

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**

**COMUNALIDADE NA LIQUIDEZ: evidências no
mercado de capitais brasileiro**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Fernando Casarin

**Santa Maria, RS, Brasil
2011**

**COMUNALIDADE NA LIQUIDEZ: evidências no mercado de
capitais brasileiro**

Fernando Casarin

Dissertação Apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação
em Administração, Área de Finanças da Universidade Federal de Santa Maria
(UFSM, RS) como requisito parcial para a obtenção do grau de
Mestre em Administração

Orientadora: Profa. Dra. Kelmara Mendes Vieira

**Santa Maria, RS, Brasil
2011**

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Sociais e Humanas
Programa de Pós-Graduação em Administração**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Dissertação de Mestrado

**COMUNALIDADE NA LIQUIDEZ: evidências no
mercado de capitais brasileiro**

elaborada por
Fernando Casarin

Como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Administração

COMISSÃO EXAMINADORA:

Prof^ª Dr^ª Kelmara Mendes Vieira (UFSM)
(Presidente/Orientadora)

Prof. Dr. Paulo Sérgio Ceretta (UFSM)
(Primeiro Examinador)

Prof. Dr. Ivan Henrique Vey (UFSM)
(Segundo Examinador)

Santa Maria, 01 de Agosto de 2011

À minha esposa Diane,
Aos meus pais, Paulo e Maria,
Aos meus irmãos Fabricio e Fabiano,
Aos amigos próximos,
Dedico este trabalho

Agradecimentos

São várias as pessoas que deveriam constar neste estudo, pois em algum momento serviram para me apoiar. Mas primeiro, agradeço a Deus por me iluminar neste projeto me dando determinação e direcionando ao rumo certo.

Aos meus pais Paulo e Maria que sempre buscaram o melhor para mim, incentivando e dando educação, amor e carinho. Também incluo aqui meus irmãos Fabricio e Fabiano, este último, agradeço em especial pela paciência e por estar a frente dos negócios sem a minha momentânea presença.

À minha esposa Diane que, somando, foram muitas semanas longe de casa e mesmo assim contei com seu apoio e dedicação.

Dedico também aos demais professores do Programa de Pós Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria pelo aprendizado que tive.

A todos os colegas de mestrado, mas principalmente a vocês Fernanda, Max e Bruno, agora, grandes e eternos amigos, obrigado pelos dias em que passamos juntos nessa fase da vida, vão deixar saudades. Certamente nossa amizade continuará compartilhada também em nossa nova profissão.

E, finalmente à professora orientadora Doutora Kelmara Mendes Vieira, responsável pelos ensinamentos e o profundo conhecimento que tive. Também pela confiança e persistência para fazer aprender e concluir este trabalho, muito obrigado.

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Administração
Universidade Federal de Santa Maria

COMUNALIDADE NA LIQUIDEZ: EVIDÊNCIAS NO MERCADO BRASILEIRO

AUTOR: FERNANDO CASARIN

ORIENTADORA: KELMARA MENDES VIEIRA

Data e Local da Defesa: Santa Maria, RS 01 de Agosto de 2011.

O presente estudo teve como objetivo verificar a existência de comunalidade na liquidez no mercado brasileiro através da apresentação de fatores comuns de liquidez com uma técnica inovadora (análise fatorial dinâmica). Buscou ainda analisar a relação entre a comunalidade e o retorno dos ativos individuais. A maioria dos estudos de comunalidade são procedidos com análises de dados diários e trabalhados em mercados desenvolvidos como os Estados Unidos (Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) Huberman and Halka (1999), Hasbrouck and Seppi (2001), Henker e Martens (2003), Lee (2005) e Brockman, Chung e Pérignon (2009)), mas alguns utilizam dados intraday na formação da amostra e, além disso, evidenciam a comunalidade também nos mercados emergentes. Brockman and Chung (2002), Zheng e Zhang (2006), Giouvris e Galariotis (2008) são exemplos de estudos nesses mercados, usando uma variedade de medidas e diferentes abordagens metodológicas. Não foram encontradas pesquisas brasileiras envolvendo a comunalidade, mas um estudo estrangeiro de Brockman, Chung e Pérignon (2009) relatou evidências fracas no Brasil. O procedimento adotado para a estimação da análise fatorial dinâmica (AFD) foi baseado no estudo de Frederici (2006) utilizando o *software* Stata versão 11. Essa pesquisa foi realizada com as ações pertencentes ao índice Ibovespa (Ibovespa) a partir de dados intraday a cada intervalo de cinco minutos no período de 04 de Janeiro até 30 de abril de 2010, totalizando 63 ativos da carteira teórica do primeiro quadrimestre de 2010. Devido à limitação do *software* a amostra foi dividida em três grupos (Grupo 1, 2 e 3), cada um composto por 21 empresas com 498 intervalos de 5 minutos em períodos de 83 observações para cada dia negociado, do dia 04/01/2010 até 11/01/2010 gerando um total de 10458 observações para cada um dos grupos. Foram encontrados fatores comuns a partir das variáveis de liquidez, nos quais explicam parte da variação comum da liquidez. Após a análise dos fatores procedeu-se a estimação das regressões por Grupo. Para cada Grupo foram geradas três regressões, a primeira somente do retorno do Ibovespa regredindo contra o retorno do ativo. Em seguida incluiu-se o fator 1 de liquidez e, após, todos os fatores foram incluídos no modelo. Dentre os resultados das regressões, destaca-se o Grupo 1, cujo modelo estimado apresentou o maior coeficiente de determinação e onde o retorno Ibovespa e o Fator 1 foram significativos, indicando que além do beta de mercado o fator comum da liquidez também produz impactos no retorno da empresa. Este estudo mostrou que existe comunalidade na liquidez no mercado brasileiro e, também, que há influência dos fatores de liquidez no retorno dos ativos individuais, corroborando com as evidências encontradas por Brockman, Chung e Pérignon (2009).

Palavras-chave: Comunalidade na liquidez; análise fatorial dinâmica; fatores comuns.

ABSTRACT

Master's Dissertation
Postgraduate Program in Management
Federal University of Santa Maria

COMMONALITY IN LIQUIDITY: evidence in the Brazilian market

AUTHOR: FERNANDO CASARIN

ADVISOR: KELMARA MENDES VIEIRA

Date and place of the defense: Santa Maria, RS August 01 2011.

This study aimed to verify the existence of commonality in liquidity in the Brazilian market by delivering common factors of liquidity with an innovative technique (dynamic factor analysis). Also sought to examine the relationship between commonality and return on individual assets. Most studies of commonality are proceeded with data analysis and worked out daily in developed markets like the United States (Chord, Roll and Subrahmanyam (2000) Huberman and Halka (1999), Hasbrouck and Seppi (2001), Henker and Martens (2003), Lee (2005) and Brockman, Chung and Perignon (2009)), but some use intraday data on the formation of the sample and, moreover, show the commonality in emerging markets. Brockman and Chung (2002), Zheng and Zhang (2006), and Giouvris Galariotis (2008) are examples of studies in these markets, using a variety of measures and different methodological approaches. There were no Brazilian studies involving the commonality, but a study of foreign Brockman, Chung and Perignon (2009) reported weak evidence in Brazil. The procedure adopted for estimating the dynamic factor analysis (DFA) was based on a study of Frederic (2006) using the *software* Stata version 11. This survey was conducted with the shares belonging to the Bovespa index (Bovespa) from intraday data every five minute interval in the period from January 4 until April 30, 2010, total assets of 63 theoretical portfolio of first quarter 2010. Due to the limitation of the *software*, the sample was divided into three groups (group 1, 2 and 3), each composed of 21 companies with 498 5 minute intervals during periods of 83 observations for each trading day, the day 01/04/2010 until 01/11/2010 generating a total of 10,458 observations for each group. Common factors were found from the liquidity variables, which explain in part the common variation in liquidity. After analyzing the factors we proceeded to estimate the regressions by group. For each group had three regressions, only the first return of Ibovespa regressing against the return of the asset. Then we included a factor for liquidity and, after all factors were included in the model. Among the results of the regressions, the Group 1 stands out, presented the highest coefficient of determination and where the Bovespa index return and Factor 1 were significant, indicating that beyond the market beta the common factor in liquidity also produces impacts on return the company. This study showed that there is commonality in liquidity in the market and also that there is influence of liquidity in the return of individual assets, confirming the evidence found by Brockman, Chung and Perignon (2009).

Key-words: Commonality in liquidity; dynamic factor analysis; commons factors.

LISTA DE TABELAS

Tabela 01 – Fatores gerados, variância explicada e variabilidade cumulativa Grupo 1	64
Tabela 02 – Matriz dos autovetores Grupo 1	65
Tabela 03 – Fatores gerados, variância explicada e variabilidade cumulativa Grupo 2	66
Tabela 04 – Matriz dos autovetores Grupo 2	67
Tabela 05 – Fatores gerados, variância explicada e variabilidade cumulativa Grupo 3	68
Tabela 06 – Matriz dos autovetores Grupo 3	68
Tabela 07 – Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan	70
Tabela 08 – Teste de multicolineariedade Regressão Grupo 01	71
Tabela 09 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa	71
Tabela 10 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e o Fator 1	72
Tabela 11 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e todos os fatores	72
Tabela 12 – Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan	73
Tabela 13 – Teste de multicolineariedade Regressão Grupo 02	73
Tabela 14 – Regressão entre retorno empresa e retorno Ibovespa	74
Tabela 15 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e o Fator1	74
Tabela 15 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e todos os fatores	74
Tabela 16 – Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan	75
Tabela 17 – Teste de multicolineariedade Regressão Grupo 03	75
Tabela 18 – Regressão entre retorno empresa e retorno Ibovespa	76
Tabela 19 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e Fator 1	76
Tabela 20 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e todos os fatores	76

LISTA DE QUADROS

Quadro 01 – Variáveis e medidas de liquidez dos principais autores	39
Quadro 02 – Composição do índice Bovespa carteira teórica quadrimestre 01 de 2010	41
Quadro 03 – Definição das variáveis para a construção do modelo.....	42
Quadro 04 – Perfil da amostra.....	50
Quadro 05 – Divisão da amostra em três grupos.....	51
Quadro 06 – Média por intervalo diário e intradiário do retorno empresa e Ibovespa.....	52
Quadro 07 – Média por intervalo diário e intradiário do volume empresa e Ibovespa.....	53
Quadro 08 – Média por intervalo e diária das variáveis <i>spread 1</i> e <i>spread 2</i> das ações.....	54
Quadro 09 – Média por intervalo e diária do <i>spread1</i> e <i>spread2</i> do Ibovespa.....	56
Quadro 10 – Média por intervalo e diária do <i>spread1</i> e <i>spread2</i> ponderado pelo Ibovespa....	57
Quadro 11 – Média por intervalo e diária do volume da empresa ponderado pelo Ibovespa..	58
Quadro 12 – Média por intervalo e diária do <i>varsread1</i> empresa e <i>varsread1</i> Ibovespa	59
Quadro 13 – Média por intervalo e diária do <i>varsread2</i> empresa e <i>varsread2</i> Ibovespa	60
Quadro 14 – Média por intervalo e diária das variáveis Turnover da empresa.....	61
Quadro 15 – Correlação entre as variáveis de liquidez do estudo.....	62
Quadro 16 – Correlação entre as variáveis em nível	62
Quadro 17 – Correlação entre as variáveis de liquidez Grupo 01	63
Quadro 18 – Correlação entre as variáveis de liquidez Grupo 02.....	63
Quadro 19 – Correlação entre as variáveis de liquidez Grupo 03.....	63
Quadro 20 – Matriz da dispersão média Grupo 1 no tempo t	64
Quadro 21 – Matriz da dispersão média Grupo 2 no tempo t	66
Quadro 22 – Matriz da dispersão média Grupo 3 no tempo t.	67

LISTA DE APÊNDICES

APÊNDICE A – Tabelas estatísticas descritivas amostra primária	87
APÊNDICE B – Tabelas estatísticas descritivas amostra por grupos	88
APÊNDICE C – <i>Script</i> ADF utilizado para o estudo	89

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
1.1 PROBLEMA DE PESQUISA	15
1.2 JUSTIFICATIVA	16
1.3 Objetivo Geral	17
1.4 Objetivos Específicos	17
1.5 Estrutura do Trabalho	17
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	18
2.1 Evidências da Comunalidade na Liquidez	18
3 METODOLOGIA.....	40
3.1 Amostra de Dados.....	40
3.2 Variáveis	42
3.3 Análise Fatorial Dinâmica	43
3.4 Fatores Dinâmicos e Comunalidade na Liquidez	45
3.5 Análise de Regressão	48
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	49
4.1 Perfil da Amostra	49
4.2 Estatísticas Descritivas	51
4.2.1 Correlação entre as Variáveis	61
4.3 Análise Fatorial Dinâmica	64
4.3.1 Análise Fatorial Dinâmica Grupo 1	64
4.3.2 Análise Fatorial Dinâmica Grupo 2.....	66
4.3.3 Análise Fatorial Dinâmica Grupo 3.....	67
4.4 Relação entre Retorno e Liquidez.....	69
4.4.1 Análise de Regressão Grupo 1	70
4.4.2 Análise de Regressão Grupo 2	73

4.4.3 Análise de Regressão Grupo 3	75
5 CONCLUSÃO.....	78
6 REFERÊNCIAS	81
7 APÊNDICES	86

1 INTRODUÇÃO

O mercado de capitais brasileiro é formado por instituições pessoas físicas e jurídicas que negociam valores mobiliários a fim de promover a capitalização das empresas e rentabilizar o ganho entre os agentes envolvidos (comprador e vendedor), além de impulsionar a economia.

Nesse contexto, um fator que influencia diretamente a precificação de ativos é a liquidez na qual não é universalmente mensurável, mas é um aspecto importante para o desenvolvimento dos mercados, pois pode influenciar fortemente o preço dos ativos, (CORREIA; AMARAL; BRESSAN 2008). Amihud e Mendelson (1991) relatam que os investidores preferem investir o capital em investimentos líquidos, que possam ser transacionados rapidamente com baixo custo de transação sempre quando houver necessidade. Investidores podem se sentirem atraídos por investimentos com menor liquidez se oferecem retornos esperados maiores. Correia e Amaral (2008), entre outros, encontram evidências de que este pode ser um fator de explicação da rentabilidade do mercado e que o retorno do mercado de ações pode ser influenciado pela liquidez.

Apesar de não existir um conceito predominante de liquidez, grande parte da literatura apresenta a liquidez como a facilidade de se negociar um ativo rapidamente, em grande volume e convertê-lo em dinheiro sem afetar significativamente o preço do ativo ou do mercado (CORREIA; AMARAL; BRESSAN, 2008, HODRICK; MOULTON, 2009, STAGE; KASERER, 2009). Argumentam ainda que a liquidez de mercado pode ser definida como o custo de troca de um ativo em relação ao seu valor justo em que este é fixado pelo *bid-ask* (diferença entre oferta de compra e oferta de venda). Neste mesmo sentido afirmam que os mercados líquidos são os que favorecem as negociações com um mínimo impacto sobre os preços (O'HARA, 1999).

A liquidez pode ser uma característica do ativo ou do mercado. Em se tratando do ativo, apresenta-se pelo tamanho da diferença entre as ofertas de compra e ofertas de venda, chamados de *spreads* e que indicam uma maior ou menor liquidez conforme suas cotações (SHARPE; ALEXANDER; BAILEY, 1998). O tamanho da liquidez do ativo afeta o risco de o investidor vender a ação, algo que pode influenciar o seu preço. Uma característica da liquidez do ativo é que havendo liquidez, o mesmo pode ser vendido rapidamente sem ocorrerem perdas significativas. Se o ativo for menos líquido pode levar mais tempo para ser negociado, se houver um grande lote de ações poderá afetar o mercado causando a queda em

seu preço. É importante salientar que a liquidez de ativos individuais difere da liquidez de mercado, enquanto a liquidez do ativo obedece à questão individual dos títulos, a liquidez de mercado está fortemente ligada aos fatores macroeconômicos, notícias de mercado e eventos políticos.

Para avaliar a liquidez de ativos individuais, diversos estudos têm adotado proxies de liquidez ao invés de uma medida específica (DUNNE; MOORE, 2007). Muitos deles adotam proxies mais precisas de liquidez usando as ofertas de compra (*bid*) e venda (*ask*) e profundidade (*depth*). Nos mercados em desenvolvimento, esses dados são de difícil acesso. Nestes casos os autores utilizam outras proxies como, por exemplo, número de negócios, volume financeiro e quantidade de títulos negociados.

Quanto à liquidez de mercado, os estudos de Bis (1999) mostram que esse tipo de liquidez é vista conforme pelo menos uma de suas dimensões, sendo que a firmeza (*tightness*) caracteriza-se pela medida entre os preços de compra e venda e o preço médio do mercado; profundidade (*depth*) significa a capacidade de o mercado poder negociar um grande volume de títulos sem alterar significativamente os preços no seu ponto de equilíbrio, é medida pela volatilidade dos preços; resiliência (*resiliency*), diz respeito à velocidade com que o preço estabelece um novo patamar ou a capacidade do mercado absorver choques. Em face disso, um mercado líquido apresenta um mínimo de *bid-ask*, um grande *turnover* (razão entre a quantidade negociada e a quantidade de ações em circulação) e uma pequena volatilidade. A liquidez de mercado é o que faz as contrapartes (comprador e vendedor) realizarem as transações (negócios) no mercado, se há liquidez então é possível efetuar negócios de maneira fácil e rápida sem afetar os preços significativamente. Ao negociar em um mercado com pouca liquidez ou mesmo com a falta dela, os compradores e vendedores terão dificuldades em encontrar a contraparte para efetivar o negócio. Isso envolve um maior prêmio de preço e deve acrescer maiores custos de transação. A falta de liquidez no mercado causa influência nos preços e produz maior volatilidade. Os preços de compra/venda podem ficar longe dos preços da contraparte, podendo inclusive, reduzir o retorno esperado por investidores.

Diante disso, alguns autores se dedicaram a analisar a sua influência nos preços dos ativos, mas recentemente tem crescido as tentativas da obtenção de fatores comuns que determinam a liquidez para ações individuais, bem como para a liquidez do mercado global. Algumas pesquisas empíricas têm estudado fatores determinantes comuns da liquidez, os quais apresentam manifestações correlacionadas com movimentos na liquidez. Fabre e Frino (2004) relatam que a comunalidade é a proposição de fatores comuns de liquidez do ativo em relação às de mercado, tanto no *spread* de compra e venda quanto na profundidade.

Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) observam que fatores amplos do mercado e setor influenciam na liquidez geral e esta afeta as ações individualmente independentemente do tamanho da empresa. A profundidade (*depth*), *spread* da cotação e o *spread* efetivo comovem com a liquidez do mercado e do setor. Mesmo controlando os determinantes de liquidez individuais como a volatilidade, volume e o preço, influências comuns ainda permanecem, indicando a existência da comunalidade na liquidez. As mudanças na liquidez das ações individuais são positivamente relacionadas à mudança na liquidez do mercado. Segundo os autores o principal dos fatores comuns na liquidez pode ser relacionado as crises dos mercados ou algum outro incidente. A queda na liquidez individual dos ativos é percebida em grandes crises financeiras como a crise da Ásia em 1997, a crise da Argentina em 2001 e recentemente no *crash* financeiro ocorrido no mercado em 2008 devido à crise Americana e é apresentada como a causa da crise ou como consequência inesperada que resultou na piora das turbulências.

Tais eventos podem trazer danos aos mercados e aos investidores. O problema da falta de liquidez reflete nos *bid-asks*, e se agrava principalmente nessas épocas de crise, na qual a diferença entre as cotações de compra e venda aumentam significativamente. Amihud, Mendelson e Wood (1990) verificaram que ações com maior *bid-ask*, sofreram quedas mais profundas nos preços durante a crise de 1987 e ações nas quais o *bid-ask* foi menor em relação a seu nível no dia da crise, recuperaram-se mais rapidamente do que as ações com pouca liquidez.

Diversas evidências surgem no mercado internacional, além de Huberman and Halka (1999), Hasbrouck and Seppi (2001), Henker e Martens (2003), Lee (2005) e Brockman, Chung e Pérignon (2009), nos Estados Unidos, aparecem Fabre e Frino (2004) na Austrália, Dunne e Moore (2007) na Grécia, Hillier, Hillier e Kyaw (2007) na Europa, Zheng e Zhang (2006) e Giouvris e Galariotis (2008) em mercados emergentes. Esses estudos também mostram que existe um determinante comum de liquidez individual influenciando o nível de liquidez do mercado. Além das crises, custos de estoque e informação assimétrica, também são considerados como determinantes mais plausíveis capazes de mostrar a comunalidade (LEE, 2005 e BROCKMAN; CHUNG; PÉRIGNON, 2009).

1.1 PROBLEMA DE PESQUISA

A maioria dos estudos sobre a liquidez tem como foco o mercado dos Estados Unidos, talvez por ser o mais líquido. Segundo alguns autores, o volume de negócios, a volatilidade e

o preço são determinantes de liquidez. Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) argumentam que o aumento do volume individual deve reduzir o *spread* e aumentar a profundidade (*depth*) enquanto que para a volatilidade individual deve acontecer o efeito oposto, os investidores auferem maiores lucros quando a volatilidade é maior, aumentando os *spreads*.

No Brasil as evidências ainda são mistas. Xavier (2007) observa resultados diferentes em relação a outras pesquisas de liquidez como em Sanvicente e Minardi (1998), Mellone Jr. (1999), Costa Jr. e Neves (2000), Nagano, Merlo e Silva (2003), nos quais utilizam como variáveis de liquidez o número de negócios, a quantidade de títulos negociados e o volume financeiro negociado para cada ação. Para Xavier (2007) não há evidências de que a liquidez influencia no preço dos ativos, fato esse que se deve a iliquidez em muitos ativos no mercado brasileiro.

Neste sentido, o estudo da comunalidade na liquidez no Brasil torna-se relevante, pois conforme Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), esta pode afetar o preço dos ativos se investidores exigirem maiores retornos esperados de ações com maior sensibilidade a choques de liquidez no mercado.

Diante desse contexto a questão central de estudo é: **existem evidências de comunalidade na liquidez no mercado brasileiro?**

1.2 JUSTIFICATIVA

A maioria destes estudos utiliza dados diários e são trabalhados em mercados desenvolvidos, mas alguns utilizam dados intraday na formação da amostra e, além disso, evidenciam a comunalidade também nos mercados emergentes. Brockman and Chung (2002), Zheng e Zhang (2006), Giouvris e Galariotis (2008) são exemplos de estudos nesses mercados, usando uma variedade de medidas e diferentes abordagens metodológicas. Para o mercado brasileiro, não foram encontradas pesquisas envolvendo a comunalidade na liquidez, mas um estudo estrangeiro de Brockman, Chung e Pérignon (2009) relatou evidências fracas no Brasil. Em face a esse contexto, justifica-se esse trabalho estudo tendo como objetivo principal a investigação da possível existência de comunalidade na liquidez no mercado brasileiro.

1.3 Objetivo Geral

O objetivo geral deste projeto é verificar a existência de comunalidade na liquidez no mercado brasileiro.

1.4 Objetivos Específicos

- Identificar fatores comuns na liquidez para o mercado brasileiro;
- Analisar a composição desses fatores;
- Analisar a influência da comunalidade no retorno dos ativos.

1.5 Estrutura do Trabalho

A estrutura deste estudo está organizada em cinco capítulos, a introdução no qual focou o tema comunalidade na liquidez, apresentação de alguns dos principais estudos na literatura, e determinando o objetivo principal. Na segunda seção fundamentam-se estudos bibliográficos abordando os principais autores que contemplaram esse tema em diversos mercados, incluindo a discussão sobre os métodos e amostras utilizadas. No terceiro capítulo tem-se o método e são apresentadas as variáveis a serem utilizadas com os critérios de seleção da amostra, e a análise fatorial dinâmica. O quarto capítulo refere-se aos resultados e discussões sobre o estudo e o quinto apresenta as conclusões.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Nesta parte do trabalho apresentam-se os estudos realizados sobre a comunalidade na liquidez. Avalia-se também, como são testadas as hipóteses, quais são as variáveis utilizadas e as diferenças entre os principais estudos encontrados na literatura de finanças.

2.1 Evidências da Comunalidade na Liquidez

Muitos estudos estão dando ênfase na questão da liquidez individual e de mercado tendo como foco a influência nos preços dos ativos. A atividade dos negócios vista no mercado é responsável pela oscilação dos preços. A comunalidade pode afetar o preço dos ativos se investidores exigirem maiores retornos esperados de ações com maior sensibilidade a choques de liquidez no mercado (CHORDIA; ROLL; SUBRAHMANYAM, 2000). Um dos focos desses estudos é a determinação de fatores comuns de liquidez para ações individuais e também para a liquidez do mercado (FABRE; FRINO, 2004).

Fortes evidências de comunalidade na liquidez são apresentadas analisando diversos mercados e amostras. Estas pesquisas têm sido desenvolvidas e dedicadas aos determinantes comuns de liquidez inclusive para o comportamento empírico ou movimentos correlacionados na liquidez. Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), um dos pioneiros no estudo sobre este tema, analisaram o comportamento da liquidez das ações de empresas individuais comparando com a liquidez de todos os setores das empresas cotadas na *New York Stock Exchange* (NYSE) em intervalos diários durante o ano de 1992. Eles encontraram que os *spreads* co-movem com a liquidez do mercado global. Para medir a comunalidade utilizaram cinco diferentes medidas de liquidez, *spread* da cotação (diferença entre as cotações do vendedor e do comprador), *spread* proporcional da cotação (diferença entre as cotações do vendedor e do comprador dividido pelo preço médio de compra e venda), profundidade (Depth – soma da quantidade de ações do comprador com a do vendedor dividido por dois), *spread* efetivo (diferença entre o negócio realizado e o preço médio de compra e venda) e *spread* efetivo proporcional (diferença entre o negócio realizado e o preço médio de compra e venda dividida pelo preço médio de compra e venda). São encontradas variações comuns de liquidez entre o ativo individual e a liquidez de mercado.

Para essa análise Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) usaram os dados de cada transação em que incluíam o preço, data e hora, bem como as ofertas de compra e venda. Nas ofertas de compra e venda (*Bid* e *Ask*) os dados não revelavam a identidade dos compradores e vendedores. Algumas ações pouco negociadas não fornecem observações confiáveis, portanto os autores definiram como critério de liquidez as ações que estavam cotadas na NYSE ao longo de 1992 e negociadas pelo menos uma vez a cada 10 dias. Para evitar problemas com unidades de negociação, foram excluídas as ações que tiveram *split* ou que pagaram dividendo durante o referido ano. No total obtiveram 29.655.629 negociações em 254 dias com 1.169 ações durante o ano de 1992. Ações com média de preço abaixo de 2 dólares também foram excluídas.

