

4

ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Neste capítulo são apresentados e analisados os resultados das estimações dos modelos de investimento tendo por objetivo testar as hipóteses de pesquisa. Inicialmente, na primeira seção, são comentados os resultados obtidos para toda a amostra. Nas seções posteriores são apresentados e analisados os resultados para cada tipo de segmentação da amostra segundo as características e indicadores financeiros mencionados no item 3.3.2.

4.1.

Análise dos resultados para a amostra completa

O objetivo desta seção é testar a validade da Hipótese 1, qual seja, as empresas brasileiras de capital aberto, listadas em bolsa de valores, enfrentaram restrições financeiras no seu processo de decisão de investimentos em ativos fixos no período 1995 a 2003. Para tanto, aplica-se a toda a amostra a metodologia de teste de restrições financeiras descrita em 3.3.2.

Inicialmente, apresenta-se, no Quadro 14, estatísticas descritivas das variáveis da equação básica de investimento utilizada na pesquisa, conforme expressa em (40).

Quadro 14 - Estatísticas descritivas das variáveis da equação de regressão – Amostra completa			
	I / K	RI / K	CG / K
Mean	0,0591	0,0805	0,0120
Median	0,0445	0,0805	0,0117
Maximum	0,6480	0,9290	1,2046
Minimum	0,0000	-0,7186	-0,7331
Std. Dev.	0,0571	0,1045	0,1005
Observations	1.440	1.440	1.440
Cross sections	160	160	160

Observa-se que o investimento bruto em capital fixo representou, na média, 5,9% do total do estoque de capital, enquanto a geração interna correspondeu a 8,1% do estoque total.

O coeficiente de correlação entre as variáveis explanatórias (RI / K) e (CG / K), no valor de $-0,4631$, indica uma relação expressiva e negativa entre geração interna de recursos e variação de capital de giro. Esta correlação não representa, no entanto, risco de multicolinearidade haja vista que o Fator de Inflação de Variância (VIF), no valor de $1,27$ está em patamar bem inferior ao limite de $5,0$.

O Quadro 15 apresenta os resultados da estimação dos parâmetros do modelo de investimento efetuada por meio da técnica de regressão em painel pelo método dos efeitos fixos no *software e-Views*.

Quadro 15 – Estimação do modelo de investimento – Amostra completa				
Modelo: $(I / K)_{it} = b1*(RI / K)_{it} + b2*(CG / K)_{it} + FE_i + erro_{it}$				
Variable	Coefficient	Std error	t-Statistic	Prob.
RI?	0,1143	0,0142	8,0539	0,0000
CG?	-0,0793	0,0127	-6,2252	0,0000
R-squared	0,5328			
Adjusted R-squared	0,4739			
F-statistic	1457,1980			
Prob (F-statistic)	0,0000			
Durbin-Watson stat	1,6048			
Obs.: A regressão foi estimada pelo método dos efeitos fixos; os coeficientes (interceptos) de efeitos fixos por empresa (FE_i) não foram reportados.				

Os coeficientes de determinação, simples e ajustado, apresentaram valores expressivos, $53,3\%$ e $47,4\%$ respectivamente, enquanto o *p-value* nulo associado à estatística F permite rejeitar a hipótese nula de coeficientes dos regressores iguais a zero, o que mostra a utilidade da regressão. No nível de significância de 5% , o valor da estatística de Durbin-Watson ficou situado na zona de indecisão do teste, desautorizando qualquer conclusão a respeito da presença de autocorrelação serial do erro.

Os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) se mostraram estatisticamente significativos (*p-value* zero) e foram estimados com os sinais esperados, quais sejam, positivo e negativo, respectivamente.

Com a finalidade de comparar os resultados do modelo básico de pesquisa, expresso pela equação (40), com uma especificação alternativa, foi também estimado o modelo de investimento expresso pela equação (41), abaixo reproduzido.

$$(I/K)_{jt} = \beta_1(RI/K)_{jt} + \beta_2(S/K)_{jt} + \beta_3(\Delta CG/K)_{jt} + \beta_j + u_{jt}$$

I_{jt} : representada pela rubrica da DOAR indicativa do Aumento do Ativo Imobilizado.

RI_{jt} : representada pela rubrica da DOAR indicativa de Recursos Gerados pelas Operações.

S_{jt} : representada pela rubrica Receita Líquida extraída da Demonstração de Resultado.

ΔCG_{jt} : representada pela rubrica da DOAR indicativa da Variação do Capital Circulante Líquido.

K_{jt} : representada pela conta de Ativo Total extraída do Balanço Patrimonial.

O modelo alternativo acima exposto consiste na inclusão da variável representativa de vendas no modelo (40). Conforme se viu na revisão da literatura (seção 2.7.2), a inclusão de variáveis de vendas em modelos de investimento sob restrições financeiras sustenta-se no princípio da aceleração pelo qual a demanda por investimento responde às variações nas vendas. O uso de modelos de investimento baseados em aceleradores de vendas para testar restrições financeiras foi utilizado por FHP (1988) e Terra (2003).

O Quadro 16 apresenta a matriz de correlação entre as variáveis explanatórias da equação alternativa de investimento.

Quadro 16 – Matriz de correlação das variáveis do modelo alternativo de investimento – Amostra completa			
CORR	RI / K	S / K	CG / K
RI / K	1	-0,0921	-0,4552
S / K		1	-0,0559
CG / K			1

Os coeficientes de correlação entre as variáveis explanatórias indicam relações negativas entre todos os pares de variáveis, sendo a associação entre geração interna de recursos e variação de capital de giro a mais forte. De qualquer modo, as correlações encontradas não representam risco de

multicolinearidade pois se encontram em patamares inferiores ao limite aceitável de 0,90.

O Quadro 17 mostra os resultados da estimação dos parâmetros da regressão do modelo alternativo.

Quadro 17 – Estimação do modelo alternativo de investimento – Amostra completa				
Modelo: $(I / K)_{it} = b1*(RI / K)_{it} + b2*(S / K)_{it} + b3*(CG / K)_{it} + FE_i + erro_{it}$				
Variable	Coefficient	Std Error	t-Statistic	Prob.
RI?	0,1168	0,0142	8,2002	0,0000
S?	-0,0089	0,0047	-1,8740	0,0612
CG?	-0,0780	0,0128	-6,1169	0,0000
R-squared	0,5340			
Adjusted R-squared	0,4749			
F-statistic	731,7869			
Prob (F-statistic)	0,0000			
Durbin-Watson stat	1,6069			
Obs.: A regressão foi estimada pelo método dos efeitos fixos; os coeficientes (interceptos) de efeitos fixos por empresa (FE_i) não foram reportados.				

Os coeficientes de determinação, simples e ajustado, apresentaram valores expressivos, 53,4% e 47,5% respectivamente, e praticamente idênticos ao do modelo básico de pesquisa. Do mesmo modo que no modelo básico, o *p-value* nulo associado à estatística F permite rejeitar a hipótese nula de coeficientes dos regressores iguais a zero, mostrando a significância global da regressão. No nível de significância de 5%, a estatística de Durbin-Watson, caiu na região de indecisão do teste, não permitindo qualquer conclusão a respeito da presença de autocorrelação serial.

Os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) são estatisticamente significativos (*p-value* igual a zero) e foram estimados com os sinais esperados, quais sejam, positivo e negativo, respectivamente. Por outro lado, o coeficiente da receita líquida (S / K) mostrou-se significativo apenas a 6,12% e o sinal negativo parece contrariar a expectativa teórica do acelerador de vendas.

Ao comparar os resultados do modelo alternativo com o modelo básico de pesquisa, constata-se que a inclusão da variável representativa de vendas na equação de investimento não modificou os valores dos coeficientes da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K).

O Quadro 18 reapresenta, de modo consolidado, os coeficientes de (RI / K) e de (CG / K) no modelo básico de pesquisa (Modelo 1 – M1) e no modelo alternativo (Modelo 2 – M2).

