

## Bibliografia

- [1] Asquith, P. e Mullins, David W. “Equity Issues and Offering Dilution”, *Journal of Financial Economics*, vol. 15, p. 61-89, 1986.
- [2] Binder, John J. “Measuring the Effects of Regulation with Stock Price Data”, *Rand Journal of Economics*, vol. 16, n. 2, p. 167-183, 1985.
- [3] Bulow, Jeremy I., Geanakoplos, John D. & Klemperer, Paul D. “Multimarket Oligopoly: Strategic Substitutes and Complements”, *Journal of Political Economy*, vol. 93, n. 3, 1985.
- [4] Brown, S. e Warner, J. “Measuring Security Price Performance”, *Journal of Financial Economics*, vol. 8, p. 205-258, 1980.
- [5] Brown, S. e Warner, J. “Using Daily Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, vol. 14, p. 3-31, 1985.
- [6] Campbell, John Y., Lo, Andrew W., e MacKinley, A. C. *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997.
- [7] Fama, E. “Market efficiency, long-term returns, and behavioral Finance”, *Journal of Financial Economics Volume*, vol. 49, p. 283-306, 1998.
- [8] Fama, E., Fisher, L., Jensen, M., Roll, R. “The adjustment of stock prices to new information”, *International Economic Review*, vol. 10, p. 1-21, 1969.
- [9] Freixas, X. e Rochet, J-C. *Microeconomics of Banking*, MIT Press, 1997.
- [10] Fudenberg, Drew & Tirole, J. *Game Theory*, MIT Press, 1991.

- [11] Malatesta, Paul H. e Thompson, R. “Partially Anticipated Events: A Model of Stock Price Reactions with an Application to Corporate Acquisitions”, *Journal of Financial Economics*, vol. 14, n. 2, p. 237-250, 1985.
- [12] Megginson, William L., Robert C. Nash, Jeffrey M. Netter, e Annette B. P. “The Choice of Private versus Public Capital Markets: Evidence from Privatizations”, *Journal of Finance* vol. 59, n. 6, p. 2835-2870, 2004.
- [13] Mello, João M. P. de, “Market Power and Availability of Credit: An Empirical Investigation of the Small Firms”, Mimeo, PUC-Rio, Brasil, 2005.
- [14] Nakane, Márcio “A Test of Competition in Brazilian Banking, Estudos Econômicos”, *Trabalhos para Discussão*, Banco Central do Brasil, vol. 32, n. 2, p. 203-224, 2002.
- [15] Nakane, Márcio e Weintraub, D. B. “Bank Privatization and Productivity: Evidence for Brazil”, *Journal of Banking and Finance*, no prelo 2005.
- [16] Petersen, Mitchell A. e Rajan, Raghuram G. “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data”, *The Journal of Finance*, vol. 49, n. 1, p. 3-37, 1994.
- [17] Petersen, Mitchell A. e Rajan, Raghuram G. “The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, n. 2, p. 407-443, 1995.
- [18] Salop, Steven C. “Monopolistic Competition with Outside Goods”, *Bell Journal of Economics*, vol. 10, n. 1, p. 141-156, 1979.
- [19] Salviano J. *Bancos Estaduais: dos Problemas Crônicos ao Proes*, Banco Central do Brasil, Banco Central do Brasil, 2004.
- [20] Tirole, Jean *The Theory of Industrial Organization*, MIT Press, 1988.

## 7

### Apêndice: Provas das Proposições e Tabelas

#### Proposição 1

*Prova.* A *proposição 1* afirma que o banco de custo alto não entra em  $A$ , dado que o banco de custo baixo não entrou em  $B$ . Logo, não há equilíbrio com expansão apenas do banco de custo alto. Suponha que não. Então, o banco de custo alto entra em  $B$ , mas o banco de custo baixo não entra em  $A$ . Neste caso, os problemas de maximização são

$$\max_{\underline{d}_A} \{ [a - b(\underline{d}_A + d_A + \bar{d}_A) - \underline{c}] \underline{d}_A \}, \quad (7-1)$$

