



# SPILOVER DE LIQUIDEZ NO MERCADO BRASILEIRO

## LIQUIDITY SPILLOVER IN THE BRAZILIAN MARKET

Recebido em 07.11.2013. Aprovado em 14.05.2014  
Avaliado pelo sistema *double blind review*

DOI: <http://dx.doi.org/10.12712/rpca.v8i2.326>

### **Bruno Milani**

[brunoprofess@gmail.com](mailto:brunoprofess@gmail.com)

Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) - Santa Maria - RS

### **Reisoli Bender Filho**

[reisolibender@yahoo.com.br](mailto:reisolibender@yahoo.com.br)

Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) - Santa Maria - RS

### **Paulo Sérgio Ceretta**

[ceretta10@gmail.com](mailto:ceretta10@gmail.com)

Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) - Santa Maria - RS

### **Kelmara Mendes Vieira**

[kelmara@terra.com.br](mailto:kelmara@terra.com.br)

Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) - Santa Maria - RS

### **Daniel Arruda Coronel**

[daniel.coronel@uol.com.br](mailto:daniel.coronel@uol.com.br)

Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) - Santa Maria - RS

### **Resumo**

Este estudo teve como objetivo averiguar o impacto de choques de iliquidez entre mercados dentro do contexto brasileiro, analisando os mercados de Fundos de Investimento, Títulos do Tesouro Nacional, Poupança e Depósitos a Prazo (CDB), através de um modelo de Auto-regressão Vetorial (VAR). Considerando como *proxy* para iliquidez a medida de Amihud (2002), utilizou-se seis variáveis endógenas no modelo VAR, uma para a iliquidez de cada mercado, além de quatro exógenas, as quais referem-se basicamente a retornos e volatilidades destes mercados. As funções de impulso-resposta demonstram que há co-movimentos de iliquidez entre alguns mercados, mas que as maiores respostas de um mercado ocorrem devido a choques nele próprio, dando indícios da existência de influência de variáveis extrínsecas. Também verificou-se que a variação da iliquidez dos mercados livres de risco não causa a variação da iliquidez dos mercados de risco e vice-versa, com apenas uma exceção.

**Palavras-chave:** *Spillover*. (I)liquidez. Mercado Brasileiro

### **Abstract**

This study aimed to investigate the impact of illiquidity shocks between markets within the Brazilian context, analyzing the markets of Investment Funds, National Treasury Bonds, Savings and Time Deposits (CDB), through a Vector Auto Regression (VAR) model. Considering the measure of Amihud (2002) as a proxy for illiquidity, we used six endogenous variables in the VAR model, one for the illiquidity of each market, plus four exogenous, which basically refer to the returns and volatilities of these markets. The impulse-response functions show that there

are illiquidity co-movements between some markets, but the largest responses in one market are due to shocks in itself, giving evidence for the influence of extraneous variables. Also it was found that the illiquidity variation of risk free markets does not cause the illiquidity variation of risk markets and vice versa, with only one exception.

**Keywords:** Spillover. (Il)liquidity. Brazilian Market.

## **Introdução**

Diversas mudanças relativamente recentes no cenário do Sistema Financeiro Nacional alteraram a dinâmica dos investimentos em fundos de investimento, títulos da dívida pública, mercado de ações e poupança, elevando o nível de investimento nestes mercados e impactando sua liquidez, entre outros efeitos. Este aumento pode ser verificado através de dados da Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (ANBIMA, 2012), os quais demonstram que o patrimônio líquido administrado por fundos de investimento brasileiros em dezembro de 1994 era de R\$ 46,02 bilhões, sendo que em outubro de 2012 atingiu R\$ 2,22 trilhões. De acordo com o Banco Central do Brasil (2012), a poupança, investimento mais conservador, em julho de 1994 detinha R\$ 40,46 bilhões; em outubro de 2012, o valor atingiu R\$ 478,67 bilhões.

Avanços tecnológicos nos mercados de títulos da dívida pública e ações também tornaram mais simples para o investidor a movimentação de capital entre mercados. Tais mudanças englobam o esforço de ambos para atrair investidores de pequeno porte, exemplificado pela criação de ferramentas como o Home Broker e o Tesouro Direto, os quais contribuíram para a expansão dos dois mercados, tendo em vista o aumento do volume negociado e do número de investidores. Recentemente, a supressão da Comissão Provisória sobre Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos Direitos de Natureza Financeira (CPMF) tornou mais atrativa a transferência de recursos entre estes mercados. O valor negociado na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BMF&Bovespa) em julho de 1994 foi de R\$ 3,74 bilhões, passando para R\$ 125,22 bilhões em outubro de 2012. A dívida mobiliária federal também sofreu forte expansão, especialmente devido às mudanças nas políticas de governo, pois em julho de 1994 o Tesouro Nacional custodiava títulos que totalizavam R\$ 67,76 bilhões, aumentando para R\$ 2,43 trilhões em 2012 (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2012).

Nesse contexto, outros mercados também foram afetados, como o de Certificado de Depósitos Bancários (CDB), cujos investimentos em julho de 1994 totalizavam R\$ 46,58 bilhões, aumentando para R\$ 669,62 bilhões em outubro de 2012 (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2012). Percebe-se que as evoluções ocorridas nos últimos anos tornaram os mercados de fundos de investimento, ações, títulos da dívida pública, poupança e depósitos a prazo maiores e mais dinâmicos. A possibilidade de gerenciamento virtual de operações ampliou as opções dos investidores e tornou mais natural a transição de capital entre os diferentes mercados. Assim, surge um questionamento acerca da relação da liquidez destes mercados: a liquidez de um mercado influencia a liquidez de outro mercado?

A liquidez, conceito fundamental em finanças, pode ser entendida como a habilidade de comprar ou vender grandes quantidades de um ativo rapidamente e a baixo custo (CHORDIA et. al., 2005). O estudo seminal acerca da liquidez deve-se à Amihud e Mendelson (1986), que verificaram o efeito do bid-ask spread (medida de iliquidez) na precificação dos ativos, tendo encontrado relação positiva entre retorno e iliquidez. Amihud (2002) propõe outra medida de iliquidez, a qual consiste em retorno sobre volume, demonstrando que os resultados se mantêm

próximos aos do artigo original.

Os spillovers de liquidez podem ser entendidos como respostas duradouras na liquidez de um mercado frente a choques de liquidez em outro mercado (CHORDIA et. al., 2005). Na literatura acerca do tema, também recebeu considerável atenção o efeito dos co-movimentos, ou seja, da comunalidade da liquidez, que pode ser entendida como o impacto de um fator macroeconômico comum na liquidez dos ativos, independentemente da medida utilizada (BROCKMAN et al., 2009). Não raro, estes conceitos se confundem e parecem difusos na literatura. No presente estudo, adotou-se o entendimento de Chordia et. al. (2005).

Chordia et. al. (2005) analisam a dinâmica da liquidez entre mercados de um mesmo sistema financeiro, ou seja, analisa a relação de liquidez entre investimentos em diversos produtos do mercado financeiro dos Estados Unidos, utilizando o método VAR. Com diversas medidas de liquidez e incluindo também medidas de volatilidade e fluxo monetário, verificando que estas variáveis também impactam na liquidez. Diversos outros estudos verificam spillovers e co-movimentos de liquidez entre mercados, especialmente entre os mercados de títulos da dívida pública americana (Treasury Bonds) e os mercados de ações, como Ferreira e Gama (2007), Chan et. al. (2008), Chan et. al. (2008b), Goyenko e Ukhov (2009), Baele, Bekaert e Inghelbrecht (2010), Koch et. al. (2010), Zhang (2012) e Huang (2012). Entretanto, para o mercado brasileiro existe uma lacuna, pois não foram encontrados estudos que se detiveram a analisar a dinâmica da liquidez entre mercados do Brasil.

Neste artigo, objetiva-se analisar o impacto de choques de iliquidez entre mercados brasileiros, considerando especificamente os mercados de Fundos de Investimento, Títulos do Tesouro Nacional, Poupança e Depósitos a Prazo (CDB). O impacto de outras variáveis na liquidez destes mercados, como retorno e volatilidade, é considerada pela criação de fatores exógenos, os quais permitem controlar seus efeitos. O trabalho é importante para aumentar a compreensão acerca do spillover de liquidez entre mercados, contribuindo para fundamentar melhores decisões de investimento e para a compreensão da dinâmica do comportamento da liquidez dos mercados brasileiros.

Seguindo esta temática, o artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na Seção 2 apresenta uma revisão da literatura acerca de spillovers e co-movimentos de liquidez; a Seção 3 apresenta o método utilizado; posteriormente os dados são analisados e discutidos na Seção 4 e por fim a Seção 5 apresenta as principais conclusões do trabalho.

