



2019年第5期 / 总第178期

主办单位：中国人民大学中国财政金融政策研究中心

Money and Finance Review

陈雨露/主编

货币金融评论

China Financial Policy Research Center Renmin University of China

www.frc.com.cn

宏观审慎政策会影响货币政策传导效率吗？
——基于流动性监管视角的研究

罗煜 张祎 朱文字

投资者情绪与处置效应：
来自中国股票市场个人交易账户的经验证据

汪昌云 武佳薇 陈紫琳

宏观审慎政策会影响货币政策传导效率吗？ ——基于流动性监管视角的研究

罗煜

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

张祎

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

朱文宇

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

摘要: 本文从商业银行流动性监管视角出发, 构建理论模型并通过实证研究, 探究宏观审慎政策与货币政策的协调性问题。我们通过引入包含净稳定融资比率约束的理论模型, 刻画该监管指标对货币政策信贷渠道传导效率的潜在影响及传导路径。在此基础上, 本文采用我国 50 家商业银行 2012 年第 1 季度—2018 年第 2 季度面板数据对该影响进行了实证检验。我们发现, 宏观审慎框架下的流动性监管要求会诱发商业银行更多地调整非信贷资产结构而非调整信贷资产结构从而更便捷地满足合规要求, 这一行为将对货币政策传导的信贷渠道造成显著的负面影响, 而这种阻碍作用在股份制商业银行和城市商业银行中更为显著。

关键词: 宏观审慎; 净稳定资金比例; 货币政策传导; 信贷渠道

JEL 分类号: E52; E61; G21 **文献标识码:** A

一、引言

2008 年金融危机后, 为了降低金融顺周期行为和跨市场风险传染对宏观经济和金融稳定造成的冲击, 防范系统性风险, 各国央行和监管当局开始着手构建宏观审慎监管框架。自 2016 年起, 中国人民银行建立了宏观审慎评估体系, 从资本、杠杆率、流动性等方面对金融机构开展宏观审慎评估, 十九大报告更是明确提出要健全货币政策和宏观审慎政策“双支柱”调控框架。从全球范围来看, 政策界和学术界都较为关注宏观审慎政策与货币政策的协调性问题, 已经有许多文献研究了二者可能存在的冲突。以往对二者关系的研究, 主要从宏

观审慎资本监管和货币政策协调的关系角度出发,对宏观审慎监管的另一个重要方面——流动性监管的关注相对较少。

本文拟从流动性监管视角研究上述问题。商业银行通过存贷款期限错配向经济提供流动性,然而商业银行这种脆弱的资产负债结构也蕴含着流动性风险。最近一二十年的多次银行倒闭事件和金融危机表明,金融机构的破产往往不是由于真正资不抵债,而是陷于流动性危机,且流动性危机又极易诱发系统性风险。因此,流动性风险是悬于每一家商业银行头上的“达摩克利斯之剑”。2008年美国金融危机演化历程生动展示了从机构的流动性风险到系统性风险的转化过程。鉴于此,巴塞尔委员会在2008年金融危机后对原有的《巴塞尔协议》进行修订,将流动性风险的标准、计量和监测列入《巴塞尔协议 III》(下文简称“巴 III”)中,作为宏观审慎政策框架的重要组成部分。其中包含的两个核心指标,一是“流动性覆盖率”(Liquidity Coverage Ratio,简称 LCR),旨在确保商业银行在设定的严重流动性压力情景下,能够保持充足的、无变现障碍的优质流动性资产,并通过变现这些资产来满足未来30日的流动性需求;二是“净稳定资金比例”(Net Stable Funding Ratio,简称 NSFR),旨在针对商业银行中长期期限错配风险进行监测和控制。根据巴 III 标准实施进度,流动性监管框架最迟应于2019年年初全面实施。

在中国,随着近几年金融改革和“去杠杆”的过程的不断深化,流动性风险已成为中国经济金融平稳运行的一个突出问题。为了提升商业银行的流动性管理水平,我国银保监会从2012年起对中国商业银行的流动性监管指标设定了为期五年的过渡期。2018年5月,银保监会发布《商业银行流动性风险管理办法》,该办法的核心内容是引入三个量化指标监管流动性风险,其中,资产规模在2000亿元(含)以上的商业银行应在2018年7月1日前达到净稳定资金比例最低监管要求。

流动性监管指标对我国商业银行的资产负债结构具有很强的约束力。流动性监管指标的设定固然对防范商业银行的流动性风险有积极意义,然而该指标却有可能对货币政策传导的效率带来消极影响。长期以来,信贷传导渠道在我国货币政策传导中发挥着重要的作用。贷款是我国商业银行资产结构中最重要的一部分,由于流动性约束的存在,当货币政策调整时,商业银行对贷款规模的调整行为受到限制。在流动性监管框架引入之后,商业银行内在的流动性约束升级为流动性监管“硬约束”,因而其对货币政策的信贷传导渠道影响可能会更加显著。那么,商业银行——尤其是流动性监管指标水平较低的银行——是否会为了达到监管要求而进行资产负债结构调整?这种调整又是否会影响货币政策信贷传导渠道的效率?对于这些问题的探索将有助于理解货币政策和宏观审慎政策之前的互动关系。

本文的主要工作是将净稳定资金比例监管约束纳入传统理论模型中,分别从理论和实证角度探究流动性监管要求的实施对货币政策信贷传导渠道的影响。净稳定资金比例(NSFR)指标作为银行业流动性监管新规的重要新增环节,是宏观审慎监管框架中不可或缺的组成部分。^①根据巴 III 最终标准,净稳定资金比例被定义为可用稳定融资(Available Stable Funding,

简称 ASF) 与所需稳定融资 (Required Stable Funding, 简称 RSF) 之比。其中, ASF 反映了金融机构融资渠道的稳定性特征, 可通过资产负债表的权益及负债项目进行加权计算; RSF 反映了金融机构在表内外资产和相关业务经营活动中的融资需求总和, 可通过资产负债表的资产项目和表外相关项目进行加权计算。NSFR 的计算原理基于对未来的预期, 但实际方法却是根据当前资产负债数据进行折算, 所以为了达标, 可以通过调整当期资产负债表上的项目数值实现, 而如何调整便是一门学问。NSFR 的提升依赖于可用稳定融资的增加或所需稳定融资的减少, 即商业银行可通过增加存款规模、拓宽长期融资途径, 或降低贷款规模、持有更高信用等级资产等以应对 NSFR 的监管要求。为满足监管要求, 商业银行必要时会对相关资产负债项目进行调整, 尤其是对于 NSFR 较低的商业银行来说, 这种调整变得更有必要。

我们通过引入包含净稳定资金比例约束的理论模型, 刻画出该监管指标对货币政策信贷传导渠道效率的潜在影响及传导路径。在此基础上, 我们采用我国 50 家商业银行 2012 年第 1 季度—2018 年第 2 季度面板数据对该影响进行了实证检验。主要结论是: 净稳定资金比例监管要求的引入会造成商业银行更多地调整非信贷资产结构而非调整信贷资产结构来满足合规要求, 这一行为将对货币政策传导的信贷渠道造成显著的负面影响, 而这种阻碍作用在股份制商业银行和城市商业银行中更为显著。

本文的学术贡献在于, 我们通过实证研究揭示流动性监管与货币政策传导效率之间的关系, 验证其内在的矛盾性问题, 这是宏观审慎与货币政策协调性研究的一个重要子课题。以往不少文献通过理论模型来刻画宏观审慎政策与货币政策的关系, 但模型的设定相对抽象, 难以考察金融机构的真实行为, 且主要讨论资本监管的影响; 研究流动性监管的文献, 较多的考察流动性监管对商业银行风险承担等问题的影响, 而不是银行对货币政策反应的敏感程度 (本文中界定的“货币政策传导效率”); 少数研究流动性监管对货币政策传导效率影响的文献中, 也并未涉及 NSFR 的影响机制研究, 仅仅将 NSFR 作为商业银行流动性水平的测度指标进行实证检验, 对其内涵及作用机制缺乏深入探索。由于商业银行对外披露的数据较少, 目前我们对银行行为描述的还不够精确。面对宏观审慎政策, 银行会采取什么行为, 这些行为又如何影响政策的效果, 还是目前欠缺的研究问题。本文从微观经济主体的行为出发, 研究宏观审慎监管与货币政策协调问题, 希望揭开金融机构行为和货币政策信贷传导渠道的“黑箱” (Bernanke and Gertler, 1995)。

本文余下部分结构如下: 第二部分是文献回顾, 第三部分是理论模型, 第四部分是实证检验, 最后是结论与建议。

二、文献回顾

宏观审慎监管理念在国际金融危机以来被各国监管当局普遍认同,各国也逐步构建起微观审慎基础上的宏观审慎框架,以维护金融体系的稳定。尽管在防范系统性风险与调节金融失衡方面,宏观审慎政策与货币政策互为有益补充(Borio and White, 2004; Kannan et al., 2012; 易纲, 2018),但两者有时也存在潜在冲突,因而在政策实践中应更加注重货币政策工具的协调使用(Borio and Zhu, 2012; Acharya and Naqvi, 2012; 王爱俭和王璟怡, 2014; 方意, 2016)。现有文献对宏观审慎政策与货币政策协调性的探究大多基于复杂宏观模型,但对两种政策出现冲突的微观机制关注较为有限。本文尝试通过探讨宏观审慎政策对货币政策传导机制的潜在影响,从微观视角找寻宏观审慎政策工具影响货币政策传导的内在机理。

(一) 货币政策信贷渠道的提出及其影响因素

对货币政策传导机制的研究开始于20世纪70年代, Bernanke and Gertler (1995) 曾将货币政策传导机制称为“黑箱”,也表明了货币政策传导机制的复杂性。长期以来,经济学家对货币政策作用机理主要持货币观点,即货币政策传导的利率渠道:紧缩的货币政策提升利率水平,造成利率敏感的投资下降,从而降低宏观经济产出(Mishkin, 1995)。然而,仅依靠货币和债券权衡的利率渠道并不能完整解释货币政策的宏观经济传导,也并未揭示货币政策的作用范围、推出时机及作用力度对实体经济的实质影响。因此, Bernanke and Blinder (1988) 重新审视了银行贷款在货币政策传导中的角色,提出了货币政策的信贷渠道。从广义上来说,货币政策的信贷渠道也可看做是资产负债表渠道,因为它强调了银行资产负债表的约束作用。考虑货币、债券和贷款三种资产组合的信贷传导渠道则对传统的利率渠道进行了微观意义上的补充,也揭示了货币政策与微观主体——银行之间的传导渠道与互动反馈关系。货币政策的信贷渠道提出以来,国内外学者通过理论模型和实证研究对信贷渠道的存在性进行了大量研究。研究表明,无论采用宏观加总数据(Bernanke, 1990; 周英章和蒋振声, 2002)还是微观银行层面数据(Kashyap and Stein, 1995; 刘书祥和吴昊天, 2013),货币政策的信贷渠道都显著存在。

在货币政策信贷渠道的存在性得到基本证明之后,国内外学者开始探讨影响货币政策信贷渠道传导效率的关键因素,并尝试为这些发现提供合理解释。早期对货币政策信贷渠道的实证研究大多基于宏观加总数据,无法区分供给侧和需求侧对银行信贷行为的影响,因而基于银行层面数据展开实证研究更为合理(Kashyap and Stein, 2000)。基于美国银行层面数据的实证研究表明,银行规模、流动性和资本状况等因素在货币政策的银行贷款传导渠道中扮演着重要角色(Kishan and Opiela, 2000; Gambacorta, 2005)。一般来说,银行规模越大、流动性水平越高、资本充足状况越好,银行信贷供给对货币政策敏感性越低。然而,这一结论在其他国家或地区并未达成共识。Ehrmann et al. (2001) 对欧洲银行业的实证研究表明,

流动性较差的银行对货币政策的反映更为敏感,而银行规模及资本状况不会影响银行信贷对货币政策的反映敏感度,其可能原因在于,不同国家具有不同的金融制度安排,如存款保险制度、政府隐性担保等制度安排都会造成某些银行特征变量不会引起投资者改变风险预期,也就不会引起外部融资成本的变化。徐明东和陈学彬(2011)对中国微观银行特征在银行贷款渠道中的作用进行较为全面的检验。实证研究结果表明,流动性充裕的大型银行,其信贷行为更易受到资本充足状况的影响,而中小银行则更多地受到流动性水平的制约。此外,也有实证研究表明,银行资产证券化业务发展(Altunbasetal., 2009)、银行全球化程度(Cetorelli andGoldberg, 2008)、银行治理状况(曹廷求和朱博文, 2013)以及银行业市场结构(董华平和干杏娣, 2015)等因素也会影响货币政策信贷传导效率。

(二) 流动性监管对货币政策信贷渠道的影响机理

尽管不同国家或地区对流动性在货币政策信贷传导渠道中的作用结论不一,但毫无疑问的是,国内外学者都认可银行流动性在货币政策信贷传导渠道中扮演着重要角色。而流动性监管就是银行流动性所面临的外在强制约束,因而流动性监管对货币政策信贷传导的影响机理研究还应从银行流动性的作用机理出发。Woodford(2010)在总结传统银行贷款渠道理论时,将银行面临存款准备金约束作为银行贷款渠道有效的前提条件。传统理论认为,银行面临存款准备金约束,货币政策变化造成存款规模变化,进而使银行面临流动性压力,是银行信贷调整行为产生的原因。然而,Disyatat(2011)在对银行贷款渠道再审视时指出,银行可以通过批发融资来满足其流动性需求,且银行贷款创造并不需要提前持有相应的存款,因而货币政策冲击引致的存款规模变化不必然造成银行信贷行为的改变。现代观点认为,银行贷款渠道通过货币政策影响银行外部融资成本而实现,而银行外部融资成本高低取决于资产负债表张力和投资者对银行风险的预期。很显然,流动性监管在两种作用机制中都具有一定约束力。

第一,资产负债表张力与资产结构转换。在外部融资存在摩擦的情况下,流动性资产的持有能够帮助银行调剂资金余缺,保持最优资产组合结构。正如KashyapandStein(2000)、Gambacorta(2005)所指出的,当央行采取紧缩型货币政策时,流动性较高的银行可以减少流动性资产持有以保有信贷组合,因而其信贷供给受货币政策影响较小。流动性监管通过对资产负债项目匹配施加约束,相当于更为严格的资产负债表约束。一方面影响了银行资产结构转换的行为,另一方面也对银行外部融资规模提出了要求。流动性监管对货币政策信贷渠道是否产生影响,取决于商业银行资产结构的调整 and 不同流动性水平资产之间的转换,如商业银行将贷款等低流动性资产替换为政府债券等高流动性资产,则会造成信贷规模下降

(Bonner and Eijffinger, 2016),而银行将短期银行间贷款替换为高流动性资产则不会对银行信贷规模造成影响(Banerjee and Mio, 2018)。

第二,信息不对称与外部融资成本。与资产规模、资本充足状况等银行微观特征类似,银行具有良好的流动性状况就意味着银行资产负债表稳健程度较高。这有助于减少因信息不

对称而造成的金融摩擦并影响外部投资者对银行的风险预期,进而影响银行外部融资成本或外部资金资金可获得性,从而对银行信贷行为形成制约(Bernanke and Blinder, 1992)。该影响机理在市场化程度较高、市场约束有力的国家作用更为明显。流动性监管作为衡量商业银行流动性水平的重要指标,银行是否符合监管要求对于外部投资者对银行风险预期的形成至关重要。一般来说,信息不对称程度越低,银行外部融资成本越低,该银行信贷行为受货币政策冲击的影响就越小。Giordana and Schumacher (2013)采用银行优化模型进行数据模拟发现,一旦银行业采用巴 III 流动性监管框架,期限错配程度较高的中小银行,其贷款行为受货币政策冲击影响较大,而流动性水平较高的大型银行,货币政策传导的信贷渠道无效。

相比之下,国内学者对巴 III 流动性监管的潜在影响评估与研究相对较少(李明辉等, 2016; 庞晓波和钱锟, 2018),且较少关注于流动性监管对货币政策信贷传导渠道的影响。李元和王擎(2018)探讨了传统流动性监管指标存贷比对货币政策信贷传导的潜在影响。钟文琴(2015)将政府证券占总资产的比重定义为商业银行面临的流动性约束对银行的信贷行为进行理论建模,并采用流动性比例和 NSFR 作为银行流动性衡量指标进行了实证检验,结果表明,商业银行流动性水平越高,其贷款行为对货币政策的敏感性越低。何雅婷(2017)采用测算的 LCR 与 NSFR 数据进行实证研究发现,商业银行流动性水平的提高会抑制贷款增长率。但是,现有相关研究还存在以下三方面的局限之处:第一,现有文献对 NSFR 流动性监管约束的设计理念与作用机制研究相对匮乏,对 NSFR 监管指标的内涵缺乏深入理解。部分文献将 NSFR 流动性监管要求等同于简单的流动性水平高低,目前还鲜有文献对 NSFR 流动性监管约束进行理论建模与分析,这样很容易忽略流动性监管的设计意图和监管逻辑。第二,虽然已有研究采用 NSFR 作为银行流动性水平的衡量指标,但并未揭示 NSFR 流动性监管及其对货币政策传导的影响机制,只是将 NSFR 作为衡量银行流动性水平的新指标,通过实证研究重新探究银行微观特征——流动性水平对货币政策信贷传导渠道的可能影响。第三,现有研究对实证结果的解释大多基于信息不对称和外部融资成本机制,这一机制在市场约束作用有限、银行特征信号作用不强的中国很难成立。相比之下,对资产负债表约束与资产结构调整的机制研究关注较少。