$$\max_{\bar{d}_A, \bar{d}_B} \{ [a - b(\underline{d}_A + d_A + \bar{d}_A) - \underline{c}] \bar{d}_A + [a - b(d_B + \bar{d}_B) - \underline{c}] \bar{d}_B - K \} \text{ e} \quad (7-2)$$

$$\max_{d_A, d_B} \{ [(a - b(\underline{d}_A + d_A + \bar{d}_A) - c)] d_A + [(a - b(d_B + \bar{d}_B) - c)] d_B + \beta D \}, \quad (7-3)$$

dos quais obtemos os seguintes pares em equilíbrio:

$$\left( r_A^* = \frac{a + \underline{c} + c + \bar{c} - \beta}{4}, D_A^* = \frac{3a - \underline{c} - c - \bar{c} + \beta}{4b} \right) \text{ e} \quad (7-4)$$

$$\left( r_B^* = \frac{a + c + \bar{c} - \beta}{3}, D_B^* = \frac{2a - c - \bar{c} + \beta}{3b} \right). \quad (7-5)$$

Os *payoffs* dos bancos privados são dados por

$$\underline{\pi}^* = \frac{(a + \bar{c} + c - 3\underline{c} - \beta)^2}{16b}, \bar{d}_A^* = \frac{a + \bar{c} + c - 3\underline{c} - \beta}{4b} \quad (7-6a)$$

$$\bar{\pi}^* = \frac{(a + c - 2\bar{c} - \beta)^2}{9b} + \frac{(a + c + \underline{c} - 3\bar{c} - \beta)^2}{16b} - K, \quad (7-6b)$$

$$\underline{d}_A^* = \frac{(a + \underline{c} + c - 3\bar{c} - \beta)}{4b} \text{ e } \bar{d}_B^* = \frac{(a + c - 2\bar{c} - \beta)}{3b},$$

enquanto que para o banco oficial temos

$$\begin{aligned} \pi^* &= \frac{(a + \underline{c} + \bar{c} - 3c - \beta) [a + \underline{c} + \bar{c} + 3(\beta - c)]}{16b} \\ &\quad + \frac{(a + \bar{c} - 2c - \beta)(a + 2\beta + \bar{c} - 2c)}{9b}, \\ d_A^* &= \frac{a + \underline{c} + \bar{c} + 3(\beta - c)}{4b} \text{ e } d_B^* = \frac{a + 2\beta + \bar{c} - 2c}{3b}. \end{aligned} \quad (7-7)$$

O custo crítico para entrada do banco de custo alto em  $A$ , dado que o banco de custo baixo não entrou em  $B$ , é determinado pela comparação entre  $\bar{\pi}^*$  e  $\pi^*$ , definidos, respectivamente, por (2-9b) e (7-6b). Isto implica entrada do banco de custo alto sempre que

$$K < K_b^* = \frac{(a + c + \underline{c} - 3\bar{c} - \beta)^2}{16b}. \quad (7-8)$$

Mas se o custo de entrada escolhido pela natureza atende à desigualdade expressa em (7-8), será ótimo para o banco de custo baixo não entrar em  $B$ ? Para responder a esta pergunta vamos determinar e comparar seus *payoffs* em dois casos: quando opta por expandir sua área de atuação e quando não. Com isso, mostramos que o custo crítico que barra a entrada do banco de custo alto é favorável à entrada do banco de custo baixo, estabelecendo uma contradição com o fato do banco de custo alto ter entrado em  $A$  e o banco de custo baixo ter ficado fora de  $B$ .

Se há expansão apenas da área de atuação do banco de custo alto, então o *payoff* do banco de custo baixo é dado por (7-6a). Resta determinar o *payoff* quando ocorre a dupla entrada. Neste caso, os problemas de maximização são definidos como

$$\begin{aligned} \max_{\underline{d}_A, \underline{d}_B} & [a - b(\underline{d}_A + d_A + \bar{d}_A) - \underline{c}] \underline{d}_A \\ & + [a - b(\underline{d}_B + d_B + \bar{d}_B) - \underline{c}] \underline{d}_B - K, \end{aligned} \quad (7-9)$$