### **Revisão de literatura**

O trabalho de Chordia *et. al.* (2000) representa o estudo seminal acerca de co-movimentos de liquidez. Os autores analisaram as transações da *New York Stock Exchange* (NYSE) em 1992, utilizando como medidas de liquidez o *bid-ask spread* estimado e efetivo, *bid-ask spread* estimado e efetivo proporcionais e a profundidade estimada, calculadas para 1169 ações em 254 dias de negociação. Para tornar os dados mais operacionalizáveis, os autores optaram por calcular a média de cada uma das cinco medidas por dia, criando cinco séries de 254 observações. Foram encontradas evidências de que a liquidez de um terço das ações depende da liquidez do mercado como um todo, além de que também dependem da liquidez das indústrias as quais pertencem, utilizando uma medida de liquidez específica para cada indústria. Foi verificado que a liquidez de cada ativo também depende do seu volume negociado (positivamente), do seu preço médio (positivamente), do volume de transações do mercado (negativamente), da indústria a qual o ativo está inserido (positivamente) e da volatilidade

(negativamente). Como *proxy* para a volatilidade, os autores utilizam o retorno ao quadrado do ativo.

Os efeitos da diferença da liquidez das *American Depositary Receipts* (ADR) nos Estados Unidos e no seu país de origem, além do efeito no prêmio do ativo foram estudados por Chan *et. al.* (2008a). O prêmio do ativo, no caso, pode ser entendido como a razão entre o valor atual da ADR e o valor atual do ativo em seu país. Com uma amostra de 401 ADR's de 23 países no período de janeiro de 1981 a dezembro de 2003, os autores concluíram que a variação do prêmio da ADR está positivamente correlacionada com a variação de sua liquidez e negativamente correlacionada com a variação da liquidez do ativo no seu país de origem. A medida de Amihud (2002), a razão de *turnover* e a infrequência de transação foram as medidas de liquidez utilizadas.

Karolyi *et al* (2012) analisaram a variação da liquidez em 40 mercados acionários mundiais, tanto no tempo como entre mercados, sob a ótica dos determinantes da oferta (liquidez dos fundos e intermediários financeiros) e da demanda (comportamento dos *traders*, incentivos e sentimento do investidor). A comunalidade na liquidez é maior em determinados países em períodos de maior volatilidade, especialmente em épocas de grandes quedas do mercado, e está mais suscetível à demanda do que à oferta. Também se verifica maior liquidez em países com maior presença de investidores internacionais e com alta correlação nas negociações.

Um modelo de equilíbrio foi proposto por Liu e Wang (2012), com assimetria informacional, competição imperfeita entre mercados e múltiplos ativos de risco (ações) para estudar como a demanda de liquidez correlacionada afeta a iliquidez das ações, riscos de liquidez e retornos. Como medida de liquidez, utilizou-se o *bid-ask spread* e o impacto no preço, mostrando que a comunalidade na iliquidez e no retorno de uma ação é afetada por diversos fatores. Quando não há assimetria informacional, a correlação da iliquidez e dos preços das ações é sempre positiva; contudo, quando há tal assimetria, esta correlação pode ser negativa.

Chan *et. al.* (2008b) estudaram os *closed-end country funds*, fundos estadunidenses com a finalidade específica de investir em ativos de um determinado país. Seus resultados apontam que a iliquidez de um destes fundos no mercado onde suas cotas são negociadas afeta o preço de suas cotas, mas a iliquidez de seus ativos no mercado onde são negociados afetam o valor de seu patrimônio líquido. O prêmio deste fundo, ou seja, o retorno excedente em relação ao preço de suas cotas e o valor de patrimônio líquido delas, é negativamente (positivamente) afetado pela iliquidez de suas cotas (ativos) em mercados de capitais integrados, sendo esta relação mais forte em mercados segmentados. Com dados de agosto de 1987 a dezembro de 2001, utilizaram a medida de Amihud (2002) para iliquidez e inseriram variáveis de controle como taxas de administração, tamanho, idade, pagamento de dividendos, posse institucional, entre outras, concluem que os resultados são consistentes com a noção de que em mercados integrados a iliquidez de um pode facilmente transferir-se para outro, afetando o preço das cotas e o valor dos ativos.

O lado da demanda também é analisado por Koch *et. al.* (2010), mais especificamente, o papel dos fundos de investimento como provedores de comunalidade na liquidez. Investidores institucionais, tais como fundos de investimentos, orientam suas transações na mesma direção e com o mesmo *timing*, fazendo com que um grupo de ações momentaneamente sofra um amplo número de negociações. Com dados da *New York Stock Exchange* (NYSE) e da *American Stock Exchange* (AMEX) de 1980 a 2008, estimou-se a covariância entre a liquidez de uma ação e a liquidez de um portfólio que em grande parte pertence a fundos de investimento, conforme medida de Amihud (2002), gerando um Beta para a posse do portfólio. Posteriormente,

examinaram a distribuição deste Beta em relação à distribuição do grau com que cada ação é possuída por fundos de investimento, encontrando uma relação positiva, na qual ações com muita posse de fundos exibem o dobro da covariância com portfólios com alta participação de fundos em relação a portfólios com baixa participação.

Os fundos com finalidades específicas dos EUA também foram analisados por Cherkes, Sagi e Stanton (2009), no período de 1986 a 2006, ressaltando que é comum que estes fundos sejam detentores de ações pouco líquidas. Porém, suas cotas apresentam liquidez superior e é justamente esta a vantagem encontrada pelos investidores. Esta explicação, contudo, traz o questionamento acerca da vantagem de comprar cotas da oferta inicial do fundo. Seus resultados rejeitam a hipótese de que variáveis comportamentais afetam esta decisão e atribuem às baixas taxas de administração iniciais a explicação para que os investidores comprem quotas da oferta inicial.

Huang (2012) reforça que a iliquidez dos fundos pode ameaçar seu retorno, caso os saques de investidores superem os aportes fazendo com que o fundo se desfaça de ações pouco líquidas. Com dados de 1990 a 2009, o autor averiguou que em momentos de volatilidade os fundos sofrem fluxos negativos de recursos e nestes momentos os gestores preferem comprar ativos mais líquidos. Os que se abstiveram desta estratégia, apresentaram retorno significativamente inferior. A tendência de manter ativos mais líquidos também é maior em fundos com *performance* anterior negativa, fundos pequenos, fundos de famílias pequenas e com muita concentração em um único segmento.

Chordia *et. al.* (2005) exploram a dinâmica da liquidez entre mercados através de um modelo VAR, incluindo variáveis como *bid-ask spread*, profundidade, retornos, volatilidade e fluxos monetários nos mercados de ações e de títulos da dívida pública americana. As inovações na liquidez e na volatilidade de ambos mercados são fortemente correlacionadas, evidenciando que há fatores que determinam sua liquidez e volatilidade. Choques de volatilidade são informativos de mudanças na liquidez. Fluxos monetários para fundos de investimento em títulos da dívida pública servem para prever a liquidez deste mercado.

Com uma amostra composta de dados de julho de 1989 a dezembro de 2003, de 29 países, emergentes (18) e desenvolvidos (11), Ferreira e Gama (2007) analisam o *spillover* de informações entre o mercado de *bonds* de um país e mercados de ações de outros países. Foram utilizadas *dummies* para identificar os desenvolvidos, os que possuem a mesma língua, pertencentes a blocos, vizinhos, crises econômicas, entre outros controles. Verificou-se que más notícias em um mercado afetam negativamente os demais mercados, mas boas notícias não geram o mesmo efeito. O *spillover* é maior entre países que compartilham uma mesma língua, bloco econômico ou são geograficamente próximos. Acréscimos de retorno dos *bonds* de um país não afetam significativamente o retorno do mercado de ações de outros países. Contudo, retornos decrescentes dos *bonds* afetam negativamente os outros mercados de ações. Além disso, diminuições nos retornos dos *bonds* afetam em maior escala os mercados de ações de países em desenvolvimento.

A relação entre a iliquidez do mercado acionário e a iliquidez dos *Treasury Bonds* dos Estados Unidos também é estudada por Goyenko e Ukhov (2009), com dados de julho de 1962 a dezembro de 2003, encontrando relações significativas de longo prazo. Além da liquidez, ainda foi averiguado que há relação de longo prazo entre as volatilidades dos mercados e uma relação de causalidade bidirecional, sendo que choques positivos de iliquidez no mercado de ações diminuem a iliquidez dos *bonds* e vice-versa. Ainda na perspectiva dos mesmos autores, a liquidez dos mercados de *bonds* é afetada pela política monetária em  $t$ , enquanto o mercado de ações reage em  $t-1$ . Os *bonds* de curto prazo são mais sensíveis a variações da política monetária

do que os de médio e longo prazo e tem um efeito mais pesado no mercado acionário, sendo que a iliquidez aumenta conforme o aperto da política monetária. Assim, pode-se entender que a política monetária é um indicador capaz de prever a iliquidez dos mercados e que variáveis macroeconômicas afetam o mercado financeiro. A análise dos componentes principais indica que há um fator comum internacional nos retornos nos *bonds* da área do Euro que explica mais de 90% da variância. Contudo, não há evidências de que a liquidez do mercado afete significativamente o retorno.

