

## 5

### Teste Empírico da relação entre dividendo, impostos e retornos

Nos iniciamos nossa análise empírica examinando a relação entre as taxas de dividendo e os retornos das ações no período de janeiro de 1996 a dezembro 2001. Este período foi escolhido porque os impostos sobre dividendos, juros sobre capital próprio e ganhos de capital se mantiveram constantes para todos os investidores. Para o cálculo do retorno total diário foi utilizado os dados diários de preços do sistema Economática ajustados para todos os proventos, inclusive dividendos. Utilizamos como taxa de juros sem risco a taxa de negociação de depósitos interbancários (CDI) por um dia.

Selecionamos uma amostra de ações, devido a falta de negociabilidade e impraticabilidade de ser realizada sobre toda a população de empresas abertas em bolsas de valores no Brasil. Considerando que buscamos examinar a relação entre a taxa de dividendo e o retorno de ações e que para ambos é necessário que exista uma série de cotações sem descontinuidade e evitarmos o *survival bias*, optamos por escolher ações que tenham tido negociação em pelo menos 70% dos pregões diários em 5 dos 8 anos da amostra. Foi feita, uma exceção a empresas que foram resultado de cisão do sistema Telebrás em sua privatização. Incluímos, apenas aquelas que tenham tido pelo menos 3 anos de negociação sem ofertas de permutas e liquidez relevante. Neste período, houve diversas ofertas públicas para fechamento de capital, ou para a aquisição da totalidade de ações em bolsa de valores, que como resultado reduziam extremamente a liquidez destas. Foram retiradas da amostra todas as cotações após estes eventos, de forma a não contaminar a amostra com a baixa liquidez destas e sua mudança.

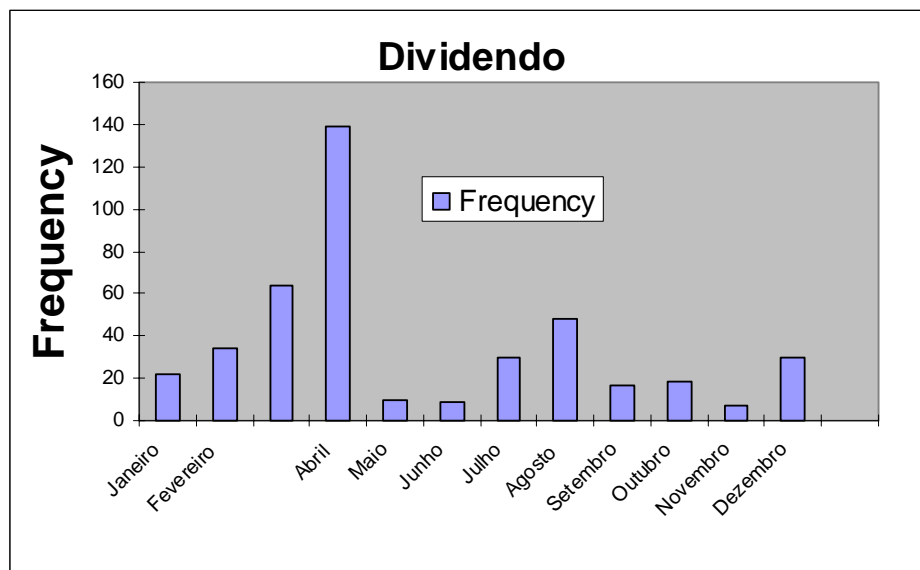
O dados sobre dividendos e juros sobre capital próprio foram coletados bases diária dos sistemas Economática, e do Bloomberg, de forma a checar os valores. Estes dados correspondem ao valor anunciado dos dividendos (ou juros sobre o capital próprio), portanto são os valores não corrigidos até seu efetivo pagamento.

A taxa de dividendo é definida como o valor do dividendo distribuído pela empresa no dia  $t$  (dia em que ficou ex) dividido pelo preço da ação no dia  $t-1$ , sendo representado algebricamente pela equação abaixo

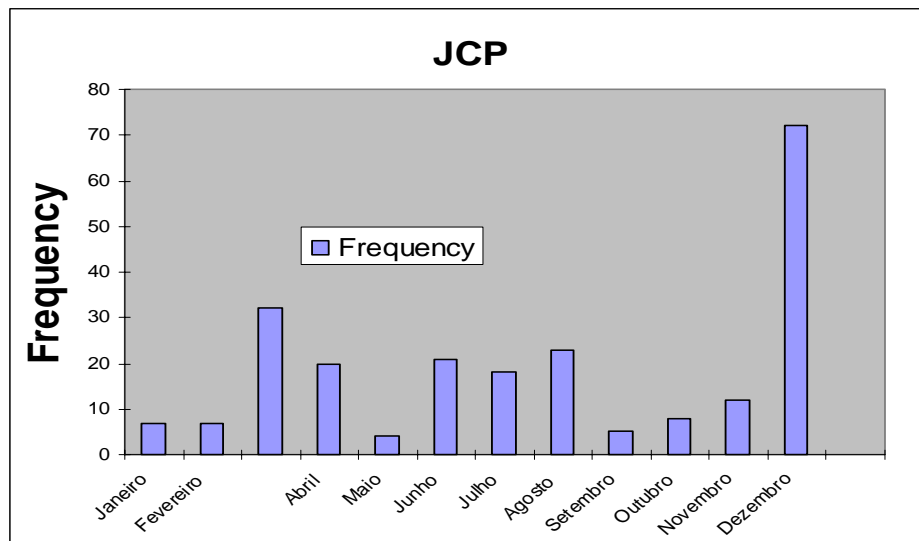
$$dy_t = \frac{d_t}{P_{t-1}} \quad (6.1)$$