$$\begin{aligned} \max_{\bar{d}_A, \bar{d}_B} & [a - b(\underline{d}_A + d_A + \bar{d}_A) - \bar{c}] \bar{d}_A \\ & + [a - b(\underline{d}_B + d_B + \bar{d}_B) - \bar{c}] \bar{d}_B - K \text{ e} \end{aligned} \quad (7-10)$$

$$\begin{aligned} \max_{d_A, d_B} & [(a - b(\underline{d}_A + d_A + \bar{d}_A) - c)] d_A \\ & + [(a - b(\underline{d}_B + d_B + \bar{d}_B) - c)] d_B + \beta D, \end{aligned} \quad (7-11)$$

resultando em

$$\left( r_A^{**} = r_B^{**} = \frac{a + \underline{c} + c + \bar{c} - \beta}{4}, D_A^{**} = D_B^{**} = \frac{3a - \underline{c} - c - \bar{c} + \beta}{4b} \right). \quad (7-12)$$

Os *payoffs* dos bancos privados são dados por

$$\underline{\pi}^{**} = \frac{(a + c + \bar{c} - 3\underline{c} - \beta)^2}{8b} - K, \underline{d}_A^{**} = \underline{d}_B^{**} = \frac{a + \bar{c} + c - 3\underline{c} - \beta}{4b}; \text{ e} \quad (7-13a)$$

$$\bar{\pi}^{**} = \frac{(a + \underline{c} + c - 3\bar{c} - \beta)^2}{8b} - K, \bar{d}_A^{**} = \bar{d}_B^{**} = \frac{a + \underline{c} + c - 3\bar{c} - \beta}{4b}, \quad (7-13b)$$

enquanto que para o banco oficial

$$\begin{aligned} \pi^{**} &= \frac{(a + \underline{c} + \bar{c} - 3c - \beta) [a + \underline{c} + \bar{c} + 3(\beta - c)]}{8b} \\ d_A^{**} = d_B^{**} &= \frac{a + \underline{c} + \bar{c} + 3(\beta - c)}{4b} \end{aligned} \quad (7-14)$$

Agora, comparando os *payoffs* das expressões (7-6a) e (7-13a), percebemos que se  $K \leq K_b^*$ , então  $\underline{\pi}^{**} \geq \underline{\pi}^*$ . Logo, sob uma condição de custo que leve à entrada do banco de custo alto em  $A$  teremos como escolha ótima para o banco de custo baixo a entrada em  $B$  e, portanto, não existe equilíbrio com expansão da área de atuação apenas do banco de custo alto.  $\square$

## Proposição 2

*Prova.* Para mostrar que  $K_b$  é decrescente em  $(\bar{c} - \underline{c})$  basta comparar os *payoffs* em (2-16b) e (7-13b), reescrevendo a expressão como

$$K_b = \frac{(a + c + \underline{c} - 3\bar{c} - \beta)^2}{16b} = \frac{(a + c - 2\bar{c} - (\bar{c} - \underline{c}) - \beta)^2}{16b}$$

$\square$

## Tabelas

Tabela 7.1: Datas dos Anúncios de Privatização

Datas dos anúncios de privatizações e liquidações de bancos oficiais realizadas entre janeiro de 1996 e dezembro de 2001. As fontes para estas informações são o canal de notícias da Bloomberg® e editais de privatização do Banco Central do Brasil, alguns disponíveis *on-line* no site do BACEN e outros requisitados diretamente à instituição. Outras informações relevantes, como as datas dos leilões e as identidades das instituições privadas adquirentes, também são apresentadas. O Banco Bozano Simonsen, que adquiriu o Banco Meridional S.A., foi posteriormente comprado pelo Banco Santander.

