



# Fatores relacionados à liquidez estrutural dos bancos no Brasil\*


**Vanessa Rodrigues dos Santos Cardoso<sup>1</sup>**

 <https://orcid.org/0000-0002-2124-2282>  
E-mail: vanessarscardoso@hotmail.com

**Lorena Almeida Campos<sup>1</sup>**

 <https://orcid.org/0000-0001-6447-3294>  
E-mail: lorenacampos@unb.br

**José Alves Dantas<sup>1</sup>**

 <https://orcid.org/0000-0002-0577-7340>  
E-mail: josealvesdantas@unb.br

**Otávio Ribeiro de Medeiros<sup>1</sup>**

 <https://orcid.org/0000-0003-4095-6392>  
E-mail: otavio@unb.br

<sup>1</sup> Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão Pública, Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais, Brasília, DF, Brasil

Recebido em 25.07.2017 – Desk aceite em 04.12.2017 – 4ª versão aprovada em 22.09.2018 – Ahead of print em 18.02.2019  
Editora Associada: Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli

## RESUMO

O trabalho teve por fim identificar a relação do índice de liquidez estrutural (ILE) com variáveis macroeconômicas, características dos bancos e vigência do Acordo de Basileia III. Embora a discussão acadêmica sobre liquidez bancária aborde essencialmente questões de curto prazo, o monitoramento da liquidez de longo prazo permite avaliar a dependência excessiva de recursos instáveis pelos bancos e, assim, contribuir para mitigar os riscos de crises sistêmicas de liquidez, como a de 2008. Ao fornecer evidências das relações do ILE com variáveis explicativas selecionadas, o estudo insere-se no contexto das deliberações do Acordo de Basileia III, que preveem cumprimento, a partir de 2018, da exigência regulamentar do índice de liquidez (IL) de longo prazo. O modelo foi formulado com base em 14 hipóteses de pesquisa testadas por meio de regressões com dados em painel agrupadas, estimadas por mínimos quadrados, mínimos quadrados com efeitos fixos e mínimos quadrados em dois estágios com efeitos fixos. A variável dependente foi construída a partir de dados contábeis de 184 conglomerados e instituições financeiras individuais existentes no país entre junho de 2002 e dezembro de 2014. O ILE apresentou relação positiva com as variações da taxa de câmbio, reservas internacionais e depósitos compulsórios, além da rentabilidade, tamanho e especialidade principal das instituições. Foi encontrada relação negativa do ILE com as variáveis taxa básica de juros, risco-país, saldo da balança comercial, período de vigência do Acordo de Basileia III, tipo de controle do capital (público ou privado) e terem ou não capital aberto, com ações listadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA). A validação da relação dessas variáveis explanatórias com o ILE fornece uma compreensão mais ampla dos riscos aos quais instituições financeiras estão expostas, contribuindo para a análise preventiva do risco de liquidez bancária – indicador antecedente de crises financeiras, de perda de confiança e de instabilidade econômica.

**Palavras-chave:** liquidez estrutural, instituições bancárias, Basileia III, bancos, risco de liquidez.

## Endereço para correspondência

**Vanessa Rodrigues dos Santos Cardoso**

Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas, Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais  
Campus Universitário Darcy Ribeiro, Bloco A-2 – CEP 70910-900  
Asa Norte – Brasília – DF – Brasil

\* Artigo apresentado no 2º Congresso UnB de Contabilidade e Governança, Brasília, DF, Brasil, novembro de 2017.



## 1. INTRODUÇÃO

O objetivo deste artigo é identificar a relação da liquidez estrutural de instituições bancárias que exercem suas atividades no mercado brasileiro com variáveis macroeconômicas, características individuais das instituições e sensibilidade à vigência do Acordo de Basileia III.

De acordo com Krishnamurthy, Bai e Weymuller (2016), a liquidez bancária desempenha papel importante durante crises financeiras. Por exemplo, em decorrência da mais recente crise financeira mundial, as garantias governamentais aos maiores bancos europeus superaram € 1,4 trilhões. Na mesma época, nos Estados Unidos da América, a injeção de recursos apenas às agências Fannie Mae e Freddie Mac totalizou US\$ 200 bilhões. Questões como essas alertaram para a necessidade de se discutir, de forma mais objetiva ainda, a liquidez das instituições financeiras (Borça & Torres, 2008; Cardoso, 2013; Flannery & Giacomini, 2015).

Foi por reconhecer a importante função da liquidez na crise de 2008 que o Comitê de Basileia introduziu, em 2009, a regulação da liquidez dos bancos comerciais (Krishnamurthy et al. 2016). Na ocasião, anunciou-se uma série de propostas para fortalecimento da estrutura bancária, denominado Acordo de Basileia III: (i) reforço do quadro global de capitais; (ii) introdução de um índice de alavancagem; (iii) requisitos mínimos de capital; e (iv) preocupações em tratar de maneira diferenciada as grandes instituições que têm relevância para o sistema financeiro global, também conhecidas como *too big to fail*.

O Acordo de Basileia III definiu dois novos requerimentos de liquidez: o índice de cobertura de liquidez (*liquidity coverage ratio* – LCR) e o índice de financiamento líquido estável (*net stable funding ratio* – NSFR), com objetivos distintos, porém complementares. O LCR contempla questões de liquidez de caráter de curto prazo, enquanto o NSFR abarca os mesmos aspectos, porém com visão de médio e longo prazos (Cardoso, 2013).

Conforme Bonfin e Kim (2012), essas medidas buscam evitar que os bancos dependam excessivamente dos financiamentos de curto prazo, pois o risco sistêmico aumentaria inevitavelmente se muitos bancos adotassem essa estratégia. Assim, os indicadores propostos em Basileia III buscam expandir o escopo de avaliação do risco de liquidez no sistema bancário.

Como parte do processo de supervisão bancária e de monitoramento do risco de liquidez, o Banco Central do Brasil (BC) publica o índice de liquidez (IL), equivalente

ao LCR, agregado para todo o sistema bancário, e simula cenário de estresse no prazo de 30 dias (Tabak, Guerra, Miranda & Souza, 2012). O BC também desenvolveu o índice de liquidez estrutural (ILE) para avaliar a continuidade e a viabilidade das atividades bancárias, incorporando os objetivos do NSFR. Esses indicadores foram adicionados à regulamentação brasileira, com exigência de cumprimento mínimo a partir de 2016 para o IL (LCR) e de 2018 para o ILE (NSFR).

No meio acadêmico, o debate sobre liquidez bancária vem ocorrendo por meio de estudos como os de Aspachs, Nier e Tiesset (2005), Oreiro (2005), Gonçalves e Braga (2008), Silva (2009), Vodova (2011a, 2011b), Tabak et al. (2012), Malik e Rafique (2013), Vinhado e Belém (2013), Vasconcelos (2014) e Moussa (2015). Embora esses estudos revelem diversos aspectos relacionados à liquidez bancária, abordam essencialmente a liquidez de curto prazo. Sobre a liquidez estrutural de longo prazo, objeto desse estudo, as discussões são bem mais incipientes.

A necessidade de se observar a influência do ambiente econômico sobre a liquidez bancária é evidenciada pelo fato de que o Banco Central do Brasil (BC, 2015) simula “alterações extremas e adversas nas principais variáveis econômicas e financeiras”, atribuindo-se a denominação de testes de estresse de capital, com a finalidade de “mensurar a resistência, bem como a capacidade de absorção de perdas causadas por eventual materialização dos principais riscos a que o sistema bancário se encontra exposto”. Para Tabak et al. (2012), os testes de estresse de liquidez são muito úteis para avaliar se os bancos apresentam vulnerabilidades específicas de liquidez.

Gonzales-Hermosillo (1999), por exemplo, sugere que variáveis macroeconômicas podem capturar os fatores que fragilizam os bancos, enquanto Aita (2010) considera relevantes estudos que identifiquem os fatores macro- e microeconômicos que afetam as instituições financeiras, a fim de se evitar crises de confiança e desequilíbrios à atividade econômica. Sobre esse aspecto, Tirole (2011) afirma que as questões macroeconômicas são fundamentais para as instituições e para o provimento de liquidez e devem ser consideradas nos modelos de risco sistêmico.

Assim, na literatura sobre o setor bancário, o nicho deste estudo é a liquidez estrutural, que tem enfoque diferenciado em relação à liquidez de curto prazo, pois refere-se à gestão de recursos de forma a suportar operações ativas de longo prazo. O estudo difere de estudos anteriores ao investigar, por meio de modelo

econômico, se variáveis macroeconômicas, regulatórias e características individuais dos bancos podem impactar sua liquidez estrutural. Em sentido mais amplo, ao identificar evidências empíricas sobre quais variáveis afetam a liquidez estrutural dos bancos, este trabalho contribui para o desenvolvimento da literatura sobre aspectos que podem influenciar a saúde do sistema bancário e o financiamento da economia real.

Com base nas relações sugeridas pela literatura, foram estimadas regressões com dados em painel por meio do método de mínimos quadrados agrupados, testando um

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Por meio da intermediação financeira, os bancos fornecem a liquidez que torna investimento e consumo possíveis, ao garantir recursos a investidores e consumidores. Segundo Diamond e Dybvig (1983), em um sistema financeiro provido de confiança, os riscos são compartilhados entre os agentes. Porém, a desconfiança sobre a possibilidade de um banco fracassar induz uma corrida dos depositantes para resgatar seus depósitos, inclusive aqueles que preferiam mantê-los se não estivessem preocupados. Nesse cenário, o banco é obrigado a liquidar seus ativos, mesmo com prejuízo, ainda que nem todos os depositantes retirem seus valores. Ou seja, os mesmos depósitos que permitem aos bancos fornecer liquidez à economia real são aqueles que os deixam vulneráveis à corrida bancária decorrente de crise de confiança.