Baele, Bekaert e Inghelbrecht (2010) analisam variáveis macroeconômicas, de volatilidade e de liquidez a fim de detectar o que determina os movimentos conjuntos de retornos de ações e *bonds* nos Estados Unidos. Partindo-se dos pressupostos de que a iliquidez é precificável e que choques de iliquidez devem aumentar os retornos (ou seja, haveria uma relação positiva entre iliquidez e retorno), os autores utilizaram o *bid-ask spread* como medida de iliquidez para o mercado de *bonds* e o conceito de retorno zero de Lesmond, Ogden, e Trzcinka (1999) como medida de iliquidez para o mercado de ações. Foi averiguado que a iliquidez é mais importante para explicar os retornos de *bonds* e ações do que as variáveis macroeconômicas. Contudo, para as *bonds* as variáveis macroeconômicas ainda possuem razoável importância, enquanto os retornos das ações são afetados quase que unicamente pela volatilidade e iliquidez dos ativos. Tais diferenças impossibilitam a criação de um modelo de precificação que englobe conjuntamente ações e *bonds*, fato confirmado pelo baixo ajuste do modelo sugerido pelos autores.

Zhang (2012) analisaram o *spillover* de liquidez entre os mercados de debêntures e ações americanas e o impacto do sistema *Trade Reporting and Compliance Engine* (TRACE) nestes mercados, implantado em 2002 para aumentar a transparência das transações. Os autores argumentam que o sistema reduz a liquidez das debêntures e conseqüentemente, a liquidez do mercado acionário. Utilizando uma ampla amostra de debêntures, as medidas de iliquidez de Amihud (2002) e de retorno-zero, verificaram que a implantação do TRACE aumentou os *spreads* do mercado das debêntures e sua iliquidez, causando o aumento na iliquidez do mercado acionário, uma vez que se reduz o incentivo para que os investidores comprometam capital. Ou seja, há um *spillover* de iliquidez do mercado de debêntures para o mercado de ações. No entanto, rejeita-se a hipótese de que há *spillover* de transparência, que faria com que a liquidez dos mercados aumentasse.

O impacto da volatilidade da liquidez no retorno dos ativos é analisado por Chordia *et. al.* (2001), com base nas conclusões de Amihud e Mendelson (1986). Esperava-se que o investidor seja avesso à volatilidade na liquidez e, portanto, ativos com maior volatilidade na liquidez deveriam apresentar maior retorno. Contudo, suas análises rejeitam esta hipótese inicial, encontrando relação negativa entre volatilidade da liquidez e retorno, tomando como *proxies* para a liquidez o volume negociado e o *turnover*. Os autores analisaram os mercados NYSE e AMEX no período de janeiro de 1966 a dezembro de 1995, com dados de frequência mensal. O retorno dos ativos foi utilizado como variável dependente em um modelo baseado na *Arbitrage Pricing Theory* (APT) com 11 variáveis, inclusive as definidas pelo modelo de Fama e French (1993) e a própria medida de variabilidade, que foi a primeira diferença do volume negociado. O coeficiente da medida de variabilidade foi significativo e negativo. Para testar a robustez do resultado, os autores estimaram a volatilidade condicional das razões da primeira diferença do volume negociado e do *turnover* com suas respectivas médias. As séries de volatilidades estimadas foram incluídas no modelo e a estimação foi refeita, sendo que os resultados se mantiveram robustos, ou seja, os coeficientes gerados foram negativos e significativos. Após a apresentação da revisão de literatura, a Seção 3 dará continuidade ao trabalho, apresentando o

método do estudo.

### Método

O presente estudo caracteriza-se como uma pesquisa de natureza quantitativa, que vale-se de um modelo de Vetor Auto-Regressivo (VAR) para analisar o *spillover* de liquidez entre mercados. O modelo VAR, segundo Brooks (2008), é considerado uma generalização natural dos modelos auto-regressivos univariados, formando um sistema de regressões que podem ser compreendidas como um híbrido entre modelos univariados e modelos de equações simultâneas. Tsay (2010) define que um processo auto-regressivo de ordem um de uma série temporal  $r$  pode ser representada pela Equação (1):

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + \mu_t, \quad (1)$$

Em que  $r_t$  é a variável dependente no período  $t$ , o coeficiente linear  $\beta_0$  é um vetor  $k$ -dimensional, o coeficiente angular  $\beta_1$  é uma matriz  $k \times k$  e  $\mu_t$  é o resíduo em  $t$ , livre de auto-correlação, com média zero e variância constante. Tsay (2010) ainda demonstra que o modelo VAR pode ser estimado de maneira bivariada, como nas Equações (2) e (3):

$$r_{1t} = \theta_{10} + \varphi_{11} r_{1,t-1} + \varphi_{12} r_{2,t-1} + a_{1t} \quad (2)$$

$$r_{2t} = \theta_{20} + \varphi_{21} r_{1,t-1} + \varphi_{22} r_{2,t-1} + a_{2t} \quad (3)$$

Em que  $\varphi_{i,j}$  é o  $(i,j)$ -ésimo elemento de  $\varphi$  e  $\theta_{i0}$  é o  $i$ -ésimo elemento de  $\theta_0$ . Assim,  $\varphi_{12}$  denota a dependência linear de  $r_{1t}$  em  $r_{2,t-1}$  na presença de  $r_{1,t-1}$ . Portanto,  $\varphi_{12}$  é o efeito condicional de  $r_{2,t-1}$  em  $r_{1t}$ , dado  $r_{1,t-1}$ . Se  $\varphi_{12} = 0$ , então  $r_{1t}$  não depende de  $r_{2,t-1}$  e o modelo mostra que  $r_{1t}$  depende apenas de seu passado. Da mesma forma, se  $\varphi_{21} = 0$ , então a Equação (3) mostra que  $r_{2t}$  não depende de  $r_{1,t-1}$ , quando  $r_{2,t-1}$  é dado. Hill, Griffiths e Lim (2011) averiguam que  $a_{1t}$  e  $a_{2t}$  não podem ser correlacionados.

Considerando as Equações (2) e (3) em conjunto, se  $\varphi_{12} = 0$  e  $\varphi_{21} \neq 0$ , então há um relacionamento unidirecional de  $r_{1t}$  para  $r_{2t}$ . Se  $\varphi_{12} = \varphi_{21} = 0$ , então  $r_{1t}$  e  $r_{2t}$  não são acoplados. Se  $\varphi_{12} \neq 0$  e  $\varphi_{21} \neq 0$  então há uma relação de *feedback* entre as duas séries.

O efeito *feedback*, segundo Bueno (2008), ocorre porque cada variável depende contemporaneamente uma da outra, sendo mutuamente influenciadas e fazendo com que os erros  $a_{1t}$  e  $a_{2t}$  sejam correlacionados com as variáveis  $r_{1t}$  e  $r_{2t}$ . Assim, o VAR visa encontrar a trajetória da variável de interesse frente a um choque nesses erros, ou seja, um choque estrutural.

As Equações (2) e (3) demonstram a forma reduzida do VAR, pois não apresentam explicitamente a dependência concorrente entre as séries componentes. Bueno (2008) ressalta que o grande problema dos modelos VAR é saber se, a partir da forma reduzida, consegue-se recuperar as informações contidas na forma estrutural, a qual pode ser designada pela Equação (4), conforme Tsay (2010):

$$r_{k,t} + \sum_{i=1}^{k-1} \omega_{ki} r_{it} = \theta_{k,0}^* + \sum_{i=1}^k \varphi_{ki}^* r_{i,t-1} + b_{kt}, \quad (4)$$

Em que  $\theta_{k,0}^*$  é o  $k$ -ésimo elemento de  $\theta_0^*$  e  $\varphi_{ki}^*$  é o  $(k,i)$ -ésimo elemento de  $\varphi^*$ . Como  $b_{kt}$  não é correlacionado com  $b_{it}$  para  $1 \leq i \leq k$ , a Equação (4) demonstra explicitamente a concorrência linear de  $r_{k,t}$  em  $r_{i,t}$ , onde  $1 \leq i \leq k-1$ . Essa equação é denominada Equação Estrutural para  $r_{k,t}$ . Para qualquer outro componente  $r_{i,t}$  de  $r_t$ , é possível rearranjar o modelo VAR(1) de forma que  $r_{i,t}$  seja o último componente de  $r_t$  e uma equação estrutural pode ser obtida dele. Desta maneira, a forma reduzida é equivalente a forma estrutural.

Analogamente ao caso univariado especificado na Equação (1), um modelo VAR( $p$ ) pode ser escrito como uma função linear de suas inovações passadas, como na Equação (5).

$$r_t = \mu + a_t + \tau_1 a_{t-1} + \tau_2 a_{t-2} + \dots, \quad (5)$$

Em que  $\mu = [\tau(1)]^{-1} \theta_0$  assumindo que a inversa existe e as matrizes coeficientes  $\gamma_i$  podem ser obtidas equacionando os coeficientes de  $B^i$  na Equação (6).

$$I = (I - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p)(I + \tau_1 B + \tau_2 B^2 + \dots) \quad (6)$$

Em que  $I$  é a matriz identidade. Esta é uma representação de média móvel de  $r_t$ , com a matriz coeficiente  $\tau_i$  sendo o impacto da inovação passada  $a_{t-1}$  em  $r_t$ . Equivalentemente,  $\tau_t$  é o efeito de  $a_t$  na observação futura  $r_{t+1}$ . Então,  $\tau_i$  é comumente referido como *função de impulso-resposta* de  $r_t$ . Bueno (2008) comenta que isto torna o efeito *feedback* limitado.