A Figura 5-1 e a Figura 5-2 mostram a frequência em que os dividendos e os juros sobre o capital próprio são distribuídos pelas empresas. Podemos ver que no gráfico do juro sobre o capital próprio têm uma forte sazonalidade em dezembro, e uma pequena em abril. No gráfico dos dividendos, observamos a sazonalidade no mês de abril. Este comportamento demonstra, a preferência das companhias de distribuir o resultado como juro sobre capital próprio. No mês de dezembro, as companhias começam a distribuir o resultado do ano corrente (distribuem antes da mudança de ano fiscal, para não correrem o risco de perder a isenção tributária). No mês de abril, com a divulgação do resultado definitivo, as empresas distribuem até o percentual permitido em juro sobre o capital próprio, e o resto em dividendos.

**Figura 5-1 – Histograma dos meses de distribuição de dividendo**



**Figura 5-2 Histograma dos meses de distribuição de juros sobre o capital próprio**



Como utilizamos dados diários, não precisamos corrigir as estimativas da taxa de dividendo como em Litzenberger e Ramawamy (1979, 1982) e Miller e Scholes (1982).

Utilizamos para cálculo da taxa de juros em risco, o retorno da aplicação para um dia do certificado de depósito interbancário (CDI). Para estimar o beta de cada ação,  $\beta_{it}$ , seus erros padrão são obtidos por regressões baseadas nos excessos de retornos diários de cada ação sobre o excesso de retorno do mercado para 252 dias anteriores a  $t$ .

$$R_{it} - r_{f\tau} = \alpha_{it} + \beta_{it} (R_{m\tau} - r_{f\tau}) \quad \tau = t - 252, t - 251, \dots, t - 1 \quad (6.2)$$

Utilizamos como *proxy* para o retorno de mercado os índices Bovespa e o índice Brasil, IBX. Deve-se observar que o IBX somente começou a ser divulgado, a partir do final do ano de 1995. Estimamos inicialmente o beta a partir de julho de 1996, aumentando o período até que se obtivesse 252 observações.

Então, nós conduzimos as regressões cross sections e de séries temporais em painel seguindo os procedimentos descritos em Litzenberger e Ramaswamy (1979), ajustado para o mercado brasileiro. O modelo estrutural estimado é

$$E(\tilde{R}_{it} - r_{ft}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \gamma_2 (d_{it} - r_{ft}) + \gamma_3 (jcp_{it} - r_{ft}) \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, N \\ t = 1, 2, \dots, T \end{matrix} \quad (6.3)$$

Onde  $\tilde{R}_{it}$  é o retorno do ativo  $i$  no período  $t$ ,  $r_{ft}$  é a taxa de juros de risco (CDI),  $\beta_{it}$  é o risco sistemático,  $d_{it}$  a taxa de dividendo,  $jcp_{it}$  é a taxa de juros sobre o capital próprio.

O procedimento computacional empregado segue os seguintes passos padrões. Primeiro, estimando os betas (e seus erros padrões) para todas as ações, utilizando 252 observações anteriores ao dia  $t$ . Segundo, rodando uma regressão *cross section* utilizando um procedimento de estimação de mínimos quadráticos generalizados (GLS). Terceiro, encontrando a média ponderada temporal das estimativas dos coeficientes. As medidas de erros nos betas são correlacionadas, pois 251 dias de dados coincidentes são utilizados para estimar os betas em períodos sucessivos. Isto induz a autocorrelação na serie temporal do coeficiente estimados.

**Tabela 5-1 – Estimativas GLS do modelo pós e pré impostos utilizando Regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o IBX.**

		Modelo pós IR				Modelo antes de IR	
		$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_0$	$\gamma_1$
jul/96	dez/98	-0.0019	0.0009	0.3879	0.3094	-0.00183	0.000833
estatística-t		-4.56	1.50	4.50	4.21	-4.36	1.44
jan/99	dez/01	0.0007	-0.0002	0.1141	0.1630	0.000687	-0.0002
estatística-t		2.76	-0.59	1.91	2.63	2.86	-0.59
fev/99	dez/01	-0.0002	0.0009	0.0906	0.1798	-0.00064	0.000821
estatística-t		-1.78	3.64	1.73	2.98	-9.29	4.30
jul/96	dez/01	0.0000	-0.0003	0.2542	0.2348	5.06E-05	-0.00036
estatística-t		-0.02	-1.05	4.95	4.85	0.21	-1.10

**Tabela 5-2 -Estimativas GLS do modelo pós e pré impostos utilizando Regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o Ibovespa**