Quadro 18 – Coeficientes estimados de (RI / K) e de (CG / K) – Modelos básico e alternativo		
Modelos de regressão	RI / K	CG / K
M1: $(I/K)_{it} = b1*(RI/K)_{it} + b2*(CG/K)_{it} + FE_i + erro_{it}$	0,1143	-0,0793
M2: $(I/K)_{it} = b1*(RI/K)_{it} + b2*(S/K)_{it} + b3*(CG/K)_{it} + FE_i + erro_{it}$	0,1168	-0,0780

O teste apresentado a seguir verifica se os coeficientes de (RI / K) e de (CG / K) nos dois modelos são estatisticamente iguais como se supõe que sejam.

Seja $\hat{\beta}_1$ o coeficiente estimado e β_1 o coeficiente populacional de (RI / K)

no modelo 1. Considere-se então as seguintes hipóteses:

$$H_0: \beta_1 = 0,116788.$$

$$H_a: \beta_1 \neq 0,116788.$$

A estatística de teste é calculada como segue:

$$t = \frac{\hat{\beta}_1 - 0,11678}{SE(\hat{\beta}_1)} = \frac{0,114329 - 0,116788}{0,0142} = -0,173169.$$

Para $\alpha = 0,05$ e 1.277 graus de liberdade⁷² encontramos os valores críticos (teste bi-caudal) de $t^* = \pm 1,960$. Como $\hat{t} = -0,173$, o teste falha em rejeitar a hipótese nula. Assim, concluímos pela igualdade dos coeficientes de (RI / K) no modelo básico e no modelo alternativo.

Em relação ao coeficiente de (CG / K), após aplicar procedimento equivalente ao mesmo nível de significância, constatou-se que o teste falhou em rejeitar a hipótese nula de igualdade dos coeficientes de (CG / K) no modelo básico e no modelo alternativo.

Desse modo, com base na comparação dos resultados dos modelos básico e alternativo, é razoável considerar irrelevante a inclusão da variável representativa de vendas no modelo de investimento com o objetivo de testar a hipótese de restrição financeira.

Retornando à análise dos resultados do modelo básico de pesquisa, apresentados no Quadro 15, observa-se que os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) foram estimados com os sinais esperados, quais sejam, positivo e negativo, respectivamente.

Assim, os resultados encontrados permitem aceitar a Hipótese 1 pela qual se postulou que as empresas brasileiras de capital aberto, listadas em bolsa de valores, enfrentaram restrições financeiras no seu processo de decisão de investimentos em ativos fixos no período 1995 a 2003.

É interessante notar que os resultados aqui encontrados estão em sintonia com os resultados do estudo de Terra (2003). Mesmo considerando as diferenças entre amostras⁷³ e de modelos de investimento⁷⁴, ambos os estudos

⁷² $(n - k)$ graus de liberdade, onde $n = 1.440$ observações e k (parâmetros estimados) = 160 (interceptos de efeitos fixos) + 3 (coeficientes de variáveis explanatórias). Quando os graus de liberdade superam 100, a distribuição t tende à distribuição normal padronizada.

⁷³ Recapitulando, este trabalho utilizou um painel de 160 empresas abertas brasileiras, listadas em bolsas de valores, ao longo do período 1995 a 2003, enquanto Terra (2003) adotou um painel de dados de 468 firmas brasileiras, ao longo do período 1986 a 1997.

⁷⁴ Novamente recapitulando, nesta pesquisa foi adotado o modelo expresso em (40) e Terra (2003) trabalhou com um modelo de investimento baseado no acelerador de vendas com defasagem temporal, conforme equação (38).

permitiram concluir que as decisões de investimento de empresas brasileiras são afetadas por restrições financeiras no acesso a fontes externas de financiamento.

4.2.

Análise dos resultados para a amostra segmentada por tamanho

O objetivo desta seção é testar a validade da Hipótese 2, qual seja, entre as empresas de capital aberto listadas em bolsas de valores, as empresas menores sofreram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que as maiores.

Conforme visto no item 3.3.2, o tamanho das empresas da amostra foi medido pelo logaritmo natural da média do Ativo Total, extraído a cada ano do Balanço Patrimonial de cada firma da amostra, e também pelo logaritmo natural da média da Receita Operacional Líquida, extraída a cada ano da Demonstração de Resultados de cada firma da amostra. Considerando, entretanto, que a correlação entre estes indicadores de tamanho é bastante elevada - 0,92 (vide Quadro 12) -, apenas o ativo total foi utilizado como indicador de tamanho das firmas.

Após ordenar a amostra ascendentemente pelo logaritmo natural da média do ativo total, as sessenta e quatro firmas situadas até o quarto decil (inclusive) foram consideradas “menores” enquanto as sessenta e quatro “maiores” estavam localizadas a partir do sétimo decil (inclusive). As trinta e duas empresas de tamanho intermediário, situadas no quinto e sexto decil, foram desconsideradas. O **Anexo 7.10** relaciona as empresas incluídas nos segmentos de menores e de maiores.

O Quadro 19 apresenta estatísticas descritivas das variáveis da equação de investimento para os segmentos formados pelas menores e maiores empresas da amostra.

Quadro 19 - Estatísticas descritivas das variáveis da equação de regressão – Menores e maiores empresas

	Menores empresas			Maiores empresas		
	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K
Mean	0,0527	0,0760	0,0133	0,0672	0,0911	0,0077
Median	0,0362	0,0808	0,0162	0,0529	0,0842	0,0037
Maximum	0,6480	0,9290	1,2046	0,3779	0,5677	0,4134
Minimum	0,0001	-0,7186	-0,7331	0,0000	-0,6840	-0,3184
Std. Dev.	0,0632	0,1307	0,1160	0,0554	0,0821	0,0871
Observations	576	576	576	576	576	576
Cross sections	64	64	64	64	64	64

Observa-se que o investimento bruto médio em capital fixo e a geração interna de recursos, ambos como proporção do estoque de capital, foram superiores no segmento das maiores empresas. Ou seja, empresas maiores parecem investir proporcionalmente mais que empresas menores.

O coeficiente de correlação entre as variáveis explanatórias (RI / K) e (CG / K) foi -0,5298 entre as menores empresas e -0,3690 entre as maiores, indicando uma relação negativa entre geração interna de recursos e variação de capital de giro. A correlação mostrou-se expressiva entre as menores empresas mas tal fato não representa risco de multicolinearidade.

O Quadro 20 apresenta os resultados da estimação dos parâmetros do modelo de investimento efetuada por meio da técnica de regressão em painel pelo método dos efeitos fixos no *software e-Views*.

Quadro 20 - Estimação do modelo de investimento – Amostra segmentada por tamanho de empresa

Variable		Menores	Maiores
RI / K	Coefficient	0,1174	0,0780
	Std. Error	0,0190	0,0286
	t-Statistic	6,1894	2,7252
	Prob.	0,0000	0,0066
CG / K	Coefficient	-0,0740	-0,1226
	Std. Error	0,0190	0,0222
	t-Statistic	-3,9043	-5,5156

	Prob.	0,0001	0,0000
R-squared		0,5935	0,4928
Adjusted R-squared		0,5417	0,4281
F-statistic		744,60	495,45
Prob (F-statistic)		0,0000	0,0000
Durbin-Watson stat		1,6625	1,6118
Obs.: A regressão foi estimada pelo método dos efeitos fixos; os coeficientes (interceptos) de efeitos fixos por empresa (FE _i) não foram reportados.			

Os coeficientes de determinação, simples e ajustado, apresentaram valores mais expressivos no segmento de menores empresas, enquanto os *p-values* nulos associados às estatísticas F's de ambos os segmentos da amostra permitem rejeitar as hipóteses nulas de coeficientes dos regressores iguais a zero, o que mostra as significâncias globais das regressões. No nível de significância de 5%, os valores das estatísticas de Durbin-Watson ficaram situados na zona de indecisão do teste, não permitindo qualquer conclusão a respeito da presença de autocorrelação serial.