Corridas bancárias são a característica mais comum das crises extremas que desempenham papel proeminente na história monetária. Elas causam problemas econômicos reais porque mesmo bancos saudáveis podem fracassar, interrompendo os empréstimos e paralisando os investimentos produtivos. As corridas bancárias são custosas e reduzem o bem-estar social por meio da interrupção da produção e pela destruição do compartilhamento ótimo de risco entre os depositantes, causando problemas econômicos (Diamond & Dybvig, 1983).

Por estarem expostos a diversos riscos que se relacionam, a complexidade dos bancos tem crescido ao longo do tempo (Bonfin & Kim, 2012; Cardoso, 2013). Segundo Cardoso (2013), eles assumem maior responsabilidade com recursos de terceiros, dada a maior representatividade, em comparação ao capital próprio. Os bancos captam recursos com vencimentos inferiores àqueles em que concedem crédito e, nesse lapso temporal, podem incorrer em risco de liquidez, que se caracteriza pela insuficiência de recursos para honrar compromissos (Gonçalves & Braga, 2008).

Crises financeiras, como alertado por Capelletto (2006), provocam desequilíbrios na economia. Inicialmente

modelo formulado com base em 14 hipóteses sobre a relação das variáveis de interesse com a liquidez estrutural, variável dependente construída a partir de dados contábeis de 184 instituições e conglomerados bancários atuantes no Brasil no período de junho de 2002 a dezembro de 2014.

A utilização dessas variáveis amplia a compreensão dos riscos aos quais as instituições estão expostas, a fim de avaliar a dependência excessiva dos bancos por recursos instáveis, contribuindo para a análise preventiva do risco de liquidez bancária – indicador antecedente de crises financeiras e de confiança e de desequilíbrios econômicos.

nos Estados Unidos da América, mas alastrando-se posteriormente por outros países, houve perda de confiança do mercado na solvência e liquidez de muitos bancos durante o momento mais grave da crise de 2008, o que rapidamente se transmitiu para o restante do sistema e para a economia real, resultando em contração da liquidez e do crédito. Por fim, o setor público interviu fornecendo liquidez, capital e garantias, expondo os contribuintes a grandes perdas (Gideon, Petersen, Mukuddem-Petersen & Hlatshwayo, 2013).

### 2.1. O Risco de Liquidez e os Acordos de Basileia

De acordo com a Resolução n. 4.090/2012 do Conselho Monetário Nacional (Banco Central do Brasil – BC, 2012), o risco de liquidez é definido como a possibilidade de uma instituição financeira não conseguir “honrar eficientemente suas obrigações esperadas e inesperadas, correntes e futuras” ou “negociar a preço de mercado uma posição, devido ao seu tamanho elevado em relação ao volume normalmente transacionado ou em razão de alguma descontinuidade no mercado”.

Conforme Mishkin e Eakins (2012), a inadimplência no mercado de hipotecas *subprime* abalou o mercado em 2008, levando à pior crise financeira dos Estados Unidos da América desde a grande depressão. Essa crise deixou diversas lições, sendo a necessidade de estabelecer regulação para o risco de liquidez uma das mais importantes (Bonfin & Kim, 2012).

Tal fato incentivou a revisão de Basileia II e a introdução de novas proposições que resultaram no Acordo de Basileia III. Para Cardoso (2013), esse acordo incentiva maior prudência e transparência nas operações de capitalização dos bancos, por meio de instrumentos que ofereçam menor propensão a riscos e estímulos de alavancagem. Também introduz reflexão do impacto

do risco sistêmico, o que evidencia a necessidade de supervisão mais substantiva ao exigir que as instituições apresentem melhores índices de qualidade, permitindo a complementação de uma supervisão microprudencial por outra macroprudencial.

A nova regulação estabelece dois indicadores de liquidez que serão exigidos internacionalmente das instituições financeiras: o LCR, que indica o nível de liquidez de curto prazo, já incorporado às regras do Brasil desde outubro de 2015 para instituições com ativos totais superiores a R\$ 100 bilhões; e o NSFR, que se refere à liquidez estrutural e que, segundo acordo dos países do Grupo dos 20 (G20), será implantado a partir de 2018. O NSFR é uma relação estrutural de longo prazo que objetiva evitar desajustes de liquidez e incentivar o uso, pelos bancos, de fontes estáveis para financiar suas atividades.

Pela perspectiva da supervisão bancária, esses indicadores permitem monitorar a liquidez e melhorar a consistência de inspeção cruzada, auxiliando os supervisores a identificar e analisar tendências de risco de liquidez dos bancos e antecipar os riscos sistêmicos (Gideon et al. 2013).

Sobre a exigência do NSFR, existem críticas, sendo as principais: (i) pode ser muito restritivo e prejudicar a atividade de transformação de liquidez e de prazos feita pelos bancos; (ii) pode tornar os depósitos menos estáveis na medida em que os bancos competem por essa escassa fonte de financiamento; (iii) pode incentivar a migração da atividade de transformação de prazos e liquidez para o *shadow banking*; e (iv) pode impactar significativamente os mercados emergentes e em desenvolvimento que tendem a ter mercados de capitais menos desenvolvidos e dependem de financiamento de longo prazo pelos bancos (Gobat, Yanase & Maloney, 2014). Além disso, manter níveis de liquidez e capital conforme as exigências regulatórias gera custos que podem impactar o produto interno bruto (PIB), no curto e médio prazo, motivo pelo qual foi definido o prazo até 2018 para implantação (Gideon et al. 2013).

Outras consequências da implantação do NSFR apontadas por King (2013) podem vir de diferentes respostas comportamentais à regulação sobre a liquidez. Assim, bancos que não conseguirem atingir o requisito mínimo estipulado podem optar por mudar a estrutura de seus balanços e alterar a composição ou vencimento de seus empréstimos ou dos seus investimentos. Mas essas estratégias teriam custos para a economia como um todo, configurando o *trade-off* entre regulação da liquidez, risco bancário e rentabilidade, assim como existe inexperiência de regulação de liquidez, o que confere potencial para consequências não intencionais (King, 2013).

Importante ressaltar a observação de DeYoung e Jang (2016), de que esses índices de liquidez e financiamento

não foram inventados pelos supervisores e reguladores bancários, pois são praticados por muitos bancos nos Estados Unidos da América como forma de diagnóstico de riscos de liquidez.

## 2.2. Liquidez Estrutural Bancária

Liquidez estrutural é definida como a gestão de fontes de recursos de forma que possam ser suficientemente estáveis para suportar operações ativas de prazos mais longos. Isso significa que, quanto maior a estabilidade dos recursos, menor o risco de que esses sejam insuficientes no futuro (BC, 2015). Nesse sentido, o BC, que já havia desenvolvido o IL, incorporou, ao seu monitoramento, a racionalidade introduzida pelo NSFR por meio do ILE no arcabouço regulatório de Basileia III. O ILE já é divulgado de forma agregada e sem abertura dos dados pelo BC desde 2015, por meio do Relatório de Estabilidade Financeira (REF), e será exigido das instituições financeiras a partir de 2018.

De acordo com o BC (2015), o ILE é representado pela razão entre (i) os “recursos estáveis disponíveis”, compostos por captações que a instituição espera manter no horizonte de um ano (recursos de terceiros) e pelo capital (recursos próprios); e (ii) os “recursos estáveis necessários”, formados pelo total de ativos, até mesmo fora de balanço, com prazos acima de um ano e/ou baixa liquidez. O cálculo do numerador e do denominador baseia-se na soma dos saldos das contas passivas (incluindo-se o patrimônio) e ativas, respectivamente, após a aplicação de fatores de ponderação que refletem o grau de exigibilidade e de liquidez desses componentes. Assim, uma estrutura de *funding* adequada ao tipo de negócio da instituição financeira ocorre quando o ILE é igual ou superior a 1 (100%), casos em que são menos suscetíveis a futuros problemas de liquidez (BC, 2015).

DeYoung e Jang (2016) explicam que a principal diferença entre os padrões obrigatórios de Basileia III e os índices referência de liquidez utilizados pelos bancos nos Estados Unidos da América (é possível se fazer um vínculo com o ILE divulgado pelo BC) é que o primeiro, após sua implementação, impõe uma liquidez vinculada ao nível de financiamento dos bancos. Assim, bancos que têm índices de liquidez abaixo ou perto do mínimo necessário precisarão tomar medidas para que o saldo de seus “colchões de liquidez” cumpra os novos padrões exigidos por Basileia III.

## 2.3. Desenvolvimento das Hipóteses de Pesquisa

Tendo em vista que o propósito do trabalho é identificar a relação da liquidez estrutural das instituições bancárias do Brasil com variáveis macroeconômicas, características

das instituições e sensibilidade à implementação de Basileia III, formularam-se 14 hipóteses de pesquisa baseadas nas relações sugeridas na literatura. O poder explicativo dessas variáveis promove a compreensão mais ampla dos riscos aos quais as instituições financeiras estão expostas.

A Teoria de Preferência pela Liquidez de Keynes afirma que os bancos privilegiam a rentabilidade em detrimento da liquidez quando as expectativas são otimistas sobre um futuro incerto, ou seja, as estratégias dos bancos consideram o *trade-off* entre rentabilidade e liquidez (Paula, 1998; Paula & Lima, 1999). Tal efeito corrobora os achados de Dantas, Medeiros e Capelletto (2011) e os de Primo, Dantas, Medeiros e Capelletto (2013) que, ao examinarem os determinantes do *spread* bancário *ex-post* e a rentabilidade, respectivamente, verificaram relação positiva da atividade econômica com a rentabilidade bancária.