		Modelo pós IR				Modelo antes de IR	
		$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_0$	$\gamma_1$
jan/96	dez/98	-0.00113	0.00014	0.31585	0.30608	-0.00106	0.00012
	estatística-t	-3.26	0.24	4.50	4.29	-3.05	0.19
jan/99	dez/01	0.000639	-0.000124	0.113462	0.166972	0.000658	-0.000145
	estatística-t	2.71	-0.32	1.91	2.68	2.79	-0.37
fev/99	dez/01	-0.00064	0.000946	0.042066	0.202153	-0.000636	0.00097
	estatística-t	-9.27	4.26	1.15	3.38	-9.18	4.37
jan/96	dez/01	6.06E-05	-0.000403	0.244195	0.238684	0.000113	-0.00042
	estatística-t	0.27	-1.12	5.21	4.97	0.51	-1.16

Para o cálculo do estimadores da Tabela 5-1 e da Tabela 5-2 utilizamos um estimador mínimos quadráticos generalizados. Note que devido a erros na medida do beta, os estimadores são tendenciosos e inconsistentes. Na Tabela 5-1 utilizamos como índice de mercado o IBX, enquanto na Tabela 5-2 utilizamos o Ibovespa. Separamos um período especial de março de 1999 à dezembro de 2002, devido a forte instabilidade macroeconômica que ocorreu entre os meses de janeiro a março de 1999, decorrente da desvalorização cambial. Utilizaremos para a análise os períodos de janeiro de 1995 a dezembro de 1998 e de março de 1999 a dezembro de 2002.

Podemos ver que conforme outros testes do CAPM, a hipótese nula do coeficiente  $\gamma_0 = 0$  é rejeitada. Os valores encontrados foram significativos e negativos para ambos índices de mercado, nos períodos de janeiro de 1995 a dezembro de 1998 e de março de 1999 a dezembro de 2002. Isto pode dever-se a um erro de especificação da taxa de juros sem risco, erro de especificação da carteira de mercado, ou o beta servindo para uma assimetria sistemática.

Consistente com a aversão à risco do investidor,  $\gamma_1$  é significativa e positivo ao nível de 5% e 1% para os períodos estudados, com o índice de mercado sendo o IBX. Para o índice Bovespa, notamos que o resultado foi não significativo para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 1998, e altamente significativo para o período de março de 1998 a dezembro de 2002.

Demonstrando que o Ibovespa pode não ser uma boa *proxy* para o retorno de mercado.

Analisando somente os resultado referentes a utilização do índice de mercado como o IBX, temos que o coeficiente de excesso de retorno da taxa de dividendo,  $\gamma_2$ , (Painel A), é positivo e é significativa ao nível de 5,01% e de 2,6% . Também foi significativo em todos os outros períodos de estimação.

Para testar a persistência dos retornos e verificar se existe um efeito de reversão ou que reforce o efeito do excesso de retorno no dia seguinte, fizemos a seguinte regressão *cross section*.

$$E(\tilde{R}_{it} - r_{ft}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \gamma_2 (d_{it} - r_{ft}) + \gamma_3 (jcp_{it} - r_{ft}) + \gamma_4 (d_{it-1} - r_{ft-1}) + \gamma_5 (jcp_{it-1} - r_{ft-1}) \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, N \\ t = 1, 2, \dots, T \end{matrix} \quad (6.4)$$

As estimativas das regressões são apresentadas na Tabela 5-3. O valor estimado  $\gamma_4$  e  $\gamma_5$  não foram estatisticamente significativos, não rejeitando a hipótese de reversão. O valor negativo evidencia um pequeno efeito de reversão no dia seguinte. O valor do efeito  $\gamma_2$  e  $\gamma_3$  é maior em qualquer período analisado que em  $\gamma_4$  e  $\gamma_5$ .

**Tabela 5-3 - Estimativas GLS para o modelo pós-impostos acrescentando variável de persistência utilizando Regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o IBX.**

		$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$
jul/96 dez/98		-0.00192	0.00087	0.38791	0.30945	0.09397	-0.06970
estatística-t		-4.56	1.50	4.50	4.21	1.09	-0.95
jan/99 dez/01		0.00068	-0.00020	0.11460	0.16278	-0.07915	-0.09184
estatística-t		2.82	-0.59	1.92	2.62	-1.32	-1.48
fev/99 dez/01		-0.00064	0.00082	0.04106	0.20179	-0.05172	-0.10016
estatística-t		-9.21	4.26	1.11	3.37	-1.40	-1.67
jul/96 dez/01		0.000003	-0.000349	0.254511	0.234715	0.005138	-0.069072
estatística-t		0.01	-1.06	4.95	4.84	0.10	-1.42