Quanto ao método utilizado foram feitos cálculos estatísticos com equações de regressão. São projetadas *lags* (defasagens) para capturar os ajustes na comunalidade enquanto o retorno do mercado destina-se a remover a dependência, pois existe uma associação entre o retorno e as medidas de *spread*. O retorno dos ativos ao quadrado foi deixado como proxy da volatilidade, pois é uma variável que poderia influenciar a liquidez. Para investigar a comunalidade, primeiramente usou-se um modelo de regressão para ações individuais regredidas nas medidas de liquidez do mercado. O modelo chamado de “modelo de mercado” foi:

$$DL_{j,t} = \alpha_j + \beta_j \cdot DL_{M,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

onde, $DL_{j,t}$ é para a ação j , a variação percentual D do dia $t-1$ para t na variável de liquidez L , $DL_{M,t}$ é a variação simultânea na média da mesma variável, ou valor ponderado pela capitalização do mercado ao final do ano de 1991. A variação percentual foi examinada pois havia o interesse em descobrir quando a liquidez co-move e por causa que as séries temporais são mais propensas a alguns problemas econométricos como a não estacionariedade. Uma *lead* e uma *lag* (DL_{t+1} e DL_{t-1}) são designados para capturar o ajuste da comunalidade enquanto que o retorno do mercado serve para remover a dependência induzida pela associação entre o retorno e as medidas de *spread*. Após isso, o retorno das ações ao quadrado é incluído como *proxy* para a volatilidade, que segundo os autores é uma variável incômoda que possivelmente influencia a liquidez. A variação proporcional diária das medidas de liquidez das ações individuais é regredida nas variações da média ponderada da liquidez para

todas as ações da amostra. Os autores incluem a variação percentual de cada variável conforme, medida de liquidez L , para negócios no dia t como:

$$DL_t = \frac{(L_t - L_{t-1})}{L_{t-1}} \quad (2)$$

Em cada regressão individual, a média do mercado exclui as ações da variável dependente. Tem-se uma comparação com os aspectos individuais da liquidez: volatilidade, preço e volume de negócios, relacionados com a sua magnitude e a comunalidade que mede a liquidez do setor. O volume individual (volatilidade) tem um impacto negativo na influência do *spread* e influência oposta na profundidade (*depth*). Conforme o estudo, há um grande impacto nas cinco variáveis de liquidez utilizadas. Também o preço e o nível de *spread* estão positivamente relacionados com a profundidade, enquanto o preço cai. Com relação ao *spread*, a influência do preço marginal é menor do que a do preço proporcional, ou seja, o preço deveria ter um impacto marginal negativo sobre o *spread* proporcional. Apesar da influência do preço no *spread* proporcional ser um enigma a ser explicado, todas as ações liquidas são suficientes para ter negócios com um mínimo de *spread*. Isso mostraria uma correlação negativa entre o preço e o *spread* proporcional, no qual seu efeito desapareceria quando o preço atingir um nível alto para suportar um *spread* ocasional maior do que o mínimo.

Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) sugerem que a liquidez do setor tem uma forte influência na liquidez das ações individuais, mesmo após a contabilização da volatilidade, preço e volume. No estudo, todos os coeficientes são positivos, o que comprova que a comunalidade está realmente presente na liquidez. Há uma influência significativa conforme as mudanças diárias nas medidas de liquidez dos ativos, mas segundo os autores, essas influências têm um baixo poder explicativo, que muda um pouco ao adicionar as variáveis explicativas dos determinantes de liquidez das ações individuais. As variações não explicadas significam os ruídos ou variáveis omitidas em que a liquidez das carteiras pode mostrar um traço mais concreto de comunalidade. Os retornos das carteiras são mais correlacionados com os fatores comuns do mercado do que o retorno das ações individuais. Grande parte da mudança na variação da liquidez é específica da empresa, principalmente na questão do *spread* da cotação e na profundidade.

Mesmo depois de acrescentar os determinantes individuais de liquidez, preço, volatilidade e volume de negócios, a comunalidade mantém uma influência significativa. Os movimentos da liquidez inspiram que uma operação pode ser mais bem gerenciada em um tempo adequado. Com *spreads* menores consegue-se uma maior rotação da carteira sem diminuir o desempenho. A comunalidade na liquidez pode representar uma fonte de risco de preços não diversificáveis podendo afetar os preços dos ativos se os investidores exigirem maiores retornos esperados das ações com maior sensibilidade a choques de liquidez do mercado mundial. Isso motiva a produção de muitas pesquisas que relacionam positivamente o nível de liquidez e os retornos esperados, conforme Amihud e Mendelson (1986) e Amihud (2002), fornecem evidências em uma amostra de ações dos Estados Unidos em que os retornos têm relações positivas com a falta de liquidez em todo o mercado, ou seja, o retorno das ações aumenta quando há iliquidez no mercado.

Hasbrouck e Seppi (2001) fazem uma análise com o método de componentes principais para evidenciar a existência de fatores comuns para as variáveis *order-flow* (valor negociado) e o retorno de 30 ações do índice Dow Jones. Essa escolha foi devido à rapidez de negociação desses ativos permitindo a criação de uma base com dados de alta frequência. Os dados de sua amostra compreendem 252 dias de negociação no ano de 1994 e séries de 26 intervalos de 15 minutos dentro de cada dia em que se mediram as variações de preços médios usando a cotação no início e no final de cada intervalo. Em um segundo momento, efetuam uma análise de correlação canônica dos fatores comuns do retorno e indicam que são altamente correlacionados com os fatores comuns no *order-flow*. Seu interesse é na variação estocástica da liquidez buscando examinar a covariação possível dentro de componentes comuns.

As variáveis *order-flow* e o retorno são padronizadas para se ter unidades consistentes, com isso consegue-se remover o efeito dia além de facilitar algumas análises comparativas. As medidas de *order-flow* derivam dos negócios efetuados e o volume de ações é o total do volume negociado no intervalo de 15 minutos. Os negócios individuais são somados ao longo do período para obter um número acumulativo, volume de ações, volume de dólares, e a raiz quadrada do volume de dólares. Com a aplicação dos componentes principais os autores conseguem resultados que evidenciam a presença de comunalidade nos retornos implicando em 21% da variação total dos retornos no intervalo de 15 minutos podem ser explicados por um simples fator comum. Os fatores para o volume também apresentam comunalidade.

Para o *order-flow* a análise indica que o primeiro fator explica somente 7,8% da variação total. Ao analisar a correlação canônica, percebem que existem fatores comuns nos

retornos são altamente correlacionados com o fator comum no *order-flow*. Há indícios de equivalência na variação canônica dos retornos e na variação explicada pelos componentes principais. Nos resultados estatísticos dos fatores *order-flow* pelos componentes principais os autores inferem que não é possível identificar ondas de ordens chegando ao mercado simplesmente olhando para seus preços. Analisando os resíduos da comunalidade Hasbrouck e Seppi (2001) ainda evidenciam quanto da covariabilidade permanece no retorno após calcular a parte associada ao fator comum do *order-flow* indicando que dois terços da variação comum do retorno pode ser explicada pela comunalidade do *order-flow*. São encontrados fatores comuns em retornos, na liquidez do mercado e no *order-flow*, onde esses explicam parte, mas não todas as variações comuns nos retornos. Segundo relatam, há multicolinearidade no retorno do índice futuro do S&P 500 com o fator comum do *order-flow*. Qualquer liquidez ligada à diferenças de retornos é devido as diferenças previsíveis no nível de liquidez e não na variabilidade da liquidez.

Pode-se diferenciar este estudo do de Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), pois as deste utilizavam dados de 1169 ações extraídas da NYSE, amostra essa maior que a de Hasbrouck e Seppi (2001) com apenas as 30 *blues chips* mais negociadas do índice Dow Jones. As diferenças nos estudos no que tange as amostras também levam em consideração outras interações. Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), encontram a comunalidade na liquidez fraca e mostra correlações nas carteiras de ações, enquanto Hasbrouck e Seppi (2001) caracterizam as relações de retorno, *order-flows* e liquidez. Além disso, os intervalos da amostra são menores (dados intraday com intervalos de 15 minutos).

Assim como Hasbrouck e Seppi (2001), Domowitz e Wang (2002) também analisam o *order-flow* fazendo três simulações com duas ações A e B. Usando 500 observações dos dois ativos com o intuito de verificar se os tipos de ordens explicam a comunalidade na liquidez e a comunalidade do retorno. As variáveis utilizadas nas simulações são: tipo de ordem, (a mercado ou limitada), direção da ordem (comprador ou vendedor) e tamanho da ordem. A definição do *order-flow* é a combinação da direção da ordem e o tamanho da ordem.

Com essas simulações, notam que as ordens agrupam a oferta existente ou a curva de demanda desviando-a e provocando mudanças na liquidez. Segundo relatam, a comunalidade na liquidez pode ser representada pela covariância funcional e os co-movimentos de *order-flow* não resultam necessariamente em comunalidade na liquidez. Na verdade, conforme os autores, co-movimento dos tipos de ordem é a chave da comunalidade na liquidez.

Na primeira simulação colocam a variável X como ordens a mercado, a variável Y sendo como ambas as ordens limitada e Z como uma ordem a mercado e outra ordem

limitada. Aumentando gradualmente o valor de Z deixando a direção das ordens aleatória, com 50% de compradores e 50% de vendedores notam que as ordens para o ativo A e as ordens para o ativo B não tem a mesma direção. Os resultados dessa primeira simulação destacam que a conjuntura dos tipos de ordem explica a comunalidade da liquidez, mas não a comunalidade do retorno.

Na segunda simulação os autores deixam X como sendo a probabilidade de ambas serem ordens de compra, Y como sendo a probabilidade de ambas serem ordens de venda e Z a probabilidade de que uma ordem é de compra e outra de venda. Da mesma forma que na simulação um, foram deixados os tipos de ordem aleatórios. Os resultados dessa simulação não são consistentes, mas conforme as correlações da liquidez tornam evidentes que a questão da comunalidade na *order-flow* não causa comunalidade na liquidez.

Com a terceira simulação há um controle no *order-flow* e os tipos de ordens. Deixam X como a probabilidade de que ambas são ordens a mercado onde uma é comprador e outra vendedor. Y é a probabilidade de que ambas as ordens são ordens limitadas sendo uma comprador e outra vendedor. Z é a probabilidade de que uma ordem é a mercado e outra limitada, mas ambas são ordens de compra e de venda. As ordens para A e B sempre tem o mesmo tamanho nas quais são distribuídas uniformemente entre 100 e 3000. O mesmo procedimento é feito com o aumento gradual dos valores de Z . O resultado apresentou que a correlação da liquidez é altamente positiva, 90% das ordens para A e B são do mesmo tipo e todas as ordens são do mesmo tamanho. As correlações na simulação 3 são grandes indicando que quando a comunalidade do tipo de ordem é combinada com a comunalidade na *order-flow* a comunalidade na liquidez é maior.

Portanto, com essas simulações a comunalidade no tipo de ordem resulta em alta comunalidade na liquidez, já o *order-flow* não causa comunalidade na liquidez, mas causa comunalidade do retorno. Incluindo a comunalidade do tipo de ordem e o *order-flow* juntas resultam em alta comunalidade na liquidez e no retorno. Evidenciam também que, com o uso da covariância (correlações) para descrever os co-movimentos entre duas variáveis, expõe a comunalidade na liquidez para as duas ações.

Os autores ainda evidenciam a comunalidade na liquidez no mercado Australiano, *Australian Securities Exchange* (ASX) tomando como amostra uma base de dados de 19 ações do índice ASX-20 no período de 01 de março de 2000 a 31 de dezembro de 2000 totalizando 211 negócios diários. O método utilizado nessa amostra foi a regressão *Ordinary Least Squares* (OLS) fazendo o uso das variáveis de correlação do tipo de ordem e *order-flow* para verificar se estas estão relacionadas com as correlações do retorno e da liquidez. Usam

dois tipos de regressão simples, a primeira: correlações do retorno nas correlações de tipos de ordem e correlações de *order-flow*, segundo: correlações de liquidez nas correlações dos tipos de ordem e correlações no *order-flow*.

Os resultados da primeira regressão mostram que as correlações de *order-flow* são positivas e fortemente relacionadas com as correlações do retorno, ou seja, *order-flow* determina o retorno. Na segunda apresenta que, as correlações do tipo de ordem são positivamente relacionadas com a correlação da liquidez não importando o tamanho da negociação. A comunalidade nos retornos e na liquidez é causada pela relação negativa das correlações nos retornos e altamente positivas nas correlações de liquidez respectivamente.

Essas descobertas sobre a comunalidade na liquidez ainda levantam questões sobre os determinantes da comunalidade e as conseqüências que levam aos preços dos ativos. Algumas pesquisas têm como foco a liquidez de ativos individuais, mas outras pesquisas relatam fatores comuns nos preços, volume de negócios e medidas do custo de transações, como é o caso da compra e venda.

Nesse sentido, Fernando (2003) investiga como os choques da liquidez comum originam a comunalidade no volume de negócios, desenvolvendo um modelo que explora algumas questões em relação aos determinantes da comunalidade e o seu impacto sobre os preços dos ativos. Examinam a transmissão da liquidez através dos investidores e os diferentes efeitos dos choques de liquidez sistemática (fatores comuns de liquidez implicam que os choques de liquidez se aplicam de forma sistemática nos investidores e são transmitidos por eles ou pelas ações causando efeitos nos mercados) e liquidez idiossincrática (choques que são transmitidos por investidores, criam demanda por liquidez e volume e investidores podem diversificar seu risco quando negociar) nos preços dos ativos, volume de negócios e volatilidade dos preços. Também analisam a transmissão da liquidez nos ativos.

Evidenciam que os choques de liquidez sistemática e de liquidez idiossincrática têm efeitos significativamente diferentes nos preços dos ativos, volume de negócios e na volatilidade. A busca da liquidez está em função da heterogeneidade causada por choques de liquidez idiossincrática e se manifesta no volume de negócios. O estado da liquidez no mercado aumenta o volume de negócios através da intensidade dos choques idiossincráticos que são medidos pela variância. Já os choques de liquidez sistemática não originam a demanda por liquidez nem afetam o volume de negócios, mas tem um impacto significativo sobre a volatilidade dos preços.

Fernando (2003) ainda observa que os choques de liquidez sistemática não causam co-movimentos no volume, os choques de liquidez idiossincrática são o principal

determinante do volume, que se expande com o aumento da intensidade desses choques. Comunalidade no caso da covariação do volume refere-se à existência de covariação na heterogeneidade dos investidores, como medir os co-movimentos na volatilidade dos choques de liquidez idiossincrática experimentada pelos investidores. Usaram como amostra 2 períodos em 3 datas econômicas com um grupo de M investidores avessos ao risco. Foi adotado para cada agente o tempo 0 e 1 de um único ativo sem risco. O ativo com risco paga uma quantidade aleatória de valor do ativo sem risco. No modelo estudado, os choques de liquidez podem mudar a demanda de cada investidor para o ativo de risco e induzir a negociação quando for viável para o investidor. Os investidores sabem determinar o tamanho de suas operações depois de saber os custos e benefícios de equilíbrio de suas carteiras. Os choques de liquidez afetam a avaliação dos investidores do ativo de risco e pode levá-los a equilibrar suas carteiras através da negociação de ativos arriscados.

Os resultados da transmissão dos choques de liquidez sistemática e idiossincrática através dos investidores mostram que quando os retornos são correlacionados, não há transmissão da liquidez através do ativo. Os fatores comuns de liquidez podem ser o resultado da covariação da heterogeneidade do investidor e não de choques de liquidez comum. Quando o mercado secundário é perfeitamente líquido, os grandes investidores procuram gerir o risco com negociações junto a pequenos investidores, após observar os choques de liquidez. Já quando o mercado tem pouca liquidez, os investidores muito expostos procuram gerir o risco reduzindo sua participação nos ativos de risco do mercado primário, antecipando choques futuros. Com isso, investidores pouco expostos ganham um maior retorno ajustado ao risco, sendo como uma recompensa para a transmissão do risco de liquidez para os investidores com maior exposição. Fernando (2003) descobre também que choques de liquidez idiossincrática originam a heterogeneidade dos investidores, criando liquidez e volume. O preço do risco de liquidez idiossincrático depende da liquidez do mercado, portanto os investidores podem diversificar seu risco de negociação. O volume é a manifestação da heterogeneidade do investidor decorrente dos choques de liquidez idiossincrático e a volatilidade dos preços é, na sua maioria, a manifestação dos choques de liquidez sistemáticos.

Henker e Martens (2003) apresentam que as razões da comunalidade na liquidez poderiam ser colocadas como pressões de compra e venda no mercado mundial. Grandes grupos de ações são compradas ou vendidas ao mesmo tempo fazendo com que o nível de estoque de ações no mercado diminua ou aumente e, com isso, ocorre a variação dos preços das ações. Se existe um determinante comum da liquidez individual, então as ações individuais terão comunalidade em suas proxies de liquidez. O custo de estoque e a

informação assimétrica podem ser considerados os determinantes mais aceitáveis que podem evidenciar a comunalidade. O fator comum é encontrado na maioria para os títulos mais negociados. Conforme o autor, a importância do componente *spread* do fator comum diminui, mas mesmo assim continua a ser muito significativo.

Eles tentam identificar a presença da comunalidade na liquidez utilizando um modelo de decomposição do custo de *spread* em que incorpora as pressões do mercado de compra e venda. Os autores fazem uma comparação com outros modelos existentes tomando como base o modelo de Huang e Stoll (1997) em que propõem esse modelo de decomposição com uma variável indicadora do comprador-vendedor baseada em uma carteira de ações, diferenciando apenas na seleção adversa do estoque das carteiras da empresa no componente *spread*. Estudam-se 20 ações do Major Market Index (MMI) com melhoras na metodologia referente a Huang e Stoll (1997). Esse modelo foi o primeiro a separar a seleção adversa e os custos para manter o estoque de ações. O modelo de Henker e Martens (2003) não só mantém essa mesma característica, mas também identifica os componentes de comunalidade do *spread*. O modelo proposto pelos autores melhora os aspectos estudados por Huang e Stoll (1997) por exemplo, Henker e Martens (2003) mostram que o *spread* no estudo deles é livre para variar ao longo do tempo e o de Huang e Stoll o *spread* é constante. Em seus resultados apresentam fortes evidências para um componente comum de *spreads* em três tipos de preços da ação.

Nessa decomposição o valor observável da ação na ausência de custos de transação é determinado imediatamente antes da colocação das ordens de compra e venda. Os dados utilizados nesse estudo foram extraídos da NYSE *Trades and Quotes (TAQ)* de todas ações do S&P 500 negociadas na NYSE e American Stock Exchange (AMEX), compreende duas amostras, uma no período de 1997 e outra de Fevereiro até junho de 2001. Verificam uma diferença significativa na comunalidade nos *spreads* entre as ações mais líquidas e para os ativos menores os custos de seleção são significativamente mais elevados e os custos de estoque para ações específicas são significativamente menores. Usando três períodos de amostras observaram o impacto dos preços nos componentes do *spread*. Verificam também que o tamanho do aumento no preço mínimo afeta os custos de estoque de ações. Os componentes de pressão de compra e venda (ofertas) no modelo estudado mostram-se relevantes quando o *market maker* (garantidor de uma oferta de compra e venda) esperando um *rally* do mercado em queda, aumenta a probabilidade de que a ordem seguinte será uma compra ou uma venda. Essa mudança nas cotações do *market maker* é dirigida por uma mudança esperada na probabilidade de ordem de chegada devido a tendência de curto prazo no mercado ao invés de considerações das ações individuais.

Henker e Martens (2003) verificam que o fator comum do mercado é maior para os títulos que possuem mais negociação e também que a probabilidade de o vendedor ou comprador ao iniciar os negócios, de ser seguida pelos compradores ou vendedores nas operações cai consideravelmente com uma rede de preços mais fina. Descobrem que uma parte significativa do *spread* é explicada pela pressão compradora e vendedora do mercado e com base nisso evidenciam a comunalidade na liquidez.

O papel da comunalidade na liquidez é muito importante nas condições de negócios e investidores, pois exigem uma compensação dos choques de liquidez sistemática. A sensibilidade das ações para a liquidez sistemática aleatória poderia desempenhar um papel de fator de risco no preço. Dentro desse contexto, Giouvris (2003) verifica a questão da liquidez sistemática e retornos no mercado Britânico. Sua proposta é evidenciar a comunalidade na liquidez e os efeitos da comunalidade nos retornos sob quatro diferentes negociações. O autor testa se a liquidez tem determinantes comuns e em que medida o fator comum afeta o retorno das ações ao longo do tempo. É feita uma extração de um fator comum de duas formas: um único fator é extraído das duas carteiras que formam o índice do *Financial Times Stock Exchange* (FTSE100) e é regredido com o retorno para toda a amostra do FTSE100. No outro grupo, chamado de capitalização de mercado, um fator é extraído e regredido com o retorno desse grupo do mercado de capitalização. A amostra de dados diários é extraída do índice FTSE 100 da bolsa de valores de Londres com dados de outubro de 1996 até maio de 2001.

Os resultados indicam que os efeitos da liquidez sistemática são muito importantes para as condições normais de negociação e os investidores exigem uma compensação por esses choques de liquidez sistemática.

A comunalidade na liquidez mostra desempenhar um papel fundamental na precificação de ativos na qual tem sido documentada principalmente durante as crises financeiras. Estudos de Hasbrouck e Seppi (2001) e Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), tem apresentado resultados similares a este de Giouvris (2003) tomando como amostra dados intraday e mercados diferentes, testando a presença de comunalidade na liquidez e encontrando evidências, mas não estudam os efeitos da comunalidade no retorno esperado.

Mas algumas diferenças podem ser citadas em relação às pesquisas de Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), e Hasbrouck & Seppi (2001) em que apresentam uma amostra muito maior (5 anos) antes e depois da introdução do livro de ofertas, além de utilizar dados diários. Conforme relatam, com uma amostra grande é possível capturar algum efeito de comunalidade nos retornos em condições normais de negociação.

Giouvris (2003) utiliza em seu estudo duas proxies de liquidez denominadas: *spread* absoluto (diferença entre o preço de compra e venda) e o *spread* proporcional o qual é o *spread* absoluto/cotação média ((cotação média = preço de compra + preço de venda)/2). Para provar a presença de fatores comuns, estimaram um modelo de série temporal dessas duas proxies de liquidez: *spread* médio diário absoluto e *spread* médio diário proporcional aos grupos de ações para verificar se os resíduos são correlacionados antes e depois da introdução variáveis de *spreads* determinantes. Segundo o estudo, testes de correlação dos resíduos ocorrem em dois níveis: primeiro o nível da carteira e segundo o nível de capitalização do mercado. O autor utiliza essa técnica de divisão, pois todas as correlações entre subgrupos de carteiras são totalmente investigadas. Diante disso, se houver correlações positivas mostra a existência de um fator comum.

Foi estimada a média do *spread* para cada ação na amostra onde obtiveram um único valor para cada dia no qual captura o *spread* do índice FTSE100. Dividiu-se a amostra em três dimensões colocando em grupos chamados MK1, MK2 e MK3, após dividiram o tamanho dos três grupos contendo 32 ações cada em subgrupos menores A e B. Esta separação ocorre de um modo aleatório da forma em que o grupo A não termina com as ações de menor valor de mercado e o grupo B com as ações de maior valor de mercado. Assim, todos dos subgrupos tipo A são colocados em uma carteira única e todos os do B em outra carteira formando duas carteiras construídas aleatoriamente, mas igualmente ponderadas. A partir desses grupos formados são procedidos os testes estatísticos.

Conforme o autor a liquidez para cada ação é composta pelo componente idiossincrático e sistemático, na qual é representada por:

$$(3)$$

onde, ϵ_{it} representa a liquidez de mercado idiossincrática e sistemática, ϵ_{it} são os choques de liquidez comum, ϵ_{it} é o choque idiossincrático e ϵ_{it} é o erro de arredondamento para igualar a liquidez de ações específicas para o número inteiro mais próximo aceitável. De acordo com Giouvris (2003) os choques de liquidez comum ϵ_{it} e o termo idiossincrático ϵ_{it} seguem o processo auto-regressivo AR (1), no qual é utilizado esse processo, pois simplifica muito as operações matemáticas. Com isso, percebem que os choques de liquidez comum está presente e vai dominar as flutuações na liquidez média e tornar um processo AR (1).

Para a extração do componente comum das regressões do *spread* é realizada a análise dos componentes principais, ou fatoração dos eixos principais. Para investigar se há mudança

na liquidez utilizam variáveis *dummy* observando se os valores médios do *spread* absoluto e proporcional mudam sabendo assim se a liquidez tem aumentado ou diminuído. Para saber se há presença de fatores comuns tem-se a observação da correlação dos resíduos das proxies de liquidez através do controle da correlação serial e no intuito de extrair o componente comum (liquidez sistemática) regride-se o retorno de cada grupo através do emprego da análise dos componentes principais. O autor encontra um fator comum no qual afeta as ações ao mesmo tempo como ele é capturado pela alta correlação dos resíduos do grupo e pela variância explicada de cada vez pelo fator comum.

Na questão das mudanças na liquidez todas as variáveis *dummies* foram significativas indicando que a liquidez foi alterada. O aumento ou a diminuição da liquidez é capturado pelas alterações nos valores médios, nos quais mostraram um aumento consistente ao longo do tempo. Em relação ao fator comum, se os resíduos entre as duas carteiras formadas aleatoriamente ou entre os grupos de capitalização de mercado são correlacionados, tem-se a indicação da existência de um fator comum. A partir da análise de regressão, observou-se que para o *spread* absoluto e o proporcional há uma correlação significativa indicando a existência de um fator comum. Portanto, a liquidez tem diminuído ao longo dos quatro anos analisados.

