

Área temática: Finanças

Título: Influência da Variação da Liquidez na Precificação de Ativos: Análise em Painel do Mercado Brasileiro no Período de Janeiro de 2000 a Junho de 2008

AUTORES

JULIARA LOPES DA FONSECA

Universidade Federal de Santa Maria

juliarafonseca@yahoo.com.br

KELMARA MENDES VIEIRA

Universidade Federal de Santa Maria

kelmara@smail.ufsm.br

PAULO SERGIO CERETTA

Universidade Federal de Santa Maria

ceretta@smail.ufsm.br

Resumo

A influência da liquidez para o retorno dos ativos vem sendo amplamente pesquisada nos últimos anos, tanto do ponto de vista dos ativos individuais quanto do ponto de vista da liquidez de mercado. Este trabalho tem por objetivo principal avaliar a influência da variação da liquidez na precificação das ações. Devido ao grande número de ações com baixa liquidez no mercado brasileiro, este trabalho busca, ainda, analisar se os resultados são afetados pelo tratamento dado aos intervalos sem negociação. Como medidas de liquidez foram utilizadas as variações na quantidade de títulos, na quantidade de negócios e no volume financeiro, bem como estas variáveis ponderadas pelo índice Bovespa e também estas variáveis defasadas. A amostra é composta pelas ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Foram coletados dados mensais para o período de janeiro de 2000 a junho de 2008. Os resultados mostraram que o retorno dos ativos é influenciado positivamente pelo retorno do índice Bovespa e pelas variações de liquidez. Coeficientes positivos para as variações são resultado das características das empresas que apresentam altas variações de liquidez. Geralmente, são as empresas com menores níveis de liquidez que apresentam as maiores variações positivas da própria liquidez e, conseqüentemente, terão retornos mais elevados.

Palavras-Chave: variações de liquidez, retorno, dados em painel.

Abstract

The influence of liquidity for the return of assets has been widely researched in recent years, in terms of the individual assets as in terms of market liquidity. This study aims to evaluate the influence of the variation of liquidity in pricing of the shares. Due to the large number of shares with low liquidity in Brazilian market, this paper search, also, to examine if the results are affected by the treatment given to intervals without negotiation. As measures of liquidity were used variations in the quantity of securities, quantity of business and financial volume, and these variables weighted by the Bovespa index and these variables gap.

The sample is composed by shares traded on the Stock Exchange of São Paulo. Was collect monthly data for the period January 2000 to June 2008. The results showed that the return assets are positively influenced by the return of the Bovespa index and by the variations in

liquidity. Positive coefficients for variations are the result of the characteristics of companies that have high liquidity variations. Usually, are the companies with low liquidity which have the greatest positive variations of their own liquidity and, therefore, they will have higher returns.

Key-Words: variations of liquidity, return, panel data.

1. Introdução

A influência da liquidez para o retorno dos ativos vem sendo amplamente pesquisada nos últimos anos. Do ponto de vista dos retornos individuais, Amihud e Mendelson (1986,1989), Brennan e Subrahmanyam (1996), Brennan, Chordia e Subrahmanyam (1998), Datar, Naik e Radcliffe (1998), Liu (2008) utilizando medidas diferentes para a liquidez, têm encontrado uma relação negativa entre a liquidez e o retorno bruto dos ativos.

Outro grupo de pesquisas tem focado na questão da comunalidade da liquidez e em responder se a liquidez representa um fator de risco sistemático. Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), Hasbrouck e Seppi (2001) e Huberman e Halka (2001) documentam a existência de comunalidade na liquidez para o mercado americano.

Com relação ao prêmio de liquidez, mesmo optando por medidas de liquidez diferentes, diversos autores têm encontrado resultados que sustentam a sua existência. Amihud (2002) mede a iliquidez de mercado como a razão entre o retorno absoluto e o volume financeiro e encontra um prêmio de iliquidez. Pastor e Stambaugh (2003) medem liquidez baseados no princípio de que o fluxo das ordens induz a uma grande reversão dos retornos quando a liquidez é baixa e encontra que os retornos esperados aumentam com o beta da liquidez, que é a medida de sensibilidade para inovações na liquidez de mercado. Estes resultados são interpretados, pelos autores, como evidência de que o risco sistemático de liquidez é precificado. Gibson e Mougeot (2004) medem liquidez através da quantidade de ações padronizada pelo índice S&P 500 e também concluem que o risco sistemático de liquidez é precificado. E ainda, diversos autores (CHORDIA, ROLL e SUBRAHMANYAM, 2001a, PASTOR e STAMBAUGH, 2003, PORTER, 2003) encontram que o prêmio de risco de liquidez permanece mesmo após controlar por fatores como o risco de mercado (beta), tamanho e *book-to-market*.

Grande parte da literatura sobre liquidez tem como objeto de pesquisa o mercado dos Estados Unidos, o mais líquido do mundo. Por outro lado, são nos mercados emergentes que os efeitos da liquidez podem ser particularmente fortes. Dadas às variações temporais e transversais de liquidez, os mercados emergentes promovem um contexto ideal para examinar o impacto da liquidez no retorno esperado. Martínez *et al.* (2005) emprega três medidas de risco de liquidez e encontra que o risco sistemático de liquidez é precificado no mercado espanhol. Bekaert, Harvey e Lundblad (2006) medem liquidez com base na proporção de retornos diários iguais a zero e conclui que, para diversos países, a liquidez do mercado é um importante determinante para os retornos esperados, principalmente em mercados emergentes.

O mercado de ações brasileiro é, em termos de liquidez, um mercado extremamente concentrado. Exemplo desta concentração é a composição do índice Bovespa, onde apenas 66 ações representam 80% do índice de negociabilidade (carteira do primeiro quadrimestre de 2009). Neste sentido, o mercado brasileiro tem características típicas de mercados emergentes, onde muitas ações apresentam baixa liquidez.

