nossas regressões com a variável contínua (Endividamento/Patrimônio Líquido) em vez da variável binária.

0,16). Sendo a CPMF o único determinante significativo que varia apenas no tempo, temos que o seu efeito explica também relativamente mais a queda do volume negociado em ações do estilo crescimento. Nas duas regressões, a estatística Wald mostra que os coeficientes são conjuntamente diferentes de zero, a um nível de significância de um por cento.

Os coeficientes da CPMF para os dois estilos distintos de investimento são significativos (p-valores inferiores a 0,05) e a magnitude deste coeficiente para o estilo crescimento (-1,90) é superior comparado ao do estilo valor (-0,62). Desse modo, a adoção de uma alíquota de 0,38 causou uma maior queda do volume (51 por cento) nas ações do estilo crescimento do que em ações do estilo valor (21 por cento), relativamente à fase sem CPMF.

Para obtermos um teste formal da diferença do impacto da CPMF nos estilos valor e crescimento, voltamos à amostra total e incluímos nas variáveis independentes da equação (1) interações entre a CPMF e variáveis indicadoras dos estilos valor e crescimento. A interação entre a CPMF e, por exemplo, a indicadora do estilo crescimento mostra a sensibilidade adicional (caso o coeficiente de interação seja negativo) das ações do estilo crescimento relativamente à sensibilidade média da amostra.

Pela regressão (4), o coeficiente da interação entre a CPMF e o estilo valor é negativo (-0,48), mas não significativo (p-valor 0,20). Em contraste, o coeficiente da interação entre a CPMF e o estilo crescimento é negativo (-1,78) e significativo (p-valor 0,00). Os efeitos dos estilos valor e crescimento são estatisticamente distintos. Isso porque o teste de diferença entre os coeficientes da interação entre CPMF e cada estilo é estatisticamente diferente de zero ao nível de um por cento (p-valor de 0,006). Ou seja, a CPMF afetou mais fortemente as ações do estilo crescimento.

Em suma, o estilo de investimento valor resistiu melhor ao efeito do tributo que o estilo crescimento, contrariando a hipótese que as estratégias do estilo valor, por concentrarem um maior risco, seriam menos demandadas e, portanto, menos negociadas pelos investidores. Os resultados são consistentes, entretanto, com a hipótese que a introdução da CPMF implodiu bolhas que geravam volumes anormais de transação em ações do estilo crescimento.

### 5.3

#### Política de dividendos e o impacto da CPMF

Na regressão (1) da tabela 4, mostramos que ações de firmas que pagam mais dividendos são mais negociadas, independentemente da CPMF. Nesta seção, respondemos a uma pergunta correlata: Será que o volume de transações destas ações foi menos afetado pelos custos de transação associados à CPMF?

Nas duas primeiras regressões da tabela 5, separamos a amostra em ações de firmas com payout abaixo (regressão (1)) e acima (regressão (2)) do payout mediano da amostra total. Nas duas regressões, o coeficiente da CPMF é significativo e negativo, indicando que um aumento da alíquota da CPMF reduz o volume de transações com as ações. Na amostra de firmas com *payout* baixo, o coeficiente de -1,07 (p-valor de 0,00) implica que a alíquota máxima de 0,38 por cento gera uma perda de 33 por cento no volume negociado das ações relativamente ao período sem tributo. Na amostra de firmas com payout alto, o coeficiente de -0,33 (p-valor de 0,08) implica uma perda de volume bem menor: 11 por cento. Portanto, a evidência é que a CPMF afetou menos fortemente o volume de ações de firmas que pagam dividendos mais altos em relação ao lucro da firma.

A regressão (3) da tabela 5 confirma o efeito de suavização dos dividendos na amostra total. Esta regressão apresenta um coeficiente positivo (0,013 com p-valor de 0,06) para a interação entre a alíquota da CPMF e o payout da firma; resultado este que implica que um aumento no payout reduz o impacto da CPMF no volume de transações. O pequeno coeficiente da variável de interação indica, porém, que pagamentos regulares de um pequeno montante de dividendos não suavizam os efeitos da CPMF. De fato, o coeficiente da interação entre a alíquota da CPMF e uma indicadora de pagamento de dividendos (D\_PAYOUT) é não significativo (p-valor de 0,41).