Em estudos sobre liquidez bancária, Aspachs et al. (2005), Vodova (2011a) e Vinhado e Belém (2013) declaram que o crescimento do PIB relaciona-se negativamente com os níveis de liquidez, ou seja, os bancos mantêm menores níveis de liquidez em períodos de crescimento acelerado; em contrapartida, constroem seus amortecedores de liquidez durante recessões econômicas. Dessa premissa se constitui a primeira hipótese de pesquisa:

H<sub>1</sub>: a liquidez estrutural das instituições bancárias do Brasil é negativamente relacionada com o nível de atividade econômica do país.

De acordo com Luporini e Alves (2010), as decisões de investimento dos empresários são resultantes da escolha intertemporal entre a retenção de ativos de liquidez universal (moeda) e a criação de ativos de liquidez específica (investimento), comparando a taxa de juros e o retorno esperado do investimento, sob condições de incerteza, sendo a primeira uma espécie de recompensa pela não opção por liquidez.

Os resultados de Aspachs et al. (2005) sugeriram que, no Reino Unido, a taxa de juros de curto prazo parecia afetar os colchões de liquidez, ou seja, quando a autoridade monetária tenta estimular a economia com redução da taxa de juros e correspondente aumento da base monetária, os efeitos são transmitidos com atraso, pois os bancos parecem manter colchões de liquidez adicionais em seus balanços.

Oreiro (2005) e Vinhado e Belém (2013) perceberam relação negativa entre liquidez e a taxa de juros. De forma oposta, Silva (2009) e Vodova (2011a) encontraram relação positiva entre taxa de juros e liquidez bancária e explicam que isso se dá pelos incentivos a poupar mais quando as taxas de juros sobem, o que aumenta a liquidez bancária –

os tomadores evitam operações de crédito mais caras (que são a maior parte das aplicações de longo prazo dos bancos). Na mesma direção, as captações estáveis diminuem, com vistas ao aproveitamento de ganhos de curto prazo decorrentes da volatilidade das taxas. Essa redução tende a ser proporcionalmente maior que a redução das aplicações de longo prazo. Com isso, infere-se que:

H<sub>2</sub>: a liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é negativamente relacionada com o nível das taxas de juros.

Primo et al. (2013) identificaram relação negativa entre a variação cambial e a rentabilidade bancária, atribuindo esse efeito ao fato de os bancos não serem capazes de se antecipar adequadamente às variações do câmbio, o que influencia seu desempenho de forma negativa. Os autores ressaltam que a exposição ao risco cambial é limitada a 30% do patrimônio de referência por determinação regulatória.

Analisando a relação entre a valorização cambial e a insolvência bancária, Aita (2010) encontrou relação positiva. Assim, partindo da premissa de que os bancos não se antecipam às variações do câmbio e que o efeito dessas na liquidez depende de sua exposição (que é limitada), bem como dos resultados de pesquisas anteriores, é formulada a seguinte hipótese:

H<sub>3</sub>: a liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é positivamente relacionada com as variações na taxa de câmbio.

O risco-país é um tipo de medida de vulnerabilidade externa que reflete a aversão ao risco inerente à determinada economia. No trabalho de Manhiça e Jorge (2012) sobre *spread* bancário, o comportamento do risco-país indicou que quando houver piora na classificação de risco do país, haverá aumento na margem de juros praticada pelos bancos. Resende e Amado (2007) afirmam, em estudo sobre liquidez internacional, que as empresas nacionais fazem suas análises (de capacidade de cumprimento obrigações) de acordo com seus fluxos de caixa, enquanto instituições financeiras verificam tanto o fluxo de caixa projetado como a vulnerabilidade do país. Assim, será testada a premissa de que a aversão ao risco-país provocaria saída de recursos estrangeiros do Brasil em direção a países considerados mais seguros e isso, por consequência, reduziria a liquidez dos bancos brasileiros, mesmo a estrutural, dando suporte à seguinte hipótese:

H<sub>4</sub>: a liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é negativamente relacionada com o risco-Brasil.

Aita (2010) constatou que a redução do saldo da balança comercial contribui para a insolvência bancária, considerando que esta é causada também por ausência

de liquidez. Em sentido oposto, Resende e Amado (2007) encontraram forte e negativa correlação entre o IL internacional e o saldo em conta corrente do balanço de pagamentos do Brasil causada pela inserção internacional pouco competitiva da economia, baixa diversificação da produção e competitividade das exportações. Ou seja, em momentos de crescimento da economia, a balança comercial tenderia a deteriorar em função de ingresso líquido de recursos no balanço de pagamentos, o qual tende a estimular o crescimento das captações estáveis mais que proporcionalmente que as aplicações de longo prazo. Esse contexto embasa a seguinte hipótese:

H<sub>5</sub>: a liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é negativamente relacionada com o saldo da balança comercial.

Segundo Resende e Amado (2007), aumentos nas reservas internacionais de países periféricos são justificados por expansões de oferta de liquidez internacional e pela absorção por essas economias de recursos internacionais disponíveis para financiamento quando há facilidades. Em períodos expansionistas dos ciclos de liquidez internacional, as incertezas das economias periféricas são amenizadas, permitindo expansão de crédito. Variações positivas na entrada líquida de recursos estrangeiros no balanço de pagamentos expandem a oferta de financiamento, mitigando a preferência por liquidez dos países credores. Esse raciocínio inverte-se em fases contracionistas do ciclo de liquidez internacional, quando os credores internacionais aumentam sua preferência por liquidez que se materializa pela compra de ativos estrangeiros, caracterizando o movimento conhecido como fuga de capitais. Esse é o embasamento para a hipótese:

H<sub>6</sub>: a liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é positivamente relacionada com o nível de reservas internacionais da economia.

Os Estados Unidos da América fornecem liquidez internacional por serem a maior economia do mundo. As decisões dos provedores de recursos de investir ou não nos Estados Unidos da América impactam significativamente a expansão da liquidez internacional, ou seja, o comportamento da economia estadunidense determina o nível de liquidez internacional (Resende & Amado, 2007). Em linha com esse entendimento, espera-se que mudanças nas taxas de juros estadunidenses também afetem a liquidez internacional e, por consequência, a liquidez bancária no Brasil. Assim, o aumento nas taxas de juros estadunidenses pode incentivar o direcionamento de maiores fluxos internacionais para aquele país, em detrimento de investimentos em economias em desenvolvimento e, portanto, mais arriscadas, como

o Brasil. Embora esse raciocínio se aplique mais especificamente à liquidez de curto prazo, não refletindo medida de desconfiança na economia doméstica, mas de melhores condições proporcionadas ao investidor pela economia estadunidense, é formulada a hipótese de que:

H<sub>7</sub>: a liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é negativamente relacionada com as taxas de juros estadunidenses.

Os recursos que as instituições financeiras são obrigadas a depositar no BC, os depósitos compulsórios, funcionam como mecanismo de política econômica, mas também são utilizados, de acordo com o BC (2015), como instrumento de política monetária. Durante a crise financeira de 2008, quando ocorreu forte recuo da liquidez tanto no Brasil quanto no exterior, os depósitos compulsórios foram usados pelo BC para mitigar tais efeitos. Aproveitando o significativo volume desses depósitos, o BC disponibilizou-os rapidamente para o sistema bancário, contribuindo para estabilizar a liquidez e a oferta de crédito da economia (BC, 2015).

Os depósitos compulsórios reduzem o volume de recursos disponíveis para aplicação voluntária pelas instituições (Dantas et al., 2011). Isso leva ao entendimento de que o aumento do compulsório inibe as aplicações de longo prazo dos bancos, pois tendo recursos mais escassos os destinam para satisfazer suas necessidades de curto prazo. Como consequência, a relação é positiva com a liquidez estrutural, levando à seguinte hipótese:

H<sub>8</sub>: a liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é positivamente relacionada com o nível dos depósitos compulsórios da economia.

Rover, Tomazzia e Fávero (2011), ao investigarem determinantes da rentabilidade, encontraram relação negativa dessa com a liquidez. Segundo os autores, valores mais elevados de encaixes voluntários, ao mesmo tempo em que promovem maior segurança, comprometem aplicações rentáveis em empréstimos e financiamentos, o que fundamenta a relação negativa. Os achados foram compatíveis com os estudos de Vodova (2011b), com foco nos bancos comerciais da Eslováquia, e de Moussa (2015), acerca da liquidez bancária na Tunísia.

Na pesquisa de DeYoung e Jang (2016), os dados sugerem uma relação positiva entre liquidez e lucratividade nos bancos dos Estados Unidos da América, sendo observado que os retornos contábeis [*return on assets* (ROA); *return on equity* (ROE)] seguiram a forma de U invertida em relação às velocidades de ajustes de liquidez, com bancos de médio porte operando muito próximo do lucro do setor, o que maximiza a velocidade dos ajustes.

Com base nesses estudos, é formulada a seguinte hipótese a ser testada empiricamente:

H<sub>9</sub>: a liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é negativamente relacionada com o nível de rentabilidade do banco.

DeYoung e Jang (2016) observaram como os bancos nos Estados Unidos da América reagiram, no passado (1992 a 2012), a choques de liquidez que os afastaram de seus *benchmarks* para esse indicador. Os resultados mostraram que um em cada sete bancos comuns e médios dos Estados Unidos da América estava operando abaixo do padrão NSFR no início da crise financeira, com a taxa de violação aumentando com o tamanho do banco. Ao analisar as maiores instituições, mais da metade não conseguiu cumprir o padrão NSFR simulado. Assim, infere-se que, à medida que os bancos aumentam de tamanho, estabelecem metas de liquidez mais baixas, o que resulta na hipótese:

H<sub>10</sub>: liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é negativamente relacionada com tamanho do banco.