Este trabalho tem por objetivo principal avaliar a influência da variação liquidez na precificação das ações. Devido ao grande número de ações com baixa liquidez no mercado brasileiro, este trabalho busca ainda analisar se os resultados são afetados pelo tratamento dado aos intervalos sem negociação.

O artigo está estruturado em quatro seções além desta introdução. A seção dois refere-se à revisão de literatura sobre a relação entre liquidez e retorno. A seção três trata dos procedimentos metodológicos utilizados na pesquisa. Os resultados obtidos são expostos na quarta seção. Por fim, a seção cinco apresenta as considerações finais à cerca do estudo.

2. Revisão bibliográfica

Apesar de não haver um conceito universalmente aceito para a liquidez, de maneira geral, a liquidez refere-se à possibilidade de negociar uma grande quantidade de ativos, rapidamente, com baixo custo e com impacto mínimo no preço (LIU, 2006). Esta definição destaca quatro dimensões básicas para a liquidez: a quantidade negociada, a velocidade de negociação, o custo de negociação e o impacto no preço. Devido a esta multidimensionalidade, os pesquisadores ao estudar a relação entre liquidez e retorno, vêm utilizando uma ampla gama de medidas para a liquidez.

Amihud e Mendelson (1986) desenvolveram um modelo teórico que prediz que os retornos dos ativos são uma função crescente e côncava do *spread* relativo (*bid-ask spread* dividido pelo preço) e que existe um efeito clientela, onde os investidores de longo prazo selecionam ativos com *spreads* altos. O teste empírico utilizou dados para o período de 1961 a 1980, e aplicou a estrutura do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Em regressões separadas eles encontraram uma relação linear entre o excesso de retorno e o beta e confirmam a concavidade da relação entre excesso de retorno e *spread* relativo.

Posteriormente, Amihud e Mendelson (1991) mostram que dos quatro fatores identificados por Merton (1987) como significativamente relacionados aos retornos ajustados ao risco apenas o beta se mantém significativo quando o *bid-ask spread* relativo é incluído como uma variável explicativa.

Datar, Naik e Radcliffe (1998) avaliam se os retornos são negativamente relacionados à liquidez, como predito por Amihud e Mendelson (1986), mas utilizando com medida de liquidez o *turnover*. Os resultados obtidos suportam o modelo de Amihud e Mendelson. Os retornos são uma função decrescente da taxa de *turnover* e a relação persiste mesmo após o controle para o tamanho da firma, o *book-to-market* e o beta.

Brennan e Subrahmanyam (1996) avaliam se a iliquidez decorrente da assimetria informacional afeta a taxa de retorno requerida pelos investidores. Devido às evidências de que os efeitos da assimetria informacional são capturados pelo impacto no preço de uma negociação ou pelo componente variável do custo de negociação, os autores utilizam os modelos de Glosten e Harris (1988) e Hausbrouk (1991) para decompor o custo de negociação estimado em componentes fixos e variáveis e utilizam os fatores de Fama e French (1993) para ajustar ao risco. Estes fatores são o retorno de mercado em excesso, o retorno de um portfólio que é comprado em ações de pequenas empresas e vendido em ações de grandes empresas, e o retorno de um portfólio que é comprado em ações com alto *book-to-market* e vendido em ações com baixo *book-to-market*. São montados portfólios sorteados pelo “ λ ”, medida inversa de *market depth* desenvolvida por Kyle (1985), e pelo tamanho da empresa. Os resultados mostram que os indicadores aumentam monotonicamente quando se move dos portfólios com baixo “ λ ” para os com alto “ λ ”. Os coeficientes do componente fixo e do componente variável também são positivamente relacionados ao excesso de retorno. Tais resultados confirmam a hipótese de que portfólios com “ λ ” altos têm um retorno ajustado ao risco alto e mostram que há um prêmio associado com os componentes fixos e variáveis do custo de transação.

Amihud (2002) avalia a relação entre retornos e iliquidez em dois contextos. Primeiro, ele propõe que ao longo do tempo, o excesso de retorno esperado é uma função crescente da iliquidez de mercado esperada. Em seguida, avalia se o excesso de retorno esperado, além do prêmio de risco, também reflete uma compensação para a iliquidez de mercado esperada. O autor utiliza como medida de iliquidez a razão entre o retorno absoluto diário e o volume em dólares. Seguindo Fama e Macbeth (1973), o modelo *cross-sectional* apresenta uma regressão dos retornos contra as variáveis relacionadas ao risco (beta e desvio padrão dos retornos) e inclui variáveis de controle (*dividend yield*, retornos passados, tamanho).

Os resultados mostram que a iliquidez tem um efeito positivo e altamente significativo sobre os retornos esperados. O efeito do beta é positivo e significativo, entretanto, torna-se insignificante quando o tamanho é incluído no modelo (resultado esperado já que os betas foram calculados para portfólios baseados em tamanho). O desvio padrão dos retornos e o *dividend yield* apresentam coeficientes negativos. O coeficiente negativo do *dividend yield* pode ser negativo devido à possibilidade de que ele possa estar refletindo o efeito de fatores de risco não observados (companhias menos arriscadas podem escolher maiores *dividend yield*).

Para testar a proposição de que o excesso de retorno esperado é uma função crescente da iliquidez de mercado esperada, os autores seguem a metodologia de French, Schwert, Stambaugh (1987), que testa o efeito do risco sobre o retorno esperado. A iliquidez esperada é estimada por um modelo auto-regressivo. Os resultados mostram que a iliquidez esperada tem um efeito positivo e significativo sobre o excesso de retorno esperado (retorno da ação menos retorno do título público), ou seja, o excesso de retorno esperado de um ativo, além do prêmio de risco representa um prêmio para iliquidez da ação.

Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001b) avaliam a relação entre atividade de negociação e retorno das ações. Dada a evidência de que a liquidez afeta os retornos, uma hipótese razoável seria a de que o segundo momento da liquidez também poderia ser precificado. Se os agentes são avessos ao risco, para ações com grande variabilidade na liquidez seriam exigidos maiores retornos. Como medidas de liquidez são utilizadas o volume e o *turnover*. Os resultados obtidos documentam uma relação negativa e significativa entre o retorno médio e o nível e o segundo momento das medidas de negociação. A relação negativa entre o retorno e o nível de liquidez é consistente com a hipótese de que a liquidez seja precificada. No entanto a relação negativa entre o retorno e a variabilidade da liquidez mostrou-se contrária ao esperado. Baseados em Merton (1987) os autores argumentam que se a variabilidade da atividade de negociação serve como uma *proxy* para a heterogeneidade dos investidores que mantém a ação, então, um aumento na heterogeneidade poderia diminuir a taxa de retorno requerida, o que é consistente com os resultados obtidos. É possível que o aumento da volatilidade corresponda à entrada de instituições que aumentam a liquidez ou pode indicar a entrada e saída de investidores, implicando em menores custos de negociação ou alta liquidez em termos de habilidade para acomodar *block-traders*.

Acharya e Pedersen (2005) desenvolvem um modelo de equilíbrio, denominado CAPM ajustado para liquidez, onde o retorno esperado para um título depende da sua própria liquidez bem como da covariância do seu retorno e da sua liquidez com o retorno e a liquidez do mercado. Os testes empíricos mostram que o retorno requerido por um ativo é positivamente relacionado à covariância entre a iliquidez do ativo e a iliquidez do mercado; negativamente relacionado à covariância entre o retorno do ativo e a iliquidez do mercado e negativamente relacionado à iliquidez do ativo e o retorno do mercado. O modelo mostra ainda que choques de liquidez estão associados com retornos contemporâneos baixos e retornos futuros altos.

Assim como Acharya e Pedersen, Liu (2006) também desenvolve um modelo para incorporar a liquidez ao CAPM, mas utilizando uma outra medida de liquidez, o *turnover* padronizado e ajustado para o número de dias sem volume de negociação. Os testes empíricos realizados por Liu (2008) mostram que os resultados encontrados por Liu (2006) para o mercado americano após 1963, também são robustos para o período de 1926 a 1962. Do ponto de vista individual, os ativos com baixa liquidez geram retornos esperados significativamente mais altos do que os ativos com alta liquidez, considerando períodos de investimentos de um a doze meses. E ainda, nem o CAPM, nem o modelo de três fatores de Fama e French é capaz de eliminar o prêmio de liquidez. No nível agregado, a medida de Liu (2006) captura a liquidez de mercado. O risco de liquidez é negativamente correlacionado com a performance

do mercado, indicando que os investidores precificam o risco de liquidez como relativamente alto em períodos de baixa. O beta de liquidez histórico prediz o retorno para diferentes intervalos de um a doze meses. Ações com alta sensibilidade para flutuações na liquidez de mercado ganham significativamente maiores retornos do que as ações com baixa sensibilidade, ou seja, retornos esperados altos compensam os investidores que carregam o risco de liquidez.

Evidências quanto ao papel da liquidez também estão sendo desenvolvidas em outros mercados. Por exemplo, Bekaert, Harvey e Lundblad (2006) estuda dezoito mercados diferentes, Zhang, Tian e Wirjanto (2007) o mercado chinês, Hwang e Lu (2009) o mercado britânico, Martínez *et al.* (2005) o mercado espanhol e Bruni e Famá (1998) e Vieira e Milach (2008) o mercado brasileiro.

Bekaert, Harvey e Lundblad (2006) examinam um conjunto de mercados onde a liquidez pode ser particularmente importante, os mercados emergentes. Utilizando como uma das medidas de liquidez a proporção de empresas com retornos diários iguais a zero os autores mostram que a liquidez é significativa na previsão dos retornos e que choques inesperados de liquidez são positivamente correlacionados com os retornos e negativamente correlacionados com os dividendos. Partindo do pressuposto que a liberalização dos mercados pode interferir na relação entre liquidez e retorno, foram estimados diversos modelos de precificação de ativos que seguem o mercado local ou o mercado mundial dependendo se o mercado do país é integrado ou segmentado. Os resultados indicaram que o risco sistemático de liquidez pode ser mais importante que o risco de mercado e que em países com elevado risco político e legislação falha o papel da liquidez para a explicação dos retornos é maior.

Zhang et al (2007) investigam a existência do risco sistemático de liquidez no mercado chinês implementando um teste empírico do modelo teórico desenvolvido por Weill (2006). Os resultados demonstram que, em equilíbrio, o risco de liquidez é significativamente precificado. Especificamente, o risco de liquidez é economicamente significativo atingindo respectivamente 10% ao ano e 6,7% ao ano antes e após o controle para o risco de mercado, o tamanho e o *book-to-market*.

Para o mercado britânico, Hwang e Lu (2009) buscam avaliar a ligação entre liquidez e o prêmio de valor (*value premium*). Desde Fama e French (1992, 1993), muitos pesquisadores têm documentado a existência do prêmio de valor, isto é, o excesso de retorno para ações de valor (alto *book-to-market*) sobre as ações de crescimento (baixo *book-to-market*). Os autores mostram que no mercado britânico há um prêmio de valor significativo. A diferença de retorno entre os portfólios formados segundo o *book-to market*, é superior a 10% ao ano. Os autores promovem evidências de que esta anomalia pode ser explicada pelo modelo CAPM ajustado para liquidez. E, ainda, o papel da liquidez para explicação do prêmio de valor não desaparece mesmo quando são inseridos no modelo fatores relacionados à falência e diversas variáveis macroeconômicas.

Para o mercado espanhol, Martínez *et al.* (2005) avaliam a relação dos retornos com três medidas de liquidez: a proposta por Pastor e Stambaugh (2003), a iliquidez desenvolvida por Amihud (2002) e a liquidez de mercado (*market wide liquidity*) definida como a diferença entre retornos altamente sensíveis a mudança no *bid-ask-spread* relativo e retornos com baixa sensibilidade à estas mudanças. Os resultados mostram que, utilizando estas medidas, o mercado espanhol apresenta um prêmio de liquidez.