Banco privatizado ou liquidado	Sigla	Adquirente	Data do Anúncio	Leilão/Liquidação
Banco Banerj S.A.	Banerj	Itaú	21/03/1996	26/06/1997
Banco de Crédito Real de Minas Gerais S.A.	Credireal	Bradesco	31/01/1997	07/08/1997
Banco do Estado de Alagoas S.A.	Produban	Liquidação	22/07/1997	22/07/1997
Banco do Estado do Amapá S.A.	Banap	Liquidação	03/09/1997	03/09/1997
Banco do Estado de São Paulo S.A.	Banespa	Leilão fracassado	13/11/1997	Suspensão
Banco Meridional S.A.	Meridional	Banco Bozano Simonsen	03/12/1997	04/12/1997
Banco do Estado de Minas Gerais S.A.	Bemge	Itaú	19/03/1998	14/09/1998
Banco Noroeste S.A.	—	Santander	30/03/1998	julho 1998
Banco do Estado de Pernambuco S.A.	Bandepe	ABN AMRO Bank Real	17/07/1998	17/11/1998
Banco do Estado de Rondônia S.A.	Beron	Liquidação	19/08/1998	19/08/1998
Banco do Estado do Mato Grosso S.A.	Bemat	Liquidação	07/11/1997	30/10/1998
Banco do Estado da Bahia S.A.	Baneb	Bradesco	08/04/1999	22/06/1999
Banco do Estado do Acre S.A.	Banacre	Liquidação	30/06/1999	30/06/1999
Banco do Estado de Roraima S.A.	Banroraima	Liquidação	07/11/1997	29/09/1999
Banco do Estado de São Paulo S.A.	Banespa	Santander	10/01/2000	20/11/2000
Banco Minas S.A.	—	Liquidação	12/08/1996	20/09/2000
Banco do Estado do Paraná S.A.	Banestado	Itaú	16/10/2000	17/10/2000
Banco do Estado do Goiás S.A.	Beg	Itaú	03/08/2001	04/12/2001
Banco do Estado da Paraíba S.A.	Paraiban	ABN AMRO Bank Real	07/08/2001	08/11/2001
Banco do Estado do Amazonas S.A.	Bea	Bradesco	10/09/2001	24/01/2002

Tabela 7.2: Estatísticas Descritivas: Empresas mais Alavancadas  
PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0310569/CA

Todas as estatísticas de retorno aparecem em percentagem na tabela para facilitar comparações entre o desempenho das empresas mais endividadas e este *benchmark*. A segunda coluna apresenta o número de vezes que a empresa esteve entre as 20 mais endividadas do semestre, de acordo com o índice de endividamento definido como  $IE = (Financiamento\ de\ Curto\ Prazo + Financiamento\ de\ Longo\ Prazo) / Ativo\ Total$ . O período estudado compreende doze semestres.

Empresa	Presença no <i>ranking</i> de <i>IE</i>	<i>IE</i> Médio	Retorno Médio	P-valor Ret. Médio = 0	Retorno Mediano	Observações	Setor Econômica	Cancelado Jan. 2005
Aracruz	12	0,325	0,084	0,417	-0,202	900	Papel e Celulose	não
Sid Nacional	12	0,309	0,123	0,133	0,019	1331	Siderur & Metalur	não
Acesita	11	0,288	-0,161	0,175	-0,813	1276	Siderur & Metalur	não
Fosfertil	11	0,364	0,108	0,197	-0,181	1295	Química	não
Sadia SA	11	0,337	0,075	0,421	-0,775	1092	Alimentos e Beb	não
Cesp PN	10	0,308	0,083	0,467	0,010	1403	Energia Elétrica	não
Sid Tubarao	10	0,280	0,042	0,649	-0,267	1361	Siderur & Metalur	não
Petrobras	10	0,229	0,145	0,086	0,193	1417	Petróleo e Gas	não
Braskem	9	0,318	0,027	0,505	-0,066	1243	Química	não
Loj Americanas	9	0,292	0,004	0,970	-0,327	1284	Comércio	não
Trikem	8	0,474	-0,013	0,932	-0,741	1258	Química	sim
Usiminas	8	0,249	0,007	0,944	-0,214	1155	Siderur & Metalur	não
Bunge Fertilizantes	7	0,260	0,053	0,637	-0,013	1271	Química	sim
Pao de Acucar	7	0,208	0,125	0,174	0,043	1326	Comércio	não
Sabesp	7	0,329	0,097	0,420	-0,007	1202	Outros	não
Suzano	7	0,237	0,015	0,875	-0,515	1215	Papel e Celulose	não
Copesul	6	0,396	0,092	0,256	0,014	1264	Química	não
Light	6	0,290	-0,057	0,564	-0,007	1387	Energia Elétrica	não
Ambev	5	0,225	0,147	0,051	0,145	1352	Alimentos e Beb	não
Cerj	5	0,206	0,070	0,650	-0,813	1016	Energia Elétrica	não
Inepar Construcoes	5	0,202	-0,088	0,494	-0,514	1309	Outros	não
Bombril	4	0,231	-0,009	0,934	-0,151	1309	Química	não
Bunge Alimentos	4	0,267	-0,035	0,764	-0,486	1172	Alimentos e Beb	sim
Duratex	4	0,192	0,052	0,537	-0,025	1187	Outros	não
Embraer	4	0,257	0,259	0,035	-0,046	1234	Veiculos e peças	não
Gerdau	4	0,212	0,175	0,070	0,031	1333	Siderur & Metalur	não
Gerdau Met	4	0,131	0,157	0,102	-0,025	1230	Siderur & Metalur	não
Iochp-Maxion	4	0,297	-0,128	0,497	-0,439	1194	Máquinas Indust	não
Net	4	0,415	-0,037	0,816	-0,533	1083	Outros	não
Unipar	4	0,184	0,118	0,019	0,067	1189	Química	não
IBrX	—	—	0,079	0,191	0,196	1458	—	—