鉴于此,本文基于现有研究成果,尝试通过理论建模揭示流动性监管的作用方式,并通过实证研究探讨流动性监管对货币政策信贷传导的潜在影响及作用机制,以期从微观视角为宏观审慎监管与货币政策的协调提供有益经验。

三、理论模型

(一) 理论假设

借鉴 Peek and Rosengren (1995)、Kishan and Opiela (2000) 的模型设置, 本文将资本充足率和净稳定资金比例约束加入模型。考虑一个简化的银行资产负债表, 资产方包括贷款 (L)、证券投资 (SEC)、准备金存款 (RR), 负债方仅包括存款 (DD), 权益资本为 K 。

假设存款准备金 RR 仅包括法定存款准备金, 与存款总额呈固定比例:

$$RR = \rho DD, \quad 0 < \rho < 1 \quad (1)$$

假设存款由外生需求决定, 仅与存款基准利率相关, 商业银行没有控制存款规模的能力:

$$DD = a_0 + a_1 r_b, \quad r_b \text{ 为存款基准利率, } a_1 > 0 \quad (2)$$

银行持有证券投资的数额取决于资产负债表约束和净稳定资金比例要求, 证券投资也可作为负值, 表示银行从外部渠道融资, 因此证券投资也是银行应对流动性冲击的资金来源之一。银行贷款简化为关于贷款利率的函数, 贷款供应量由银行控制, 随着贷款利率的上升, 贷款规模会增加:

$$L = b_0 + b_1(r_l - \bar{r}_l), \quad \bar{r}_l \text{ 为贷款基准利率, } b_1 > 0 \quad (3)$$

同时权益资本 K 应满足资本充足率要求, 在简化资产负债表下, 资本充足率要求权益资本不低于风险加权资产 (由贷款和证券投资构成) 的固定比例 θ , 如公式 (4) 所示。一般来说, 资本充足率要求 θ 设定在 8%, σ^l 和 σ^s 分别表示贷款 L 和证券投资 SEC 的风险权重, 由于贷款资产的信用风险显著高于证券投资资产, 因而两类风险资产的风险权重满足 $\sigma^l > \sigma^s$ 。

$$K \geq \theta(\sigma^l L + \sigma^s SEC), \quad 0 \leq \sigma^s < \sigma^l \leq 1 \quad (4)$$

为简化经济系统中利率结构间的关系, 本文将贷款基准利率、证券投资平均收益率假定为关于存款基准利率的线性函数, 其中 $\phi > 0$ 。

$$\bar{r}_l = e_0 + \phi r_b \quad (5)$$

$$\bar{r}_s = g_0 + \phi r_b \quad (6)$$

(二) 理论模型与推导

银行是利润最大化的个体, 其利润函数为:

$$\pi = r_l L + \bar{r}_s SEC - r_b DD \quad (7)$$

银行面临资产负债表约束、资本充足率约束和流动性监管约束, 银行在三种约束下进行贷款规模 L 与证券投资 SEC 的权衡选择, 以追求利润最大化。其中, 资产负债表约束为:

$$RR + SEC + L = DD + K \quad (8)$$

资本充足率要求如公式（4）所示。

流动性监管约束反映了净稳定资金比例的监管要求，设 ω_1 、 ω_2 、 ω_3 分别表示存款、信贷资产、非信贷资产的加权平均折算因子，分别由 NSFR 要求中存款、信贷资产、非信贷资产项目的细分项目与相应折算因子的乘积之和与该项目总规模的比值计算得到：

$$\omega_1 = \frac{\sum_{i=1}^m \omega_{1,i} DD_i}{DD}, \quad \omega_2 = \frac{\sum_{i=1}^n \omega_{2,i} L_i}{L}, \quad \omega_3 = \frac{\sum_{i=1}^k \omega_{3,i} SEC_i}{SEC} \quad (9)$$

其中， m 、 n 、 k 分别表示 NSFR 计算要求中的存款、信贷资产、非信贷资产的细分项目数量， $\omega_{1,i}$ 、 $\omega_{2,i}$ 、 $\omega_{3,i}$ 分别表示存款、信贷资产、非信贷资产细分项目对应的折算因子。按照巴 III 净稳定资金比例的测算要求，NSFR 折算因子取值应介于 0-100%之间。净稳定资金比例的最低监管要求为大于 100%，即：

$$NSFR = \frac{K + \omega_1 DD}{\omega_2 L + \omega_3 SEC} \geq 100\% \quad (10)$$

为简化计算，本文借鉴缺口概念将上述约束转化为线性约束：

$$K + \omega_1 DD - \omega_2 L - \omega_3 SEC \geq 0 \quad (11)$$

由于流动性监管约束对资产负债项目的风险进行调整加权，该约束紧于资产负债表约束，因此在求解中我们仅需考虑约束资本充足率约束及流动性监管约束下的银行利润最大化问题即可。在约束（4）、约束（10）下对银行利润函数求解一阶条件，由一阶条件求解最优贷款规模并进一步对基准利率求导可得^①：

$$\frac{\partial L}{\partial r_b} = -\frac{b_1 \phi}{2} \left[1 + \frac{\theta \sigma^l - \omega_2}{\omega_3 - \theta \sigma^s} \right] < 0 \quad (12)$$

上式对 NSFR 调整系数 ω_2 、 ω_3 进一步求导可得：

$$\frac{\partial^2 L}{\partial r_b \partial \omega_2} = \frac{b_1 \phi}{2(\omega_3 - \theta \sigma^s)} > 0 \quad (13)$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial r_b \partial \omega_3} = -\frac{(\omega_2 - \theta \sigma^l) b_1 \phi}{2(\omega_3 - \theta \sigma^s)^2} < 0 \quad (14)$$

（三）模型含义与实证假设

^①由于我们假设贷款基准利率是存款基准利率的线性函数，故模型中基准利率统一用存款基准利率表示。根据表 1 中 NSFR 的折算因子设定，不难得到 $65\% \leq \omega_2 \leq 100\%$ ， $\theta \leq \omega_3 \leq 100\%$ 。由此可以得到 $\theta \sigma^l - \omega_2 \geq \sigma^l - 1$ ， $\omega_3 - \theta \sigma^s \leq 1 - \theta \sigma^s$ ，进一步有 $1 + \frac{\theta \sigma^l - \omega_2}{\omega_3 - \theta \sigma^s} \geq 1 + \frac{\theta \sigma^l - 1}{1 - \theta \sigma^s} = \frac{\theta(\sigma^l - \sigma^s)}{1 - \theta \sigma^s} > 0$ ，从而可判定公式（12）符号。又有 $\omega_2 - \theta \sigma^l > 0$ ， $\omega_3 - \theta \sigma^s > 0$ ，从而可判定公式（13）、（14）符号。囿于篇幅，本文省略了部分中间推导过程。

1. 货币政策传导效率的衡量

商业银行信贷规模及结构调整是货币政策传导的重要一环。由于基准利率由央行货币政策决定，因而模型中将基准利率作为货币政策松紧的代理变量。如（12）式所示，商业银行信贷规模与货币政策方向呈现反向关系，即 $\frac{\partial L}{\partial r_b} < 0$ 。一般来说，当基准利率上调、货币政策紧缩时，商业银行会收缩贷款规模；当基准利率下调、货币政策扩张时，商业银行会扩张信贷规模。商业银行信贷规模对于货币政策的反应敏感程度（ $\frac{\partial L}{\partial r_b}$ ）决定了货币政策信贷传导渠道的效率。商业银行信贷规模对货币政策变动的反应越敏感，货币政策信贷传导渠道就越通畅。反之，若商业银行信贷规模对货币政策变动不作反应，那么货币政策信贷传导渠道将会失灵。因此，本文将商业银行信贷规模对于货币政策的反应敏感程度定义为货币政策信贷传导渠道的效率（简称“货币政策传导效率”），货币政策传导效率取决于 $\frac{\partial L}{\partial r_b}$ 绝对值的大小：在 $\frac{\partial L}{\partial r_b}$ 小于零的情况下， $\frac{\partial L}{\partial r_b}$ 绝对值越大，货币政策传导效率越高。鉴于此，本文提出如下假设：

H1: 货币政策的信贷传导渠道在我国显著存在。商业银行贷款规模会对基准利率变动作出负向反馈，即 $\frac{\partial L}{\partial r_b} < 0$ 。

2. 商业银行的资产结构调整行为与流动性管理

为了管理商业银行长期流动性水平，商业银行可采取两种资产调整方式：第一种是传统的资产结构调整方式，即信贷资产与非信贷资产之间的比例转换。从 NSFR 计算方法来看，非信贷资产的平均权重设定低于信贷资产（权重设定见表 1），因而调减信贷资产比例，转而调增非信贷资产占比，也有助于商业银行 NSFR 水平的提高。第二种调整方式受到 NSFR 指标设定的启发。从 NSFR 指标的构成来看，商业银行若不改变信贷资产与非信贷资产的比例结构，仅依靠调整信贷资产内部结构和非信贷资产内部结构，同样能够实现银行长期流动性水平的提升。在本文的模型设定下， ω_1 、 ω_2 、 ω_3 不仅与监管测算要求有关，也与银行的资产负债调整决策有关：根据 NSFR 测算中的折算因子假设，存款总额中若较长期限的稳定存款占比较高，则 ω_1 也将增加，但由于存款仅决定于存款需求，并不能完全由银行所控制，所以本文中 ω_1 设定为固定值；贷款总额中抵押类贷款、较为短期贷款所赋予的折算因子较低，因而当其占比增加时， ω_2 将相应下降；证券投资中现金及同业资产同样被赋予较低折算因子，因而当其占比增加时， ω_3 将相应下降。因而，在信贷资产与非信贷资产比例保持稳定的情况下，我们可以将 ω_2 、 ω_3 作为银行调整信贷资产内部结构、非信贷资产内部结构的行为参数，银行通过下调信贷资产内部结构 ω_2 、非信贷资产内部结构 ω_3 ，也有助于提升银行的 NSFR 水平。

本文的模型推导建立在信贷资产与非信贷资产比例稳定的前提假设之上,主要考虑到商业银行信贷与非信贷资产的比例受到银行自身业务经营特点与其他监管条件的限制,基于流动性管理目的进行信贷资产与非信贷资产之间的腾挪,调整成本相对较高,因此一般来说商业银行信贷资产占比相对稳定。表3中列示的我国三类商业银行的资产结构变化特征也表明我国商业银行信贷资产与总资产的比值变化相对较小,因此本文主要以第二种资产结构调整方式的影响为重点讨论对象。

3. 商业银行资产结构调整对货币政策传导效率的影响

在巴 III 资本监管及流动性监管的双重监管压力下,加之金融脱媒的加剧,银行负债端调整方式(增加更稳定融资渠道或提高资本补充)往往受到较多限制,银行适当调整资产结构或将成为商业银行改善长期流动性状况的主要方式。

本文所关注的银行资产结构调整方式着眼于信贷资产与非信贷资产的内部结构变化。商业银行提高信贷资产中抵押类贷款或短期贷款的占比(导致 ω_2 下降),或提高非信贷资产中现金及存放同业款项的占比(导致 ω_3 下降),都将有利于商业银行提升 NSFR 水平。然而,这种资产结构调整行为将对货币政策传导效率产生不同的影响。由(13)、(14)式可知,商业银行调整信贷资产内部结构(ω_2 下降)将会增强货币政策传导效率,而调整非信贷资产内部结构(ω_3 下降)将会削弱货币政策传导效率。因此,货币政策传导效率程度取决于商业银行对于资产调整行为的选择及调整力度:商业银行调整信贷资产内部结构以提升 NSFR 水平,则货币政策信贷传导更为有效;若商业银行调整非信贷资产内部结构,则货币政策信贷传导渠道将会受到阻碍。对于信贷资产、非信贷资产内部结构调整方式,本文提出如下假设:

H2a: 信贷资产内部结构调整会影响货币政策信贷渠道传导效率。商业银行提高信贷资产中抵押类贷款或短期贷款的占比(ω_2 下降)将会提升货币政策信贷渠道传导效率,反之, ω_2 上升将会阻碍货币政策信贷传导效率。

H2b: 非信贷资产内部结构调整会影响货币政策信贷渠道传导效率。商业银行提高非信贷资产中现金及存放同业款项的占比(ω_3 下降)将会阻碍货币政策信贷渠道传导效率,反之, ω_3 上升将会提升货币政策信贷渠道传导效率。

由此可知,商业银行在适应流动性监管的过程中可能采取的资产结构调整行为会对货币政策传导效率产生不同的影响,这也就为我们提供了实证检验的思路:在信贷资产与非信贷资产比例保持稳定的前提下,若银行提高 NSFR 造成了货币政策传导效率下降,则表明银行更倾向于调整非信贷资产内部结构。反之,若银行提升 NSFR 造成了货币政策传导效率上升,则意味着银行更多地采取了信贷资产内部结构调整以提高长期流动性水平(作用机制如图1所示)。由此,本文提出如下假设:

H3: 商业银行提升 NSFR 水平的行为会影响货币政策信贷渠道传导效率, 其影响效果取决于信贷资产内部结构 ω_2 、非信贷资产内部结构 ω_3 对货币政策信贷渠道传导效率的作用大小。

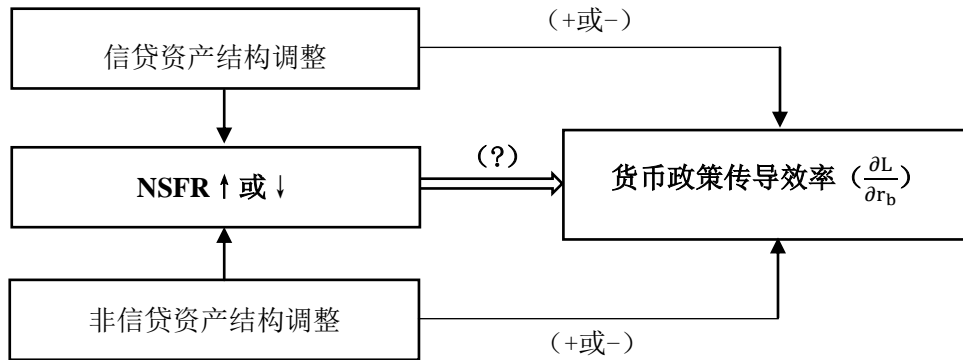


图 1 NSFR 对银行货币政策信贷渠道传导效率影响的作用机制

基于以上理论分析, 本文采用我国 50 家商业银行 2012 年第 1 季度-2018 年第 2 季度的非平衡面板数据, 构建动态面板数据模型, 对本文提出的相关假设进行实证检验, 并结合商业银行过渡期内的资产结构变化情况, 研究商业银行在应对流动性监管时所采取的资产结构调整策略及其对货币政策传导效率的影响, 并为宏观审慎监管与货币政策协调提供有益的切入点。

四、实证研究

(一) 模型基本设定

Kashyap and Stein (1995、2000)、Kishan and Opiela (2000) 对货币政策信贷渠道的理论推导与实证研究表明, 银行规模、流动性状况及资本充足状况对货币政策的信贷传导渠道均具有显著影响。综合考虑银行微观特征的影响, 本文尝试建立动态面板模型研究流动性监管要求 NSFR 对货币政策信贷传导渠道的影响。借鉴 Kashyap and Stein (2000)、Giordana and Schumacher (2013)、曹廷求和朱博文 (2013) 的模型设定, 考虑到银行贷款行为在时间上具有持续性, 本文将模型形式设定如下:

$$\ln(LOAN_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(LOAN_{i,t-1}) + \beta_2 MP_t + \beta_3 NSFR_{i,t} + \beta_4 MP_t \times NSFR_{i,t} + \beta_5 chara_{i,t} + \beta_6 control_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$\varepsilon_{i,t} = v_i + u_{i,t}$$

$$v_i \sim IIN(0, \sigma^2 v)$$

$$u_{i,t} \sim IIN(0, \sigma^2 u) \tag{15}$$

其中, $\ln(LOAN_{i,t})$ 表示第*i*家银行第*t*时期贷款规模的对数值, 考虑到银行贷款行为的持续性特征, 本文在模型中加入了贷款规模的滞后项 $\ln(LOAN_{i,t-1})$ 及调整系数 β_1 , 该调整系数越大则表明银行跨期贷款规模变动越小, 或表明长期稳定贷款占比较高。

MP_t 表示第*t*期的货币政策代理变量, 理论推导中本文将基准利率对银行贷款行为的影响定义为货币政策传导效率, 实证研究中选取央行贷款基准利率(LR)为货币政策代理变量, 以银行间拆借利率(BR)、法定存款准备金率(MI)作为稳健性检验的替代变量, 辅助检验价格型、数量型调控工具的传导效率。伴随着利率市场化进程的推进, 现有货币政策调控框架更多以价格型调控工具为主, 以基准贷款利率、银行间拆借利率作为货币政策代理变量, 一方面可对模型的稳健性进行验证, 另一方面对当下流动性监管新规引入的影响研究也更具现实意义。在基准模型设定下, 货币政策传导效率为 $\frac{\partial L}{\partial r_b} = \beta_2 + \beta_4 NSFR$ 。若货币政策的信贷传导渠道存在, 那么货币政策传导效率预期符号应为负值, 即 $\frac{\partial L}{\partial r_b} = \beta_2 + \beta_4 NSFR < 0$ 。