As evidências da comunalidade na liquidez também são relatadas no mercado australiano. Fabre e Frino (2004) baseado no estudo de Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) aplicaram os mesmos filtros e modelos de regressões onde examinam a comunalidade na liquidez no *Australian Stock Exchange ASX*. A amostra do estudo foi obtida para o ano 2000 e seguiu o mesmo critério usado por Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000). Após os critérios definidos e aplicados obteve-se uma amostra diária de 660 ações totalizando 120.805 observações diárias. Como proxies para a liquidez utilizaram quatro variáveis, a cotação *bid-ask*, (preço de compra menos preço de venda), a porcentagem da cotação do *bid-ask* (preço de compra menos preço de venda dividido pelo preço médio) *depth* (soma da quantidade de ações do comprador com a do vendedor dividido por dois) e *depth* do dollar (quantidade de ações do comprador multiplicando o preço de compra mais a quantidade de ações do vendedor multiplicando pelo preço de venda dividido por 2). O método utilizado foi a análise de regressão.

São encontradas evidências de comunalidade na liquidez através do resultado da regressão, mas muito menores do que as encontradas no mercado americano, cerca de 2 a 5% dos coeficientes foram positivos (significativos ao nível de 5%). Diferente do resultado em relação ao estudo de Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) no qual aproximadamente 31%

dos coeficientes são positivos na amostra do mercado do Estados Unidos. Essa diferença, conforme o autor, pode estar no tamanho do mercado, o ASX é menor que o NYSE. Embora o mercado ASX apresente comunalidade na liquidez é de menor significância em relação reportado no mercado NYSE. Para reforçar os resultados da regressão, os autores utilizaram Z-estatísticas, enquanto Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) não as utiliza.

Conforme Fabre e Frino (2004) argumentam, a existência do efeito tamanho verificada no estudo de Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) no grau de comunalidade na liquidez é baseada no *bid-ask*. O *bid-ask* de grandes empresas tendem a ser os maiores responsáveis pelas mudanças nos *bid-asks*. Dentro desse contexto, os resultados não são consistentes conforme reportado por Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), ou seja os comovimentos de liquidez não foram tão significativos como no estudo de Chordia.

Grande parte dos trabalhos tem focado no sistema *quote-driven* (sistema que restringe a colocação de ordens para a profundidade a Market Makers, utilizado em grandes mercados internacionais) possibilitando maior liquidez devido ao sistema, pois nele a estrutura sempre estará disponível continuamente em todo o período de negociação. Já Zheng e Zhang (2006) realizaram um estudo utilizando o sistema de estrutura *order-driven* (sistema que mostra a quantidade e a cotação de compra e venda para os investidores que têm acesso a esse tipo de informação, mais utilizadas nos mercados emergentes) no mercado Chinês.

Eles exploram o comportamento da liquidez no mercado da China e verificam como a liquidez muda em uma economia emergente tentando compreender as propriedades dos choques de liquidez nessas economias e o quanto pode ser diferente em relação aos grandes mercados como Estados Unidos e Europa. Sua amostra foi obtida em dois índices com dados do *China Stock Market e Accounting Research* (CSMAR), de julho de 2000 até junho de 2002 de ações negociadas do índice *Shenzhen Component Index* (SZSE) e do *Share Component Index* (SZCI) em que possui registros das compras e vendas. Os dados compreendem as ações classificadas como “A” dos índices SZSE na qual apresenta 259 ações e 468 dias de negociação e do SZCI apresentando 293 ações e 468 dias de negócios. Essa amostra difere de algumas outras pesquisas feitas por se tratar de um período maior (2 anos), já nos outros estudos citados (1 ano) como o de Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) e Hasbrouck e Seppi (2001). A razão dos autores em ter essa amostra nesse período é devido ao mercado na época estar em um ambiente de alta crescente (*bullish*) de 2000 à 2001 e de baixa (*bearish*) de 2001 a 2002.

Do mesmo modo que Fabre e Frino (2004), Zheng e Zhang (2006) se basearam no estudo de Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), seguindo a mesma metodologia e utilizando

os mesmos filtros, ou seja, as ações devem estar listadas no SZSE e SZCI, precisam ter sido negociadas pelo menos uma vez nos últimos dez dias de negócios dentro dos 24 meses. Outras alterações foram efetuadas como ajustes de dividendos e *splits*, bem como a exclusão das observações do dia 24 de junho de 2002, pois o governo na época decidiu interromper o programa estadual de redução de ações causando um choque no mercado da China. Após a aplicação dos filtros foi obtida 113.960 observações nos dados da amostra do SHSE e de 48.789.363 observações do SZSE ficaram apenas 130.092.

Calcularam-se as três medidas de liquidez com base no estudo de Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), cotação *bid-ask*, (preço de compra menos preço de venda) porcentagem da cotação do *bid-ask* (preço de compra menos preço de venda dividido pelo preço médio) *depth* (soma da quantidade de ações do comprador com a do vendedor dividido por dois). Também foram utilizados como referência os estudos de Fabre e Frino (2004) e Sujoto, Kalev e Faff (2005) para construção das medidas de liquidez. As variáveis *spread* efetivo e *spread* proporcional já citados nos estudos anteriores, não foram calculadas, pois a bolsa da China adota um sistema de negociação eletrônica possibilitando um melhor preço levando a um *bid-ask* efetivo e idêntico.

A comunalidade na liquidez também foi comparada entre as ações de companhias e o mercado geral. Para isso, utilizou-se uma metodologia de classificação gerando três categorias: industrial (128 ações para SHSE, 160 para SZSE), de recursos (39 para o SHSE e 27 para o SZSE), e financeiras (84 para o SHSE, 79 para o SZSE). Quanto aos resultados apresentados pelos autores, a proporção de ações com beta positivo (89% das ações), ficou maior que a encontrada por Fabre e Frino (2004) (3%) e Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) (30%). Na regressão o R^2 ajustado apresentou um valor menor do que 2% mostrando um baixo poder de explicação das variáveis. Encontram ainda fortes evidências de liquidez sistemática no mercado da China. A cotação *bid-ask* e a porcentagem da cotação do *bid-ask* são inferiores em relação ao mercado americano. As correlações são semelhantes às do estudo de Fabre e Frino (2004). Fortes evidências mostram a existência de comunalidade na liquidez no mercado geral. Conforme o teste de Wald os co-movimentos de liquidez diferem nos mercados de alta e baixa. Tais resultados sugerem que a comunalidade é mais forte nos mercados emergentes.

Kempf e Mayston (2005) investigaram a comunalidade na liquidez através da variação comum da liquidez para o mercado eletrônico de ordens limitadas (*limit-order*) no *Frankfurt Stock Exchange* (FSE) da Alemanha. São coletadas informações intraday de 30 minutos das trinta ações mais negociadas (*blue-chips*) e mais líquidas da FSE que compõe o

índice *Deutscher Aktienindex* DAX 30 no período de 2 de janeiro de 2004 até 31 de março de 2004. No total obtiveram 30 séries temporais com 1035 observações cada. A idéia era verificar se os fatores do mercado influenciam na liquidez do ativo. As variáveis utilizadas foram o *spread*, o *depth* para as melhores cotações e uma grade de volumes com impactos associados aos preços relativos e a outra variável foi estimativas da função do impacto do preço formando três categorias de proxies de liquidez. O método estatístico empregado foi o de análise dos componentes principais (ACP) para explorar a comunalidade na liquidez através dos ativos.

A primeira parte do método utilizado é a matriz de covariância de um grupo de variáveis aleatórias, nas quais são obtidas as medidas de liquidez da amostra. A força dessa matriz é a extração do ACP em combinações lineares de todas as variáveis individuais de acordo com o percentual da variabilidade total que elas explicam. Estas combinações são chamadas de componentes principais e estão contidas nos autovalores da matriz de covariância. Eles são classificados de acordo com seu poder explicativo que é dado pelos próprios autovalores. Realizou-se o ACP para cada proxy de liquidez para comparar quanto de liquidez sistemática elas apresentavam. Após obter os componentes principais, realizaram regressões nas proxies de liquidez da ação para verificar se os autovalores eram significativos.

Os resultados mostraram que foi detectada a co-variação para todas as proxies de liquidez. Os dois primeiros componentes principais são significativos tanto para o *spread* quando à profundidade (*depth*), mas o poder explicativo do segundo componente foi menor de 5% da variação total enquanto para o primeiro ficou em 16,9%. Argumenta-se que o *spread* e a profundidade (*depth*) exibem comunalidade significantes em que esse padrão sistemático é consideravelmente maior para o *spread* que para o *depth*. Concluem que para todas as proxies de liquidez apresentaram-se covariações, a comunalidade aumenta conforme o aumento do volume do livro de cotações, os movimentos sistemáticos de liquidez são fortes, e evidências de que a liquidez é sistemática.

Brockman, Chung e Pérignon (2009) conduzem uma pesquisa da comunalidade na liquidez para 47 ações dos mercados no mundo obtidas na *Bloomberg Financial* e na *Trade and Quote* (TAQ) da NYSE no mercado americano. Foram compilados dados *intraday* do *bid-ask-spread* e *depth* no período de 21 de outubro de 2002 até 30 de janeiro de 2004. A amostra apresentou um total de 47 ações, 38 países e 3.838.241 observações, sendo: 16 ações para a Europa, 4 para a América do Norte, 7 para o Pacífico, 11 para o mercado emergente da Ásia, 4, ao mercado emergente da Europa, e 5 no emergente da América Latina (incluindo a

bolsa de São Paulo). Utiliza-se como base o estudo de Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) para testar a comunalidade na liquidez da empresa conforme a regressão:

$$\text{Volatilidade}_{F,t} = \alpha + \beta_1 \Delta \text{Liquidez}_{E,t} + \beta_2 \Delta \text{Liquidez}_{E,t+1} + \beta_3 \Delta \text{Liquidez}_{E,t-1} + \delta_1 \text{Retorno}_{E,t} + \delta_2 \text{Retorno}_{E,t+1} + \delta_2 \text{Retorno}_{E,t-1} + \delta_2 \text{Volatilidade}_{F,t} + \varepsilon_{F,t} \quad (4)$$

onde: $\Delta \text{Liquidez}_{F,t}$, é medida pelo $\text{Spread}_{F,t}$ ou $\text{Deph}_{F,t}$. $\text{Spread}_{F,t}$ é a média do *bid-ask spread* relativo *intraday* para a empresa F no dia t . $\text{Deph}_{F,t}$ é a média do *depth* do dollar *intraday* para a empresa F no dia t . $\text{Volatilidade}_{F,t}$ é a volatilidade do retorno para a empresa F no dia t e é medida como a média do retorno ao quadrado. $\text{Retorno}_{E,t}$ é a média ponderada de cada medida de liquidez de todos negócios das empresas no mesmo mercado. $\text{Retorno}_{E,t}$ é a média ponderada do retorno diário para todos os negócios das empresas no mesmo mercado de ações. Todas as variáveis dependentes e independentes são expressas pelo termo de variação proporcional denotado como Δ . Todas as médias das bolsas excluem a variável dependente da empresa, que é a $\text{Liquidez}_{E,t}$ e a $\text{Retorno}_{E,t}$ são calculados usando todas as empresas da bolsa exceto a empresa F .

Fortes mudanças são encontradas no *bid-ask spread* das empresas individuais, nas quais são significativamente influenciadas pelo fator comum de liquidez (do mercado). Isso mostra que a comunalidade na liquidez está presente nas bolsas do mundo. Para os mercados emergentes mais de 66% das empresas apresentaram coeficientes positivos. A comunalidade é mais forte na América do Norte do que no mercado europeu. As bolsas de valores da Ásia apresentaram forte comunalidade nos *spreads* e no *depth* enquanto que evidências mais fracas da comunalidade na liquidez são encontradas na América Latina. No período analisado, a Argentina passou por uma crise financeira que também influenciou o mercado brasileiro. Conforme os autores os resultados da comunalidade encontrados nesse mercado podem ter ocorrido em função dessas convulsões financeiras.

Os resultados representam a primeira evidência empírica da existência da comunalidade global nos *spreads* e no *depth*. Movimentos dos *bid-ask spreads* e *depth* nas ações individuais são significativamente influenciados pela variação do *bid-ask spread* e o *depth* a nível global e regional.

No estudo também são analisadas as relações entre comunalidade e tamanho da empresa. A comunalidade nos *spreads* é consistente com o tamanho da empresa, resultados

encontrados para os mercados de *orden-driven* fora dos Estados Unidos. Os resultados vêm ao encontro da pesquisa de Chordia, Roll, and Subrahmanyam (2000), em que as grandes empresas possuem maior comunalidade nos coeficientes dos *spreads*.

Um estudo de Dunne e Moore (2007) traz a evidência de um fator comum nos retornos do Financial Times Stock Exchange (FTSE) e o índice do Athens Stock Exchange ATHEX 20. Em sua amostra foram utilizados dados de alta frequência (intraday) para as 20 maiores empresas listadas no índice Athex. Possui uma grande base de dados, em que fornece provas mais robustas da comunalidade na liquidez. No total foram 635 dias de negócios desde 23 de setembro de 2003 até 31 de março de 2006. A amostra foi escolhida devido a essas empresas possuírem uma grande representação no mercado grego. Foi analisada a relação do retorno com o *order-flow* (valor negociado) no qual mostra que uma grande porcentagem da variação do índice pode ser explicada pelo *order-flow*. Foram analisados também a comunalidade dos retornos, e de liquidez com base no índice do mercado bem como das ações em individual. Usando a metodologia de componentes principais e regressão OLS a análise investiga a relação do *order-flow* e o retorno de capital, com a proposta de verificar se a variação do retorno pode ser explicada pelo *order-flow*. Com o procedimento dos componentes principais e correlação canônica, estudam a existência de fatores comuns no *order-flow*, retornos e liquidez.

Da mesma maneira que no estudo de Hasbrouck e Seppi (2001) foram padronizadas as séries para ter média zero e variância unitária para remover o efeito dia deixando-as estacionárias. Usaram os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADFG) e Phillips-Perron para verificar a estacionaridade. Utilizou-se também o teste de Bartlett para a esfericidade e o Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) para verificar a adequação da amostra para os componentes principais. Com a aplicação dos componentes principais primeiramente sobre o índice e depois sobre as ações que compõem o FTSE/ATHEX 20 o resultado forneceu evidências de comunalidades no mercado e nas ações individuais em contraste com a maioria dos estudos pertinentes diferenciando o mercado e a amostra envolvida. Os autores fazem uma extensão da metodologia utilizada por Hasbrouck e Seppi (2001) na qual possui resultados menos significativos nos fatores de liquidez.

Dunne e Moore (2007) ainda relatam que a comunalidade na liquidez poder ser parcialmente previsível a partir da introdução de novas variáveis econômicas como o retorno e a volatilidade. Com a utilização da metodologia de análise dos componentes principais e regressão utilizando essas variáveis tenta-se eliminar a influência destas na liquidez do mercado. Para isso seguem o método semelhante ao empregado no estudo de Kempf and

Mayston (2005), utilizando as variáveis retorno do índice e a variância condicional derivada de um GARCH (1,1) como variáveis independentes, conforme:

$$LM = \alpha + \beta_1 r_{M,t} + \beta_2 r_{M,t-1} + \beta_3 \sigma_{M,t} + \beta_4 \sigma_{M,t-1} + e_t \quad (5)$$

onde: LM é a liquidez do mercado, $r_{M,t}$ é o retorno do índice, $r_{M,t-1}$ é a primeira defasagem e $\sigma_{M,t}$ e $\sigma_{M,t-1}$ representam a variância condicional derivada do GARCH (1,1).

Para a investigação da existência de fatores comuns nos *order-flow* e retornos do FTSE/ATHEX 20, foi construída uma variedade de medidas, reduzindo o tamanho da amostra e usando médias diárias para cada medida. Para o retorno foi empregado o *log* do retorno médio, para as medidas de liquidez usou-se o *spread* e a medida de profundidade convencional do euro.

Para verificar a magnitude da correlação entre *order-flow* e o retorno, utilizaram o método de análise de redundância canônica. Classificaram-se as variáveis do retorno como dependentes e do *order-flow* como independentes. Os resultados para o retorno e o *order-flow* revelaram correlações positivas, ou seja, o retorno do índice tem relação positiva com o *order-flow*. Para a comunalidade no *order-flow* e nas medidas de retornos, os testes mostraram na primeira variável canônica para o retorno 27% explicam à variação do retorno e 7,2% a variação do *order-flow*. Já a primeira variável para o *order-flow* explica 15,8% de sua variação e 12,3% da variação do retorno.

Para a comunalidade do mercado apresentou-se que 98,4% da variação total são explicadas com os três primeiros componentes principais o que indica a existência de fatores comuns. Quanto à questão dos títulos individuais 29,5% da variação total nos retornos diários, em média, podem ser explicados com um único fator. Foram usadas regressões para investigar o poder explicativo do retorno do mercado e da volatilidade na comunalidade na liquidez, que resultou em um impacto pouco significativo. Esses resultados corroboram com os do estudo de Hasbrouck and Seppi (2001), sugerindo que os mesmos tipos de ações estão sendo negociados pelos investidores com informações macroeconômicas.

Para a comunalidade nas medidas de liquidez concluem que 96% da variação total são explicadas com somente três componentes principais evidenciando a comunalidade na liquidez no mercado. Sobre a comunalidade na liquidez nos ativos individuais os autores encontram comunalidades significativas no *spread* e na profundidade. Esse padrão é maior no

spread do que na profundidade. Esse achado também é evidenciado em outros mercados como Alemanha e Austrália.

Através do uso de um conjunto de dados intraday os autores concluem que o retorno dos ativos podem ser explicados pelo *order-flow* no FTSE/ATHEX 20, a comunalidade do mercado e a comunalidade dos títulos individuais pode ser atribuída à atividade dos investidores institucionais. Há evidências da existência de co-movimentos da liquidez baseado nas medidas de liquidez e a regra de preferência das ordens tem grande importância para o estudo, pois os investidores estão dispostos a adaptar suas ofertas de compra ou venda para melhorar a coordenação da cotação. Ainda sugerem que os fatores comuns têm um impacto significativo na relação entre retorno e *order-flow*, e também exibiram comunalidade no *spread* e na profundidade da liquidez.

Korajczyk e Sadka (2008) usam o modelo de fator estático (comparável ao de Hasbrouck e Seppi (2001)), em uma amostra de 4055 ações acompanhadas em 18 anos (1983-2000) de dados intraday do *New York Stock Exchange* (NYSE) para estimar a comunalidade em oito diferentes medidas de liquidez (transformando em série mensal). Além disso, também estimam a comunalidade considerando as oito medidas no mesmo painel através da extração de um componente comum que é então adicionado ao preço dos ativos. Assim como Hasbrouck e Seppi (2001), os autores extraem até três componentes para cada medida de liquidez. Foram extraídos os componentes da liquidez sistemática com as oito medidas de liquidez conseguindo fatores latentes de uma amostra com $n = 32.440$. Com isso gerou-se os fatores de liquidez sistemática.

As medidas utilizadas no método foram a cotação do *spread*, *spread* efetivo, *turnover*, componentes de impacto do preço (fixo *versus* variável e temporário contra permanente) e a relação do retorno para o volume absoluto. Além disso, estudou-se também a relação das medidas de liquidez com o volume e retorno do ativo. Para cada medida separada de liquidez, realizaram o fator de decomposição individual através do método de componentes principais assintótico, formando fatores sistemáticos de liquidez. O uso desse fator foi necessário para explorar algumas questões, dentre as principais destacam: o tamanho do componente sistemático e idiossincrático de liquidez para cada medida, a extensão da comunalidade através das medidas de liquidez, o quanto os choques são persistentes, relação entre retorno e liquidez, séries temporais, retorno do ativo e liquidez, se choques podem prever os retornos sobre os ativos e o desequilíbrio das ordens, se existe um prêmio para a iliquidez.

Foram extraídos os primeiros três componentes principais, nos quais, para mostrar o grau de comunalidade através dos ativos de cada medida de liquidez, conduziu-se o método de regressão para cada liquidez do ativo nos três fatores. Com a utilização do método dos componentes principais assintóticos produziram-se seus principais resultados: evidências de comunalidade na liquidez nos *spreads* tanto na cotação como no *spread* efetivo e nos componentes fixos do impacto nos preços. Em média, os primeiros três componentes principais (fatores) explicam em torno de 50% da variação da série temporal do da empresa na cotação do *spread* e no *spread* efetivo.

Observaram através da análise da correlação canônica entre os fatores comuns das medidas de liquidez, que as mudanças nessas são correlacionadas com os retornos. Na análise da persistência da mudança na liquidez, calculou-se uma estrutura de autocorrelação do primeiro componente principal de cada medida de liquidez, sugerindo que todas as medidas têm fatores sistemáticos e alta correlação (maior que 12 defasagens) significando que a mudança na liquidez é persistente.

Alguns desses resultados são semelhantes aos evidenciados por Chordia, Roll, e Subrahmanyam (2000), que também encontram comunalidade na cotação do *spread* e no *spread* efetivo e Hasbrouck e Seppi (2001), que evidenciam a comunalidade nos desequilíbrios das ordens com o método dos componentes principais.

Hallin, Mathias, Pirotte e Veredas, (2009), utilizaram o critério de informação proposto por Hallin and Liska (2008) para identificar o número de fatores, que é a dimensão dinâmica do espaço comum de três subpainéis. Aplicaram a análise fatorial dinâmica generalizada (AFDG) para identificar a comunalidade sobre as diferentes medidas de liquidez. Dados foram obtidos do S&P 500 de 5 de janeiro de 2004 até 29 de dezembro de 2006, totalizando uma amostra de 426 ações. O estudo verifica se os ativos compartilham um componente comum e até que ponto ele estende as medidas para todas as ações.

Para cada ação foram extraídos os fechamentos diários das melhores ofertas de compra e venda e o volume de dólar, dos quais foram construídas duas medidas de liquidez, o *spread* relativo e a o volume de dólar. O *spread* relativo foi definido como:

$$SPR_t^i = \frac{ask_t^i - bid_t^i}{mq_t^i} \quad (6)$$

onde, bid_t^i e ask_t^i é o fechamento diário das melhores ofertas de compra e venda respectivamente, mq_t^i é a média da ação i no tempo t $(bid_t^i + ask_t^i)/2$, sendo SPR_t^i a proxy para a firmeza (*tightness*).

O volume de dólar foi definido como VOL_t^i , sendo a *proxy* para a profundidade (*depth*). O subpainel correspondente (ou subpainel do volume) é definido como VOL_n e o total do subpainel é SPR_n, VOL_n, LIQ_n .

Alguns filtros foram aplicados para limpar a base de dados, como eliminação das ações em que mais de 80% dos negócios tinham sido suspensos, dias nos quais as últimas ações apresentaram *spreads* negativos também foram eliminadas. No total a amostra ficou com 747 dados. A amostra apresentou sazonalidade, por isso foi regredido o *spread* relativo e o volume definido por LIQ_t^i sobre um conjunto de variáveis *dummy* que representam os dias da semana.

A identificação dos três subpainéis (SPR_n, VOL_n, LIQ_n) é baseada na inspeção visual de uma gráfico dos subpainéis. Através do procedimento com essa visualização, seguindo o critério de Hallin and Liska (2008), verificam a existência de um único e forte fator comum. SPR_n e VOL_n compartilham o mesmo espaço comum, o que significa que os choques que conduzem à comunalidade no *spread* relativo e no volume são os mesmos. Esse espaço comum apresenta uma dimensão dinâmica sugerindo certa homogeneidade quando os mercados são confrontados com a liquidez.

Os autores percebem que há diferenças entre o volume negociado nas ações mais líquidas e que a heterogeneidade no *spread* relativo das ações menos líquidas sugere que as diferenças na profundidade (*depth*) e na firmeza (*tightness*) no *limit-order* são maiores do que nas ações mais líquidas. Confirmam que o *spread* médio relativo parece ser mais persistente que a média do volume de dólar, bem como uma menor autocorrelação.

Seus resultados apontam que, em média, a liquidez do mercado apresenta 12% do total de variação do *spread* relativo e 18% do total de variação do volume. O estudo de Korajczyk e Sadka (2008) obtiveram resultados semelhantes (13 e 18%), mas diferentes do estudo de Chordia, Roll, e Subrahmanyam (2000), (2 e 4%) e Hasbrouck e Seppi (2001) (8 e 14%), talvez por ter usado bases de dados e medidas de liquidez diferentes. Por outro lado, os componentes idiossincráticos apresentaram 88% e 82% da variação total do *spread* relativo e do volume, respectivamente.

Em princípio, desde o trabalho realizado por Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), o estudo da comunalidade na liquidez vem se expandido rapidamente. Muitas das pesquisas vêm confirmando a presença da comunalidade na liquidez o que torna muito importante caracterizar as ações com liquidez e as com pouca liquidez. Alguns dos estudos citados se preocupam com os choques de comunalidade nos mercados dos Estados Unidos e Europa. A existência de poucas pesquisas nos mercados emergentes deixa uma incógnita quanto ao conhecimento da comunalidade na liquidez, pois os tipos de negociações e as variações na liquidez desses mercados podem ser diferentes. Novas pesquisas surgem com a análise de vários aspectos em comum, como o tamanho da amostra, frequência dos dados, custo de decomposições e até a introdução da oferta e demanda.

As principais variáveis utilizadas pelos diversos autores citados, como às *proxies* de liquidez, são verificadas no Quadro 01

Variável Liquidez	Medida	Autor
<i>Spread</i> absoluto	Diferença entre as cotações do comprador e vendedor ($P_a - P_b$)	Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000); Giouvriss (2003); Zheng e Zhang (2006);
<i>Spread</i> proporcional	<i>Spread</i> absoluto/preço médio (preço de compra + preço de venda)/2, $(P_a - P_b)/P_m$	Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000); Giouvriss (2003); Kempf e Mayston (2005); Zheng e Zhang (2006); Korajczyk e Sadka (2008)
Profundidade	Soma da quantidade de ações do comprador com a do vendedor dividido por dois $(Q_a + Q_b)/2$	Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000); Kempf e Mayston (2005); Zhang e Zheng (2006);
<i>Spread</i> efetivo	Diferença entre o negócio realizado e o preço médio de compra e venda $(P_t - P_m)/2$	Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000); Korajczyk e Sadka (2008)
<i>Spread</i> efetivo proporcional	Diferença entre o negócio realizado e o preço médio de compra e venda dividida pelo preço médio de compra e venda $(P_t - P_m)$	Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000),
Profundidade em dólar	Quantidade de ações de compra multiplicado ao preço de compra mais quantidade de ações de venda multiplicado ao preço de venda dividido por 2 $(Q_a P_a + Q_b P_b)/2$	Fabre e Frino (2004);
<i>Turnover</i>	Quantidade de ações negociadas dividido pela quantidade de ações em circulação	Zhang e Zheng (2006); Korajczyk e Sadka (2008)

Quadro 01 – Variáveis e medidas de liquidez dos principais autores

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Após a definição do problema, objetivo geral e específicos, deve-se apresentar a metodologia. Conforme Richardson (2010), chama-se metodologia os procedimentos e regras utilizadas por determinado método, como por exemplo: observação, formulação de hipótese, elaboração de instrumentos etc. O método é utilizado para chegar-se aos objetivos.