Elton e Gruber (1970) apresentaram um evidencia empírica sobre o comportamento dos dias em que as ações ficam ex-dividendo, em que o termo de

excesso da taxa de dividendo é uma função decrescente da taxa de dividendo. Nos EUA, isto faz sentido devido a racionalidade do investidor que têm alíquota de pagamento de impostos mais baixa, investirá em empresas que distribuem taxas de dividendo mais altas. Com o fim de fazer um teste simples sobre o efeito clientela, fazemos a hipótese que o coeficiente  $c_1$  da equação 1 é uma função linear decrescente da taxa de dividendo da  $i$ -ésima ação. Ou seja,  $c_1$ , que é dependente do ativo  $i$ , então podemos escrever que

$$c_i = k - hd_i$$

Onde  $k, h > 0$ , e que a relação passa a ser

$$E(R_i - r_{fi}) = a_i + b_i \beta_i + (k - hd_{i1})(d_i - r_f)$$

Por tanto o modelo econométrico passa a ser

$$\begin{aligned} E(\tilde{R}_{it} - r_{fit}) &= \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \gamma_2 (d_{it} - r_{fit}) + \gamma_3 (jcp_{it} - r_{fit}) \\ &+ \gamma_6 d_{it} (d_{it} - r_{fit}) + \gamma_7 jcp_{it} (jcp_{it} - r_{fit}) + \tilde{\epsilon}_{it} \end{aligned} \quad \begin{array}{l} i = 1, 2, \dots, N \\ t = 1, 2, \dots, T \end{array} \quad (6.5)$$

Onde a estimativa de  $k$  é  $\gamma_2$  e  $\gamma_3$  e para  $-h$  é  $\gamma_6$  e  $\gamma_7$ . Os resultados utilizando GLS pooled time series, estão apresentados na **Tabela 5-4**, entretanto, os valores encontrados são negativos e não significantes, ao contrário do esperados. Na **Tabela 5-4** podemos ver que os coeficiente de  $\gamma_6$  e  $\gamma_7$ , não são significativos, para uma estrutura de efeito clientela. Devido ao benefício fiscal do dividendo e dos juros sobre o capital próprio, seria de esperar que ocorresse, um efeito no Brasil oposto ao que ocorre nos EUA. Ou seja, investidores com alíquotas mais altas preferem investir em ações com altas taxas de dividendos. Entretanto, os valores encontrados são, contrários ao esperado, negativos apesar da baixa significância estatística.

**Tabela 5-4- Estimativas GLS para o modelo pós-impostos acrescentando variável de teste de efeito clientela utilizando Regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o IBX.**

		$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_6$	$\gamma_7$
jul/96 dez/98		-0.00193	0.00087	0.69200	0.19748	-4.92315	0.99731
estatística-t		-4.58	1.50	3.59	1.30	-1.76	0.83
jan/99 dez/01		0.000654	-0.000203	0.355985	0.237744	-2.351826	-0.990550
estatística-t		2.73	-0.59	3.14	1.74	-2.54	-0.63
fev/99 dez/01		-0.00064	0.00080	0.06599	0.34939	-0.42965	-1.87302
estatística-t		-9.02	4.17	1.27	2.61	-0.66	-1.23
jul/96 dez/01		-0.00001	-0.00034	0.46169	0.10039	-2.34059	1.37871
estatística-t		-0.05	-1.03	4.96	1.05	-2.67	1.60

Seguindo Litzenberger e Ramawamy (1982), replicamos seus estudos de forma a testar de forma mais formal o efeito clientela. Dividimos as ações em quintis e ordenamos utilizamos e calculamos a taxa de dividendos utilizando a equação abaixo

$$D_T = \sum_{t \in (T, T-3 \text{ anos})} d_t \quad (6.6)$$

Onde  $D_T$  é a soma das taxas de dividendos dos últimos 3 anos. Para evitar sazonalidades da distribuição de dividendos, fizemos a ordenação apenas uma vez por ano e no último dia deste. Desta maneira mantemos os quintis iguais durante todo o período do ano seguinte. Executamos a estimação do seguinte modelo para cada quintil

$$E(\tilde{R}_{it} - r_{ft}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \gamma_2 (d_{it} - r_{ft}) + \gamma_3 (jcp_{IT} - r_{ft}) \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, N \\ t = 1, 2, \dots, T \end{matrix} \quad (6.7)$$

Os resultados são apresentados na Tabela 5-5, Tabela 5-6, Tabela 5-7 e Tabela 5-8. Podemos observar que os resultados não foram consistentes com o efeito clientela. Mas encontramos valores positivos e significativos para  $\gamma_0$  do primeiro quintil em todos os períodos estudados, entretanto não foi observada nenhuma linearidade.



**Tabela 5-5- Estimativas GLS para o modelo pós-impostos testando do efeito clientela sobre 5 grupos ordenado pela taxa de dividendo utilizando regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o IBX. Período: jun 96/dez 01**

Período: jun 96/dez01

	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$
I (Maior Taxa de Dividendo)	0.002199 3.20	-0.001507 (1.44)	0.033505 0.41	0.262961 3.91
II	0.000422 0.71	0.000634 0.84	-0.039386 (0.36)	0.292564 1.94
III	0.000536 0.94	0.000699 0.91	0.194561 1.53	0.156599 1.25
IV	0.001098 2.16	0.000035 0.05	-0.047836 (0.26)	0.153934 1.35
V (Menor Taxa de Dividendo)	0.001954 2.69	-0.000846 (0.93)	0.005026 0.03	-0.269575 (1.11)

**Tabela 5-6- Estimativas GLS para o modelo pós-impostos testando do efeito clientela sobre 5 grupos ordenado pela taxa de dividendo utilizando regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o IBX. Período: jun 96/dez 98**