No mercado de ações brasileiro, Bruni e Famá (1998) avaliaram as ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo entre os meses de julho de 1988 e junho de 1997. Utilizando como medida de liquidez o índice de negociabilidade da ação, foram formados 25 portfólios, recalculados anualmente. Para cada portfólio foram obtidos os retornos, os betas e a negociabilidade médios. Posteriormente, tais variáveis foram utilizadas numa regressão *cross-section*. Os resultados mostraram uma associação negativa e significativa entre os

retornos e a liquidez, medida pela negociabilidade. Assim, o mercado brasileiro parece se comportar de maneira semelhante aos outros mercados, pois as ações menos líquidas seriam avaliadas de forma a permitir maiores níveis de retorno.

Vieira e Milach (2008) analisaram o comportamento das medidas de liquidez/iliquidez no período compreendido entre janeiro de 1995 e junho de 2005 a partir de 12 modelos de regressão múltipla e utilizando o método proposto por Fama e Macbeth (1973). Ao longo dos anos o mercado brasileiro apresentou uma melhora expressiva em sua atividade de negociação, tanto em termos de quantidade de negócios como em termos de volume financeiro negociado. A maioria dos coeficientes das variáveis de liquidez não foram significativos, apenas as variáveis relacionadas à iliquidez, iliquidez e *spread*, foram significativas. Testes realizados com a exclusão dos meses de janeiro ainda mostraram que a análise não é significativamente afetada pelo “efeito janeiro”.

De maneira geral, as evidências empíricas apresentadas nestes estudos apontam para a existência de um prêmio de liquidez, tanto num mercado desenvolvido como o americano quanto para mercados emergentes. Observa-se ainda uma variedade de medidas e modelos para a liquidez. A utilização de diferentes medidas está associada ao fato de que a liquidez é um conceito multidimensional, pois possui um número de aspectos que não podem ser capturados em uma única medida (AMIHU, 2002; SARR e LYBEK, 2002; BANERJEE, GATCHEV e SPINDT, 2005; CHOLLETE, NAES e SKJELTORP, 2006). Quanto à construção dos modelos, observa-se que os estudos apresentam focos diferentes. Alguns buscam avaliar a relação entre o retorno e a liquidez do ativo, ao passo que outros, buscam evidências para a influência da liquidez de mercado sobre o retorno do ativo. É importante enfatizar que a noção de liquidez para ativos individuais difere da noção de liquidez para um mercado como um todo. Apesar das condições de oferta e demanda determinarem a liquidez em ambos os casos, os fatores que determinam a liquidez de um título estão relacionados principalmente às características individuais do título ao passo que a liquidez de mercado é amplamente influenciada por questões macroeconômicas (legais, políticas, tributárias, etc).

3. Método

Para a formação da amostra foram consideradas as empresas registradas como sociedades anônimas de capital aberto, com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), e que possuíam dados disponíveis no Economática® no período de dezembro de 1999 a junho de 2008. Para cada empresa foi selecionada a ação de maior liquidez. Foram coletados dados mensais, ajustados por proventos, em Reais. As variáveis utilizadas no estudo são apresentadas no Quadro 01.

Para todas as variáveis foram calculados os logaritmos naturais e para as variáveis de liquidez foram também calculadas as variações. Por exemplo, a variação (símbolo Δ) dos títulos é o logaritmo natural da quantidade de ações negociada em t menos o logaritmo natural da quantidade de ações negociada em $t-1$.

Optou-se pela utilização da técnica de análise de dados em painel que segundo Biagni (2003, p. 75) “é um dos métodos mais usuais no meio acadêmico para se analisar os efeitos que algumas variáveis exercem, ou que parecem exercer, sobre outras”. Marques (2000) completa esclarecendo que uma das vantagens da estimação com dados em painel é o tratamento da heterogeneidade dos dados. Assim, os dados em painel sugerem a existência de características diferenciadoras dos indivíduos, essas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo, de tal forma que estudos temporais ou seccionais que não levem em conta tal heterogeneidade produzirão, quase sempre, resultados fortemente enviesados.

Variável	Índice/medida
Retorno da Ação (variável dependente)	Preço da ação em t dividido pelo preço da ação em $t-1$.
Retorno do Índice	Índice bovespa em t dividido pelo índice bovespa em $t-1$.
Títulos	Quantidade de ações da empresa negociada em t .
Títulos Ponderados	Quantidade de ações da empresa negociada em t dividida pela quantidade total de ações do índice bovespa em t .
Volume	Volume financeiro total negociado pelas ações da empresa em t .
Volume Ponderado	Volume financeiro total negociado pelas ações da empresa em t dividido pelo volume financeiro total do índice bovespa em t .
Negócios	Quantidade de negócios realizados com ações da empresa em t .
Negócios Ponderados	Quantidade de negócios realizados com ações da empresa em t dividida pela quantidade de negócios do índice bovespa em t .

Quadro 01: Definição das variáveis e medidas.

Segundo Gujarati (2006) dados em painel, também chamados de dados combinados, mesclam séries temporais e cortes transversais em um único estudo, isto é, a mesma unidade de corte transversal é acompanhada ao longo do tempo. Para o autor a principal vantagem desta técnica é a obtenção de dados mais informativos, com mais variabilidade, menos colinearidade, mais graus de liberdade e mais eficiência.

Para Marques (2000) a redução da colinearidade dos dados é obtida em função da variabilidade dos mesmos, pois a diversificação dos dados contribui para a diminuição da eventual colinearidade existente entre variáveis, particularmente em modelos com defasamentos distribuídos. Assim, a utilização de dados em painel ajusta a diversidade de comportamentos individuais com a existência de dinâmicas de ajustamento, ainda que potencialmente distintas, ou seja, permite tipificar as respostas de diferentes indivíduos a determinados acontecimentos, em diferentes momentos.

