

# **Análise do comportamento temporal da liquidez no mercado acionário brasileiro**

***Kelmara Mendes Vieira, UFSM***

Professora Adjunta do PPGA/UFSM  
Kelmara@terra.com.br; Kelmara@smail.ufsm.br

***Vinicius Girardi da Silveira, UFSM***

Graduando em Ciências Econômicas, UFSM  
vinicius.girardi@hotmail.com

***Marcelo Brutti Righi, UFSM***

Mestrando em Administração, UFSM  
marcelobrutti@hotmail.com

## **Análise do comportamento temporal da liquidez no mercado acionário brasileiro**

O presente artigo tem como objetivo estudar o comportamento temporal da liquidez no mercado acionário brasileiro. Para tanto, foram utilizados dados diários de dezembro de 1994 a abril de 2010 de 552 ações negociadas neste período, a fim de formar variáveis mensais da medida de liquidez de Liu (2006), utilizada neste estudo. Inicialmente as variações da medida foram modeladas de forma linear com base em um modelo auto-regressivo com médias móveis (ARMA). Posteriormente, para obter uma análise mais realista do fenômeno analisado, foi estimado um modelo Self-Exciting Threshold Auto-Regressive (SETAR). Como resultado, foi possível concluir que quanto maior a intensidade das variações na liquidez, menor é a influência dos períodos passados na negociabilidade dos ativos. Desse modo, é difícil prever o comportamento da liquidez, principalmente em momentos de instabilidade ou crises financeiras, o que provoca um aumento no grau de risco dos investimentos. Adicionalmente, foi possível constatar a presença do efeito manada no mercado acionário brasileiro, fortemente atrelado às crises financeiras existentes durante o período.

Palavras-Chave: Liquidez, Comportamento temporal, Regimes Econômicos, Mercado acionário brasileiro.

## **Analysis of temporal behavior of the liquidity in the Brazilian stock market**

The present paper aims to study the temporal behavior of the liquidity in the Brazilian stock market. For this, we used daily data from December 1994 to April 2010 of 552 stocks traded during this period, in order to form monthly variables of the liquidity measure of Liu (2006), used in this study. Initially, the variations of the measure were linearly modeled based on an autoregressive moving-average model (ARMA). Posteriorly, to obtain a more realistic analysis of the analyzed phenomenon, we estimated a Self-Exciting Threshold Auto-Regressive model (SETAR). As result, we concluded that greater the intensity of the variations in liquidity, smaller is the influence of past periods in the tradability of the assets. Thus, it is difficult to predict the behavior of the liquidity, especially in periods of financial instability or crisis, causing an increase in the degree of risk of the investments. Additionally, it was possible to verify the presence of the herd effect in the Brazilian stock market, strongly tied to the financial crisis existing during the period.

Keywords: Liquidity, Temporal behavior, Economic schemes, Brazilian stock market.

## **Análisis del comportamiento temporal de la liquidez en el mercado bursátil brasileño**

Este artículo tiene como objetivo estudiar el comportamiento temporal de la liquidez en el mercado bursátil brasileño. Para ello, se utilizaron datos diarios entre diciembre de 1994 y abril de 2010 de 552 acciones negociadas durante este período, con el fin de formar variables mensuales de la medida de liquidez de Liu (2006), utilizada en este estudio. Inicialmente, las variaciones de la medida fueron modeladas linealmente basado en un modelo Auto-Regressive Moving-Average (ARMA). Posteriormente, para obtener una análisis más realista del fenómeno analizado, fue estimado uno modelo Self-Exciting Threshold Auto-Regressive (SETAR). Como resultado, se concluyó que cuanto mayor es la intensidad de las variaciones en la liquidez, menor será la influencia de los períodos anteriores en la comercialización de los activos. Por lo tanto, es difícil predecir el comportamiento de la liquidez, especialmente en tiempos de inestabilidad financiera o de crisis, lo que provoca un aumento en el riesgo de las inversiones. Además, se pudo verificar la presencia del comportamiento de rebaño en el mercado bursátil brasileño, fuertemente ligado a las crisis financieras existentes en el período.

Palabras-Clave: Liquidez, Comportamiento temporal, Regímenes económicos, Mercado bursátil brasileño.

# INTRODUÇÃO

## Objetivo

A liquidez é um atributo crucial quando da análise de ativos de capital, influenciando sua precificação. Para Amihud e Mendelson (1991), o efeito liquidez pode ser comparado ao efeito risco sobre ativos de capital. Investidores avessos ao risco exigem maiores retornos esperados como compensação pelo risco maior. De forma similar, investidores preferem investir em ativos líquidos, que possam ser transacionados rapidamente e com baixo custo.

Um ativo é considerado líquido se ele puder ser negociado rapidamente em grandes quantidades, a um baixo custo e com pouco impacto em seu preço. Ativos pouco líquidos tendem a exigir um custo de transação maior quando da sua compra e venda, e, para que possam ser atrativos quando comparados a ativos mais líquidos, devem oferecer um retorno maior para que os investidores se sintam atraídos em mantê-los em suas carteiras.

Três fatores afetam a liquidez dos ativos, segundo Liu (2006). Primeiramente, a liquidez se torna uma questão relevante quando a economia está ou há expectativa de que entre em recessão, pois nesta situação os investidores avessos ao risco preferem investir em ativos menos arriscados. O segundo fator refere-se à iliquidez causada por investidores com informações privilegiadas e, por fim, o terceiro fator está relacionado à iliquidez causada pelas próprias empresas, visto que os investidores não estão dispostos a manter ações de empresas com probabilidade de falência ou com problemas de gerenciamento.

Dentre estes determinantes, destaca-se o comportamento da liquidez em períodos de instabilidade econômica. Uma vez que, investidores são influenciados por diferentes fatores, que não podem ser controlados pelo mercado, sendo o mais importante deles a confiança (Akerlof e Shiller, 2009). Em momentos de instabilidade, os níveis de confiança tendem a se reduzir provocando um impacto significativo na liquidez dos ativos financeiros. Investidores, de modo geral avessos ao risco, preferem alocar seus recursos em ativos mais líquidos, ao mesmo tempo em que reduzem suas atividades de negociação, provocando uma redução na liquidez dos mercados.

Qualquer investidor, seja na compra ou na venda, está exposto ao risco de liquidez, logo a mesma deve ser considerada quando da tomada de decisões de investimento. Sabe-se que em proximidade a períodos de crise financeira, grande parte dos mercados emergentes e alguns mercados desenvolvidos apresentam comportamentos inesperados, severos e muitas vezes excessivos. Além disso, esses mercados experimentam movimentos de queda nas ações e baixa liquidez, comprometendo a negociação de ativos (Pasquariello, 2008).