$NSFR_{i,t}$ 表示第*i*家银行第*t*期的净稳定资金比例水平, 它不仅代表了商业银行长期流动性水平, 也蕴含着商业银行对资产负债结构调整行为的信息。货币政策变量与 $NSFR$ 的交互项 $MP_t \times NSFR_{i,t}$ 可理解为 $NSFR$ 变动对货币政策传导效率的影响, 即: $\partial(\frac{\partial L}{\partial r_b})/\partial NSFR$ 。若系数 $\beta_4 > 0$, 则表明 $NSFR$ 的提高阻碍了货币政策传导效率, 也就是说商业银行更多的采用调整非信贷资产内部结构而非调整信贷资产内部结构来提高流动性水平; 反之若 $\beta_4 < 0$ 则表明 $NSFR$ 的提高提升了货币政策传导效率, 此时银行更多地选择调整信贷资产内部结构来提高净稳定资金比例水平。

此外, 本文选取银行层面特征变量 $chara_{i,t}$ 包括银行总资产规模的对数值(TA)、资本充足率(CAR)、短期流动性比率($SLIQ$)¹三大控制变量, 以剔除其他银行异质性特征对实证结果的潜在影响; 宏观经济层面的控制变量 $control_t$ 主要包括 GDP 季度增长率(ΔGDP)、 $M2$ 季度增长率($\Delta M2$)等, 以减少需求端因素对银行贷款行为的影响。

(二) 变量设计与数据选择

由于 $NSFR$ 在我国监管实践中的过渡期安排自 2012 年 1 月 1 日开始, 到 2018 年 7 月 1 日 $NSFR$ 正式列入监管指标, 商业银行经历了较长时间区间的缓冲调整过程, 且我国商业银行在该缓冲期内确实出现过低于最低监管要求的情况, 因而为我们的实证检验提供了良好的观察时间窗口。同时, 由于 $NSFR$ 监管要求仅适用于资产规模不小于 2000 亿元人民币的商

¹短期流动性比率($SLIQ$)定义为现金及存放中央银行款项、存放同业和其它金融机构款项在总资产中的占比。这里本应采用巴 III 中所规定的短期流动性监管指标 LCR 作为短期流动性水平的测度指标, 但由于 LCR 数据可得性问题, 我们采用 $SLIQ$ 指标进行简化和替代。根据现有已披露的 LCR 数据, 笔者也尝试采用 LCR 指标替代 $SLIQ$ 指标进行了模型的稳健性检验, 模型结果仍然支持本文的主要结论。

业银行，因此本文在过渡期内选择 2017 年年末各商业银行的资产规模进行样本筛选，从而得到更多适用监管标准的银行样本。进一步剔除政策性银行、外资银行以及财报连续披露时间低于 3 年的银行样本后，本文筛选得到 2012 年第 1 季度-2018 年第 2 季度我国 50 家商业银行的季度数据样本，其中包括 5 家大型商业银行、10 家股份制商业银行以及 35 家城市商业银行。各商业银行财务报表数据来源于 Moody's Analytics BankFocus 数据库，宏观经济数据来源于国泰安 CSMAR 数据库。由于部分商业银行财报初始披露时间较晚且披露频率存在差异，因而所得到面板数据为非平衡面板数据类型。对于部分季度数据缺失的情况，统一采用线性插值方法予以补充，以保证样本量以及时间上的连续性。

结合我国现行监管要求以及 King (2013)、Dietrich et al. (2014) 所采用的资产负债分类方法，本文分别对 BankFocus 数据库中的对应项目进行识别和归纳，并据此计算各商业银行净稳定资金比例指标。具体计算项目及折算因子如表 1 所示。

表 1 NSFR 测算中所涉及的项目及相应的折算因子

I. 可用稳定融资 (ASF)		
分类	BankFocus 数据库对应项目	折算因子
权益	总权益	100%
	优先股及作为负债的混合资本	100%
	优先股及作为权益的混合资本	100%
负债	长期资金总额	100%
	客户存款总额	90%
	回购和现金担保	50%
	其他负债	0%
II. 所需稳定融资 (RSF)		
分类	BankFocus 数据库对应项目	折算因子
资产 (信贷资产)	抵押贷款	65%
	非抵押贷款	85%
	其他贷款	100%
资产 (非信贷资产)	现金及存放同业款项	0%
	证券投资	40%
	其他资产	100%
表外项目	担保与保证	5%
	承兑汇票和表外报告跟单信用证	5%
	信用承诺额度	5%
	其他或有负债	5%
III. 净稳定资金比例 (NSFR)		
$NSFR = \frac{ASF}{RSF}$		

注：笔者根据国际清算银行《巴塞尔 III：净稳定资金比例》、银保监会《商业银行流动性风险管理办法》等文件对 BankFocus 数据库项目整理所得。其中，ASF 项目按照融资稳定性从高到低排序，RSF 项目按各项目类别与稳定资金占用度从低到高排序。“长期资金总额”是指剩余期限在 1 年及以上的所有负债融资；“抵押贷款”项目仅指个人住房抵押贷款；“非抵押贷款”项目指除住房抵押贷款外的其他个人贷款及企业贷款；“其他贷款”项目指未包含于以上两类的所有贷款款项，如汇票、租赁资产、关联方贷款等。“证券投资”项目包括交易性金融资产、可供出售金融资产、持有到期投资以及其他证券投资。

表 2 为变量的描述性统计，展示了样本商业银行在贷款行为、长短期流动性水平、资本状况、资产规模等方面的基本数据特征。从描述性统计结果来看，50 家样本商业银行的净稳定资金比例水平平均处于较高水平，NSFR 指标的总样本均值达到 136.79%，高于监管设定 100% 的最低流动性监管要求。但是，在区分不同银行类型后不难发现，各类商业银行的流动性水平存在较为显著的差异。

表 2 变量描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ln(LOAN)</i>	1476	26.6894	1.6022	22.5623	30.3414
<i>NSFR</i>	1556	1.3679	0.2055	0.1607	3.2798
<i>CAR</i>	1427	0.0613	0.0121	0.0220	0.1082
<i>TA</i>	1434	27.7248	1.3360	26.0258	30.9380
<i>SLIQ</i>	1434	0.1762	0.0562	0.0770	0.4566
<i>MP(LR)</i>	2300	0.0563	0.0096	0.0435	0.0747
<i>MP(BR)</i>	2300	0.0321	0.0136	0.0094	0.0660
<i>MP(MI)</i>	2300	0.1763	0.0252	0.1000	0.2150
<i>ΔGDP</i>	2300	0.0299	0.0120	0.0149	0.0538
<i>ΔM2</i>	2300	0.0352	0.0202	-0.0062	0.1104

按照中国 NSFR 监管引入的时间区间（2012 年第 1 季度至 2018 年第 2 季度），我们分别考察三类样本商业银行的变动趋势。从图 2 来看，三类商业银行 NSFR 平均水平均处于 100% 监管要求之上，但总体呈现下行趋势，这也意味着商业银行仍然面临着一定的流动性监管合规压力。从三类商业银行的组间差异来看，大型商业银行和城市商业银行的 NSFR 水平显著高于股份制商业银行。其原因可能在于，股份制商业银行融资来源的稳定性相对较低（导致 ASF 较低），或资产端流动性风险较高的资产持有比例较高（导致 RSF 较高）。在本文选取的样本中，股份制商业银行和城市商业银行中存在部分商业银行的 NSFR 低于 100% 监管要求的情况，虽然样本区间内仍然是监管要求的过渡期，但长期流动性状况不佳的商业银行仍然具有调整资产结构的现实需求。

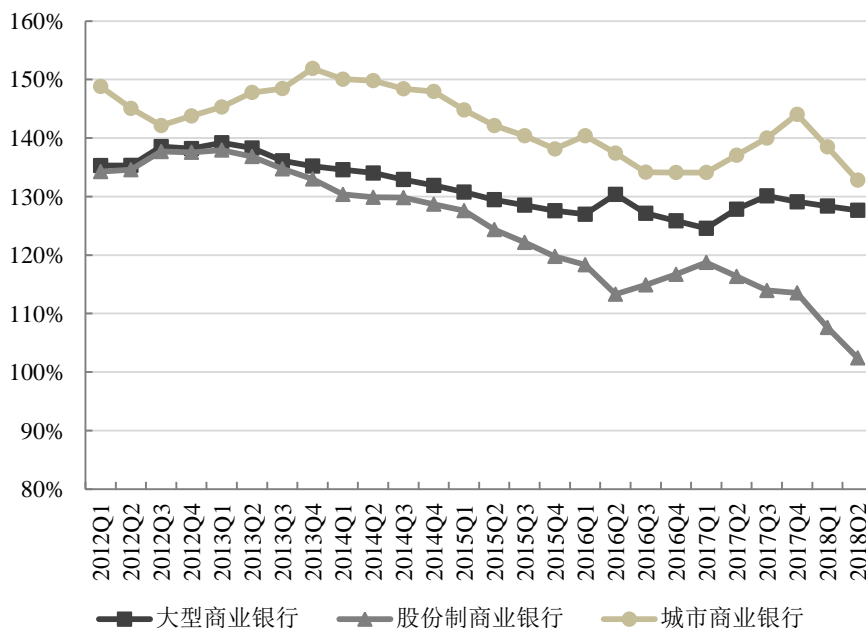


图 2 2012 年-2018 年我国三类样本商业银行 NSFR 趋势对比图

表 3 展示了 NSFR 监管要求过渡期中我国三类样本商业银行的资产结构调整情况及特征。在过渡期内，商业银行虽然面对一定的 NSFR 监管达标压力，信贷资产与非信贷资产的比例并没有显著变化（样本期间信贷资产比例的标准差较小），表示商业银行并未进行大幅度的传统资产结构调整。然而，信贷资产内部结构、非信贷资产内部结构发生了显著的变化，且不同类型商业银行调整行为具有明显的分化特征。具体来看，大型商业银行信贷资产内部结构发生了显著变化，抵押类贷款占比的显著增加（对应 ω_2 下降），成为大型商业银行调整资产结构的主要途径。而股份制商业银行和城市商业银行则侧重于调整非信贷资产内部结构，现金、存放同业款项及证券投资占比的显著提升（对应 ω_3 下降），成为这两类银行调整资产结构的主要途径。因此，我们判断商业银行应对 NSFR 监管合规压力时，并没有显著的调整信贷资产与非信贷资产内部结构，而是依托于信贷资产或非信贷资产内部结构的调整，以提高 NSFR 水平。结合理论模型推导结果，商业银行对信贷资产或非信贷资产内部结构的调整，对货币政策传导效率具有相反的作用效果，通过检验 NSFR 对货币政策传导效率的影响有助于我们理解商业银行应对 NSFR 监管新规的调整行为。

表 3 2012 年-2017 年三类商业银行资产结构变化特征

项目	年份	信贷资产比例	信贷资产内部结构	非信贷资产内部结构
大型商业 业	2012 年	52.51%	16.78%	90.76%
	2013 年	53.52%	18.23%	90.29%
	2014 年	54.23%	19.47%	92.30%
	2015 年	53.46%	21.60%	91.47%

银行	2016年	53.00%	28.02%	93.54%
	2017年	54.09%	30.08%	93.03%
	标准差	0.65%	5.45%	1.28%
股份制商业银行	2012年	48.80%	12.52%	75.09%
	2013年	46.67%	11.34%	72.71%
	2014年	46.10%	10.93%	80.09%
	2015年	45.58%	11.47%	85.80%
	2016年	46.36%	15.93%	94.31%
	2017年	51.19%	16.73%	94.32%
	标准差	2.14%	2.53%	9.36%
城市商业银行	2012年	44.28%	10.28%	81.21%
	2013年	41.72%	8.28%	83.59%
	2014年	41.00%	8.45%	88.62%
	2015年	39.07%	8.07%	90.72%
	2016年	37.70%	9.33%	94.95%
	2017年	39.08%	10.76%	93.82%
	标准差	2.36%	1.12%	5.50%

注：“信贷资产比例”是指信贷资产与总资产比值，非信贷资产比例定义为1-信贷资产比例，因而不做赘述。“信贷资产内部结构”是指抵押类贷款与总信贷资产比值，该数值升高对应 ω_2 下降。“非信贷资产内部结构”是指现金、存放同业款项及证券投资与总非信贷资产比值，该数值升高对应 ω_3 下降。

表4对不同类型商业银行的特征变量差异进行组间均值t检验。检验结果表明，大型商业银行在贷款规模($\ln(LOAN)$)、资产规模(TA)、资本充足率(CAR)方面严格占优于股份制商业银行及区域性商业银行；大型银行和城市商业银行的短期流动性水平均优于股份制商业银行，而城市商业银行的 $NSFR$ 水平则显著高于大型银行和股份制银行。其原因可能在于，城市商业银行的高流动性资产持有比例较高，而占用稳定资金较多的资产持有比例相对较低。

表4 主要银行特征变量的组间均值检验

变量名称	(1) 大型-股份制		(2) 股份制-城商行		(3) 大型-城商行	
	均值差异	t值	均值差异	t值	均值差异	t值
$\ln(LOAN)$	1.853***	25.6878	2.100***	40.2528	3.953***	61.9665
$NSFR$	0.080***	4.7862	-0.189***	-12.7221	-0.108***	-5.5283
CAR	0.011***	13.9120	-0.005***	-6.6966	0.006***	6.5051
TA	1.659***	26.1489	1.817***	42.2062	3.476***	66.9015
$SLIQ$	0.030***	7.9824	-0.038***	-8.6214	-0.008	-1.4118

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。下同。

(三) 实证检验结果与分析

考虑到面板的非平衡性、被解释变量滞后项的加入可能带来的内生性问题，本文采用一阶系统 GMM 进行参数拟合 (Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998)，以保证参数估计的有效性。首先，通过 Durbin-Wu-Hausman 检验检验变量内生性。结果显示，被解释变量的滞后变量以及净稳定资金比例、资本比率、资产规模变量具有内生性特征。其次，根据 Arellano-Bond 矩条件的构造方法，内生变量的滞后变量与被解释变量高度相关，且与扰动项无关。因而本文选取 $\ln(LOAN)$ 的滞后一阶变量 ($L.\ln(LOAN)$) 作为差分方程的工具变量，将其差分变量作为水平方程的工具变量作为 GMM 类型工具变量；将前定内生变量的滞后变量以及完全外生变量作为工具变量构造矩条件，再对模型进行广义矩估计，以缓解模型估计中的内生性问题。参数拟合结果如表 5 所示。

表 5 基准模型的参数估计及稳健性检验结果

解释变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
$L.\ln(LOAN)$	0.6554*** (0.1229)	0.6674*** (0.1264)	0.6582*** (0.1244)	0.6591*** (0.1245)
$NSFR$	-0.0179 (0.0478)	-0.0054 (0.0490)	-0.0458 (0.0556)	0.0092 (0.0424)
MP	-113.1724** * (35.5578)	-169.8956*** (65.5751)	-43.3724*** (13.4703)	-103.2561*** (35.7624)
$NSFR \times MP$	81.4240*** (24.7140)	122.9064*** (47.6835)	31.3700*** (9.5544)	75.5442*** (26.1382)
ΔGDP	1.7041 (1.3863)	1.6451 (1.5265)	1.5935 (1.2928)	1.6967 (1.3929)
$\Delta M2$	-0.3598 (0.4136)	-0.2389 (0.4694)	-0.4649 (0.4369)	-0.2553 (0.4649)
TA	0.3621*** (0.1350)	0.3504** (0.1408)	0.3554*** (0.1361)	0.3607*** (0.1381)
CAR	2.6877** (1.0525)	2.9568*** (1.0318)	3.1549** (1.2623)	2.4024*** (0.8977)
$SLIQ$	0.3201* (0.1645)	0.1593 (0.2674)	0.2957* (0.1692)	0.0593 (0.2783)
$TA \times MP$		1.1012 (1.9761)	-0.8978** (0.4423)	1.6669* (0.9927)
$CAR \times MP$		412.1428 (976.4360)	255.9570 (220.3299)	-82.8255 (268.6257)
$SLIQ \times MP$		-313.2035 (264.2068)	48.7502 (30.3277)	-241.9330* (135.7951)
常数项	-0.9788** (0.4938)	-0.9858* (0.5325)	-0.8520* (0.4799)	-1.0211* (0.5239)

观测数	1001	982	982	982
样本银行	50	50	50	50
Wald 统计量	164810.92** *	197259.39***	161587.69** *	180673.44***
AR(1)-p 值	0.049	0.052	0.032	0.034
AR(2)-p 值	0.440	0.558	0.191	0.246
Hansen 检验-p 值	0.999	0.999	0.999	0.998

注：基于一阶系统 GMM 的参数估计结果。括号内为按银行个体聚类稳健标准差。Arellano-Bond 检验中 AR(1)的原假设为残差不存在一阶自相关，AR(2)检验的原假设为残差不存在二阶自相关，Hansen 检验的原假设为所有工具变量有效。