Vinhado e Belém (2013) constataram que os bancos públicos brasileiros apresentaram maior preferência por liquidez em relação aos privados. Os autores sugerem que tal fato sinaliza possivelmente o cumprimento do papel estatal desses bancos ou a postura anticíclica em alguns momentos, de forma a irrigar de liquidez a economia para atenuar uma recessão mediante concessão de crédito. Portanto, para essa questão, é testada a seguinte hipótese de pesquisa:

H<sub>11</sub>: a liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é positivamente relacionada ao controle público da instituição.

Segundo DeYoung e Jang (2016), ainda que tanto o mercado de ações quanto o de dívida sirvam como recursos de liquidez externa para os bancos, o mercado de ações predomina. A partir dessa premissa, inserindo no modelo uma variável dicotômica para identificar os bancos cujas ações eram negociadas em bolsa, os autores encontram uma relação positiva entre essa característica e a liquidez das instituições bancárias. Isso dá suporte à hipótese:

H<sub>12</sub>: o nível de liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é positivamente relacionado com o fato de terem ações negociadas em bolsa de valores.

É possível que a liquidez estrutural das instituições bancárias brasileiras tenha relação com a principal atividade

exercida, pois espera-se que cada tipo de banco administre sua liquidez de forma a cumprir suas metas. Nesse sentido, DeYoung e Jang (2016) encontraram que bancos que têm mais filiais geram mais depósitos, e bancos que investem em financiamento habitacional usam os depósitos para financiar suas aplicações de longo prazo, representadas por hipotecas residenciais. Por serem essas atividades típicas de bancos com carteira comercial, com base nos achados de DeYoung e Jang (2016), formulou-se a seguinte hipótese:

H<sub>13</sub>: o nível de liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é positivamente relacionado com o seu principal tipo de atividade.

Após a crise de 2008, houve renovação do debate a respeito da regulação financeira. A liquidez dos ativos transacionados pelos bancos é o princípio da proposta que resultou em Basileia III. Verificou-se, após a crise, que os ativos dos bancos não refletiam sua própria liquidez, mas derivações das condições de funcionamento dos mercados (Vasconcelos, 2014).

De acordo com Silva (2009), as normatizações adotadas pelo BC para adequação do Sistema Financeiro Nacional aos Acordos de Basileia contribuíram para que as operações bancárias passassem a ter padrão mais claro de atuação, demonstrando mais transparência e segurança. Aita (2010) afirma que o revés do contágio pela crise internacional sofrido pela economia brasileira reduziu a liquidez do mercado, o que exigiu medidas estratégicas pelo BC.

Em seu estudo sobre os efeitos da crise global no Brasil, Freitas (2009) afirma que a liquidez só voltou a fluir a partir de março de 2009, quando o Conselho Monetário Nacional (CMN), mediante o Fundo Garantidor de Crédito (FGC), estabeleceu proteção especial e restaurou a confiança no mercado. Tal situação justifica as exigências conservadoras do Acordo de Basileia, para Vasconcelos (2014), ao utilizar um capital mínimo como colchão de liquidez em condições extremas; com o aumento da incerteza, os bancos lançam mão de maiores colchões de segurança de liquidez.

Dessa forma, formulou-se a seguinte hipótese, a fim de analisar a relação da liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil com os acordos de Basileia:

H<sub>14</sub>: o nível de liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil é positivamente relacionado com o período de vigência do Acordo de Basileia III.

### 3. METODOLOGIA

Para realização dos testes empíricos, além da especificação do modelo a ser utilizado como referência, importante etapa consiste na definição da forma de mensuração da variável de interesse, o ILE.

### 3.1. Definição da Proxy do ILE

Considerando que o NSFR ainda não está regulamentado no Brasil e que o ILE divulgado no REF não pode ser utilizado para o presente estudo, por só apresentar dados agregados do sistema e utilizar informações não disponíveis para os usuários externos – como dados de sistemas de liquidação e custódia, por exemplo –, desenvolveu-se uma proxy para o ILE sintetizada na equação 1,

$$ILE_{it} = \frac{\text{Captações Estáveis}_{it}}{\text{Aplicações de Longo Prazo}_{it}} \quad 1$$

em que captações estáveis são compostas pelos depósitos totais, empréstimos e repasses obtidos de outras instituições no país (geralmente bancos de desenvolvimento ou fundos constitucionais) ou no exterior (matriz das instituições estrangeiras ou organismos multilaterais),

$$ILE_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIB_t + \beta_2 TJ_t + \beta_3 CAM_t + \beta_4 RP_t + \beta_5 BC_t + \beta_6 RI_t + \beta_7 JA_t + \beta_8 CP_t + \beta_9 ROE_{it} + \beta_{10} TAM_{it} + \beta_{11} PP_{it} + \beta_{12} LIST_{it} + \beta_{13} TCB_t + \beta_{14} B3_t + \mu_{it} \quad 2$$

em que  $ILE_{it}$  é a proxy do ILE da  $i$ -ésima instituição financeira no período  $t$ , conforme equação 1,  $PIB_t$  é a variação do PIB a preços de mercado no período  $t$ ,  $TJ_t$  é a taxa básica de juros da economia – Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) – deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) no período  $t$ ,  $CAM_t$  é a variação taxa de câmbio de venda período final deflacionada pelo IPCA no período  $t$ ,  $RP_t$  é o risco-país medido pelo *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+) calculado pelo banco JP Morgan no período  $t$ ,  $BC_t$  é a proporção do saldo da balança comercial sobre o PIB no período  $t$ ,  $RI_t$  é a proporção das reservas internacionais sobre o PIB no período  $t$ ,  $JA_t$  é a taxa de juros estadunidense no período  $t$ ,  $CP_t$  é a proporção dos depósitos compulsórios sobre a base monetária ampliada no período  $t$ ,  $ROE_{it}$  é o indicador de rentabilidade (*return on equity*) no período  $t$ ,  $TAM_{it}$  é o logaritmo natural do ativo total no período  $t$ ,  $PP_{it}$  é a variável dicotômica que representa a personalidade jurídica do banco, assumindo 1 se a instituição financeira

letras financeiras e obrigações representadas por títulos e valores mobiliários no exterior, e aplicações de longo prazo são correspondentes às aplicações naturalmente de longo prazo, compostas pelos chamados ativos não usuais (aqueles que não fazem parte do giro bancário), operações de crédito e arrendamento mercantil, títulos e valores mobiliários classificados contabilmente como disponíveis para venda ou mantidos até o vencimento. Esses ativos são naturalmente de longo prazo e necessitam de fonte de recursos estável.

### 3.2. Definição do Modelo

Definida a variável dependente, desenvolveu-se o modelo 2 para testar as hipóteses de pesquisa, a relação da liquidez estrutural das instituições bancárias brasileiras com as variáveis macroeconômicas, características e regulatória.

é controlada pelo poder público e 0 para demais controles,  $LIST_{it}$  é a variável de controle dicotômica que indica se as instituições financeiras utilizadas na amostra estão listadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA) em 2017 e 0 para as demais,  $TCB_{it}$  é a variável de controle dicotômica que, a partir do tipo de consolidado bancário informado pelo BC, indica se as instituições financeiras utilizadas na amostra têm carteira comercial em 2017 e 0 para as demais,  $B3_t$  é a variável dicotômica que representa a vigência do Acordo de Basileia III, assumindo 1 para os períodos a partir de outubro de 2013 e 0 para os demais, e  $u_{it}$  é o erro aleatório da regressão, supostamente  $\sim$  i.i.d.  $N(0, \sigma^2)$ .

Considerando as hipóteses de pesquisa e o modelo 2, espera-se que as relações das variáveis independentes com a liquidez estrutural dos bancos que atuam no Brasil sejam estatisticamente significantes e que o sinal dos coeficientes de cada uma delas observe a relação apresentada na Tabela 1.

**Tabela 1**

Relação entre hipóteses, variáveis independentes e sinal esperado dos parâmetros da regressão

Hipóteses	H <sub>1</sub>	H <sub>2</sub>	H <sub>3</sub>	H <sub>4</sub>	H <sub>5</sub>	H <sub>6</sub>	H <sub>7</sub>	H <sub>8</sub>	H <sub>9</sub>	H <sub>10</sub>	H <sub>11</sub>	H <sub>12</sub>	H <sub>13</sub>	H <sub>14</sub>
Variáveis	PIB	TJ	CAM	RP	BC	RI	JA	CP	ROE	TAM	PP	LIST	TCB	B3
Sinal esperado	-	-	+	-	-	+	-	+	-	-	+	+	+	+

$B3$  = variável dummy, sendo 1 no período de vigência de Basileia III e 0 nos demais;  $BC$  = proporção da balança comercial sobre o produto interno bruto (PIB);  $CAM$  = variação cambial;  $CP$  = proporção dos depósitos compulsórios sobre a base monetária ampliada;  $JA$  = taxa de juros americanos;  $LIST$  = variável dummy, sendo 1 para instituição financeira listada em bolsa de valores 1 ou 0 se não;  $PIB$  = variação do PIB;  $PP$  = variável dummy, sendo 1 se a instituição financeira é controlada pelo poder público e 0 se não;  $RI$  = proporção das reservas internacionais sobre o PIB;  $ROE$  = (*return on equity*) indicador de rentabilidade, retorno sobre patrimônio líquido;  $RP$  = risco-país medido pelo *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+);  $TAM$  = logaritmo natural do ativo total;  $TCB$  = variável dummy, sendo 1 para instituição financeira com carteira comercial 1 ou 0 se não;  $TAM$  = logaritmo natural do ativo total.

- = negativo; + = positivo.

Fonte: Elaborada pelos autores.