Em meio a este cenário, onde a liquidez dos ativos se apresenta influenciada pelas oscilações econômicas ocorridas ao longo do tempo, o presente artigo se propõe a estudar o comportamento temporal da liquidez no mercado acionário brasileiro considerando a possibilidade de diferentes regimes. Tais regimes representam os diferentes tipos de informação oriundos de choques econômicos que afetam o nível esperado da liquidez. Dessa forma, é possível representar de modo mais realista a fluidez das negociações no mercado acionário

brasileiro. Para tanto serão utilizados dados diários de dezembro de 1994 a abril de 2010 das ações negociadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&F/Bovespa).

## **Relevância**

Nesse contexto, este estudo se torna relevante por contribuir em dois aspectos essenciais para a expansão do conhecimento a respeito da liquidez no mercado brasileiro: (1) possibilitando um exame da liquidez a partir dos dados diários, de uma amostra ampla de ações, a qual demonstra o comportamento do mercado brasileiro ao longo dos anos estudados; (2) pesquisando um mercado em expansão e com características diferentes dos mercados desenvolvidos. O conjunto dessas contribuições visa levar a um maior conhecimento do tema, que futuramente, motive a adoção de políticas que colaborem para o aumento da liquidez das ações, fator preponderante para a atração de investidores e a redução do custo de capital para as empresas participantes do mercado.

A seguir, será apresentado um breve embasamento teórico abordando algumas definições sobre liquidez, além de estudos realizados sobre o tema, logo após, são abordados os procedimentos metodológicos da pesquisa e os resultados obtidos. Por fim, as considerações finais são apresentadas.

## **Metodologia**

O comportamento temporal da liquidez foi analisado por um modelo auto-regressivo com médias móveis (ARMA) e um modelo *Self-Exciting Threshold Auto-Regressive* (SETAR). O detalhamento metodológico encontra-se em seção específica.

## **LIQUIDEZ: BREVE CONTEXTUALIZAÇÃO**

Segundo Schumpeter (1997), o sistema econômico não anda sempre para frente de modo contínuo e sem tropeços. Ocorrem movimentos contrários, contratempos, incidentes dos tipos mais variados, de modo que, os sistemas produtivos passariam por constantes períodos de expansão e retração, intercalando entre ciclos que vão do *boom* econômico a depressão. De forma similar, os mercados financeiros também sofrem um comportamento cíclico, passando por períodos estáveis, iniciando *booms* financeiros, seguidos de crises e, às vezes, depressões (ARAUJO e JUNIOR, 2011).

A liquidez também é afetada por este comportamento cíclico, uma vez que a fluidez das negociações é impactada pela incerteza presente nos mercados. Assim sendo, diversos estudos vem sendo realizados sobre o tema a fim de aprimorar a compreensão da influência da liquidez no mercado financeiro, principalmente no que diz respeito ao seu papel na precificação dos ativos.

Do ponto de vista clássico, liquidez é definida como sendo a propriedade do que é facilmente negociável e convertível em dinheiro vivo (HOUAISS e VILLAR, 2001). Além desta dimensão tempo, a definição de liquidez perfeita apresentada por Hodrick e Moulton (2003) incorpora preço

e quantidade: Um ativo é perfeitamente líquido se ele pode ser negociado imediatamente a um preço não pior que o valor esperado e na quantidade desejada. Com base nesta multiplicidade, Liu (2006) desenvolve um conceito de liquidez que engloba múltiplas dimensões. Considerando que um ativo é líquido se ele puder ser negociado rapidamente em grandes quantidades, a um baixo custo e com pouco impacto em seu preço.

Além da definição de um ativo líquido, existem as definições de um mercado líquido. Kyle (1985) descreve intuitivamente um mercado líquido como sendo aquele que apresenta as seguintes condições: i) sempre há preços de compra e venda para o investidor que deseja comprar ou vender uma pequena quantidade de ações imediatamente; ii) a diferença entre os preços de compra e venda (*spread*) é sempre pequena; iii) um investidor que deseja comprar ou vender uma grande quantidade de ações, na ausência de informações especiais, poderá esperar para negociar por um longo período de tempo num preço não muito diferente, em média, do preço de mercado corrente; iv) um investidor pode comprar ou vender uma grande quantidade de ações imediatamente, mas com um prêmio ou desconto que depende do tamanho do negócio.

Com relação às medidas de liquidez a literatura é diversa. Algumas medidas estão relacionadas à atividade de negociação e se referem basicamente à quantidade de negócios, de ações e ao volume financeiro negociado. O *turnover*, razão entre a quantidade de ações negociadas e a quantidade de ações emitidas, é uma das medidas relacionadas à atividade de negociação. Tamanho, medido pelo valor de mercado das ações, também está relacionado à liquidez, desde que ações com valores altos têm um impacto no preço menor para uma determinada ordem e um *bid-ask spread* menor. Os retornos esperados são negativamente relacionados ao tamanho (Fama e French, 1992), o que é consistente com a utilização do tamanho como medida de liquidez (Amihud e Mendelson, 1986).

A iliquidez reflete o impacto das ordens sobre o preço, ou seja, o desconto que o vendedor concede ou o prêmio que o comprador paga quando executando uma ordem de mercado. Tal impacto resulta dos custos de seleção adversa e dos custos de armazenamento (Amihud e Mendelson, 1980; Glosten e Milgron, 1985). Para transações padrões, o impacto do preço é o *bid-ask spread*. Grandes excessos de demanda induzem a um grande impacto nos preços, refletindo a probabilidade de ação dos investidores informados.

Amihud e Mendelson (1986) afirmam que a importância da liquidez está relacionada diretamente ao custo de capital, que pode ser diminuído por meio de políticas financeiras que aumentem a liquidez. O estudo destes autores foi um dos primeiros a analisar o papel da liquidez na precificação dos ativos, sugerindo uma relação positiva entre retorno e iliquidez.

A relação entre iliquidez e retorno acionário das empresas também foi objeto de estudo de Amihud no ano de 2002. O autor utilizou uma medida de iliquidez dada pela razão entre o retorno absoluto diário e o volume em dólares. Como resultado, o autor demonstrou que a iliquidez tem um efeito positivo e altamente significativo sobre os retornos esperados.

Pastor e Stambaugh (2003) analisaram o risco de liquidez para o mercado americano em um período de 34 anos. Como resultado os autores observaram que ativos que possuíam um maior risco de liquidez também registravam retornos superiores aos demais ativos, sendo esse retorno adicional definido como prêmio de liquidez. Ademais, constaram que as maiores depressões na

liquidez ocorreram em meses perfeitamente identificáveis com importantes eventos econômicos e financeiros, como o embargo do petróleo em 1973 e as crises financeiras no final da década de 1990.