Os resultados acima sugerem que, apesar de representar um aumento considerável nos custos de transação, a CPMF gera incentivos para um aumento da distribuição de dividendos. Corroborando o incentivo, no período em que a CPMF tributou transações de compra e venda de ações (1993 a 2002), houve uma clara tendência de aumento do payout e do número de firmas listadas na Bovespa.

Mais formalmente, testes de diferença de médias (não reportados nas tabelas) mostram que o payout médio e o número de firmas que pagam dividendos antes da CPMF (1987 a 1992) são estatisticamente menores (p-valores de 0,00) do que o payout médio e o número de empresas com ADR depois da CPMF (1993 a 2002).<sup>15</sup>

## 5.4

### A CPMF e ADRs

O crescimento do número de firmas brasileiras que, no período da CPMF (1993 a 2002), passaram a negociar ações no mercado americano através de ADRs foi expressivo: 65 empresas. Reese e Weisbach (2002) argumentam que firmas em países emergentes – como o Brasil – emitem ADRs para oferecer uma maior proteção aos acionistas minoritários em seus países de origem. Tudo mais constante, esta maior proteção aos acionistas minoritários deveria sinalizar um aumento de dividendos que, como demonstrado na seção anterior, aumenta o volume de transações de ações.

Entretanto, os custos de transação associados à CPMF introduzem uma razão adicional para a emissão de ADRs: Migrar pelo menos parte das transações com ações da Bovespa para bolsas com menores custos de transação, ou seja, as bolsas americanas. A tentativa de migração para bolsas mais eficientes, portanto, reduziria o impacto positivo no volume da maior proteção aos minoritários.

Para testar a hipótese de migração, as regressões (4) e (5) da tabela 5 estimam os determinantes do volume de transações para as amostras de firmas que emitem ou não ADRs. Se a hipótese de migração é relevante, a alíquota da CPMF deveria ter um maior impacto nas ações que emitiram ADRs, cujos acionistas têm a opção de transacionar no mercado americano.

Os resultados oferecem pouca evidência em favor da hipótese de migração.<sup>16</sup> Embora o coeficiente da alíquota da CPMF seja significativo (p-valor

---

<sup>15</sup> Entretanto, o dividend yield médio caiu após a adoção da CPMF (p-valor de 0,069).

<sup>16</sup> Uma outra evidência contrária a migração vem do fato de que quando separadas as empresas em dois grupos - conforme o tipo da ADR emitida: nível I e níveis II e III - respectivamente, aquelas que impõe menores e maiores custos de colocação de papéis no mercado americano, o efeito da CPMF não é estatisticamente significativo nem distinto nos dois casos. Isto é, se houve o efeito migração, tal efeito deveria ter no mínimo impactado as ações de empresas que colocam ADR nível I, já que o custo de migrar para estas empresas é menor.

de 0,00) apenas na amostra de firmas que não emitiram ADRs (regressão (4)), as estimativas pontuais das duas amostras são bastante parecidas: -0,56 para a amostra de firmas que não emitiram ADRs e -0,51 para as que emitiram.

Mais incisivamente, a regressão (6) da tabela 5 não rejeita a hipótese que a CPMF afeta na mesma magnitude o volume de transações de ações de firmas que emitem ou não ADRs. Na regressão (6), voltamos à amostra total e testamos a sensibilidade do volume de transações com a CPMF através da interação entre a indicadora de emissão de ADR e a alíquota da CPMF. O coeficiente desta interação é positivo (sugerindo ADRs reduz o impacto negativo da CPMF), mas não significativo (p-valor de 0,92). Note, porém, que, nesta regressão, a indicadora da ADR é positiva e significativa a um por cento, o que nos diz que, apesar de não suavizar o impacto da CPMF, a emissão de ADRs gera um aumento do volume de transações em ações.