O modelo geral de dados em painel pode ser expresso conforme [1]:

$$y_{i,t} = \beta_{1i,t} + \beta_{2i,t}x_1 + \dots + \beta_{ni,t}x_n + e_{i,t} \quad [1]$$

Onde o subscrito $i = 1, \dots, N$ indica a empresa, $t = 1, \dots, T$ o tempo e β 's os coeficientes da regressão. As variáveis são dadas por: y_{it} = variável dependente para a empresa i no tempo t ; x_1 = variável independente 1 ou explicativa 1 para a empresa i no tempo t ; x_n = variável independente "n" ou explicativa "n" para a empresa i no tempo t ; e_{it} = termo de erro para a empresa i no tempo t .

Existem, basicamente, três formas de simplificar e ajustar o modelo geral a fim de torná-lo mais funcional: Modelo *Pooled*, *Fixed-Effects Model* (Efeitos Fixos) e o *Random Effects* (Efeitos Aleatórios). No primeiro modelo o intercepto é o mesmo para toda a amostra, ou seja, assume-se que todos os elementos da amostra possuem comportamento idêntico. O Modelo *Pooled* não considera o efeito do tempo e nem o efeito individual de cada empresa (BALTAGI, 2001 apud DAHER, 2004).

Já o Modelo de Efeitos Fixos baseia-se na premissa de que os coeficientes da regressão podem variar de indivíduo para indivíduo ou no tempo, ainda que permaneçam como variáveis fixas, ou seja, não aleatórias (MARQUES, 2000). Este tipo de modelo pode, adicionalmente, ser dinâmico quando uma variável defasada é incluída no modelo, e estático, caso contrário (BALTAGI, 2001 apud DAHER, 2004).

Por último, tem-se ainda o Modelo de Efeitos Aleatórios que segue a premissa de que a influência do comportamento do indivíduo ou o efeito do tempo não podem ser conhecidos. Dessa forma, admite-se a existência do erro não correlacionado com os regressores. Marques (2000) afirma que a pressuposição que permeia o modelo é a de que o comportamento do indivíduo e do tempo não podem ser observados, nem medidos, sendo que em grandes amostras esse desconhecimento pode ser representado através de uma variável aleatória normal, ou seja, o erro.

Na construção do modelo, primeiramente faz-se necessário verificar se as variáveis possuem associações lineares significativas. Se isto ocorrer, pode-se ter a frente o problema de multicolinearidade que será verificada através do cálculo dos fatores de inflacionamento da variância (VIF), dado por $VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, onde $R(j)$ é o coeficiente de correlação múltipla entre a variável j e as outras variáveis independentes. Se o modelo estiver livre da multicolinearidade, a escolha entre os modelos poderá ser realizada através dos testes específicos.

A escolha do modelo mais adequado para a amostra em estudo acontece através da comparação realizada pelos seguintes testes: 1) Teste F , que compara a regressão *Pooled* com o Modelo de Efeitos Fixos; 2) Breusch-Pagan, que compara a regressão *Pooled* com o Modelo de Efeitos Aleatórios; e 3) Teste de Hausman faz relação entre o modelo Fixo e o Aleatório.

4. Análise dos Resultados

A falta de liquidez para algumas ações exige a definição de um tratamento para os meses em que a ação não foi negociada. Neste estudo optou-se por estimar os modelos considerando se duas amostras diferentes. Na primeira, optou-se por estabelecer como retorno igual a zero e variáveis de liquidez iguais a zero para os meses em que a ação não foi negociada. A partir deste procedimento obteve-se uma amostra de 207 ações com uma série temporal de 101 meses (janeiro de 2000 a junho de 2008) perfazendo um total de 20.907 observações. Na segunda, optou-se por manter na amostra apenas as ações que possuíam dados para todo o período. Neste caso, obteve-se uma amostra de 83 ações com uma série temporal de 101 meses (janeiro de 2000 a junho de 2008) perfazendo um total de 8.383 observações. Para se trabalhar com o modelo dinâmico de efeitos aleatórios todas as variáveis foram analisadas em termos de variação e as defasagens de dois períodos foram incluídas no modelo.

Na Tabela 1 é apresentado o sumário do modelo que se mostrou mais adequado na explicação da variável dependente, conforme os critérios de informação Bayesiano de Schwarz (BIC), critério de Hannan-Quinn (HQC) e critério de informação de Akaike (AIC), que consideram o melhor modelo aquele que apresentar o menor valor. Na segunda coluna têm-se as estimativas de mínimos quadrados de amostragem (*Pooled OLS*) e nas demais colunas, os valores correspondentes ao erro padrão, significância e fatores de inflacionamento de variância (VIF).

O modelo *Pooled Regression* apresentou nove variáveis significativas. O retorno do Ibovespa foi a variável de maior representatividade (0,3951) seguida pelo retorno do Ibovespa defasado em um período (0,1156). Dentre as medidas de liquidez, a mais significativa é a variação na quantidade de negócios (0,049). Os coeficientes para das demais variáveis, apesar de significativos, são muito baixos, indicando a pouca representatividade destas na formação do retorno.

Na última coluna da Tabela 1 são apresentados os resultados do VIF. Esse indicador apresenta valores de no mínimo 1,0 e se apresentar valores superiores a 10,0 pode indicar um

problema de multicolinearidade. No caso de os valores do VIF serem todos inferiores a 10 deve-se analisar o valor médio, que não deve ser muito distante de um.