Usando uma medida de liquidez que capta sua natureza multidimensional, Liu (2006) desenvolve um modelo que incorpora a liquidez ao tradicional modelo de precificação de ativos de capital (CAPM). O autor utiliza como *proxy* para liquidez o *turnover* padronizado e ajustado para o número de dias sem volume de negociação. Ele observou que essa medida capta um prêmio de liquidez que o CAPM e o modelo de três fatores de Fama e French (1993) falham em evidenciar. Adicionalmente, constata que os maiores declínios na liquidez no mercado acionário americano ocorreram durante grandes choques econômicos ou financeiros.

Utilizando a medida proposta por Amihud em 2002, Chen e Poon (2008) estudaram a liquidez em 37 mercados acionários ao redor do mundo. Os autores concluíram que a volatilidade de um mercado acionário é uma importante força motriz para a falta de liquidez em um mercado de ações, afirmando que momentos de alta volatilidade levam a situações de iliquidez. Também constataram um forte alastramento da iliquidez entre diferentes países em momentos de crises financeiras.

Quanto às investigações no Brasil, Bruni e Famá (1998), utilizaram dados da Bovespa, no período de 1988 a 1997 e um modelo de dois fatores, incorporando a liquidez, medida pela negociabilidade da ação, ao CAPM. Os resultados demonstraram uma associação negativa e significativa entre liquidez e retorno acionário, sugerindo a existência de um prêmio por liquidez no mercado brasileiro.

Minardi, Sanvicente e Monteiro (2005) também investigaram o mercado brasileiro, no período compreendido entre 1998 a 2003. Os autores analisaram a relação do *bid-ask spread* com o retorno das ações e com a assimetria de informações. Quanto aos ativos individuais, os resultados mostraram uma relação negativa e significativa entre o retorno das ações e iliquidez, sugerindo um prêmio de liquidez negativo. Já em relação às carteiras de ativos, na tentativa de validar o resultado anterior, a relação apresentou-se negativa, porém não significativa. A existência de prêmio por liquidez negativo no Brasil, apesar de não validado, se mostrou um resultado contrário ao encontrado no mercado americano e ao que seria esperado. Os autores ainda observaram que o custo de transações é menor à medida que melhora a transparência das informações.

Dando continuidade aos estudos no Brasil, Vieira e Milach (2008) estudaram o comportamento da liquidez/iliquidez no mercado brasileiro, no período de janeiro de 1995 a junho de 2005, segundo a metodologia de Fama e Macbeth (1973). Os autores utilizaram seis medidas de liquidez (volume, quantidade de títulos, quantidade de negócios, *turnover*, *spread* e iliquidez) e três variáveis de controle (valor de mercado, volatilidade e *dividend yield*). Os testes efetuados sugeriram a existência de uma relação entre retorno e iliquidez no mercado brasileiro para o período estudado.

O papel da liquidez na formação dos preços ativos financeiros brasileiros também foi verificado por Correia, Amaral e Bressan (2008), no período de 1995 a 2004, utilizando o retorno das ações negociadas na Bovespa. As medidas de liquidez utilizadas foram o volume e a quantidade de

negócios e o *turnover*. Os resultados indicaram uma relação linear e positiva entre retorno e liquidez, e o prêmio de liquidez não foi observado no mercado acionário brasileiro.

Machado e Medeiros (2010) analisaram se existe o efeito liquidez no mercado acionário brasileiro e avaliaram a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French (1993) em explicá-lo, por meio de dados de ações negociadas na Bovespa no período compreendido entre 1995 a 2008. Os resultados permitiram aos autores concluir que existe um prêmio de liquidez no mercado brasileiro, independente da *proxy* utilizada.

Em geral, os estudos relacionados à liquidez tem se destacado por analisar a relação entre liquidez e retorno (prêmio por liquidez). Entretanto, existe uma lacuna no que tange ao seu comportamento temporal propriamente dito. A liquidez, como qualquer variável que represente uma série temporal pode ser modelada baseada na dependência com informações passadas. Dessa forma torna-se possível identificar padrões ocorridos na liquidez do mercado ao longo dos anos. Mais além, é viável auferir se existe a influência de ciclos econômicos no nível esperado da liquidez. Tal fato ressalta a necessidade de realizar estudos que apliquem diferentes metodologias, a fim de ampliar a compreensão do papel da liquidez no mercado financeiro.

## **DETALHAMENTO DA METODOLOGIA**

Esta seção se subdivide em: i) Delineamento, que apresenta a medida de liquidez utilizada bem como a constituição da amostra; e ii) Motivação Econométrica, que expõe o modelo a ser estimado a fim de alcançar o objetivo proposto.

### **Delineamento**

No que tange às medidas de liquidez, a maior parte dos autores admite que a liquidez não é diretamente observável apresentando múltiplas dimensões. Contemplando este conceito multidimensional, optou-se por empregar a medida proposta por Liu (2006), pois esta é uma das *proxys* mais recentes incorporadas à literatura, apresentando características não vistas em medidas anteriores. De modo a considerar os períodos em que não houve negociação com a ação, o que se adequa à análise do mercado brasileiro, onde muitas ações apresentam baixa liquidez. Tal medida é denominada pelo autor como *turnover padronizado*, e se apresenta como a padronização do *turnover* médio dos últimos  $x$  meses ajustado pelo número de dias sem negociação no período.

Desse modo, busca-se com esta medida captar múltiplas dimensões da liquidez, como quantidade, velocidade, e custo de negociação. Especial ênfase é dada à velocidade de negociação, ou seja, a continuidade de um negócio e o potencial atraso ou dificuldade em executar uma ordem. Desta forma, o grau de liquidez de uma ação dependerá diretamente do número de vezes que ela for negociada. A Equação (1) apresenta a formulação matemática da medida de liquidez proposta por Liu (2006):

$$LMx = \left[ n^\circ \text{ de dias sem negociação nos últimos } x \text{ meses} + \frac{1/(\text{turnover médio})}{\text{Deflador}} \right] \times \frac{21x}{\text{NoTD}} \quad (1)$$

Em (1), LMx é o turnover padronizado para os x períodos; turnover médio é o turnover médio dos últimos x meses, obtido pela soma do turnover diário dos últimos x períodos; NoTD é o número de dias em que houve negociação no mercado. Ademais, Liu (2006) padroniza o número de dias de negociação em um mês como sendo 21 dias. Desse modo, 21x é o número de dias em que houve negociação ao longo de um mês multiplicado pelos x períodos. O deflator para um período foi definido pelo autor como sendo 480.000, representando um múltiplo do valor de turnover médio ocorrido no mercado em questão durante um determinado período, escolhido para todas as ações de forma que:

$$0 < \frac{1/(\text{turnover médio})}{480.000} < 1 \quad (2)$$

O termo utilizado faz com que o turnover seja padronizado a um valor entre zero e um, criando uma medida padrão para os diferentes tipos de ações. Segundo Liu (2006), a ação com maior negociação ou maior turnover, é a ação mais líquida. A ausência de negociação indica seu grau de iliquidez, ou seja, quanto mais frequente a ausência de negociação, menos líquida é a ação.