Tabela 7.3: Estatísticas Descritivas: Instituições Financeiras Privadas

A fonte de dados é a Economática<sup>®</sup>. O “Ativo” para cada instituição financeira é dado pela média desta conta no Balanço Patrimonial anual no período que se estende de janeiro de 1996 a dezembro de 2001. Estes valores são expressos bilhões de Reais. A Participação no Ativo é obtida dividindo-se o Ativo de cada banco pela soma destes valores. Esta participação é a nossa *proxy* para o *market share* das instituições financeiras. As estatísticas de retorno diário são expressas em porcentagem. Na sétima coluna da tabela abreviamos Excesso Médio de Retorno por EMR. A penúltima coluna da tabela traz o número de observações de retorno verificadas para cada instituição financeira privada da amostra. Por fim, a última coluna indica se a ação que representava o banco na amostra não era mais negociada na Bovespa em janeiro de 2005.

Inst. Financeira Privada	Ativo (bilhões R\$)	Part. no Ativo (%)	Retorno Médio	Retorno Mediano	<i>p-valor</i> ( $\bar{r} = 0$ )	EMR sobre IBrX	<i>p-valor</i> EMR	nº obs. para regressão	Cancelado? (Jan. 2005)
Bradesco	75,73	33,13	0,110	0,112	0,190	0,0291	0,6209	1334	não
BCN	10,69	4,68	0,278	0,114	0,082	0,2361	0,105	518	sim
Sudameris	12,73	5,57	0,022	-0,234	0,814	-0,0405	0,6993	994	não
Mercantil SP	7,39	3,23	0,128	-0,003	0,169	0,0581	0,5915	1098	sim
Mercantil BR	3,42	1,5	0,112	-0,001	0,150	0,0268	0,7786	1188	não
Santander	6,12	2,68	0,147	-0,453	0,373	0,1168	0,4852	575	sim
Alfa Invest.	4,27	1,87	0,194	-0,178	0,030	0,1631	0,1408	995	não
Itau	55,12	24,11	0,151	0,156	0,054	0,0815	0,1557	1369	não
Real	14,9	6,52	0,221	0,103	0,102	0,1081	0,4377	684	sim
Unibanco	38,21	16,72	0,086	-0,039	0,358	0,00812	0,9255	1260	não
IBrX	—	—	0,079	0,196	0,191	—	—	1458	—



Tabela 7.4: Resultados das Regressões: 30 Empresas Não-financeiras mais Endividadadas.