Entre as principais vantagens do modelo VAR, Brooks (2008) ressalta que não é preciso definir a priori quais são exógenas, pois todas podem ser consideradas endógenas, além de que a previsão gerada por tal modelo usualmente é melhor do que outros modelos baseados em equações simultâneas.

Porém, Brooks (2008) admite que um modelo VAR pode ainda conter variáveis somente exógenas, ou seja, variáveis cujos valores sejam determinados fora do modelo. Em outras palavras, uma situação em que não há equações do VAR com algum dos componentes destas variáveis como variáveis dependentes. Este caso pode ser descrito pela Equação 7.

$$r_{1t} = A_0 + A_1 r_{1,t-1} + B X_t + c_t \quad (7)$$

Em que  $X_t$  representa a variável exógena e  $B$  é seu coeficiente. Brooks (2008) ainda explica que este modelo pode simplesmente ser considerado um VAR restrito, onde há equações para as variáveis exógenas, mas os coeficientes no RHS destas equações são restritos a zero. Esta restrição pode ser considerada desejável do ponto de vista teórico, mas foge um pouco do objetivo da modelagem VAR.

Neste estudo foram necessários ainda alguns testes adicionais a fim de complementar a análise do modelo VAR. Para verificar o número de defasagens necessárias, foram realizados os testes de Hannan-Quinn, Akaike, LR (*sequential modified LR statistic*) e o Critério de Informação de Schwartz. A cointegração entre as variáveis endógenas foi verificada pelo teste de Johansen e a causalidade pelo teste de Granger. Também foi realizado o teste de estabilidade, para verificar



## SPILLOVER DE LIQUIDEZ NO MERCADO BRASILEIRO

se não há raízes fora do círculo unitário.

Em suma, os *spillovers* de iliquidez entre os mercados de Poupança, Fundos de Investimento, Títulos da Dívida Pública, Depósitos a Prazo e Ações no Brasil, foram analisados com base em Chordia *et. al.* (2005). A amostra estudada compreende o período de junho de 2001 a março de 2012, com dados de frequência mensal. O período foi escolhido por ser o mais longo disponível e a frequência é mensal porque não há informações diárias acerca dos títulos da dívida pública. A iliquidez dos mercados é representada pelas variáveis endógenas que, devido à natureza do modelo VAR, são também exógenas.

O modelo ainda conta com variáveis exclusivamente exógenas, ou seja, variáveis que serviram para explicar as endógenas, mas não são explicadas. Tais variáveis referem-se ao retorno dos investimentos nos mercados de ações e de fundos de investimento em ações, assim como os mesmos elevados ao quadrado, a fim de captar o efeito da volatilidade no retorno. A necessidade de considerar o efeito destas variáveis foi evidenciada na literatura apresentada anteriormente e sua inserção visa melhorar a estimação do modelo VAR, controlando efeitos de outras variáveis na iliquidez, tendo em vista que o objetivo do estudo é analisar apenas o impacto da iliquidez de um mercado na iliquidez de outro. Assim, as variáveis exógenas não foram analisadas, tendo como única finalidade melhorar a estimação. As variáveis podem ser melhor compreendidas a partir da Tabela 1,

<i>Descrição</i>	<i>Símbolo</i>	<i>Categoria</i>
Varição da iliquidez do mercado CDB	d_a_cdb	Endógena
Varição da iliquidez do mercado Poupança	d_a_poup	Endógena
Varição da iliquidez do mercado Fundos de Renda Fixa e Referenciados	d_a_frref	Endógena
Varição da iliquidez do mercado Fundos de Ações	d_a_facoes	Endógena
Varição da iliquidez do mercado Títulos do Tesouro Nacional	d_a_tesouro	Endógena
Varição da iliquidez do mercado Bovespa	d_a_bovespa	Endógena
Retorno do mercado Bovespa	r_bovespa	Exógena
Retorno do mercado Fundos de Ações	r_facoes	Exógena
Retorno do mercado Bovespa ao quadrado	r_bovespa^2	Exógena
Retorno do mercado Fundos de Ações ao quadrado	r_facoes^2	Exógena

**Tabela 1** – Variáveis utilizadas

**Fonte:** dados organizados pelos autores.

As variáveis dependentes, ou seja, as medidas de iliquidez foram inspiradas na medida de iliquidez de Amihud (2002), a qual pode ser compreendida pela Equação (8):

$$Iliq = \frac{|r_{i,t}|}{V_{i,t}} \quad (8)$$

Em que  $Iliq$  representa a medida de Iliquidez de Amihud (2002);  $|r_{i,t}|$  é o retorno percentual do ativo  $i$  no período  $t$ , em módulo;  $V_{i,t}$  é o volume negociado do ativo  $i$  no período  $t$ .

Contudo, não é possível definir um volume negociado para a maioria dos mercados analisados, como Poupança, Fundos de Investimento e CDB. Portanto, optou-se por substituir o volume negociado pelo volume de investimentos em cada um dos mercados.

As variáveis  $d\_a\_cdb$ ,  $d\_a\_poup$ ,  $d\_a\_frfref$ ,  $d\_a\_faco$ ,  $d\_a\_tesouro$ ,  $d\_a\_bovespa$  representam a log-variação da iliquidez calculada pela Equação (8). O volume total investido em cada mercado foi obtido no *site* do Banco Central do Brasil (BCB), exceto os volumes investidos em fundos de investimento, os quais foram obtidos pelo *software* SI-Anbima 4.2, cedido pela ANBIMA. A fim de padronizar as unidades de medida, os retornos percentuais de cada mercado, obtidos das mesmas fontes, também foram logaritmizados. Primeiramente, os retornos foram transformados em preços artificiais, de acordo com a Equação (09). Em seguida, seu log-retorno foi calculado pela Equação (10).

$$P_{m,t} = P_{m,t-1}(1 + r_{m,t}) \quad (9)$$

$$R_{m,t} = \ln(P_{m,t}) - \ln(P_{m,t-1}) \quad (10)$$

Em que  $P_{m,t}$  é o preço artificial do mercado  $m$  no período  $t$ ;  $r_t$  é o retorno simples do mercado  $m$  no período  $t$ . A série de preços artificiais inicia com um preço arbitrado de valor 100, criando um índice, que serve como insumo para o cálculo do log-retorno pela Equação (12). Logo,  $R_{m,t}$  é o log-retorno do mercado  $m$  no período  $t$ . As variáveis  $r\_faco$ , e  $r\_bovespa$  nada mais são do que os log-retornos ( $R_{m,t}$ ) calculados pela Equação (10).

Para a criação da variável  $d\_a\_frfref$ , foram somados os patrimônios líquidos de todos os fundos de investimento classificados como de Renda Fixa ou Referenciados pela ANBIMA. O retorno foi calculado como o retorno dos fundos em cada uma das duas classificações (extraído do próprio *software* Si-Anbima 4.2) ponderado pelos respectivos patrimônios líquidos.

O volume investido em fundos de ações foi calculado como a soma dos patrimônios líquidos de todos os fundos de investimentos cujos *benchmarks* são o Índice Brasil (IBrX) e Índice Bovespa (Ibovespa), tanto de gestão ativa quanto de gestão passiva, além dos Fundos classificados como "Ações Livre" pelo *software* Si-Anbima 4.2. De maneira análoga à variável  $r\_frfref$ , a variável  $r\_faco$  foi calculada com base no retorno médio destes fundos ponderado pelos patrimônios líquidos totais dos fundos em cada classificação. Em seguida, o retorno simples foi transformado em índice e o log-retorno foi calculado, conforme Equações (09) e (10). Assim, além de  $d\_a\_faco$  e  $d\_a\_frfref$  foram criadas as variáveis  $r\_faco$  e  $r\_frfref$ .

Como proxies para volatilidade, foram utilizados os quadrados das variáveis  $r\_faco$  e  $r\_bovespa$ . O procedimento não foi repetido para as demais variáveis porque não faria sentido calcular a volatilidade de mercados que teoricamente não apresentam risco. Os retornos dos mercados livres de risco também não foram utilizados porque não são estacionários. Assim, além das seis variáveis de liquidez (endógenas) o modelo conta com quatro variáveis exógenas, referentes aos retornos e volatilidades dos fundos de ações e da Bovespa.

### **Análise e discussão dos resultados**

Iniciando a apresentação dos resultados, a Tabela 2 traz as estatísticas descritivas e o resultado dos testes de estacionariedade das variáveis analisadas.