1. 基准模型及稳健性检验

模型（1）为不包含银行特征变量交互项的基准回归模型，仅考虑了 NSFR 对货币政策传导效率的影响，货币政策变动对银行贷款规模的综合影响 $\frac{\partial L}{\partial r_b}$ 可以通过交互项 NSFR \times MP 的系数乘以 NSFR 均值后再与货币政策变量 MP 的系数相加得到，通过计算可得 $\frac{\partial L}{\partial r_b} = -1.7925 < 0$ 。由此可验证假设 H1 成立，即货币政策信贷传导渠道是存在的。以基准贷款利率作为货币政策代理变量，紧缩的货币政策即更高的基准贷款利率水平，将造成银行贷款规模的下降。给定需求因素的影响，货币政策能够通过控制信贷供应量而传导至实体经济，即货币政策的信贷渠道是有效的，这也与 Kashyap and Stein（1995、2000）的研究结论一致。同时，模型（1）也表明，在控制银行层面特征变量、宏观经济变量后，净稳定资金比例本身对银行贷款规模并没有显著影响，但其对货币政策传导的效率产生了间接影响。净稳定资金比例与货币政策变量的交互项可理解为 $\partial(\frac{\partial L}{\partial r_b})/\partial NSFR$ ，其系数显著为正，即表明净稳定资金比例的提升造成了商业银行对货币政策传导效率绝对值的下降，这就验证了本文提出的假设 H3，这也与 Giordana and Schumacher（2013）得到的结论类似。

在此基础上，考虑到已有大量关于银行微观特征影响货币政策信贷渠道传导效率的文献（Kashyap and Stein, 1995; Kishan and Opiela, 2000; 徐明东和陈学彬, 2011），模型（2）考虑加入其他银行特征变量与货币政策的交互项，以控制其他变量对货币政策传导过程的潜在影响。结果仍然与模型（1）一致，即净稳定资金比例的提升降低了货币政策传导效率。结合前述理论推导结果 $\partial(\frac{\partial L}{\partial r_b})/\partial \omega_2 > 0$ 和 $\partial(\frac{\partial L}{\partial r_b})/\partial \omega_3 < 0$ 可知，商业银行更多地采用了调整非信贷资产内部结构 ω_3 而非调整信贷内部资产结构 ω_2 来提升净稳定资金比例水平，以应对流动性监管新规要求。这一行为可能与银行贷款期限结构及调整成本的权衡有关：由于贷款合约往往具有粘性，并不能随时灵活调整，而与调整非信贷资产内部结构相比，商业银行调整信贷资产的成本相对较高，这一结果也与经验事实相符。因此，在 NSFR 新规约束下商业银行的合理应对策略即调整非信贷资产内部结构以提升 NSFR 水平。贷款合约粘性越大，金

融市场越完备, 银行对非信贷资产内部结构调整的空间也就越大, 对货币政策信贷渠道的阻碍作用也就越明显。

为确保基准模型估计结果的有效性, 本文从以下方面进行了模型的稳健性检验²: 第一, 各模型参数估计方法均采用一阶系统 GMM 估计方法, 并构造 Arellano-Bond 矩条件对模型参数进行广义矩估计, 对模型的工具变量设定进行 Hansen 检验, 结果均接受原假设, 这表明参数估计所选取的工具变量是稳健的。Arellano-Bond 检验中的 AR(1)、AR(2)值也表明残差不存在二阶自相关, 结合对模型整体参数拟合的 Wald 联合检验表明, 整体参数的回归结果是显著的。第二, 本文尝试采用不同的货币政策代理变量对模型进行稳健性检验, 模型(3)、模型(4)分别由 7 天银行间同业拆借利率(季度均值)、法定存款准备金率替代基准贷款利率作为货币政策的代理变量加入回归模型, 估计结果仍然稳健: 净稳定资金比例的提升仍然会造成显著的银行对货币政策敏感度的绝对值下降, 削弱了货币政策的信贷渠道传导效果。第三, 本文采用以前使用的长期流动性监管指标存贷比, 替代本文中计算得到的 NSFR 指标, 对基准模型进行稳健性检验, 估计结果仍然支持流动性监管对货币政策传导效率的阻碍作用。第四, 考虑其他银行特征变量对银行信贷行为的可能影响, 本文尝试加入非利息收入占比、总资产收益率、拨备覆盖率、不良贷款率等变量作为控制变量, 对基准模型进行稳健性检验, 本文结论并未发生改变。第五, 本文尝试采用已披露的 LCR 指标以及流动性比例等短期流动性指标替代基准模型中的 SLIQ 指标, 对基准模型进行稳健性检验, 估计结果仍然稳健。

2. 分组估计结果

我们仍然以 2012 年第 1 季度至 2018 年第 2 季度为时间窗口, 对 NSFR 的影响进行进一步分析。以下分别按照 NSFR 水平和银行类别进行了分组估计, 以便更清晰地了解商业银行对 NSFR 指标的潜在调整动机。参数估计结果如表 6 所示。

表 6 按 NSFR 高低和按银行类别的分组估计结果

解释变量	按 NSFR 高低		按银行类别		
	低 NSFR 组	高 NSFR 组	大型 商业银行	股份制 商业银行	城市 商业银行
<i>L.ln(LOAN)</i>	0.2313** (0.1114)	0.6747*** (0.0604)	0.1393 (0.2816)	0.9782*** (0.0171)	0.6908*** (0.0524)
<i>NSFR</i>	-0.0851 (0.0749)	-0.0537 (0.1368)	-0.0011 (0.0634)	0.0955 (0.0634)	-0.0468 (0.0750)
<i>MP</i>	-251.5588** (110.0909)	-51.6799 (65.9295)	-12.2718 (24.8752)	-113.1216*** (42.5497)	-208.3677*** (73.5439)

²囿于篇幅, 本文仅展示了不同的货币政策代理变量对模型进行稳健性检验结果, 其他稳健性检验结果未在文中列示, 如有需要可向作者索取。

NSFR×MP	168.3357** (74.1481)	36.5091 (51.7512)	2.3303 (17.5335)	87.3853*** (29.8837)	150.4458*** (51.1659)
常数项	-2.6170*** (0.7769)	-0.9311*** (0.2312)	0.7080 (0.4345)	-0.0305 (1.3810)	0.0815 (1.0658)
宏观经济变量	控制	控制	控制	控制	控制
银行特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
其他交互项	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	442	520	130	252	600
样本银行	48	41	5	10	35
Wald 统计量	21786.37***	77838.60***	63.08***	359.04***	14706.68***
AR(1)-p 值	0.003	0.038	0.082	0.034	0.086
AR(2)-p 值	0.782	0.118	0.127	0.199	0.771
Hansen 检验-p 值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

注：同表 5。

为了检验不同 NSFR 水平的商业银行是否在调整动机上存在差异, 本文以 2012 年-2018 年商业银行每年度 NSFR 中位数作为筛选标准, 选取高于年度分位数与低于年度分位数的样本进行实证检验。回归模型仍然沿用基准模型 (2) 的设定, 进一步控制了银行特征变量 (包括银行规模 TA 、资产充足率 CAR 、短期流动性比率 $SLIQ$)、其他交互项控制变量 (TA 、 CAR 、 $SLIQ$ 变量与货币政策的交互项) 的影响。实证结果表明, NSFR 较低的样本银行组货币政策的信贷传导渠道受到了显著的阻碍, 而 NSFR 较高的样本银行组并没有显著的阻碍作用。这也意味着, NSFR 水平较低的商业银行更有动机调整资产结构以应对 NSFR 达标要求, 而 NSFR 水平较高的商业银行则没有表现出显著的调整行为。且 NSFR 水平较低的商业银行往往会选择调整非信贷资产内部结构来提升 NSFR 水平, 对信贷资产内部结构调整较少, 因而降低了货币政策传导效率。

为了检验 NSFR 引入对不同类型商业银行货币政策信贷渠道传导效率的差异, 本文对大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行三个子样本进行了分组回归, 分组回归模型仍采用基准模型 (2) 的设定。结果表明, 货币政策的信贷渠道传导在股份制商业银行和城市商业银行两个样本组受到显著的削弱作用, 而在大型商业银行样本组中阻碍作用并不显著。这也就意味着, 股份制商业银行和城市商业银行在面临 NSFR 的合规调整中采取的主要调整策略为调整非信贷资产内部结构, 即提高现金、同业资产及证券投资比重 (ω_3 下降), 且调整力度大于银行对信贷资产内部结构的调整, 因而降低了货币政策传导效率。从过渡期内两类银行的 NSFR 水平 (见图 2) 来看, 股份制商业银行的 NSFR 整体水平处于较低位置, 且持续处于下行区间; 城市商业银行虽然整体 NSFR 水平较高, 但样本内银行差距明显, 部分银行的 NSFR 水平仍然处于较低水平, 因此两类银行均存在合规调整的强烈动机。相较于

大型商业银行来说,股份制商业银行和城市商业银行的信贷调控能力相对较弱,进行非信贷资产内部结构调整也是两类银行提升 NSFR 的合理方式,这也与表 3 所示经验事实相符。相反,大型商业银行自身资产负债结构调整路径更为灵活多样,且自身 NSFR 在过渡期内长期处于较高水平,因此并不具备现实的调整动机,因此对货币政策的信贷传导渠道影响不大。

3.对资产结构调整行为的进一步讨论

在验证了 NSFR 对货币政策传导效率的影响之后,本文进一步对理论模型中提及的两种资产内部结构调整行为进行了实证检验。我们仍然采用基准模型(2)的设定,验证两种资产内部结构调整方式对货币政策传导效率的可能影响。这里所采用的信贷资产内部结构 ω_2 和非信贷资产内部结构 ω_3 数据,可根据公式(9)中的定义计算得到: ω_2 等于信贷资产加权值/信贷资产; ω_3 等于非信贷资产加权值/非信贷资产。参考表 1 中折算因子设定,信贷资产加权值等于信贷资产细分项目(抵押贷款、非抵押贷款、其他贷款)与其相应折算因子的乘积之和,非信贷资产加权值等于非信贷资产细分项目(现金及存放同业款项、证券投资、其他资产)与其相应折算因子的乘积之和。模型(5)—模型(7)分别将原有的 NSFR 变量与货币政策的交互项替换为不同资产内部结构变量与货币政策的交互项,以检验资产内部结构调整行为与货币政策传导效率的内在机制。参数估计结果如表 7 所示。

表 7 关于商业银行资产结构调整行为的参数估计结果

解释变量	模型(5)	模型(6)	模型(7)
$L \ln(\text{LOAN})$	0.7684*** (0.1261)	0.7110*** (0.1035)	0.7652*** (0.1262)
MP	-734.8821*** (281.6333)	99.5607* (54.4081)	-1,061.8939*** (348.1443)
ω_2	0.3955 (0.5411)		0.5339 (0.5831)
ω_3		-0.1996*** (0.0741)	-0.1350*** (0.0492)
$\omega_2 \times MP$	796.2475** (309.8653)		1,264.5979*** (385.2559)
$\omega_3 \times MP$		-130.7687** (65.9201)	-129.4092*** (32.0267)
常数项	-0.9039* (0.4796)	-0.5622 (0.4901)	-0.8557* (0.4998)
宏观经济变量	控制	控制	控制
银行特征变量	控制	控制	控制
其他交互项	控制	控制	控制

观测数	962	962	962
样本银行	50	50	50
Wald 统计量	348309.97***	196316.20***	393014.12***
AR(1)-p 值	0.013	0.010	0.013
AR(2)-p 值	0.315	0.847	0.438
Hansen 检验-p 值	1.000	1.000	1.000

注：同表 5。

从实证结果来看，商业银行调整信贷资产内部结构、非信贷资产内部结构都会对货币政策传导效率产生影响，但两者的作用方向不同。而且，不论是单独考察单一调整方式，亦或是同时纳入两种内部结构调整方式，其作用效果均保持稳健，这也就验证了本文提出的假设 H2a 和 H2b。商业银行调整信贷资产内部结构（调减 ω_2 ）将会促进货币政策传导效果，而调整非信贷资产结构（调减 ω_3 ）将会降低货币政策传导效率，这也与理论模型（13）、（14）式的结果一致。具体来看，调减 ω_2 意味着商业银行加大抵押贷款及较长期贷款在信贷资产中的比重，这种调整本身也是反映货币政策意图的一种方式，反映了商业银行对经济风险的认识和控制，因而调整信贷资产内部结构有助于实现提升银行长期流动性水平与货币政策有效传导的双赢局面。而调减 ω_3 则是提升非信贷资产中现金与同业资金的比例，这种调整行为与货币政策导向关联度较低，仅仅作作为银行提高流动性水平的策略。结合表 3 中我国三类商业银行资产结构变化特征，在 NSFR 过渡期内大型商业银行倾向于调整信贷资产内部结构（ ω_2 下降），而股份制商业银行和城市商业银行更多采用非信贷资产内部结构调整方式（ ω_3 下降）。因此，大型商业银行的资产调整行为并不会阻碍货币政策信贷渠道传导效率，而股份制商业银行和城市商业银行的资产调整行为将会降低货币政策传导效率，这一推断也与表 6 得到的分组估计结果一致。

为了排除传统资产调整方式对货币政策传导效率的可能影响，本文采用对非信资产规模的对数值作为被解释变量，仍然沿用基准模型（2）的模型设定对传统调整方式的影响进行检验。由于传统资产结构调整方式并非本文讨论的主要内容，因此并未列示参数估计结果。实证结果显示，货币政策变量以及 NSFR 与货币政策交互项的系数对非信贷资产规模的影响均不显著。这也意味着商业银行并不存在明显的信贷资产转增非信贷资产的调整行为，因为如果传统资产结构调整行为存在，则非信贷资产应该对货币政策变动有相似的对称反应，NSFR 也应对此过程产生显著影响。结合表 3 中我国三类商业银行的资产结构调整特征可以判断，我国商业银行并未采取传统资产结构调整方式提升 NSFR 水平，而主要采取了信贷资产与非信贷资产内部结构调整策略。

五、结论与建议

净稳定资金比例监管要求作为银行业流动性监管新规的重要新增环节,同时也是宏观审慎监管框架中不可或缺的组成部分。NSFR 的落地进程及潜在影响近年来受到学术界和银行实践的广泛关注,本文的关注点在于商业银行应对流动性监管所产生的资产结构调整行为对货币政策信贷渠道的影响。基于已有研究成果,本文尝试将资本充足率、净稳定资金比例监管要求纳入理论模型,在资产负债表约束、资本充足率约束、流动性监管约束下求解银行利润最大化条件,进而推导出净稳定资金比例调整对货币政策传导效率的可能影响。在此基础上,本文借助 NSFR 监管过渡期的时间窗口,采用我国 50 家商业银行 2012 年第 1 季度-2018 年第 2 季度的面板数据,构建动态面板数据模型并采用一阶系统 GMM 估计方法进行参数估计,以期检验净稳定资金比例监管引入的潜在影响。实证结果表明:第一,NSFR 的提升在一定程度上削弱了货币政策的信贷渠道传导效果,降低了货币政策传导效率。第二,商业银行往往会采取调整非信贷资产内部结构来提升 NSFR 水平,这一行为也是造成货币政策信贷传导渠道受到阻碍的主要原因。第三,NSFR 较低的商业银行会更倾向于进行资产结构调整以满足 NSFR 监管要求,这一资产结构调整行为在股份制商业银行和城市商业银行中更为显著。

鉴于此,本文提出以下政策建议:第一,谨慎评估宏观审慎监管框架下流动性监管要求的实施及其影响,尤其是净稳定资金比例监管要求导致的商业银行资产负债结构调整行为,对货币政策银行信贷传导渠道的潜在影响。随着我国货币政策调控工具的转型,净稳定资金比例对银行贷款传导渠道的影响也将增强,因而应注重宏观审慎框架下流动性监管与货币政策的协调,弱化 NSFR 监管要求实施的外部性影响。第二,合理引导商业银行流动性监管要求达标,保障货币政策信贷渠道的传导效果。考虑到 NSFR 较低的商业银行具有更强的调整动机,在当前 NSFR 下行的压力下,更应该合理引导商业银行资产结构调整方式,在促进商业银行合理调整资产负债结构的同时保证信贷渠道的顺畅。第三,商业银行也应积极调整资产负债结构,资产端应重视信贷资产内部结构的调整,如增加抵押类贷款占比、增加更为长期的贷款占比等,负债端应更加注重稳定融资渠道的维护与使用,降低间接融资渠道的依赖度,在满足 NSFR 监管要求的同时,有效控制商业银行的期限转换风险,提升银行经营的稳健性与安全性。