Período: jun 96/ dez98

	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$
I (Maior Taxa de Dividendo)	0.000754 0.66	-0.000116 (0.07)	0.010868 0.08	0.405053 3.89
II	0.000004 0.00	0.000202 0.16	0.114424 0.60	0.248792 0.96
III	-0.001348 (1.56)	0.001837 1.63	0.427189 1.62	-0.018665 (0.09)
IV	-0.001943 (2.11)	0.002487 2.26	0.091922 0.35	0.144483 0.97
V (Menor Taxa de Dividendo)	0.000868 0.64	0.000127 0.08	-0.145949 (0.56)	-0.271482 (0.71)

**Tabela 5-7- Estimativas GLS para o modelo pós-impuestos testando do efeito clientela sobre 5 grupos ordenado pela taxa de dividendo utilizando regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o IBX. Período: mar 99/dez 01**

Período: mar 99/ dez01

	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$
I	0.002680 3.34	-0.001954 (1.62)	0.041442 0.41	0.071299 0.80
II	0.000917 1.19	0.000556 0.63	-0.118128 (0.86)	0.314369 1.94
III	0.001626 2.30	-0.000047 (0.05)	0.170412 1.22	0.344722 2.11
IV	0.002197 4.04	-0.000732 (0.96)	-0.221588 (0.97)	0.182174 0.95
V	0.001642 1.27	-0.000541 (0.33)	-0.128705 (0.48)	-0.231155 (0.60)

**Tabela 5-8- Estimativas GLS para o modelo pós-impuestos testando do efeito clientela sobre 5 grupos ordenado pela taxa de dividendo utilizando regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o IBX. Período: jan 99/dez 01**

Período: jan 99/ dez01

	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$
I	0.003380 4.10	-0.002708 (2.18)	0.049440 0.50	0.083181 0.90
II	0.001227 1.51	0.000325 0.35	-0.153411 (1.13)	0.296279 1.70
III	0.001708 2.31	0.000305 0.30	0.171713 1.22	0.365503 2.25
IV	0.002296 3.96	-0.000444 (0.55)	-0.222821 (0.91)	0.226351 1.12
V	0.001986 2.60	-0.001986 (2.50)	0.038460 0.22	-0.228721 (0.80)

As diferenças dos retornos anormais nas taxas de dividendos podem ser relacionadas a diferenças sistemáticas do valor de mercado das ações. Para verificar se existe este efeito tamanho, testamos a correção de tamanho, pelo método utilizado por Keim (1985). Onde estimamos a seguinte equação

$$E(\tilde{R}_{it} - r_{ft}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \gamma_2 (d_{it} - r_{ft}) + \gamma_3 (jcp_{it} - r_{ft}) + \gamma_8 \ln(\text{Size}_{it}) \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, N \\ t = 1, 2, \dots, T \end{matrix} \quad (6.8)$$

Onde  $\text{size}_{it}$  é o valor de mercado da ação  $i$  no início do ano da data  $t$ . Os resultados são mostrados na Tabela 5-9 e na Tabela 5-8. Podemos ver que os coeficientes dos dividendos e dos juros sobre o capital próprio continuam sendo positivos e significativos.

**Tabela 5-9- Estimativas GLS para o modelo pós-impostos com variável de controle de tamanho, utilizando regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o IBX.**

Mercado: IBX

			$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_8$
Período:	01/06/1996	01/12/2002	0.001177	-0.000195	0.256860	0.248807	-0.000099
	estatística-t		1.60	-0.51	4.97	4.96	-1.61
Período:	01/06/1996	01/12/1998	-0.001047	0.001132	0.400460	0.286557	-0.000080
	estatística-t		-0.99	1.81	4.71	3.95	-0.93
Período:	01/01/1999	01/12/2002	0.004028	-0.000170	0.102604	0.179173	-0.000249
	estatística-t		3.81	-0.37	1.68	2.58	-2.80
Período:	01/03/1999	01/12/2002	0.002719	0.001128	0.058998	0.231158	-0.000262
	estatística-t		2.95	4.56	1.42	3.49	-3.60

**Tabela 5-10- Estimativas GLS para o modelo pós-impostos com variável de controle de tamanho, utilizando regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o Ibovespa.**

Mercado: Ibovespa

			$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_8$
Período:	01/01/1996	01/12/2002	0.001072	-0.000245	0.246809	0.251234	-0.000085
	estatística t		1.51	-0.59	5.24	5.05	-1.44
Período:	01/01/1996	01/12/1998	-0.000818	0.000339	0.326253	0.283366	-0.000033
	estatística t		-0.84	0.53	4.71	4.03	-0.41
Período:	01/01/1999	01/12/2002	0.004014	-0.000117	0.102809	0.183173	-0.000250
	estatística t		3.82	-0.23	1.70	2.63	-2.86
Período:	01/03/1999	01/12/2002	0.002686	0.001318	0.059879	0.231441	-0.000258
	estatística t		2.92	4.62	1.44	3.50	-3.56

Verificamos na Tabela 5-9 e na Tabela 5-10 que o coeficiente da variável de controle do valor de mercado é significativa e negativo, corroborando com a idéia

de que empresas de valor de mercado menor, têm retornos consistentemente maiores.

