

## **Análise dos índices de desempenho das instituições financeiras brasileiras antes, durante e após a crise *subprime***

### **Performance indices of the analysis of the Brazilian financial institutions before, during and after the subprime crisis**

Edson Roberto Macohon <sup>1</sup>  
Terezinha Vicenti <sup>2</sup>  
Nelson Hein <sup>3</sup>

#### **Resumo**

O objetivo do estudo foi verificar o impacto da crise *subprime* nos índices de desempenho das instituições financeiras brasileiras. Foram utilizados dados de índices financeiros provenientes do banco de dados Economatica, com posições consolidadas em dezembro de cada ano, para os exercícios correspondentes aos anos de 2005 a 2011, para 32 empresas atuantes no mercado de finanças e seguros brasileiro, com ações negociadas na BM&FBovespa. A análise dos dados procedeu-se a partir do coeficiente de correlação linear de Pearson e pela técnica de análise de variâncias (ANOVA). Foi possível identificar fontes de variação dos índices econômicos para o período dos anos de 2005 a 2011, considerando na análise de cada índice que uma parcela de sua variabilidade é explicada por outros índices econômicos, além dos diferentes níveis do fator Ano. O estudo confirmou os efeitos da crise *subprime* na variabilidade dos índices, o Exigível pelo Ativo teve o grupo homogêneo a(2008, 2009, 2010, 2011) de menores percentuais; para o índice Rentabilidade do Ativo destacam-se os grupos a (2009, 2010 e 2011) e b(2008, 2009 e 2010) com menor desempenho; no índice Margem Bruta destacou-se o grupo a(2008 e 2011) com menor desempenho; quanto ao índice Lucro por Ação destacam-se os grupos a(2005, 2006 e 2007), de menores percentuais e b(2007, 2008, 2009, 2010 e 2011) aos maiores percentuais, verificou-se uma tendência de aumento dos percentuais de lucro por ação do período pré-crise para o período de crise e pós-crise;

---

<sup>1</sup> Bacharel em Ciências Contábeis pela Universidade Estadual do Centro-Oeste-UNICENTRO, Mestre em Administração pela Fundação Universidade Regional de Blumenau-FURB, Doutorando em Ciências Contábeis e Administração pela Fundação Universidade Regional de Blumenau-FURB, Professor da Universidade Estadual do Centro-Oeste-UNICENTRO, Brasil. Contato: [emacohon@yahoo.com](mailto:emacohon@yahoo.com)

<sup>2</sup> Bacharel em Administração pela Universidade Nove de Julho-SP, Mestre em Administração pela Fundação Universidade Regional de Blumenau-FURB, Doutorando em Ciências Contábeis e Administração pela Fundação Universidade Regional de Blumenau-FURB, Professora da UDESC-Universidade do Estado de Santa Catarina - Campus CEAVI-SC, Brasil. Contato: [terezinhavicenti@gmail.com](mailto:terezinhavicenti@gmail.com)

<sup>3</sup> Bacharel em Ciências e Matemática pela Universidade Regional de Blumenau-FURB, Mestre em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina-UFSC, Doutorado em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina-UFSC, Pós-Doutorado pelo IMPA e pela Anderson School of Management, Professor do PPGCC da Fundação Universidade Regional de Blumenau-FURB, Brasil. Contato: [hein@furb.br](mailto:hein@furb.br)

para o índice Rentabilidade do Patrimônio Líquido Médio destacaram-se os grupos a (2008, 2009, 2010, 2011) e b (2005, 2006, 2008, 2009 e 2010) de menor e médio desempenho.

**Palavras-chave:** índices de desempenho; crise *subprime*

### Abstract

The aim of the study was to investigate the impact of the subprime crisis in the rates of performance of Brazilian financial institutions. We used financial ratios data from the Economática database, with consolidated positions in December of each year, for the corresponding exercises the years 2005-2011, to 32 companies operating in the Brazilian financial and insurance market, with shares traded on the BM & FBovespa . Data analysis proceeded from the linear correlation coefficient of Pearson and the variance analysis (ANOVA). It was possible to identify sources of variation in economic indicators for the period of 2005 to 2011, considering the analysis of each index a portion of its variability is explained by other economic indicators, in addition to the different levels of the Year factor. The study confirmed the effects of the subprime crisis in the variability of indices, the liabilities by the assets had the homogeneous group (2008, 2009, 2010, 2011) of lowest percentages; for the Asset Profitability index stand out the groups (2009, 2010 and 2011) and b (2008, 2009 and 2010) with poor performance; the index Gross Margin stood out the group (2008 and 2011) with poor performance; as the index Earnings per share stand out the groups (2005, 2006 and 2007), and b lowest percentages (2007, 2008, 2009, 2010 and 2011) higher percentage, there was a percentage of the profit increase trend by action of the pre-crisis period to the period of crisis and post-crisis situations; to average equity Profitability index stood out the groups (2008, 2009, 2010, 2011) and b (2005, 2006, 2008, 2009 and 2010) and lower average performance.

**Key words:** performance indices; subprime crisis

## 1 Introdução

O mercado financeiro mundial ainda sente os reflexos da profunda crise que eclodiu no início de 2008, nos Estados Unidos. Denominada de *subprime*, a crise da atualidade, resultou da especulação sobre ativos de alto risco financiados por empréstimos bancários, que incluem hipotecas para aquisição de residências e aluguéis e outros bens de consumo. Em muitos casos, estes empréstimos foram concedidos a clientes sem a devida comprovação de renda ou sem a avaliação do histórico de conduta financeira. Como a taxa de juros destes empréstimos era pós-fixada, o cálculo se dava no momento da liquidação da dívida. Com o aumento da taxa de juros nos Estados Unidos, muitos clientes não conseguiram liquidar seus empréstimos no vencimento, acarretando prejuízos e falências (CARVALHO, 2010; CAMPELLOA, GRAHAMB e HARVEYB, 2010; BAHRY E GABRIEL, 2009).

A fragilidade da economia estadunidense contaminou as economias ao redor do mundo gerando instabilidade nos mercados financeiros, além das incertezas geradas na condução dos negócios. Longstaff (2010) observa que o contágio entre mercados financeiros pode ocorrer por canais distintos. Primeiro pelas informações correlatas, no qual, a notícia de um choque no mercado financeiro impacta direta ou indiretamente nas finanças de outros mercados. O segundo canal refere-se à redução de liquidez de um mercado que provoca a redução de liquidez global dos mercados financeiros, afetando o comportamento do investidor

e o preço dos ativos. O terceiro trata-se da disposição dos participantes do mercado em assumir riscos em qualquer mercado.

Os Estados Unidos têm transações econômicas com o resto do mundo, conseqüentemente, a crise *subprime* alastrou-se de forma contundente por todo planeta. Neste aspecto, muitos estudos relatam as implicações da crise, como exemplo, Campelloa; Grahamb; Harveyb, (2010) realizaram estudo com 1.050 executivos financeiros (CFOs) em 39 países entre Estados Unidos, Europa e Ásia em dezembro de 2008. Na pesquisa investigaram o impacto da crise nos planos de emprego, marketing, gastos com tecnologia, ativos, investimentos, e liquidez. Os autores constataram que em média as empresas, que apresentavam maior instabilidade financeira promoveram maiores taxas de contenção de gastos, corte de investimentos e maiores vendas de ativos como estratégia de sobrevivência.

Infere-se que eventos ocasionados pela crise *subprime* podem ter reflexos nos indicadores econômicos financeiros das organizações. Desta forma formulou-se a seguinte questão de pesquisa: *Qual o impacto da crise subprime nos índices de desempenho das instituições financeiras brasileiras?* Como objetivo do estudo delineou-se verificar o impacto da crise *subprime* nos índices de desempenho das instituições financeiras brasileiras.