Tanto entre as menores quanto entre as maiores empresas, os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) se mostraram estatisticamente significativos (*p-value* zero), tendo sido estimados com os sinais esperados positivo e negativo, respectivamente, sugerindo a presença de restrições financeiras aos investimentos tanto de empresas de menor quanto de maior porte.

Além de sustentar que ambos os segmentos estiveram submetidos a restrições financeiras, a Hipótese 2 postula, adicionalmente, que entre as empresas de capital aberto, listadas em bolsas de valores, as companhias menores sofreram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que as maiores. Para confirmar tal hipótese, é necessário que o coeficiente de (RI / K) no segmento de menores empresas seja superior ao mesmo coeficiente no grupo de maiores empresas. O teste apresentado a seguir verifica se o coeficiente de (RI / K) de menores empresas é estatisticamente superior ao de maiores empresas.

Seja $\hat{\beta}_1$ o coeficiente estimado e β_1 o coeficiente populacional de (RI / K)

no segmento de empresas menores. Considere-se então as seguintes hipóteses:

$$H_0 : \beta_1 \leq 0,0780.$$

$$H_a : \beta_1 > 0,0780.$$

A estatística de teste é calculada como segue:

$$t = \frac{\hat{\beta}_1 - 0,0780}{SE(\hat{\beta}_1)} = \frac{0,1174 - 0,0780}{0,0190} = 2,0737 \text{ (p-value = 1,9\%).}$$

Para $\alpha = 0,05$ e 510 graus de liberdade⁷⁵ encontramos o valor crítico (teste uni-caudal, cauda à direita) de $t^* = 1,645$. Como $\hat{t} > t^*$, o teste rejeita a hipótese nula. Assim, é possível concluir que o coeficiente de (RI / K) no modelo de regressão estimado para o segmento de empresas menores é superior ao do segmento de maiores empresas.

Em síntese, observa-se que os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) foram estimados com os respectivos sinais esperados, positivo e negativo, e o coeficiente de (RI / K) das empresas menores é superior, no nível de significância de 5%, ao coeficiente de (RI / K) das empresas maiores, o que permite aceitar a Hipótese 2 estabelecendo que entre as empresas de capital aberto, listadas em bolsas de valores, as empresas menores sofreram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que as maiores.

⁷⁵ (n – k) graus de liberdade, onde n = 576 observações e k (parâmetros estimados) = 64 (interceptos de efeitos fixos) + 2 (coeficientes de variáveis explanatórias). Quando os graus de liberdade superam 100, a distribuição t tende à distribuição normal padronizada.

A propósito de tal conclusão, cabem, entretanto, algumas considerações adicionais. Conforme já comentado no item 2.8, o tamanho da empresa constitui um dos critérios mais usados de segmentação de amostra em testes de restrições financeiras ao investimento (Schiantarelli, 1996, p. 82). Ainda segundo o mesmo autor (1996, p. 82), empresas maiores são, em tese, menos propensas a sofrer restrições financeiras que empresas menores devido à maior probabilidade destas últimas estarem submetidas a fatores de risco não sistemáticos, elevando o retorno requerido por provedores externos de capital, argumentação que sustentou a construção da Hipótese 2 desta pesquisa. Além disso, também de acordo com Schiantarelli (1996, p. 82), o tamanho da firma é positivamente correlacionado com a idade, permitindo a formação de um histórico de dados que reduz o custo de informação para provedores externos de recursos. Carpenter e Petersen (2002, p. 299) confirmaram este entendimento na medida em que consideraram que custos de informação assimétrica parecem ser mais elevados para pequenas empresas.

No entanto, em que pesem os argumentos teóricos, os resultados relatados na literatura são algo contraditórios.

Os resultados obtidos por Devereux e Schiantarelli (1990), por exemplo, indicaram que a sensibilidade do investimento de grandes empresas ao fluxo de caixa entre grandes empresas foi superior ao de pequenas firmas, ainda que o fluxo de caixa tenha se mostrado significativamente relacionado ao investimento para o conjunto de empresas. Por outro lado, no mesmo trabalho, os autores também constataram que os efeitos do fluxo de caixa sobre o investimento foram superiores em empresas novas, confirmando o que se esperava a respeito da relação entre grau de restrições financeiras e idade das empresas.

Os resultados de Terra (2003) sobre a intensidade das restrições financeiras segundo o tamanho da empresa foram duvidosos. Inicialmente, os coeficientes dos fluxos de caixa se mostraram significativos e positivos para pequenas e grandes empresas, mas a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa foi um pouco superior em grandes empresas. Uma vez que tal conclusão contrariava a expectativa teórica, Terra (2003) estimou um modelo de investimento com outra especificação, obtendo resultados (Terra, 2003, p. 455) que mostraram que a diferença anterior não era estatisticamente significativa.

Na outra ponta do debate empírico, os resultados de Gertler e Gilchrist (1994) e Carpenter e Petersen (2002), entre outros autores, confirmam a correlação negativa entre o grau de restrição financeira e o tamanho da empresa, atestando, portanto, a expectativa teórica.

É interessante analisar as relações entre tamanho das empresas e alguns indicadores financeiros. O Quadro 21 mostra os indicadores financeiros de rentabilidade média (medido pelo Retorno sobre Patrimônio Líquido médio) e de endividamento médio (medido pela média da Dívida Financeira Total / Ativo Total) na amostra segmentada por tamanho de empresa.

Quadro 21 – Indicadores financeiros – Amostra segmentada por tamanho de empresa		
	Menores empresas	Maiores empresas
Rentabilidade Média	-6,1%	4,7%
Endividamento Médio	17,3%	28,6%

O índice de endividamento médio foi 17,3% entre as empresas menores e 28,6% entre as firmas maiores, sugerindo que estas últimas efetivamente obtiveram, em média, maior acesso ao crédito e, por conseguinte, sofreram menores restrições financeiras. A rentabilidade média das menores empresas foi -6,1%, enquanto entre as maiores chegou a 4,7%, sugerindo que melhor rentabilidade provavelmente é compreendida como significando menor risco financeiro e, portanto, a menor restrição financeira.

4.3.

Análise dos resultados para a amostra segmentada pelo coeficiente de distribuição de dividendos

O objetivo desta seção é testar a validade da Hipótese 3, qual seja, entre as empresas de capital aberto listadas em bolsas de valores, empresas que apresentaram maiores quocientes de retenção de lucro (ou menores coeficientes de distribuição de dividendos) enfrentaram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que empresas com menores quocientes de retenção (ou maiores coeficientes de distribuição de dividendos).

De acordo com o item 3.3.2, o coeficiente de distribuição de dividendos foi representado pela média do indicador *Dividend Payout Ratio (DPO)*, extraído a cada ano e para cada firma da amostra da base de dados Económica.

Após ordenar a amostra ascendentemente pelo DPO, as sessenta e quatro firmas situadas até o quarto decil (inclusive) foram alocadas ao segmento das “menores distribuidoras de dividendos” enquanto as sessenta e quatro “maiores distribuidoras de dividendos” foram aquelas localizadas a partir do sétimo decil (inclusive). As trinta e duas empresas na faixa intermediária, situadas no quinto e sexto decil, foram desconsideradas. O **Anexo 7.11** relaciona as empresas incluídas nos segmentos de menores e de maiores coeficientes de distribuição de dividendos.

O Quadro 22 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis da equação de investimento para os segmentos formados pelas empresas de menores e maiores DPO's.