Dessa forma, este capítulo apresenta a metodologia utilizada no estudo, na qual está dividida e apresentada primeiramente em Amostra de Dados, segundo em variáveis, terceiro em Análise Fatorial Dinâmica, na quarta divisão tem-se os Fatores dinâmicos e comunalidade na liquidez e, por último, a análise de regressão.

Desde os primeiros estudos da comunalidade na liquidez, os métodos empregados para a análise da comunalidade vêm se aperfeiçoando. Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000) evidenciam esse fato executando regressões de uma medida de liquidez dada para cada ação individual contra a sua média. Por outro lado, Hasbrouck and Seppi (2001) fizeram o uso da análise dos componentes principais relativas às medidas de liquidez, na qual foram considerados até três componentes. Outros estudos vieram em seguida aprimorando os primeiros na pesquisa da comunalidade na liquidez como Domowitz e Wang (2002), Henker e Martens (2003), Giouvris (2003), Fabre e Frino (2004), Kempf e Mayston (2005), Zheng e Zhang (2006), Dunne e Moore (2007), Brockman, Chung e Pérignon (2009), entre outros, conforme já citados na fundamentação teórica.

De maneira geral, estes estudos analisaram algumas *proxies* de liquidez, mas negligenciaram os fenômenos que possam existir entre estas medidas, nos quais são particularmente relevantes, pois as *proxies* de liquidez são geralmente altamente correlacionadas. Para considerar tais características, uma alternativa é o modelo de Análise Fatorial Dinâmica (HALLIN; MATHIAS; PIROTTE; e VEREDAS, 2009).

Este capítulo está dividido em cinco seções, a primeira apresenta-se a amostra de dados. Na segunda, têm-se as variáveis utilizadas. Na terceira, mostra-se o método da Análise Fatorial Dinâmica, na quarta a relação dos fatores dinâmicos com a comunalidade na liquidez e o retorno e na última seção a análise de regressão.

3.1 Amostra de Dados

A amostra constitui-se das ações pertencentes ao índice Bovespa (Ibovespa) sob a forma de dados *intraday* negociadas de cinco em cinco minutos no período de 04 de Janeiro

até 30 de Abril de 2010, totalizando 63 ativos da carteira teórica do primeiro quadrimestre de 2010 (4 de janeiro até 30 de abril de 2010). A base foi obtida pelo comando exportar CSV do *software* de análise técnica Profitchart versão RT (*Real Time*).

No quadro 02 apresenta-se a composição da carteira teórica do índice Bovespa (Ibovespa) válida até 30 de abril de 2010. Devido a falta de dados para os intervalos das 17:55 e 18:00 horas, (horário de verão) estes foram retirados da amostra. Da mesma forma os dados dos intervalos 16:55 e 17:00 (horário normal, a partir de 15/03/2010 até 30/04/2010) também precisaram ser retirados. A amostra inicial apresentou um total de 63 empresas sendo 6616 observações para cada uma totalizando 416.808.

Código	Ação	Código	Ação
ALLL11	ALL AMER LAT	LIGT3	LIGHT S/A
AMBV4	AMBEV	LLXL3	LLX LOG
BTOW3	B2W VAREJO	LAME4	LOJAS AMERIC
BVMF3	BMFBOVESPA	LREN3	LOJAS RENNER
BBDC4	BRADESCO	MMXM3	MMX MINER
BRAP4	BRADESPAR	MRVE3	MRV
BBAS3	BRASIL	NATU3	NATURA
BRTO4	BRASIL TELEC	NETC4	NET
BRKM5	BRASKEM	OGXP3	OGX PETROLEO
BRFS3	BRF FOODS	PCAR5	P.ACUCAR-CBD
CCRO3	CCR RODOVIAS	PDGR3	PDG REALT
CMIG4	CEMIG	PETR3	PETROBRAS
CESP6	CESP	PETR4	PETROBRAS
CPLE6	COPEL	RDCD3	REDECARD
CSAN3	COSAN	RSID3	ROSSI RESID
CPFE3	CPFL ENERGIA	SBSP3	SABESP
CYRE3	CYRELA REALT	CSNA3	SID NACIONAL
DTEX3	DURATEX	CRUZ3	SOUZA CRUZ
ELET3	ELETROBRAS	TAMM4	TAM S/A
ELET6	ELETROBRAS	TNLP3	TELEMAR
ELPL6	ELETROPAULO	TNLP4	TELEMAR
EMBR3	EMBRAER	TMAR5	TELEMAR N L
FIBR3	FIBRIA	TLPP4	TELESP
GFSA3	GAFISA	TCSL3	TIM PART S/A
GGBR4	GERDAU	TCSL4	TIM PART S/A
GOAU4	GERDAU MET	TRPL4	TRAN PAULIST
GOLL4	GOL	UGPA4	ULTRAPAR
ITSA4	ITAUSA	USIM3	USIMINAS
ITUB4	ITAUUNIBANCO	USIM5	USIMINAS
JBSS3	JBS	VALE3	VALE
KLBN4	KLABIN S/A	VALE5	VALE
		VIVO4	VIVO

Quadro 02 – Composição do índice Bovespa carteira teórica quadrimestre 01 de 2010
Fonte: Bm&FBovespa

3.2 Variáveis

Para a elaboração do estudo definiram-se as variáveis com base no levantamento bibliográfico. Para a liquidez, utilizaram-se diversas medidas, pois, segundo Amihud (2002), é pouco provável que apenas uma medida de liquidez capture todos seus aspectos. As variáveis do estudo encontram-se no Quadro 03:

Medida de Liquidez	Sigla	Definição
Varição das cotações da empresa de máximo e mínimo atingidas no intervalo	<i>Spread1</i>	$\left(\frac{\text{preçomáximo} - \text{preçomínimo}}{\text{preçomáximo} + \text{preçomínimo}} \right) \frac{1}{2}$
Varição das cotações da empresa de abertura e fechamento atingidos no intervalo	<i>Spread2</i>	$\left(\frac{\text{preçoabertura} - \text{preçofechamento}}{\text{preçoabertura} + \text{preçofechamento}} \right) \frac{1}{2}$
Retomo com as cotações de fechamento	Retomo	$\text{LN} \left(\frac{\text{preçofechamento}_t}{\text{preçofechamento}_{t-1}} \right)$
<i>Spread</i> da empresa ponderado pelo <i>spread</i> do Ibovespa	<i>Spread1pond</i>	$\left(\frac{\text{spread1e}}{\text{spreadlibov}} \right)$
<i>Spread</i> da empresa ponderado pelo <i>spread</i> do Ibovespa	<i>Spread2pond</i>	$\left(\frac{\text{spread2e}}{\text{spread2ibov}} \right)$
Volume financeiro ponderado da empresa pelo volume do Ibovespa	Volumepond	$\left(\frac{\text{volumee}}{\text{volumeibov}} \right)$
Varição do <i>spread</i> 1 empresa	<i>Varspread1e</i>	$\left(\frac{\text{spread1e} - \text{spread1e}_{t-1}}{\text{spread1e}_{t-1}} \right)$
Varição <i>spread</i> 2 empresa	<i>Varspread2e</i>	$\left(\frac{\text{spread2e} - \text{spread2e}_{t-1}}{\text{spread2e}_{t-1}} \right)$
Volume financeiro Ibovespa	Volumeibov	Volume financeiro Ibovespa
Volume financeiro empresa	Volumee	Volume financeiro da empresa
Quantidade de ações negociadas dividido pela quantidade de ações em circulação	<i>Turnover</i>	$\left(\frac{\text{quantiação}}{\text{quanticirc}} \right)$
Retomo da ação dividido pelo volume financeiro da ação	<i>Amihud_e</i>	$\left(\frac{\text{retornoação}}{\text{volumeação}} \right)$
Retomo do Ibovespa dividido pelo volume financeiro do Ibovespa	<i>Amihudibov</i>	$\left(\frac{\text{retornoIbovespa}}{\text{volumeIbovespa}} \right)$

Quadro 03 – Definição das variáveis para a construção do modelo

A partir das variáveis obtidas na fundamentação teórica, foram selecionadas para o estudo aquelas cujos dados estavam disponíveis na base. As variáveis *Amihud_e* e *Amihudibov* foram multiplicadas aqui por 10^4 e 10^6 respectivamente para uma melhor apresentação gráfica.

3.3 Análise Fatorial Dinâmica

A Análise Fatorial Dinâmica (AFD) é uma técnica usada para detectar padrões comuns em um conjunto de séries temporais estacionárias e relações entre essas séries e as variáveis explicativas (HARVEY, 1989). Esses padrões comuns podem ser tendências comuns, efeitos sazonais comuns ou ciclos comuns. Esta análise inicialmente foi estudada e desenvolvida por Coppi e Zannella (1978) e aperfeiçoada em uma série de artigos de Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000, 2004, 2005), Forni e Lippi (2001), e Hallin e Liska (2007, 2008). O modelo proposto por Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000) é mais geral e permite uma dimensão infinita *cross-section* e não ortogonal dos componentes idiossincráticos. Essa generalização de uma grande classe de modelos apresentados na literatura foi definida como análise fatorial dinâmica generalizada (AFD).

Ela permite desembaraçar os componentes de mercado e os componentes de ações específicas, não só através de painéis constituídos por alguma medida de liquidez observada ao longo de um grande número de ações, mas também através da justaposição de vários painéis de tais medidas. Ao contrário de outros métodos de fator dinâmico, a AFD não impõe qualquer restrição (além dos pressupostos normais de estacionariedade de segunda ordem, etc) sobre os dados reais do processo de geração (HALLIN; MATHIAS; PIROTTE; e VEREDAS, 2009).

Essa é uma metodologia onde três ou mais índices são analisados simultaneamente. A AFD estima a comunalidade e tem algo em comum com os estudos de Hasbrouck e Seppi (2001) e Korajczyk e Sadka (2008), pois também busca uma variação, maximizando a combinação linear das observações. Sua principal diferença é que ao permitir cargas defasadas e autocorrelacionados idiossincráticos (ao invés de resíduos ruído branco), ele não força qualquer modelo sobre os dados, enquanto explora totalmente a natureza das séries temporais, abordando persistência e co-movimento ao mesmo tempo. Isso implica que todos os componentes comuns são ortogonais em todas as antecipações e atrasos, a cada

idiossincrático, enquanto permite uma suave correlação *cross-section* através de componentes idiossincráticos de distintas ações individuais.

A maior vantagem deste método na análise de liquidez do mercado é que várias medidas de liquidez podem ser manipuladas, em conjunto ou separadamente, através da metodologia para modelos de fator dinâmico na presença de estrutura de blocos. Outra vantagem da AFD é que ela identifica uma dimensão do espaço comum, ao contrário de Hasbrouck e Seppi (2001) e Korajczyk e Sadka (2008) que olham para os três primeiros componentes principais, sem um rigoroso critério para saber se todas contribuem significativamente para a comunalidade. O método da AFD permite uma análise global das diferentes medidas de liquidez (HALLIN; MATHIAS; PIROTTE; e VEREDAS, 2009).

Devido à flexibilidade do uso de dados em grandes dimensões *cross-section*, este tipo de metodologia consegue combinar, de um ponto de vista descritivo, uma análise *cross-section* através da análise de componentes principais e a dimensão das séries temporais dos dados através do modelo de regressão linear. Nos modelos de AFD se presume que cada série dependa linearmente de um pequeno número de variáveis latentes comuns que são fontes de co-movimentos (os fatores comuns) e um termo residual chamado de componente idiossincrático.

Para este estudo utilizou-se a Análise Fatorial Dinâmica AFD conforme metodologia descrita por Frederici (2006), no qual é utilizado para estudar grandes conjuntos de dados macroeconômicos em que utiliza um vetor qualquer de séries de interesse através da soma de dois componentes ortogonais não observáveis, o comum e o idiossincrático. Esta metodologia combina de um ponto de vista descritivo, uma análise *cross-section* através da análise dos componentes principais e a dimensão das séries temporais dos dados através de modelos de regressão linear. Os modelos de fatores são desenhados para dados originais e esses fatores pretendem dar uma descrição parcimoniosa dos dados que dependem linearmente de um pequeno número de variáveis não observáveis, os chamados fatores comuns. A AFD expande o fator de análise *cross-section* em termos de uma identificação de conjuntos de variáveis distintas descrevendo um padrão adjacente a um grande número de medidas ao longo do tempo.

Caso sejam obtidos fatores comuns, utilizar-se-á a análise de regressão para analisar a influência da comunalidade na liquidez sobre o retorno dos ativos individuais e também a liquidez dos ativos. Essa técnica estuda a o comportamento das variáveis independentes nas dependentes, ou seja, a influência dos fatores comuns em relação ao retorno dos ativos individuais.

Para implementar a AFD é preciso, primeiramente, ajustar os dados para dados em painel em que a ordem das unidades (neste caso empresa) deve ser a mesma para todos os tempos. O procedimento inicial é padronizar os dados das variáveis obtidas dentro de uma matriz A . Após, é construída a matriz de covariância. No procedimento seguinte, visualiza-se a matriz e formam-se os autovalores e autovetores (fatores comuns). Com isso é possível identificar a variabilidade explicada e a variabilidade acumulada. Depois dessas verificações, é apresentada a matriz dos autovetores em que são mostradas as proporções das variáveis ou concentração da porcentagem das variáveis selecionadas. Através da implementação dessa técnica é possível identificar a comunalidade das variáveis (comunalidade na liquidez).

3.4 Fatores Dinâmicos e Comunalidade na Liquidez

Modelos de fatores têm sido considerados com sucesso nas análises de grandes painéis de dados de séries temporais. Nesses modelos a observação (onde $i = 1, \dots, n$ representa o índice de *cross-section* e $t = 1, \dots, T$, denota o tempo) é decomposto na soma $X_{it} + \varepsilon_{it}$ de duas variáveis não observáveis mutuamente ortogonais (em todas as antecipações e defasagens), o componente comum X_{it} , e o componente idiossincrático respectivamente. No fator dinâmico generalizado, o componente comum X_{it} leva a forma de $X_{it} = \sum_{j=1}^q b_{ij}(L)u_{jt}$, onde os choques comuns não observáveis (fator dinâmico) são carregados via filtros unilaterais lineares, $b_{ij}(L)$, $j = 1, \dots, q$ (L representa o operador de defasagem) (HALLIN; LISKA, 2007).

Hallin, Mathias, Pirotte e Veredas, (2009) assumem que primeiramente considera-se um painel de n ações, para o qual alguma medida de liquidez tenha sido registrada ao longo de um período de tempo T . É apresentado por LIQ_t^i , $i = 1, \dots, n$, $t = 1, \dots, T$ a observação feita no momento t para a ação i . Ambos os n e T são considerados de grande porte e as declarações assintóticas são feitas como n e T tendendo ao infinito. Indicado por $\Sigma_n(0)$, a matriz de densidade spectral do processo do vetor n -dimensional $LIQ_{nt} = (LIQ_t^1, \dots, LIQ_t^n)$;

Lippi (2001) estabelece a existência de uma única decomposição de LIQ_t^i conforme:

$$VOL_t^i = \phi^i VOL; t + \psi^i VOL; t + v^i VOL; t + \varepsilon^i VOL; t \quad (7)$$

onde: X_{it} e ε_{it} são mutuamente ortogonais em todas antecipações e defasagens, $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{qt})'$ é q -dimensional ruído branco e $B_i(L)$ é o vetor dos filtros quadrados somáveis. X_{it} é chamado de *espaço comum*. Tem a dimensão dinâmica de q e seu elemento são as variáveis de liquidez de mercado, ou seja, qualquer ruído branco ortogonal tal que o espaço comum gerado até o tempo s coincide com o espaço comum gerado até s por todos os X_{it} 's, são interpretados como os choques de liquidez de mercado. O X_{it} 's, é chamado de espaço comum. Tem a dimensão dinâmica q e seus elementos são as variáveis de liquidez de mercado.

Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2000) mostram como os componentes comuns e idiossincráticos e podem ser consistentemente reconstruídos da observada LIQ_t^i através dos estimadores de suas respectivas variâncias (HALLIN; MATHIAS; PIROTTE; e VEREDAS, 2009). A decomposição da variância é dada por:

$$\text{Var}[LIQ_t^i] = \text{Var}[X_t^i] + \text{Var}[\varepsilon_t^i] \quad (8)$$

Para um dado i (por causa da estacionariedade, estas variações não dependem de t) indica como o comum ou idiossincrático da liquidez é de uma ação i .

A manipulação das medidas de liquidez pode ser feita através da metodologia de Hallin and Liska (2008) para modelos de fator dinâmico na presença de estrutura de blocos. No estudo de Hallin, Mathias, Pirotte e Veredas, (2009) os blocos são os subpainéis associados com as medidas de liquidez, conforme definidas: *spread* relativo e volume. Para $K = 2$ blocos, são indicados os subpainéis, SPR_n (*spread* relativo) e VOL_n (volume do dólar), (esse método decompõe no chamado “espaço de Hilbert”), gerado por todas as variáveis do painel comum LIQ_n em quatro subespaços mutuamente ortogonais para o *spread* e o volume comum e o *spread* e o volume idiossincrático projetando SPR_t^i e VOL_t^i , conforme:

$$SPR_t^i = \phi^i SPR; t + \varepsilon^i SPR; t \text{ e } VOL_t^i = \phi^i VOL; t + \varepsilon^i VOL; t \quad (9)$$

$$VOL_t^i = \phi^i VOL; t + \psi^i VOL; t + v^i VOL; t + \varepsilon^i VOL; t \quad (10)$$

onde $\phi^i; t$ e $\varepsilon^i; t$ são chamados de *fortemente comum* e *fortemente idiossincrático*, o $\psi^i; t$ e $v^i; t$ *fracamente comum* e *fracamente idiossincrático*, respectivamente.

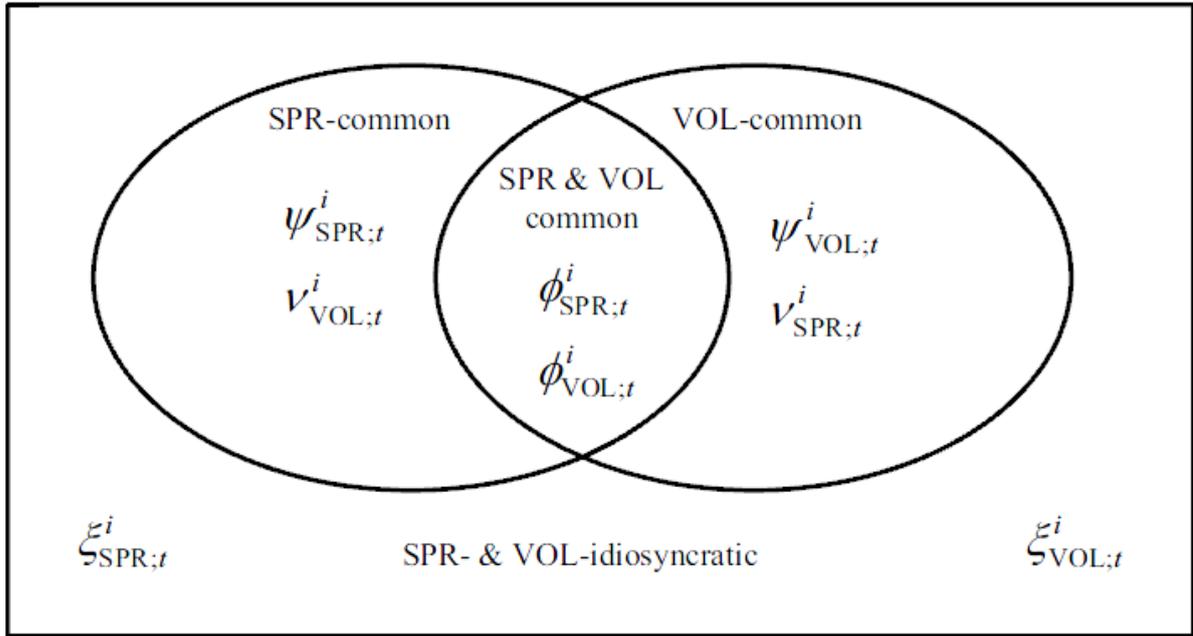


Figura 01 – Representação do espaço de Hilbert decomposição para dois blocos
 Fonte: Hallin, Mathias, Pirote e Veredas, (2009)

Se todos os componentes *spread-comum* e *volume-idiosincrático* e *volume-comum* e *spread-idiosincrático* são zero, isto é, (9) e (10):

$$SPR_t^i = \phi^i SPR;t + \varepsilon^i SPR;t \text{ e } VOL_t^i = \phi^i VOL;t + \varepsilon^i VOL;t \quad (11)$$

spread e volume são movidos pelos mesmos choques comuns de forma inequívoca que pode ser interpretado como os choques de liquidez de mercado.

Como exemplo do uso da análise fatorial dinâmica, pode-se citar Lippi e Thornton (2004), em que analisam um modelo de fator comum para investigar a resposta em função de novas notícias na economia, de 21 taxas de juros em instrumentos de dívidas dos Estados Unidos com diferentes graus de riscos e vencimentos, variando de um dia até 20 anos. O interesse era identificar os fatores comuns associados às notícias que afetam o mercado, verificando as mudanças nas taxas diárias e assumindo que a mudança na taxa diária é a melhor de sua resposta às notícias. Descobriram dois fatores responsáveis pela maior parte da variação destas taxas, isso implica que quando os dados são agregados ao longo do tempo a razão da variância de componentes idiosincráticos de cada taxa será menor. Nota-se que o componente idiosincrático quase desaparece com os dados na frequência mensal. Isso quer dizer que enquanto as taxas de mercado são atingidas por notícias de várias fontes, a resposta das taxas às notícias aparece sendo representadas por dois fatores em comum. Os autores ainda fazem uma análise utilizando os dados na frequência semanal e mensal, utiliza-se para

isso o mesmo procedimento metodológico apresentado anteriormente. O horário apresentado não afeta o número de fatores e através da análise fatorial dinâmica indica que existem fatores em comum.

A importância relativa do componente idiossincrático diminui muito com um horizonte maior de tempo. Isso mostra que cada taxa de juro do mercado tem um forte componente idiossincrático e há uma importância relativa do componente idiossincrático que diminui drasticamente com o tempo. Quanto mais longo for o período de tempo durante o qual as taxas de juros são medidas, mais provável é que a informação que inicialmente afetava apenas uma taxa afete as outras.

3.5 Análise de Regressão

Ao final do estudo foram realizadas regressões lineares simples e múltiplas para verificar a relação dos fatores gerados com o retorno da empresa. Este método foi utilizado devido à análise da relação entre variável independente e dependente, no caso, para esse estudo os fatores de liquidez identificados na análise fatorial dinâmica contra a variável retorno da empresa.

Após a realização dos testes verifica-se se os fatores são significativos e, ao mesmo tempo, se o coeficiente de determinação R^2 aumenta conforme a inclusão dos fatores. Dessa maneira é possível identificar qual modelo é melhor para explicação da variação da liquidez no retorno da empresa.

A técnica de regressão utilizada é a de análise de dados em painel. Conforme Marques (2000), uma das vantagens da estimação com dados em painel é o tratamento da heterogeneidade dos dados. Dessa forma, com dados em painel podem-se identificar características diferentes nos indivíduos ao longo do tempo. Esse tipo de análise também confronta o padrão de comportamento da mesma empresa ao longo do tempo em relação às outras empresas. Para essa análise, podem-se ser utilizadas duas técnicas distintas: o modelo de efeitos fixos ou o modelo de efeitos aleatórios. No modelo de efeitos fixos, o intercepto pode variar entre as empresas e no de efeitos aleatórios segue uma premissa de que a influência do efeito do tempo não pode ser conhecido.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Este capítulo apresenta os resultados obtidos e discussões. Na primeira parte tem-se o perfil da amostra de ações, em seguida encontra-se a análise descritiva, após, é mostrada a correlação encontrada nas variáveis volume, *spreads* (1 e 2), volume ponderado e *turnover* das ações e do Ibovespa e as correlações das variáveis em nível. Na última parte são apresentados os resultados obtidos com a análise fatorial dinâmica, a análise de regressão com os fatores gerados e as variáveis de liquidez.

4.1 Perfil da Amostra

Essa pesquisa foi realizada com as ações pertencentes ao índice Bovespa (Ibovespa) a partir de dados intraday negociadas de cinco em cinco no período de 04 de Janeiro até 30 de abril de 2010, totalizando 63 ativos da carteira teórica do primeiro quadrimestre de 2010 (4 de janeiro até 30 de abril de 2010). Na Tabela 01 é possível verificar o perfil da amostra estudada.