A relevância do tema dá-se por meio das publicações científicas internacionais, as quais se destacam Aebi; Sabato; Schmid, (2011) sobre a influência de mecanismos de governança corporativa no conselho executivo de um Banco (governança de risco), associados a um melhor desempenho no período da crise financeira 2007/2008.

Jin Yiqiang; Kanagaretnam; Lobo (2011) examinaram a capacidade de prever falência das variáveis contábeis e de auditoria em bancos durante a crise financeira. Os resultados demonstraram que o serviço de auditoria sério e competente tende a oferecer maior segurança, além disso, mesmo em um setor altamente regulado, como o bancário, a contabilidade desempenha um importante papel de transmitir informações prospectivas aos *stakeholders*.

O estudo de Dick-Nielsen; Feldhütte; Landoa (2012) investiga a liquidez das ações de empresas durante 2005 a 2009. Constatou-se que a falta de liquidez aumentou dramaticamente com o início da crise *subprime*.

Ressalta-se os trabalhos com o foco na previsão de crises cambiais e financeiras e a identificação das diferentes causas de tais circunstâncias de crise. Neste artigo utilizou-se a análise de variância para revelar o comportamento dos índices de desempenho das instituições financeiras brasileiras no período de 2005 a 2011. A investigação sobre os fatores de variabilidade dos índices nos momentos de crises e a metodologia aqui adotada ainda não tinham sido empregados na literatura internacional para esta literatura.

## 2 Fundamentação Teórica

### 2.1 Crise *Subprime*

Durante os últimos três anos, os mercados financeiros sofreram perdas consideráveis, as quais foram originalmente desencadeadas pela ameaça de inadimplência maciça por mutuários nos mercados de hipotecas. O *subprime*, que estourou em 2008, resultou da crise de 2007 que levou rapidamente a declínios nos valores de mercado de grandes carteiras de ativos de instituições financeiras. Além disso, a crise *subprime* provocou uma quase completa suspensão de crédito estruturado no mercado, uma grave crise de crédito tanto para os indivíduos e instituições financeiras, e um grande declínio na liquidez de títulos de dívida em praticamente todos os mercados (LONGSTAFF, 2010).

Carvalho (2010) observa que as características da crise *subprime* são mais complexas do que as aparentes falhas no sistema financeiro dos EUA. Ressalta-se que a tentativa de explicação da crise como consequência de eventos como a liquidez gerada pelo expansionismo monetário dos Estados Unidos, ou da poupança e ainda pelos comportamentos

de maus pagadores, parece simples demais para justificar a derrocada do sistema financeiro internacional. A origem da crise está vinculada ao crescimento virtuoso, a economia estadunidense passou por um período de prosperidade de 1980 até praticamente 2006, apresentando crescimento ou estabilidade de emprego na maior parte do tempo (CARVALHO, 2008).

Nesta perspectiva Hermann (2008) aduz que uma crise é o fim de um ciclo de crescimento e consequente endividamento. A relação natural existente entre estas variáveis associadas à possibilidade de resultar em crise financeira remete aos estudos Minsky (1982) sobre a hipótese de instabilidade financeira (HERMANN, 2008; BAHRY E GABRIEL, 2009). A instabilidade das economias de mercado está vinculada a dinâmica do sistema capitalista e neste aspecto, configurada pelas operações realizadas entre tomadores de crédito e agentes financeiros. Estes atores criam expectativas quanto aos ganhos futuros, as quais, nem sempre se confirmam e acabam resultando em situações instáveis que fragilizam o sistema financeiro, por vezes, em proporções gigantescas como no caso da *subprime*.

O *subprime* impulsionou uma crescente demanda por casas, por mutuários com forte propensão à inadimplência que haviam sido segregados anteriormente. Este cenário foi propício para o crescimento de empréstimos, os quais aumentaram cinco vezes entre 2000 a 2005 (PAPADIMITRIOU; HANNSGEN; ZEZZA, 2007). Shiller (2006) destaca que o mercado de imóveis era relativamente baixo, apresentando um aumento em torno de 6% a partir de 2008, tornando-se irreal quando comparado à renda da população. Assim, para inserir essa fatia de mercado, os empréstimos foram flexibilizados.

A flexibilização de crédito à população e aos agentes econômicos incentivou os empréstimos com taxas fixas por juros variáveis para refinar hipotecas (vantajosas no início), utilizando parte da diferença na aquisição de outros bens.

A crise financeira dos Estados Unidos alastrou-se para o mundo todo, atingindo também os países da América Latina, porém, algumas economias estavam mais equilibradas do que no passado. No entanto, o efeito da crise nestes países teve impactos diferenciados como, por exemplo, no mercado de ações e nas moedas domésticas, o Brasil, Chile e México apresentaram melhores posições (CARVALHO, 2010).

Os reflexos da crise que atingiu a economia financeira mundial atingiram o Brasil interrompendo a trajetória do crescimento econômico. Mas seu impacto foi menos contundente, visto que o país depende menos das contas externas e a estrutura econômica está mais sólida do que nos anos de 70, 80 e 90. O setor de *commodities* ficou mais suscetível aos efeitos da crise com a queda de preços e a retração do mercado mundial. A estrutura do sistema monetário financeiro do Brasil, além de moderna, é formada por bancos fortes e eficientes como o Banco Central do Brasil, BNDES, bancos universais, entre outros (CARVALHO, 2010).

O Brasil adotou medidas como redução do *superávit* primário de 4,3% para 3,8%; evitou a especulação do Real por meio da introdução de dólares pelo Banco Central do Brasil (BACEN); redução do compulsório. Entre as outras medidas, destaca-se a parceria com Argentina, Chile e México no intuito de formar o *Latin American Found Bound* a partir das reservas cambiais, com o objetivo de diversificar os investidores nos quatro mercados de dívida em moeda local (CARVALHO, 2010).

A crise *subprime* instaurou no Brasil a necessidade de adoção de estratégias políticas, internas e externas, para evitar a especulação. Tais políticas econômico-monetárias responderam de forma eficaz, mantendo assim o crescimento interno. Contudo, o país ainda poderá estar à mercê da recuperação das economias americana e europeia.

## 2.2 Análise das Demonstrações Financeiras

O crescimento dos mercados financeiros internacionais, as atividades das empresas multinacionais e o comportamento dos investidores, entre outros fatores, contribuíram para a internacionalização da atividade econômica. Este fenômeno significa que relatórios financeiros ampliaram-se para além das fronteiras nacionais e precisam ser analisados pela contabilidade (LAÍNEZ; CALLAO, 2000).

A análise das demonstrações financeiras identifica os aspectos que são relevantes para as decisões de investimento. Um dos objetivos da análise é avaliar o valor da empresa em suas demonstrações financeiras. A pesquisa em contabilidade empírica tentou descobrir atributos da contabilidade de valor adicionado que são relevantes para reforçar a análise das demonstrações financeiras (OU; PENMAN, 1989).

A análise de balanços como ferramenta estratégica da contabilidade é concebida por Assaf Neto (2001, p. 48): “o analista visa relatar a posição econômico-financeira atual, as causas que determinaram a evolução apresentada e as tendências futuras”.

Iudícibus (2010) considera que a análise de balanços é importante para os credores, investidores, agências governamentais, acionistas e para a gerência. Considera também que há diferenças de análise para cada usuário, o enfoque e o grau de detalhamento são diferenciados.

Algumas abordagens adotam o preço de mercado para determinar os valores das empresas e, portanto, serve como um ponto de referência contra a qual se avalia a informação em medidas de contabilidade. Alguns atributos da contabilidade são considerados relevantes em termos de valor porque são estatisticamente associados com os preços das ações (OU; PENMAN, 1989).