Quadro 22 - Estatísticas descritivas das variáveis da equação de regressão – Menores e maiores coeficientes de distribuição de dividendos						
	Menores DPO's			Maiores DPO's		
	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K
Mean	0,0544	0,0505	0,0060	0,0619	0,1072	0,0151
Median	0,0404	0,0487	0,0047	0,0488	0,0948	0,0144
Maximum	0,6480	0,9290	0,5979	0,3779	0,5677	0,4619
Minimum	0,0001	-0,7186	-0,7331	0,0001	-0,1471	-0,3331
Std. Dev.	0,0626	0,1227	0,1074	0,0537	0,0797	0,0820
Observations	576	576	576	576	576	576
Cross sections	64	64	64	64	64	64

Constata-se que os valores médios de (I / K) e de (RI / K) foram superiores no segmento de empresas de maiores DPO's. Ou seja, no período 1995 a 2003, empresas que pagaram mais dividendos em média investiram mais e geraram mais recursos internos.

Entre as empresas de menores DPO's, o coeficiente de correlação entre as variáveis explanatórias (RI / K) e (CG / K) foi -0,4307, enquanto entre no segmento de maiores DPO's a correlação foi -0,3946, indicando uma relação

negativa entre geração interna de recursos e variação de capital de giro, mas sem configurar problema de multicolinearidade.

O Quadro 23 apresenta os resultados da estimação dos parâmetros do modelo de investimento efetuada por meio da técnica de regressão em painel pelo método dos efeitos fixos no *software e-Views*.

Quadro 23 - Estimação do modelo de investimento – Amostra segmentada por coeficiente de distribuição de dividendos			
Variable		Menores DPO's	Maiores DPO's
RI / K	Coefficient	0,1155	0,0828
	Std. Error	0,0190	0,0269
	t-Statistic	6,0952	3,0722
	Prob.	0,0000	0,0022
CG / K	Coefficient	-0,0704	-0,0951
	Std. Error	0,0197	0,0218
	t-Statistic	-3,5669	-4,3588
	Prob.	0,0004	0,0000
R-squared		0,5595	0,5543
Adjusted R-squared		0,5034	0,4975
F-statistic		647,82	634,33
Prob (F-statistic)		0,0000	0,0000
Durbin-Watson stat		1,6703	1,6020
Obs.: A regressão foi estimada pelo método dos efeitos fixos; os coeficientes (interceptos) de efeitos fixos por empresa (FEi) não foram reportados.			

Os coeficientes de determinação, simples e ajustado, apresentaram valores expressivos e muito próximos entre os segmentos. Os *p-values* nulos associados às estatísticas F's de ambos os segmentos da amostra permitem rejeitar as hipóteses nulas pelas quais os coeficientes dos regressores são iguais a zero, o que mostra as significâncias globais das regressões. No nível de significância de 5%, os valores das estatísticas de Durbin-Watson, para ambos os segmentos, ficaram localizados na região de indecisão quanto à hipótese de autocorrelação.

Tanto entre as empresas de menores DPO's quanto entre os maiores DPO's, os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de

recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) se mostraram estatisticamente significativos (*p-value* zero). Ademais, os coeficientes de (RI / K) e de (CG / K) foram estimados com os sinais esperados, quais sejam, positivo e negativo respectivamente, indicando a presença de restrições financeiras ao investimento tanto em empresas com menores coeficientes de distribuição de dividendos quanto entre as maiores.

Como vimos, a Hipótese 3 supõe que, entre as empresas de capital aberto, listadas em bolsas de valores, companhias com maiores quocientes de retenção de lucro sofreram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que firmas com menores taxas de retenção de lucro. Para confirmar tal hipótese, é necessário que o coeficiente de (RI / K) no segmento de empresas com maiores DPO's seja superior ao mesmo coeficiente no grupo de firmas com menores DPO's.

Aplicando o mesmo procedimento de teste de diferença de coeficientes utilizado anteriormente, a hipótese nula $H_0 : \beta_1 \leq 0,0828$ é rejeitada no nível de significância de 4,3%. Assim, o coeficiente de (RI / K) no modelo de regressão estimado para o segmento de empresas com menores coeficientes de distribuição de dividendos se mostrou estatisticamente superior ao do segmento de firmas com maiores DPO's.

Desse modo, os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) foram estimados com os sinais esperados, respectivamente positivo e negativo, assim como o coeficiente de (RI / K) das empresas do segmento de menores DPO's foi superior, no nível de significância de 4,3%, ao coeficiente de (RI / K) das empresas com maiores DPO's.

Por conseguinte, é aceita a Hipótese 3, pela qual se postulou que, entre as empresas de capital aberto, listadas em bolsas de valores, as empresas com maiores taxas de retenção de lucro enfrentaram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que as firmas que praticaram menores quocientes de retenção de lucro.

Como visto, a Hipótese 3 exprime a hipótese básica de FHP (1988) aplicada a uma amostra de empresas brasileiras. Segundo FHP (1988, p. 158), firmas que enfrentam maiores desvantagens de custo de financiamento externo procuram reter maiores parcelas dos lucros para financiamento dos investimentos, distribuindo, portanto, menos dividendos.

Os testes realizados por FHP (1988) utilizaram uma amostra formada por 422 empresas industriais norte-americanas que tiveram crescimento positivo de vendas entre 1969 e 1984. Os testes realizados para o período 1995 a 2003 confirmam tal hipótese para uma amostra de empresas brasileiras listadas em bolsas de valores.

Os mercados de capitais brasileiro e norte-americano apresentam características bem diferenciadas no que diz respeito à política de dividendos, como, por exemplo, o dividendo mínimo obrigatório de 25% do lucro para as ações preferenciais no mercado brasileiro e a maior capacidade informativa dos dividendos no mercado norte-americano. No entanto, em que pesem essas diferenças, bem como as distinções entre os critérios de formação das amostras, a presente pesquisa confirma para o mercado brasileiro o resultado obtido por FHP (1988) no mercado norte-americano, qual seja, firmas melhores pagadoras de dividendos enfrentam menores restrições financeiras aos seus investimentos que empresas que pagam menores dividendos.

4.4. Análise dos resultados para a amostra segmentada pelo índice de liquidez

O objetivo desta seção é verificar a validade da Hipótese 4, qual seja, entre as empresas de capital aberto listadas em bolsas de valores, empresas menos líquidas enfrentaram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que empresas mais líquidas.

De acordo com o item 3.3.2, o grau de liquidez financeira foi representado pela média do Índice de Liquidez Seca, extraído a cada ano e para cada firma da amostra da base de dados Economática.

Após ordenar a amostra ascendentemente pelo Índice de Liquidez Seca, as sessenta e quatro firmas situadas até o quarto decil (inclusive) foram alocadas ao segmento das “menos líquidas” enquanto as sessenta e quatro “mais líquidas” foram aquelas localizadas a partir do sétimo decil (inclusive). As trinta e duas empresas na faixa intermediária, situadas no quinto e sexto decil, foram desconsideradas. O **Anexo 7.12** relaciona as empresas incluídas nos segmentos de menor e de maior grau de liquidez.

O Quadro 24 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis da equação de investimento para os segmentos formados pelas empresas menos e mais líquidas.

Quadro 24 - Estatísticas descritivas das variáveis da equação de regressão – Menores e maiores graus de liquidez						
	Menos líquidas			Mais líquidas		
	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K
Mean	0,0671	0,0582	-0,0006	0,0518	0,1023	0,0237
Median	0,0473	0,0622	-0,0048	0,0392	0,0955	0,0239
Maximum	0,6480	0,7108	0,4935	0,3470	0,9290	0,5979
Minimum	0,0007	-0,7186	-0,2817	0,0001	-0,6840	-0,7331
Std. Dev.	0,0684	0,1155	0,0995	0,0508	0,0959	0,0929
Observations	576	576	576	576	576	576
Cross sections	64	64	64	64	64	64

Constata-se que o valor médio de (I / K) foi ligeiramente superior entre as firmas menos líquidas, enquanto (RI / K) mostrou-se significativamente superior no segmento de empresas mais líquidas. Uma vez que se espera que, em ambientes econômicos submetidos a restrições financeiras, firmas mais líquidas invistam mais, tal resultado parece, a princípio, contrariar o esperado. No entanto, não seria correto chegar a qualquer conclusão apenas com base em comparação de médias, sendo a análise de regressão o instrumento indicado para obtenção de avaliações mais precisas.