A técnica estatística natural para testar as hipóteses de pesquisa foi a regressão múltipla com dados em painel, tendo em vista a ampla disponibilidade de dados relativos a um grande número de instituições bancárias durante um período de tempo considerado longo e significativo.

### 3.3. Amostra

Para realização dos testes empíricos, foram consideradas as séries macroeconômicas e as informações contábeis mensais de uma amostra de 184 conglomerados financeiros ou instituições individuais não integrantes de conglomerados, no período de junho de 2002 a dezembro de 2014 (151 meses), resultando em  $T \times N = 3.312$  observações.

A definição do início do período estudado (junho

de 2002) justifica-se pelo início da vigência das normas contábeis que tratam da classificação contábil dos títulos e valores mobiliários: para negociação, disponíveis para venda e mantidos até o vencimento. Também foram excluídas da amostra as instituições que não tinham as informações necessárias para determinação da *proxy* do ILE.

Os dados para as variáveis ILE, TJ, BC, RI, CP, ROE, TAM, PP e TCB foram coletados nas páginas do BC. Do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) foram extraídos os dados da variável PIB e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) as variáveis CAM e RP. O Fundo Monetário Internacional (FMI) foi a fonte da variável JA e a variável B3 aplicada a partir da data de divulgação do Acordo de Basileia III. A variável LIST conjugou informações do BC com as da BM&FBOVESPA.

## 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

A apuração das estatísticas descritivas evidencia que os valores de medidas de tendência central (média, mediana) são aproximados para a maioria das variáveis, caracterizando normalidade da distribuição dos dados, os quais, embora

sejam assimétricos, não têm desvios acentuados, fato confirmado pela curtose, que apresenta valores superiores a 0,263, indicando curvas platicúrticas (caudas pesadas) das variáveis, conforme é possível verificar na Tabela 2.

**Tabela 2**

*Estatísticas descritivas das variáveis não dicotômicas*

	ILE	PIB	TJ	CAM	RP	BC	RI	JA	CP	ROE	TAM
Média	1,21	0,01	0,01	0,00	0,40	0,02	1,32	0,00	0,08	0,02	8,52
Mediana	0,95	0,01	0,01	-0,01	0,24	0,02	1,37	0,00	0,07	0,02	8,55
Máximo	9,96	0,03	0,02	0,28	2,40	0,08	1,95	0,00	0,14	1,47	15,90
Mínimo	0,00	-0,01	-0,01	-0,15	0,14	-0,02	0,61	0,00	0,03	-23,35	0,21
1º quartil	0,72	0,01	0,00	-0,03	0,20	0,01	0,97	0,00	0,06	0,00	10,32
3º quartil	1,28	0,02	0,01	0,02	0,42	0,04	1,69	0,00	0,10	0,05	12,83
Desvio padrão	1,23	0,01	0,00	0,06	0,40	0,02	0,39	0,00	0,03	0,34	2,61
Assimetria	3,62	-0,30	-0,07	1,65	3,02	0,30	-0,04	1,02	0,50	-56,36	0,18
Curtose	19,21	2,55	5,72	9,00	12,75	2,30	1,70	2,60	2,56	3,57	3,20

*BC = proporção da balança comercial sobre o produto interno bruto (PIB); CAM = variação cambial; CP = proporção dos depósitos compulsórios sobre a base monetária ampliada; ILE = proxy do índice de liquidez estrutural conforme a equação 1; JA = taxa de juros americanos; PIB = variação do PIB; RI = proporção das reservas internacionais sobre o PIB; ROE = (return on equity) indicador de rentabilidade, retorno sobre patrimônio líquido; RP = risco-país medido pelo Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+); TAM = logaritmo natural do ativo total; TJ = básica de juros da economia.*

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

Para que fique mais claro ao leitor, a Tabela 3 demonstra a evolução das variáveis macroeconômicas em 12 meses.

**Tabela 3***Evolução das variáveis macroeconômicas*

	PIB	TJ	CAM	RP	BC	RI	JA	CP
2002	3,05%	23,03%	3,46%	14,46%	2,96%	0,86%	1,24%	4,25%
2003	1,14%	16,91%	2,87%	4,63%	4,33%	1,00%	0,98%	6,59%
2004	5,76%	17,50%	2,63%	3,82%	5,02%	0,91%	2,16%	6,39%
2005	3,20%	18,24%	2,33%	3,11%	4,93%	0,79%	4,16%	6,43%
2006	3,96%	13,19%	2,13%	1,92%	4,18%	0,74%	5,24%	6,12%
2007	6,07%	11,18%	1,76%	2,21%	2,84%	1,22%	4,24%	6,02%
2008	5,09%	13,66%	2,33%	4,28%	1,44%	1,36%	0,16%	6,07%
2009	-0,13%	8,65%	1,73%	1,92%	1,50%	1,52%	0,12%	3,11%
2010	7,53%	10,66%	1,66%	1,89%	0,90%	1,42%	0,18%	9,17%
2011	3,97%	10,90%	1,87%	2,08%	1,13%	1,52%	0,07%	13,75%
2012	1,92%	7,16%	2,03%	1,42%	0,81%	1,81%	0,16%	11,11%
2013	3,00%	9,90%	2,32%	2,24%	0,13%	1,79%	0,09%	9,70%
2014	0,50%	11,58%	2,64%	2,59%	-0,19%	1,82%	0,12%	9,79%

BC = proporção da Balança Comercial sobre o produto interno bruto (PIB) em 12 meses; CAM = variação cambial real anual; CP = proporção dos depósitos compulsórios sobre a base monetária ampliada em 12 meses; JA = taxa anual efetiva de juros americanos; PIB = variação do PIB a preços de mercado em 1 ano; RI = proporção das reservas internacionais, conceito liquidez, sobre o PIB em 12 meses; RP = risco-país medido pelo Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+) ao final do período; TJ = taxa básica de juros da economia (a.a.).

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

Preliminarmente à estimação do modelo 2, foram adotados procedimentos para verificar o atendimento às condições que assegurassem resultados robustos. O risco de multicolinearidade foi avaliado por meio da matriz de correlação entre as variáveis explicativas do modelo.

Considerando a regra sugerida por Gujarati e Porter (2011), de que há risco relevante de multicolinearidade quando a correlação alcança o patamar de 0,8, os resultados evidenciam que as variáveis BC e RI não devem ser testadas conjuntamente, mas em modelos separados.

Investigação mais robusta do problema da multicolinearidade é feita por meio da análise do fator de inflação de variância (FIV). O FIV de uma variável independente é obtido por meio de  $FIV_k = (1 - R^2_k)^{-1}$ ,

em que  $FIV_k$  é o FIV da k-ésima variável independente e  $R^2_k$  é o coeficiente de determinação da regressão da k-ésima variável independente em relação às demais variáveis independentes. A literatura indica que FIVs maiores que 4 merecem investigação mais aprofundada, enquanto FIVs maiores que 10 sinalizam sérios problemas de multicolinearidade. Tendo em vista o resultado da matriz de correlação, decidiu-se analisar os FIVs das variáveis explanatórias dos modelos propostos, cujo resultado está na Tabela 4.

A análise de FIV mostra valor superior a 4 para a variável RI e próximo a 4 para a variável BC, reforçando a decisão de que essas variáveis não devem ser testadas conjuntamente, mas em regressões separadas.

**Tabela 4***Fatores de inflação de variância das variáveis explanatórias não dicotômicas*

Variável	PIB	TJ	CAM	RP	BC	RI	JA	CP	ROE	TAM
R <sup>2</sup>	0,339	0,477	0,205	0,464	0,727	0,835	0,590	0,341	0,006	0,005
FIV	1,514	1,911	1,258	1,867	3,665	6,050	2,441	1,516	1,006	1,005

BC = proporção da balança comercial sobre o produto interno bruto (PIB); CAM = variação cambial; CP = proporção dos depósitos compulsórios sobre a base monetária ampliada; FIV = fator de inflação de variância; JA = taxa de juros americanos; PIB = variação do PIB; RI = proporção das reservas internacionais sobre o PIB; ROE = (return on equity) indicador de rentabilidade (retorno sobre patrimônio líquido); RP = risco-país medido pelo Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+); TAM = logaritmo natural do ativo total; TJ = taxa básica de juros da economia.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

A verificação da presença de raízes unitárias foi realizada utilizando-se os testes Im, Pesaran e Shin (IPS), ADF-Fisher e PP-Fisher em todas as séries. Os resultados revelam que, com exceção da variável RI, todas as variáveis são estacionárias de acordo com os testes IPS e ADF-Fisher. A variável JA é estacionária nos testes

IPS e ADF-Fisher, sendo não estacionária apenas no teste PP-Fisher. A variável RI é não estacionária nos três testes utilizados. Tal fato, entretanto, não compromete a robustez das regressões, visto que não há regressão espúria quando apenas uma das variáveis incluídas na regressão é não estacionária (Noriega & Ventosa-Santaularia, 2007).

#### 4.1. Análise dos Determinantes da Liquidez Estrutural Bancária

Para testar a significância estatística das variáveis explicativas da liquidez estrutural dos bancos que atuam no Brasil, representada pelo ILE, foram realizadas duas estimações do modelo 2, utilizando alternada e separadamente as variáveis BC e RI, em função do risco de multicolinearidade destacado na seção anterior.

Em geral, as estimações de regressões em painel podem ser feitas por três métodos: regressão agrupada (*pooled regression*), efeitos fixos e efeitos aleatórios. Como de praxe, utilizou-se, inicialmente, o teste de redundância

de efeitos fixos (a fim de testar a hipótese nula de que os efeitos fixos são redundantes contra a hipótese alternativa de efeitos fixos significantes), o que significaria que a regressão agrupada seria apropriada. No teste realizado, a hipótese nula de que os efeitos fixos *cross-sectionals* são redundantes foi fortemente rejeitada, tanto na versão F quanto na versão de função de verossimilhança ( $\chi^2$ ) do teste, indicando a opção pela regressão com efeitos fixos. Apesar de tal resultado, decidiu-se apresentar, nos resultados das regressões, o resultado das regressões agrupadas, para fins de comparação. O resultado do teste de redundância de efeitos fixos está mostrado na Tabela 5.