参考文献

- [1] 曹廷求和朱博文, 2013,《银行治理影响货币政策传导的信贷渠道吗?——来自中国银行业的证据》,《金融研究》第1期,第107~121页。
- [2] 董华平和干杏娣, 2015,《我国货币政策银行贷款渠道传导效率研究——基于银行业结构的古诺模型》,《金融研究》第10期,第48-63页。
- [3] 方意, 2016,《宏观审慎政策有效性研究》,《世界经济》第8期,第25~49页。
- [4] 何雅婷, 2017,《我国商业银行流动性对货币政策贷款传导渠道的影响研究》,重庆:重庆大学,第19~30页。
- [5] 李明辉、刘莉亚和黄叶芑, 2016,《巴塞尔协议 III 净稳定融资比率对商业银行的影响——来自中国银行业的证据》,《国际金融研究》第3期,第51~49页。
- [6] 李元和王擎, 2018,《删除的红线: 存贷比约束如何影响货币政策的信贷传导》,《财经科学》第6期,第11~24页。
- [7] 刘书祥和吴昊天, 2013,《货币政策冲击与银行信贷行为的差异——基于银行信贷渠道理论的一种解释》,《宏观经济研究》第9期,第46~56页。
- [8] 庞晓波和钱锬, 2018,《货币政策、流动性监管与银行风险承担》,《金融论坛》第1期,第27-38页。
- [9] 王爱俭和王璟怡, 2014,《宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究》,《经济研究》第4期,第17~31页。
- [10] 徐明东和陈学彬, 2011,《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》,《管理世界》第5期,第24~38页。
- [11] 易纲, 2018,《货币政策回顾与展望》,《中国金融》第3期,第9~11页。
- [12] 钟文琴, 2015,《流动性监管、货币政策对商业银行贷款行为的影响研究》,杭州:浙江工商大学,第14~37页。
- [13] 周英章和蒋振声, 2002,《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性的实证分析》,《金融研究》第9期,第34~43页。
- [14] Acharya, V. and H. Naqvi, 2012, "The Seeds of a Crisis: A Theory of Bank Liquidity and Risk Taking Over the Business Cycle," *Journal of Financial Economics*, 106(2), pp.349~366.
- [15] Altunbas, Y., L. Gambacorta and D. Marques-Ibanez, 2009, "Securitisation and the Bank Lending Channel," *European Economic Review*, 53(8), pp.996~1009.
- [16] Arellano, M. and O. Bover, 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models," *Journal of Econometrics*, 68(1), pp.29~51.
- [17] Banerjee, R. N. and H. Mio, 2018, "The Impact of Liquidity Regulation on Banks,"

- Journal of Financial Intermediation*, 35, pp.30~44.
- [18] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder, 1992, "The Federal Funds Rate and the Transmission of Monetary Policy," *American Economic Review*, 82(4), pp.901~921.
- [19] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder, 1988, "Credit, Money, and Aggregate Demand," NBER Working Paper, No. 2534.
- [20] Bernanke, B. S. and M. Gertler, 1995, "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp.27~48.
- [21] Bernanke, B. S., 1990, "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," NBER Working Paper, No. 3487.
- [22] Blundell, R. and S. Bond, 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87(1), pp.115~143.
- [23] Bonner, C. and S. C. Eijffinger, 2016, "The Impact of Liquidity Regulation on Bank Intermediation," *Review of Finance*, 20(5), pp. 1945~1979.
- [24] Borio, C. and H. Zhu, 2012, "Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism," *Journal of Financial Stability*, 8(4), pp. 236~251.
- [25] Borio, C. and W. R. White, 2004, "Whither monetary and financial stability? The implications of evolving policy regimes," BIS Working Paper, No. 147.
- [26] Cetorelli, N. and L. S. Goldberg, 2008, "Banking Globalization, Monetary Transmission, and the Lending Channel," NBER Working Paper, No. 14101.
- [27] Dietrich, A., K. Hess and G. Wanzenried, 2014, "The Good and Bad News About the New Liquidity Rules of Basel III in Western European Countries," *Journal of Banking & Finance*, 44, pp.13~25.
- [28] Disyatat, P., 2011, "The Bank Lending Channel Revisited," *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(4), pp.711-734.
- [29] Ehrmann, M., L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms, 2001, "Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area," ECB Working Paper, No. 105.
- [30] Gambacorta, L., 2005, "Inside The Bank Lending Channel," *European Economic Review*, 49(7), pp.1737~1759.
- [31] Giordana, G. A. and I. Schumacher, 2013, "Bank Liquidity Risk and Monetary Policy. Empirical Evidence on the Impact of Basel III Liquidity Standards," *International Review of Applied Economics*, 27(5), pp. 633~655.
- [32] Kannan, P., P. Rabanal and A. M. Scott, 2012, "Monetary and macroprudential policy

- rules in a model with house price booms,” *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(1), pp.1~44.
- [33] Kashyap, A. K. and J. C. Stein, 1995, “The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, pp.151~195.
- [34] Kashyap, A. K. and J. C. Stein, 2000, “What Do a Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy,” *American Economic Review*, 90(3), pp.407~428.
- [35] King, M. R., 2013, “The Basel III Net Stable Funding Ratio and Bank Net Interest Margins,” *Journal of Banking & Finance*, 37(11), pp.4144~4156.
- [36] Kishan, R. P. and T. P. Opiela, 2000, “Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1), pp.121~141.
- [37] Mishkin, F. S., 1995, “Symposium On the Monetary Transmission Mechanism,” *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp.3~10.
- [38] Peek, J. and E. S. Rosengren, 1995, “Bank Lending and the Transmission of Monetary Policy,” *Conference Series-Federal Reserve Bank of Boston*, 39, pp.47~68.
- [39] Woodford, M., 2010, “Financial Intermediation and Macroeconomic Analysis,” *Journal of Economic Perspectives*, 24(4), pp.21~44.

Dose the MPA Framework Affectthe Bank Lending Channel of Monetary Policy Transmission? Evidence from the Liquidity Regulations

Summary:This paper studies the interaction between the macro-prudential policy and traditional monetary policy tools with a focus on the effect of Net Stable Funding Ratio (NSFR). By introducing constraints of NSFR requirements into a simple theoretical framework, we show the effect of NSFR on banks' responses to monetary policy changes. Using a quarterly sample of 50 major commercial banks in China from 2012Q1 to 2018Q2, we empirically test the theoretical predictions. Our results show that, banks adjust the structure of their non-loan assets in responses to the liquidity regulatory requirements within the macro-prudential framework. This adjustment has a significantly negative impact on the efficiency of the bank lending channel of monetary policy transmission. We also find that this effect is more pronounced for joint-stock and city commercial banks.

Keywords:Macro-prudentialRegulation, NSFR, Monetary Policy Transmission, Bank Lending Channel

JEL Classification: E52, E61, G21

投资者情绪与处置效应： 来自中国股票市场个人交易账户的经验证据

汪昌云

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

武佳薇

(中证金融研究院期货与衍生品研究部)

陈紫琳

(南方基金管理股份有限公司宏观研究与资产配置部)

Jie Michael Guo³

(Durham University Business School, DH1 3LP, UK)

摘要：处置效应指投资者过早卖出盈利股票而长期持有亏损股票的现象。大量文献表明金融市场投资者存在显著的处置效应,但其产生的原因和机理存在争议。本文在前景理论框架下,构建了包含投资者非理性预期的离散时间投资组合决策模型,发现处置效应随投资者情绪升高而减弱。本文使用我国某券商2007-2009年近336万个投资者股票账户的交易数据进行了实证分析,得到与理论模型预测的一致结果,即投资者情绪与投资者处置效应之间呈现显著的负相关关系。而且,受情绪影响,投资者处置效应在估值难度较大的股票中更弱。本文结论对理解投资者处置效应、优化投资者卖出决策具有一定理论和实践意义。

关键词：处置效应；投资者情绪；非理性预期

JEL 分类号： G11, G40, G41 **文献标识码：** A **文章编号：**

收稿日期：

作者简介：武佳薇，经济学博士，助理研究员，中证金融研究院期货与衍生品研究部，Email：wjw7251@163.com.

汪昌云（通讯作者），金融学博士，教授，中国人民大学中国财政金融政策研究中心，Email：wangchy@ruc.edu.cn.

陈紫琳，经济学博士，分析师，南方基金管理股份有限公司宏观研究与资产配置部，Email：chenzilin@southernfund.com

Jie Michael Guo, Ph.D, Professor in Finance, Durham University Business School, Email：jie.guo@dur.ac.uk.

* 本文感谢国家自然科学基金项目“信念、投资者卖出行为与处置效应”（71874194）资助，感谢匿名审稿人宝贵意见。文责自负。

一、引言

经典金融理论认为个体是理性的，依据期望效用最大化的原则评估风险和收益。然而，现实决策中人们受到有限的的能力、时间和情感的约束，有时会产生严重的系统性偏差。处置效应(disposition effect)正是金融学者们发现的典型的投资者行为偏差之一，是指投资者倾向于尽早卖出盈利股票而长期持有亏损股票的现象(Shefrin and Statman, 1985)。相关文献表明，处置效应广泛存在于金融市场中（如股票市场、房地产市场、期货市场等），且个人投资者和机构投资者均表现出不同程度的处置效应(Locke and Mann, 2005; Brown et al., 2006)。我国学者也验证了中国股票市场中处置效应的存在性(赵学军和王永宏, 2001; 池丽旭和庄新田, 2011; 李学峰等, 2011)。

尽管处置效应被证实广泛存在，但学术界对其产生原因和机理还未能达成共识。传统金融学家坚持理性投资者假设，试图从投资者的股价均值回归、头寸再调整、私人信息等理性信念视角解释处置效应(Andreassen, 1988)，但均被心理学实验或实证研究结果所否定(Weber and Camerer, 1998; Odean, 1998)。行为金融学者则将处置效应归因为 Kahneman and Tversky(1979)前景理论中投资者偏好决定的 S 型价值函数：满足前景理论偏好的投资者在经历盈利后更加厌恶风险，在经历亏损后更加偏爱风险，因此倾向卖出盈利股票而持有亏损股票。

近年来亦有学者开始质疑前景理论对处置效应的解释力。Barberis and Xiong(2009)依据前景理论构建的模型表明投资者仅在特定条件下才表现出处置效应。Ben-David and Hirshleifer(2012)发现投资者卖出概率与前景理论的预测正好相反。事实上，投资者决策是一个非常复杂的过程，涉及心理学、社会学等多重因素，不难理解单纯的风险偏好不足以解释处置效应，其成因和机理尚需进一步深入研究。

大量的金融学文献证明投资者非理性信念（投资者情绪）在资产交易行为和资产价格形成过程中发挥着重要作用(Antoniou et al., 2013; Dumas et al., 2009; Da et al., 2015; Yu and Yuan, 2011)。受相关文献启发，本文重点关注投资者非理性信念（投资者情绪）对投资者处置效应的可能影响。继 Kahneman and Tversky(1979)前景理论之后，Barberis and Huang(2008)以及 Barberis and Xiong(2009)等拓展了前景理论在狭窄框定、概率权重函数、盈利与亏损是否实现等方面影响的理论分析。但这些模型均基于投资者偏好如何影响卖出决策的分析和描述，未能体现近期实证研究中发现的投资者信念对处置效应的影响(Barberis and Huang, 2008)。因此，本文在 Barberis and Xiong(2009)离散时间前景理论模型基础上，利用投资者对股价上涨和下跌概率的预期偏差来引入投资者情绪的影响。模型模拟结果表明，当市场情绪高涨时，投资者的过度自信和乐观情绪导致对风险资产未来收益率变化出现有偏概率估计，高估了股票上涨的概率，此时，投资者最优决策是持有盈利的股票以期更高回报，卖出亏损

的股票以期更好的投资机会，因而处置效应程度降低。这说明，投资者情绪是影响处置效应的一个重要因素。

实证检验方面，本文利用我国某券商 2007-2009 年间近 336 万个人投资者股票账户的交易级数据，对投资者情绪和处置效应进行了较为全面和细致的实证分析。样本覆盖了我国股票市场快速上涨、下跌并反弹的一轮完整行情，为研究投资者情绪和卖出行为提供了天然实验环境。实证结果表明，一是样本中股票市场个人投资者展现出显著的处置效应：投资者卖出盈利股票的比例较卖出亏损股票的比例高出 20%。二是投资者处置效应与市场层面投资者情绪密切相关：当股票市场情绪上升时，处置效应变弱。具体而言，市场层面投资者情绪每上升 1%，处置效应下降约 0.1%。三是受投资者情绪的影响，越难以估值的股票，其投资者处置效应越弱。针对研究变量间可能存在的内生性问题，本文选择外生冲击—2008 年全球金融危机事件作为工具变量，一方面，金融危机爆发对全球投资者情绪产生显著的负向影响，另一方面，金融危机时股市暴跌，投资者不计盈亏地进行恐慌性抛售，因此金融危机事件主要通过影响投资者情绪进而影响处置效应。使用工具变量后的实证结果表明，本文前述结论稳健。

本文主要贡献为，首次从理论和实证层面证明并解释了投资者情绪是影响处置效应的因素之一，拓展了相应理论分析框架并丰富了实证证据，具有一定学术价值和实践意义。本文后续章节如下安排：第二部分梳理相关领域文献，提出理论模型和模拟结果，并基于模型提出研究假设，第三部分介绍研究方法和样本数据，第四部分展示和分析实证结果，第五部分进行稳定性检验，最后总结全文。

二、相关文献、理论模型及研究假设

（一）处置效应的解释：“信念”说和“偏好”说

“止损并让盈利奔跑”是投资的金科玉律，然而处置效应却令投资者绩效大打折扣。人们选择卖出的股票后续表现往往好于他们继续持有的股票(Odean, 1998)，并可能错过动量效应带来的更高收益(Jegadeesh and Titman, 1993)。为何投资者会违背财富最大化的原则，表现出止盈而不止损的行为倾向呢？金融学者对这一令人疑惑的现象进行了深入分析，给出了信念说和偏好说两种解释。早期研究中，经典金融学者基于理性信念解释处置效应，有代表性的包括 Andreassen(1988)的“股价均值回归”信念，即投资者认为目前下跌的股票未来很快会上涨，而前期盈利的股票未来会下跌，从而选择持亏卖赢；Lakonishok and Smidt(1986)提出“组合再调整”和“私有信息”观点，即投资者进行分散化投资，为了维持投资组合权重不变，会将部分盈利股票卖掉；投资者亦可能基于私有信息买入股票，获利时会认为股价已经反映了私有信息因而选择卖出，若股价下跌，则会继续持有直至私有信息被反映到股价中。但上述解释未能得到实证证据支持。例如，Weber and Camerer(1998)发现，拥有均值回归信念的投

投资者占比很小，大部分投资者都认为股票价格具有趋势持续性。Odean(1998)发现投资者往往将盈利股票全部卖出，而非部分卖出，因而不支持组合再调整观点。私有信息假说无法解释为什么很少拥有私人信息的个人投资者会展现出处置效应。

目前主流观点将处置效应与投资者固有偏好联系在一起，认为处置效应符合前景理论的S型价值曲线预测的结果：投资者在亏损时偏好风险，在盈利时更加厌恶风险 (Kahneman and Tversky, 1979)。Weber and Camerer(1998)设计了著名的心理学实验，实验对象卖出盈利股票的比例比亏损概率的股票高出 50%，因而提供了经济个体天然具有厌恶损失等非理性认知的心理学依据。投资者偏好说也得到了实证检验的广泛支持：处置效应这一非理性行为偏差广泛存在于个人投资者和机构投资者中，但随着投资者成熟度、交易经验的增加有所减弱 (Barber et al., 2007)。

然而近年来，不少学者发掘出投资者偏好说难以解释的新证据。基于量级的卖出偏好 (magnitude realization preference) 相关研究发现了大量与前景理论预测不符的实证结果 (Ben-David and Hirshleifer, 2012)。例如，根据前景理论，投资者卖出概率随亏损或盈利增加而下降。然而，Calvet et al.(2009)分析了瑞典个人交易账户后发现，投资者的卖出概率随着盈利（亏损）股票收益率绝对值的增加而提高。Kaustia(2010)发现，投资者卖出概率曲线在盈亏平衡点附近非连续，但其斜率在亏损域几乎为零，这意味着亏损数额大小对投资者的效用无差异；卖出概率曲线在盈利域是增函数，或者斜率为零。Ingersoll and Jin(2013)发现投资者倾向卖出极度亏损的头寸。Hartzmark(2014)则认为投资者的卖出行为具有排序效应(rank effect)，即投资组合中那些收益最高或最低的股票被卖出的概率最高。这些新证据表明，人们对自身交易决策及其影响因素的认知还十分有限。投资者决策是一系列复杂的认知因素共同作用的结果，依赖理性信念或投资者偏好尚不足以完全解释。

（二）投资者情绪与处置效应

投资者基于资产价格预期进行交易。以股票为例，在公司基本面短期内变化较小的前提下，股价短期内的变化是由投资者对公司股价的预期变化所推动的⁴，其中非理性预期集中表现为投资者情绪。Black(1986)指出，市场中存在着大量非理性或有限理性的交易者，又称噪声交易者，他们对风险资产未来收益存在有偏（非贝叶斯）信念，即存在投资者情绪(Baker and Wurgler, 2006)。理论上，理性交易者可以通过与其进行反向交易来获利，纠正市场误定价，使市场恢复有效。但现实市场中由于存在卖空和套利限制、交易成本等，使得资产误定价往往难以被消除(Stein, 1996)。林树等（2006）认为，投资者同时存在两种启发式心理：投资者热手效应(hot hand)认为股票市场中强者恒强，股价连续上涨时下一期继续上涨的可能性越大，而赌徒谬误(gambler's fallacy)认为股价连续上涨时下一期出现下跌的可能性越大。

⁴ 根据股票定价公式：股价=每股盈利×市盈率，股票价格由企业盈利及估值共同决定。每股盈利反映企业基本面信息，一般以季度为变化周期；市盈率为公司估值水平，反映投资者对公司未来的预期和信念，变化周期较短。