A análise das demonstrações financeiras publicadas pode descobrir valores que não são refletidos nos preços das ações. Ao invés de tomar os preços como valores de referência de valor, os “valores intrínsecos” descobertos pelas demonstrações financeiras servem como pontos de referência com o qual os preços são comparados para identificar superfaturamento de ações. Tem havido muitas reivindicações do mercado com relação às informações da contabilidade “publicamente disponíveis” (OU; PENMAN, 1989).

A análise e a interpretação dessas informações a nível internacional é prejudicada por uma multiplicidade de fatores. Um deles é a variedade de princípios contábeis e regras que regem a sua elaboração (LAÍNEZ; CALLAO, 2000).

Para Brealey e Myers (2000) os analistas financeiros utilizam indicadores para mensurar com eficiência como as empresas estão utilizando os seus recursos financeiros. Os índices de rentabilidade mostram qual a rentabilidade dos capitais investidos, isto é, quanto rendeu os investimentos e, portanto, qual o grau de êxito econômico da empresa.

Segundo Iudícibus (2010, p. 105) “ao se referir ao lucro da empresa muitas variantes podem ser empregadas, como o lucro operacional, lucro líquido, lucro antes ou após o imposto sobre a renda etc.”.

Martins (2005) destaca o número de índices aplicados e a qualidade da análise financeira. Alguns textos se preocupam muito mais com uma grande quantidade de índices do que com a análise crítica da capacidade de interpretá-los. Normalmente uma pequena quantidade de indicadores é suficiente para conclusões mais relevantes. Pode-se afirmar que, quanto mais indicadores utilizar, maior poderá ser o risco de perder o conjunto e fixar-se em detalhes sem tanta importância.

### 3 Materiais e Métodos

Foram utilizados dados de índices financeiros provenientes do banco de dados Económica, com posições consolidadas em dezembro de cada ano, para os exercícios correspondentes aos anos de 2005 a 2011, para 32 empresas atuantes no mercado de finanças e seguros brasileiro, com ações negociadas na BM&FBovespa.

Os índices selecionados decorrem do padrão *USBank* os quais expressam aspectos econômicos e financeiros das empresas pertencentes da amostra da pesquisa. Os seguintes índices foram analisados: Rentabilidade do Ativo (RentAt), Exigível pelo Ativo (ExAt), Lucro por Ação (LPA), Exigível pelo Patrimônio Líquido (ExgPL), Margem Bruta (MgrBru) e Rentabilidade do Patrimônio Líquido Médio (RenPLM).

Os índices estão expressos em percentuais correspondentes ao período de 12 meses do exercício fiscal de cada ano, com posições consolidadas e ajustadas.

As classes de ações incluídas na análise foram as Ordinárias (ON), Preferenciais (PN) e Preferenciais (UNT) do nível 2 de governança (N2).

A análise dos dados procedeu-se a partir do coeficiente de correlação linear de Pearson que, segundo Stevenson (2001), é utilizado para medir a força da relação linear entre duas variáveis aleatórias. É um número adimensional que assume valores de -1 (correlação negativa perfeita) a 1 (correlação positiva perfeita); a correlação é considerada forte ( $|\rho| > 0,7$ ), moderada ( $0,4 < |\rho| < 0,7$ ), fraca ( $0,2 < |\rho| < 0,4$ ) e inexistente ou nula ( $|\rho| < 0,2$ ).

Segundo Lira e Chaves Neto (2006) a significância do coeficiente de correlação  $\rho$ , para uma amostra de tamanho  $n$ , é avaliada comparando o valor da estatística:

$$t_{calc} = \rho\sqrt{n-2} / \sqrt{1-\rho^2} \sim t_{n-2}$$

com o valor tabelado de  $t$  para  $n-2$  graus de liberdade ou através do cálculo do valor- $p$  correspondente.

A técnica de análise de variâncias (ANOVA) permite identificar se uma parcela estatisticamente significativa da variabilidade total de uma variável resposta pode ser explicada por efeito de ao menos um de  $p$  fatores  $F_1, F_2, \dots, F_p$  e suas interações.

Conforme Faraway (2009) para dois fatores  $F_{1i}$  e  $F_{2j}$ , com níveis  $i$  e  $j$ , para os quais se dispõe de  $n_{ij}$  observações por nível do fator  $F_1$  e do fator  $F_2$ , um modelo considerando interações entre os fatores será:

$$y_{ijk} = \mu + F_{1i} + F_{2j} + (F_1F_2)_{ij} + \epsilon_{ijk}$$

onde  $\mu$  = média geral da variável analisada  $y$ ;

$F_{1i}$  = efeito do  $i$ -ésimo nível do fator  $F_1$ ;

$F_{2j}$  = efeito do  $j$ -ésimo nível do fator  $F_2$ ;

$(F_1F_2)_{ij}$  é o efeito de interação entre os fatores, como o desempenho de um índice para determinadas combinações de dois fatores, que não se verifica para outras combinações.

$k$  = índice que expressa o número de repetições dentro dos blocos ( $i,j$ ); se for constante para todos os blocos, tem-se um desenho balanceado, do contrário desbalanceado.

Para determinar quais níveis ou combinações de níveis apresentam médias significativamente diferentes de quais outros foi utilizado o teste de múltiplos intervalos de mínima diferença significativa (LSD) de Fisher. Embora menos rigoroso que o teste de Tukey (que não declara quaisquer diferenças como significativas) e que para dados desbalanceados seria mais indicado o teste de Bonferroni (mais rigoroso que o teste de Tukey), optou-se pelo teste de Fisher para explorar ao máximo os contrastes entre as médias.

#### 4 Descrição e Análise dos Dados

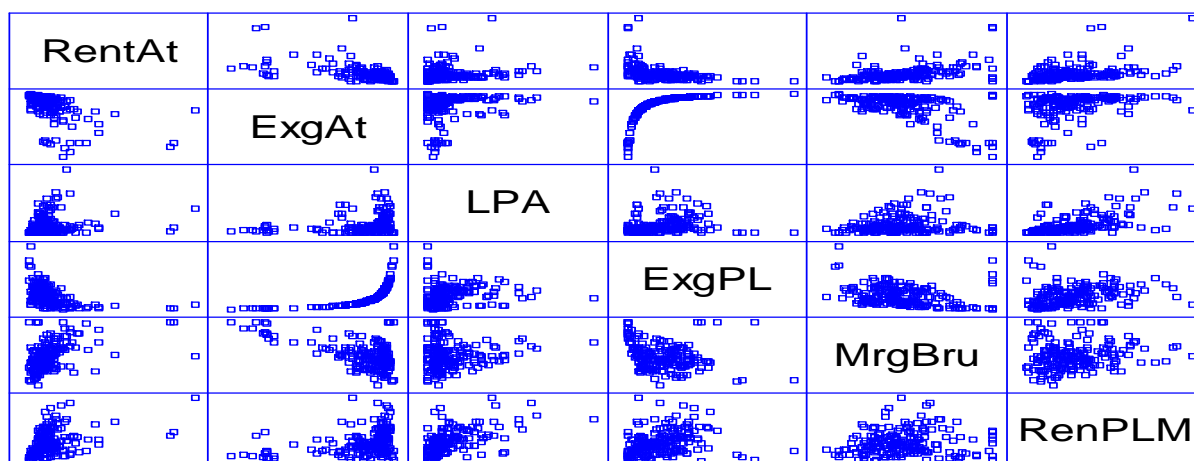
A Tabela 1 aborda as estatísticas descritivas sobre o conjunto de dados e a Figura 1 de dispersões mostra que algumas variáveis apresentam um padrão de correlação com outras, como entre a variável Exigibilidade do Patrimônio Líquido e as variáveis Exigibilidade do Ativo e Rentabilidade do Ativo, enquanto outras apresentam dispersão aproximadamente aleatória, como entre a variável Margem Bruta e a variável Rentabilidade do Patrimônio Líquido Médio.