Para a constituição da amostra foram consideradas as empresas registradas como sociedades anônimas de capital aberto, com ações negociadas na BM&F/Bovespa no período compreendido entre dezembro de 1994 a abril de 2010. A escolha por este período deve-se a estabilidade inflacionária obtida pós-plano real, que se manteve até o momento em que os dados foram coletados em abril de 2010. Foram coletados, para cada ação, dados diários do volume financeiro, quantidade de negócios e dias de negociação, visando à formação da medida mensal de liquidez a ser utilizada na pesquisa.

Foram excluídas da análise aquelas ações que não apresentaram nenhuma negociação durante o período analisado. Assim, os dados em painel são compostos por 552 ações em 185 períodos. Nem todas essas ações estão presentes em todos os períodos, levando a um painel desequilibrado. A partir desta amostra, a variável que representa a liquidez neste estudo será obtida pela média da medida de Liu (2006) de todas as ações a cada período, formando uma série temporal.

## **Motivação Econométrica**

A fim de evitar problemas de não-estacionariedade, optou-se por trabalhar com as primeiras diferenças dos logaritmos da medida de liquidez utilizada. Inicialmente, as variações médias da medida de Liu (2006) para o mercado foram modeladas de forma linear com base num modelo auto-regressivo com médias móveis (ARMA). Um modelo ARMA, conforme Tsay (2010), basicamente combina as ideias dos modelos auto-regressivos (AR) e por média móvel (MA) em uma forma compacta, de tal maneira que o número de parâmetros permaneça reduzido. Um modelo ARMA (p,q) genérico tem a forma conforme exposta na formulação (3).

$$X_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + a_t + \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i}. \quad (3)$$

Onde  $\varphi_i$  e  $\theta_i$  são constantes,  $(a_t)$  é uma série ruído branco e  $p$  e  $q$  são inteiros não negativos. Os modelos AR e MA comuns são casos especiais do modelo ARMA  $(p,q)$ .

Após a estimação com o modelo ARMA, a mesma série foi modelada através do modelo *Self-Exciting Threshold Auto-Regressive* (SETAR). No modelo SETAR, os coeficientes auto-regressivos tomam diferentes valores, dependendo se o valor prévio está acima ou abaixo de certo limiar, exibindo regime de alterações dinâmicas. Tais regimes permitem considerar de forma mais realista os ciclos econômicos que afetam os mercados de capitais. A representação matemática do modelo utilizado, considerando três regimes, está exposta nas formulações (4) e (5).

$$X_t = \left\{ \begin{array}{l} \alpha_L + \sum_{i=1}^{p_L} \beta_i^L X_{t-i} \quad (i) \\ \alpha_M + \sum_{i=1}^{p_M} \beta_i^M X_{t-i} \quad (ii) \\ \alpha_H + \sum_{i=1}^{p_H} \beta_i^H X_{t-i} \quad (iii) \end{array} \right\} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

$$X_t = \left\{ \begin{array}{l} (i) \text{ se } \varepsilon_{t-1} \leq \theta_L \\ (ii) \text{ se } \theta_L \leq \varepsilon_{t-1} \leq \theta_H \\ (iii) \text{ se } \theta_H \leq \varepsilon_{t-1} \end{array} \right. \quad (5)$$

Nas formulações (4) e (5),  $L$ ,  $M$  e  $H$  indicam os regimes de baixa, média e alta, respectivamente;  $\alpha$  e  $\beta_i$  são parâmetros;  $\varepsilon_t$  é o resíduo do modelo, neste caso a variável de limiar por representar os choques oriundos do cenário econômico;  $\theta_L$  e  $\theta_H$  representam os limiares que definem os regimes. Foi definido na estimação que um regime não poderia conter menos do que 5% dos períodos da amostra.

A identificação das possíveis defasagens a serem utilizadas nos modelos ARMA e SETAR foi realizada por meio das amplamente conhecidas funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP). Para escolher o número de defasagens empregadas na estimação do modelo, dentre aquelas identificadas pelas FAC e FACP, foi utilizado o Critério de Informação de Akaike (AIC).

Para validar os modelos estimados buscou-se identificar a presença de correlação serial nos resíduos e resíduos quadrados, previamente padronizados, (efeito heteroscedástico condicional) por meio do teste Q de Ljung e Box (1978), representado pela formulação (6). Essa estatística testa a hipótese nula de que os dados são aleatórios contra a alternativa de não aleatoriedade dos mesmos.

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}. \quad (6)$$

Na formulação (6),  $n$  é o tamanho da amostra;  $\hat{\rho}_k^2$  é a autocorrelação da amostra na defasagem  $k$ ;  $h$  é o número de defasagens sendo testadas. A estatística Q de Ljung e Box segue a distribuição de qui-quadrado ( $\chi^2$ ) com  $h$  graus de liberdade.

## ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicialmente, com o intuito de evidenciar as flutuações da liquidez ocorridas no mercado brasileiro, é exposta a Figura 1 que apresenta a variação média dos logaritmos da medida de Liu calculada para cada ação em cada período. São evidentes as bruscas discrepâncias existentes em alguns pontos do gráfico. Tais pontos representam momentos de instabilidade sofridos pelo sistema financeiro, possivelmente representando as crises existentes ao longo do período estudado. Tal constatação sugere que a variação no nível de liquidez no mercado acionário brasileiro é sensível a crises.

O primeiro choque visível no gráfico ocorre em meados de 1995, representando a propagação da crise mexicana no que ficou conhecido como Efeito Tequila. A segunda forte oscilação tem seu início em 1997, sendo uma representação da crise financeira asiática que abalou a confiança dos mercados ao redor do mundo. O terceiro momento ocorre em 1998, podendo ser visto como uma consequência da crise russa que se desenrolou ao longo do ano. Por fim, os dois últimos choques se apresentam mais intensos e demonstram os efeitos da crise Norte Americana do sub-prime de 2008/2009.