**Tabela 5**

Testes de redundância de efeitos fixos

Testes	Estatística	Estimação I			Estimação II		
		g.l.	p-valor	Estatística	g.l.	p-valor	
F cross-section	134,982	-181,192	0,000	134,937	-181,192	0,000	
Qui-quadrado cross-section	15.923,488	181,000	0,000	15.919,902	181,000	0,000	

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em sequência, tentou-se aplicar o teste de Durbin-Wu-Hausman para subsidiar a decisão relativa à estimação por efeitos fixos *versus* efeitos aleatórios (Nakamura & Nakamura, 1981). Infelizmente, a estatística de Durbin-Wu-Hausman não pôde ser calculada, pois as premissas associadas a essa estatística não são compatíveis com a opção de estimação de erros padrões robustos em relação à heteroscedasticidade pela matriz de variância-covariância de White utilizada para controlar heteroscedasticidade, conforme descrito adiante. Entretanto, para fins de comparação, a regressão foi estimada com efeitos aleatórios, tendo produzido  $R^2$  de apenas 0,0140, contra  $R^2$  de 0,5701 da estimação com efeitos fixos, revelando um ajustamento muito superior desta última aos dados. Diante de tais resultados, decidiu-se manter a estimação com efeitos fixos *cross-sectionals*, com erros padrões robustos.

Existem ainda dois problemas adicionais nessa estimação. A variável ROE é um dos regressores no modelo, contribuindo para explicar o ILE. Entretanto, o ILE, por sua vez, certamente contribui para explicar o ROE. Essa situação de simultaneidade resulta em que o ROE é uma variável endógena, sendo, portanto, correlacionada aos resíduos da regressão, provocando, assim, coeficientes viesados e inconsistentes. Uma das soluções para tal problema é a estimação por mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) ou pelo método de momentos generalizados (GMM). No presente trabalho, optou-se pelo 2SLS, que estima coeficientes viesados, mas consistentes, o que é garantido neste estudo, dado o tamanho da amostra, de 3.312 observações.

O outro problema é a inevitabilidade de ocorrência de heteroscedasticidade dos resíduos, dada a variabilidade da amostra, o que produziria erros padrões ineficientes, levando a prováveis erros inferenciais do tipo II. Para controlar essa provável heteroscedasticidade, utilizou-se a opção da matriz de variância-covariância de White que produz erros padrões robustos na presença de heteroscedasticidade.

Assim, foram realizadas quatro estimações: duas com regressão agrupada (*pooled regression*) por 2SLS, com estimação de erros padrões robustos e com alternância das variáveis BC e RI, e outras duas com efeitos fixos *cross-sectionals* por 2SLS, com erros padrões robustos, também com alternância das mesmas variáveis, de modo a evitar a multicolinearidade.

Os resultados estão consolidados na Tabela 6. A hipótese  $H_1$  supõe relação negativa entre a liquidez estrutural das instituições bancárias e o nível de atividade econômica (PIB) do país. Os resultados das estimações em ambos os modelos não confirmam a hipótese construída com base nos resultados de Aspachs et al. (2005), Vodova (2011a) e Vinhado e Belém (2013). Uma possibilidade para esse resultado é que a literatura utilizada como referência considerou a liquidez de curto prazo e que a relação de longo prazo sofre efeitos diferenciados do nível de atividade econômica. As evidências empíricas sugerem que os bancos podem antecipar ou promover ajustes graduais na sua estrutura de aplicações e de captações de longo prazo, em função do nível de atividade econômica, o que não é capturado no modelo.

**Tabela 6**

Resultados da estimação do modelo 1 para identificação dos determinantes da liquidez estrutural

Modelo testado: $ILE_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 TJ_{it} + \beta_3 CAM_{it} + \beta_4 RP_{it} + \beta_5 BC_{it} + \beta_6 RI_{it} + \beta_7 JA_{it} + \beta_8 CP_{it} + \beta_9 ROE_{it} + \beta_{10} TAM_{it} + \beta_{11} PP_{it} + \beta_{12} LIST_{it} + \beta_{13} TCB_{it} + \beta_{14} B3_{it} + u_{it}$												
Instrumentos para 2SLS: C, PIB, PIB(-1), TJ, TJ(-1), CAM, CAM(-1), RP, RP(-1), ROE(-1), PP, TAM, BC, JA, CP, RI, LIST, B3, TCB												
Var. Dep.	Agrupada						Efeitos fixos					
	Estimação I (BC)			Estimação II (RI)			Estimação I (BC)			Estimação II (RI)		
	Coef.	p-valor	Sig.	Coef.	p-valor	Sig.	Coef.	p-valor	Sig.	Coef.	p-valor	Sig.
C	0,587	0,000	***	0,491	0,000	***	1,056	0,000	***	0,910	0,000	***
PIB	0,853	0,212		1,213	0,100		0,158	0,809		0,733	0,301	
TJ	-3,214	0,029	**	-3,994	0,007	***	-3,069	0,021	**	-3,224	0,016	**
CAM	0,258	0,017	**	0,373	0,000	***	0,299	0,005	***	0,415	0,000	***
RP	-0,161	0,000	***	-0,180	0,000	***	-0,196	0,000	***	-0,209	0,000	***
BC	-1,647	0,000	***				-1,805	0,000	***			
RI				0,052	0,071	*				0,078	0,001	***
JA	-3,260	0,473		-5,594	0,286		6,515	0,104		6,420	0,148	
CP	0,809	0,000	***	0,789	0,000	***	0,520	0,008	***	0,477	0,019	**
ROE	0,083	0,000	***	0,084	0,000	***	0,027	0,008	***	0,028	0,008	***
TAM	0,082	0,000	***	0,082	0,000	***	0,030	0,004	***	0,030	0,003	***
PP	-0,258	0,000	***	-0,258	0,000	***						
LIST	-0,231	0,000	***	-0,231	0,000	***						
TCB	0,063	0,000	***	0,062	0,000	***						
B3	-0,038	0,064	*	-0,030	0,160		-0,065	0,001	*	-0,059	0,003	***

B3 = variável dummy, sendo 1 no período de vigência de Basileia III e 0 nos demais; BC = proporção da balança comercial sobre o produto interno bruto (PIB); CAM = variação cambial; CP = proporção dos depósitos compulsórios sobre a base monetária ampliada; ILE = proxy do índice de liquidez estrutural conforme a equação 1; JA = taxa de juros americanos; LIST = variável dummy, sendo 1 para instituição financeira listada em bolsa de valores 1 ou 0 se não; PIB = variação do PIB; PP = variável dummy, sendo 1 se a instituição financeira é controlada pelo poder público e 0 se não; RI = proporção das reservas internacionais sobre o PIB; ROE = (return on equity) indicador de rentabilidade (retorno sobre patrimônio líquido); RP = risco-país medido pelo Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+); TAM = logaritmo natural do ativo total; TCB = variável dummy, sendo 1 para instituição financeira com carteira comercial 1 ou 0 se não; TJ = taxa básica de juros da economia.

\*\*\*, \*\*, \* = nível de significância dos parâmetros a 1, 5 e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A relação negativa esperada entre a liquidez estrutural e o nível da taxa básica de juros (TJ) foi confirmada em ambos modelos, corroborando a hipótese H<sub>2</sub>. Essas evidências confirmam e reforçam os resultados de Oreiro (2005) e Vinhado e Belém (2013), nos quais se pode constatar que o aumento da taxa de juros da dívida pública levará o banco a aumentar a taxa de juros sobre suas aplicações, desmotivando os tomadores de empréstimos de longo prazo, bem como incentivando o direcionamento de recursos para as operações de curto prazo, a fim de aproveitar ganhos decorrentes do acréscimo nos juros.

Na terceira hipótese, testou-se a relação entre a liquidez estrutural bancária e a variação cambial (CAM). Os testes com ambas as estimações demonstram haver relação positiva e significativa entre as variáveis, confirmando H<sub>3</sub>. Esses resultados podem estar associados à dificuldade encontrada pelas instituições bancárias de se anteciparem oportunamente aos efeitos das variações cambiais. Além disso, o estudo de Primo et al. (2013) sobre rentabilidade (que tem relação negativa com a liquidez) corrobora os resultados desta pesquisa.

Os efeitos do risco-país (RP) na liquidez estrutural foi a relação testada por H<sub>4</sub>. Os resultados de ambas as estimações mostram relação negativa e estatisticamente significativa entre as variáveis, confirmando a hipótese de pesquisa e convergindo para as evidências de Resende e Amado (2007) e Manhiça e Jorge (2012), que afirmaram que uma aversão ao risco-país provocaria saída de recursos estrangeiros do Brasil em direção a países considerados mais seguros. Isso demonstra que o aumento do risco-país, por ser reflexo do aumento da desconfiança em relação à economia doméstica, impacta mais fortemente nas captações estáveis do que nas aplicações de longo prazo, provocando efeito negativo na liquidez estrutural dos bancos.

A relação entre a liquidez estrutural e o saldo da balança comercial (BC) foi a quinta hipótese testada. Os resultados da estimação I confirmaram a relação negativa e estatisticamente significativa, corroborando H<sub>5</sub>. Essas evidências empíricas demonstram que quando o saldo da balança comercial melhora, influenciando diretamente o saldo de transações correntes, há impacto favorável sobre a economia, pois as exportações trazem mais recursos

ao Brasil, o que deve traduzir-se em mais investimentos – demandando mais crédito bancário de longo prazo, aumentando o denominador da fórmula do ILE e, por consequência, reduzindo o índice.