**Tabela 1 - Estatísticas descritivas para os dados**

	RentAt	ExgAt	LPA	ExgPL	MgrBru	RenPLM
--	--------	-------	-----	-------	--------	--------

Quantidade	185	185	185	185	185	185
Média	2,5804	80,5823	1,7062	792,708	46,228	17,5316
Desvio Padrão	2,6453	18,5385	1,9264	583,39	20,930	11,3819
Coefficiente de Variação	102,52%	23,01%	112,91%	73,59%	45,28%	64,92%
Mínimo	0,0183	7,0347	0,0053	7,6	0,7326	0,3030
Máximo	20,2587	97,4193	13,1141	3775,0	100,0	60,5335
Intervalo	20,2404	90,3846	13,1088	3767,4	99,2674	60,2305
Assimetria padronizada	21,7997	-12,1333	13,2242	7,5035	3,6156	5,9444
Curtose padronizada	56,5955	12,1259	21,7072	10,3546	1,0754	3,7134

Fonte: Dados da pesquisa.



**Figura 1 - Dispersões entre os índices**

Fonte: Dados da pesquisa.

A Figura 1 apresenta as correlações calculadas entre as variáveis em estudo, para 185 observações completas. Alguns dos índices estudados apresentam correlações moderadas (de 0,4 a 0,7) e estatisticamente significativas (valor-p menor que 0,05) ao nível de confiança de 95%.

A correlação entre as variáveis Exigibilidade do Ativo e Exigibilidade do Patrimônio Líquido foi  $\rho = 0,682$ , no entanto verifica-se graficamente a ausência de dispersão indicando uma correlação mais forte e não linear.

Em estudo para identificar se as médias de determinada variável apresentam diferenças estatisticamente significativas entre diferentes níveis de fatores, como tempo ou tipo de ações, as variáveis correlacionadas podem ser consideradas co-variáveis, ou seja, podem explicar uma parcela da variação da variável sendo analisada.

**Tabela 2 - Correlações entre índices econômicos de empresas financeiras do Brasil**

	ExgAt	LPA	ExgPL	MrgBru	RenPLM
RentAt	<b>-0,529</b> (0,0000)	0,124 (0,0940)	<b>-0,442</b> (0,0000)	<b>0,415</b> (0,0000)	0,389 (0,0000)
ExgAt		0,213 (0,0037)	<b>0,682</b> (0,0000)	<b>-0,558</b> (0,0000)	0,306 (0,0000)
LPA			0,160 (0,0294)	0,088 (0,2324)	<b>0,570</b> (0,0000)
ExgPL				-0,285 (0,0001)	0,237 (0,0012)
MrgBru					0,102 (0,1692)

Correlação (Valor-p)

Fonte: Dados da pesquisa

#### 4.1 Análise da Variável Exigível Pelo Ativo

Os dados da variável Exigível pelo Ativo apresentam um padrão de variação que é

explicado pelas co-variáveis Rentabilidade do Ativo, Margem Bruta e Exigível do Patrimônio Líquido e pelo fator Ano, com valores-p menores que 5% para o teste-F.

**Tabela 3 - ANOVA para  $\ln(\text{ExgAt})$  - Soma de Quadrados Tipo III**

Fonte de variação	Soma de quadrados	g.l.	Quadrado médio	F	Valor-p
Co-variáveis					
RentAt	0,477636	1	0,477636	4,37	0,0378
MrgBru	8,618200	1	8,618200	78,90	0,0000
ExgPL	3,870750	1	3,870750	35,43	0,0000
Efeito principal: Ano	1,83953	6	0,306588	2,81	0,0122
Resíduos	21,08260	193	0,109236		
Total (corrigido)	47,77530	202			

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 4 apresenta as médias e intervalos de confiança para a variável  $\ln(\text{ExgAt})$ .

**Tabela 4 - Médias e Intervalos de Confiança para  $\ln(\text{ExgAt})$**

Nível	N	Média	Erro Padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Grande Média	203	4,2954			
Ano 2008	31	4,1406	0,0598659	4,0226	4,2587
2009	27	4,1974	0,0638026	4,0716	4,3233
2010	28	4,2680	0,0626725	4,1444	4,3916
2011	28	4,2798	0,0627449	4,1560	4,4035
2006	31	4,3852	0,0594867	4,2678	4,5025
2005	26	4,3931	0,0653122	4,2643	4,5219
2007	32	4,4038	0,0591014	4,2873	4,5204

Fonte: Dados da pesquisa

Os intervalos de confiança mostram que a variável transformada  $\ln(\text{ExgAt})$  varia de 4,0226 (55,85%, ano 2008) a 4,5219 (92,01%, ano 2005) que, na escala original, revela uma amplitude de 36,16%, enquanto a amplitude média dos 7 anos é de 18,02%.

O teste de múltiplos intervalos (Tabela 5, método de mínima diferença significativa (LSD) de Fisher) determina quais médias da variável  $\ln(\text{ExgAt})$  apresentam diferença estatisticamente significativa de quais outras.

Foram encontrados 6 pares de médias com diferenças estatisticamente significativas e identificados 2 grupos homogêneos, que não apresentam diferenças estatisticamente significativas, ao nível de confiança de 95%.

Pode-se destacar os grupos homogêneos a(2008, 2009, 2010, 2011) de menores percentuais a partir do ano da crise de 2008 e b(2010, 2011, 2006, 2005 e 2007) de maiores percentuais.

Quanto aos pressupostos para aplicação da ANOVA, os resíduos apresentaram variâncias aproximadamente homogêneas para os diferentes níveis do fator Ano, no entanto a dispersão de resíduos por valores preditos mostra alguma tendência (falta de independência) e o teste de Kolmogorov-Smirnov indica que não podem ser modelados pela função de probabilidades normal ( $D = 0,138738$ , valor-p < 0,01), com 95% de confiança.

Embora os resíduos não tenham atendido em parte aos pressupostos para aplicação da ANOVA, esta técnica é muito robusta e os resultados têm seu valor como informação, ou seja, no ano de 2008 a variável  $\ln(\text{ExgAt})$  apresentou queda estatisticamente significativa em relação aos anos anteriores e recuperação nos anos seguintes.

**Tabela 5 - Teste de Múltiplos Intervalos para  $\log(\text{ExgAt})$  por Ano**

Ano	N	Média	Desvio Padrão	Grupos Homogêneos	Código por grupo
2008	31	4,14063	0,0598659	X	a



2009	27	4,19744	0,0638026	X	a
2010	28	4,26801	0,0626725	XX	a b
2011	28	4,27977	0,0627449	XX	a b
2006	31	4,38516	0,0594867	X	b
2005	26	4,39311	0,0653122	X	b
2007	32	4,40383	0,0591014	X	b

Método: Intervalos de Confiança 95% LSD de Fisher

Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites	Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites
2005 - 2006		0,0079555	0,174798	2007 - 2008	*	0,2631920	0,167347
2005 - 2007		-0,0107139	0,173697	2007 - 2009	*	0,2063810	0,172466
2005 - 2008	*	0,2524780	0,175025	2007 - 2010		0,1358150	0,169063
2005 - 2009	*	0,1956670	0,180424	2007 - 2011		0,1240540	0,17097
2005 - 2010		0,1251010	0,178976	2008 - 2009		-0,0568114	0,171771
2005 - 2011		0,1133400	0,178285	2008 - 2010		-0,1273770	0,171623
2006 - 2007		-0,0186693	0,164949	2008 - 2011		-0,1391380	0,170604
2006 - 2008	*	0,2445230	0,166633	2009 - 2010		-0,0705653	0,176714
2006 - 2009	*	0,1877110	0,172134	2009 - 2011		-0,0823266	0,17611
2006 - 2010		0,1171460	0,170065	2010 - 2011		-0,0117613	0,175359
2006 - 2011		0,1053850	0,170955				

\*denota diferença estatisticamente significativa.