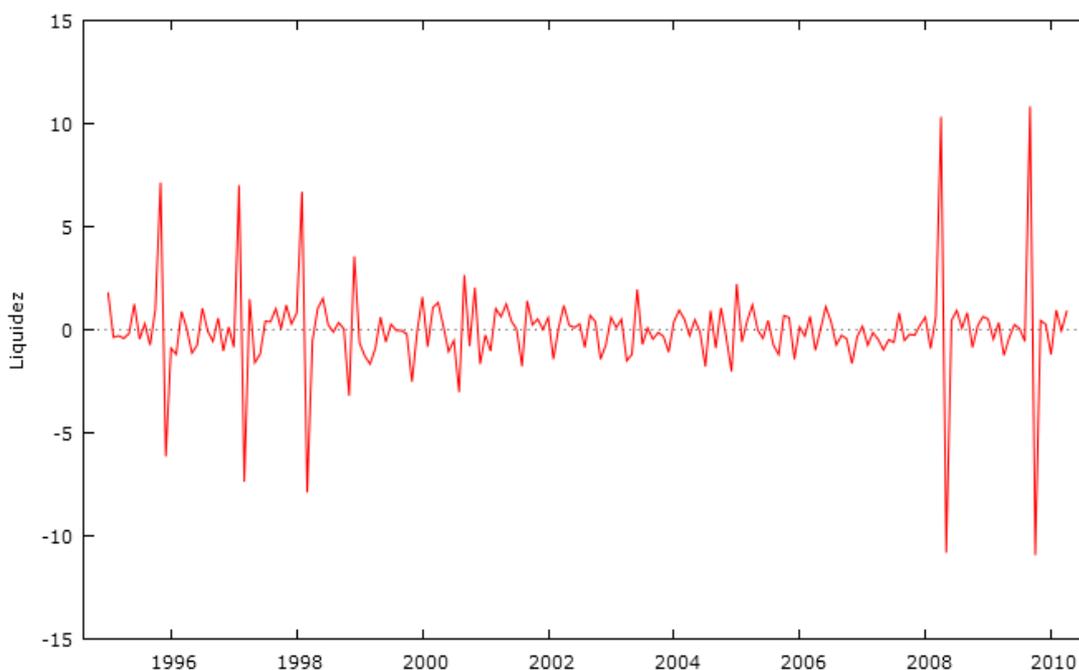


Figura 1. Variação média da medida de liquidez para os 185 períodos mensais de dezembro de 1994 a abril de 2010.

Em suma, através da evolução temporal retratada na Figura 1 percebe-se que em momentos de crise, ocorre um aumento na volatilidade da liquidez, tornando seu nível turbulento e irregular. Tal comportamento sugere que em situações de crise, num primeiro momento os investidores se desfazem de seus ativos, aumentando o número de negócios e forçando os preços para baixo. No momento seguinte, as negociações diminuem, pois os investidores tendem a aplicar em títulos de menor risco, havendo uma estabilização nos níveis de liquidez após a turbulência

inicial. Adicionalmente, este comportamento indica a existência de um efeito manada no mercado acionário brasileiro, fortemente atrelado a crises financeiras.

Dando continuidade a esta análise descritiva inicial, são apresentadas na Tabela 1 algumas estatísticas da variável utilizada. Os resultados contidos na Tabela 1 evidenciam, de maneira geral, que a série possui média próxima de zero, além de valores máximo e mínimo de grande magnitude, que acabam por salientar a existência de oscilações bruscas no decorrer da série. Tal amplitude, no entanto, não se reflete inteiramente no valor do desvio padrão, que é relativamente pequeno, indicando certa estabilidade na maior parte da amostra. Além disso, pode-se perceber que a variável é negativamente assimétrica e leptocúrtica, descaracterizando um comportamento probabilístico normalmente distribuído.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das diferenças de logaritmos da medida de liquidez proposta por Liu (2006) no mercado acionário brasileiro no período de dezembro de 1994 a abril de 2010.

| <b>Estatística</b> | <b>Valor</b> |
|--------------------|--------------|
| Mínimo             | -10.9296     |
| Máximo             | 10.8298      |
| Média              | -0.0353      |
| Mediana            | 0.0264       |
| Desvio padrão      | 2.2513       |
| Assimetria         | -0.1094      |
| Curtose            | 11.5939      |
| Nº de observações  | 184          |

Na segunda etapa da análise, foi calculada a FAC, FACP e estatística Q da série utilizada com o objetivo de verificar as dependências seriais existentes. Tal verificação serve para escolher as possíveis defasagens empregues nos modelos estimados. A Tabela 2 apresenta os resultados desta análise, enquanto a Figura 2 expõe os gráficos da FAC e FACP da medida de liquidez utilizada.

Os resultados da Tabela 2 evidenciam uma alta dependência serial, devido à rejeição da hipótese nula da estatística Q de Ljung-Box para todas as defasagens. Essa dependência implica na série poder ser modelada através de parâmetros que captam o impacto de informações passadas. Além disso, surgem como defasagens a serem consideradas para o termo auto-regressivo 1, 2, 3 e 4 períodos anteriores, conforme os valores obtidos para a FACP. Já para o termo de média móvel, destacam-se as defasagens correspondentes a 1 e 12 períodos anteriores. Estes resultados são visualmente confirmados por meio dos gráficos contidos na Figura 2.

Tabela 2. Função de auto correlação, função de auto correlação parcial e teste Q de Ljung e Box da medida de Liu.

| Def. | FAC            | FACP           | Teste Q        | Signif. |
|------|----------------|----------------|----------------|---------|
| 1    | <b>-0,4559</b> | <b>-0,4559</b> | <b>38,8721</b> | <0,0001 |
| 2    | -0,0149        | <b>-0,2813</b> | <b>38,9140</b> | <0,0001 |
| 3    | 0,0126         | <b>-0,1705</b> | <b>38,9438</b> | <0,0001 |
| 4    | -0,0443        | <b>-0,1692</b> | <b>39,3171</b> | <0,0001 |
| 5    | 0,0372         | -0,0985        | <b>39,5813</b> | <0,0001 |
| 6    | -0,0133        | -0,0785        | <b>39,6154</b> | <0,0001 |
| 7    | 0,0005         | -0,0597        | <b>39,6155</b> | <0,0001 |
| 8    | 0,0404         | 0,0117         | <b>39,9326</b> | <0,0001 |
| 9    | -0,0526        | -0,0303        | <b>40,4732</b> | <0,0001 |
| 10   | 0,0367         | 0,0076         | <b>40,7374</b> | <0,0001 |
| 11   | -0,0668        | -0,0751        | <b>41,6195</b> | <0,0001 |
| 12   | <b>0,1252</b>  | 0,0842         | <b>44,7363</b> | <0,0001 |

\* Resultados em negrito são significantes ao nível de 1%.