Tabela 1: Coeficientes, erro padrão, significância e fatores de inflacionamento de variância da *Pooled Regression*

	Coeficiente	Erro Padrão	Significância	VIF
Constante	0,0092	0,0011	0,0000 *	-
Retorno da Ação t_{-1}	-0,0613	0,0069	0,0000 *	1,103
Retorno da Ação t_{-2}	0,0320	0,0066	0,0000 *	1,011
Retorno Ibovespa	0,3951	0,0133	0,0000 *	1,009
Retorno Ibovespa t_{-1}	0,1156	0,0137	0,0000 *	1,056
Δ Títulos	-0,0026	0,0006	0,0000 *	4,217
Δ Negócios	0,0490	0,0017	0,0000 *	2,132
Δ Negócios t_{-1}	0,0185	0,0013	0,0000 *	1,246
Δ Volume Ponderado	0,0021	0,0003	0,0000 *	3,071
Δ Volume Ponderado t_{-1}	0,0006	0,0002	0,0066 *	1,321

R-quadrado não-ajustado = 0,10848;

R-quadrado ajustado = 0,10809;

Critério de informação de Akaike (AIC) = -20239,6;

Critério Bayesiano de Schwarz (BIC) = -20160,1;

Critério de Hannan-Quinn (HQC) = -20213,6;

Média dos VIFs = 1,796;

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, onde $R(j)$ é o coeficiente de correlação múltipla entre a variável j e a outra variável independente.

*Significativo a 1%

Os valores do VIF são todos abaixo de 10,00 e seu valor médio é 1,796 portanto o modelo estimado está livre das interferências da multicolinearidade, sendo possível realizar a comparação e escolha entre os modelos.

Para comparar as estimativas do Modelo *Pooled* versus o Modelo de Efeitos Fixos utiliza-se o Teste F . Um p -valor baixo contraria a hipótese nula de que o Modelo *Pooled* é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de Efeitos Fixos. Portanto, nesse caso o Modelo *Pooled* é preferido ao Modelo de Efeitos Fixos, tendo em vista um resultado de: $F(206,20691) = 0,944439$ com p -valor 0,7052.

Para verificar se o Modelo *Pooled* é mais adequado do que o Modelo de Efeitos Aleatórios utiliza-se o teste de Breusch-Pagan. Como resultado obteve-se $LM = 0,583158$ com p -valor = 0,445077. Um p -valor baixo contraria a hipótese nula de que o Modelo *Pooled* é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de Efeitos Aleatórios. Nesse caso, o Modelo *Pooled Regression* deve ser preferido, uma vez que o p -valor foi aceito.

Entretanto, para garantir que o referido modelo representa a amostra pesquisada procedeu-se a um teste de validação. O procedimento aplicado consistiu em dividir a amostra em duas sub-amostras. Assim, cada amostra foi composta por 103 ações, com 101 observações cada, perfazendo um total de 10.403 observações. Após, foram obtidos os coeficientes para as mesmas. É esperado que, se o modelo for válido, os coeficientes de ambas sejam semelhantes ao da amostra como um todo.

Tabela 2: Coeficientes, erro padrão e significância do modelo *Pooled Regression* para as sub-amostras 1 e 2

	Sub – amostra 1		Sub – amostra 2	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	0,0110 *	0,0016	0,0073 *	0,0014
Retorno da Ação $t-1$	0,0023 *	0,0005	-0,0595*	0,0097
Retorno da Ação $t-2$	0,0003 *	0,0003	0,0425*	0,0093
Retorno Ibovespa	0,3645 *	0,0195	0,4381 *	0,0180
Retorno Ibovespa $t-1$	0,1189 *	0,0200	0,1064 *	0,0186
Δ Títulos	-0,0022*	0,0009	-0,0033*	0,0009
Δ Negócios	0,0552*	0,0025	0,0433*	0,0024
Δ Negócios $t-1$	0,0189 *	0,0020	0,0177 *	0,0017
Δ Volume Ponderado	-0,0629*	0,0098	0,0016 *	0,0005
Δ Volume Ponderado $t-1$	0,0251	0,0093	0,0010 *	0,0003

*Significativo a 1%

De maneira geral, as duas sub-amostras apresentaram resultados semelhantes aos da amostra total. As variáveis retorno do Ibovespa em t e em $t-1$ continuaram apresentando os maiores coeficientes. Apenas as variáveis volume ponderado (sub-amostra 1) e retorno da ação em $t-1$ (sub-amostra 1) apresentaram sinal inverso ao da amostra total.

Devido à possibilidade de que o tratamento dado aos períodos sem negociação afetem os resultados, todos os modelos foram re-estimados utilizando-se apenas as ações que apresentaram dados em todos os períodos do estudo. A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo *Pooled Regression* e a Tabela 4 os resultados do modelo de Efeitos Fixos.

Tabela 3: Coeficientes, erro padrão e significância do *Pooled Regression*

	Coefficiente	Erro Padrão	Significância
Constante	0,0059	0,0014	0,0000 *
Retorno da Ação $t-1$	-0,0762	0,0108	0,0000 *
Retorno da Ação $t-2$	0,0305	0,0096	0,0015 *
Retorno Ibovespa	0,6639	0,0173	0,0000 *
Retorno Ibovespa $t-1$	0,1317	0,0188	0,0000 *
Δ Negócios	0,0210	0,0034	0,0000 *
Δ Volume Ponderado	0,0333	0,0024	0,0000 *
Δ Volume Ponderado $t-1$	0,0206	0,0018	0,0000 *

R-quadrado não-ajustado = 0,22374

R-quadrado ajustado = 0,22310

Critério de informação de Akaike (AIC) = -11519,2

Critério Bayesiano de Schwarz (BIC) = -11462,9

Critério de Hannan-Quinn (HQC) = -11500

*Significativo a 1%

Tabela 4: Coeficientes, erro padrão e significância do modelo de Efeitos Fixos

	Coeficiente	Erro Padrão	Significância
Constante	0,0061	0,0014	0,0000*
Retorno da Ação t_{-1}	-0,0888	0,0108	0,0000*
Retorno da Ação t_{-2}	0,0203	0,0096	0,0351**
Retorno Ibovespa	0,6642	0,0173	0,0000*
Retorno Ibovespa t_{-1}	0,1410	0,0188	0,0000*
Δ Negócios	0,0204	0,0034	0,0000*
Δ Volume Ponderado	0,0332	0,0024	0,0000*
Δ Volume Ponderado t_{-1}	0,0207	0,0018	0,0000*

*Significativo a 1%

**Significativo a 5%

Para este modelo (tabela 4) todas as variáveis de liquidez apresentaram coeficientes positivos. O beta do retorno do Ibovespa passou de 0,3951 (tabela 1) para 0,6642 (tabela 4), indicando que a sensibilidade das empresas mais líquidas ao comportamento do mercado de ações é maior. Observa-se ainda que, comparativamente ao modelo gerado com todas as empresas, para as variáveis de liquidez este modelo apresenta coeficientes maiores do que os apresentados no modelo anterior. Este resultado decorre do fato de que foram retirados da amostra ações sem negociação em algum período.