Fonte: Dados da pesquisa

#### 4.2 ANÁLISE DA VARIÁVEL RENTABILIDADE DO ATIVO

Os dados da variável Rentabilidade pelo Ativo apresentam um padrão de variação que é explicado pelas co-variáveis Exigível pelo Ativo, Lucro por Ação e Exigível do Patrimônio Líquido e pelo fator Ano, com valores-p menores que 5% para o teste-F.

**Tabela 6 - ANOVA para ln(RentAt) - Soma de Quadrados Tipo III**

Fonte de variação	Soma de quadrados	g.l.	Quadrado médio	F	Valor-p
Co-variáveis					
ExgAt	4,99534	1	4,99534	20,12	0,0000
LPA	14,1138	1	14,1138	56,84	0,0000
ExgPL	10,3453	1	10,3453	41,66	0,0000
Efeito principal: Ano	4,28164	6	0,713606	2,87	0,0104
Resíduos	50,1617	202	0,248325		
Total (corrigido)	110,833	211			

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 7 apresenta as médias e intervalos de confiança para a variável ln(RentAt). Os intervalos de confiança mostram que a variável transformada ln(RentAt) varia de 0,448359 (1,57%, ano 2011) a 1,22814 (3,41%, ano 2005) que, na escala original, revela uma amplitude de 1,85%, enquanto a amplitude média dos 7 anos é de 0,83%.

**Tabela 7 - Médias e Intervalos de Confiança para ln(RentAt)**

Nível	N	Média	Erro Padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Grande Média	212	0,818540			
Ano 2005	28	1,042200	0,0942982	0,856267	1,228140
2006	32	0,951602	0,0889583	0,776196	1,127010
2007	36	0,928116	0,0833546	0,763759	1,092470
2008	31	0,803277	0,0897776	0,626255	0,980299
2009	26	0,676067	0,0977459	0,483333	0,868800
2010	29	0,699830	0,0929454	0,516562	0,883098
2011	30	0,628686	0,0914540	0,448359	0,809014

Fonte: Dados da pesquisa

O teste de múltiplos intervalos (Tabela 8) determina quais médias da variável

ln(RentAt) apresentam diferença significativa de quais outras. Foram encontrados 12 pares de médias com diferenças estatisticamente significativas e 4 grupos homogêneos, que não apresentam diferenças estatisticamente significativas, ao nível de confiança de 95%.

**Tabela 8 - Teste de Múltiplos Intervalos para ln(RentAt) por Ano**

Ano	N	Média	Desvio Padrão	Grupos Homogêneos	Código por grupo
2011	30	0.628686	0.0914540	X	a
2009	26	0.676067	0.0977459	XX	a b
2010	29	0.69983	0.0929454	XX	a b
2008	31	0.803277	0.0897776	XX	b c
2007	36	0.928116	0.0833546	X	d
2006	32	0.951602	0.0889583	X	d
2005	28	1.042200	0.0942982	XX	c d

Método: Intervalos de Confiança 95% LSD de Fisher

Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites	Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites
2005 - 2006		0.0906003	0.240231	2007 - 2008	*	0.124839	0.0378715
2005 - 2007		0.114087	0.252312	2007 - 2009	*	0.252049	0.163282
2005 - 2008		0.238925	0.240166	2007 - 2010	*	0.228285	0.155886
2005 - 2009	*	0.366136	0.352136	2007 - 2011	*	0.299429	0.171435
2005 - 2010	*	0.342372	0.341222	2008 - 2009		0.12721	0.163619
2005 - 2011	*	0.413516	0.348174	2008 - 2010		0.103447	0.154799
2006 - 2007		0.0234865	0.0383285	2008 - 2011	*	0.174591	0.164383
2006 - 2008	*	0.148325	0.00517022	2009 - 2010		-0.0237637	0.23926
2006 - 2009	*	0.275536	0.163981	2009 - 2011		0.0473801	0.250428
2006 - 2010	*	0.251772	0.154867	2010 - 2011		0.0711438	0.242282
2006 - 2011	*	0.322916	0.164291				

\* denota diferença estatisticamente significativa.

Fonte: Dados da pesquisa

Pode-se destacar os grupos a(2009, 2010 e 2011) e b(2008, 2009 e 2010) com menor desempenho, períodos que foram influenciados pela crise *subprime* e d(2005, 2006 e 2007) com maior desempenho. O grupo c(2005 e 2008) pode ter sido formado pelo relativo maior desvio padrão para o ano de 2005 e seu menor tamanho amostral, gerando um intervalo de confiança com alguma sobreposição ao do ano de 2008.

Os resíduos apresentaram variâncias aproximadamente homogêneas para os diferentes níveis do fator Ano e a dispersão de resíduos por valores preditos não mostra tendência, no entanto o teste de Kolmogorov-Smirnov indica que não podem ser modelados pela função de probabilidades normal ( $D = 0,108608$ , valor- $p < 0,05$ ), com 95% de confiança.

Embora os resíduos não tenham atendido em parte aos pressupostos para aplicação da ANOVA, esta técnica é muito robusta e os resultados têm seu valor como informação, ou seja, a partir do ano de 2008 a variável ln(RentAt) apresentou queda estatisticamente significativa em relação aos anos anteriores.

#### 4.3 ANÁLISE DA VARIÁVEL MARGEM BRUTA

Os dados da variável Margem Bruta apresentam um padrão de variação que é explicado pelas co-variáveis Exigibilidade do Ativo e pelo fator Ano, com valores- $p$  menores que 5% para o teste-F.

**Tabela 9 - ANOVA para ln(MrgBru) - Soma de Quadrados Tipo III**

Fonte de variação	Soma de quadrados	g.l.	Quadrado médio	F	Valor-p
Co-variável: ExgAt	8,604	1	8,604	70,86	0,0000
Efeito principal: Ano	2,63041	6	0,438402	3,61	0,0021
Resíduos	22,0978	182	0,121417		
Total (corrigido)	39,5567	191			

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 10 apresenta as médias e intervalos de confiança para a variável  $\ln(\text{MrgBru})$ . Os intervalos de confiança mostram que a variável transformada  $\ln(\text{MrgBru})$  varia de 3,38977 (29,66%, ano 2011) a 4,02547(56,01%, ano 2010) que, na escala original, revela uma amplitude de 26,35%, enquanto a amplitude média dos 7 anos é de 12,15%.

**Tabela 10 - Médias e Intervalos de Confiança para  $\ln(\text{MrgBru})$**

Nível	N	Média	Erro Padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Grande Média	192	3,73713			
Ano 2008	25	3,76632	0,0767443	3,61490	3,91774
2009	29	3,79651	0,0720903	3,65427	3,93875
2010	32	3,89178	0,0677558	3,75809	4,02547
2011	28	3,53054	0,0713458	3,38977	3,67131
2006	23	3,72602	0,0772401	3,57362	3,87842
2005	27	3,82382	0,0724363	3,68090	3,96674
2007	28	3,62490	0,0714472	3,48393	3,76587

Fonte: Dados da pesquisa

O teste de múltiplos intervalos (Tabela 11, método de mínima diferença significativa (LSD) de Fisher) determina quais médias da variável  $\ln(\text{MrgBru})$  apresentam diferença estatisticamente significativa de quais outras.