As taxas de retorno da firma  $k$  e do índice de mercado  $m$  são representados por  $\tilde{r}_{kt}$  e  $\tilde{r}_{mt}$ , respectivamente.  $d_t$  é a variável binária (*dummy*) que indica a ocorrência de um anúncio de privatização de um banco oficial na data  $t$ . São 20 anúncios de privatização ou liquidação.  $V_{kt-1}$  é o valor de mercado da firma  $k$  na data  $t - 1$ . São estimados os coeficientes  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  com observações diárias das 30 empresas consideradas. Estas empresas são aquelas que apresentaram sistematicamente os maiores índices de endividamento (dado pela razão entre a soma dos financiamentos de longo e curto prazos e o ativo total da empresa). O período observado estende-se de 3 de janeiro de 1996 até 28 de dezembro de 2001. O coeficiente  $\gamma$  mede o impacto econômico da privatização e  $\alpha + \gamma$  mede o efeito no anúncio. Os valores dos coeficientes estimados são expressos em milhares de Reais e os valores entre parênteses indicam proporções em relação ao total de coeficientes estimados, expressas como porcentagem. Equação de teste:

$$\tilde{r}_{kt}V_{kt-1} = \alpha_k + \beta_k\tilde{r}_{mt}V_{kt-1} + \gamma_k d_t + e_{kt}$$

**PAINEL A****Correção para correlação no *cross-section*: SUR**

Coeficientes Estimados	Valor Médio	Nº de coeficientes com valor negativo	Nº de coeficientes significantes ao nível de 10%	
			Positivos	Negativos
$\alpha$	459,52	17 (56,67)	0 (0)	3 (10)
$\beta$	0,65	0 (0)	30 (100)	0 (0)
$\gamma$	-2.452,94	18 (60)	0 (0)	2 (6,67)
$\alpha + \gamma$	-1.993,42	19 (63,33)	0 (0)	2 (6,67)

**PAINEL B****Teste para significância conjunta: Qui-quadrado**

Hipótese Nula	Estatística $\chi^2$	<i>p</i> -valor
$(1/J) \sum_j \alpha_j = 0$	0,4907	0,4836
$(1/J) \sum_j \gamma_j = 0$	0,1925	0,6609
$(1/J) \sum_j (\alpha_j + \gamma_j) = 0$	0,1289	0,7196

**PAINEL C****Correção para autocorrelação e heterocedasticidade:****Newey-West**

Coeficientes Estimados	Valor Médio	Nº de coeficientes com valor negativo	Nº de coeficientes significantes ao nível de 10%	
			Positivos	Negativos
$\alpha$	465,21	17 (56,67)	0 (0)	2 (6,67)
$\beta$	0,66	0 (0)	30 (100)	0 (0)
$\gamma$	-3.488,32	18 (60)	0 (0)	0 (0)
$\alpha + \gamma$	-3.033,11	18 (60)	0 (0)	2 (6,67)

Tabela 7.5: Portfólios com as Ações das 30 Empresas Não-financeiras mais Endividadas

Apresentamos os resultados da regressões com portfolios. São dois portfólios construídos com as ações das 30 empresas não financeiras mais endividadas. O primeiro tipo de portfólio atribui pesos idênticos para cada firma e o segundo tipo pondera a participação das ações na carteira pelo valor de mercado de cada firma. A metodologia para cálculo dos impactos dos anúncios segue Malatesta & Thompson (1985), porém usando o retorno percentual no lugar do retorno financeiro. As estatísticas de teste são corrigidas para autocorrelação e heterocedasticidade por Newey-West. Equação de teste:

$$\tilde{r}_{kt} = \alpha_k + \beta_k \tilde{r}_{mt} + \gamma_k d_t + e_{kt}$$

Parâmetros	Valor	Desvio	Valor da	
Estimados	Estimado	Padrão	Estatística $t$	$p$ -valor

Variável dependente: Portfólio com empresas igualmente ponderadas

$\alpha$	0,0188	0,0003	0,6037	0,5461
$\beta$	0,6645	0,0224	29,6368	0,0000
$\gamma$	-0,2647	0,0022	-1,1946	0,2324
$\alpha + \gamma$	-0,2459	0,0022	1,2333	0,2668

Variável dependente:

Portfólio com empresas ponderadas por seu valor de mercado

$\alpha$	0,0362	0,0003	1,3372	0,1814
$\beta$	0,8478	0,0167	50,7088	0,0000
$\gamma$	-0,1987	0,0022	-0,8923	0,3724
$\alpha + \gamma$	-0,1625	0,0022	0,5353	0,4644

Tabela 7.6: Resultados das Regressões: 10 Instituições Financeiras Privadas.