## SPILLOVER DE LIQUIDEZ NO MERCADO BRASILEIRO

	Teste ADF		Teste KPSS		Im, Pesaran e Shin (2003)					
	Estat. de Teste	p-valor	Estat. de Teste	p-valor	Estat. de teste	p-valor	Média	Desvio Padrão	Ass.	Curt.
d_a_bov	-8.19	0.00	0.02	0.96	-11.65	0.00	-0.01	1.41	0.11	5.44
d_a_cdb	-3.24	0.02	0.10	0.04	-3.24	0.02	-0.02	0.11	0.01	2.54
d_a_dívida	-7.38	0.00	0.02	0.96	-17.07	0.00	0.00	1.05	0.57	6.21
d_a_facoes	-7.91	0.00	0.04	0.95	-11.73	0.00	0.00	1.37	0.29	4.51
d_a_frref	-16.37	0.00	0.06	0.33	-16.38	0.00	-0.02	0.19	1.31	19.82
d_a_poup	-3.77	0.00	0.11	0.21	-3.77	0.00	-0.01	0.11	0.01	2.40
r_bov	-3.62	0.01	0.10	0.79	-3.62	0.01	0.00	0.11	0.26	2.60
r_facoes	-3.57	0.01	0.09	0.00	-9.49	0.00	0.01	0.06	0.60	4.69
r_bov^2	-3.44	0.01	0.11	0.00	-9.18	0.00	0.01	0.02	2.16	8.30
r_facoes^2	-3.20	0.02	0.23	0.00	-9.92	0.00	0.00	0.01	5.51	45.10

**Tabela 2** - Estatísticas descritivas, testes de estacionariedade

**Fonte:** resultado da pesquisa. Elaborado pelos autores.

Os testes foram aplicados às séries de primeira diferença das variáveis que mensuram a liquidez, as quais iniciam com a letra *d*. As séries de retorno não foram diferenciadas devido à sua natureza, pois já são, por definição, uma medida de variação. O teste ADF rejeitou a hipótese nula de raiz unitária para todas as variáveis, ao nível de significância de 5%, assim como o teste de Im, Pesaran e Shin (2003), evidenciando que são estacionárias. O teste KPSS, cuja hipótese nula é de estacionariedade rejeitou a hipótese nula para as últimas três variáveis: *r\_facoes*, *r\_bov*<sup>2</sup> e *r\_facoes*<sup>2</sup>, em contradição com os demais testes. Contudo, considerando o panorama geral, há argumentos suficientes para considerar todas as variáveis estacionárias. Quanto a média, chama a atenção que todas se mantiveram próximas a zero. Os maiores desvios-padrões referem-se às variações da iliquidez da Bovespa, da dívida pública e dos fundos de ações, enquanto os menores desvios-padrões referem-se às variações do CDB, dos fundos de renda fixa e referenciados e da poupança. A variação da iliquidez da Bovespa, dos Fundos de Ações e dos Fundos de Renda Fixa e Referenciados apresentou assimetria positiva e as demais, positivas. Verifica-se excesso de curtose particularmente alto nas variáveis *d\_a\_rref* e *r\_facoes*<sup>2</sup>.

Em seguida, foram realizadas as etapas estatísticas para a estimação do modelo VAR. A Tabela 3 apresenta o teste de cointegração de Johansen para as variáveis endógenas. O grau de significância adotado, para todas as estimações, foi de 5%.

Nº de Cointegrações	Eigenvalues	Estatística Trace	Valores Críticos	p-valor
Nenhuma*	0.681013	555.1461	215.1232	0.0000
No máximo 1*	0.546465	411.1778	175.1715	0.0000
No máximo 2*	0.483696	311.5516	139.2753	0.0000
No máximo 3*	0.457051	228.2582	107.3466	0.0000
No máximo 4*	0.339327	151.3049	79.3415	0.0000
No máximo 5*	0.260753	99.0784	55.2458	0.0000
No máximo 6*	0.213138	61.0108	35.0109	0.0000
No máximo 7*	0.150473	30.8083	18.3977	0.0006
No máximo 8*	0.078206	10.2607	3.8415	0.0014

**Tabela 3** - Teste de co-integração de Johansen

**Fonte:** resultado da pesquisa. Elaborado pelos autores.

O teste de cointegração consiste em verificar o número de vetores cointegrantes que podem ser considerados. As variáveis analisadas possuem no máximo 8 vetores de cointegração, indicando uma relação de equilíbrio entre estas séries no longo prazo. Uma vez comprovada a cointegração, é preciso escolher o número de defasagens do modelo VAR. A Tabela 7 apresenta os coeficientes dos testes para a definição do número de defasagens.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	59.3131	NA	0.0000	-0.5011	0.2072	-0.2135
1	155.7735	174.7830	0.000*	-1.5346	0.024*	-0.902*
2	190.6024	59.5366	0.0000	-1.5146	0.8935	-0.5369
3	225.6914	56.3824	0.0000	-1.4990	1.7590	-0.1763
4	253.7710	42.2394	0.0000	-1.3636	2.7442	0.3041
5	290.8768	52.012*	0.0000	-1.3825	3.5752	0.6303
6	322.1306	40.6032	0.0000	-1.3014	4.5063	1.0565
7	355.1783	39.5442	0.0000	-1.2509	5.4066	1.4520
8	396.5075	45.2149	0.0000	-1.3420	6.1654	1.7059
9	431.4503	34.6441	0.0000	-1.3239	7.0334	2.0690
10	472.6172	36.5928	0.0000	-1.4123	7.7950	2.3258
11	516.0133	34.1234	0.0000	-1.539*	8.5185	2.5444
12	544.9495	19.7854	0.0000	-1.4179	9.4891	3.0102

**Tabela 4** - Teste para definição do número de defasagens

**Fonte:** resultado da pesquisa. Elaborado pelos autores.

O Teste LR (*sequential modified LR test statistic*) indica a escolha de cinco defasagens; o teste FPE (*final prediction error*), de uma; o teste AIC (*Akaike information criterion*), de onze; o teste SC (*Schwarz information criterion*) sugere apenas uma defasagem; o teste HQ (*Hannan-Quinn information criterion*) sugere também uma defasagem. Portanto, verifica-se certa discrepância entre os testes. Considerando que os resultados dos testes HQ, SC e FPE encontram-se mais próximos, optou-se por um modelo mais parcimonioso, escolhendo-se uma defasagem para a análise das funções de impulso-resposta e da causalidade de Granger.

As Figuras de 1 a 3 (em anexo) apresentam as funções de impulso-resposta, em que cada uma mostra as funções de um mercado e as respostas dos choques em outro, em 12 defasagens. Os choques estimados indicam variações negativas da iliquidez de um mercado específico ou

eventos que alteram a iliquidez acentuada e imediatamente. Devido à grande quantidade de dados, apenas os efeitos mais significativos foram analisados.

Quanto às respostas da variável  $d\_a\_bovespa$ , percebe-se que choques negativos nela própria demoram cerca de 7 períodos para ajustarem-se ao patamar anterior ao choque, sendo que no primeiro período a resposta é negativa, tornando-se positiva em seguida. A variável  $d\_a\_bovespa$  também responde fortemente a choques em  $d\_a\_faco$ , gerando respostas positivas até o segundo período, negativas entre o segundo e o terceiro período e positivas após o terceiro período, até se ajustarem aproximadamente no sétimo período após o choque. Impulsos negativos nas variáveis  $d\_a\_cdb$  e  $d\_a\_divida$  causam respostas menores em  $d\_a\_bovespa$ , inicialmente negativas e posteriormente positivas, estabilizando-se até o sétimo período após o choque.

A variável  $d\_a\_cdb$  responde negativamente a choques nela própria, estabilizando-se rapidamente, em cerca de 3 períodos. Impulsos nas variáveis  $d\_a\_divida$  e  $d\_a\_poup$  causam reações positivas e negativas (respectivamente), contudo, menores, estabilizando-se até o quarto período. A influência das variáveis  $d\_a\_divida$  e  $d\_a\_poup$  pode estar relacionada ao fato de que são mercados sem risco e, portanto, o investidor pode transferir recursos entre eles sem modificar sua assunção de risco.

A variação da iliquidez da Dívida Pública ( $d\_a\_divida$ ) responde negativamente a choques nela própria, no primeiro período, sendo que a resposta torna-se positiva após o segundo período, voltando ao patamar anterior cerca de 8 períodos após o impulso negativo. A variável responde positivamente a choques em  $d\_a\_frfref$  no primeiro período, passando a uma resposta negativa até o terceiro período e estabilizando-se em cerca de 8 períodos. Impulsos negativos nas demais variáveis exerceram pouca influência. Cabe lembrar que Fundos de Renda Fixa e Referenciados investem basicamente em títulos da dívida pública, o que pode explicar a dependência destes dois mercados.

A variável  $d\_a\_faco$  responde negativamente a choques nela própria no primeiro período, sendo que a resposta passa ser positiva em seguida, estabilizando-se próximo ao oitavo período. Impulsos negativos na variável  $d\_a\_divida$  causam respostas negativas em  $d\_a\_faco$ , estabilizando-se em oito períodos posteriores. As demais variáveis causaram impacto reduzido na variação da iliquidez dos Fundos de Ações.