Entre as empresas menos líquidas, o coeficiente de correlação entre as variáveis explanatórias (RI / K) e (CG / K) foi -0,4690, enquanto entre no segmento de maiores DPO's a correlação foi -0,4112, indicando uma relação e

negativa entre geração interna de recursos e variação de capital de giro, mas não representando risco de multicolinearidade.

O Quadro 25 apresenta os resultados da estimação dos parâmetros do modelo de investimento efetuada por meio da técnica de regressão em painel pelo método dos efeitos fixos no *software e-Views*.

Quadro 25 - Estimação do modelo de investimento – Amostra segmentada por grau de liquidez			
Variable		Menos líquidas	Mais líquidas
RI / K	Coefficient	0,1412	0,0682
	Std. Error	0,0236	0,0209
	t-Statistic	5,9733	3,2686
	Prob.	0,0000	0,0012
CG / K	Coefficient	-0,1039	-0,0617
	Std. Error	0,0240	0,0190
	t-Statistic	-4,3231	-3,2410
	Prob.	0,0000	0,0013
R-squared		0,5500	0,5216
Adjusted R-squared		0,4926	0,4606
F-statistic		623,33	556,09
Prob (F-statistic)		0,0000	0,0000
Durbin-Watson stat		1,6815	1,5407
Obs.: A regressão foi estimada pelo método dos efeitos fixos; os coeficientes (interceptos) de efeitos fixos por empresa (FEi) não foram reportados.			

Os coeficientes de determinação, simples e ajustado, apresentaram valores expressivos e próximos entre os segmentos de baixa e elevada liquidez. Os *p-values* nulos associados às estatísticas F's de ambos os segmentos da amostra permitem rejeitar as hipóteses nulas pelas quais os coeficientes dos regressores são iguais a zero, o que mostra as significâncias globais das regressões. No nível de significância de 5%, os valores das estatísticas de Durbin-Watson, em ambos os segmentos ficaram localizados na região de indecisão quanto à hipótese de autocorrelação.

Tanto entre as empresas menos quanto entre as mais líquidas, os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K)

e da variação de capital de giro (CG / K) se mostraram estatisticamente significativos (*p-value* praticamente zero). Os coeficientes de (RI / K) e de (CG / K) foram estimados com os sinais esperados, quais sejam, positivo e negativo respectivamente, indicando a presença de restrições financeiras ao investimento tanto em empresas com menores graus de liquidez quanto entre as firmas de maior liquidez.

A Hipótese 4 supõe que, entre as empresas de capital aberto, listadas em bolsas de valores, companhias menos líquidas sofreram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que firmas mais líquidas. Para confirmar tal hipótese, é necessário que o coeficiente de (RI / K) no segmento de empresas com menores índices de liquidez seja superior ao mesmo coeficiente no segmento de firmas com menores índices.

É necessário então verificar se o coeficiente de (RI / K) do segmento de menos líquidas é estatisticamente superior ao grupo de maior liquidez. Uma vez mais utilizando o método de teste de diferença de coeficientes visto em seções anteriores, a hipótese nula $H_0: \beta_1 \leq 0,0682$ é rejeitada no nível de significância de 0,1%. Assim, o coeficiente de (RI / K) para o segmento de empresas menos líquidas foi efetivamente superior ao do segmento de firmas mais líquidas.

Desse modo, os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) foram estimados com os sinais esperados, respectivamente positivo e negativo, e o coeficiente de (RI / K) das empresas do segmento de menores DPO's foi superior, no nível de significância de 5%, ao coeficiente de (RI / K) das empresas com maiores DPO's.

Por conseguinte, é possível aceitar a Hipótese 4, pela qual se postulou que, entre as empresas de capital aberto, listadas em bolsas de valores, as empresas menos líquidas enfrentaram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que as firmas mais líquidas.

Conforme foi discutido na seção 2.7.1, a teoria da restrição financeira ao investimento postula, em sua formulação mais básica, que em mercados de

capitais imperfeitos devido à presença de assimetria de informação, o investimento é positivamente correlacionado com mudanças no volume de capital próprio da empresa. Assim, a presumida correlação positiva entre baixa liquidez e maior restrição financeira, proposta pela Hipótese 4, é decorrência imediata da teoria da restrição financeira ao investimento.

Os modelos econométricos em geral utilizam variáveis de fluxo tais como geração interna operacional ou fluxo de caixa como *proxies* das variações de capital próprio, mas Hubbard e Kashyap (1990) utilizaram variáveis de estoque, representativas do capital interno, para testar a presença de restrições financeiras ao investimento no setor norte-americano de agricultura. A Hipótese 4, aceita pelos testes relatados nesta seção, foi então construída com o objetivo de testar, em caráter exploratório, a utilização de uma variável construída a partir de variáveis de estoque, o índice de liquidez seca, como representativa do grau de restrição financeira ao investimento em uma amostra de empresas brasileiras de capital aberto.

4.5.

Análise dos resultados para a amostra segmentada pelo nível de endividamento

O objetivo desta seção é verificar a validade da Hipótese 5, qual seja, entre as empresas de capital aberto, listadas em bolsas de valores, aquelas com maiores níveis de endividamento enfrentaram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que empresas menos endividadas.

Conforme visto no item 3.3.2, o nível de endividamento foi representado pela média do indicador “Dívida Financeira Total / Ativo Total”, extraído, a cada ano e para cada firma da amostra, da base de dados Económica.

Após ordenar a amostra ascendentemente pelo indicador de endividamento, as sessenta e quatro firmas situadas até o quarto decil (inclusive) foram alocadas ao segmento das “menos endividadas” enquanto as sessenta e quatro “mais endividadas” foram aquelas localizadas a partir do sétimo decil (inclusive). As trinta e duas empresas na faixa intermediária, situadas no quinto e

sexto decil, foram desconsideradas. O **Anexo 7.13** relaciona as empresas incluídas nos segmentos de menor e de maior nível de endividamento.

O Quadro 26 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis da equação de investimento para os segmentos formados pelas empresas menos e mais endividadas.

Quadro 26 - Estatísticas descritivas das variáveis da equação de regressão – Menores e maiores níveis de endividamento						
	Menos endividadas			Mais endividadas		
	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K
Mean	0,0512	0,0899	0,0180	0,0606	0,0762	0,0090
Median	0,0392	0,0890	0,0171	0,0482	0,0748	0,0094
Maximum	0,3361	0,9290	0,5979	0,3779	0,6330	1,2046
Minimum	0,0000	-0,7186	-0,3493	0,0002	-0,5612	-0,7331
Std. Dev.	0,0465	0,1098	0,0872	0,0523	0,0946	0,1136
Observations	576	576	576	576	576	576
Cross sections	64	64	64	64	64	64

Constata-se que, em termos absolutos, o valor médio de (I / K) foi ligeiramente superior entre as firmas mais endividadas, enquanto (RI / K) mostrou-se superior no segmento de empresas menos endividadas. Entretanto, estatisticamente os coeficientes de investimento e de geração interna de recursos de ambos os segmentos se mostraram equivalentes no nível de significância de 5%.

Entre as empresas menos endividadas, o coeficiente de correlação entre as variáveis explanatórias (RI / K) e (CG / K) foi -0,4570, enquanto entre no segmento de mais endividadas a correlação foi -0,5604, indicando uma relação expressiva e negativa entre geração interna de recursos e variação de capital de giro, mas não representando risco de multicolinearidade.

O Quadro 27 apresenta os resultados da estimação dos parâmetros do modelo de investimento efetuada por meio da técnica de regressão em painel pelo método dos efeitos fixos no *software e-Views*.