As taxas de retorno do banco privado  $k$  e do índice de mercado  $m$  são representados por  $\tilde{r}_{kt}$  e  $\tilde{r}_{mt}$ , respectivamente.  $d_t$  é a variável binária (*dummy*) que indica a ocorrência de um anúncio de privatização de um banco oficial na data  $t$ . São 20 anúncios de privatização ou liquidação.  $V_{kt-1}$  é o valor de mercado do banco privado  $k$  na data  $t - 1$ . São estimados os coeficientes  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  com observações diárias dos 10 bancos privados considerados. O período observado estende-se de 3 de janeiro de 1996 até 28 de dezembro de 2001. O coeficiente  $\gamma$  mede o impacto econômico da privatização e  $\alpha + \gamma$  mede o efeito no anúncio. Os valores dos coeficientes estimados são expressos em milhares de Reais e os valores entre parênteses indicam proporções em relação ao total de coeficientes estimados, expressas em porcentagem. Equação de teste:

$$\tilde{r}_{kt}V_{kt-1} = \alpha_k + \beta_k\tilde{r}_{mt}V_{kt-1} + \gamma_k d_t + e_{kt}$$

**PAINEL A****Correção para correlação no *cross-section*: SUR**

Coeficientes Estimados	Valor Médio	Nº de coeficientes com valor positivo	Nº de coeficientes significantes ao nível de 10%	
			Positivos	Negativos
$\alpha$	364,16	8 (80)	1 (10)	0 (0)
$\beta$	0,22	10 (100)	8 (80)	0 (0)
$\gamma$	834,24	6 (60)	2 (20)	0 (0)
$\alpha + \gamma$	1.198,40	7 (70)	3 (30)	0 (0)

**PAINEL B****Teste para significância conjunta: Qui-quadrado**

Hipótese Nula	Estatística $\chi^2$	<i>p</i> -valor
$(1/J) \sum_j \alpha_j = 0$	0,1461	0,7022
$(1/J) \sum_j \gamma_j = 0$	0,0210	0,8847
$(1/J) \sum_j (\alpha_j + \gamma_j) = 0$	0,0446	0,8327

**PAINEL C****Correção para autocorrelação e heterocedasticidade:****Newey-West**

Coeficientes Estimados	Valor Médio	Nº de coeficientes com valor positivo	Nº de coeficientes significantes ao nível de 10%	
			Positivos	Negativos
$\alpha$	434,13	8 (80)	0 (0)	0 (0)
$\beta$	0,25	10 (100)	8 (80)	0 (0)
$\gamma$	851,91	6 (60)	2 (20)	1 (10)
$\alpha + \gamma$	2.137,21	7 (70)	3 (30)	0 (0)

Tabela 7.7: Portfólios com as Ações das 10 Instituições Financeiras Privadas. Apresentamos os resultados da regressões com portfólios. São dois portfólios construídos com as ações das 10 instituições financeiras privadas de nossa amostra. O primeiro tipo de portfólio atribui pesos idênticos para cada firma e o segundo tipo pondera a participação das ações na carteira pelo valor de mercado de cada instituição financeira privada. A metodologia para cálculo dos impactos dos anúncios segue Malatesta & Thompson (1985), porém usando o retorno percentual no lugar do retorno financeiro. As estatísticas de teste são corrigidas para autocorrelação e heterocedasticidade por Newey-West. Equação de teste:

$$\tilde{r}_{kt} = \alpha_k + \beta_k \tilde{r}_{mt} + \gamma_k d_t + e_{kt}$$

Parâmetros Estimados	Valor Estimado	Desvio Padrão	Valor da Estatística $t$	$p$ -valor
----------------------	----------------	---------------	--------------------------	------------

Variável dependente: Portfólio com bancos igualmente ponderados

$\alpha$	0,0803	0,0004	2,2038	0,0277
$\beta$	0,4966	0,0281	17,6750	0,0000
$\gamma$	0,4647	0,0021	2,1630	0,0307
$\alpha + \gamma$	0,5450	0,0021	6,4562	0,0111