(Continua)

Código da Ação	Nome	Quantidade de ações no mercado	Percentual no índice Bovespa	Valor de mercado	Concentração acionária (maior acionista)
ALLL11	ALL AMER LAT	3.437.511	1.409	12.090.946	Bndespar - BNDES Particip
AMBV4	AMBEV	620.596	0,915	128.373.333,00	Interbrew International Bv
BTOW3	B2W VAREJO	110.286	0,699	2.949.227,66	Lojas Americanas S.A.
BVMF3	BMFBOVESPA	1.995.456	4.349	22.688.558,67	Fundos Administrados Blackrock.
BBDC4	BRADESCO	3.112.405	3.664	97.712.893	Cidade de Deus Cia Cial de Part
BRAP4	BRADESPAR	349.548	1.007	14.354.420,95	Cidade de Deus C Com de Part
BBAS3	BRASIL	2.567.036	2.177	77.446.611	Uniao Federal (Tesouro Nacional)
BRTO4	BRASIL TELECOM	589.789	0,405	8.502.204,67	Coari Participações S.A.
BRKM5	BRASKEM	519.422	0,507	15.153.377,24	Brk Investimentos Petroq S.A
BRFS3	BRF FOODS	433.815	2.137	20.767.403	Previ Cx Prev Funcs Bco Brasil
CCRO3	CCR RODOVIAS	441.397	0,642	17.413.104	Brisa Participacoes e Emp. Ltda.
CMIG4	CEMIG	620.165	1.553	16.633.517	Estado de Minas Gerais
CESP6	CESP	327.503	0,835	7.218.867	Governo do Estado de Sao Paulo
CPL6	COPEL	273.655	0,642	9.612.555	Estado do Parana
CSAN3	COSAN	406.759	0,652	10.421.807,44	Cosan Limited
CPFE3	CPFL ENERGIA	479.911	0,532	17.156.818	Fundo Mutuo Inv. Ac BB Cart. Liv
CYRE3	CYRELA REALT	422.944	1.637	6.852.662,97	Elie Horn
DTEX3	DURATEX	457.880	0,517	7.443.811,48	Itaúsa - Investimentos Itaú S.A.
ELET3	ELETROBRAS	1.132.319	0,964	29.814.238	Uniao Federal (Tesouro Nacional)
ELET6	ELETROBRAS	1.132.319	0,892	29.814.238	Uniao Federal (Tesouro Nacional)
ELPL6	ELETROPAULO	167.344	0,683	6.418.070	AES Elpa
EMBR3	EMBRAER	723.665	0,879	7.417.567	Programa Adr
FIBR3	FIBRIA	467.934	2.266	18.291.579	Bndespar - BNDES Particip SA
GFA3	GAFISA	430.909	1.319	10.771.855,55	Outros
GGBR4	GERDAU	1.420.401	3.788	38.017.069	Metalurgica Gerdau S/A
GOAU4	GERDAU MET	406.424	0,936	13.781.386	Indac Ind. Adm. e Comercio S.A.
GOLL4	GOL	264.825	0,898	6.182.093	Fundo de Investimento em Part
ITSA4	ITAUSA	4.347.215	2.576	53.182.378	Ana Lucia de M. Barretto Villela
LIGT3	LIGHT S/A	203.934	0,455	4.827.101	Rme Rio Minas Energia Part. S/A
LLXL3	LLX LOG	692.734	0,731	3.078.771,82	Ebx Investimentos Ltda
LAME4	LOJAS AMERIC	730.459	1.028	10.034.440,91	Velame Adm de Rec E Part Sa
LREN3	LOJAS RENNER	122.056	0,956	6.389.068,17	Aberdeen Asset Management Plc
MMXM3	MMX MINER	472.973	1.067	5.416.558,24	Eike Fuhrken Batista
MRVE3	MRV	482.397	0,680	6.498.404,03	Rubens Menin Teixeira de Souza

(Conclusão)

Código da Ação	Nome	Quantidade de ações no mercado	Percentual no índice Bovespa	Valor de mercado	Concentração acionária (maior acionista)
NATU3	NATURA	430.113	0,782	15.094.012	Lisis Participacoes S/A
NETC4	NET	342.964	0,874	5.662.336	Gb Empreendimentos E Part S.A
OGXP3	OGX PETROLEO	3.232.498	0,868	61.074.422,62	Centennial Asset Mining Fund Llc
PCAR5	P.ACUCAR-CBD	257.288	0,614	17.379.056,72	Wilkes Participações S.A.
PDGR3	PDG REALT	553.121	0,678	10.310.177,06	Blackrock Inc
PETR3	PETROBRAS	8.774.076	3,151	315.424.640	Uniao Federal (Tesouro Nacional)
PETR4	PETROBRAS	8.774.076	12,556	315.424.640	Uniao Federal (Tesouro Nacional)
RDCD3	REDECARD	672.967	1,857	19.787.989	Banestado Part, Adm e Servs.Ltd
RSID3	ROSSI RESID	266.122	0,919	3.623.534,88	Oficinalis Adm E Particip Ltda
SBSP3	SABESP	227.836	0,387	7.860.342	Governo do Estado de Sao Paulo
CSNA3	SID NACIONAL	1.457.970	2,765	38.262.269,07	Vicunha Siderurgia S A
CRUZ3	SOUZA CRUZ	305.690	0,532	26.335.202,12	British American Tobacco Internat
TAMM4	TAM S/A	150.183	0,717	4.603.972	Tam - Emp e Participacoes S.A.
TNLP3	TELEMAR	382.456	0,248	11.565.260	The Bank Of New York - Adr
TNLP4	TELEMAR	382.456	0,997	11.565.260	The Bank Of New York - Adr
TMAR5	TELEMAR N L	238.608	0,273	25.353.342,73	Tele Norte Leste Part S.A.
TLPP4	TELESP	505.841	0,191	21.169.110,05	Sp Telecomunicações Part Ltda
TCSL3	TIM PART S/A	2.348.447	0,142	12.722.388	Tim Brasil Servicos e Part S.A.
TCSL4	TIM PART S/A	2.348.447	0,873	12.722.388	Tim Brasil Servicos e Part S.A.
TRPL4	TRAN PAULIST	151.829	0,332	8.377.317,94	Isa Capital Do Brasil S.A.
UGPA4	ULTRAPAR	133.888	0,509	9.321.872	Ultra S/A Participacoes

Quadro 04 – Perfil da amostra

Fonte: BM&FBovespa

Para realizar a análise no sistema estatístico, somente foi possível gerar amostras de no máximo 11.000 linhas, pois esse número é o limite para formação de matrizes comportado pelo *software*. Devido a essa limitação do *software* a amostra foi dividida em três grupos (grupo 1, 2 e 3). O Grupo 01 ficou com as 21 ações mais negociadas (em volume financeiro) do índice Bovespa, o Grupo 02 é composto por 21 ações com um volume financeiro intermediário de negociação e, para o Grupo 03, o restante das ações (21 ações menos negociadas do índice). Portanto, das 63 empresas apresentadas na amostra primária do estudo, resultou na formação destes, compostos por 21 empresas cada com 498 intervalos de 5 minutos em períodos de 83 observações para cada dia negociado, do dia 04/01/2010 até 11/01/2010 gerando um total de 10458 observações para cada um dos grupos. Todos os testes estatísticos e demais análises de AFD e regressões foram realizados nos três grupos definidos. Conforme a limitação encontrada, não foi possível realizar a análise fatorial dinâmica para a amostra primária.

A divisão da amostra nos três grupos teve como critério de seleção, o volume financeiro médio negociado em cada intervalo de 5 minutos. Assim, os resultados aqui apresentados referem-se aos três procedimentos de estimação conforme a divisão procedida para cada grupo.

Grupo 01		Grupo 02		Grupo 03	
Empresa	Volume R\$	Empresa	Volume R\$	Empresa	Volume R\$
VALE5	9.473.392	ALLL11	563.224	BTOW3	311.722
PETR4	8.180.220	GFSA3	556.912	ELPL6	304.745
OGXP3	3.768.764	JBSS3	545.478	NATU3	304.215
ITUB4	2.115.564	ELET3	540.930	TCSL4	301.021
PETR3	1.968.595	MRVE3	513.757	CESP6	262.235
BVMF3	1.859.750	CMIG4	508.000	DTEX3	254.747
VALE3	1.794.972	CCRO3	486.044	CPL6	249.583
GGBR4	1.700.308	TAMM4	480.095	EMBR3	248.904
USIM5	1.683.411	LREN3	467.949	LIGT3	234.466
BBDC4	1.531.969	BRAP4	453.476	BRKM5	234.170
BBAS3	1.117.019	CSAN3	447.126	USIM3	217.763
CSNA3	1.057.645	GOLL4	428.951	CPFE3	189.450
ITSA4	920.879	TNLP4	399.710	CRUZ3	189.158
CYRE3	875.993	LAME4	387.026	BRTO4	155.363
PDGR3	849.697	NETC4	375.548	S BSP3	127.410
FIBR3	692.586	RSID3	356.633	KLBN4	122.133
RDCD3	690.636	VIVO4	353.933	TNLP3	105.074
BRFS3	659.871	GOAU4	340.517	TRPL4	93.502
MMXM3	613.633	ELET6	339.439	TMAR5	90.291
AMBV4	572.996	UGPA4	317.010	TLPP4	60.483
PCAR5	570.965	LLXL3	310.010	TCSL3	39.960

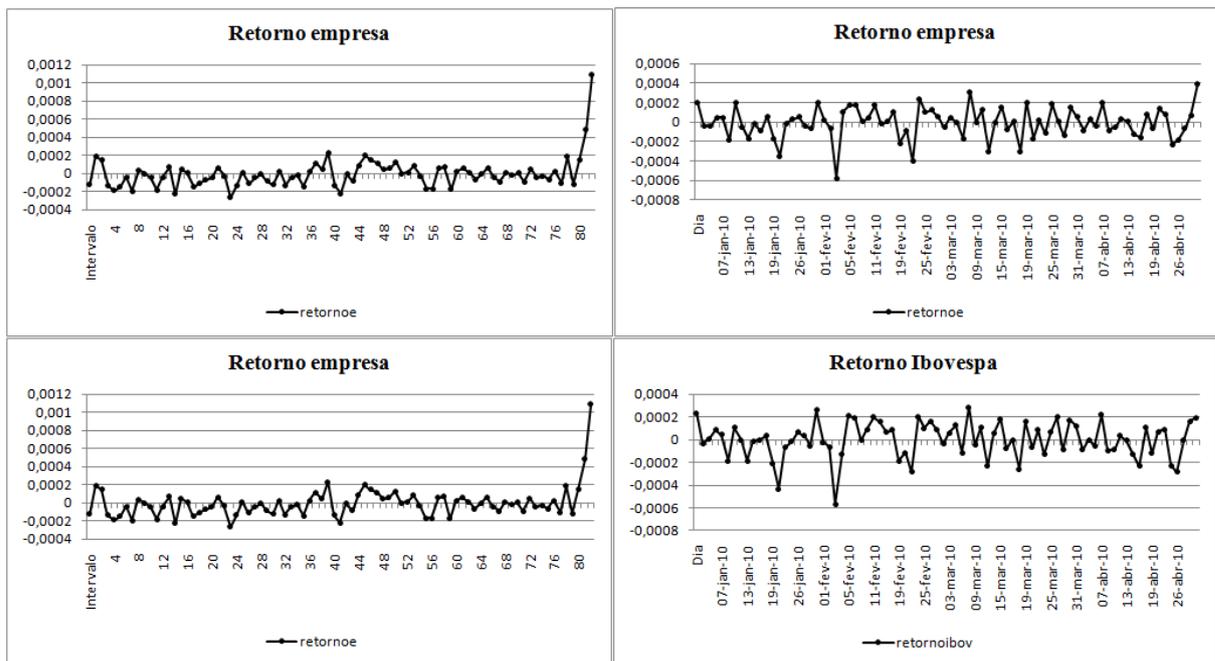
Quadro 05 – Divisão da amostra em três grupos

4.2 Estatísticas Descritivas

O comportamento das variáveis do estudo é apresentado através das tabelas de médias e desvios-padrões e gráficos ao longo do intervalo de 5 minutos. As médias das variáveis da amostra foram calculadas com base nas 63 empresas pertencentes ao índice Bovespa (Ibovespa) para os 83 intervalos intradiários e também sobre os 80 dias de negociação (apêndice A). Da mesma maneira podem-se visualizar (apêndice B), as tabelas das estatísticas descritivas dos três grupos formados.

Quadro 06: Gráficos da média por intervalo de cinco minutos e média diária das variáveis retorno da ação e retorno do Ibovespa

Estes gráficos apresentam a média dos retornos no intervalo de 5 minutos e diário de todas as ações pertencentes à carteira teórica do Ibovespa no período de 04 de janeiro de 2010 até 30 de abril de 2010. A média por intervalo corresponde à média de todas as 63 ações de empresas ao longo dos 80 dias estudados, sendo calculada para cada um dos 83 intervalos de 5 minutos. A média diária corresponde à média de todos os 83 intervalos diários e de todas as 63 ações de empresas calculada para cada um dos 80 dias estudados.

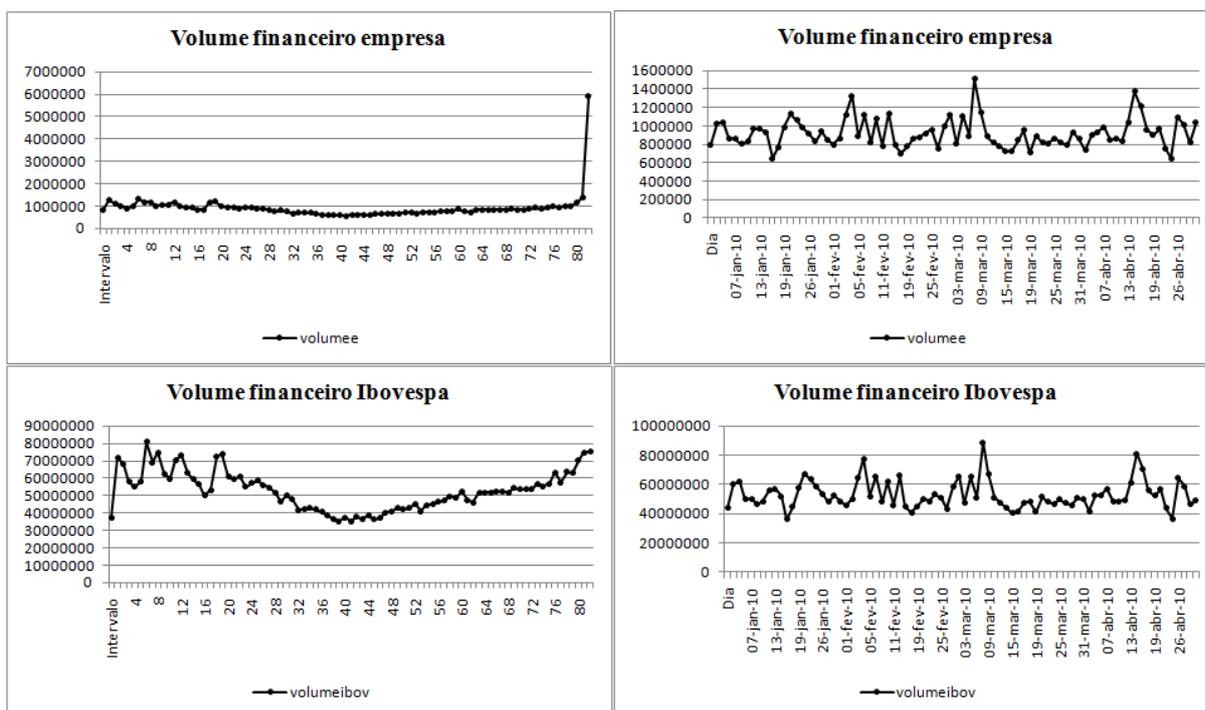


Quadro 06 – Média por intervalo diário e intradiário do retorno empresa e Ibovespa

Através do Quadro 06 pode-se observar o comportamento das variáveis retorno da empresa e retorno do Ibovespa para intervalos diários e intradiários. Para o intervalo de 5 minutos, nota-se que os primeiros minutos de negociação (até o intervalo 4) o retorno apresentou-se positivo, mas logo passa a ser negativo. Os maiores picos aparecem entre os períodos 40 e 48 (início da tarde) e fechamento do mercado (último intervalo), o mesmo ocorre no retorno no Ibovespa. Quanto aos retornos diários, constata-se que as médias tiveram uma tendência baixista até meados de fevereiro, melhorando os retornos para o final de abril.

Quadro 07: Gráficos da média por intervalo de cinco minutos e média diária das variáveis volume da ação e volume do Ibovespa

Estes gráficos apresentam a média dos volumes da ação e do Ibovespa (volumee e volumeibov) no intervalo de 5 minutos e a média diária de todas as ações pertencentes à carteira teórica do Ibovespa no período de 04 de janeiro de 2010 até 30 de abril de 2010. A média por intervalo corresponde à média de todas as 63 ações de empresas ao longo dos 80 dias estudados, sendo calculada para cada um dos 83 intervalos de 5 minutos. A média diária corresponde à média de todos os 83 intervalos diários e de todas as 63 ações de empresas calculada para cada um dos 80 dias estudados.



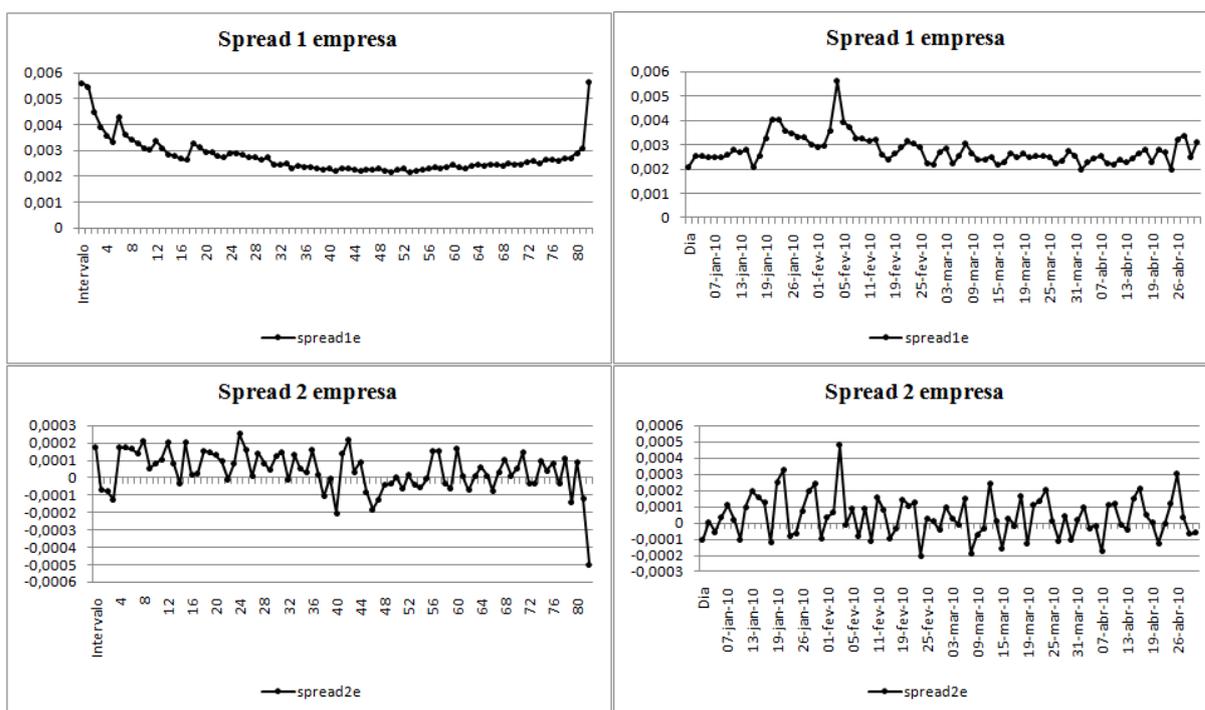
Quadro 07 – Média por intervalo diário e intradiário do volume empresa e Ibovespa

Na comparação dos volumes das ações e do Ibovespa observa-se uma variação, principalmente no Ibovespa, a partir do intervalo 40 (início da tarde) o que aparenta ser um mercado bem equilibrado na questão da liquidez, visto que o retorno no gráfico 1 mostrou-se com uma variação pequena. O volume da empresa cresce muito no final dos intervalos (fechamento do mercado) em uma proporção grande em relação à abertura.

Já para o volume diário, os picos dos maiores volumes estão entre os dias próximos dos finais de semana. Muitos investidores podem se desfazer de posições compradas ou vendidas para a expectativa de segunda-feira. Os gráficos mostram que, em média, a cada cinco minutos, o volume financeiro negociado está em torno de um milhão de reais e no fechamento passa de forma abrupta atingindo em torno de seis milhões de reais.

Quadro 08: Gráficos da média por intervalo de cinco minutos e média diária das variáveis *spread 1* e *spread 2* das ações

Estes gráficos apresentam a média dos *spreads* 1 e 2 das ações (*spread1e* e *spread2e*) no intervalo de 5 minutos e a média diária de todas as ações pertencentes à carteira teórica do Ibovespa no período de 04 de janeiro de 2010 até 30 de abril de 2010. A média por intervalo corresponde à média de todas as 63 ações de empresas ao longo dos 80 dias estudados, sendo calculada para cada um dos 83 intervalos de 5 minutos. A média diária corresponde à média de todos os 83 intervalos diários e de todas as 63 ações de empresas calculada para cada um dos 80 dias estudados.



Quadro 08 – Média por intervalo e diária das variáveis *spread 1* e *spread 2* das ações

Os *spreads* apresentados no Quadro 08 mostram padrões diferentes entre os intervalos e dias do período analisado. Percebe-se que há uma pequena variação no *spread* por intervalo para a variação dos *spreads* 1 das ações (relação entre o preço máximo e mínimo), principalmente nos períodos entre o meio dia e final da tarde (intervalo 20 até o 80). Uma queda na relação dos preços é notada na abertura até o final da manhã (período 1 ao 20) e um aumento para o final das negociações (último espaço de tempo).

No entanto, para a variação do *spread1* diário, indica um aumento no *spread* no início do período de tempo analisado com um pico na metade de janeiro e outro pelos dias 01 e 05 de fevereiro. Observa-se também que o *spread 2* é menor que o *spread 1*, isso é devido a abertura e fechamento (*spread2*) em muitos períodos serem iguais, apresentando como efeito da aplicação da fórmula o valor 0 para determinado intervalo, resultando em uma média menor para o *spread 2* no período analisado. Essa análise pode ser comparada aos resultados

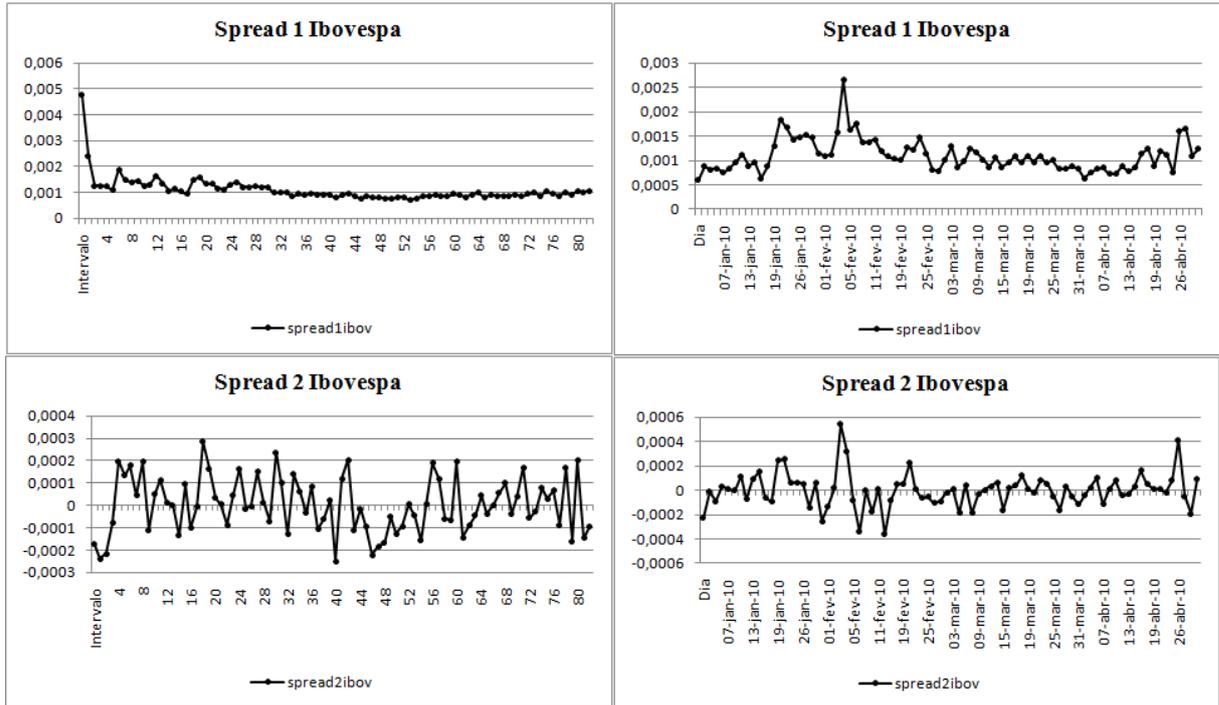
de estudos do “efeito janeiro¹” realizados por diversos autores, como Ceretta e Costa Jr. (2000), Haug e Hirschey (2006) e Silva e Lima (2007).

Ao analisar a variação dos *spreads* 2 (relação entre preço de abertura e fechamento), nota-se um equilíbrio no gráfico por intervalo durante os períodos iniciais até o final da tarde (intervalo 76) com algumas variações maiores entre os tempos 40 e 48 (tarde). Verifica-se uma diminuição brusca na variação *spread* 2 no fechamento (intervalo 81). Da mesma forma no gráfico variação do *spread* 2 diário da empresa apresenta-se equilibrada, porém há um aumento nos valores entre 01 e 05 de fevereiro no período analisado. Nota-se também que os preços de fechamento são, em média, superiores ao preço de abertura, tal comportamento sugere que no final do dia existe um aumento da amplitude de preços nas operações realizadas no último intervalo.

Quadro 09: Gráficos da média por intervalo de cinco minutos e média diária das variáveis *spread* 1 e *spread* 2 do Ibovespa

Estes gráficos apresentam a média dos *spreads* 1 e 2 do Ibovespa (*spread1ibov* e *spread2ibov*) no intervalo de 5 minutos e a média diária de todas as ações pertencentes à carteira teórica do Ibovespa no período de 04 de janeiro de 2010 até 30 de abril de 2010. A média por intervalo corresponde à média de todas as 63 ações de empresas ao longo dos 80 dias estudados, sendo calculada para cada um dos 83 intervalos de 5 minutos. A média diária corresponde à média de todos os 83 intervalos diários e de todas as 63 ações de empresas calculada para cada um dos 80 dias estudados.

¹ Efeito Janeiro é o maior retorno das ações durante o mês de janeiro em relação aos outros meses do ano. Ocorre porque muitos dos investidores escolhem vender suas ações antes no final de ano para compensar seus gastos por motivos fiscais, isso faz com que tenha uma desvalorização nas ações do mercado até final de dezembro e uma valorização em janeiro quando os investidores recompram as ações vendidas anteriormente.