Quadro 27 - Estimação do modelo de investimento – Amostra segmentada por nível de endividamento

Variable		Menos endividadas	Mais Endividadas
RI / K	Coefficient	0,0817	0,1034
	Std. Error	0,0176	0,0279
	t-Statistic	4,6337	3,7091
	Prob.	0,0000	0,0002
CG / K	Coefficient	-0,0595	-0,0916
	Std. Error	0,0187	0,0206
	t-Statistic	-3,1882	-4,4562
	Prob.	0,0015	0,0000
R-squared		0,5519	0,3390
Adjusted R-squared		0,4948	0,2547
F-statistic		628,22	261,55
Prob(F-statistic)		0,0000	0,0000
Durbin-Watson stat		1,7871	1,5439
Obs.: A regressão foi estimada pelo método dos efeitos fixos; os coeficientes (interceptos) de efeitos fixos por empresa (FEi) não foram reportados.			

Os coeficientes de determinação, simples e ajustado, apresentaram valores expressivos apenas no segmento de menor endividamento. Os *p-values* nulos associados às estatísticas F's de ambos os segmentos da amostra permitem rejeitar as hipóteses nulas pelas quais os coeficientes dos regressores são iguais a zero, o que mostra as significâncias globais das regressões. No nível de significância de 5%, o valor da estatística de Durbin-Watson no segmento de empresas menos endividadas – 1,7871 - ficou situado na zona de não rejeição da hipótese de autocorrelação, prejudicando, portanto, a eficiência dos estimadores dos coeficientes e provavelmente superestimando o coeficiente de determinação. A estatística de Durbin-Watson para o segmento de firmas mais endividadas – valor de 1,5439 - caiu na região de indecisão do teste, desautorizando qualquer conclusão a respeito da presença de autocorrelação serial neste segmento. Apesar do problema de autocorrelação no segmento de empresas menos endividadas, dar-se-á continuidade à análise dos resultados.

Tanto entre as firmas menos quanto entre as mais endividadas, os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) se mostraram estatisticamente

significativos (*p-value* quase zero), tendo sido estimados com os sinais esperados - positivo no caso de (RI / K) e negativo para (CG / K) -, o que, ressalvado o problema de autocorrelação acima mencionado, sugere a presença de restrições financeiras ao investimento em ambos os segmentos.

Conforme visto, segundo a Hipótese 5, empresas de capital aberto listadas em bolsas de valores mais endividadas sofreram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que as menos endividadas. Para confirmar tal hipótese, é necessário que o coeficiente de (RI / K) no segmento de companhias mais endividadas seja superior ao mesmo coeficiente no grupo de firmas menos endividadas.

Realizou-se, então, o mesmo procedimento de teste utilizado nas seções anteriores, para verificar se o coeficiente de (RI / K) no segmento de maior endividamento é estatisticamente superior ao mesmo coeficiente no segmento de menor endividamento. A hipótese nula $H_0 : \beta_1 \leq 0,0817$, onde β_1 é o coeficiente populacional de (RI / K) no segmento de empresas mais endividadas, foi rejeitada apenas no nível de significância de 21,9%. Em assim sendo, o teste falhou em rejeitar a hipótese nula, o que significa que o coeficiente de (RI / K) no modelo de regressão estimado para o segmento de empresas mais endividadas não se mostrou estatisticamente superior ao do segmento de companhias menos endividadas.

Em resumo, os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) foram estimados com os sinais esperados, respectivamente positivo e negativo. No entanto, além do problema de autocorrelação serial do erro, detectado pela estatística de Durbin-Watson no segmento de empresas de menor endividamento, não foi possível confirmar que o coeficiente de (RI / K) no segmento de empresas mais endividadas seja estatisticamente superior ao mesmo coeficiente no segmento de firmas menos endividadas. Desse modo, não foi possível aceitar a Hipótese 5.

A Hipótese 5 foi construída considerando que firmas mais endividadas representam maiores riscos de crédito, estando, portanto, mais propensas a

receber *ratings* inferiores que empresas de menos endividamento, tudo o mais constante. Esperava-se, portanto, que o custo de capital requerido por provedores externos de recursos fosse superior para firmas mais endividadas, o que importaria a estas maiores restrições financeiras aos seus investimentos.

É possível que uma das causas da dificuldade em aceitar a Hipótese 5 tenha sido o problema de autocorrelação serial de erros detectado pela estatística de Durbin-Watson no segmento de firmas menos endividadas, o que afeta a significância estatística e a eficiência dos coeficientes estimados para este segmento da amostra, bem como superestima o coeficiente de determinação R^2 .

A utilização de valores médios nos indicadores de endividamento das firmas também pode ter acarretado distorções nos resultados. Como se sabe, a média é uma estatística descritiva muito afetada por valores extremos. Suponha, por exemplo, que uma determinada empresa apresentasse endividamento muito reduzido nos anos iniciais mas crescente ao longo dos anos posteriores. Em tal situação, é possível que, devido ao valor extremamente baixo do início do período, a média de endividamento dessa empresa a situe no segmento de menos endividadas, embora ela encontre dificuldades crescentes em captar recursos externos para financiar seus investimentos devido ao risco crescente decorrente da trajetória ascendente do volume acumulado de dívida.

Para empresas endividadas em dólares norte-americanos no início do período estudado (até 1998), sem *hedge* cambial, a mudança de regime cambial ocorrida em janeiro de 1999 pode ter ocasionado uma situação tal como a relatada no parágrafo acima.

A situação inversa também é factível de ocorrer, qual seja, empresas que iniciaram o período com endividamento muito elevado mas decrescente ao longo do tempo podem, devido ao efeito de distorção da média, ter ficado indevidamente situadas no grupo das mais endividadas.

Desse modo, o resultado encontrado pode ter sido deturpado pelo nível médio de endividamento de firmas cuja situação financeira tenha se modificado significativamente ao longo do período 1995 a 2003, seja melhorando ou

piorando, mas cujo valor médio do índice de endividamento a tenha situado inadequadamente no segmento de menor ou maior endividamento.

Schiantarelli (1996, p. 78) discute a possibilidade de ocorrência de problemas de estimação como esses aqui comentados, decorrentes de critérios de segmentação da amostra em metodologias empíricas de testes de restrições financeiras tal como a que foi utilizada nesta pesquisa.

Primeiro, a inclusão *a priori* de cada firma da amostra no grupo de empresas de maior ou menor grau de constrangimento financeiro pode se mostrar incorreta se a situação da empresa muda ao longo do período. Nesse caso, seria recomendável que a firma pudesse transitar de categoria ao longo do período de pesquisa. Hu e Schiantarelli (1994) usam um modelo dinâmico de investimento e um método de regressão em painel (*switching regression*) no qual as empresas podem migrar de uma categoria a outra durante o horizonte temporal.

Outro problema apontado por Schiantarelli (1996, p. 78) diz respeito ao possível caráter endógeno⁷⁶ de alguns indicadores utilizados como critérios de segmentação da amostra. Para contornar essa dificuldade, o autor sugere o uso de procedimentos econométricos baseados em variáveis instrumentais ou aplicação do método dos momentos generalizados.

Os comentários de Schiantarelli (1996) ajudam a elucidar os motivos da não aceitação da Hipótese 5, mas as soluções indicadas não foram implementadas por se encontrarem além da proposta metodológica desta pesquisa.

Além disso, outros fatores podem ter contribuído para alocações eventualmente indevidas de algumas firmas nos segmentos de baixo ou elevado endividamento. Pode-se ponderar, por exemplo, acerca da conveniência de utilizar a dívida líquida ao invés da dívida bruta no cálculo de indicador de endividamento e considerar separadamente os componentes de longo e de curto prazo da dívida.

4.6.**Análise dos resultados para a amostra segmentada segundo o controle de capital**

O objetivo desta seção é verificar a validade da Hipótese 6, qual seja, entre as empresas de capital aberto listadas em bolsas de valores, empresas estrangeira enfrentaram menores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que empresas domésticas, sejam estas de capital privada nacional ou estatal.