Com relação às reservas internacionais (RI), os resultados da estimação II convergem para o estudo de Resende e Amado (2007), segundo o qual o crescimento das reservas internacionais de países periféricos é justificado por períodos de expansão de oferta de liquidez internacional e pela absorção, por essas economias, das possibilidades de acesso ao financiamento internacional. Em resumo, os testes empíricos confirmam a relação positiva e estatisticamente significativa entre as reservas internacionais e a liquidez estrutural dos bancos brasileiros, corroborando a hipótese  $H_6$ .

A relação entre mudanças nas taxas de juros dos Estados Unidos da América com a liquidez estrutural dos bancos brasileiros é a sétima hipótese testada. Baseado na literatura sobre a liquidez corrente – de curto prazo –, previu-se relação negativa entre a taxa de juros estadunidense (JA) e o ILE no Brasil, a qual foi confirmada no modelo de regressão agrupada, embora não sendo estatisticamente significativa. Os resultados das duas estimações na regressão com efeitos fixos, no entanto, mostraram sinais positivos e sem significância estatística, levando à rejeição de  $H_7$ . É possível entender essa relação positiva encontrada a partir do pressuposto de que as taxas de juros dos Estados Unidos da América impactam negativamente a liquidez de curto prazo no Brasil, mas, por não se tratar de desconfiança na economia doméstica, pode acabar por afetar positivamente a liquidez estrutural, pela redução das aplicações de longo prazo dos bancos.

A associação entre o nível de compulsório (CP) e a liquidez estrutural é a oitava hipótese de pesquisa testada. Confirmando as expectativas, os testes empíricos demonstraram relação positiva e com significância estatística entre as variáveis, corroborando  $H_8$ . Assim, entende-se que o aumento do nível de depósito compulsório dos bancos afeta positivamente a liquidez estrutural, reduzindo o volume de recursos direcionados para aplicações de longo prazo das instituições, coerente com os achados de Dantas et al. (2011), enquanto o numerador do ILE não é afetado – a consequência é o aumento do valor do indicador.

A nona hipótese de pesquisa deste estudo relaciona o nível de rentabilidade de cada instituição bancária no Brasil e sua liquidez estrutural. A relação negativa esperada não foi confirmada, o que leva à rejeição de  $H_9$ . Os resultados demonstraram a associação positiva e estatisticamente significativa a 1% entre rentabilidade e liquidez estrutural nas estimações de ambos os modelos, o que sugere possível arbitramento de lucros, conforme já

alertado por King (2013) e DeYoung e Jang (2016), uma vez que, para cumprir os padrões de NSFR, os bancos podem ser incentivados a reduzir ativos de alto rendimento e aumentar as captações estáveis, o que tem efeito positivo na rentabilidade. A relação positiva indica uma sincronia entre a gestão da liquidez e a lucratividade dos bancos brasileiros e corrobora aos achados de DeYoung e Jang (2016) nos Estados Unidos da América.

Para os grandes bancos, a imposição de padrões vinculados ao NSFR poderia ter grandes e sistemáticos efeitos no fornecimento de crédito pelos supervisores bancários, políticos e econômicos, caso os níveis de liquidez estrutural estivessem abaixo do mínimo exigido em Basileia III. A relação negativa entre o tamanho da instituição e a liquidez estrutural bancária foi testada e rejeitada em  $H_{10}$ , o que leva ao entendimento que os bancos (independentemente do seu tamanho) têm aumentado substancialmente seus níveis absolutos de liquidez, bem como reorganizado suas práticas de gerenciamento de risco de liquidez do balanço.

Em  $H_{11}$  foi testada a prerrogativa que os bancos públicos brasileiros teriam maior preferência de liquidez em relação aos privados, conforme estudo de Vinhado e Belém (2013), e os resultados revelam a relação negativa estatisticamente significativa a 1% e indica que tanto bancos públicos como privados têm condições de irrigar de liquidez a economia com a concessão de crédito. Os sinais no modelo de regressão agrupada são novamente confirmados e revelam uma relação negativa e estatisticamente significativa, o que leva à rejeição de  $H_{11}$ .

Em vista dos resultados encontrados por DeYoung e Jang (2016),  $H_{12}$  esperava uma relação positiva da liquidez bancária com o fato de terem ações listadas em bolsa de valores. O fundamento era de que o mercado de ações seria uma fonte externa de liquidez para os bancos, com maior relevância sobre os mercados de dívida. Contudo,  $H_{12}$  não foi comprovada e foi encontrada uma relação negativa no Brasil. A motivação para esse achado necessita de investigação, mas pode ser indício o fato de o Brasil ter relativamente poucas instituições com ações listadas (apenas 12%, ou 22 de 184 da amostra), revelando que essa não é a fonte mais importante de liquidez para os bancos.

Esperava-se que o tipo de atividade exercida pelo banco apresentasse relação com a liquidez estrutural, o que foi investigado por  $H_{13}$ . Nesse caso, a hipótese de que bancos com carteira comercial têm maior indicador de liquidez estrutural foi confirmada. Os resultados indicam esse tipo de banco, por suas características, pode financiar suas aplicações de longo prazo por meio de seus depósitos, convergindo para os resultados de DeYoung e Jang (2016), que investigaram esse comportamento por meio do valor de hipotecas (aplicações de longo prazo) e número de filiais (varejo).

Por fim, a última hipótese,  $H_{14}$ , procura verificar se a vigência do Acordo de Basileia III tinha alguma relação com o nível de liquidez estrutural dos bancos. Era esperado sinal positivo, mas os testes retornaram sinal negativo e estatisticamente significativo, o que gera resultados inconclusivos. Possivelmente, outro fenômeno pode estar dominando o efeito de B3. Esse resultado contraintuitivo pode sugerir que, uma vez que o período de vigência (a partir de outubro de 2013) coincide com

o início de uma crise política e econômica no país, isso pode ter contaminado a variável de interesse, pois, como afirmam Krishnamurthy et al. (2016), a liquidez bancária desempenha papel importante durante crises financeiras. Assim, o estudo pode ter capturado não a relação com o Acordo de Basileia III, mas com a crise brasileira e a liquidez dos bancos, que ocorreram simultaneamente e que não foram objeto do presente estudo. De qualquer forma, a hipótese  $H_{14}$  não foi confirmada.

## 5. CONCLUSÃO

O objetivo deste estudo foi identificar a relação da liquidez estrutural das instituições bancárias que operam no Brasil com variáveis macroeconômicas, variáveis características dos bancos e sua sensibilidade à implementação do Acordo de Basileia III. Para tanto, foram utilizados dados contábeis mensais de 184 conglomerados financeiros ou instituições individuais de conglomerados brasileiros entre os meses de junho de 2002 e dezembro de 2014.

Para determinação da variável dependente representativa do ILE das instituições bancárias, utilizou-se uma *proxy* do indicador utilizado pelo BC, formada por meio da razão entre aplicações de longo prazo e capital estável. Adicionalmente, foram construídas 14 hipóteses de pesquisa que basearam a definição do modelo econométrico e a análise dos resultados, as quais explicitaram as relações esperadas entre o nível de liquidez estrutural das instituições que atuam no Brasil e variáveis selecionadas.

Os resultados, apurados com o uso de regressões de dados em painel com efeitos fixos e agrupados, demonstrados na Tabela 6, ratificam as hipóteses de pesquisa de que o nível de liquidez estrutural das instituições bancárias no Brasil tem relação estatisticamente significativa e na direção esperada, sendo: (i) negativa para variações positivas nas taxas de juros, revelando que os bancos brasileiros reduzem sua liquidez de longo prazo quando os juros aumentam ( $H_2$ ); (ii) positiva com as variações positivas nas taxas de câmbio, confirmando a premissa que os bancos não são capazes de se antecipar adequadamente às variações do mercado de câmbio ( $H_3$ ); (iii) negativa com o risco-Brasil, evidenciando o impacto que a desconfiança na economia doméstica causa saída de recursos dos investidores e afeta a liquidez estrutural ( $H_4$ ); (iv) negativa com o saldo da balança comercial, visto que o saldo de transações do exterior contribui para o aumento das aplicações de longo prazo, afetando negativamente a liquidez estrutural ( $H_5$ ); (v) positiva com as reservas internacionais, que têm relação negativa com o saldo da balança comercial, de forma que tendem a afetar positivamente a liquidez estrutural ( $H_6$ );

(vi) positiva com os depósitos compulsórios, explicando que o nível de liquidez estrutural aumenta quando se eleva o nível de depósitos compulsórios pelo efeito inibidor que eles têm sobre as aplicações de longo prazo ( $H_8$ ); foi encontrada relação significativa e na direção oposta, sendo (vii) positiva com a rentabilidade, indicando efetiva gestão de liquidez e lucratividade dos bancos no Brasil ( $H_9$ ); (viii) positiva com o tamanho, o que revela que as grandes instituições bancárias brasileiras não reduziram suas metas de liquidez no período analisado; (ix) negativa com o controle público e bancos listados na BM&FBOVESPA e positiva com bancos com carteira comercial, indicando associação significativa entre esse tipo de instituição com a liquidez estrutural; (x) negativa com o período de vigência do Acordo de Basileia III, apesar de ser esperada relação positiva, levando a crer que o estudo capturou efeito de outro fenômeno não investigado, podendo ter alguma relação com a crise política e econômica no país, que se iniciava no período estudado, e não com a variável regulamentar propriamente dita. Por fim, não foi encontrada relação estatística relevante do nível de liquidez estrutural das instituições bancárias com a atividade econômica representada pelo PIB ( $H_1$ ) e juros norte-americanos ( $H_7$ ).