A variação da iliquidez dos Fundos Referenciados e de Renda Fixa é afetada positivamente por impulsos negativos na variável  $d\_a\_cdb$  e negativamente por impulsos negativos em  $d\_a\_faco$ . Assim como as demais variáveis, sua maior resposta deve-se a choques na própria variável, os quais geram reações negativas que tornam-se positivas após a passagem do primeiro período, levando à estabilização em oito períodos.

Choques negativos em  $d\_a\_poup$  causam as maiores respostas nesta mesma variável, mantendo o padrão das anteriores. As respostas são negativas no primeiro período e positivas deste ponto em diante. As demais variáveis causam impacto inexpressivo em  $d\_a\_poup$ .

Portanto, verificou-se que todas as variáveis apresentam as maiores respostas quando ocorrem choques nelas próprias, em um padrão bem definido de respostas negativas até o primeiro período após o impulso e positivas em seguida. No caso de  $d\_a\_bovespa$ , ressalta-se que após o segundo período a resposta positiva é mais “suave” do que nas demais variáveis. As respostas a outras variáveis endógenas foram pequenas em todos os casos, exceto a resposta de  $d\_a\_bovespa$  a choques negativos em  $d\_a\_faco$ . Choques negativos na iliquidez de  $d\_a\_faco$  geram respostas positivas em  $d\_a\_bovespa$ , as quais passam a ser negativas após o primeiro

período, até o momento da estabilização.

Choques negativos na variável *d\_a\_divida* são capazes de gerar respostas em quase todas as demais, exceto *d\_a\_frref*, deixando clara a extensão dos impactos no mercado de Títulos da Dívida Pública. Em relação à magnitude das respostas geradas pelos choques analisados, verifica-se que a variação da iliquidez de cada mercado responde com mais intensidade à sua própria variação do que à variação da iliquidez de outros mercados. Isto, aliado ao fato de que poucas respostas significativas são geradas, dá indícios de que a iliquidez destes mercados pode estar mais suscetível a outros fatores que não os analisados neste estudo, como por exemplo, a iliquidez de mercados internacionais.

A última etapa deste estudo avalia a ocorrência de causalidade, verificando se a informação/condição passada (variação da iliquidez de um mercado pode afetar a variação da iliquidez de outro) de uma variável afeta o comportamento de outra variável, em um sentido de precedência. Para isto, foi utilizado o teste de causalidade de Granger com 12 defasagens, análogamente às funções de impulso-resposta. Assim, a Tabela 8 apresenta o Teste de Causalidade de Granger, complementando os resultados obtidos com as funções de impulso-resposta.

Hipótese Nula	Estatística F	p-valor
<i>d_a_cdb</i> não causa <i>d_a_bovespa</i>	0.6562	0.5207
<i>d_a_bovespa</i> não causa <i>d_a_cdb</i>	0.3370	0.7146
<i>d_a_usa</i> <i>d_a_bovespa</i>	0.6666	0.5153
<i>d_a_bovespa</i> não causa <i>d_a_divida</i>	1.2554	0.2886
<i>d_a_facoes</i> não causa <i>d_a_bovespa</i>	108.3540	0.0000
<i>d_a_bovespa</i> não causa <i>d_a_facoes</i>	2.4873	0.0873
<i>d_a_frfsa</i> <i>d_a_bovespa</i>	0.8430	0.4329
<i>d_a_bovespa</i> não causa <i>d_a_frref</i>	0.1134	0.8929
<i>d_a_poup</i> não causa <i>d_a_bovespa</i>	1.1964	0.3058
<i>d_a_bovespa</i> não causa <i>d_a_poup</i>	0.0193	0.9809
<i>d_a_divida</i> não causa <i>d_a_cdb</i>	0.2323	0.7931
<i>d_a_cdb</i> não causa <i>d_a_divida</i>	2.7003	0.0712
<i>d_a_facoes</i> não causa <i>d_a_cdb</i>	1.2237	0.2977
<i>d_a_cdb</i> não causa <i>d_a_facoes</i>	0.1350	0.8739
<i>d_a_frref</i> não causa <i>d_a_cdb</i>	12.3398	0.0000
<i>d_a_cdb</i> não causa <i>d_a_frref</i>	3.9628	0.0215
<i>d_a_poup</i> não causa <i>d_a_cdb</i>	2.7061	0.0708
<i>d_a_cdb</i> não causa <i>d_a_poup</i>	3.3934	0.0368
<i>d_a_facoes</i> não causa <i>d_a_divida</i>	1.2277	0.2965
<i>d_a_divida</i> não causa <i>d_a_facoes</i>	5.0199	0.0080
<i>d_a_frref</i> não causa <i>d_a_divida</i>	4.3150	0.0155
<i>d_a_divida</i> não causa <i>d_a_frref</i>	1.0418	0.3559
<i>d_a_poup</i> não causa <i>d_a_divida</i>	2.2064	0.1144
<i>d_a_divida</i> não causa <i>d_a_poup</i>	0.6682	0.5145
<i>d_a_frref</i> não causa <i>d_a_facoes</i>	0.4058	0.6674
<i>d_a_facoes</i> não causa <i>d_a_frref</i>	0.7589	0.4704
<i>d_a_poup</i> não causa <i>d_a_facoes</i>	0.0315	0.9690
<i>d_a_facoes</i> não causa <i>d_a_poup</i>	0.8868	0.4146
<i>d_a_poup</i> não causa <i>d_a_frref</i>	3.5485	0.0318
<i>d_a_frref</i> não causa <i>d_a_poup</i>	12.4559	0.0000

### Tabela 5 – Teste de Causalidade de Granger

**Fonte:** resultado da pesquisa. Elaborado pelos autores.

Rejeita-se a hipótese nula de que a variação da iliquidez dos fundos de ações não causa a variação da iliquidez da Bovespa; que a variação da iliquidez dos Fundos de Renda Fixa e Referenciados não causa a variação da iliquidez do CDB; que a variação da iliquidez do CDB não causa a variação da iliquidez dos Fundos de Renda Fixa e Referenciados (causalidade bi-direcional); que a variação da iliquidez do CDB não causa a variação da iliquidez da Poupança; que a variação da iliquidez da Dívida Pública não cause a variação da iliquidez dos Fundos de Ações; que a variação da iliquidez dos Fundos Renda Fixa e Referenciados não causa a variação da iliquidez da Dívida Pública; que a variação da iliquidez da poupança não causa a variação da iliquidez dos Fundos de Renda Fixa e Referenciados; que a variação da iliquidez dos fundos de Renda Fixa e Referenciados não causa a variação da iliquidez da Poupança (causalidade bi-direcional).

O fato de que a variação da iliquidez dos Fundos de Ações causa a variação da iliquidez da Bovespa já havia sido delineada na análise das funções de impulso-resposta. A estatística de teste desta relação é a maior de todas, confirmando que esta é a relação de causalidade de maior magnitude. Sabe-se que a maior parte do patrimônio dos Fundos de Ações é investida em ações negociadas Bovespa, fazendo com que de fato a iliquidez do primeiro cause a iliquidez do segundo. A variação da iliquidez dos Fundos de Ações, por sua vez, é causada pela variação da iliquidez da Dívida Pública, o que pode ser influenciado pela possibilidade que os Fundos de Ações tem de investir parte de seu patrimônio em títulos da dívida pública. Esta relação também já havia sido verificada nas funções de impulso-resposta.

As demais causalidades encontram-se entre investimentos livres de risco. Verifica-se causalidade bi-direcional entre  $d_a_{frfref}$  e  $d_a_{cdb}$  e entre  $d_a_{poup}$  e  $d_a_{frfref}$ . Assim, percebe-se que a variação da iliquidez de um mercado livre de risco é causada pela variação da iliquidez de outro mercado livre de risco. Com exceção da influência de  $d_a_{divida}$  sobre  $d_a_{facoes}$ , não há evidências de que a iliquidez de um mercado livre de risco afete a iliquidez de um mercado de risco e vice-versa.

### Conclusões

O presente estudo teve como objetivo analisar o impacto de choques de iliquidez entre mercados, dentro do contexto brasileiro, no período de junho de 2001 a março de 2012. Foram analisados seis mercados: CDB, Poupança, Fundos de Renda Fixa/Referenciados, Fundos de Ações, Títulos do Tesouro Nacional e Bovespa, cuja iliquidez foi calculada de maneira análoga à Amihud (2002). Após verificar o número de vetores cointegrantes e de defasagens, foram estimadas as funções de impulso-resposta para a iliquidez destes mercados, conforme modelo VAR explorado no capítulo de método.

De uma maneira geral, a análise das funções de impulso-resposta permite verificar que todas as variáveis apresentam as maiores respostas quando ocorrem choques nelas próprias, em um padrão bem definido de respostas negativas até o primeiro período após o impulso e positivas em seguida. No entanto, a variável  $d_a_{bovespa}$  apresentou algumas particularidades, como uma resposta positiva mais “suave” após o segundo período. Também percebeu-se que choques negativos na iliquidez de  $d_a_{facoes}$  geram respostas positivas em  $d_a_{bovespa}$ , as quais passam a ser negativas após o primeiro período, até o momento da estabilização.