De acordo com o item 3.3.2, o tipo de controle de capital foi extraído da base de dados da CVM para cada empresa da amostra. A amostra foi segmentada por tipo de controle de capital em três grupos: empresas privadas nacionais, estatais e estrangeiras. O **Anexo 7.14** relaciona as empresas incluídas em cada segmento.

O Quadro 28 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis da equação de investimento para cada tipo de controle de capital.

⁷⁶ O termo “endógeno”, neste contexto significa que o indicador financeiro usado como critério de segmentação da amostra provavelmente é correlacionado aos componentes do erro (Schiantarelli, 1996, p. 78).

Quadro 28 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação de regressão - Amostra segmentada por controle de capital									
	Empresas privadas nacionais			Empresas estatais			Empresas estrangeiras		
	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K
Mean	0,0594	0,0810	0,0137	0,0495	0,0619	0,0026	0,0614	0,0863	0,0058
Median	0,0435	0,0827	0,0141	0,0433	0,0577	-0,0068	0,0544	0,0842	0,0040
Maximum	0,6480	0,9290	1,2046	0,1440	0,2903	0,2995	0,2002	0,5677	0,3855
Minimum	0,0001	-0,7186	-0,7331	0,0000	-0,1123	-0,1929	0,0023	-0,6163	-0,2559
Std. Dev.	0,0614	0,1077	0,1040	0,0271	0,0627	0,0717	0,0346	0,0990	0,0888
Observations	1170	1170	1170	90	90	90	180	180	180
Cross sections	130	130	130	10	10	10	20	20	20

Os valores médios de (I / K) e de (RI / K) das empresas estatais foram estatisticamente inferiores tanto aos valores correspondentes das empresas privadas nacionais quanto das estrangeiras, confirmando o reduzido nível de investimentos e de geração interna das empresas estatais listadas em bolsas de valores no período 1995 a 2003, o que reflete o contingenciamento dos investimentos públicos colocado em prática como mecanismo de controle do déficit público a partir da implementação do Plano Real.

Os coeficientes de correlação entre as variáveis explanatórias (RI / K) e (CG / K) foram -0,4608 e -0,4419 entre as empresas privadas nacionais e estrangeiras, respectivamente. No segmento das estatais a correlação foi bem superior, -0,6168, mas ainda assim não representando risco de multicolinearidade por se situar abaixo do valor limite de 0,90.

O Quadro 29 apresenta os resultados das estimações dos parâmetros do modelo de investimento efetuada por meio da técnica de regressão em painel pelo método dos efeitos fixos no *software e-Views*.

Quadro 29 - Estimação do modelo de investimento – Amostra segmentada por controle de capital				
Variable		Privadas nacionais	Estatais	Estrangeiras
RI / K	Coefficient	0,1210	0,2331	0,0379
	Std. Error	0,0163	0,0467	0,0271
	t-Statistic	7,4273	4,9941	1,3965
	Prob.	0,0000	0,0000	0,1645
CG / K	Coefficient	-0,0830	-0,1306	-0,0421
	Std. Error	0,0147	0,0353	0,0249
	t-Statistic	-5,6554	-3,7023	-1,6920
	Prob.	0,0000	0,0004	0,0926
R-squared		0,5338	0,5807	0,5125
Adjusted R-squared		0,4750	0,5216	0,4477
F-statistic		118,87	108,03	166,10
Prob(F-statistic)		0,0000	0,0000	0,0000
Durbin-Watson stat		1,6167	1,1626	1,5505
Obs.: A regressão foi estimada pelo método dos efeitos fixos; os coeficientes (interceptos) de efeitos fixos por empresa (FEi) não foram reportados.				

Os coeficientes de determinação, simples e ajustado, apresentaram valores expressivos nos três segmentos. Os *p-values* nulos associados às estatísticas *F*'s de ambos os segmentos da amostra permitem rejeitar as

hipóteses nulas pelas quais os coeficientes dos regressores são iguais a zero, o que mostra as significâncias globais das regressões. No nível de significância de 5%, os valores das estatísticas de Durbin-Watson ficaram situados na região de indecisão quanto à hipótese de autocorrelação em todos os segmentos.

Entre as empresas domésticas – privadas nacionais e estatais - os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) se mostraram estatisticamente significativos (*p-values* praticamente nulos). Por outro lado, no segmento das estrangeiras, o coeficiente de (RI / K) mostrou-se estatisticamente significativo apenas a 16,5%, enquanto o *p-value* associado ao coeficiente de (CG / K) foi 9,3%.

Os coeficientes de (RI / K) e de (CG / K) foram estimados com os sinais esperados, quais sejam, positivo e negativo respectivamente, indicando a presença de restrições financeiras em todos os tipos de controle de capital, feita a ressalva da reduzida significância estatística dos parâmetros estimados para as firmas estrangeiras.

A Hipótese 6 supõe que, entre as empresas de capital aberto, listadas em bolsas de valores, firmas estrangeiras sofreram menores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que firmas domésticas. Adicionalmente, será verificado se entre as empresas de capital doméstico, as privadas enfrentaram menores restrições financeiras que as estatais.

Os testes de significância estatística indicaram que o coeficiente de (RI / K) do segmento das estatais é estatisticamente superior ao coeficiente correspondente no grupo das privadas nacionais e que este é superior ao coeficiente de (RI / K) das firmas estrangeiras.

Desse modo, os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K) foram estimados com os sinais esperados, respectivamente positivo e negativo. O coeficiente de (RI / K) das empresas estatais foi superior, no nível de significância de 0,85%, ao seu correspondente do segmento das empresas privadas nacionais; por sua vez, o coeficiente de (RI / K) das privadas nacionais

foi superior, no nível de significância de 0%, ao coeficiente de (RI / K) relativo às estrangeiras.

Por conseguinte, é possível aceitar Hipótese 6, pela qual se postulou que, entre as empresas de capital aberto, listadas em bolsas de valores, as empresas estrangeiras enfrentaram menores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que as firmas domésticas, feita a ressalva para o elevado *p-value* de 16,5% com o qual se rejeita a hipótese de que o coeficiente (RI / K) das empresas estrangeiras é igual a zero.

Adicionalmente, é aceita a evidência empírica indicando que, entre as empresas de capital doméstico, as empresas privadas nacionais enfrentaram menores restrições financeiras que as companhias estatais. O resultado aqui encontrado parece confirmar as restrições de acesso ao crédito que as empresas estatais enfrentaram ao longo do período estudado. Os bancos públicos, por exemplo, entre eles o BNDES, trabalham com limites de exposição ao setor público. Uma vez atingido tal limite, empresas estatais, entre outras instituições públicas, ficam impedidas de recorrer ao banco público para contratar recursos para financiar projetos de investimento, independentemente do *rating* da empresa e da qualidade do projeto.

4.8.

Análise dos resultados para a amostra segmentada por setor

O objetivo desta seção é comparar o grau observado de restrições financeiras ao investimento entre os diversos setores de atividades nos quais a amostra foi segmentada. Nesse caso não foi possível testar a validade de uma hipótese formulada previamente dado que não se identificou na literatura qualquer teoria que relacionasse intensidade de restrições financeiras às características setoriais. O **Anexo 7.15** relaciona as empresas da amostra distribuídas por macro-setor de atividade.

O Quadro 30 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis da equação de investimento para cada setor.