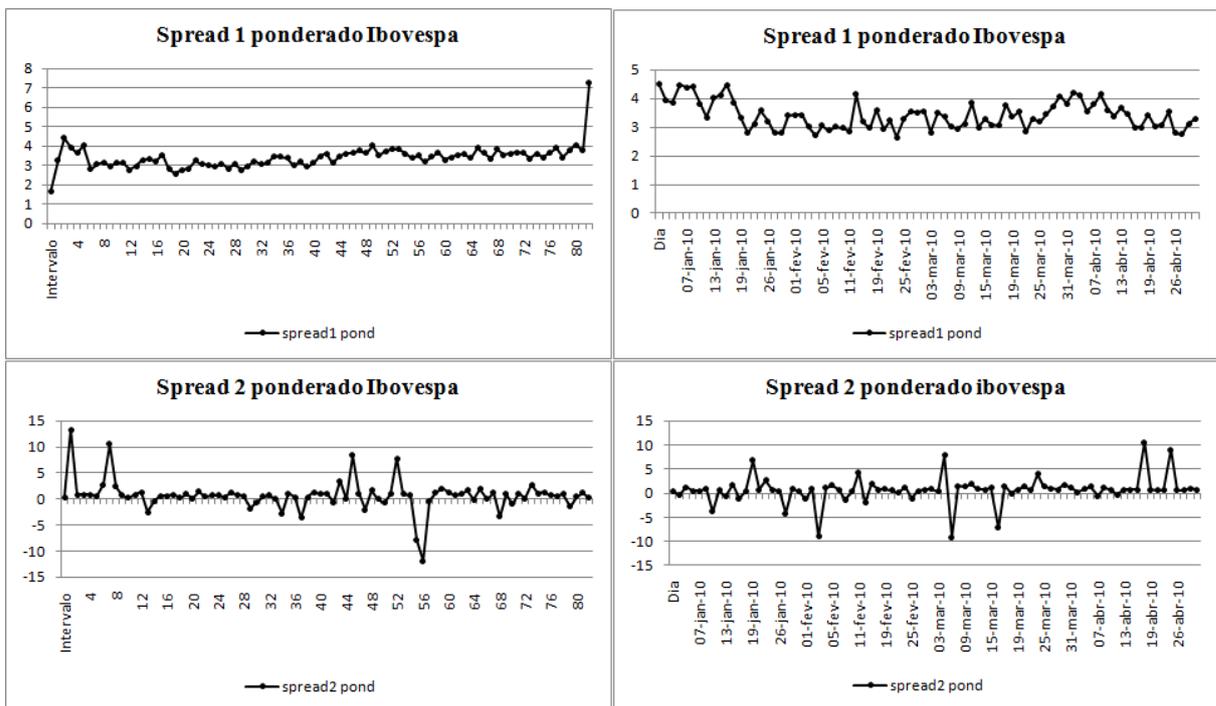
Quadro 09 – Média por intervalo e diária do *spread1* e *spread2* do Ibovespa

O comportamento das variáveis *spread1ibov* (relação do preço máximo e mínimo) e *spread2ibov* (relação do preço de abertura e fechamento) apresenta-se de forma divergente. Há um gráfico mais constante para o *spread1* por intervalo ao longo do período estudado, mostrando uma diminuição na variação apenas no início dos negócios (intervalo 1 ao 4). Pode-se notar que essa variação muda no *spread1* diário, tendo um aumento contínuo desde o início de janeiro até o dia 05 de fevereiro, evento este que também pode estar relacionado com o “efeito janeiro”.

No gráfico *spread2* por intervalo, há uma oscilação intradiária freqüente. Conforme pode-se observar, existem variações das diferenças de preços de abertura e fechamento que mudam abruptamente em intervalos seguidos, perdurando ao longo do período estudado. Já no *spread2* diário, são vistos padrões constantes na maior parte do gráfico, exceto entre os dias 01 e 05 de fevereiro e 19 e 26 de abril.

Quadro 10: Gráficos da média por intervalo de cinco minutos e média diária das variáveis *spread 1* e *spread 2* ponderados pelo Ibovespa

Estes gráficos apresentam a média dos *spreads* 1 e 2 ponderados pelo Ibovespa (*spread1pond* e *spread2pond*) no intervalo de 5 minutos e a média diária de todas as ações pertencentes à carteira teórica do Ibovespa no período de 04 de janeiro de 2010 até 30 de abril de 2010. A média por intervalo corresponde à média de todas as 63 ações de empresas ao longo dos 80 dias estudados, sendo calculada para cada um dos 83 intervalos de 5 minutos. A média diária corresponde à média de todos os 83 intervalos diários e de todas as 63 ações de empresas calculada para cada um dos 80 dias estudados.

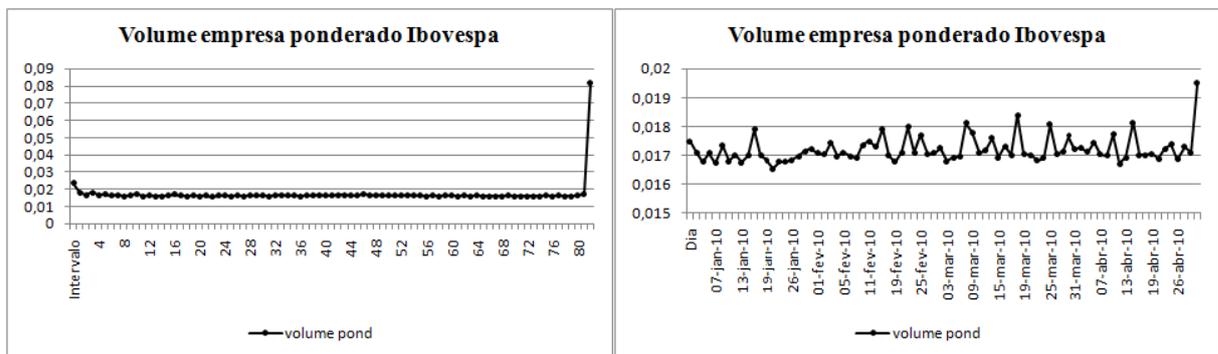


Quadro 10 – Média por intervalo e diária do *spread1* e *spread2* ponderado pelo Ibovespa

O *spread* ponderado indica o *spread* da empresa (ativo) em relação ao *spread* do Ibovespa (mercado). Percebe-se que existe uma variação em alguns momentos do período analisado.

Quadro 11: Gráficos da média por intervalo de cinco minutos e média diária das variáveis volume da empresa ponderado pelo Ibovespa

Estes gráficos apresentam a média do volume da empresa ponderado pelo Ibovespa (volumepond) no intervalo de 5 minutos e média diária de todas as ações pertencentes à carteira teórica do Ibovespa no período de 04 de janeiro de 2010 até 30 de abril de 2010. A média por intervalo corresponde à média de todas as 63 ações de empresas ao longo dos 80 dias estudados, sendo calculada para cada um dos 83 intervalos de 5 minutos. A média diária corresponde à média de todos os 83 intervalos diários e de todas as 63 ações de empresas calculada para cada um dos 80 dias estudados.

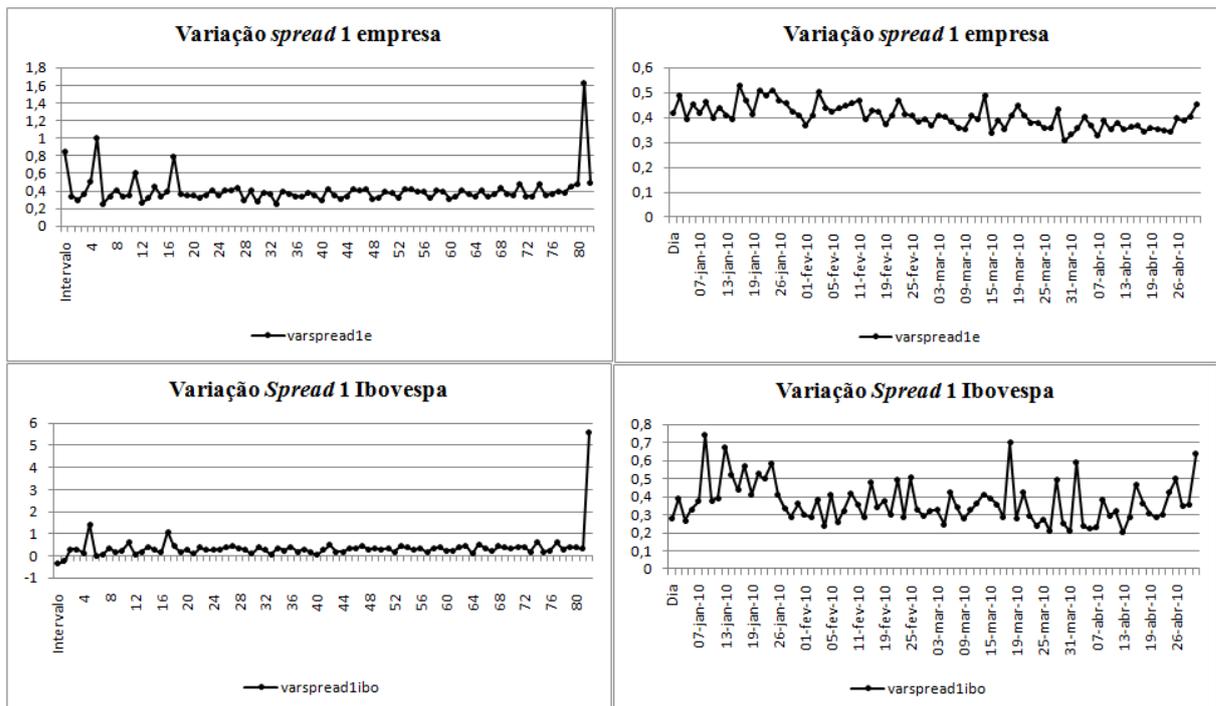


Quadro 11 – Média por intervalo e diária do volume da empresa ponderado pelo Ibovespa

O volume ponderado indica a participação do volume da empresa (ativo) em relação ao volume do Ibovespa (mercado). Um aumento nesse valor pode-se dizer que o volume da empresa em média está mais representativo no mercado.

Quadro 12: Gráficos da média por intervalo de cinco minutos e média diária das variáveis variação do *spread* 1 da empresa e variação do *spread* 1 do Ibovespa

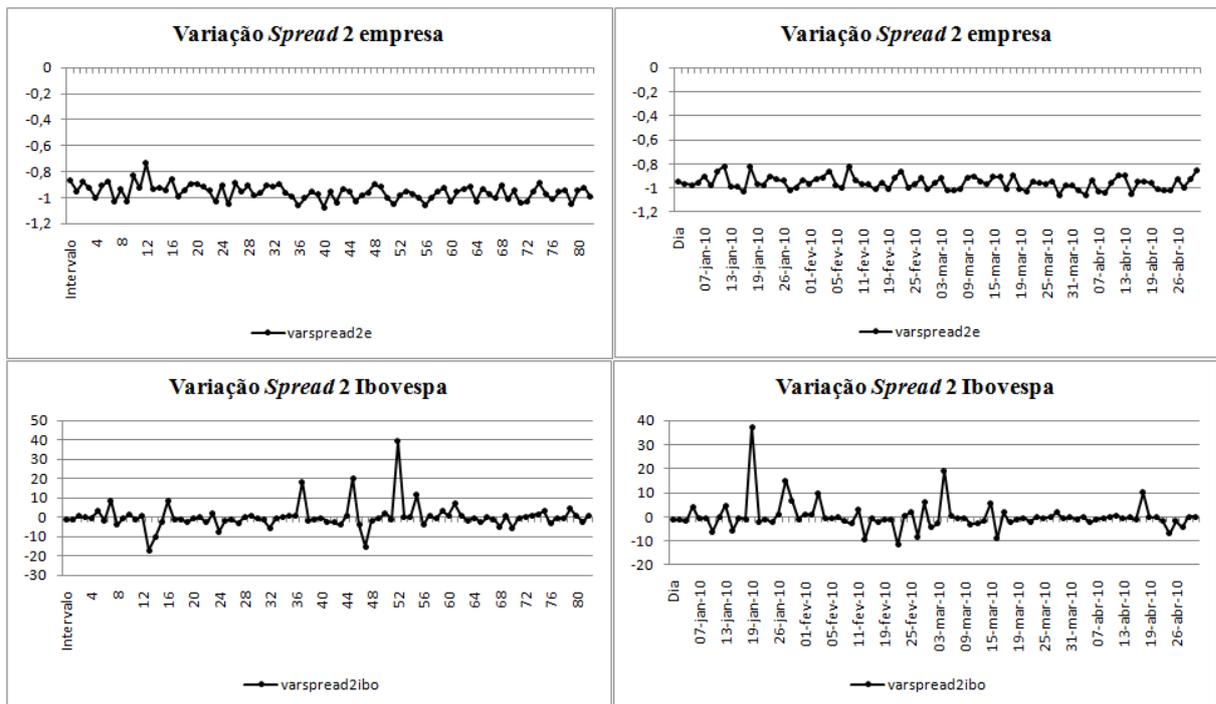
Estes gráficos apresentam a média da variação do *spread* 1 da empresa (*varspread1e*) e a variação do *spread* 1 do Ibovespa (*varspread1ibo*) no intervalo de 5 minutos e a média diária de todas as ações pertencentes à carteira teórica do Ibovespa no período de 04 de janeiro de 2010 até 30 de abril de 2010. A média por intervalo corresponde à média de todas as 63 ações de empresas ao longo dos 80 dias estudados, sendo calculada para cada um dos 83 intervalos de 5 minutos. A média diária corresponde à média de todos os 83 intervalos diários e de todas as 63 ações de empresas calculada para cada um dos 80 dias estudados.



Quadro 12 – Média por intervalo e diária do *varspread1* empresa e *varspread1* Ibovespa

Quadro 13: Gráficos da média por intervalo de cinco minutos e média diária das variáveis variação do *spread 2* da empresa e variação do *spread 2* do Ibovespa

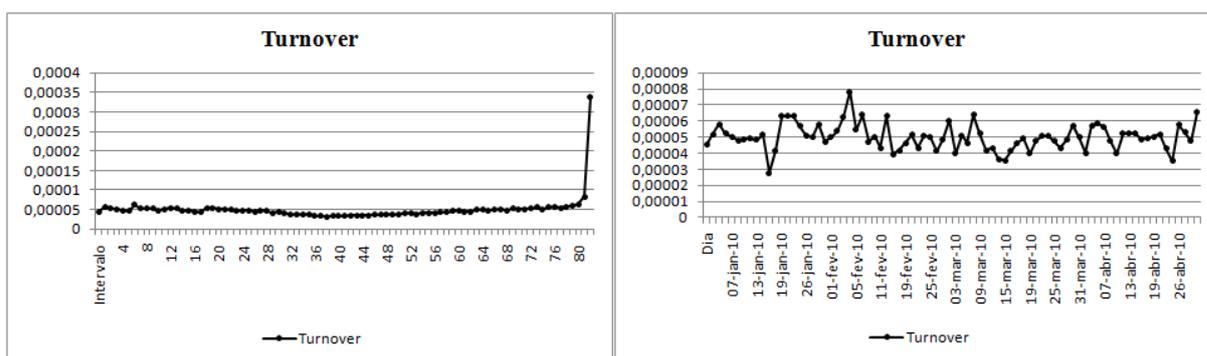
Estes gráficos apresentam a média da variação do *spread 2* da empresa (*varsread2e*) e a variação do *spread 2* do Ibovespa (*varsread2ibo*) no intervalo de 5 minutos e a média diária de todas as ações pertencentes à carteira teórica do Ibovespa no período de 04 de janeiro de 2010 até 30 de abril de 2010. A média por intervalo corresponde à média de todas as 63 ações de empresas ao longo dos 80 dias estudados, sendo calculada para cada um dos 83 intervalos de 5 minutos. A média diária corresponde à média de todos os 83 intervalos diários e de todas as 63 ações de empresas calculada para cada um dos 80 dias estudados.



Quadro 13 – Média por intervalo e diária do *varsread2* empresa e *varsread2* Ibovespa

Quadro 14: Gráficos da média por intervalo de cinco minutos e média diária das variáveis *Turnover* da empresa

Estes gráficos apresentam a média do *Turnover* da empresa no intervalo de 5 minutos e a média diária de todas as ações pertencentes à carteira teórica do Ibovespa no período de 04 de janeiro de 2010 até 30 de abril de 2010. A média por intervalo corresponde à média de todas as 63 ações de empresas ao longo dos 80 dias estudados, sendo calculada para cada um dos 83 intervalos de 5 minutos. A média diária corresponde à média de todos os 83 intervalos diários e de todas as 63 ações de empresas calculada para cada um dos 80 dias estudados.



Quadro 14 – Média por intervalo e diária das variáveis *Turnover* da empresa

Quanto ao *turnover* (relação da quantidade de ações negociadas pela quantidade em circulação) intradiário e diário, observa-se que existe uma disparidade na comparação dos períodos de análise. No gráfico por intervalo, há valores constantes desde o início até o final do espaço de tempo, apresentando um aumento grande somente no intervalo 80 em diante (fechamento do mercado) indicando uma elevação da quantidade de ações negociadas no final do pregão.

O comportamento médio para a variável *turnover* no período diário mostra oscilações maiores nos dias 13 e 19 de janeiro (devido ao aumento na negociação de títulos) e 01 e 05 de fevereiro (pela diminuição da quantidade de títulos negociados) tendo um movimento mais suave ao longo do tempo estudado.

Nas tabelas a seguir são apresentadas as correlações da amostra inteira e da amostra dos grupos.

4.2.1 Correlação entre as Variáveis

O Quadro 15 apresenta os resultados do procedimento de análise de correlação de *Pearson*. A correlação de *Pearson* verifica a associação entre duas variáveis, sendo que

quanto maior o coeficiente de correlação, mais forte é o nível de associação entre elas. Percebe-se que existem correlações significativas entre as variáveis do estudo.

	volume e	spread1 e	spread2 e	spread1 ibov	spread2 ibov	volume ibov	spread1 pond	volume pond	Turnover
volumee	1,00	0,10	0,00	0,06	0,01	0,15	0,04	0,81*	0,42*
spread1e	0,10	1,00	0,05	0,35	0,05	0,22	0,52*	0,08	0,27
spread2e	0,00	0,05	1,00	0,05	0,33*	0,03	0,01	-0,01	-0,01
spread1ibov	0,06	0,35*	0,05	1,00	0,09	0,36*	-0,30*	0,00	-0,07
spread2ibov	0,01	0,05	0,33*	0,09	1,00	0,06	-0,01	0,00	-0,01
volumeibov	0,15	0,22	0,03	0,36*	0,06	1,00	-0,09	0,00	0,16
spread1 pond	0,04	0,52*	0,01	-0,30*	-0,01	-0,09	1,00	0,07	0,17
volume pond	0,81*	0,08	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,07	1,00	0,39*
Turnover	0,42*	0,27	-0,01	0,07	0,01	0,16	0,17	0,39*	1,00

Quadro 15 – Correlação entre as variáveis de liquidez do estudo

Legenda: * Significativo a 1%

Os valores obtidos na análise de correlação de *Pearson* entre as medidas de liquidez mostram-se relativamente baixos, porém pode-se observar relações mais fortes entre as variáveis *spread* da empresa (*spread_e*) com o *spread* ponderado pelo Ibovespa. As variáveis *Amihud_e* e *Amihudibov* não apresentaram correlações, portanto não foram apresentadas na tabela de correlações. As outras variáveis *spread2pond*, *varspread1e*, *varspread2e*, *varspread1ibo*, *varspread2ibo* também foram retiradas da matriz de correlação devido a apresentar baixa correlação linear entre elas, (abaixo de 0,30).

	Qdade ações neg e	Qdade ações disp e	Volume financeiro e	Volume financeiro lbov	Qdade ações neg lbov
Qdade ações neg e	1,00	0,31*	0,87*	0,15	0,00
Qdade ações disp e	0,31*	1,00	0,30*	0,00	0,00
Volume financeiro e	0,87*	0,30*	1,00	0,15	0,00
Volume financeiro lbov	0,15	0,00	0,15	1,00	-0,01
Qdade ações neg lbov	0,00	0,00	0,00	-0,01	1,00

Quadro 16 – Correlação entre as variáveis em nível

Legenda: * Significativo a 1%

Para as variáveis em nível são apresentadas correlações acima de 0,30 (significativas a 1%) entre a quantidade de ações, quantidade de ações disponíveis no mercado e volume financeiro da empresa. Relações mais fortes são vistas entre as variáveis volume financeiro da empresa e a quantidade de ações negociadas. Para o volume financeiro e quantidade de ações negociadas do Ibovespa não se obteve valores significativos.

	spread 1e	spread 2e	retorno e	volume e	spread 1ibov	spread 2ibov	retorno ibov	spread 1 pond	volume pond	varsread 1ibo	Turnover	Amihud e	Amihud ibov
spread1e	1	0,037**	0,033**	0,200**	0,299**	0,053**	0,026**	0,542**	0,155**	0,045**	0,378**	0,020*	0,021*
spread2e	0,037**	1	0,077**	-0,026**	0,065**	0,349**	-0,037**	0,026**	-0,034**	-0,055**	-0,059**	0,031**	-0,032**
retornoe	0,033**	0,077**	1	-0,007	0,015	-0,027**	0,507**	0,008	-0,020*	-0,189**	0,004	0,332**	0,476**
volumee	0,200**	-0,026	-0,007	1	0,070**	0,011	-0,014	0,116**	0,930**	0,155**	0,495**	0,002	-0,032**
spread1ibov	0,299**	-0,065**	0,015	0,070**	1	0,084**	0,085**	-0,288**	0,014	-0,194**	0,046**	0,014	0,135**
spread2ibov	0,053**	0,349**	-0,027**	0,011	0,084**	1	-0,087**	0,011	-0,005	-0,001	0,005	0,002	-0,095**
retornoibov	0,026**	-0,037**	0,507**	-0,014	0,085**	-0,087**	1	-0,057**	-0,042**	-0,314**	-0,011	0,107**	0,940**
spread1 pond	0,542**	0,026**	0,008	0,116**	-0,288**	0,011	-0,057**	1	0,139**	0,308**	0,294**	0,001	-0,085**
volume pond	0,155**	-0,034**	-0,020*	0,930**	0,014	-0,005	-0,042**	0,139**	1	0,179**	0,452**	0,002	-0,051**
varsread1ibo	0,045**	-0,055**	-0,189**	0,155**	-0,194**	-0,001	-0,314**	0,308**	0,179**	1	0,168**	-0,022*	-0,399**
Turnover	0,378**	-0,059**	0,004	0,495**	0,046**	0,005	-0,011	0,294**	0,452**	0,168**	1	0,003	-0,032**
Amihude	0,020*	0,031**	0,332**	0,002	0,014	0,002	0,107**	0,001	0,002	-0,022*	0,003	1	0,130**
Amihudibov	0,021*	-0,032**	0,476**	-0,032**	0,135**	-0,095**	0,940**	-0,085**	-0,051**	-0,399**	-0,032**	0,130**	1

Quadro 17 – Correlação entre as variáveis de liquidez Grupo 01

Legenda: * Significativo a 5%, **Significativo a 1%

	spread 1e	volume e	spread 1 pond	volume pond	varsread 1ibo	Turnover	Amihud e	Amihud ibov
spread1e	1	0,313**	0,616**	0,301**	0,043**	0,297**	0,002	-0,002
volumee	0,313**	1	0,249**	0,920**	0,164**	0,877**	0,003	-0,049**
spread1 pond	0,616**	0,249**	1	0,308**	0,274**	0,238**	0,009	-0,099**
volume pond	0,301**	0,920**	0,308**	1	0,172**	0,790**	0,003	-0,072**
varsread1ibo	0,043**	0,164**	0,274**	0,172**	1	0,169**	-0,009	-0,399**
Turnover	0,297**	0,877**	0,238**	0,790**	0,169**	1	0,003	-0,044**
Amihude	0,002	0,003	0,009	0,003	-0,009	0,003	1	0,075**
Amihudibov	-0,002	-0,049**	-0,099**	-0,072**	-0,399**	-0,044**	0,075**	1

Quadro 18 – Correlação entre as variáveis de liquidez Grupo 02

Legenda: * Significativo a 5%, **Significativo a 1%

	spread 1e	volume e	spread 1 pond	volume pond	varsread 1ibo	Turnover	Amihud ibov
spread1e	1	0,254**	0,662**	0,214**	0,038**	0,226**	0,01
volumee	0,254**	1	0,228**	0,933**	0,236**	0,884**	-0,054**
spread1 pond	0,662**	0,228**	1	0,241**	0,243**	0,215**	-0,074**
volume pond	0,214**	0,933**	0,241**	1	0,222**	0,821**	-0,079**
varsread1ibo	0,038**	0,236**	0,243**	0,222**	1	0,204**	-0,399**
Turnover	0,226**	0,884**	0,215**	0,821**	0,204**	1	-0,051**
Amihudibov	0,01	-0,054**	-0,074**	-0,079**	-0,399**	-0,051**	1

Quadro 19 – Correlação entre as variáveis de liquidez Grupo 03

Legenda: * Significativo a 5%, **Significativo a 1%

Algumas diferenças podem ser vistas entre os Quadros 17, 18 e 19. Nota-se que há um aumento no coeficiente de correlação entre as variáveis quando a amostra é dividida em grupos.

4.3 Análise Fatorial Dinâmica

O procedimento adotado para a estimação da análise fatorial dinâmica (AFD) foi baseado no estudo de Frederici (2006) utilizando o *software* Stata versão 11. A seguir apresentam-se os resultados para os grupos formados a partir da base com 63 ativos do Ibovespa.

4.3.1 Análise Fatorial Dinâmica Grupo 1

Para o Grupo 1 foi realizado o procedimento com as 11 variáveis identificadas na tabela de correlação, na qual obtiveram-se os seguintes resultados:

	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11
C1	2,30072										
C2	-0,54633	2,19587									
C3	0,30964	0,18643	0,31798								
C4	0,65209	-0,35332	0,03462	1,05766							
C5	0,83296	0,54710	-0,11929	-0,76315	1,53652						
C6	1,36458	-0,44543	0,17411	-0,46279	0,00056	2,83808					
C7	0,35492	0,23685	0,39105	0,03432	-0,13920	0,23005	0,52904				
C8	-0,00419	0,12213	0,11376	-0,53571	0,25791	0,87094	0,11608	1,25771			
C9	0,24973	0,14899	0,25559	0,02832	-0,09650	0,13981	0,31439	0,09065	0,20544		
C10	0,01018	0,37069	-0,10332	0,04202	-0,02503	-0,10954	-0,18323	-0,16949	-0,08323	3,96003	
C11	0,31646	0,44290	0,22079	0,02275	-0,30470	-0,21645	0,27302	0,51956	0,17701	0,62191	2,46288

Quadro 20 – Matriz da dispersão média Grupo 1 no tempo t

O Quadro 20 apresenta a matriz de dispersão média das variáveis padronizadas do Grupo 01. Após a padronização das variáveis, formou-se essa matriz, em que apresenta a matriz da variância e covariância no tempo t . Conforme Frederici (2006), a dispersão dentro do tempo no conjunto dos dados causa dois efeitos: um devido à estrutura estática e outro em função da dinâmica das variáveis individuais. Após, os autovalores e autovetores são indicados após a derivação da matriz da variância e covariância.