作者设计了心理学实验来认识个体投资者在面对不同的股价历史涨跌序列信息时的认知加工和交易行为,实验结果表明,股价连续上涨越久,投资者越可能会卖出,但作者也指出当时我国股市表现“恰与实验结论推断相反”,可能受限于“实验方法仅考虑个体投资者面对股价连续涨跌序列信息时的交易行为与预期,无法考虑市场乐观或悲观情绪传递、政策变化等外部环境因素的影响”。

基于上述分析,可知投资者情绪对交易行为、资产价格均有显著影响,但现有文献主要集中于投资者情绪如何影响买入行为继而传导到资产价格的研究(Baker and Wurgler, 2006; Antoniou et al., 2013)。投资者情绪对卖出行为的影响有待进一步拓展⁵。本文认为,当市场情绪高涨、股票价格不断上涨时,投资者印证了私人信息,过度自信得到强化,在乐观情绪作用下预测未来股票价格上涨的概率更高。此时,对于已持仓的盈利股票,投资者可能倾向于继续持有以期未来更高收益。即投资者情绪可能会影响卖出决策,应作为变量之一纳入处置效应的理论分析框架。

理论文献中共有两类刻画投资者情绪的方法。第一种方法利用投资者对股价的预期与股票价格实际分布的期望值的差值来衡量投资者的情绪(De Long et al., 1990);第二种方法利用投资者对股价上涨和下跌概率的非理性预期和理性预期之差来衡量投资者情绪,该方法因易得解析解而常见于研究投资者情绪影响的文献(Kahneman and Tversky, 1979; Barberis et al., 1998; Dumas et al., 2009; Shefrin and Statman, 1994),并方便地应用于基于二叉树的前景理论模型分析。本文采用第二种方法,在Barberis and Xiong(2009)离散时间前景理论模型中,引入投资者概率预期偏差来衡量投资者情绪的影响,构建了一个离散时间投资者组合决策模型。本文假设股票的预期价格由股票每一期上涨/下跌幅度以及上涨/下跌概率两个因素决定,其中股价每一期上涨幅度(R_u)和下跌幅度(R_d)不变。非理性投资者对股价上涨概率的预期定义为非理性预期概率(π_s),股价实际上涨的概率为实际概率(π_o), π_s 和 π_o 二者之差(Δ)代表投资者高估股票上涨的概率,即投资者情绪导致的对风险资产未来价格变化的有偏概率估计。当市场情绪高涨时,投资者的过度自信和乐观心理被进一步激发,使得投资者会高估股票上涨的概率,以式(1)表示:

$$\pi_s = \pi_o + \Delta \quad (1)$$

上式中 $\Delta > 0$,表明投资者对上涨概率的预期高于股价实际上涨概率。

假设市场上存在无风险资产和风险资产两种资产。无风险资产的年收益率恒为 R_f 。风险资产为一只股票,其 t 到 $t+1$ 期的收益率为 $R_{t,t+1}$,服从各期间独立同分布的二项分布:

⁵ 有关投资者情绪如何直接作用于投资者卖出行为的研究并不多。这可能是受限于个人交易数据获取的合法性以及数据年代的限制等因素。目前已有的投资者交易数据集有:美国某券商1987-1993年数据(Odean, 1998)、芬兰1996年数据(Grinblatt and Keloharju, 2001)、中国台湾1994-1999年数据(Barber et al., 2007)、美国1998-1999年数据(Barber and Odean, 2004)以及中国某券商1998-2002年数据(Chen et al., 2007)。

$$R_{t,t+1} = \begin{cases} R_u > R_f, \text{ 以概率 } \pi_o \\ R_d < R_f, \text{ 以概率 } 1-\pi_o \end{cases} \quad (2)$$

其中 π_o 为股票在 t 期上涨的实际概率。在第 t 期, $R_{t,t+1}$ 有 $t+1$ 种可能的取值。同时, 假设股票的期望收益率高于无风险收益率, 即 $\pi_o R_u + (1-\pi_o)R_d > R_f$ 。

在投资周期 $(0, T)$ 中, 投资者将最大化财富增长值所带来的期望效用, 并为此在各时点 t 处决定对风险资产(股票)的需求 (x_t) 。令 W_t 为 t 时点投资者拥有的财富, 则财富增长值为 $\Delta W_T = W_T - W_0 R_f^T$ 。本文使用 Tversky and Kahneman(1992)提出的基于前景理论的价值函数:

$$v(W_t) = \begin{cases} W_t^\alpha, & W_t \geq 0 \\ -\lambda(-W_t)^\alpha, & W_t < 0 \end{cases} \quad (3)$$

其中 α 和 λ 为待估计参数。Tversky and Kahneman(1992)估计得 $\alpha=0.88$, $\lambda=2.25$ 。根据 Barberis and Xiong(2009), 式(3)的价值函数体现了 Kahneman and Tversky(1979)指出的确定效应和反射效应。

与 Barberis and Xiong(2009)不同的是, 本文强调投资者对于风险资产的收益率期望与客观事实不同。模型假设投资者会高估风险资产获利的概率, 即对第 t 期投资者预期的收益率为

$$E^S(R_{t,t+1}) = \begin{cases} R_u > R_f, \text{ 以概率 } \pi_s \\ R_d < R_f, \text{ 以概率 } 1-\pi_s \end{cases} \quad (4)$$

其中由式(1)知 $\pi_s > \pi_o$ 。

因此最优决策问题定义为

$$V = \max_{\{x_0, x_1, \dots, x_{T-1}\}} \sum_{l=1}^{T+1} \pi_{T,l,s} v(\Delta W_T) \quad (5)$$

即通过决定每一期对风险资产的需求 $\{x_0, x_1, \dots, x_{T-1}\}$ 来最大化财富增加值 ΔW_T 所带来的期望效用。其中由于风险资产收益率服从式(2)所示的二项式分布, 第 T 期时财富增加值 ΔW_T 有 $T+1$ 种可能的取值。效用的期望值使用投资者的非理性预期概率 $\pi_{T,l,s}$ 计算得到, 其中 $\pi_{T,l,s}$ 为期末第 T 期时非理性投资者认为股价处于节点 l 时的上涨概率。

此外, 最优决策需要满足式(6)的预算约束以及式(7)所示的财富非负性质:

$$\sum_{l=1}^{T+1} \pi_{T,l,o} q_{T,l} W_{T,l} = W_0 \quad (6)$$

$$W_{T,l} \geq 0, \quad 1 \leq l \leq T+1 \quad (7)$$

其中 $\pi_{T,l,o}$ 为 T 期时财富值处于二叉树从上至下第 l 个节点上的实际概率; $q_{T,l}$ 为 T 期时二叉树从上至下第 l 个节点上的贴现因子; $W_{T,l}$ 为 T 期时二叉树从上至下第 l 个节点上的财富值。

假设对任意 $l \in \{1, 2, \dots, T+1\}$, 股价的实际上涨概率均为 $\pi_{T,l,o}=0.5$, 则式 (5) - (7) 组成的最大化问题的解 x_t 可通过如下方式得到⁶。首先求解最大化 V 的问题, 得到最优值 V^* 对应的二叉树节点位置 k^* :

$$V^* = \max_{k \in \{1, 2, K, T\}} \left(\sum_{i=k+1}^{T+1} \pi_{T,i,o} q_{T,i} \right)^\alpha \left(\sum_{l=1}^k \pi_{T,l,s}^{1-\alpha} \left(\pi_{T,l,o} q_{T,l} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \right)^{1-\alpha} - \lambda \sum_{l=k+1}^{T+1} \pi_{T,l,s} \quad (8)$$

则当 $V^* > 0$ 时, T 期在各节点的财富满足:

$$W_{T,l} = \begin{cases} W_0 R_f \left[\frac{\sum_{i=k^*+1}^{T+1} q_{T,i} \pi_{T,i,o}}{\sum_{i=1}^{k^*} (q_{T,i} \pi_{T,i,o})^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} \pi_{T,i,s}^{\frac{1}{1-\alpha}}} \left(q_{T,l} \frac{\pi_{T,l,o}}{\pi_{T,l,s}} \right)^{-\frac{1}{1-\alpha}} + 1 \right], & l \leq k^* \\ 0, & l > k^* \end{cases} \quad (9)$$

当 $V^* < 0$ 时, T 期在各节点的财富满足:

$$W_{T,l} = W_0 R_f, l=1, 2, K, T+1, \quad (10)$$

通过式 (11) 可以由第 T 期的 $W_{T,l}$ 倒推得第 1 到 $T-1$ 期所有节点的财富值:

$$W_{t,j} = \frac{\frac{1}{2} W_{t+1,j} q_{t+1,j} + \frac{1}{2} W_{t+1,j+1} q_{t+1,j+1}}{q_{t,j}}, \quad 0 \leq t \leq T-1, \quad 1 \leq j \leq t+1 \quad (11)$$

则第 t 期第 j 个节点的最优风险资产持有量 $x_{t,j}$ 为:

$$x_{t,j} = \frac{W_{t+1,j} - W_{t+1,j+1}}{R_0 (R_u^{t-j+2} R_d^{j-1} - R_u^{t-j+1} R_d^j)}, \quad 0 \leq t \leq T-1, \quad 1 \leq j \leq t+1 \quad (12)$$

本文基于上述模型对投资者的卖出行为进行了模拟, 并采用 Barberis and Xiong(2009) 的参数设定和 Odean(1998)的“卖出盈亏比例”方法来衡量处置效应。根据 Odean(1998), 在每一个有卖出交易的交易日, 将每个投资者账户中的股票分为四种情况: 已实现盈利(realized gain)、已实现亏损(realized loss)、未实现盈利(paper gain)和未实现亏损(paper loss), 对所有的样本账户在样本期内加总后按照下列方法分别计算已实现盈利占比(PGR)与已实现亏损占比(PLR):

$$\begin{aligned} \text{卖出盈利占比}(PGR) &= \frac{\text{已实现盈利}}{\text{已实现盈利} + \text{未实现盈利}} \\ \text{卖出亏损占比}(PLR) &= \frac{\text{已实现亏损}}{\text{已实现亏损} + \text{未实现亏损}} \end{aligned}$$

如果 PGR 显著大于 PLR , 即 $PGR - PLR > 0$, 则存在处置效应。

假设市场中有 1 万个投资者, 最初财富 $W_0=40$ 。投资者效用函数中的参数采用 Tversky and Kahneman(1992)估计得到的 $\alpha=0.88, \lambda=2.25$ 。每人持有 4 只股票, 风险资产初始价格 $P_0=40$ 。

⁶ 因篇幅原因, 此处省略证明部分, 感兴趣的读者可与作者联系。

Barberis and Xiong(2009)的研究结果表明当股票价格服从的二叉树过程均值 $\mu \in [1.06, 1.07]$ ，且标准差 $\sigma=0.3$ 时，投资者表现出处置效应特征。因此本文报告 $\mu=1.06$ 时的数值模拟结果⁷。假设无风险收益率 $R_f=1$ ，风险资产价格在各期均以 50% 的概率上升和下降。本模型假设股票每一期上涨概率 (R_u) 和下跌概率 (R_d) 保持不变，因此 μ 、 σ 和 π_o 的值为常数。投资者认为风险资产价格上升的概率 (π_s) 高于实际概率 (π_o)，其差为 Δ 。 Δ 越大，投资者情绪越高涨。表 1 展示了 Δ 从 0.5% 变化至 2.5% 的过程中，投资者平均 PGR 和 PLR 的对应变化，并用 PGR 与 PLR 的百分比差异 ($PGR/PLR-1$) 和绝对差异 ($PGR-PLR$) 两种方式来代表处置效应的程度。表 1 分别呈现了投资周期 T 为 6 期和 12 期的情况，实际上投资周期为 6,8,10 和 12 期均有如下一致结果。

表 1 非理性预期影响下最优组合决策的模拟结果

股价上涨概率的预期偏差 (%)	PGR	PLR	$PGR/PLR-1$	$PGR-PLR$
$T=6$				
0.50	0.5488	0.4866	0.1278	0.0622
1.00	0.5481	0.4855	0.1289	0.0626
1.50	0.5409	0.5045	0.0721	0.0364
2.00	0.5323	0.5116	0.0404	0.0207
2.50	0.5324	0.5110	0.0419	0.0214
$T=12$				
0.05	0.6259	0.5543	0.1293	0.0717
0.10	0.6122	0.5766	0.0617	0.0356
0.15	0.6105	0.5829	0.0472	0.0275
0.20	0.5841	0.5954	-0.0190	-0.0113
0.25	0.5843	0.5941	-0.0166	-0.0099

从表 1 的模拟结果可知，在投资周期 $T=6$ 和 $T=12$ 时， PGR 均随投资者情绪上涨而单调下降，相反， PLR 随投资者情绪上涨呈现出上升的趋势。这表明，随投资者情绪上涨，投资者不倾向于卖出盈利的股票，更愿意卖出亏损的股票以寻求新的投资机会。因此，表 1 最后两列可见投资者处置效应程度随情绪的上升而下降。

基于上述理论分析，本文给出如下假设：

假设一：投资者情绪和处置效应负相关，即投资者情绪越高，处置效应越弱。

Baker and Wurlger(2006)发现，即使在同一市场估值水平中，投资者对那些新兴、高新

⁷ 当 $\mu=1.07$ 时，模拟结果的结论是一致的。

技术产业以及高成长的小公司具有更高的热情。这些公司未来价格存在较高不确定性，投资者有较高的异质预期，会对资产价格产生正向价格压力(Ben-Rephael et al., 2012)。因此，相对于那些价值型的大盘股，越是规模小、难以定价的股票，投资者情绪越高。在散户主导的我国股票市场中，个人投资者往往更偏爱追逐这类高成长性、高收益和高风险的股票。Ranguelova(2001)发现小市值股票处置效应较低，Shu et.al.(2005)发现高收益的低价股和低收益的高价股中都出现了逆处置效应，这些证据都表明处置效应可能与投资者对股票的信念有关。因此本文推测，受投资者情绪影响，个人投资者的处置效应和股票估值难易程度有关。给出如下假设二：

假设二：受投资者情绪的影响，股票的估值难度越大，处置效应越弱。

三、研究方法 with 数据

(一) 数据来源

本文利用我国个人投资者的真实交易数据进行了实证检验。数据来自于我国某券商2007年至2009年共336万投资者交易记录，包括投资者特征、逐笔交易、日度持仓和资金情况。投资者来源覆盖全国各省，避免了以往研究中仅用单一营业部交易数据可能导致的偏差（如本地效应等）⁸。样本期为2007年1月至2009年9月，去除数据缺失月份，共27个月。全样本看，个人投资者每月平均买入股数7387股，平均每月卖出8056股，平均月度交易频率为9.36次，平均持有股票3.05支，可见我国股票市场个人投资者普遍交易频繁，分散化程度严重不足。样本简介详见表2。

表2 样本简介

主要变量	描述和说明
样本时间	2007年1月1日至2009年9月30日
总月份数	27个月 ⁹
每月平均买入量（股）	7387.53
每月平均卖出量（股）	8056.44
平均月交易频率（次）	9.36
平均持有股票数（只）	3.05
平均持股市值（元）	108580
平均年龄	39.08
平均开户年限（年）	4.78（截至样本期末）

⁸ 样本期间有过真实买入卖出交易的个人投资者数量是170余万个。

⁹ 其中账户股票持仓表有6个月数据缺失，分别为2007年4月和5月、2008年3月、2009年6月、7月和8月，本文采用了数据完整的27个月份数据。

(二) 研究设计与研究方法

首先, 投资者情绪的测度。本文参考 Baker and Wurgler(2006)、张宗新和王海亮(2013)以及易志高和茅宁(2009)的方法, 采用新股发行量、封闭式基金折价率、市场换手率、投资者新增开户数、市场平均市盈率和上证指数振幅六个投资者情绪的代理变量, 通过主成分分析法构建中国股票市场月度投资者情绪复合指标 $Sentiment_t$ ¹⁰。

其次, 构建回归模型考察投资者情绪与处置效应的关系, 如式(13)所示。其中, 被解释变量 PGR_PLR_t 为第 t 月投资者处置效应, 遵照前述定义进行测度, 解释变量 $Sentiment_t$ 代表第 t 月股票市场投资者情绪。若上式回归系数 β_0 显著为负, 则说明市场中投资者情绪越高, 处置效应越低。考虑到投资者可能认为股票价格会因动量效应不断上涨或下跌而选择继续持有或卖出, 从而影响处置效应, 因此在回归方程中加入滞后一期的市场层面动量效应变量 Mom_{t-1} 作为控制动量。本文依据动量效应经典文献(Jegadeesh and Titman, 1993; Carhart, 1997)构造月度市场层面动量效应变量 Mom_t 。具体步骤如下: a. 每年 12 月末, 计算所有个股在前 11 个月的累计收益率; b. 按照个股累计收益率从低到高排序, 分为 3 个组合: l 为累计收益率最低 30% 的公司组合, m 为累计收益率排序介于 30% 至 70% 之间的公司组合, h 为累计收益率最高 30% 的公司组合, 即 l 、 m 、 h 分别表示低、中、高动量股票组合; c. 将上述 3 个组合中的公司股票从下一年 1 月持有至 12 月, 并在每年 12 月重复以上步骤; d. 在某个月 t , 按照组合中公司的月末总市值对该股票组合的月度收益率进行加权平均, 形成组合收益率月度时间序列; e. 计算月度市场动量效应 $Mom_t = Ret_{h,t} - Ret_{l,t}$, 其中 $Ret_{h,t}$ 、 $Ret_{l,t}$ 分别为第 t 月高、低动量股票组合的加权平均收益率。变量说明详见表 3。

$$PGR_PLR_t = \alpha + \beta_0 Sentiment_t + \beta_1 Mom_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{13}$$