Quadro 30 - Estatísticas descritivas das variáveis da equação de regressão - Amostra segmentada por setor												
	Com & Bens Cons			Construção			Bens Cons Duráveis			Serv Infra-estrutura		
	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K
Mean	0,0522	0,0803	0,0077	0,0345	0,0436	0,0185	0,0590	0,0746	0,0127	0,0665	0,0633	-0,0020
Median	0,0406	0,0836	0,0141	0,0046	0,0405	0,0238	0,0513	0,0742	0,0042	0,0497	0,0598	-0,0060
Maximum	0,2872	0,4673	0,3170	0,2988	0,5442	0,3821	0,2649	0,9290	1,2046	0,3361	0,2903	0,2995
Minimum	0,0002	-0,3552	-0,7331	0,0001	-0,3153	-0,1939	0,0015	-0,5612	-0,6832	0,0000	-0,2796	-0,2221
Std. Dev.	0,0420	0,0869	0,0906	0,0640	0,1219	0,1066	0,0461	0,1331	0,1504	0,0533	0,0721	0,0819
Observations	306	306	306	63	63	63	153	153	153	198	198	198
Cross sections	34	34	34	7	7	7	17	17	17	22	22	22
	Insumos Básicos			Bens de Invest			Part & Adm					
	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K	I / K	RI / K	CG / K			
Mean	0,0583	0,0965	0,0181	0,0774	0,0805	0,0106	0,0664	0,0499	0,0193			
Median	0,0450	0,0934	0,0171	0,0457	0,0843	0,0149	0,0456	0,0515	0,0123			
Maximum	0,3779	0,5677	0,4935	0,6480	0,7108	0,4619	0,3076	0,6330	0,4103			
Minimum	0,0002	-0,6840	-0,3331	0,0016	-0,3337	-0,2817	0,0002	-0,7186	-0,2185			
Std. Dev.	0,0497	0,0945	0,0933	0,1038	0,1255	0,1023	0,0737	0,1695	0,0970			
Observations	540	540	540	117	117	117	63	63	63			
Cross sections	60	60	60	13	13	13	7	7	7			

O setor de Bens de Investimento apresentou o maior valor médio de (I / K) , seguido de Infra-estrutura e Participações & Administração.

O Quadro 31 mostra, para os segmentos setoriais da amostra, os coeficientes de correlação entre as variáveis explanatórias (RI / K) e (CG / K) . Todas correlações foram negativas, a menos expressiva no setor de Construção e no setor de Participações e Administração a maior correlação. De qualquer modo, em nenhum dos setores se manifesta o problema de multicolinearidade.

Quadro 31 – Coeficientes de correlação – Amostra segmentada por setor

Setor	Coeficiente de correlação entre (RI / K) e (CG / K)
Comércio e Bens de consumo	-0,3145
Construção	-0,2731
Bens de Consumo Duráveis	-0,6833
Serviços de Infra-estrutura	-0,3198
Insumos básicos	-0,4462
Bens de Investimento	-0,4486
Participações e Administração	-0,5944

O Quadro 32 apresenta os resultados das estimações dos parâmetros dos modelos de investimento efetuadas por meio da técnica de regressão em painel pelo método dos efeitos fixos no *software e-Views*.

Quadro 32 - Estimação do modelo de investimento – Amostra segmentada por setor								
Variable		Comércio & Bens Cons	Construção	Bens Duráveis	Infra-estrutura	Insumos Básicos	Bens Invest	Part & Adm
RI / K	Coefficient	0,0802	0,0619	0,0898	0,1524	0,0696	0,3734	0,1152
	Std. Error	0,0298	0,0515	0,0315	0,0401	0,0271	0,0556	0,0476
	t-Statistic	2,6906	1,2028	2,8508	3,7991	2,5663	6,7124	2,4184
	Prob.	0,0076	0,2343	0,0051	0,0002	0,0106	0,0000	0,0190
CG / K	Coefficient	-0,0187	0,1029	-0,0490	-0,0938	-0,1051	-0,2511	-0,1625
	Std. Error	0,0232	0,0508	0,0256	0,0273	0,0242	0,0609	0,0745
	t-Statistic	-0,8039	2,0281	-1,9182	-3,4381	-4,3477	-4,1214	-2,1813
	Prob.	0,4221	0,0475	0,0572	0,0007	0,0000	0,0001	0,0335
R-squared		0,4423	0,6581	0,5241	0,7344	0,2725	0,7499	0,6777
Adjusted R-squared		0,3700	0,6074	0,4602	0,6993	0,1797	0,7156	0,6300
F-statistic		214,1171	103,9224	147,5748	481,0399	179,0382	305,8705	113,5679
Prob(F-statistic)		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Durbin-Watson stat		1,8210	1,0640	1,6654	2,0395	1,5196	1,7240	1,5140

Com exceção do setor de Insumos Básicos, os coeficientes de determinação, simples e ajustado, apresentaram valores expressivos em todos os setores nos quais a amostra foi segmentada, com especial destaque para os coeficientes de determinação superiores a 70% obtido nos setores de Infra-estrutura e Bens de Investimento. Os *p-values* nulos associados às estatísticas *F*'s em todos os segmentos da amostra permitem rejeitar as hipóteses nulas pelas quais os coeficientes dos regressores são iguais a zero, indicando a utilidade e as significâncias globais das regressões.

No nível de significância de 5%, os valores das estatísticas de Durbin-Watson ficaram situados na região de indecisão quanto à hipótese de autocorrelação nos setores de Construção, Bens Duráveis, Insumos Básicos e Participações & Administração. Por outro lado, nos setores de Comércio & Bens de Consumo, Infra-estrutura e Bens de Investimento os valores encontrados para a estatística de Durbin-Watson não permitiram rejeitar a hipótese de inexistência de autocorrelação, no nível de significância de 5%.

Excetuando-se o setor de Construção, todos os demais coeficientes da variável representativa da geração interna de recursos (RI / K) se mostraram diferentes de zero em níveis de significância inferiores a 2%. Em relação à variação do capital de giro (CG / K), no setor de Comércio & Bens de Consumo não é exequível sustentar que o coeficiente seja distinto de zero; nos setores de Construção, Bens Duráveis e Participações & Administração os coeficientes de (CG / K) foram estatisticamente significativos no nível de 5%; por fim, nos setores restantes - Infra-estrutura, Insumos Básicos e Bens de Investimento – os *p-values* associados aos coeficientes da variação do capital de giro foram nulos.

Assim, ficou prejudicada a análise sobre a presença de restrições financeiras ao investimento nos setores de Construção e de Comércio & Bens de Consumo devido aos elevados *p-values* associados aos coeficientes de (RI / K) e de (CG / K).

Desse modo, os coeficientes das variáveis representativas da geração interna de recursos (RI / K) e da variação de capital de giro (CG / K), nos setores de Bens Duráveis, Infra-estrutura, Insumos Básicos, Bens de Investimento e Participações & Administração, se mostraram estatisticamente significativos no nível de 5% e foram estimados com os sinais esperados, respectivamente

positivo e negativo, indicando a presença de restrições financeiras ao investimento, devendo ser considerada, no entanto, a ressalva quanto aos problemas de autocorrelação serial do erro nos setores de Infra-estrutura e Bens de Investimento há pouco mencionados.

Os maiores coeficientes de (RI / K) foram obtidos nos setores de Bens de Investimento e de Infra-estrutura, sugerindo maior intensidade de restrições financeiras ao investimento nestas atividades produtivas.

Após testar a diferença entre coeficientes de (RI / K) , concluiu-se que o coeficiente de (RI / K) das empresas de produtoras de Bens de Investimento foi superior, no nível de significância de 5%, aos seus correspondentes nos demais setores mencionados.

Por conseguinte, verificou-se estatisticamente que, entre as empresas de capital aberto, listadas em bolsas de valores, as firmas de Bens de Investimento enfrentaram maiores restrições financeiras aos seus investimentos fixos no período 1995 a 2003 do que as firmas dos demais setores, ressalvado o problema de autocorrelação no setor de Bens de Investimento.

É possível supor que o setor de Bens de Investimento seja o mais sujeito a restrições financeiras ao seu investimento devido ao fato dos adiantamentos de clientes constituírem um importante mecanismo de financiamento nesse tipo de atividade, particularmente no subsetor de bens de investimento sob encomenda.