Para corrigir este problema utilizamos a metodologia de Cristie(1990), onde utilizamos um modelo de excesso de retorno corrigido pelo valor de mercado da empresa. Ou seja, em cada ano, nós separamos as ações em quintis ordenando-os pelo valor de mercado. Devido ao pequeno número de empresas não criamos os quintis de taxa de dividendo para cada quintil de valor de mercado. Então, o valor esperado do excesso de retorno da ação  $i$  é dado pela média do retorno diário de todas as ações que estão no mesmo decil. Mais especificamente, os retornos esperados para as ações nos quintis de tamanho  $S_j$  ( $j=1, \dots, 10$ ) são calculados como

$$E(R_{i,t} | S_j) = \sum_{i=1}^{N_j} \frac{R_{i,t} | S_j}{N_j} \quad (6.9)$$

onde  $N_j$  é o número de ações no quintil  $j$ . O excesso de retorno é estimado pela comparação do retorno realizado contra seu valor esperado.

Os resultados são mostrados utilizando como *proxy* de mercado, o IBX e o Ibovespa nas tabelas abaixo.

**Tabela 5-11- Estimativas GLS para o modelo pós-impostos com retornos ajustado ao tamanho, utilizando regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o IBX .**

			$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$
Período:	jun/96	dez/02	-0.001000	0.000668	0.258596	0.231829
	estatística t		-4.38	2.40	5.62	5.07
Período:	jan/95	dez/98	-0.001331	0.001150	0.311365	0.297816
	estatística t		-3.74	2.63	4.37	4.57
Período:	jan/99	dez/02	-0.000912	0.000495	0.195652	0.141066
	estatística t		-3.21	1.43	3.35	2.23
Período:	mar/99	dez/02	-0.000911	0.000485	0.228530	0.165700
	estatística t		-3.29	1.44	3.95	2.71

**Tabela 5-12 - Estimativas GLS para o modelo pós-impostos com retornos ajustado ao tamanho, utilizando regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o Ibovespa.**

			$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$
Período:	jun/96	dez/02	-0.000827	0.000627	0.301913	0.236536
	estatística t		-4.31	2.26	7.66	5.23
Período:	jan/95	dez/98	-0.000940	0.000903	0.370167	0.302795
	estatística t		-3.64	2.38	7.06	4.80
Período:	jan/99	dez/02	-0.000877	0.000545	0.192951	0.147603
	estatística t		-3.18	1.39	3.34	2.32
Período:	mar/99	dez/02	-0.000860	0.000499	0.224679	0.167476
	estatística t		-3.21	1.31	3.94	2.74

Podemos ver pelos resultados que os valores ficaram mais significantes para todas as variáveis quando corrigidos pelo valor de mercado. Consistente com a aversão à risco do investidor,  $\gamma_1$  é significativo e positivo ao nível de 5% e 1% para os todos períodos estudados, com o índice de mercado sendo o IBX e Ibovespa. Observamos que o coeficiente de excesso de retorno da taxa de dividendo,  $\gamma_2$ , e do juros sobre o capital próprio é positivo e é significativo ao nível de 5,0% e de 1,0% .

Replicamos o estudo do efeito clientela com o ajuste para tamanho na Tabela 5-13. Com o ajuste por tamanho deixamos de observar que o  $\gamma_0$  é positivo e significativo para o primeiro quintil, indicando que o retorno anormal se deve ao efeito tamanho. Também não observamos nenhuma relação linear dos coeficientes de taxa de dividendo e de juro sobre o capital próprio.

**Tabela 5-13 - Estimativas GLS para o modelo pós-impostos testando do efeito clientela sobre 5 grupos ordenado pela taxa de dividendo, com retorno ajustado ao tamanho, utilizando regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o IBX. Período: jun 96/dez 01**

Mercado: Período:	IBX			
	jun/96	dez/01		
	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$
I	-0.00035	0.00031	0.08910	0.24887
(Maior Taxa de Dividendo)	-0.52	0.31	1.22	3.83
II	-0.00095	0.00022	0.31064	0.51235
	-1.91	0.35	3.39	3.83
III	-0.00175	0.00133	0.10055	0.13514
	-3.34	1.94	0.88	1.19
IV	-0.00115	0.00079	0.51132	0.06547
	-2.42	1.31	3.07	0.59
V	-0.00053	0.00008	0.53687	0.28236
(Menor Taxa de Dividendo)	-0.78	0.09	3.82	1.27

Os valores significantes e positivos dos coeficientes  $\gamma_2$  e  $\gamma_3$  podem ser devidos somente a informação contida no anúncio do dividendo, para testar o efeito de impostos, devemos retirar todas as observações de dividendos e juros sobre o capital próprio que incorporam a informação do anúncio do dividendo. A Figura 5-3, Figura 5-4 e a Figura 5-5 mostram o número de dias depois do anúncio em que o ação ficou ex-dividendo. Apesar de usarmos dados diários, temos o conflito do efeito informacional do dividendo, devido a grande parte dos anúncios de dividendos ocorrem no mesmo dia em que ficam ex-dividendo, como se pode ver na Figura 6-3.