Foram encontrados 08 pares de médias cujas diferenças são consideradas estatisticamente significativas e identificados 3 grupos homogêneos, que não apresentam diferenças estatisticamente significativas, ao nível de confiança de 95%.

Pode-se destacar os grupos a(2008 e 2011) com menor desempenho devido aos impactos da crise financeira de 2008, o grupo b(2005, 2009 e 2011) com relativo maior desempenho em relação ao grupo a e o grupo c(2005, 2006, 2007, 2009 e 2010), correspondente ao maior desempenho.

**Tabela 11 - Teste de Múltiplos Intervalos para  $\ln(\text{MrgBru})$  por Ano**

Ano	N	Média	Desvio Padrão	Grupos Homogêneos	Código por grupo
2008	28	3,53054	0,0713458	X	a
2011	28	3,62490	0,0714472	XX	a b
2009	23	3,72602	0,0772401	XX	b c
2005	25	3,76632	0,0767443	XX	b c
2006	29	3,79651	0,0720903	X	c
2010	27	3,82382	0,0724363	X	c
2007	32	3,89178	0,0677558	X	c

Método: Intervalos de Confiança 95% LSD de Fisher

Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites	Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites
2005 - 2006		-0,0301872	0,159811	2006 - 2011	*	0,171606	0,122613
2005 - 2007		-0,12546	0,221898	2007 - 2008	*	0,361241	0,176738
2005 - 2008	*	0,235781	0,217355	2007 - 2009		0,165762	0,182963
2005 - 2009		0,0403025	0,223923	2007 - 2010		0,06796	0,193153
2005 - 2010		-0,0574998	0,234705	2007 - 2011	*	0,266878	0,184918
2005 - 2011		0,141419	0,225984	2008 - 2009	*	-0,195479	0,178004
2006 - 2007		-0,0952726	0,119827	2008 - 2010	*	-0,293281	0,188261
2006 - 2008	*	0,265968	0,114209	2008 - 2011		-0,0943628	0,179872
2006 - 2009		0,0704897	0,120658	2009 - 2010		-0,0978023	0,193552
2006 - 2010		-0,0273126	0,131336	2009 - 2011		0,101116	0,185466
2005 - 2006		-0,0301872	0,159811	2010 - 2011	*	0,198918	0,195112

\*denota diferença estatisticamente significativa

Fonte: Dados da pesquisa

Os pressupostos para a análise de variâncias foram totalmente atendidos, com resíduos apresentando variâncias homogêneas, leve tendência a menores resíduos para maiores valores preditos e que podem ser modelados pela função de probabilidades normal (teste de Kolmogorov-Smirnov com  $D = 0,0680945$  e valor- $p > 0,05$ ).

#### 4.4 ANÁLISE DA VARIÁVEL LUCRO POR AÇÃO

Os dados da variável Lucro por Ação apresentam um padrão de variação que é explicado pela co-variável Rentabilidade do PL médio e pelo fator Ano, com valores- $p$  menores que 5% para o teste-F.

**Tabela 12 - ANOVA para ln(LPA) - Soma de Quadrados Tipo III**

Fonte de variação	Soma de quadrados	g,l	Quadrado médio	F	Valor-p
Co-variáveis					
RenPLM	87,5263	1	87,5263	71,66	0,0000
Efeito principal: Ano	22,9275	6	3,82124	3,13	0,0061
Classe	66,0582	2	33,0291	27,04	0,0000
Resíduos	223,505	183	1,22134		
Total (corrigido)	392,886	192			

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 13 apresenta as médias e intervalos de confiança para a variável ln(LPA).

**Tabela 13 - Médias e Intervalos de Confiança para ln(LPA)**

Nível	N	Média	Erro Padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Grande Média	193	-0,867809			
Ano 2005	27	-1,49622	0,250319	-1,9901	-1,00234
2006	24	-1,25961	0,260344	-1,77328	-0,74595
2007	32	-1,04066	0,226899	-1,48834	-0,592985
2008	29	-0,625444	0,228908	-1,07708	-0,173805
2009	26	-0,557543	0,239658	-1,03039	-0,0846946
2010	25	-0,513439	0,242355	-0,99161	-0,0352688
2011	30	-0,581745	0,227707	-1,03101	-0,132476

Fonte: Dados da pesquisa

Os intervalos de confiança mostram que a variável transformada ln(LPA) varia de -1,9901 (0,137%, ano 2005) a -0,0352688(0,965%, ano 2010) que, na escala original, revela uma amplitude de 0,829%, enquanto a amplitude média dos 7 anos é de 0,434%.

O teste de múltiplos intervalos (Tabela 14, método de mínima diferença significativa (LSD) de Fisher) determina quais médias da variável ln(LPA) apresentam diferença significativa de quais outras.

Foram encontrados 05 pares de médias cujas diferenças são consideradas estatisticamente significativas e identificados 2 grupos homogêneos, que não apresentam diferenças estatisticamente significativas, ao nível de confiança de 95%.

Podem ser destacados os grupos a(2005, 2006 e 2007), de menores percentuais de lucro por ação e b(2007, 2008, 2009, 2010 e 2011) aos maiores percentuais. Verifica-se uma tendência de aumento dos percentuais de lucro por ação do período pré-crise para o período de crise e pós-crise.

Os resíduos apresentaram variâncias aproximadamente homogêneas para os diferentes níveis do fator Ano e a dispersão de resíduos por valores preditos não mostra tendência, no entanto o teste de Kolmogorov-Smirnov indica que não podem ser modelados pela função de probabilidades normal ( $D = 0,127259$ , valor- $p < 0,05$ ), com 95% de confiança.

Embora os resíduos não tenham atendido em parte aos pressupostos para aplicação da ANOVA, esta técnica é muito robusta e os resultados têm seu valor como informação, ou

seja, a variável ln(LPA) apresentou uma tendência de aumento dos percentuais de lucro por ação do período pré-crise para o período de crise e pós-crise.

**Tabela 14 - Teste de Múltiplos Intervalos para ln(LPA) por Ano**

Ano	N	Média	Desvio Padrão	Grupos Homogêneos	Código por grupo
2005	27	-1,49622	0,250319	X	a
2006	24	-1,25961	0,260344	X	a
2007	32	-1,04066	0,226899	XX	a b
2008	29	-0,625444	0,228908	X	b
2011	30	-0,581745	0,227707	X	b
2009	26	-0,557543	0,239658	X	b
2010	25	-0,513439	0,242355	X	b

Método: Intervalos de Confiança 95% LSD de Fisher

Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites	Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites
2005 - 2006		-0,236607	0,495378	2007 - 2008		-0,415217	0,59117
2005 - 2007		-0,455558	0,720407	2007 - 2009		-0,483118	0,608233
2005 - 2008	*	-0,870775	0,675341	2007 - 2010		-0,527222	0,627846
2005 - 2009	*	-0,938676	0,692332	2007 - 2011		-0,458917	0,632259
2005 - 2010	*	-0,98278	0,712833	2008 - 2009		-0,0679006	0,56035
2005 - 2011	*	-0,914475	0,718291	2008 - 2010		-0,112005	0,580727
2006 - 2007		-0,218952	0,413734	2008 - 2011		-0,0436994	0,585758
2006 - 2008	*	-0,634169	0,364023	2009 - 2010		-0,0441042	0,591189
2006 - 2009	*	-0,702069	0,379024	2009 - 2011		0,0242012	0,596392
2006 - 2010	*	-0,746174	0,396941	2010 - 2011		0,0683054	0,610918
2006 - 2011	*	-0,677868	0,402767	2007 - 2008		-0,415217	0,59117

\*denota diferença estatisticamente significativa,

Fonte: Dados da pesquisa

#### 4.5 ANÁLISE DA VARIÁVEL RENTABILIDADE PL MÉDIO

Os dados da variável Rentabilidade do PL médio apresentam um padrão de variação que é explicado pelas co-variáveis Rentabilidade do Ativo, Exigibilidade do Ativo e Lucro por Ação e pelo fator Ano, com valores-p menores que 5% para o teste-F.