Visando comparar as estimativas do Modelo *Pooled* versus o Modelo de Efeitos Fixos utiliza-se o Teste *F*. Portanto, nesse caso o Modelo de Efeitos Fixos é preferido ao Modelo *Pooled*, tendo em vista um resultado de: $F(82,8293) = 1,34664$ com *p*-valor 0,0205313.

Para verificar se o Modelo *Pooled* é mais adequado do que o Modelo de Efeitos Aleatórios utiliza-se o teste de Breusch-Pagan. Como resultado obteve-se $LM = 3,72112$ com *p*-valor = 0,0537282. Nesse caso, o Modelo *Pooled* deve ser preferido, uma vez que o *p*-valor foi rejeitado.

Ao final, utilizou-se o Teste de Hausman para a escolha entre o Modelo Fixo e o Modelo Aleatório. Esse teste confirmou a preferência pelo Modelo de Efeitos Fixos: $H = 121,465$ com *p*-valor = $3,79461e-23$. Desta forma o modelo de Efeitos Fixos mostrou-se o mais satisfatório com base nos testes aplicados.

Do mesmo modo, que na amostra anterior, esta amostra foi dividida em duas para comparação e validação do modelo. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5: Coeficientes, erro padrão e significância do modelo de efeitos aleatórios para as sub-amostras 1 e 2

	Sub – amostra 1(<i>pooled regression</i>)		Sub – amostra 2 (<i>efeitos fixos</i>)	
	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão
Constante	0,0072*	0,0017	0,0032	0,0021
Retorno da Ação t_{-1}	-0,0284*	0,0156	-0,1248*	0,0152
Retorno da Ação t_{-2}	0,0418	0,0137	0,0129	0,0136
Retorno Ibovespa	0,6469*	0,0218	0,6912*	0,0265
Retorno Ibovespa t_{-1}	0,0731*	0,0242	0,1978*	0,0286
Δ Negócios	0,0257*	0,0046	0,0168*	0,0051
Δ Volume Ponderado	0,0267*	0,0031	0,0366*	0,0036
Δ Volume Ponderado t_{-1}	0,0191*	0,0024	0,0216*	0,0028

*Significativo a 1%

Para as duas sub-amostras os resultados obtidos são semelhantes aos obtidos para a amostra completa, exceto para a constante (sub-amostra 2) e o retorno da ação em $t-2$ que não foram significativas. Estes resultados corroboram com a validação do modelo estimado.

Com relação ao ajuste dos modelos, para a sub-amostra 1 o modelo mais ajustado é o *Pooled Regression* uma vez que o teste F ($F(39,3993) = 1,03514$, p-valor 0,410261) e o teste Breusch-Pagan (LM=0,00221231, p-valor 0,962485) aceitaram a hipótese nula de que o modelo *Pooled Regression* é mais adequado do que o modelo de Efeitos Fixos e do que o modelo de Efeitos Aleatórios, respectivamente. Já para a sub amostra 2 o teste F ($F(41, 4193) = 1,62816$, p-valor 0,007048) rejeitou a hipótese nula, prevalecendo o modelo de Efeitos Fixos em relação ao modelo *Pooled Regression*. O teste Breusch-Pagan (LM=6,27644, p-valor 0,01224) apontou a adequação do modelo de Efeitos Aleatórios em relação ao modelo *Pooled Regression* e finalmente o teste de Hausman ($H=83,9839$, p-valor $2,1157e-15$) rejeitou a hipótese de que o modelo de Efeitos Aleatórios é consistente, validando assim a existência do modelo de Efeitos Fixos.

5. Considerações Finais

Este trabalho avalia a influência da liquidez para o retorno das ações negociadas na bolsa de valores de São Paulo. Utilizando a metodologia de dados em painel e uma amostra para o período de janeiro de 2000 a junho de 2008 pode-se constatar que o retorno mensal das ações é diretamente influenciado pelo retorno do índice bovespa. O coeficiente obtido é o maior, corroborando com o pressuposto central do modelo de precificação de ativos CAPM, pois indica que o retorno de mercado influencia o retorno do título. Este coeficiente aumenta de 0,3951 para 0,6639 quando a amostra passa a ser apenas das empresas mais líquidas. Tal acréscimo pode ser explicado pelo fato de que a liquidez é o critério central de seleção das empresas que farão parte do índice Bovespa.

Com relação às variáveis de liquidez, para as duas amostras os coeficientes assumiram valores positivos, com exceção de títulos na primeira amostra. Coeficientes positivos são resultado das características das empresas que apresentam altas variações de liquidez. Geralmente, são as empresas com menores níveis de liquidez que apresentam as maiores variações positivas da própria liquidez e, conseqüentemente, terão retornos mais elevados. Por outro lado, empresas que apresentam altos níveis de liquidez, tendem a apresentar pequenas variações positivas e grandes variações negativas de liquidez que são acompanhadas de uma diminuição nos níveis de retorno. Por outro lado, a representatividade da liquidez na formação do retorno é muito inferior à do índice bovespa, pois a soma de todos os coeficientes das variáveis de liquidez é menor do que o coeficiente do retorno do índice bovespa.