Tabela 01 – Fatores gerados, variância explicada e variabilidade cumulativa Grupo 1

Fatores	Autovalores		
	Total	% Variabilidade Explicada	Variabilidade cumulativa
1	4,64035	0,24865	0,24865
2	4,23564	0,22696	0,47562
3	3,27958	0,17573	0,65135
4	2,75684	0,14772	0,79908
5	1,66332	0,08912	0,88821
6	0,74888	0,04012	0,92834
7	0,63439	0,03399	0,96233
8	0,43137	0,02311	0,98545
9	0,25021	0,01340	0,99885
10	0,02130	0,00114	0,99999
11	0,00021	0,00014	1,00000

A Tabela 01 apresenta os fatores gerados a partir da AFD. Apenas os fatores com autovalores acima de 1 conforme critério da raiz latente (*Kaiser*) são considerados. Fatores com variância abaixo de 1 não são retidos, pois são menos significativos que uma variável isolada para representar a quantidade da variância associada ao fator.

Com base nos fatores gerados, é produzida a sua matriz com os *scores* das variáveis. As cargas dos fatores são os pesos e correlações entre cada variável e o fator.

Nota-se também, que são formados cinco fatores, em que o primeiro autovetor associado ao primeiro autovalor caracteriza mais do que 24% do total da variabilidade da matriz. É possível identificar o grau de explicação atingido pelos 5 fatores calculados que foi de quase 89% da variância total dos dados originais. O primeiro autovalor reportado na Tabela 14 apresenta carga de 4,64, isto implica que 24,87% do total da variação da liquidez no tempo de 5 minutos podem ser explicados pelo fator comum, sugerindo comunalidade na liquidez.

Esse resultado é satisfatório, uma vez que, pelo critério de percentagem da variância, exige um valor mínimo de 60% da variabilidade dos dados.

Tabela 02 – Matriz dos autovetores Grupo 1

Variável	Fator1	Fator2	Fator3	Fator4	Fator5
spread1e	0,53504	0,33409	-0,17345	0,10715	0,30305
spread2e	-0,33589	0,05401	0,37987	0,31207	0,70334
volumee	0,07503	0,05680	0,04960	0,15951	0,16287
spread1ibov	0,07719	0,07235	-0,45898	0,12522	0,16053
spread2ibov	-0,20908	-0,16495	0,43688	-0,20389	0,00664
spread1pond	0,58751	0,22641	0,45136	-0,29319	0,05370
volumepond	0,09552	0,05819	0,06644	0,20509	0,20842
varsread1ibo	0,12574	0,07012	0,43983	0,09764	-0,31954
Turnover	0,06049	0,04565	0,03943	0,12812	0,13102
Amihude	-0,40661	0,79512	-0,05922	-0,42166	0,00966
Amihudibov	-0,08052	0,39486	0,12227	0,69039	-0,44207

Para gerar os fatores, é necessário identificar seus *scores* através de seus pesos e correlações entre cada variável e o fator. A mais alta carga e mais relevante é definida pela dimensionalidade do fator. Se o valor apresentar-se negativo indica um impacto inverso no fator. Conforme apresentado na Tabela 07, formaram-se 5 fatores e através da Tabela 02 pode-se identificar seus *scores*. As variáveis *spread2e* e *spread1pond* são as principais responsáveis pela formação do fator 1. No fator 2 tem-se *spread1e* e *Amihude*. O fator 3 é

formado pelas variáveis *spread1Ibov* e *spread2Ibov*. Para o fator 4 tem-se as variáveis *Spread2e* e *AmihudIbov* e no fator 5 *spread2e* e *varsread1Ibo*.

4.3.2 Análise Fatorial Dinâmica Grupo 2

Para o Grupo 2 foi realizado o procedimento da AFD em que obtiveram-se os seguintes resultados:

	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8
C1	2,183789							
C2	0,711747	2,091494						
C3	1,279765	0,224751	3,000347					
C4	0,662040	1,917661	0,222909	1,932502				
C5	0,097768	0,293493	1,003039	0,249775	1,198376			
C6	0,233404	0,691413	0,072207	0,634269	0,095405	0,228601		
C7	-0,002998	-0,020334	-0,055989	-0,029368	-0,010442	-0,006797	0,117556	
C8	0,040317	0,444588	-0,578989	0,383790	0,327556	0,145032	0,093677	2,489147

Quadro 21 – Matriz da dispersão média Grupo 2 no tempo t

No Quadro 21 é apresentada a matriz de dispersão média das variáveis padronizadas do Grupo 02. Após a padronização das variáveis, formou-se essa matriz, em que apresenta a matriz da variância e covariância no tempo t . Conforme Frederici (2006), a dispersão dentro do tempo no conjunto dos dados causa dois efeitos: um devido à estrutura estática e outro em função da dinâmica das variáveis individuais. Após, os autovalores e autovetores são indicados após a derivação da matriz da variância e covariância.

Tabela 03 – Fatores gerados, variância explicada e variabilidade cumulativa Grupo 2

Fatores	Autovalores		
	Total	% Variabilidade Explicada	Variabilidade cumulative
1	5,15512	0,38930	0,38930
2	3,78875	0,28612	0,67542
3	2,19056	0,16542	0,84085
4	1,50552	0,11369	0,95455
5	0,39396	0,02975	0,98430
6	0,11415	0,00862	0,99292
7	0,09369	0,00707	0,99999
8	0,00002	0,00000	1,00000

Aplicando a ADF no Grupo 02, são formados quatro fatores, em que o primeiro autovetor associado ao primeiro autovalor caracteriza mais do que 38% do total da variabilidade da matriz. Como a carga do primeiro autovalor reportado na Tabela 09 é 5,16,

isto implica que 38,93% do total da variação da liquidez no tempo de 5 minutos podem ser explicados pelo fator comum, sugerindo comunalidade na liquidez.

Com esses resultados o grau de explicação atingido pelos 5 fatores calculados foi de aproximadamente 95% da variância total dos dados originais. Esse resultado é satisfatório, uma vez que, pelo critério de percentagem da variância, exige um valor mínimo de 60% da variabilidade dos dados.

Tabela 04 – Matriz dos autovetores Grupo 2

Variáveis	Fator1	Fator2	Fator3	Fator4
<i>spread1e</i>	0,44913	-0,21426	0,02738	-0,77781
<i>volumee</i>	0,52033	0,35451	-0,25495	0,15697
<i>spread1 pond</i>	0,44705	-0,66608	0,24125	0,19994
<i>volumepond</i>	0,49488	0,33443	-0,26515	0,15527
<i>varsread1libo</i>	0,20688	-0,12705	0,36485	0,52583
<i>Turnover</i>	0,17159	0,11750	-0,08557	0,05227
<i>Amihude</i>	-0,00898	0,01840	0,03497	-0,02713
<i>Amihudibov</i>	0,10215	0,49255	0,81490	-0,16219

A tabela da matriz dos autovetores para o Grupo 2, apresentou a relevância de cada variável no fator. Define-se o fator 1 pelas variáveis *volumee* e *volumepond*. No fator 2, tem-se a variável *spread1 pond* e *Amihudibov*. Para o fator 3 são mais relevantes em sua formação as variáveis *varsread1libo* e *Amihudibov*. Já no fator 4, a variável *spread1e* e *varsread1libo* são as mais importantes.

4.3.3 Análise Fatorial Dinâmica Grupo 3

Para o Grupo 3 foi realizado o mesmo procedimento e obtiveram-se os seguintes resultados:

	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7
C1	1,414907						
C2	0,724630	1,884596					
C3	1,037154	0,196907	3,034520				
C4	1,076411	1,963150	0,379758	2,603162			
C5	0,015036	0,411977	0,833775	0,305960	0,964708		
C6	0,752782	1,983157	0,209654	2,055821	0,439401	2,087204	
C7	0,127041	0,690957	-0,204752	0,709091	0,134857	0,731747	1,972081

Quadro 22 – Matriz da dispersão média Grupo 3 no tempo t.

Seguindo o procedimento realizado nos outros grupos, iniciou-se a padronização das variáveis e, após isso, formou-se a matriz da dispersão média, em que apresenta a matriz da

variância e covariância no tempo t . Os autovalores e autovetores são indicados após a derivação da matriz da variância e covariância.

Tabela 05 – Fatores gerados, variância explicada e variabilidade cumulativa Grupo 3

Fatores	Autovalores		
	Total	% Variabilidade Explicada	Variabilidade cumulativa
1	7.144714	0.5117558	0.5117558
2	3.498719	0.2506034	0.7623592
3	1.614679	0.1156549	0.8780142
4	1.128878	0.0808584	0.9588725
5	0.301767	0.0216148	0.9804873
6	0.272382	0.0195099	0.9999972
7	0.000039	0.0000028	1

No Grupo 03, conforme a Tabela 05, o primeiro autovalor é 7,14, isto implica que 51% do total da variação da liquidez no tempo de 5 minutos podem ser explicados pelo fator comum, da mesma forma que nos grupos 01 e 02, sugerindo comunalidade na liquidez.

No total formaram-se 4 fatores, em que o primeiro autovetor associado ao primeiro autovalor caracteriza mais do que 51% do total da variabilidade da matriz. Com esses resultados o grau de explicação atingido pelos 5 fatores calculados foi de aproximadamente 96% da variância total dos dados originais. Esse resultado é satisfatório, uma vez que, pelo critério de percentagem da variância, exige um valor mínimo de 60% da variabilidade dos dados.

Tabela 06 – Matriz dos autovetores Grupo 3

Variáveis	Fator1	Fator2	Fator3	Fator4
<i>spread1e</i>	0.2749457	0.2632527	-0.1742624	-0.6408394
<i>volumee</i>	0.4891561	-0.1426358	-0.0982436	0.1941648
<i>spread1 pond</i>	0.1865141	0.8737693	0.2092249	0.0106389
<i>volume pond</i>	0.5675713	-0.1035885	-0.2092565	-0.0972470
<i>varsread1libo</i>	0.1278483	0.2134797	0.2248055	0.6520316
<i>Turnover</i>	0.5139042	-0.1499237	-0.0973210	0.2130905
<i>Amihudibov</i>	0.2185491	-0.2609579	0.9013371	-0.2673987

A relevância de cada variável em relação ao fator gerado pode ser identificada através da matriz dos autovetores. O fator 1 é definido pelas variáveis *volumee*, *volumepond* e *turnover*. Já para o fator 2 tem-se como mais importante a variável *spread1pond*. No fator 3

somente Amihudibov é responsável para sua formação. Para o fator 4 têm-se *spread1e* e *varsreadibo*.

Através dos resultados com a ADF, verifica-se que o Grupo 01 foi o que apresentou maior quantidade de variáveis de liquidez correlacionadas (11 variáveis). Para o Grupo 02 apenas 8 variáveis tiveram correlações acima de 0,30 e mostraram-se significativas e, no Grupo 03, apresentaram-se 7 variáveis. O maior número de fatores com cargas acima de 1,00 conforme critério de *Kaiser* foi encontrado no Grupo 01 com uma variância explicada para o primeiro fator menor (24,87%) que a do Grupo 02 (38,93%) e 03 (51,18%). Neste último mostrou que um único fator comum explica mais da metade do total da variação da liquidez no intervalo de 5 minuto e que, com os 4 fatores formados no Grupo 03 chegou-se a uma variabilidade cumulativa de 95,89% da variância total dos dados.

Em relação à formação dos fatores dos grupos analisados, alguns tiveram variáveis comuns associadas ao primeiro fator. Para o Grupo 01 as variáveis *spread1e*, *volumee* e *spread1pond* foram às principais responsáveis pela sua formação. No Grupo 02 tem-se *spread1e*, *volumee*, *spread1pond* e *volumepond*. Já no Grupo 03 o primeiro fator teve em sua formação as variáveis *volumee*, *volumepond* e *turnover*. Percebe-se que as variáveis *spread1pond* tiveram relevância tanto na formação do fator 1 para o Grupo 01 quanto para o fator 1 no Grupo 02. No Grupo 02 e 03 tiveram-se as variáveis comuns *volumee* e *volumepond*.

4.4 Relação entre Retorno e Liquidez

Para verificar a influência do retorno do mercado (*retornoibov*) no retorno da empresa (*retornoe*) utilizou-se o método da análise de regressão. Após essa análise, incluíram-se os fatores de liquidez para constatar se a liquidez explica o retorno da empresa.

Para gerar os fatores utilizados na regressão, utilizou-se a técnica chamada *naïvi*, conforme Reyna (2008), essa técnica consiste em criar índices fora de cada *cluster* de variáveis agregando duas ou mais variáveis para gerar uma nova medida. Dessa forma, produziram-se os fatores de liquidez para a regressão utilizando os coeficientes (*scores*) dos fatores gerados.

A partir disso, foram analisados os três grupos de fatores, o Grupo 1, formado pelas variáveis da amostra das ações mais negociadas do índice Bovespa, o Grupo 2, concebido através das variáveis da amostra de ações do Ibovespa que não são as mais nem as menos negociadas (intermediárias) e, por último, o Grupo 3, formado a partir de variáveis da amostra

de dados de empresas menos negociadas, estas também do índice Bovespa. Primeiramente introduziu-se o Fator 1 e, após, foram colocados todos os fatores de liquidez na regressão.

4.4.1 Análise de Regressão Grupo 1

Após a estimação dos fatores foram geradas três regressões lineares, a primeira para verificar a influência do retorno do mercado (retorno Ibovespa) e o da empresa (retorno empresa). Em seguida estimou-se a regressão acrescentando o primeiro fator para examinar se há influência do fator 1 de liquidez na retorno da empresa. Por último foram regredidos todos os cinco fatores do Grupo 1 e o retorno do mercado contra o retorno da empresa a fim de permitir uma análise mais profunda da influência de todos os fatores de liquidez no retorno da empresa. Nas análises dos coeficientes, utilizaram-se os padronizados (coeficientes *beta*), sem a constante, pois dessa forma é possível comparar a diferença de magnitude entre eles podendo verificar quais são as variáveis que têm maior “força” explicativa em *y*, independentemente de suas diferenças de escalas ou unidades de medida utilizadas. Para a análise de regressão os dados foram ajustados para dados em painel.

A partir da estimação da regressão, procedeu-se a verificação dos pressupostos da análise de regressão. A avaliação de uma boa ou má regressão múltipla está sempre atrelada à situação de seus resíduos. Os pressupostos quanto aos resíduos apresentam fundamentalmente a que se evitem vieses nas estimativas. Portanto, se os pressupostos não forem seguidos, as estimativas podem ser inconsistentes e enviesadas, o que poderá implicar em maior erro padrão, ou dispersão em torno da reta e prejudicará a análise de regressão.

A fim de analisar a heterocedasticidade nos resíduos (presença de variâncias não homogêneas) utilizou-se o teste de Breusch –Pagan, no qual assume que, $H_0: = 0$ e $H_1: \neq 0$, se a hipótese nula não for rejeitada indica que a presença de variâncias homogêneas.

Tabela 07 – Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan

H0: Homocedasticidade	
H1: Heterocedasticidade	
chi2(6)	6059.22
Prob > chi2	0.0000

Verificou-se que o conjunto de resíduos para cada observação independente da amostra para o Grupo 01 apresentaram heterocedasticidade.

Para minimizar os problemas dos pressupostos, foram utilizadas regressões robustas para todas as três amostras, Grupo 01, 02 e 03. O método de estimação por regressão robusta é mais indicado para o mercado brasileiro. Conforme Mendes e Duarte (1998) as séries temporais nesse mercado apresentam valores extremos em quantidade substancial, capazes de exercer influências indesejáveis sobre as estimativas obtidas com procedimentos usuais. Além disso, há violação das hipóteses fundamentais de um modelo de regressão linear estimado por mínimos quadrados ordinários, em que apresenta forte heteroscedasticidade e correlações seriais, prejudicando as análises.

Tabela 08 – Teste de multicolineariedade Regressão Grupo 01

Variável	VIF	1/VIF
Fator4	3,92	0,25512
retornoibov	3,15	0,31782
Fator1	2,66	0,37628
Fator5	2,03	0,49166
Fator2	1,24	0,80327
Fator3	1,20	0,83428
Média VIF	2,37	

No entanto, o teste de multicolineariedade, teste VIF (*variance Inflation factor*), (pressuposto que envolve o exame da correlação existente entre as diversas variáveis independentes) para o Grupo 1 com todos os fatores de liquidez, apresentou o valor médio de 2,37. Quando esse indicativo for maior do que 1 e menor do que 10 indica que nenhuma variável explicativa esteja perfeitamente correlacionada com qualquer outra variável explicativa (Gujarati, 2006).

Procedeu-se a primeira estimação para a amostra Grupo 1 regredindo o retorno do Ibovespa contra o retorno da empresa.

Tabela 09 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa

retorne	Coef. Beta	Erro padrão	t	P valor
retornoibov	0,50694	0,03594	28,96	0,00
Teste F = 838,51				
Prob F = 0,00				
R ² ajust = 0,2570				

Na Tabela 09, o resultado apresentado indica que a variável retorno Ibovespa é adequada para explicar o retorno da empresa (teste F significativo), além disso, a regressão apresentou um coeficiente de determinação R² com um poder explicativo de 25,70%, ou seja, 25,70% da variação do retorno da empresa é explicado pela variação do retorno do Ibovespa.

O valor *beta* do retorno do Ibovespa apresentou um valor de 0,51, isso quer dizer que para cada 1% no aumento do retorno do Ibovespa, espera-se um aumento de 0,51% no retorno da empresa.

Tabela 10 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e o Fator 1

retorne	Coef. Beta	Erro padrão	t	P valor
retornoibov	0,51325	0,03601	29,26	0,00
Fator1	0,09295	0,00004	6,78	0,00

Teste F = 455,70
 Prob F = 0,00
 R² ajust = 0,2656

Após a inclusão do fator 1, este apresentou-se significativo e com uma relação positiva com o retorno da empresa indicando que as mudanças na liquidez produzem impactos no retorno. Percebe-se também que o R² ajustado aumentou (26,56%), determinando que o retorno do Ibovespa junto com o Fator 1 de liquidez explicam melhor o retorno da empresa. Os resultados dos coeficientes mostram que para cada 1% de aumento na liquidez, espera-se 0,093 pontos percentuais de aumento no retorno da empresa.

Tabela 11 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e todos os fatores

retorne	Coef. Beta	Erro padrão	t	P valor
retornoibov	0,34025	0,06243	11,19	0,00
Fator1	-0,07658	0,00007	-2,96	0,00
Fator2	0,23499	0,00007	8,99	0,00
Fator3	-0,08699	0,00003	-6,25	0,00
Fator4	0,21249	0,00011	5,72	0,00
Fator5	-0,00994	0,00012	-0,23	0,82

Teste F = 217,81
 Prob F = 0,00
 R² ajust = 0,3148

Na Tabela 11, pode-se inferir que através do aumento do coeficiente de determinação R² ajustado para 31,48% com a inclusão de todos os fatores, a liquidez apresenta influência significativa no retorno da empresa o que torna esse modelo mais adequado para a explicação do retorno. Nota-se ainda que o Fator 2 apresenta maior impacto sobre a variável dependente retorno da empresa (retorne), pois provoca uma variação positiva de 0,23%, em média, na variável dependente.

4.4.2 Análise de Regressão Grupo 2

Para o Grupo 2, a partir do mesmo processo utilizado no Grupo 1, procedeu-se a regressão robusta com o retorno do Ibovespa contra o retorno da empresa. Em seguida foi introduzido o Fator 1 de liquidez junto com o retorno do Ibovespa. E, por último todos os fatores de liquidez foram regredidos contra o retorno da empresa. Os resultados gerados podem ser vistos na Tabela 12.

Tabela 12 – Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan

Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan	
H0: Homocedasticidade	
H1: Heterocedasticidade	
chi2(4)	13974,46
Prob > chi2	0

Verificou-se que o conjunto de resíduos para cada observação independente da amostra para o Grupo 2 também apresentou heterocedasticidade.

Para o teste de multicolineariedade, o Grupo 2 com todos os fatores de liquidez, apresentou o valor médio de 2,57 (conforme Tabela 13). Conforme Gujarati, 2006, quando esse indicativo for maior do que 1 e menor do que 10 indica que nenhuma variável explicativa esteja perfeitamente correlacionada com qualquer outra variável explicativa.

Tabela 13 – Teste de multicolineariedade Regressão Grupo 02

Variável	VIF	1/VIF
retornoibov	3,99	0,25081
Factor3	2,75	0,36413
Factor4	2,57	0,38937
Factor2	2,44	0,40975
Factor1	1,13	0,88442
Média VIF	2,57	

Procedeu-se a primeira estimação para a amostra Grupo 02 regredindo o retorno do Ibovespa contra o retorno da empresa. Os resultados podem ser vistos na Tabela 14.

Tabela 14 – Regressão entre retorno empresa e retorno Ibovespa

retorneo	Coef. Beta	Erro padrão	t	P valor
retornoibov	0,10712	0,05407	19,66	0,00

Teste F = 386,59
 Prob F = 0,00
 R² ajust = 0,115

A variável retorno do Ibovespa explica o retorno da empresa, mas o coeficiente R² ajustado apresentou-se muito baixo com valor de 1,15%. Apesar dessa porcentagem ser pequena, o modelo é adequado conforme teste F significativo. Quanto aos coeficientes mostram que para cada aumento de 1% no retorno Ibovespa aumenta em 0,11% o retorno da empresa.

Tabela 15 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e o Fator1

retorneo	Coef. Beta	Erro padrão	t	P valor
retornoibov	0,10611	0,05412	19,46	0,00
Fator1	-0,02846	0,00034	-0,85	0,40

Teste F = 191,45
 Prob F = 0,00
 R² ajust = 0,123

Com a inclusão do Fator 1 no modelo de regressão múltipla, não houve melhora significativa no poder de explicação. É muito provável que as correlações entre as variáveis sejam pequenas. Os coeficientes apresentaram-se positivos com exceção do Fator1, mas seu teste t não mostrou-se estatisticamente significativa, indicando que o Fator1 não produz impactos no retorno da empresa.

Tabela 15 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e todos os fatores

retorneo	Coef. Beta	Erro padrão	t	P>t
retornoibov	0,12619	0,10292	12,17	0,00
Fator1	-0,03267	0,00038	-0,87	0,38
Fator2	0,00053	0,00010	0,08	0,94
Fator3	-0,02767	0,00015	-3,31	0,00
Fator4	0,02305	0,00018	1,77	0,08

Teste F = 109,48
 Prob F = 0,00
 R² ajust = 0,126

Com a inclusão de todos os fatores de liquidez no modelo não houve grande mudança no poder de explicação (pequena melhora, 0,003%), isso se deve a baixa correlação entre as variáveis. Pode-se verificar também que os fatores 1, 2 e 4 não são estatisticamente significantes (p-valor acima de 5%) para a explicação do retorno da empresa. Somente o Fator 3 apresentou significância estatística para produzir impacto no retorno da empresa na proporção negativa de -0,02767 sobre o retorno da empresa.

4.4.3 Análise de Regressão Grupo 3

A análise de regressão para o Grupo 3 foi realizada. Regrediu-se o retorno do Ibovespa pelo retorno da empresa seguindo o mesmo procedimento adotado nos outros grupos. Em seguida foi introduzido o Fator 1 de liquidez junto com o retorno do Ibovespa. E, por último todos os fatores de liquidez foram regredidos contra o retorno da empresa.

Primeiramente buscou-se a análise dos pressupostos. Verificou-se que a amostra do Grupo 03 apresentou variâncias não homogêneas, conforme Tabela 16.

Tabela 16 – Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan

Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan	
H0: Homocedasticidade	
H1: Heterocedasticidade	
chi2(5)	4677,9
Prob > chi2	0,0000

Pode-se perceber que o conjunto de resíduos para cada observação independente da amostra para o Grupo 3 também apresentou heterocedasticidade, conforme teste de Breusch-Pagan.

Para o teste de multicolineariedade, o Grupo 3 com todos os fatores de liquidez, apresentou o valor médio de 4,58 (conforme Tabela 17). Esse número está dentro dos parâmetros aceitáveis entre 1 e 10, conforme Gujarati (2006).

Tabela 17 – Teste de multicolineariedade Regressão Grupo 03

Variável	VIF	1/VIF
fator3	9,24	0,108194
retornoibov	8,90	0,112372
fator4	1,94	0,515622
fator2	1,69	0,593408
fator1	1,13	0,887414
Média VIF	4,58	

. Procedeu-se a primeira estimação para a amostra Grupo 3 regredindo o retorno do Ibovespa contra o retorno da empresa. Os resultados podem ser vistos na Tabela 18.

Tabela 18 – Regressão entre retorno empresa e retorno Ibovespa

retorne	Coef. Beta	Erro padrão	t	P>t
retornoibov	0,32683	0,05407	15,40	0,00
Teste F = 237,28				
Prob F = 0,00				
R ² ajust = 0,1068				

O resultado apresentado indica que a variável retorno Ibovespa é adequada para explicar o retorno da empresa (teste F significativo), além disso, a regressão apresentou um coeficiente de determinação R² com um poder explicativo de 10,68%, ou seja, 10,68% da variação do retorno da empresa é explicado pela variação do retorno do Ibovespa. Fazendo uma comparação com as regressões dos grupos 1 e 2, nota-se que o *beta* do retorno do Ibovespa apresentou-se menor. Esses resultados mostram que, a cada 1% que aumenta o retorno do Ibovespa, aumentam 0,33 no retorno da empresa.

Tabela 19 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e Fator 1

retorne	Coef. Beta	Erro padrão	t	P>t
retornoibov	0,32693	0,0552545	15,44	0,00
Fator1	0,00359	0,0000543	0,19	0,09
Teste F = 120,60				
Prob F = 0,00				
R ² ajust = 0,1068				

Após a inclusão do Fator 1, este não apresentou-se estatisticamente significativa na explicação do retorno da empresa, portanto não produz impactos no retorno da empresa. Percebe-se também que não houve alteração no R² 10,68%, ou seja, somente a variável retorno do Ibovespa produz impacto no retorno da empresa.