**Tabela 15 - ANOVA para RenPLM - Soma de Quadrados Tipo III**

Fonte de variação	Soma de quadrados	g,l	Quadrado médio	F	Valor-p
Co-variáveis					
RentAt	6146,81	1	6146,81	139,41	0,0000
ExgAt	4636,52	1	4636,52	105,16	0,0000
LPA	3056,26	1	3056,26	69,32	0,0000
Efeito principal: Ano	789,969	6	131,661	2,99	0,0082
Resíduos	8509,53	193	44,0908		
Total (corrigido)	25401,40	202			

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 16 apresenta as médias e intervalos de confiança para a variável ln(RenPLM). Foram encontrados 10 pares de médias cujas diferenças são consideradas estatisticamente significativas e identificados 3 grupos homogêneos. Os intervalos de confiança mostram que a variável RenPLM varia de 12,472% (ano 2011) a 22,861%(ano 2007) com amplitude de 10,389%, enquanto a amplitude média dos 7 anos é de 4,901%.

**Tabela 16 - Médias e Intervalos de Confiança para RenPLM**

Nível	N	Média	Erro Padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Grande Média	203	17,6065			
Ano 2005	28	19,3238	1,27111	16,8167	21,8308
2006	26	19,4739	1,30453	16,9009	22,0469
2007	32	20,54	1,17678	18,219	22,861
2008	32	16,2401	1,17769	13,9173	18,5629
2009	29	16,251	1,23755	13,8102	18,6919
2010	26	16,535	1,30798	13,9553	19,1148
2011	30	14,8815	1,22153	12,4722	17,2907

Fonte: Dados da pesquisa

O teste de múltiplos intervalos (Tabela 17, método de mínima diferença significativa (LSD) de Fisher) determina quais médias da variável RenPLM apresentam diferença significativa de quais outras.

Podem-se destacar os grupos a (2008, 2009, 2010, 2011) e b (2005, 2006, 2008, 2009 e 2010) de menor e médio desempenho e o grupo c(2005, 2006 e 2007) de maior desempenho. Percebe-se a influência da crise *subprime* nos grupos a e b.

A variável RentPLM apresentou uma queda de mais de 4% no ano de 2008 em relação ao ano de 2007, mantendo-se estável nos três anos seguintes e apresentou nova queda em 2011 com percentual de 5,7% em relação ao ano de 2007.

**Tabela 17 - Teste de Múltiplos Intervalos para RenPLM por Ano**

Ano	N	Média	Desvio Padrão	Grupos Homogêneos	Código por grupo
2011	30	14,8815	1,22153	X	A
2008	32	16,2401	1,17769	X X	a b
2009	29	16,251	1,23755	X X	a b
2010	26	16,535	1,30798	X X	a b
2005	28	19,3238	1,27111	X X	b c
2006	26	19,4739	1,30453	X X	b c
2007	32	20,54	1,17678	X	c

Método: Intervalos de Confiança 95% LSD de Fisher

Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites	Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites
2005 - 2006		-0,150107	3,31281	2007 - 2008	*	4,29982	0,555996
2005 - 2007		-1,21618	3,26207	2007 - 2009	*	4,28893	2,3658
2005 - 2008		3,08364	3,39571	2007 - 2010	*	4,00493	2,17313
2005 - 2009		3,07274	4,91102	2007 - 2011	*	5,6585	2,17605
2005 - 2010		2,78875	4,67536	2008 - 2009		-0,0108954	2,38904
2005 - 2011		4,44232	4,64565	2008 - 2010		-0,294888	2,20009
2006 - 2007	*	-1,06608	0,374412	2008 - 2011		1,35868	2,25713
2006 - 2008	*	3,23375	0,778299	2009 - 2010		-0,283993	3,4586
2006 - 2009	*	3,22285	2,40613	2009 - 2011		1,36958	3,46985
2006 - 2010	*	2,93886	2,2112	2010 - 2011		1,65357	3,28408
2006 - 2011	*	4,59243	2,21104	2007 - 2008	*	4,29982	0,555996

\* denota diferença estatisticamente significativa

Fonte: Dados da pesquisa

Os resíduos apresentaram variâncias aproximadamente homogêneas para os diferentes níveis do fator Ano e leve tendência a maior dispersão para valores preditos médios; o teste de Kolmogorov-Smirnov indica que podem ser modelados pela função de probabilidades normal ( $D = 0,0848766$ , valor- $p > 0,10$ ), com 95% de confiança.

#### 4.6 ANÁLISE DA VARIÁVEL EXIGÍVEL PELO PATRIMÔNIO LÍQUIDO

Os dados da variável Exigível pelo Patrimônio Líquido apresentam um padrão de variação que é explicado pelas co-variáveis Margem Bruta e Rentabilidade do PL médio e pelo fator classe de ações, com valores- $p$  menores que 5% para o teste-F.

**Tabela 18 - ANOVA para ln(ExgPL) - Soma de Quadrados Tipo III**

Fonte de variação	Soma de quadrados	g,l	Quadrado médio	F	Valor-p
Co-variáveis					
MrgBru	3528,5	1	3528,5	57,05	0,0000
RenPLM	3125,65	1	3125,65	50,54	0,0000
Efeito principal: Classe	452,575	2	226,287	3,66	0,0278
Resíduos	10514,5	170	61,8502		
Total (corrigido)	17247,0	174			

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 19 apresenta as médias e intervalos de confiança para a variável ln(ExgPL).

**Tabela 19 - Médias e Intervalos de Confiança para ln(ExgPL)**

Nível	N	Média	Erro Padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Grande Média	175	24,1109			
Classe: ON	76	27,1969	0,95322	25,3153	29,0786
PN	90	24,3414	0,857832	22,648	26,0347
UNT N2	9	20,7945	2,65334	15,5568	26,0323

Fonte: Dados da pesquisa

O teste de múltiplos intervalos (Tabela 20, método de mínima diferença significativa (LSD) de Fisher) determina quais médias da variável log(ExgPL) apresentam diferença significativa de quais outras. Para os três níveis do fator tipos de ações a variável ln(ExgPL) apresentou médias cujas diferenças devem ser consideradas estatisticamente significativas, ao nível de confiança de 95%.

**Tabela 20 - Teste de Múltiplos Intervalos para ln(ExgPL) por Classe**

Classe de Ações	N	Média	Desvio Padrão	Grupos Homogêneos	Código por grupo
UNT N2	9	20,7945	2,65334	X	a
PN	90	24,3414	0,857832	X	b
ON	76	27,1969	0,95322	X	c

Método: Intervalos de Confiança 95% LSD de Fisher

Contraste	Sig.	Diferença	+/- Limites
ON - PN	*	2,85558	0,165047
ON - UNT N2	*	6,4024	0,223134
PN - UNT N2	*	3,54682	0,125016

\* denota diferença estatisticamente significativa,

Fonte: Dados da pesquisa

Os resíduos apresentaram variâncias aproximadamente homogêneas para os diferentes níveis do fator Classe de ações, sem tendência em relação aos valores preditos; o teste de Kolmogorov-Smirnov indica que podem ser modelados pela função de probabilidades normal ( $D = 0,108608$ , valor-p > 0,05), com 95% de confiança.