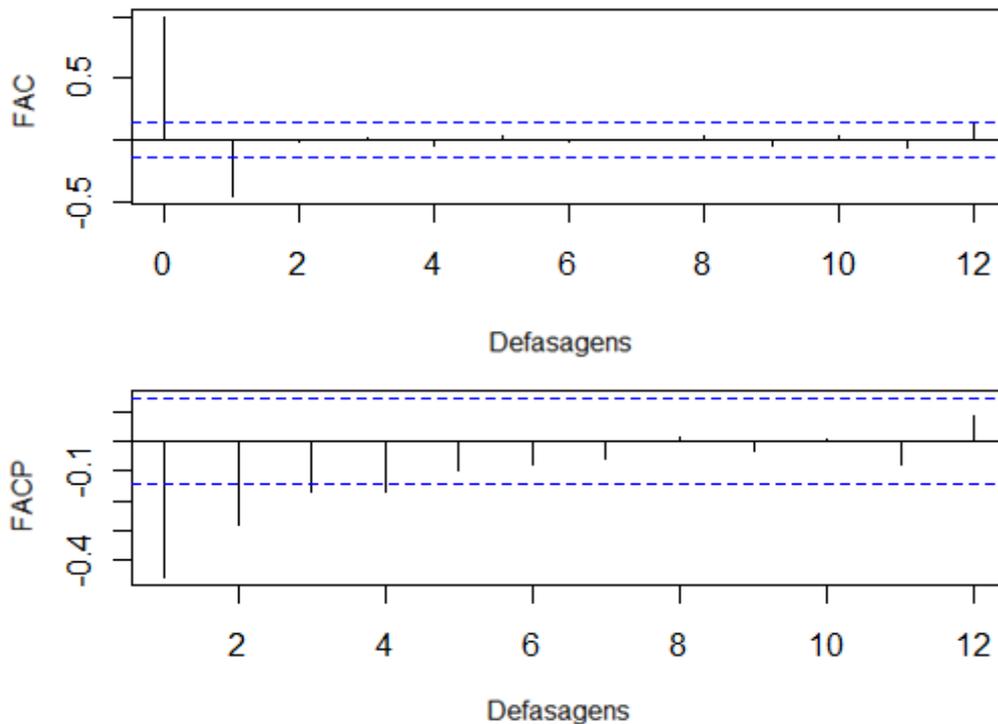


Figura 2. Função de auto correlação e função de auto correlação Parcial da medida mensal de Liu.

Assim, foram estimados modelos do tipo  $ARMA(p,q)$  considerando as defasagens 1, 2, 3, 4 e 12, como possíveis candidatas para composição. Utilizando-se do critério de seleção AIC para determinar qual a melhor composição, foi escolhido um  $ARMA(4, 0)$ . Os resultados da estimação deste modelo são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3. Coeficientes estimados e significância dos parâmetros do modelo  $ARMA(4,0)$  estimado.

| <b>Parâmetro</b> | <b>Coefficiente</b> | <b>Significância</b> |
|------------------|---------------------|----------------------|
| Constante        | -0,0441             | 0,4128               |
| AR_1             | -0,6632             | <0,0001              |
| AR_2             | -0,4475             | <0,0001              |
| AR_3             | -0,2789             | 0,0010               |
| AR_4             | -0,1681             | 0,0197               |
| AIC              | 762,8467            | -                    |

\* Todos os valores são significantes ao nível de 5%.

Os resultados da Tabela 3 permitem auferir que o modelo ARMA(4, 0) estimado possui parâmetros auto-regressivos significativos para as defasagens 1, 2, 3, e 4. Os coeficientes destes parâmetros possuem sinal negativo. Tal resultado indica que as variações na liquidez do mercado acionário brasileiro são negativamente impactadas por até 4 meses anteriores ao momento presente. Essa informação evidencia que um aumento (diminuição) na liquidez tende a ser seguido de uma diminuição (aumento) da mesma em momentos futuros. Essas variações sugerem que o mercado acionário brasileiro apresenta movimentos de expansão e retração das negociações, e como visto na Figura 1, tendendo a um nível equilíbrio, onde em média a liquidez dos ativos permanece estável.

Em seguida foram verificadas as dependências seriais dos resíduos padronizados do modelo, bem como de suas formas quadráticas. Os resultados são expostos na Tabela 4. Nenhuma defasagem obteve valor significativo para o teste Q, tanto para os resíduos como para suas formas quadráticas. Esse resultado confirma o fato de o modelo ARMA (4, 0) estimado ter captado todas as dependências seriais da série de liquidez analisada, além de não haver a presença de efeito heteroscedástico condicional.

Tabela 4. Testes de dependência serial dos resíduos do modelo ARMA (4, 0) estimado e de suas formas quadráticas.

| <b>Def.</b> | <b>Resíduos Lineares</b> |                | <b>Resíduos Quadrados</b> |                |
|-------------|--------------------------|----------------|---------------------------|----------------|
|             | <b>Teste Q</b>           | <b>Signif.</b> | <b>Teste Q</b>            | <b>Signif.</b> |
| 1           | 0,0604                   | 0,806          | 1,2359                    | 0,266          |
| 2           | 0,2474                   | 0,884          | 1,2606                    | 0,532          |
| 3           | 0,6864                   | 0,876          | 1,3664                    | 0,713          |
| 4           | 1,4172                   | 0,841          | 1,5119                    | 0,825          |
| 5           | 3,0974                   | 0,685          | 1,7990                    | 0,876          |
| 6           | 3,1199                   | 0,794          | 2,3079                    | 0,889          |
| 7           | 3,1778                   | 0,868          | 2,5978                    | 0,920          |
| 8           | 3,3919                   | 0,907          | 2,7057                    | 0,951          |
| 9           | 3,5926                   | 0,936          | 2,7062                    | 0,975          |
| 10          | 3,6055                   | 0,963          | 2,8036                    | 0,986          |
| 11          | 3,6402                   | 0,979          | 2,8172                    | 0,993          |
| 12          | 4,5971                   | 0,970          | 3,3977                    | 0,992          |

O modelo ARMA ao analisar os períodos passados de uma série temporal nos proporciona uma concisa descrição dos dados. No entanto, devido a sua linearidade, este modelo falha ao tratar

variações bruscas na variável que está sendo explicada de forma similar ao restante da amostra, sendo ineficiente na explicação de grandes oscilações, como aquelas observadas na Figura 1.