Outra particularidade observada mostra que choques negativos na variável  $d_a_{divida}$  são capazes de gerar respostas em quase todas as demais, exceto  $d_a_{frfref}$ , evidenciando a

importância do mercado de Títulos da Dívida Pública, que é capaz de afetar vários outros. Embora estes mercados apresentem algumas características diferenciadas, ressalta-se que para todas as variáveis, as maiores respostas advêm de choques exógenos nelas próprias. Isto, aliado ao fato de que as demais funções de impulso-resposta apresentaram pequena magnitude, traz indícios que as causas destas variações podem ser extrínsecas. Isto permite concluir que não há um grande efeito de *spillover* entre os mercados brasileiros, os quais podem ser mais suscetíveis a variações da iliquidez de mercados externos.

Os testes de causalidade corroboram alguns resultados das funções de impulso-resposta como a influência da iliquidez de Fundos de Investimento na Iliquidez da Bovespa e a influência da iliquidez da Dívida Pública nos Fundos de Ações. Percebe-se, com exceção desta última, que não há causalidade entre mercados de risco e mercados sem risco. O presente estudo corrobora os resultados de Chordia *et. al.* (2005) e Goyenko e Ukhov (2009), no sentido de que são encontrados co-movimentos e *spillovers* de liquidez. Porém, percebe-se a necessidade de explorar a influência de fatores externos na liquidez destes mercados.

Também cabe apontar como limitação que no período averiguado, os diferentes mercados analisados cresceram substancialmente em volume movimentado, indicando um período de expressiva entrada de novos recursos no sistema financeiro. Tal panorama pode estar influenciando os resultados obtidos uma vez que a competição entre mercados pela liquidez poderia ser maior em períodos com pequena ou nenhuma entrada de novos recursos. Para estudos futuros, sugere-se a replicação deste trabalho em outros períodos, o que poderá revelar novas informações sobre o comportamento do *spillover*.

## Referências

- AMIHUD, Y. Illiquidity and Stock Returns. **Journal of Financial Markets**, v. 5, 2002.
- AMIHUD, Y. e MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, v. 17, p. 223-249, 1986.
- ANBIMA. Associação Brasileira das entidades dos mercados financeiro e de capitais. Disponível em [www.anbima.com.br](http://www.anbima.com.br). Acesso em 01/12/2012
- BAELE, Lieven; BEKAERT, Geert; INGHELBRECHT, Koen. The Determinants of Stock and Bond Return Comovements. **The Review of Financial Studies**, v. 23, i. 6, 2010.
- BMF&BOVESPA. Bolsa de valores, mercadorias e futuros de São Paulo. [www.bmfbovespa.com.br](http://www.bmfbovespa.com.br) Acesso em 01/12/2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br). Acesso em 01/12/2012.
- BROCKMAN, P.; CHUNG, D.Y.; PERIGNON, C. Commonality in Liquidity: A Global Perspective. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 44, n. 4, 2009
- BROOKS, Chris. Introductory **Econometrics for Finance**. ed. 2, New York: Cambridge University Press, 2008.
- BUENO, Rodrigo L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 1ª ed. Chicago: Cengage Learning, 2008.
- CHAN, J.; DONG, H.; SUBRAHMANYAM, M.G. A tale of two pieces: Liquidity and asset prices in multiple markets. **Journal of Banking and Finance**, v. 32, 2008a.



## **SPILLOVER DE LIQUIDEZ NO MERCADO BRASILEIRO**

---

CHAN, J. S.P.; JAIN, R.; XIA, Yihong. Market segmentation, liquidity spillover, and closed-end country fund discounts. **Journal of Financial Markets**, v. 11, 2008b.

CHERKES, M. SAGI, J. STANTON, R. A liquidity-based theory of closed-end Funds. **Review of Financial Studies**, v. 1, 2009.

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

CHORDIA, T; SARKAR, A; SUBRAHMANYAM, A. An Empirical analysis of Stock and Bond Market Liquidity. **The Review of Financial Studies**, v. 18, n. 1, 2005.

FAMA, Eugene; FRENCH, Kenneth. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

FERREIRA, Miguel A; GAMA, Paulo M. Does Sovereign Debt Ratings News Spill Over to International Stock Markets? **Journal of Banking and Finance**, v. 31, 2007.

GOYENKO, Ruslan Y.; UKHOV, Andrey D. Stock and bond market liquidity: A long-run empirical analysis. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 44, n.1, 2009.

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William. E; LIM, Guay C. **Principles of Econometrics**. 3<sup>a</sup> ed. Chicago: Wiley, 2011.

HUANG, J. Dynamic liquidity preferences of mutual funds. **SSRN**, 2012.

IM, Kyung So; PESARAN, Hashem M.; SHIN, Yongcheol. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, pp 53-74, 2003.

KAROLYI, G.A.; LEE, K.; DIJK, M.A. Understanding commonality in liquidity around the world. **Journal of Financial Economics**, v. 105, 2012.

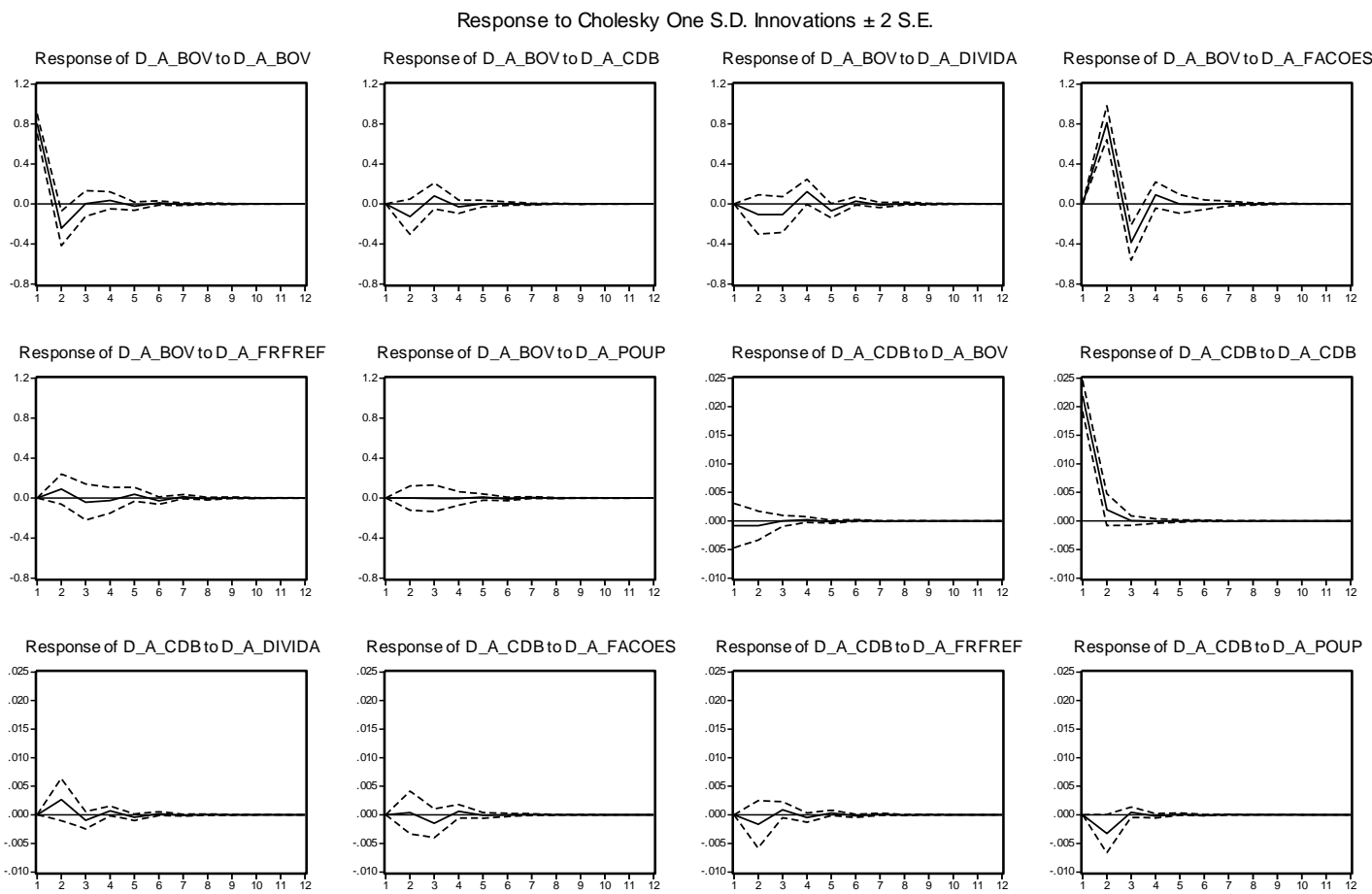
KOCH, A.; RUENZI, S.; STARKS, L. Commonality in Liquidity: A demand-side explanation. **Working Paper**, 2010

LESMOND, D. A.; OGDEN, J.P.; TRZCINKA, C.A. A new estimate of transaction Costs. **Review of Financial Studies**, v. 12, 1999.