O tema liquidez no mercado brasileiro ainda é pouco explorado. A avaliação da liquidez a partir de novas variáveis como, por exemplo, o *spread*; o teste de modelos teóricos ao contexto brasileiro; e o estudo dos determinantes da liquidez, são alguns dos caminhos que poderão ser seguidos. Todos eles levarão a um maior conhecimento do tema podendo, no futuro, levar a adoção de políticas que contribuam para o aumento da liquidez das ações, fator importantíssimo para a atração de investidores e a diminuição do custo de capital para as empresas participantes do mercado.

6. Referências

ACHARYA, V. V.; PEDERSEN, L. H. Asset pricing with liquidity risk. **Journal of Financial Economics**, v.77, p.375-410, 2005.

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

AMIHUUD, Y.; MENDELSON, H. The effects of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns. **Journal of Finance**, v.44, n.2, p.479-486, 1989.

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

AMIHUUD, Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects. **Journal of Financial Markets**, v.5, p.31-56, 2002.

BANERJEE, S.; GATCHEV, V. A.; SPINDT, P. A. Stock market liquidity and firm dividend policy. 2005. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=391663. Acesso em 14 mar. 2006.

BEKAERT, G.; HARVEY, C. R.; LUNDBLAD, C. Liquidity and expected returns: lessons from emerging markets. 2006. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=424480. Acesso em 25 abr. 2009.

BIAGNI, F. L. **Fatores determinantes da estrutura de capital das empresas de capital aberto no Brasil: uma análise em painel**. Dissertação de Mestrado, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, agosto, 2003.

BRENNAN, M. J.; SUBRAHMANYAM, A. Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns. **Journal of Financial Economics**, v.41, p.441-464, 1996.

BRENNAN, M. J.; CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM, A. Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, v.49, p.345-373, 1998.

BRUNI, A. L.; FAMÁ, Rubens. Liquidez e avaliação de ativos financeiros: evidências empíricas na BOBESPA (1988-1996). In: XXI I Encontro da ANPAD. Foz do Iguaçu: **Anais do XXII Encontro da ANPAD**, 1998.

CHOLLETE, L.; NAES, R.; SKJELTORP, J. A. Pricing implications of shared variance in liquidity measures. 2006. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=968615. Acesso em 20 fev. 2007.

CHORDIA, T.; ROLL, R.; SUBRAHMANYAM, A. commonality in liquidity. **Journal of Financial Economics**, v.56, p. 3-28, 2000.

CHORDIA, T.; ROLL, R.; SUBRAHMANYAM, A. Market liquidity and trading activity. **Journal of Finance**, v.56,n.2, p. 501-530, 2001a.

CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM, A.; ANSHUMAN, V. R. 2001b. Trading activity and expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, 59: 3-32, 2001b.

DAHER, C. E. **Testes empíricos de teorias alternativas sobre a determinação da estrutura de capital das empresas brasileiras**. Dissertação de Mestrado. Universidade de Brasília, Brasília, 2004.

DATAR, V. T.; NAIK, N. Y.; RADCLIFFE, R. Liquidity and stock returns: an alternative test. **Journal of Financial Markets**, v.1, p.203-219, 1998.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v.47, p.427-465, 1992.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v.33, p.3-56, 1993.

FAMA, E.; MACBETH, J. Risk, return and equilibrium: empirical tests. **Journal of Political Economy**, v.71, p.607-636, 1973.

FRENCH, K. R.; SCHWERT, G. W.; STAMBAUGH, R. F. Expected stock returns and volatility. **Journal of Financial Economics**, v.19, p.3-29, 1987.

GIBSON, R.; MOUGEOT, N. The pricing of systematic liquidity risk: empirical evidence from the US stock market. **Journal of Banking and Finance**, v.28, p.157-178, 2004.

GLOSTEN, L. R.; HARRIS, L. Estimating the components of the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, v.21, p.123-142, 1988.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HASBROUCK, J. Measuring the information content of stock traders. **Journal of Finance**, v.46, p.179-207, 1991.

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

HUBERMAN, G.; HALKA, D. Systematic liquidity. **Journal of Financial Research**, v.24, p.161-178, 2001.

HWANG, S.; LU, C. Cross-sectional stock returns in the UK market: the role of liquidity risk. 2009. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=969809. Acesso em 30 mar. 2009.

KYLE, A. S. Continuous auctions and insider trading. **Econometrica**, v.53, p.1315-1335, 1985.

LIU, W. A liquidity augmented capital asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v.82, p.631-671, 2006.

LIU, W. The liquidity-augmented CAPM over 1926 to 1963. 2008. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=968007. Acesso em 30 mar. 2009.

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

MARTÍNEZ, M. A.; NIETO, B.; RUBIO, G.; TAPIA, M. Asset pricing and systematic liquidity risk: an empirical investigation of the Spanish stock market. **International Review of Economics and Finance**, v. 14, p.81-103, 2005.

MERTON, R. C. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. **Journal of Finance**, v.42, p.483-511, 1987.

PASTOR, L.; STAMBAUGH, R. F. Liquidity risk and expected stock returns. **Journal of Political Economy**, v.111, p. 642-685, 2003.

SARR, A.; LYBEK, T. Measuring liquidity in financial markets. International Monetary Fund Working Paper. 2002. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=880932. Acesso em 14 mar. 2006.

VIEIRA, K. M.; MILACH, F. T. Liquidez/iliquidez no mercado brasileiro: comportamento no período 1995-2005 e suas relações com o retorno. **Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos**, v.5, p.5-16, 2008.

WEILL, P. O. Liquidity premia in dynamic bargaining markets. 2005. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/1294154>. Acesso em 25 abr. 2009.

ZHANG, F.; TIAN, Y.; WIRJANTO, T. S. Liquidity risk and cross-sectional returns: evidence from the Chinese stock. 2007. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/964310>. Acesso em 10 abr. 2009.