## 5 Conclusões

Foi possível identificar fontes de variação dos índices econômicos para o período dos anos de 2005 a 2011, considerando na análise de cada índice que uma parcela de sua variabilidade é explicada por outros índices econômicos, além dos diferentes níveis do fator Ano.

Para efetuar comparações entre médias de desempenho para determinado índice para diferentes níveis de determinado fator como Ano, devem ser consideradas outras fontes de variação como co-variáveis, não somente as informações brutas deste índice. No caso em

estudo, a variável Exigível pelo Ativo tem parcelas de variação explicadas de acordo com algum padrão pelas co-variáveis Rentabilidade do Ativo, Margem Bruta e Exigível pelo Patrimônio Líquido e, uma vez filtradas estas variabilidades, tem-se a parcela de variabilidade que pode então ser explicada pelo fator Ano.

Identificou-se as co-variáveis Exigível pelo Ativo, Lucro por Ação e Exigível pelo Patrimônio Líquido como capazes de explicar uma parcela da variabilidade do índice Rentabilidade do Ativo, sendo outra parcela explicada pelos diferentes níveis do fator Ano.

A co-variável Exigível pelo Ativo como capaz de explicar uma parcela da variabilidade do índice Rentabilidade do Ativo, sendo outra parcela explicada pelos diferentes níveis do fator Ano.

A co-variável Rentabilidade do PL Médio como capaz de explicar uma parcela da variabilidade do índice Rentabilidade do Ativo, sendo outra parcela explicada pelos diferentes níveis do fator Ano.

As co-variáveis Rentabilidade do Ativo, Exigível pelo Ativo e Lucro por Ação como capazes de explicar uma parcela da variabilidade do índice Rentabilidade do Ativo, sendo outra parcela explicada pelos diferentes níveis do fator Ano.

As co-variáveis Margem Bruta e Rentabilidade do PL Médio como capazes de explicar uma parcela da variabilidade do índice Rentabilidade do Ativo, sendo outra parcela explicada pelos diferentes níveis do fator Classe de Ações.

Quanto ao índice Exigível pelo Ativo, pode-se destacar os grupos homogêneos a(2008, 2009, 2010, 2011) de menores percentuais a partir do ano da crise de 2008 e b(2010, 2011, 2006, 2005 e 2007) de maiores percentuais.

No que concerne ao índice Rentabilidade do Ativo destaca-se os grupos a (2009, 2010 e 2011) e b(2008, 2009 e 2010) com menor desempenho, períodos que foram influenciados pela crise *subprime* e d(2005, 2006 e 2007) com maior desempenho.

Para o índice Margem Bruta destacou-se o grupo a(2008 e 2011) com menor desempenho devido aos impactos da crise financeira de 2008.

Quanto ao índice Lucro por Ação destacam-se os grupos a(2005, 2006 e 2007), de menores percentuais e b(2007, 2008, 2009, 2010 e 2011) aos maiores percentuais. Verifica-se uma tendência de aumento dos percentuais de lucro por ação do período pré-crise para o período de crise e pós-crise.

Para o índice Rentabilidade do Patrimônio Líquido Médio destacaram-se os grupos a (2008, 2009, 2010, 2011) e b (2005, 2006, 2008, 2009 e 2010) de menor e médio desempenho e o grupo c(2005, 2006 e 2007) de maior desempenho. Percebe-se a influência da crise *subprime* nos grupos a e b.

## REFERÊNCIAS

AEBI, V.; SABATO, G.; SCHMID, M. Risk management, corporate governance, and bank performance in the financial crisis. **Journal of Banking & Finance**. doi:10.1016/j.jbankfin.2011.10.020, 2011.

ASSAF NETO, A. **Estrutura e análise de balanços: um enfoque econômico-financeiro**. 6ª ed. São Paulo: Atlas, 2001.

BAHRY, T. R.; GABRIEL, L. F. A hipótese da instabilidade financeira e suas implicações para a ocorrência de ciclos econômicos. **Revista Economia Contemporânea**. Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 27-60, jan./abr. 2010.



BREALEY, R. A.; MYERS, S. C. **Principles of corporate finance**. 6 ed. Editora McGraw-Hill, 2000.

CAMPELLOA, M.; GRAHAMB, J. R.; HARVEYB, C. R. The real effects of financial constraints: Evidence from a financial crisis. **Journal of Financial Economics**. v.97, p. 470–487, Set. 2010.

CARVALHO, C. de. **Entendendo a recente crise financeira global**. In Dossiê da crise, 2008, p. 29 a 34. Disponível em <<http://www.ppge.ufrgs.br/akb>> Acesso em 02 Abr.2012.

CARVALHO, D. F. Crise financeira dos EUA e suas prováveis repercussões na economia global e na América Latina: uma abordagem pós-minskiana. **Artigo aceito para apresentação no Terceiro Encontro da Associação Keynesiana Brasileira** de 11 a 13 de agosto em 2010.

DICK-NIELSENA, J.; FELDHÜTTE, P.; LANDO, D. Corporate bond liquidity before and after the onset of the subprime crisis. **Journal of Financial Economics**. V. 103, p.471–492, 2012.

FARAWAY, J. J. **Linear models with R**. Chapman Hall/CRC, 2009.

HERMANN, J. **Da liberalização à crise financeira norte-americana: a morte anunciada chega ao Paraíso**. In Dossie da crise, 2008, p. 29 a 34. Disponível em <<http://www.ppge.ufrgs.br/akb>> Acesso em 02 Abr.2012.

IUDÍCIBUS, S. de. **Análise de balanços, análise da liquidez e do endividamento; análise do giro: rentabilidade e alavancagem financeira**. 10 ed. São Paulo: Atlas, 2010.

JIN YIQIANG, J.; KANAGARETNAM, K.; LOBO, G. J. Ability of accounting and audit quality variables to predict bank failure during the financial crisis. **Journal of Banking & Finance**, v.35, p. 2811–2819, 2011.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. New Jersey, Prentice Hall, 4th ed. 1998.

LAÍNEZ, J. A.; CAILAO, S. The effect of accounting diversity on international financial analysis: empirical evidence. **The International Journal of Accounting**. V. 35, No. 1, pp. 65-83, ISSN: 0020-7063, 2005.

LIRA, S. A.; CHAVES NETO, A. **Coefficientes de correlação para variáveis ordinais e dicotômicas derivados do coeficiente linear de Pearson**. RECIE, Uberlândia, v. 15, n. 1/2, p. 45-53, jan.-dez. 2006.

LONGSTAFF, F. A.. The subprime credit crisis and contagion in financial markets. **Journal of Financial Economics**. v.97, p.436–450, 2010.

MARTINS, P. G. **Administração de materiais e recursos patrimoniais**. 2 ed. São Paulo: Saraiva, 2005.

MINSKY, H. P. **Can it happen again? Essays on instability and finance**. Armonk, NY: M.E., Sharpe, 1982

OU, J. A.; PENMAN, S. H. Financial statement analysis and the prediction of stock returns. **Journal of Accounting and Economics**, v. 11, p. 295-329, 1989.

PAPADIMITRIOU, D. B.; HANNSGEN, G.; ZEZZA, G. The effects of a declining housing market on the U.S. Economy. **The Levy Economic Institute**, WP 506, jul. 2007.

SHILLER, R. J. Long-term perspectives on the current boom in home prices. **The Economists Voice**, v. 3, n. 4, 2006.

STEVENSON, W. J. **Estatística aplicada à administração**. São Paulo: Harbra, 2001.