A fim de obter uma estimativa mais realista do fenômeno analisado, foi estimado um modelo SETAR. Esse modelo divide a série temporal em diferentes regimes, a fim de melhor modelar alterações dinâmicas presentes na variável estudada. Tais regimes permitem considerar de forma mais realista os ciclos econômicos que afetam os mercados de capitais, proporcionando uma análise mais eficiente. De maneira semelhante ao ocorrido com o modelo ARMA, a escolha das defasagens utilizadas se deu com base no critério AIC. Inicialmente, verificou-se a existência de dois limiares (0,6153 e 0,8262), implicando em uma formatação com três regimes (baixa, média e alta). Os resultados obtidos na estimação são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5. Modelo SETAR estimado para a medida de Liu

| <b>Regime</b>            | <b>Parâmetro</b> | <b>Coefficiente</b> | <b>Significância</b> |
|--------------------------|------------------|---------------------|----------------------|
| <b>Baixa</b><br>(76,67%) | Constante        | -0,0826             | 0,5860               |
|                          | AR_1             | <b>-0,3028</b>      | 0,0090               |
|                          | AR_2             | <b>-0,2313</b>      | 0,0208               |
|                          | AR_3             | -0,1556             | 0,0939               |
|                          | AR_4             | -0,1365             | 0,0647               |
| <b>Média</b><br>(5,00%)  | Constante        | <b>17,3724</b>      | 0,0021               |
|                          | AR_1             | <b>-21,6496</b>     | 0,0057               |
|                          | AR_2             | -0,1067             | 0,8925               |
|                          | AR_3             | <b>3,2352</b>       | <0,0001              |
| <b>Alta</b><br>(18,33%)  | Constante        | <b>1,8284</b>       | <0,0001              |
|                          | AR_1             | <b>-1,2212</b>      | <0,0001              |
|                          | -                | -                   | -                    |
|                          | -                | -                   | -                    |

\* Resultados em negrito são significantes ao nível de 5%.

Com base nos resultados apresentados na Tabela 5 percebe-se a predominância de dados pertencentes ao regime de baixa (76,67%), seguido de alta (18,33%) e média (5,00%). Tais regimes podem ser entendidos da seguinte forma: o regime de baixa, predominante ao longo da amostra, representa períodos de estabilidade com pouca variação na liquidez; o regime de alta representa momentos de turbulência com grandes variações na liquidez; e o regime de média, com menor representatividade na amostra, indica a presença de variações, porém não tão intensas como em regimes de alta.

No que diz respeito às defasagens é possível observar que o regime de baixa possui quatro parâmetros auto-regressivos, assemelhando-se ao modelo ARMA tradicional, seguido de média com três e de alta com uma defasagem. Esta semelhança entre o modelo ARMA e o regime de baixa, também vista no comportamento de seus coeficientes, demonstra as limitações enfrentadas pelo modelo linear ao não captar as oscilações bruscas na série. Desse modo, a diferenciação entre as defasagens salienta a importância da utilização de modelos não-lineares, já que a relação com os períodos passados varia entre os diferentes regimes. Quanto aos

coeficientes do modelo, ainda cabe salientar alguns dos altos valores apresentados pelo regime de média, que possivelmente representam algum momento próximo a crises financeiras.

Estes resultados indicam que quanto maior a intensidade das variações na liquidez, menor é a influência dos períodos passados na negociabilidade dos ativos. Assim sendo, se torna difícil prever o comportamento da liquidez em momentos de instabilidade ou crises financeiras, provocando um aumento no grau de risco dos investimentos. De modo que, investidores que detêm ações consideradas líquidas podem encontrar dificuldades em negociá-las, incorrendo em perdas de capital.

Tais fatos comprovariam as observações feitas por Pasquariello (2008) de que em momentos de forte instabilidade ou crises financeiras os mercados apresentam comportamentos inesperados e excessivos, comprometendo a negociação de ativos, dificultando a previsão de um nível de equilíbrio na liquidez. Dando sequência a análise, foram verificadas as dependências seriais dos resíduos do modelo, bem como de suas formas quadráticas. Os resultados são expostos na Tabela 6.

Tabela 6. Testes de dependência serial dos resíduos do modelo SETAR estimado e de suas formas quadráticas.

| Def. | Resíduos Lineares |         | Resíduos Quadrados |         |
|------|-------------------|---------|--------------------|---------|
|      | Teste <i>Q</i>    | Signif. | Teste <i>Q</i>     | Signif. |
| 1    | 0,0169            | 0,896   | 0,1696             | 0,680   |
| 2    | 0,4901            | 0,782   | 0,4522             | 0,797   |
| 3    | 1,2394            | 0,743   | 0,6175             | 0,892   |
| 4    | 1,3793            | 0,847   | 0,7594             | 0,943   |
| 5    | 3,0542            | 0,691   | 0,9689             | 0,965   |
| 6    | 3,1836            | 0,785   | 1,0969             | 0,981   |
| 7    | 5,4774            | 0,601   | 1,1882             | 0,991   |
| 8    | 5,7940            | 0,670   | 1,2631             | 0,995   |
| 9    | 6,0722            | 0,732   | 1,2664             | 0,978   |
| 10   | 6,2014            | 0,798   | 1,3458             | 0,999   |
| 11   | 6,7284            | 0,820   | 1,9091             | 0,998   |
| 12   | 6,7361            | 0,874   | 1,9403             | 0,999   |

Nenhuma defasagem obteve valor significativo para o teste *Q*, tanto para os resíduos como para suas formas quadráticas no modelo SETAR. Esse resultado confirma o fato de o modelo estimado ter captado todas as dependências seriais da série temporal utilizada, além de não haver a presença de efeito heteroscedástico condicional.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo teve como objetivo estudar o comportamento temporal da liquidez no mercado acionário brasileiro. Para tanto, foi utilizada como *proxy* de liquidez a medida proposta por Liu (2006). Optou-se pela medida por esta apresentar características inovadoras ao considerar os períodos em que não houve negociação com a ação, o que se adequa à análise do mercado

acionário brasileiro, onde muitas ações apresentam baixa liquidez. Para a realização da análise, foram utilizados dados diários de dezembro de 1994 a abril de 2010 de 552 ações negociadas neste período, a fim de formar medidas mensais da variável utilizada.