Variável dependente:

Portfólio com bancos ponderados por seu valor de mercado

$\alpha$	0,0435	0,0004	1,2186	0,2232
$\beta$	0,7490	0,0328	22,8536	0,0000
$\gamma$	0,4598	0,0020	2,2658	0,0236
$\alpha + \gamma$	0,5032	0,0020	6,2781	0,0122

Tabela 7.8: Resultados das Regressões: 10 Instituições Financeiras Privadas. Os valores dos coeficientes são expressos em milhares de Reais. A fonte de dados para as regressões é o banco de dados da Economática<sup>®</sup>. O coeficiente  $\alpha$  estima a antecipação dos anúncios,  $\gamma$  mede o impacto econômico do evento e  $\alpha + \gamma$  mede o impacto no anúncio.

Instituição Financeira	$\alpha$	$p$ -valor ( $\alpha = 0$ )	$\gamma$	$p$ -valor ( $\gamma = 0$ )	$\alpha + \gamma$	$p$ -valor ( $\alpha + \gamma = 0$ )
Bradesco	1045,48	0,859	1759,72	0,960	2805,20	0,936
BCN	624,11	0,408	6202,37	0,144	6826,48	0,100
Sudameris	588,05	0,368	-3877,07	0,096	-3289,01	0,144
Merc S Paulo	24,06	0,953	223,61	0,937	8759,25	0,789
Merc Brasil	97,55	0,151	-29,11	0,956	68,44	0,897
Santander	123,84	0,763	-548,97	0,627	-425,13	0,684
Alfa Invest.	-22,45	0,917	2034,67	0,011	2012,22	0,011
Bco Itau	-832,08	0,876	9591,34	0,773	8759,25	0,789
Real	64,01	0,938	9301,51	0,001	9365,52	0,001
Unibanco	2628,75	0,312	-16138,92	0,210	-13510,16	0,288

Tabela 7.9: Resultados das Regressões: Alta da SELIC.

As taxas de retorno do banco privado  $k$  e do índice de mercado  $m$  são representados por  $\tilde{r}_{kt}$  e  $\tilde{r}_{mt}$ , respectivamente. A variável  $d_t$  é uma *dummy* que indica elevação da SELIC na reunião do COPOM realizada na data  $t$ .  $V_{kt-1}$  é o valor de mercado do banco privado  $k$  na data  $t - 1$ . São estimados os coeficientes  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  com observações diárias dos 11 bancos privados considerados. O período observado, que se estende de 9 de janeiro de 1996 até 24 de janeiro de 2005, registra 19 movimentos de alta da SELIC. O coeficiente  $\gamma$  mede o impacto econômico da elevação da meta e  $\alpha + \gamma$  mede o efeito no anúncio. Os valores dos coeficientes estimados são expressos em milhares de Reais e os valores entre parênteses indicam proporções em relação ao total de coeficientes estimados, expressas em porcentagem. Equação de teste:

$$\tilde{r}_{kt}V_{kt-1} = \alpha_k + \beta_k\tilde{r}_{mt}V_{kt-1} + \gamma_k d_t + e_{kt}$$

**PAINEL A****Correção para correlação no *cross-section*: SUR**

Coeficientes Estimados	Valor Médio	Nº de coeficientes com valor positivo	Nº de coeficientes significantes ao nível de 10%	
			Positivos	Negativos
$\alpha$	-163,84	6 (54,55)	1 (9,09)	2 (18,18)
$\beta$	0,41	11 (100)	11 (100)	0 (0)
$\gamma$	8.979,98	6 (54,55)	1 (9,09)	1 (9,09)
$\alpha + \gamma$	8.816,14	6 (54,55)	2 (18,18)	2 (18,18)

**PAINEL B****Teste para significância conjunta: Qui-quadrado**

Hipótese Nula	Estatística $\chi^2$	Significância
$(1/J) \sum_j \alpha_j = 0$	0,0406	0,8403
$(1/J) \sum_j \gamma_j = 0$	3,0557	0,0805
$(1/J) \sum_j (\alpha_j + \gamma_j) = 0$	3,0219	0,0821