表 3 变量说明

变量名称	解释
PGR_PLR_t	月度投资者处置效应程度, 为 PGR 和 PLR 的差值
$Sentiment_t$	月度股票市场投资者情绪
Mom_{t-1}	滞后一期的月度市场层面动量效应变量
$BM_{i,t}$	在样本期每个月初, 按照净市率 (book-to-market ratio) 高低将所有股票平均分为三组, BM_1 、 BM_2 和 BM_3 分别表示 BM 值最低、居中和最高的三个组合
$Size_{i,t}$	在样本期每个月初, 按照市值规模高低将所有股票平均分为三组, $Size_1$ 、 $Size_2$ 和 $Size_3$

¹⁰ Baker and Wurgler(2006)利用封闭式基金折价率、换手率、IPO 首日收益均值、IPO 数目、新股发行量和股利溢价 6 个测量指标构造市场的投资者情绪综合指数。考虑到样本期内我国新股发行曾一度暂停, IPO 相关指标有断续, 不适宜构造情绪指数, 因而本文进行了相应调整。市场整体换手率数据来自中国证券监督管理委员会网站, 投资者开户数据来自中国证券登记结算有限责任公司网站, 其余数据来自 Wind 数据库。

<i>Crisis</i>	<p>分别表示市值规模最小、居中和最大的三个组合</p> <p>美国金融危机事件冲击的哑变量，2008年9月雷曼兄弟破产事件以前取值为0，2008年9月及以后取值为1</p>
---------------	---

四、实证结果分析

（一）描述性统计

表4列示了本文实证研究中各变量的描述性统计结果。样本期内，投资者月度处置效应变量 PGR_PLR 均值为0.21¹¹，远高于Odean(1998)利用美国1987-1993年个人交易者数据发现的投资者处置效应0.05的水平，表明我国股票市场个人投资者处置效应更为明显。其中，最小值为0.03，最大值为0.39。我国市场中变量 PGR 和 PLR （均值分别为0.48和0.27）也明显高于美国市场水平（分别为0.15和0.10），但与Chen et al.(2007)中关于中国投资者的分析结果一致。

表4 变量统计性描述

变量	N	均值	标准差	最小值	25% 分位数	中位数	75% 分位数	最大值
PGR_PLR	27	0.2122	0.1035	0.0246	0.1263	0.2217	0.2983	0.3928
PGR	27	0.4782	0.0962	0.3417	0.4108	0.4646	0.5647	0.6710
PLR	27	0.2660	0.0295	0.2145	0.2429	0.2642	0.2841	0.3394
$Sentiment$	27	0.0000	0.8497	-1.0531	-0.7019	-0.3125	0.6863	1.8621
Mom	27	-0.0111	0.0407	-0.0655	-0.0408	-0.0171	0.0162	0.1093

（二）投资者情绪与处置效应：分组检验

本文首先检验当投资者情绪程度不同时，投资者处置效应的差异。首先，将样本按照月度投资者情绪的高、中、低平均分为三个子样本，计算各子样本的 PGR 、 PLR 和 PGR_PLR 水平。结果如表5的Panel A所示。整个样本期内 PGR 显著大于 PLR ， PGR_PLR 值为0.20，说明投资者卖出盈利股票的比例较卖出亏损股票的比例高出20%。投资者情绪低、中、高三个子样本中， PGR_PLR 值分别为0.30、0.23和0.12，可见投资者情绪越低，处置效应越强。观察 PGR 和 PLR 在投资者情绪低、中、高三个组别间的差异发现， PGR 值逐步减小，而 PLR 值在各组别间差异甚微，子样本处置效应的差异主要由于投资者卖出盈利行为的变化导致的。

¹¹ 正文中小数点后统一保留两位有效数字，遵循四舍五入原则。

为保证结果稳定性,本文还采用了另一种度量方法,即将整个样本期按月度投资者情绪高、中、低分成三组,然后计算各组别月度 PGR 、 PLR 和 PGR_PLR 均值并比较,该方法的优势在于可以对不同组别变量进行均值比较检验,结果如表 5 Panel B 所示。在投资者情绪低、中、高三个分组中, PGR_PLR 仍然呈现逐步减弱趋势,高、低两组差值为-0.23,在 1% 显著性水平下显著。 PGR 也随着投资者情绪增加而降低,高、低两组差值为-0.20,在 1% 显著性水平下显著。 PLR 在三个组别中没有单调性。除 PLR 外,上述结果与本文第二部分模拟结果基本一致。

表 5 投资者情绪和处置效应分组检验

Panel A 投资者情绪和处置效应 (整个样本期)

变量	投资者情绪			全样本期
	低	中	高	
PGR	0.5648	0.4687	0.4010	0.4591
PLR	0.2654	0.2423	0.2854	0.2588
PGR_PLR	0.2993	0.2265	0.1156	0.2003
t	1824.40	2017.15	778.02	2656.06

Panel B 投资者情绪和处置效应 (月度均值)

变量	投资者情绪			高-低	t 值
	低	中	高		
PGR	0.5915	0.4574	0.3877	-0.2038***	-8.65
PLR	0.2650	0.2447	0.2885	0.0235*	1.90
PGR_PLR	0.3265	0.2107	0.0993	-0.2272***	-10.14

注: **、*、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

为了更直观的理解上述结果,图 1 展示了样本期内各变量的月度变化。可见 PGR 的变化相比 PLR 更为剧烈, PGR_PLR 几次出现拐点的时机均为市场情绪发生大幅波动的情景。例如,在 2008 年 1 月, PGR_PLR 出现了明显的低点,这可能与 1 月份 A 股经历一次幅度不小的反弹有关。2008 年 10 月上证指数反弹时, PGR 开始显著降低,导致 PGR_PLR 也出现大幅下降。

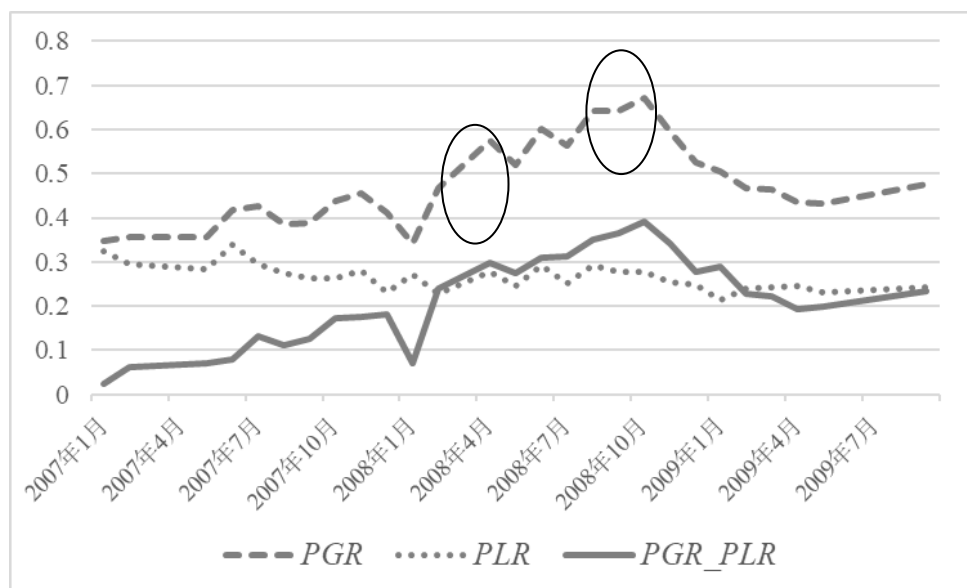


图 1 样本期内各月份 PGR、PLR 与 PGR_PLR 值

(三) 投资者情绪与处置效应：回归分析

本文的核心假设是，投资者情绪代表着投资者对未来股票收益的非理性预期和信念，显著影响到投资者卖出决策，进而影响到处置效应程度。在对式 (13) 进行回归分析前，首先对变量 PGR_PLR 和 $Sentiment$ 进行序列平稳性检验。Dickey-Fuller 检验结果发现变量 PGR_PLR 和 $Sentiment$ 均为非平稳序列，但其一阶差分项均为平稳变量 (DF 检验统计量分别为 -5.61、-5.19，均小于 1% 临界值 -3.75)¹²。因此进一步利用 Engle-Granger 两步法对两个变量进行协整检验：构建 OLS 回归模型，对残差序列进行平稳性检验，发现其 DF 检验统计值为 -4.81，小于 1% 临界值 -4.31，可知变量 PGR_PLR 和变量 $Sentiment$ 存在协整关系。式 (13) 的回归结果如表 6 所示。在控制市场层面动量效应后，解释变量 $Sentiment$ 的系数为 -0.098，且在 1% 显著性水平下显著，表明市场投资者情绪越高，处置效应越低。具体来说，市场层面投资者情绪每上升 1%，投资者处置效应程度下降约 0.1%。调整后的 R^2 达到 0.67，说明模型解释力度较好。

表 6 投资者情绪和处置效应

	PGR_PLR_t
$Sentiment_t$	-0.0980*** (-7.00)
Mom_{t-1}	-0.2798 (-0.96)
截距项	0.2091*** (17.62)

¹² 本文同时采用了 ADF 检验 (Augmented Dickey-Fuller)、PP 检验 (Phillips-Perron)、DF-GLS 和 KPSS 检验五种稳定性检验方法，结论基本一致，限于篇幅，此处仅报告 DF 检验结果。

观测值	27
Adj. R ²	0.6721
F 值	27.64

注：括号内为系数的 t 值，***、**、* 分别代表该系数在 1%、5% 和 10% 显著性水平下显著，下同。

尽管回归结果表明投资者情绪对处置效应存在显著的负向影响，但其中可能存在内生性问题，包括反向因果以及遗漏变量导致的共同决定问题。对于反向因果问题，Grinblatt and Han(2005)发现投资者处置效应会导致投资者对信息反应不足，使股票价格出现惯性即影响资产定价，而股票价格表现继而又会影响到投资者情绪。Shumway and Wu(2005)发现了我国股市投资者处置效应导致了股票惯性的证据。共同决定是指可能存在某个不可观测的因素，与投资者情绪和处置效应同时相关，进而可能导致投资者情绪和处置效应之间呈现出“伪相关”关系。

本文拟采取工具变量法来解决可能存在的相关内生性问题。具体说来，本文选择样本期一个外生冲击—美国次贷危机引发的 2008 年全球金融危机作为投资者情绪的工具变量，一方面，金融危机的出现显著降低投资者情绪，另一方面，金融危机出现时股市暴跌，投资者出现恐慌性抛售，因此金融危机事件主要通过影响投资者情绪进而影响我国投资者处置效应。一般认为，2008 年金融危机爆发以当年 9 月雷曼兄弟破产为标志，因此，本文定义工具变量—哑变量 *Crisis*，2008 年 9 月以前取值为 0，2008 年 9 月及以后取值为 1。

表 7 报告了使用工具变量的两阶段回归结果。在第一阶段回归结果（第二列）中，工具变量 *Crisis* 的回归系数为-0.92，且在 1% 显著性水平下显著，说明金融危机的爆发显著负面影响我国股票市场投资者情绪。在第二阶段回归结果（第三列）中，解释变量 *Sentiment* 的回归系数为-0.10，且在 1% 显著性水平下显著，方向、显著性都未发生改变。模型过度识别检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 8.67，p 值为 0.0032，拒绝不可识别的原假设。第一阶段弱工具变量检验 Cragg-Donald Wald F 统计量为 9.86，大于 15% 偏误下的临界值 8.96，即采用美国金融危机事件发生与否作为工具变量不存在弱工具变量问题。本文也以 2007 年 10 月美股见顶开始下跌作为金融危机发生的标志，重新定义 *Crisis* 变量，即 2007 年 10 月以前取值为 0，2007 年 10 月及以后取值为 1，回归结果保持稳健，限于篇幅不做赘述。至此，假设一被证实。

表 7 投资者情绪和处置效应（工具变量法）

	<i>Sentiment_t</i>	<i>PGR_PLR_t</i>
<i>Sentiment_t</i>		-0.1002*** (-4.56)
<i>Crisis</i>	-0.9183*** (-3.68)	
<i>Mom_{t-1}</i>	3.002 (1.18)	-0.2698 (-1.44)
截距项	0.3736* (1.81)	0.2092*** (18.56)

观测值	27	27
F 值	11.55	
Wald Chi ²		29.41
R ²	0.2675	0.6970

(四) 股票估值难度与处置效应

大量金融学文献表明,净市率(BM)是一个衡量公司成长前景的相对指标,同时也是衡量股票估值相对难易程度的指标。BM值越低的公司,其估值难度越大,其估值受投资者情绪影响亦越大。同理,市值规模越小的公司,其估值难度越大,其估值受到投资者情绪的影响亦越大。为了检验假设二,在样本期每个月初,分别按照净市率(Book-to-Market,即BM)高低和公司市值规模的大小,将所有股票平均分为三组,BM₁、BM₂和BM₃分别表示BM值最低、居中和最高的三个组合;Size₁、Size₂和Size₃分别表示市值规模最小、居中和最大的三个组合。其中,净市率为公司前一季度报中的每股净资产除以月初的股价;公司规模为上一月末总市值,数据来自Wind数据库。然后,按照样本期月度市场投资者情绪的高中低等分为三组。这样,每个月份有按照BM值分组的3个股票组合和按照市值规模分组的3个股票组合。最后,计算各个月份各股票组别的投资者处置效应。表8报告了分组检验的结果。图2和图3分别展示了不同估值难度的股票组合中投资者情绪对处置效应的影响。可见,当投资者情绪高涨时,所有组别的投资者处置效应均下降,BM最低组和Size最小组受情绪影响最大。

表8 股票估值难度与处置效应

A: 净市率、投资者情绪和处置效应

投资者情绪	PGR-PLR			
	BM ₁ (低)	BM ₂ (中)	BM ₃ (高)	BM ₁ - BM ₃
低	0.2423	0.2755	0.2812	-0.0389** (-2.94)
中	0.1313	0.1539	0.1673	-0.0360 (1.73)
高	0.0401	0.0880	0.0932	-0.0531* (-2.02)
低-高	0.2022*** (9.87)	0.1875*** (8.47)	0.1880*** (8.20)	

B: 市值规模、投资者情绪和处置效应

投资者情绪	PGR-PLR			
	Size ₁ (小)	Size ₂ (中)	Size ₃ (大)	Size ₁ - Size ₃
低	0.2955	0.2789	0.2601	0.0354 (1.31)
中	0.1478	0.1530	0.1544	-0.0066 (-0.34)

高	0.0506	0.0772	0.0841	-0.0335* (1.87)
低-高	0.2448*** (8.34)	0.2007*** (7.51)	0.1760*** (9.94)	

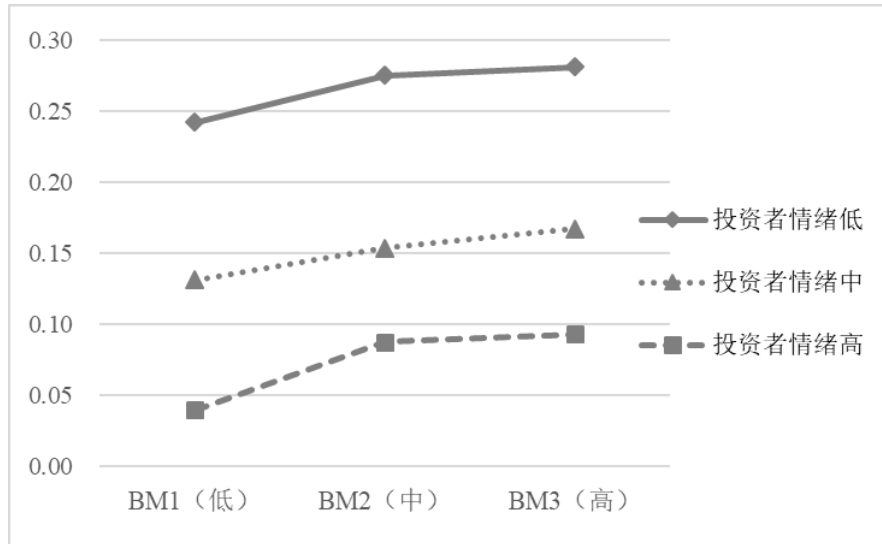


图2 公司净市率、投资者情绪和处置效应

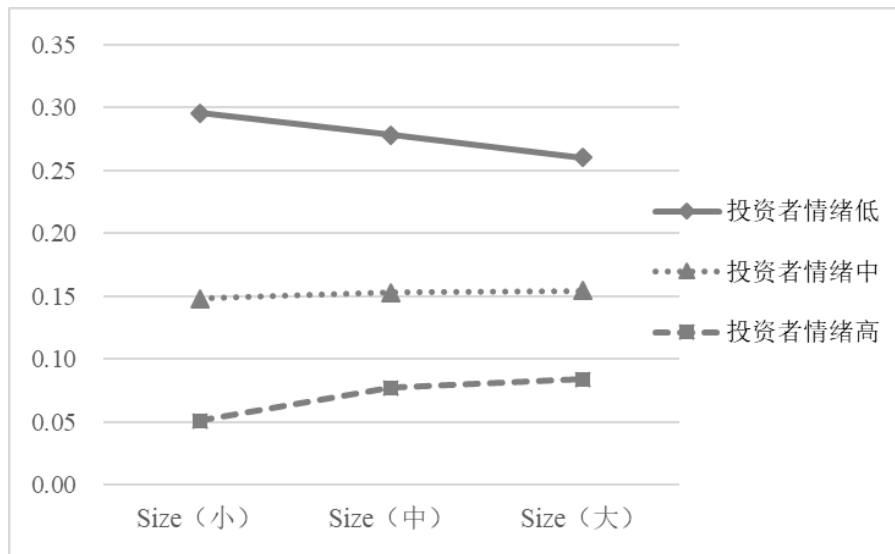


图3 公司规模、投资者情绪和处置效应

本文进一步采用回归分析的方法考察股票估值难度、投资者情绪和处置效应的关系，回归模型如式(14)和(15)所示。其中 $PGR_PLR_{i,t}$ 为第 t 月 i 股票组合的投资者处置效应， $BM_{i,t}(Size_{i,t})$ 为哑变量， $BM_{i,t}(Size_{i,t})$ 等于 1 代表第 t 月的 i 组合为净市率最低（规模最小）的股票组合，0 为第 t 月净市率居中和最高（规模居中或最大）的组合。 $Sentiment_t$ 为第 t 月市场投资者情绪。 $Sent_t \times BM_{i,t}$ 为市场情绪与净市率的交叉项， $Sent_t \times Size_{i,t}$ 为市场情绪与市值规模的交叉项。根据研究假设二，受到投资者情绪的影响，股票估值难度越大，其投资者处