Como limitações, destaca-se o início da vigência das normas contábeis que tratam da classificação contábil dos títulos e valores mobiliários: para negociação, disponíveis para venda e mantidos até o vencimento a partir de 2002, o que limitou o número de observações. Adicionalmente, o conceito de liquidez estrutural, representado neste estudo pelo indicador ILE como uma *proxy* daquele desenvolvido e utilizado de forma gerencial pelo BC, que equivale ao NSFR com recomendação de implantação a partir de 2018, conforme o Acordo de Basileia III, é relativamente novo e pode ainda não ter sido empregado em outros cenários econômicos ou de crise, o que dificultaria a comparação dos resultados encontrados no caso brasileiro.

Entretanto, como a pesquisa capturou relação estatisticamente significativa desse período sobre a liquidez bancária, isso pode estar associado não com o acordo de

Basileia, mas com outro fenômeno não avaliado, sugerindo-se possível relação com a deterioração dos fundamentos econômicos da economia brasileira, cujo início coincidiu com a vigência daquele acordo. Assim, para futuros trabalhos, sugere-se o aprofundamento das pesquisas sobre o efeito da crise econômica brasileira, que parece significativa a partir de 2013, sobre a liquidez estrutural dos bancos e outras variáveis. Além disso, sugere-se a análise

das relações de variáveis macroeconômicas e regulatórias com o nível de liquidez estrutural bancária, se possível, em outras economias, como, por exemplo, a dos Estados Unidos da América, a fim de se comprovar os resultados encontrados, uma vez que, como afirmado por DeYoung e Jang (2016), índices de liquidez e financiamento são praticados por muitos bancos no país como forma de diagnóstico de riscos de liquidez.

## REFERÊNCIAS

- Aita, J. (2010). *Determinantes de insolvência bancária no Brasil: identificação de evidências macro e microeconômicas* (Dissertação de Mestrado). Universidade do Vale dos Sinos, São Leopoldo.
- Aspachs, O., Nier, E., & Tiesset, M. (2005). Liquidity, banking regulation and the macroeconomy. Evidence on bank liquidity holdings from a panel of UK-resident banks. Recuperado de <https://www.bis.org/bcbs/events/rtf05AspachsNierTiesset.pdf>.
- Banco Central do Brasil. (2012). *Resolução n. 4.090, de 24 de maio de 2012. Dispõe sobre a estrutura de gerenciamento do risco de liquidez*. Recuperado de [http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/2012/pdf/res\\_4090\\_v1\\_O.pdf](http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/2012/pdf/res_4090_v1_O.pdf).
- Banco Central do Brasil. (2015). Relatório de Estabilidade Financeira. Recuperado de [http://www.bcb.gov.br/htms/estabilidade/2015\\_10/refPub.pdf](http://www.bcb.gov.br/htms/estabilidade/2015_10/refPub.pdf).
- Bonfin, D., & Kim, M. (2012). Risco de liquidez sistêmico. In *Banco de Portugal, Relatório de Estabilidade Financeira* (pp. 79-98). Lisboa: Banco de Portugal.
- Borça, G. R., Jr., & Torres, E. T., Filho. (2008). Analisando a crise do sub-prime. *Revista do BNDES*, 15(30), 129-159.
- Capelletto, L. R. (2006). *Mensuração do risco sistêmico no setor bancário com utilização de variáveis contábeis e econômicas* (Tese de Doutorado). Faculdade de Economia e Administração, Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Cardoso, M. F. J. (2013). *O impacto de Basileia III na oferta de crédito – O caso dos grupos GGD, BCP, BES, BPI, BST e BANIF* (Dissertação de Mestrado). Universidade do Porto, Porto.
- Dantas, J. A., Medeiros, O. R., & Capelletto, L. R. (2011). Determinantes do spread bancário ex-post no mercado brasileiro. *Revista de Administração Mackenzie*, 13(4), 48-74.
- DeYoung, R., & Jang, K. Y. (2016). Do banks actively manage their liquidity? *Journal of Banking and Finance*, 66(2016), 143-161.
- Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419.
- Flannery, M. J., & Giacomini, E. (2015). Maintaining adequate bank capital: An empirical analysis of the supervision of European banks. *Journal of Banking and Finance*, 59 (C), 236-249.
- Freitas, M. C. P. de (2009). Os efeitos da crise global no Brasil: aversão ao risco e preferência pela liquidez no mercado de crédito. *Estudos Avançados*, 23(66), 125-145.
- Gideon, F., Petersen, M. A., Mukuddem-Petersen, J., & Hlatschwayo, L. N. P. (2013). Basel III and the net stable funding ratio. *ISRN Applied Mathematics*, 2013, ID 582707.
- Gobat, J., Yanase, M., & Maloney, J. F. (2014). *The net stable funding ratio: Impact and issues for consideration* [Working Paper]. International Monetary Fund.
- Gonçalves, R. M. L., & Braga, M. J. (2008). Determinantes de risco de liquidez em cooperativas de crédito: uma abordagem a partir do modelo logit multinomial. *Revista de Administração Contemporânea*, 12(4), 1019-1041.
- Gonzales-Hermosillo, B. (1999). *Determinants of ex-ante banking system distress: A macro-micro empirical exploration of some recent episodes* [Working Paper]. International Monetary Fund.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria Básica* (5. ed.). Porto Alegre: AMGH Editora Ltda.
- King, M. R. (2013). The Basel III net stable funding ratio and bank net interest margins. *Journal of Banking and Finance*, 37(11), 4144-4156.
- Krishnamurthy, A., Bai, J., & Weymuller, C. H. (2016). *Measuring liquidity mismatch in the banking sector* [Working Paper]. National Bureau of Economic Research.
- Luporini, V., & Alves, J. (2010). Investimento privado: uma análise empírica para o Brasil. *Economia e Sociedade*, 19(3), 449-475.
- Malik, M. F., & Rafique, A. (2013). Commercial banks liquidity in Pakistan: Firm specific and macroeconomic factors. *Romanian Economic Journal*, 16(48), 139-154.
- Manhica, F. A., & Jorge, C. T. (2012). *O nível da taxa básica de juros e o spread bancário no Brasil: uma análise de dados em painel* [Texto para discussão]. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Mishkin, F. S., & Eakins, S. G. (2012). *Financial markets & institutions* (7th ed.). Boston: Prentice Hall.
- Moussa, M. A. B. (2015). The determinants of bank liquidity: Case of Tunisia. *International Journal of Economics and Financial*, 5(1), 249-259.
- Nakamura, A., & Nakamura, M. (1981). On the relationships among several specification error tests presented by Durbin, Wu, and Hausman. *Econometrica*, 49(6): 1583-1588.
- Noriega, A. E., & Ventosa-Santaularia, D. (2007). Spurious regression and trending variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(3), 439-444.
- Oreiro, J. L. (2005). Preferência pela liquidez, racionamento de crédito e concentração bancária: uma nova teoria pós-keynesiana da firma bancária. *Estudos Econômicos*, 35(1), 101-131.
- Paula, L. F. de, & Lima, G. T. (1999). *Teoria da firma bancária. Macroeconomia moderna: Keynes e a economia contemporânea*. Rio de Janeiro: Campus.

- Paula, L. F. R. de (1998). Comportamento dos bancos, posturas financeiras e ofertas de crédito: de Keynes a Minsky. *Análise Econômica*, 16(29), 21-38.
- Primo, U. R., Dantas, J. A., Medeiros, O. R., & Capelletto, L. R. (2013). Determinants of banking profitability in Brazil. *BASE – Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos*, 10(4), 308-323.
- Resende, M. F. C. de, & Amado, A. M. (2007). Liquidez internacional e ciclo reflexo: algumas observações para a América Latina. *Revista de Economia Política*, 27(1), 41-59.
- Rover, S., Tomazzia, E., & Fávero, L. P. (2011). Determinantes econômico-financeiros e macroeconômicos da rentabilidade: evidências empíricas do setor bancário brasileiro. In *Anais do Encontro da Anpad – EnANPAD*. Rio de Janeiro, RJ. Recuperado de <http://www.anpad.org.br/admin/pdf/FIN536.pdf>
- Silva, V. O. (2009). *Determinantes da liquidez bancária na economia brasileira pós-acordos da Basileia: 1996-2009* (Dissertação de Mestrado). Universidade Estadual de Maringá, Maringá.
- Tabak, B. M., Guerra, S. M., Miranda, R. C., & Souza, S. R. S. (2012). *Teste de estresse para risco de liquidez: o caso do sistema bancário brasileiro* [Trabalho para discussão]. Banco Central do Brasil.
- Tirole, J. (2011). Illiquidity and all its friends. *Journal of Economic Literature*, 49(2), 287-325.
- Vasconcelos, D. de S. (2014). *Regulação bancária, liquidez e a crise financeira: uma análise da proposta de regulação de liquidez em Basileia III* (Tese de Doutorado). Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.
- Vinhado, F. S. da, & Belém, V. C. (2013). Preferência pela liquidez dos bancos no Brasil: uma investigação empírica com dados em painel dinâmico. *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, 3(2), 24-38.
- Vodova, P. (2011a). Liquidity of Czech commercial banks and its determinants. *International Journal of Mathematical Models and Methods in Applied Sciences*, 5(6), 1060-1067.
- Vodova, P. (2011b). Determinants of commercial bank's liquidity in Slovakia. Recuperado de [http://www.opf.slu.cz/kfi/icfb/proc2011/pdf/65\\_Vodova.pdf](http://www.opf.slu.cz/kfi/icfb/proc2011/pdf/65_Vodova.pdf).