Tabela 20 – Regressão entre retorno empresa, retorno Ibovespa e todos os fatores

retorne	Coef. Beta	Erro padrão	t	P>t
retornoibov	0,40904	0,14776	7,22	0,00
Fator1	0,00716	0,00005	0,38	0,71
Fator2	0,05533	0,00007	2,04	0,04
Fator3	-0,09751	0,00013	-2,04	0,04
Fator4	-0,06398	0,00013	-1,84	0,07
Teste F = 58,59				
Prob F = 0,00				
R ² ajust = 0,1098				

Na Tabela 20 incluíram-se todos os fatores de liquidez na regressão, o coeficiente de determinação R^2 aumentou em 0,30% para 10,98% indicando que com os fatores explicam melhor o modelo. Apesar dessa melhora os fatores 1 e 4 não apresentaram-se estatisticamente significativos a um nível de significância de 5%. Embora os resultados tenham tido poucas mudanças com a inclusão dos fatores de liquidez o modelo é válido para explicar os impactos no retorno da empresa, pois nos fatores 2 e 3 produzem impactos na variável dependente sendo que o Fator3 apresenta impacto inverso. Para cada 1% de variação desses fatores, apresentam mudanças na proporção de 0,05533 e -0,09751 respectivamente no retorno da empresa.

5 CONCLUSÃO

Este estudo teve como objetivo geral verificar a existência de comunalidade na liquidez no mercado brasileiro. Para atingi-lo, utilizou-se a técnica de análise fatorial dinâmica tendo como base o estudo de Frederici (2006). Na sequência fêz-se o uso de regressões robustas para analisar a influência da liquidez no retorno do ativo individual.

Encontrou-se comunalidade na liquidez no mercado brasileiro para as amostras estudadas, nos quais os fatores explicam parte da variação comum da liquidez. Evidenciou-se também que esses fatores produzem mudanças significativas da liquidez no retorno da empresa.

Dessa forma, os fatores que apresentaram maiores cargas foram os gerados para o Grupo 03, sendo que, somente o primeiro fator correspondeu a 51% da variação da liquidez. Isso sugere comunalidade, uma vez que, para a formação do fator existe o compartilhamento da variância entre suas variáveis. Verificou-se ainda que existe uma composição comum de variáveis para os fatores de liquidez. Para o Grupo 01 e 02, as variáveis comuns na formação dos fatores foram a *spread1e*, *spread1pond* e *AmihudIbov*. As variáveis *volumee* e *volumepond* foram encontradas na formação do Fator1, dos grupos 02 e 03. Para o Fator2 tem-se a principal variável a *spread1pond* e para o Fator4 as variáveis *spread1e* e *varspreadlibov* foram as responsáveis pela sua formação. Apenas a variável *AmihudIbov* foi a que mais apareceu na formação dos fatores de todos os grupos.

Sabendo que a comunalidade na liquidez pode representar uma fonte de risco de preços dos ativos se os investidores exigirem maiores retornos esperados das ações com maior sensibilidade a mudanças de liquidez do mercado brasileiro, verificaram-se os efeitos dos fatores de liquidez no retorno dos ativos utilizando a regressão robusta. Os resultados apresentados indicam que os Fatores 02 e 03 foram os únicos fatores comuns encontrados nos três grupos da regressão e que produzem maiores efeitos significativos no retorno da empresa.

Nos efeitos produzidos das variáveis independentes na dependente, os melhores resultados foram para o Grupo 01. O resultado apresentado indica que a variável retorno Ibovespa é adequada para explicar o retorno da empresa e, após a inclusão do fator 1, o coeficiente de determinação R^2 ajustado melhorou o que indica que essa variável de liquidez produz impactos no retorno da empresa.

Já com todos os fatores de liquidez no Grupo 01, este modelo apresentou-se melhor para a explicação do retorno da empresa com um R^2 ajustado de 31,48% sendo que o fator 4

apresenta maior impacto sobre o retorno da empresa (retorno), pois provoca uma variação positiva de 0,23499%, em média, na variável dependente.

Através dos resultados com a ADF, verifica-se que o Grupo 01 foi o que apresentou maior quantidade de variáveis de liquidez correlacionadas (11 variáveis). Para o Grupo 02 apenas 8 variáveis tiveram correlações acima de 0,30 e mostraram-se significativas e, no Grupo 3, apresentaram-se 7 variáveis. O maior número de fatores com cargas acima de 1,00 conforme critério de *Kaiser* foi encontrado no Grupo 01 com uma variância explicada para o primeiro fator menor (24,87%) que a do Grupo 02 (38,93%) e 03 (51,18%). Neste último mostrou que um único fator comum explica mais da metade do total da variação da liquidez no intervalo de 5 minutos e que, com os 4 fatores formados no Grupo 03 chegou-se a uma variabilidade cumulativa de 95,89% da variância total dos dados.

No Grupo 02 com a inclusão de todos os fatores de liquidez no modelo não houve grande mudança no poder de explicação (pequena melhora, 1,1%). Também verificou-se que os fatores 1, 2 e 4 não são estatisticamente significantes (p-valor acima de 5%) para a explicação do retorno da empresa. Somente o fator 2 apresentou significância estatística para produzir impacto no retorno da empresa.

Para o Grupo 03 incluíram-se todos os fatores de liquidez na regressão em que o coeficiente de determinação R^2 ajustado aumentou em 0,30% para 10,98% indicando que com os fatores explicam melhor o modelo. Apesar dessa melhora os fatores 1 e 4 não apresentaram-se estatisticamente significativos a um nível de significância de 5%. Os valores obtidos com os coeficientes para os fatores 02 e 03 mostraram que para cada 1% de aumento na liquidez, espera-se que aumente em 0,05533 e diminua em -0,0951 respectivamente o retorno da empresa.

Entre todos os fatores dos grupos analisados, a variável independente que produziu maior efeito significativo no retorno da empresa foi o retornoibov, o que, talvez represente maior relevância para o retorno da empresa em relação aos fatores de liquidez.

Alguns resultados também se referem à inclusão dos fatores nos grupos de regressão analisados. Somente os Grupos 01 e 03 apresentaram melhora na explicação do retorno da empresa com a introdução de todos os fatores. Portanto, os fatores gerados, mesmo com menores variâncias, mas introduzidos juntos, melhoram para a explicação do retorno da empresa.

Os resultados encontrados corroboram com os achados, mas em outros mercados na questão da influência da comunalidade na liquidez nos retornos dos ativos, pelos diversos autores já mencionados neste estudo, conforme apresentado por Hasbrouck e Seppi (2001),

Giouvris (2003) entre outros. Da mesma forma, os resultados mostrados para o mercado brasileiro vêm de consonância aos encontrados por Brockman, Chung e Pérignon (2009), este também, direcionado para o Brasil.

Algumas limitações ocorreram no estudo, dentre elas, a questão de o *software* não permitir a análise de uma base de dados acima de 11.000 linhas para a formação de matrizes. Também não foi encontrado nenhum outro *software* no mercado que possibilitasse a análise de AFD para uma grande base de dados.

Devido ao fato dos estudos sobre comunalidade na liquidez no mercado brasileiro ainda serem incipientes, é necessário o desenvolvimento de outros trabalhos, com maior grau de abrangência e profundidade para que se tenha uma visão mais ampla do papel da liquidez na precificação dos ativos. Cabe destacar ainda que em mercados com disparidades enormes nos níveis de liquidez das ações em negociação é possível que um maior entendimento do tema permita a apresentação de aspectos novos e relevantes ainda não indicados pela literatura internacional.

Para estudos futuros sugere-se a obtenção de outras possíveis medidas para a liquidez, ampliação da amostra em diferentes intervalos de tempo e técnica de análise como correlação canônica para verificar a correlação entre os fatores comuns na dimensão das medidas de liquidez, utilizando ações de empresas não pertencentes ao índice Bovespa ou pouco negociadas.

6 REFERÊNCIAS

AMIHUUD, Y. e MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask *spread*, **Journal of Financial Economics** V. 17, p. 223–249, 1986.

AMIHUUD, Y., MENDELSON, H., e WOOD, R. Liquidity and the 1987 stock market crash, **The Journal of Portfolio Management**, Spring, p. 65-69, 1990.

AMIHUUD, Y.; MENDELSON, H. Liquidity, asset prices and financial policy. **Financial Analysts Journal**, v. 47, n° 6, p. 56-66, 1991.

ATKINS, A. B.; DYLL, E. A. Transactions costs and holding periods for common stocks. **The Journal of Finance**, v. 52, n° 1, p. 309-325, 1997.

BARBERIS, N., SHLEIFER, A., WURGLER, J. Comovement, NBER, Working Paper No. 8884 BIS. Market liquidity: **Research Findings and Selected Policy Implications**. 2002.

BROCKMAN, P., CHUNG, D.Y. Commonality in liquidity: Evidence from an order-driven *market structure*. **Journal of Financial Research** 25,521-539, 2002.

BROCKMAN, P., CHUNG D. Y., e PÉRIGNON C. Commonality in liquidity: A global perspective, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, V. 44, N. 4, p. 851-882, 2009.

CERETTA, P. S., COSTA JR, N. C. A. Efeito dia da semana: Evidência na América Latina. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo. RS, v. 8, n. 14, p. 27-35, 2000.

CHORDIA, T., ROLL R. e SUBRAHMANYAM, A. Commonality in liquidity, **Journal of Financial Economics**, Vol. 56, 2000.

CORREIA, L. F. ; AMARAL, H. F. . **Existe um efeito da liquidez? Evidências do mercado acionário brasileiro**. In: XXVIII Encontro Nacional de Engenharia da Produção, 2008, Rio de Janeiro, 2008.

CORREIA, L. F.; AMARAL, H. F.; BRESSAN, A. A. **O efeito da liquidez sobre a rentabilidade de mercado de ações negociadas no mercado acionário brasileiro**. *BASE – Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos*, v. 5, n. 2, p. 109-119, 2008.

COSTA JR., N.C.A. da; NEVES, M.B.E. **Variáveis fundamentalistas e retornos de ações.** Revista Brasileira de Economia, FGV, 54 (1), p. 123-137, jan./mar., 2000.

DOMOWITZ, I., WANG, X. Liquidity, liquidity commonality and its impact on portfolio theory. **Working Paper Series.** 2002. Disponível em <<http://www.ssrn.com>>. Acesso em 13 de fevereiro de 2010.

DUNNE, P. G. e MOORE, M. J. *Commonality in the ATHEX.* **Working Papers. Research in Economics and Finance at Queen's University Belfast.** December, 2007.

FABRE J., FRINO A. Commonality in liquidity: Evidence from the Australian Stock Exchange. **Accounting and Finance** V. 44, p. 357–368, 2004.

FERNANDO, C. S. Commonality in liquidity: the transmission of liquidity shocks across investors and securities, **Journal of Financial Intermediation**, V. 12 p. 233-254, 2003.

FORNI, M., HALLIN, M., LIPPI, M., REICHLIN, L. The generalized dynamic factor model: Identification and estimation. **The Review of Economics and Statistics**, 82, 540-554, 2000.

FORNI, M., HALLIN, M., LIPPI, M., REICHLIN, L. The generalized dynamic factor model: Consistency and rates. **Journal of Econometrics** 119, 231-255, 2004.

FORNI, M., HALLIN, M., LIPPI, M., REICHLIN, L. The generalized dynamic factor model: One-sided estimation and forecasting. **Journal of the American Statistical Association** 100, 830-840, 2005.

FORNI, M., LIPPI, M. The generalized dynamic factor model: Representation theory. **Econometric Theory** 17, 1113-1141, 2001.

FREDERICI, A. Dynamic Factor Analysis With Stata. 3º Incontro Degli Utenti Di Stata, Roma, 9-10 Ottobre 2006.

GIOUVRIS, E. Commonality in liquidity and expected returns: Evidence from the London Stock Exchange. **European Financial Management Association**, 2003.

GIOUVRIS E., e GALARIORIS E. Systematic liquidity and excess returns: Evidence from the Athens Stock Exchange. **Journal of Money, Investment and Banking**, p. 81-96, 2008.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HALLIN, M., LISKA, R. Dynamic factors in the presence of block structure. **EUI ECO Working Paper**, 2008.

HALLIN, M., LISKA, R. The generalized dynamic factor model: Determining the number of factors. **Journal of the American Statistical Association** 102, 103-117, 2007.

HALLIN, M., MATHIAS, C., PIROTTE, H. e VEREDAS, D. Market liquidity as dynamic factors. **ECORE Discussion Paper**, 2009.

HARVEY, A.C. Forecasting, structural time series models and the Kalman filter. Cambridge University Press, Cambridge, 1989.

HASBROUCK, J., e D.J. SEPPI. Common factors in prices, order flows, and liquidity. **Journal of Financial Economics**, V. 59 383-411, 2001.

HAUG, M., HIRSCHHEY, M. The January Effect. **Financial Analysis Journal**, v. 62, n. 5, p. 78-88, 2006.

HENKER, T. e MARTENS, M. *Spread* decomposition and commonality in liquidity. Microstructure working paper series SSRN paper, **Financial Management Association Meeting**, Denver, Colorado, 2003.

HILLIER D., HILLIER J., e KYAW K. Liquidity commonality and the intervalling effect. **Accounting and Finance**, 47 p. 495–512, 2007.

HODRICK L. S. e MOULTON P. C. Liquidity: Considerations of a portfolio manager. **Financial Management**, V. 38. P.59-74, 2009.

HUANG, R., D. e STOLL H., R. The components of the bid-ask *spread*: A general approach. **The Review of Financial Studies Winter**. V. 10, n. 4, 1997.

HUBERMAN, G., HALKA, D., 1999. Systematic liquidity. **Unpublished Working Paper**, Columbia Business School, New York.

KEMPF, A., MAYSTON, D. Commonalities in liquidity in pure order-driven markets. **Working paper**, University of Cologne, 2005.

KORAJCZYK, R. A., SADKA, R. Pricing the commonality across alternativemeasures of liquidity. **Journal of Financial Economics**, 87, 45-72, 2008.

LEE, K. H. The world price of liquidity risk. **Working Paper** (Ohio State University), 2005.

LIPPI, M., THORNTON D. A dynamic factor analysis of U. S. financial markets, **Working Paper**. Federal Reserve Bank of Saint Louis, 2003.

MARQUES, L. D. **Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura**. Dissertação de Mestrado. Faculdade de Economia do Porto, Portugal, Outubro: 2000.

MELLONE JR., G. **Evidência empírica da relação cross-section entre o retorno e earnings to price ratio e book to market ratio no mercado de ações do Brasil no período 1995 a 1998**. 23 ENANPAD, Anais, 1999.

MENDES, B. V. M, DUARTE, A. M. - **Modelos Estatísticos Aplicados ao Mercado Financeiro Brasileiro**. 13º SINAPE. ABE – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA, 1998.

NAGANO, M.S.; MERLO, E.M; da SILVA, M.C. **As variáveis fundamentalistas e seus impactos na taxa de retorno de ações no Brasil**. Revista FAE, Curitiba, vol. 6, p. 13-28, 2003.

O'HARA, M. Market microstructure theory, **Malden : Blackwell Publishers Ltd.**1999.

REYNA, O. T. Getting Started in Data Analysis using Stata. Tutorial. Getting Started series 2008.

RICHARDSON, R. J. **Pesquisa Social: Métodos e Técnicas**. Colaboradores José Augusto de Souza Peres. São Paulo: Atlas, 2010.

SANVICENTE, A.Z.; MINARDI, A.M.F. A liquidez é relevante no mercado de ações? **Resenha BM&F**, n. 128, p. 35-55, 1998.

SHARPE, W. F., ALEXANDER, G. J.; BAILEY, J. V. Investments. **5ª ed., New Jersey, Prentice Hall**, 1998.

SILVA, E. A. C. ; LIMA, R. E. . Evidências Empíricas do Efeito Janeiro no Mercado Acionário Brasileiro. **In: IV Simpósio de Excelência em Gestão e Tecnologia (SEGeT)**, 2007, Resende. IV Simpósio de Excelência em Gestão e Tecnologia (SEGeT), 2007.

STAGE, S. e KASERER, C. Market liquidity risk – An Overview. **CEFS Working Paper Series 2009 No. 4**. Disponível em <<http://www.ssrn.com>>. Acesso em 12 de fevereiro de 2010.

SUJOTO, C., KALEV, P.S., FAFF, R. W. An examination of commonality in liquidity: New evidence, long-run effects and non-linearities. **Working Paper, Department of Accounting and Finance**, Monash University, 2005

XAVIER, C., N. **A precificação da liquidez no mercado brasileiro de ações**. Dissertação de Mestrado apresentada ao curso de Mestrado Profissionalizante em Economia. 2007. Disponível em http://tede.ibmecsp.edu.br/tde_busca/arquivo.php?codArquivo=19. Acesso em 21 de Março de 2010.

ZHENG, X., e ZHANG Z. Commonality in liquidity in emerging markets: Evidence from the Chinese Stock Market, **working paper**, University of Durham, 2006.

7 APÊNDICE

Apêndice A – Tabelas estatísticas descritivas amostra primária

Estatísticas descritivas da amostra completa (63 ações) considerando os 80 dias com 83 intervalos em cada dias

Variável	Média	Desv. Padrão	Assimetria	Curtose
<i>spread1</i> empresa	0,002767	0,00239	3,44000	48,77600
<i>spread2</i> empresa	0,000039	0,00236	0,34000	27,57500
retornoempresa	-0,000004	0,00772	67,11900	39273,05600
volumempresa	919216	3110051	39,05900	3845,14200
<i>spread1</i> ibovespa	0,001099	0,00096	3,85800	27,57300
<i>spread2</i> ibovespa	0,000002	0,00125	0,37500	14,21300
Retornoibovespa	0,000000	0,00134	0,28900	18,35000
Volumeibovespa	52943682	28370000	5,93900	102,98500
Quantiibovespa	13044856	242000000	24,42500	668,98600
<i>spread1</i> pond	3,416752	3,54154	4,98200	90,07800
<i>spread2</i> pond	0,695813	123,21255	1,37200	2679,28700
volume pond	0,017215	0,04315	25,21600	2344,97700
<i>varspread1</i> empresa	0,406072	2,07342	12,81500	426,84800
<i>varspread2</i> empresa	-0,956713	3,23897	2,05800	264,18300
<i>varspread1</i> ibovespa	0,371426	1,49221	6,84200	99,54700
<i>varspread2</i> ibovespa	0,229104	58,86969	30,75500	1543,12200
<i>Turnover</i>	0,000050	0,00011	19,70000	914,86400

Estatística descritiva média dos intervalos de 5 minutos

Variáveis	Média	Desv. Pad	Assimetria	Curtose
<i>spread1</i> empresa	-0,00000296	0,00347564	-0,75906024	168,782771
<i>spread2</i> empresa	-0,00000008	0,00116874	-0,20610843	2,34273494
retornoempresa	918404,766	2645035,59	14,7757590	495,059169
volumempresa	52961012,2	23654819,3	1,91593976	6,79806024
<i>spread1</i> ibovespa	0,00277592	0,00221561	2,76795181	33,3943735
<i>spread2</i> ibovespa	0,00003946	0,00228197	0,35509639	22,6016265
Retornoibovespa	0,00110023	0,00075737	1,82556627	4,73116867
Volumeibovespa	0,00000261	0,00110323	0,15795181	2,47389157
Quantiibovespa	13041982,5	94242098,4	2,99349398	17,5951928
<i>spread1</i> pond	3,41306563	3,42411837	4,12606024	50,0005542
<i>spread2</i> pond	0,70211548	75,6841516	0,19789157	265,239892
volume pond	0,01721309	0,03932031	8,79239759	232,706458
<i>varspread1</i> empresa	0,40711261	2,01619914	9,12572289	176,194614
<i>varspread2</i> empresa	0,37101990	1,19218705	2,48487952	9,17932530
<i>varspread1</i> ibovespa	-0,95697293	3,15201733	0,61385542	94,8297952
<i>varspread2</i> ibovespa	0,23072541	31,0688723	1,47456627	40,6545542
<i>Turnover</i>	0,00005010	0,00009236	11,9508313	349,947916

Estatística descritiva média dos dias

Variáveis	Média	Desv. Pad	Assimetria	Curtose
<i>spread1</i> empresa	-0,00000603	0,00365157	-0,02265000	165,484988
<i>spread2</i> empresa	0,00000016	0,00126368	0,04987500	7,46626250
retornoempresa	919461,433	2812693,16	13,6630750	373,923725
volumempresa	52981562,1	24154000,0	1,58260000	4,82720000
<i>spread1</i> ibovespa	0,00276824	0,00228475	2,94765000	25,8146250
<i>spread2</i> ibovespa	0,00003962	0,00231274	0,16311250	13,0048125
Retornoibovespa	0,00110000	0,00085134	2,77265000	12,3082250
Volumeibovespa	0,00000138	0,00118305	0,00235000	6,95665000
Quantiibovespa	12978064,7	96818570,3	2,81806250	17,2227875
<i>spread1</i> pond	3,41997593	3,44429211	4,24571250	61,2306875
<i>spread2</i> pond	0,68556614	73,6787598	1,23822500	239,996763
volume pond	0,01720900	0,04143124	9,40486250	239,543975
<i>varspread1</i> empresa	0,40629698	2,03971866	9,52083750	192,621413
<i>varspread2</i> empresa	0,37132590	1,38053519	2,99476250	13,3170625
<i>varspread1</i> ibovespa	-0,95700715	3,17496118	0,74081250	81,5100125
<i>varspread2</i> ibovespa	0,17493320	31,1931422	0,55215000	39,6172875
<i>Turnover</i>	0,00005014	0,00010424	13,3232625	404,788163

Apêndice B – Tabelas estatísticas descritivas amostra por grupos

Estatística descritiva média e desvio-padrão do Grupo 01

Variável	Média	Desvio-padrão
<i>Spread1</i> empresa	0.0022987	0.0017197
<i>Spread2</i> empresa	-0.0000259	0.0018089
Volumeempresa	1942602	3217421
<i>Spread1</i> ibovespa	0.0007785	0.0007400
<i>Spread2</i> ibovespa	-0.0000415	0.0009371
<i>Spread1</i> pond	4.0212470	3.8635910
Volume pond	0.0366021	0.0524109
<i>Varspread1</i> ibovespa	0.3687336	1.8022320
<i>Turnover</i>	0.0000515	0.0000838
Amihudeempresa	-0.0000003	0.0001270
Amihudibovespa	0.0000004	0.0000187

Estatística descritiva média e desvio-padrão do Grupo 02

Variável	Média	Desvio-padrão
<i>spread1</i> empresa	0.0026950	0.0022856
Volumeempresa	464412	824407
<i>spread1</i> pond	4.7408430	5.0518510
volume pond	0.0090665	0.0143340
<i>varspread1</i> ibovespa	0.3782287	1.8816050
<i>Turnover</i>	0.0000640	0.0001164
Amihudeempresa	-0.0000033	0.0004608
Amihudibovespa	0.0000004	0.0000189

Estatística descritiva média e desvio-padrão do Grupo 03

Variável	Média	Desvio-padrão
<i>spread1</i> empresa	0.0023014	0.0024511
Volumeeempresa	224288	410031
<i>spread1</i> pond	3.9940360	5.0611010
volume pond	0.0044467	0.0080563
vars <i>spread1</i> ibovespa	0.3892910	2.0219980
<i>Turnover</i>	0.0000382	0.0000781
Amihudibovespa	0.0000003	0.0000193

Apêndice C – *Script* ADF utilizado para o estudo**Grupo 01**

```

keep if !missing (var1 + var2 + var3 + var4 + var5 + var6 + var7 + var8 + var9 + var10 +
var11)
foreach x of varlist var1 var2 var3 var4 var5 var6 var7 var8 var9 var10 var11 {
egen z`x`= std(`x`)
mkmat z`x`
}
matrix A = zvar1, zvar2, zvar3, zvar4, zvar5, zvar6, zvar7, zvar8, zvar9, zvar10, zvar11
matrix ST=J(11,11,0)
forvalues i=1(21)83 {
matrix C=A[`i'..(`i'+21-1),1...]
svmat C
matrix accum cov = C1-C11, deviations noconstant
matrix cov=cov/(r(N)-1)
matrix ST=ST+cov
drop C1-C11
}
mat list ST
matrix symeigen eigenvectors eigenvalues = ST
mat list eigenvalues
mat D= diag(eigenvalues)
mat explained_variability = eigenvalues/trace(D)
mat list explained_variability
mat cumulative_variability = explained_variability
forvalues i=2/11 {
mat cumulative_variability[1,`i`] = cumulative_variability[1,`i']+cumulative_variability[1,`i'-
1]
}
mat list cumulative_variability
mat list eigenvectors

```

Grupo 02

```

keep if !missing (var1 + var2 + var3 + var4 + var5 + var6 + var7 + var8)
foreach x of varlist var1 var2 var3 var4 var5 var6 var7 var8 {

```

```

egen z`x`= std(`x')
mkmat z`x'
}
matrix A = zvar1, zvar2, zvar3, zvar4, zvar5, zvar6, zvar7, zvar8
matrix ST=J(8,8,0)
forvalues i=1(21)83 {
matrix C=A[`i'..(`i'+21-1),1...]
svmat C
matrix accum cov = C1-C8, deviations noconstant
matrix cov=cov/(r(N)-1)
matrix ST=ST+cov
drop C1-C8
}
mat list ST
matrix symeigen eigenvectors eigenvalues = ST
mat list eigenvalues
mat D= diag(eigenvalues)
mat explained_variability = eigenvalues/trace(D)
mat list explained_variability
mat cumulative_variability = explained_variability
forvalues i=2/8 {
mat cumulative_variability[1,`i'] = cumulative_variability[1,`i']+cumulative_variability[1,`i'-1]
}
mat list cumulative_variability
mat list eigenvectors

```

Grupo 03

```

keep if !missing (var1 + var2 + var3 + var4 + var5 + var6 + var7)
foreach x of varlist var1 var2 var3 var4 var5 var6 var7 {
egen z`x`= std(`x')
mkmat z`x'
}
matrix A = zvar1, zvar2, zvar3, zvar4, zvar5, zvar6, zvar7
matrix ST=J(7,7,0)
forvalues i=1(21)83 {
matrix C=A[`i'..(`i'+21-1),1...]
svmat C
matrix accum cov = C1-C87deviations noconstant
matrix cov=cov/(r(N)-1)
matrix ST=ST+cov
drop C1-C7
}
mat list ST
matrix symeigen eigenvectors eigenvalues = ST
mat list eigenvalues
mat D= diag(eigenvalues)
mat explained_variability = eigenvalues/trace(D)
mat list explained_variability

```

```
mat cumulative_variability = explained_variability
forvalues i=2/7 {
mat cumulative_variability[1,`i'] = cumulative_variability[1,`i']+cumulative_variability[1,`i'-1]
}
mat list cumulative_variability
mat list eigenvectors
```