Figura 5-3 - Histograma do número de dias após o anúncio do juro sobre o capital próprio em que a ação se torna ex. Período: jan 96/dez 98

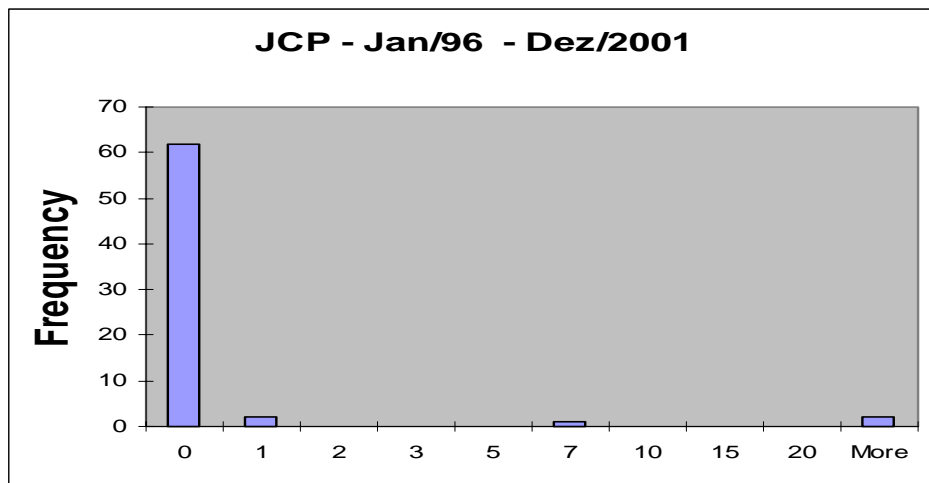


Figura 5-4- Histograma do número de dias após o anúncio do juro sobre o capital próprio em que a ação se torna ex. Período: jan 99/dez 01

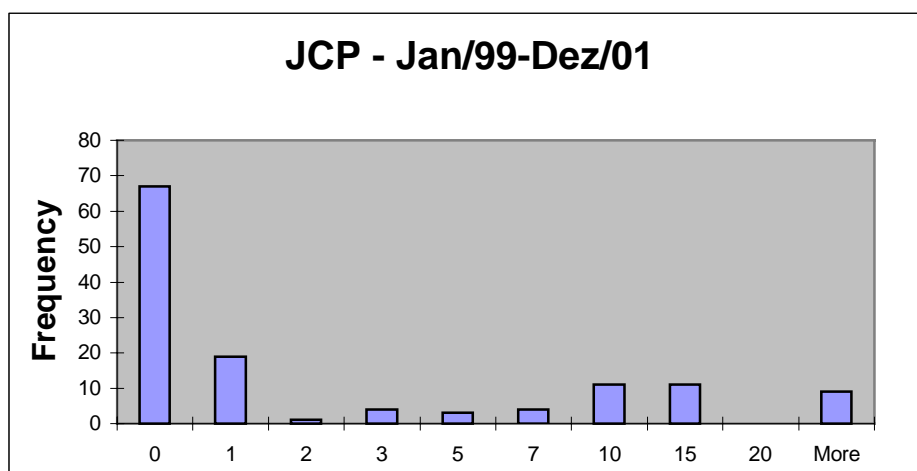
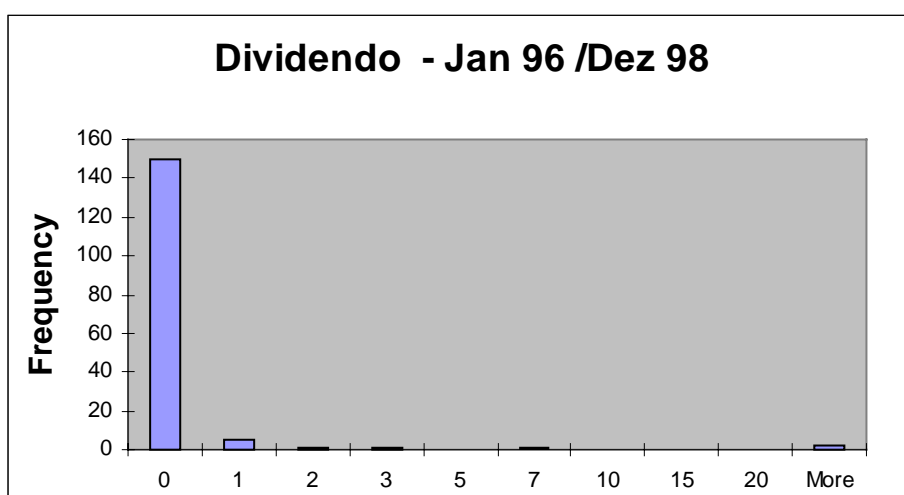
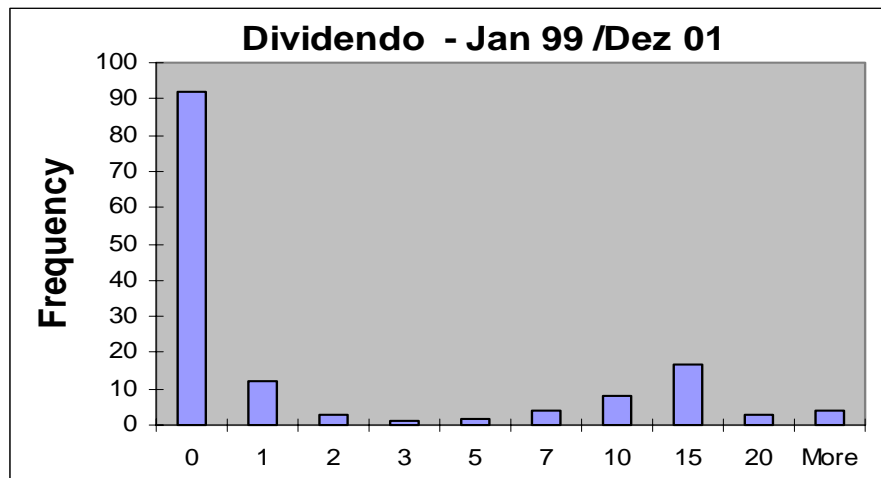