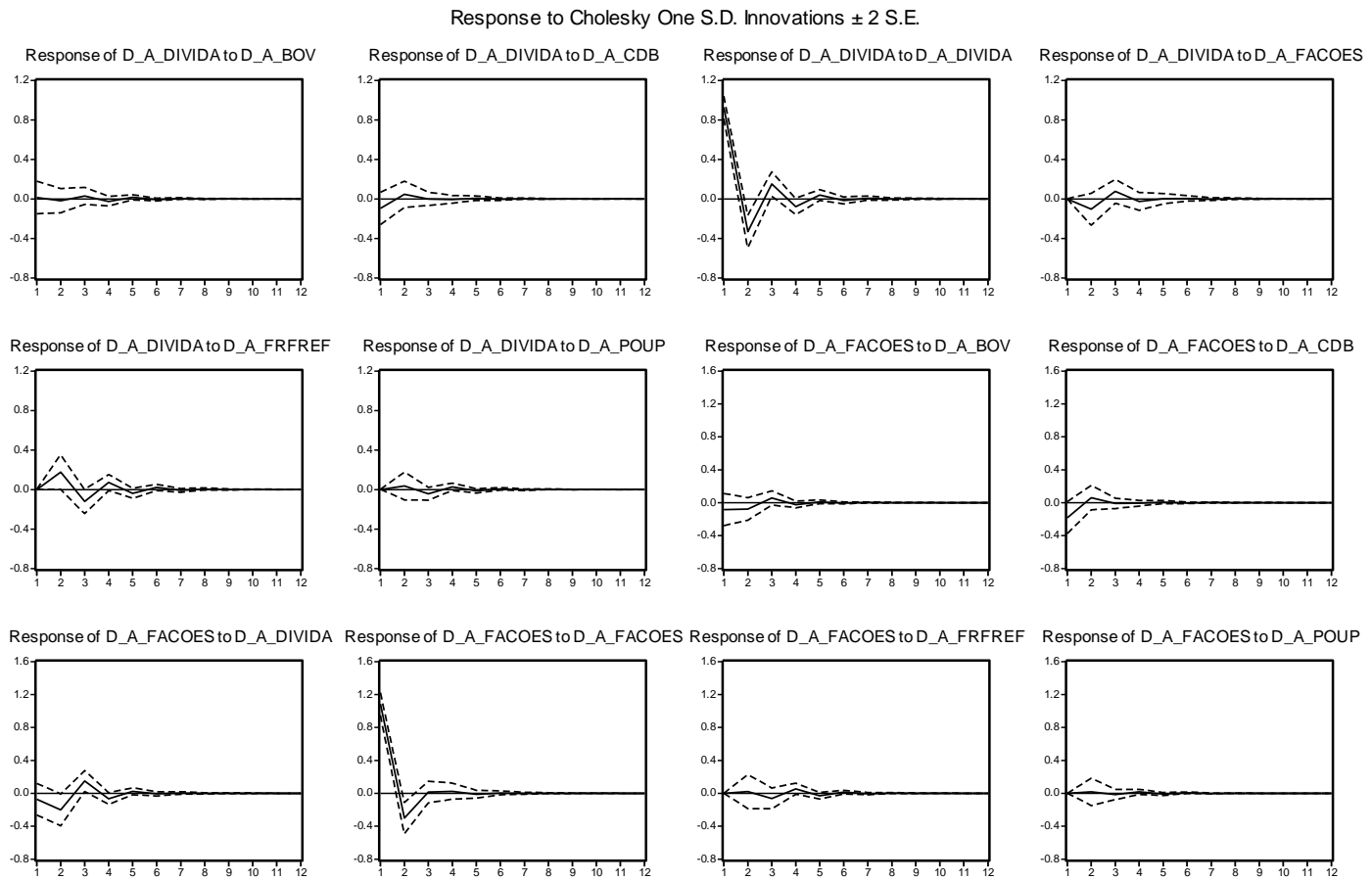
LIU, H.; WANG, Y. Correlated liquidity demand: Asymmetric information and illiquidity commonality. **SSRN**, 2012.

TSAY. Ruey S. **Analysis of Financial Time Series**. 3<sup>a</sup> ed., Chicago: Wiley, 2010.

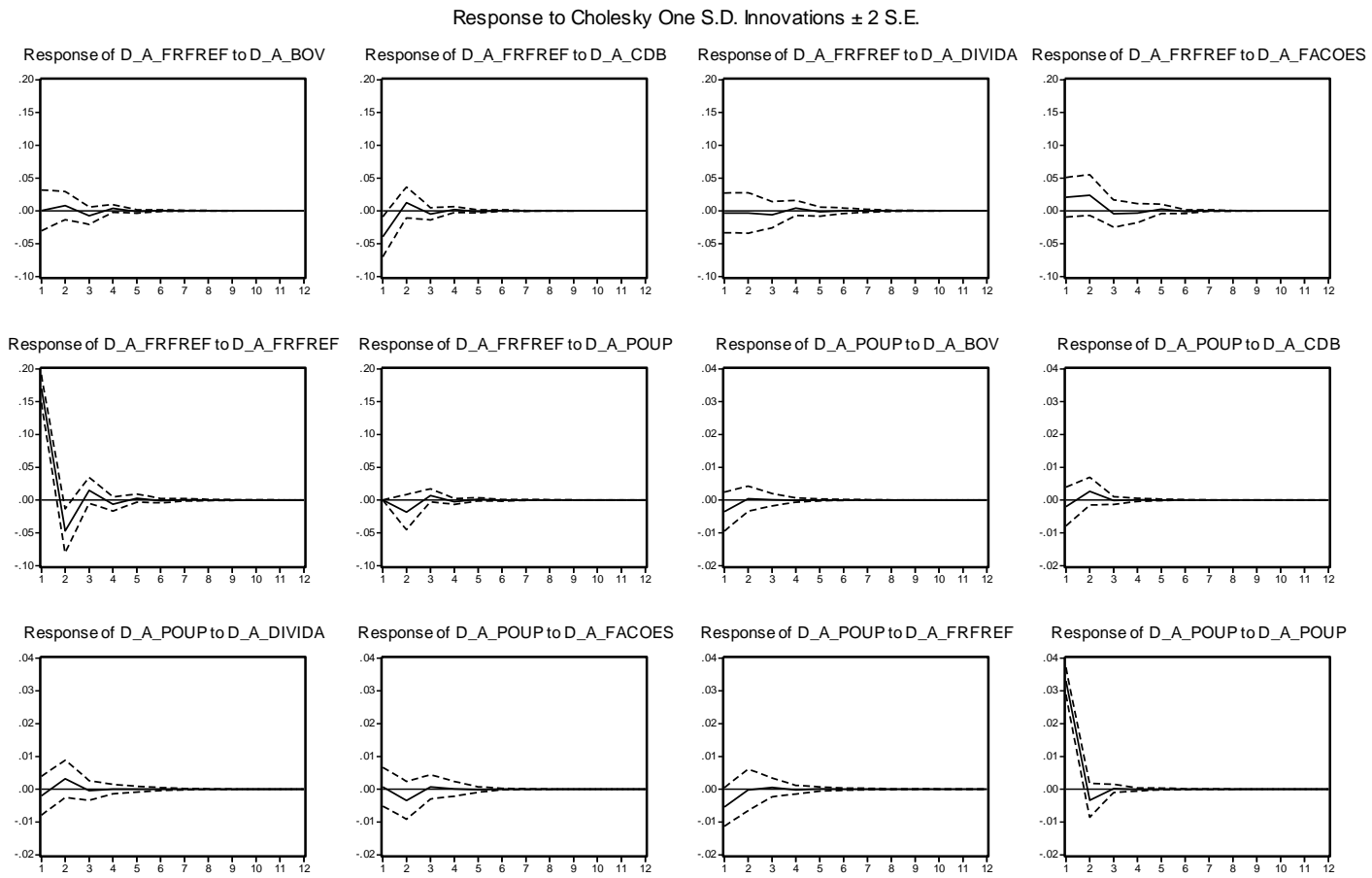
ZHANG, L. Illiquidity spillovers from the bond market: the effect of TRACE coverage on stock liquidity. **SSRN**, 2012.



**Figura 1** – Resposta das variáveis *d\_a\_bovespa* e *d\_a\_cdb* a choques nas variáveis endógenas  
**Fonte:** elaborado pelos autores.



**Figura 2** – Resposta das variáveis  $d\_a\_divida$  e  $d\_a\_faoes$  a choques nas variáveis endógenas  
**Fonte:** elaborado pelos autores.



**Figura 3** – Resposta das variáveis  $d\_a\_frfref$  e  $d\_a\_poup$  a choques nas variáveis endógenas  
**Fonte:** elaborado pelos autores.