置效应越弱，因此， $Sent_t \times BM_{i,t}$ 和 $Sent_t \times Size_{i,t}$ 的估计系数应为负。

$$PGR_PLR_{i,t} = \alpha + \beta_0 BM_{i,t} + \beta_1 Sentiment_t + \beta_2 Sent_t \times BM_{i,t} + \beta_3 Mom_{t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (14)$$

$$PGR_PLR_{i,t} = \alpha + \beta_0 Size_{i,t} + \beta_1 Sentiment_t + \beta_2 Sent_t \times Size_{i,t} + \beta_3 Mom_{t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (15)$$

上式的回归结果如表 9 所示，第二列中，哑变量 $BM_{i,t}$ 的回归系数为-0.04，在 5%显著性水平下显著，变量 $Sentiment_t$ 的回归系数在 1%显著性水平下显著，表明在给定市场投资者情绪的前提下，低净市率组合的处置效应较高净市率组合的低。第二、三列中交叉项的估计系数分别为-0.025 和-0.0083，均在 10%显著性水平下显著，这表明受到投资者情绪的影响，股票估值难度越大，其处置效应越弱。以上的实证证据支持研究假设二。

表 9 公司净市率、公司规模和处置效应的回归结果

解释变量	(14)	(15)
$BM_{i,t}$	-0.0442** (-2.29)	
$Size_{i,t}$		0.0112 (0.63)
$Sentiment_t$	-0.1390*** (-7.10)	-0.1444*** (-7.05)
$Sent_t \times BM_{i,t}$	-0.0246* (-1.69)	
$Sent_t \times Size_{i,t}$		-0.0083* (-1.78)
Mom_{t-1}	-0.2717 (-1.43)	-0.2602 (-1.31)
截距项	0.2216*** (19.11)	0.2118*** (17.45)
观测值	81	81
Adj. R ²	0.4901	0.4680
F	20.23	18.60

五、稳健性检验

本文利用 Odean(1998)方法度量处置效应，可能存在下述缺陷：如果投资者频繁卖出小额盈利、而不太频繁地卖出大额亏损，那么按照交易次数来判断投资者更加倾向于实现盈利，其结果未必准确（赵学军和王永红，2001；阎石，2013）。因此，本文计算了基于交易金额的 PGR 、 PLR 变量，考察其与投资者情绪的关系。回归结果如表 10 所示，解释变量 $Sentiment$ 系数方向、显著性与 4.3 节结果基本一致。本文也按照 Odean(1998)检验了基于卖出全部头寸（即不考虑减仓行为）的情况，结果依然稳健。此外，本文单独检验了投资者情绪复合变量的各个组成变量与处置效应的关系，其中市场换手率、A 股平均市盈率、投资者新增开户数（取对数后）变量的回归系数均在 1%显著性水平下显著，与复合情绪指标结论一致。限于篇幅，在此不做赘述。

表 10 基于金额法的处置效应和投资者情绪的回归结果

	<i>PGR_PLR</i>
<i>Sentiment</i> ,	-0.1224*** (-3.24)
<i>Mom</i> _{<i>t-1</i>}	0.2348 (0.85)
截距项	0.0270 (0.85)
观测值	27
Adj. R ²	0.2503
F 值	5.34

六、结论

本文首次从理论拓展和实证分析两个层面验证了投资者情绪是投资者处置效应的影响因素之一。首先,构建了一个引入投资者非理性预期的离散时间组合决策模型,推导出投资者关于风险资产未来收益率的有偏概率估计即投资者情绪对处置效应具有重要影响:投资者情绪越高,处置效应越弱。进一步,利用我国某券商 2007-2009 年间 336 万投资者股票账户的实际交易数据,对投资者情绪与处置效应的关系进行了较为全面的实证分析,发现处置效应和投资者情绪显著负相关,且受投资者情绪的影响,股票的估值难度越大,处置效应越弱。本文发现对投资者决策认知和优化也有一定实践意义。

参考文献

- [1]池丽旭和庄新田,2011,《投资者的非理性行为偏差与止损策略——处置效应、参考价格角度的实证研究》,《管理科学学报》第 10 期,第 54~66 页。
- [2]李学峰、王兆宇和苏晨,2011,《什么导致了处置效应:基于不同市场环境的模拟研究与经验检验》,《世界经济》第 12 期,第 140~155 页。
- [3]林树、俞乔、汤震宇和周建,2006,《投资者“热手效应”与“赌徒谬误”的心理实验研究》,《经济研究》第 8 期,第 58~69 页。
- [4]阎石,2013,《投资者的处置效应研究——基于有限理性在行为金融中的应用》,科学出版社。
- [5]易志高和茅宁,2009,《中国股市投资者情绪测量研究: CICSI 的构建》,《金融研究》第 11 期,第 174~184 页。
- [6]张宗新和王海亮,2013,《投资者情绪、主观信念调整与市场波动》,《金融研究》第 4 期,第 142~155 页。
- [7]赵学军和王永宏,2001,《中国股市“处置效应”的实证分析》,《金融研究》第 7 期,第 92~97 页。

- [8]Andreassen, P. B.. 1988. “Explaining the Price-Volume Relationship: The Difference between Price Changes and Changing Prices”, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 41(3):371~389.
- [9]Antoniou, C., Doukas, J. A., and Subrahmanyam, A.. 2013. “Cognitive Dissonance, Sentiment, and Momentum”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(1):245~275.
- [10]Baker, M., and Wurgler, J.. 2006. “Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns”, *Journal of Finance*, 61(4):1645~1680.
- [11]Barber, B. M., and Odean, T.. 2004. “Are Individual Investors Tax Savvy? Evidence from Retail and Discount Brokerage Accounts”, *Journal of Public Economics*, 88(1-2):419~442.
- [12]Barber, B. M., Lee, Y. T., Liu, Y. J., and Odean, T.. 2007. “Is the Aggregate Investor Reluctant to Realize Losses? Evidence from Taiwan”, *European Financial Management*, 13(3):423~447.
- [13]Barberis, N., and Huang, M.. 2008. “Stocks as Lotteries: The Implications of Probability Weighting for Security Prices”, *American Economic Review*, 98(5):2066~2100.
- [14]Barberis, N., Shleifer, A., and Vishny, R.. 1998. “A Model of Investor Sentiment”, *Journal of Financial Economics*, 49(3):307~343.
- [15]Barberis, N. and Xiong, W.. 2009. “What Drives the Disposition Effect? An Analysis of a Long-standing Preference-based Explanation”, *Journal of Finance*, 64(2):751~784.
- [16]Dumas, B., Kurshev, A., and Uppal, R.. 2009. “Equilibrium Portfolio Strategies in the Presence of Sentiment Risk and Excess Volatility”, *Journal of Finance*, 64(2):579~629.
- [17]Ben-David, I., and Hirshleifer, D.. 2012. “Beyond the Disposition Effect: Do Investors Really Like Realizing Gains More Than Losses”, *Review of Financial Studies*, 25(8):2485~2532.
- [18]Ben-Rephael, A., Kandel, S., and Wohl, A.. 2012. “Measuring Investor Sentiment with Mutual Fund Flows”, *Journal of Financial Economics*, 104(2):363~382.
- [19]Black, F.. 1986. “Noise”, *Journal of Finance*, 41(3):528~543.
- [20]Brown, P., Chappel, N., da Silva Rosa, R., and Walter, T.. 2006. “The Reach of the Disposition Effect: Large Sample Evidence across Investors Classes”, *International Review of Finance*, 6(1-2):42~78.
- [21]Calvet, L. E., Campbell, J. Y., and Sodini, P.. 2009. “Measuring the Financial Sophistication of Households”, *American Economic Review*, 99(2):393-98
- [22]Carhart, M. M.. 1997. “On Persistence in Mutual Fund Performance”, *Journal of Finance*, 52(1):57~82.
- [23]Chen, G., Kim, K. A., Nofsinger, J. R., and Rui, O. M.. 2007. “Trading Performance, Disposition Effect, Overconfidence, Representativeness Bias, and Experience of Emerging Market Investors”, *Journal of Behavioral Decision Making*, 20(4): 425~451.

- [24]Da, Z., Engelberg, J., and Gao, P.. 2015. "The Sum of all FEARS: Investor Sentiment and Asset Prices", *Review of Financial Studies*, 28(1):1~32.
- [25]De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., and Waldmann, R. J.. 1990. "Noise Trader Risk in Financial Markets", *Journal of Political Economy*, 98(4):703~738.
- [26]Dumas, B., Kurshev, A., and Uppal, R.. 2009. "Equilibrium Portfolio Strategies In the Presence of Sentiment Risk and Excess Volatility", *Journal of Finance*, 64(2), pp. 579-629.
- [27]Grinblatt, M., Han, B.. 2005. "Prospect Theory, Mental Accounting, and Momentum", *Journal of Financial Economics*, 78(2):311~339
- [28]Grinblatt, M., and Keloharju, M.. 2001. "How Distance, Language, and Culture Influence Stock Holdings and Trades", *Journal of Finance*, 56(3):1053~1073.
- [29]Hartzmark, S, M.. 2014. "The Worst, the Best, Ignoring all the Rest: The Rank Effect and Trading Behavior", *Review of Financial Studies*, 28(4):1024~1059.
- [30]Ingersoll, J. E., and Jin, L. J.. 2013. "Realization Utility with Reference-Dependent Preferences", *Review of Financial Studies*, 26(3):723~767.
- [31]Jegadeesh, N., and Titman, S.. 1993. "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implication for Stock Market Efficiency", *Journal of Finance*, 48(1):65~91.
- [32]Kahneman, D., and Tversky, A.. 1979. "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk", *Econometrica*, 47(2):363-391.
- [33]Kaustia, M.. 2010. "Prospect Theory and the Disposition Effect", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(3):791~812.
- [34]Lakonishok, J., and Smidt, S.. 1986. "Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading", *Journal of Finance*, 41(4):951~974.
- [35]Locke, P. R., and Mann, S. C.. 2005. "Professional Trader Discipline and Trade Disposition", *Journal of Financial Economics*, 76(2):401~444.
- [36]Odean, T.. 1998. "Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?", *Journal of Finance*, 53(5):1775~1798.
- [37]Ranguelova, E.. 2001. "Disposition Effect and Firm Size: New Evidence on Individual Investor Trading Activity", *Harvard University Working Paper*, SSRN 293618.
- [38]Shefrin, H. M., and Statman, M.. 1985. "The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence", *Journal of Finance*, 40(3):777~790.
- [39]Shefrin, H. M., and Statman, M.. 1994. "Behavioral Capital Asset Pricing Theory", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(3):323~349.
- [40]Shu, P. G., Yeh, Y. H., Chiu, S. B., and H. C. Chen. 2005. "Are Taiwanese Individual Investors Reluctant to Realize Their Losses?", *Pacific-Basin Finance Journal*, 13(2):201~223.

- [41]Shumway T., and Guojun Wu. 2005. “Does Disposition Drive Momentum?”, *AFA 2006 Boston Meetings Paper*.
- [42]Stein, J. C.. 1996. “Rational Capital Budgeting in An Irrational World”, *National Bureau of Economic Research Working Paper*.
- [43]Tversky, A., and Kahneman, D., 1992, “Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty”, *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(4):297~323.
- [44]Weber, M., and Camerer, C. F.. 1998. “The Disposition Effect in Securities Trading: An Experimental Analysis”, *Journal of Economic Behavior Organization*, 33(2):167~184.
- [45]Yu, J., and Yuan, Y.. 2011. “Investor Sentiment and the Mean-Variance Relation”, *Journal of Financial Economics*, 100(2):367~381.

Investor Sentiment and Disposition Effect: Evidence from Individual Investors’ Trading Data in China’s Stock Market

WU Jiawei; WANG Changyun; CHEN Zilin; Jie Michael GUO

(Futures and Derivatives Research Department, China Institute of

Finance and Capital Markets;

China Financial Policy Research Center, Renmin University of China;

Macro Research and Asset Management Department, China Southern

Asset Management Co., Ltd.;

Durham University Business School)

I. Introduction

Disposition effect refers to a robust trading phenomenon that both individual and institutional investors are more likely to sell an asset when it is at a gain than when it is at a loss. Such

disposition effect is common in stock market, futures market, real estate market, and other markets. So widespread the disposition effect is, literature has not achieved consensus on its mechanism. This paper extends the literature by showing the significant impact of investor sentiment on disposition effect theoretically and empirically.

II. Literature Review

Preference theory and beliefs theory are the two main explanations for the disposition effect. Kahneman and Tversky's (1979) prospect theory attributes the disposition effect to the features of investors' preference described by the S-type value function. The investors are more risk-averse when facing profits and more risk-seeking when facing a loss. Therefore, investors prefer to sell profitable stocks to realize gains, and hold loss stocks to wait for recovery. One basic assumption of present prospect theory models is that the probability of stock price changes equal to the real probability (Barberis and Huang, 2008; Barberis and Xiong, 2009). This assumption fails to describe the fact that investors usually have irrational expectations, and therefore, the present prospect theory models does not include the documented impact of investor sentiment on trading behavior and asset pricing (Antoniou et al., 2013; Da et al., 2015). To fill the gap, this paper introduces the investor sentiment in prospect theory model, and studies the potential impact of investor sentiment on the disposition effect.

III. Model and Hypothesis

The irrational investors usually fail to properly estimate the price expectation of a stock. Therefore, we describe the investor sentiment by using the investor's expectation bias on the probability of stock price for different cases (Barberis et al., 1998), and modify the prospect theory model based on a binomial tree model in Barberis and Xiong's (2009). We define investor's irrational expectation of the probability of stock price rising as π_s and the actual rising probability as π_o . The difference (Δ) between π_s and π_o represents the extent to which an investor overestimates the probability of stock price rising. When the market sentiment is high, the investors are often more overconfident and more optimistic (i.e., $\Delta > 0$). We obtained simulation results based on the parameters in Barberis and Xiong(2009), and the PGR/PLR measures used in Odean(1998). Results indicate that the investors' disposition effect decreases in "hot" market, showing the role of investor sentiment to the disposition effect.

As a result, we obtain the following two hypotheses:

H1: The disposition effect decreases with the increase in investor sentiment.

H2: The impact of investor sentiment on the disposition effect is weaker when the target stocks are difficult to evaluate.

IV. Data and Empirical Result

This study bases on the data of selling transactions and daily positions for around 3.36 million individual investors from 2007 to 2009. The data is obtained from a large national Chinese broker. The sample covers a striking bull and bear period of China's stock market, which offers a natural environment to study the impact of sentiment on the disposition effect.

Consistent with prior studies, our results show strong disposition effect. On average, the likelihood of a sale for Chinese investors is 20% higher when a gain is realized than a loss is realized. We regress the monthly measure of the disposition effect on the monthly market investor sentiment after controlling the market momentum variable. The results verify the hypothesis that the investors' disposition effect decreases when the market sentiment is higher. Specifically, the disposition effect is 0.1% lower when market sentiment goes up by 1%. Additionally, the disposition effect is even weaker in stocks that are more difficult to evaluate (low Book-to-Market ratio, smaller capitalization) due to the mechanism of investor sentiment. Our results are robust when controlling the potential endogeneity problems.

V. Contribution

This paper contributes to the extant literature by studying the impact of investor sentiment on disposition effect both theoretically and empirically. The results also shed light on investors' decision-making and optimization.

Key words: Disposition Effect; Investor Sentiment; Irrational Belief

JEL: G11; G40; G41