Em um primeiro momento, foram expostas graficamente as flutuações da liquidez ocorridas no mercado brasileiro, sendo possível observar a ocorrência de grandes variações em alguns períodos. Tais pontos representam momentos de instabilidade sofridos pelo sistema financeiro, possivelmente representando as crises existentes ao longo do período estudado. As estatísticas descritivas revelaram ainda que para a maioria dos períodos há certa estabilidade na variação da liquidez, apresentando um desvio padrão relativamente pequeno, porém com pontos de máximo e mínimo de grande magnitude, o que salienta a existência de oscilações bruscas. Estes resultados sugerem que a variação no nível de liquidez no mercado acionário brasileiro é sensível a crises. Adicionalmente, foi possível constatar a presença do efeito manada no mercado acionário brasileiro, fortemente atrelado às crises financeiras existentes durante o período.

Posteriormente, a série da medida de liquidez utilizada foi modelada de forma linear com base num modelo auto-regressivo com médias móveis (ARMA). Os testes realizados permitiram concluir que as variações na liquidez do mercado acionário brasileiro são negativamente impactadas por até 4 meses anteriores ao momento presente. Foi possível observar que a liquidez apresenta movimentos de expansão e retração das negociações, tendendo a um nível equilíbrio, onde em média a liquidez dos ativos permanece estável.

A fim de obter uma análise mais realista do fenômeno analisado, foi estimado um modelo *Self-Exciting Threshold Auto-Regressive* (SETAR), onde se verificou a formatação com três regimes (baixa, média e alta). O regime de baixa predominou ao longo da amostra, seguido pelo regime de alta e média. Tal resultado indica que em grande parte do período estudado a liquidez apresentou poucas variações, permanecendo estável, confirmando o sugerido anteriormente pelo modelo ARMA(4,0) estimado. Além disso, a baixa frequência do regime de média indica que a liquidez tende a intercalar de regimes de baixa para regimes de alta, desse modo momentos de estabilidade nas negociações podem ser seguidos por intensas turbulências, dificultando possíveis previsões.

Quanto às defasagens no modelo SETAR, foi possível observar que o regime de baixa possui quatro parâmetros auto-regressivos, assemelhando-se ao modelo ARMA tradicional, seguido de média com três e de alta com uma defasagem. Essa informação indica que quanto maior a intensidade das variações na liquidez, menor é a influência dos períodos passados na negociabilidade dos ativos. Portanto, fica evidente a diferença de comportamento entre os regimes. Em períodos de baixa variação na liquidez o nível de liquidez atual é função inversa da variação da liquidez nos quatro últimos períodos. Por outro lado, em períodos de crise, a variação da liquidez passa a ser influenciada exclusivamente pelo período mais recente. Desse modo, ratificando a dificuldade em prever o comportamento da liquidez, principalmente em momentos de instabilidade ou crises financeiras, o que provoca um aumento no grau de risco dos investimentos. De modo que, investidores que detêm ações consideradas líquidas podem encontrar dificuldades em negocia-las, incorrendo em perdas de capital.

Por fim, destacam-se como sugestões de futuras pesquisas: i) a verificação do comportamento temporal da liquidez em diferentes mercados, tanto desenvolvidos como emergentes; e ii) a utilização de diferentes medidas de liquidez e modelos econométricos, visando confirmar o padrão obtido neste artigo.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AKERLOFF, G. A.; SHILLER R. J. *Animal Spirits: how human psychology drives the Economy and why it matters for Global Capitalism*. New Jersey: Princeton University Press, 2009.

AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Dealership market: market making with inventory. *Journal of Financial Economics*, v.8, p.311-353, 1980.

AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, v.17, n.2, p. 223-249, 1986.

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

AMIHUD, Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects. *Journal of Financial Markets*, v. 5, n. 1, p.31-56, 2002.

ARAUJO, J. M. B.; FERREIRA JUNIOR, R. R., *O Ciclo Econômico da Teoria Schumpeteriana e as Crises Financeiras*, 2011. Disponível em:

[http://www.sep.org.br/artigo/6\\_congresso/2485\\_8eac2ac9264f0dbba3a9b7f3f1352c2b.pdf](http://www.sep.org.br/artigo/6_congresso/2485_8eac2ac9264f0dbba3a9b7f3f1352c2b.pdf) Acesso: 5 dez. 2011.

BRUNI, A. L.; FAMÁ, R. Liquidez e avaliação de ativos financeiros: evidências empíricas na bovespa (1988-1996). In: *Encontro Anual da Associação Nacional do Programas de Pós-Graduação em Administração*, 22, 1998. Anais... Foz do Iguaçu, 1998.

CHEN, S.; POON, S. H. *International Stock Market Liquidity and Financial Crisis*, 2008. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1154374> Acesso: 20 mar. 2012.

CORREIA, L. F.; AMARAL, H. F.; BRESSAN, A. A. O efeito da liquidez sobre a rentabilidade de mercado das ações negociadas no mercado acionário brasileiro. *Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE*, v. 5, n. 2, p.111-118, 2008.

FAMA, Eugene F., FRENCH, Kenneth 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, n.1, p. 3-56, 1993.

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

GLOSTEN, L. R.; MILGROM, P. R.; Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, v.14, p.71-100, 1985.

HODRICK, Laurie Simon, MOULTON, Pamela C. Liquidity. 2003.

HOUAISS, Antônio e VILLAR, Mauro de Salles. Dicionário Houaiss da língua portuguesa. Rio de Janeiro: Objetiva, 2001.

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

KYLE, Albert S. Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, v.53, p.1315-1335, 1985.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, n. 65, p. 297–303, 1978.

MACHADO, M. A. V.; MEDEIROS, O. R. Existe o efeito liquidez no mercado acionário brasileiro? X Congresso USP de Controladoria e Contabilidade. São Paulo. Anais do X Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 2010.

MINARDI, A. M.; SANVICENTE, A. Z. MONTEIRO, R. Spread de compra e venda no mercado acionário brasileiro, liquidez, assimetria de informação e prêmio por liquidez. In: V Encontro Brasileiro de Finanças. Rio de Janeiro. Anais do V Encontro Brasileiro de Finanças da Sociedade Brasileira de Finanças, 2005.

PASQUARIELLO, P. The anatomy of financial crises: evidence from the emerging ADR market. *Journal of International Economics*, v. 76, p. 193-207, 2008.

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

SCHUMPETER, J. Teoria do desenvolvimento econômico. Uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico. São Paulo: Nova Cultural, 1997.

TSAY, R.S. Analysis of financial time series. 3 ed. John Wiley& Sons, 2010.

VIEIRA, K. M.; MILACH, F. T. Liquidez/liquidez no mercado Brasileiro: comportamento no período 1995-2005 e suas relações com o retorno. *Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE*, v. 5, n. 1, p.5-16, 2008.

|   |
|---|
| Recebido em 25/04/2012<br>Aprovado em 08/01/2013<br>Disponibilizado em 28/01/2013<br>Avaliado pelo sistema <i>double blind review</i> |
|---|