Figura 5-5 - Histograma do número de dias após o anúncio do dividendo em que a ação se torna ex. Período: jan 96/dez 98



**Figura 5-6 - Histograma do número de dias após o anúncio do dividendo em que a ação se torna ex. Período: jan 99/dez 01**



Alguns estudos como Frank e Jagannathan(1998) e Bali e Hite(1998) encontraram que estes resultados se devem a fricções de mercado, como o *spread* de compra e venda devido aos “formadores de mercado” (*market makers*) e o valor da variação mínima de negociação. No mercado brasileiro de ações não existem especialistas ou “formadores de mercado”, e conseqüentemente não existe o problema de *spread* de compra e venda na Bovespa. O custo de operações de curto prazo se reduz muito sem a existência dos *spreads* dos formadores de mercado. A segunda fricção de mercado é o arredondamento dos preços devido ao valor do dividendo ser pequeno. O mercado acionário Brasileiro tem este problema reduzido significativamente, pois as ações podem variar de centavo em centavo, e em muitos casos as ações são negociadas em lotes de 1000 ações. Podemos verificar pelas tabelas abaixo que menos de 30% dos dividendos e juros sobre o capital próprio são menores de 10 centavos, implicando num valor menor que 5% do provento em dinheiro como arredondamento. Na Tabela 5-16 somamos os proventos das duas espécies quando foram provisionados no mesmo dia, e podemos observar que 75% das observações são maiores de 10 centavos.



**Tabela 5-14 – Frequência de distribuição do valor do juros sobre o capital próprio distribuído**

<i>Valor</i>	<i>Frequência</i>	<i>Acumulado %</i>
0.03	20	8.73%
0.06	15	15.28%
0.09	18	23.14%
0.12	11	27.95%
0.15	6	30.57%
0.20	9	34.50%
0.25	11	39.30%
0.30	4	41.05%
0.40	11	45.85%
0.50	15	52.40%
0.60	6	55.02%
0.70	7	58.08%
0.80	11	62.88%
0.90	5	65.07%
1.00	6	67.69%
>1.00	74	100.00%

**Tabela 5-15 - Frequência de distribuição do valor do dividendo distribuído**

<i>Valor</i>	<i>Frequência</i>	<i>Acumulado %</i>
0.03	85	19.86%
0.06	20	24.53%
0.09	12	27.34%
0.12	18	31.54%
0.15	13	34.58%
0.20	22	39.72%
0.25	18	43.93%
0.30	14	47.20%
0.40	13	50.23%
0.50	13	53.27%
0.60	15	56.78%
0.70	11	59.35%
0.80	5	60.51%
0.90	8	62.38%
1.00	5	63.55%
>1.00	156	100.00%

**Tabela 5-16 - Frequência de distribuição do valor do dividendo e do juros sobre o capital próprio distribuído**

<i>Valor</i>	<i>Frequência</i>	<i>Acumulado %</i>
0.03	81	14.06%
0.06	34	19.97%
0.09	25	24.31%
0.12	23	28.30%
0.15	17	31.25%
0.20	26	35.76%
0.25	27	40.45%
0.30	15	43.06%
0.40	18	46.18%
0.50	22	50.00%
0.60	15	52.60%
0.70	17	55.56%
0.80	10	57.29%
0.90	17	60.24%
1.00	12	62.33%
>1.00	217	100.00%

Para evitar os problemas acima citados, refizemos a regressão da equação (6.3) e seus resultados estão na Tabela 5-17. Para reduzir o efeito informação retiramos:

- (i) Todos os dividendos em que o anuncio é feito no mesmo dia em que a ação fica ex-dividendo,
- (ii) O dividendo é menor que 0,5% do preço da ação.

Podemos ver que o coeficiente dos juros sobre capital próprio continua significativa ao nível de 1% enquanto o coeficiente de dividendos se torna significativa ao nível de 20%.

**Tabela 5-17 - Estimativas GLS para o modelo pós-impostos com retornos ajustado ao tamanho, dividendos e juros sobre o capital próprio ajustados, utilizando regressão cross sectional e de séries temporais em painel, utilizando como mercado o Ibovespa.**

Período:	jun/96	dez/01			
		$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$
Coeficiente		-0.00095	0.00065	0.14433	0.28818
estatística t		-4.17	2.32	1.29	2.75