

利率工具、银行决策行为与信贷期限结构

盛天翔, 王宇伟, 范从来

[摘要] 信贷期限结构是信贷量发挥作用的重要影响因素之一,但是中国对利率工具如何影响信贷期限结构的探讨尚不充分。与国外已有的基于风险管理动机视角的机制分析不同,本文基于中国商业银行特殊的利率定价机制,从盈利动机的视角出发,构建两阶段的商业银行信贷决策模型,理论分析了贷款基准利率政策对信贷期限结构的影响机制。研究发现,贷款基准利率与商业银行贷款中的短期贷款比例呈正相关关系,但短期贷款和中长期贷款的基准期限利差水平会减弱这一正向关系,并且基准期限利差本身也会直接对短期贷款比例产生负向冲击。基于 2005—2016 年的宏观季度数据,本文通过 TVP-FAVAR 模型和时间序列线性回归模型的实证检验支持了上述结论,并且还进一步验证了从盈利动机视角分析传导机制的可信性。本文的研究结论带来一些启示:宏观调控要充分考虑商业银行的微观行为,重视贷款利率收益率曲线对信贷资源配置的调控作用,充分运用市场化利率价格信号的预期管理,综合使用利率工具和结构性货币政策工具。

[关键词] 贷款基准利率; 利率定价机制; 信贷期限结构

[中图分类号]F820 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)12-0022-18

一、引言

长期以来,中国的金融体系以间接融资为主导,2016 年底商业银行提供的资金在存量社会融资规模中的占比达到 84%^①,信贷量对于中国经济的发展起到了巨大作用。与此同时,不少学者发现由于短期贷款和中长期贷款的用途明显不同^②,两类贷款对宏观经济会产生不同的影响效应,从而强调了信贷期限结构的重要性(范从来等,2012;李炳和袁威,2015),认为信贷期限对于企业投资和

[收稿日期] 2017-07-04

[基金项目] 教育部创新团队发展计划滚动支持项目“经济转型期稳定物价的货币政策”(批准号 IRT_17R52);国家自然科学基金面上项目“中国金融压力、宏观经济波动与最优货币政策规则研究”(批准号 1473090);南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社会科学研究基金项目“监管政策对商业银行信贷行为的影响效应研究”(批准号 SKYC2017017)。

[作者简介] 盛天翔(1983—),男,江苏南通人,南京农业大学金融学院讲师,经济学博士;王宇伟(1977—),男,江苏南京人,南京大学经济学院副教授,经济学博士;范从来(1962—),男,江苏南通人,南京大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:盛天翔,电子邮箱:shengtianxiang@njau.edu.cn。特别感谢华南师范大学经济管理学院张勇教授、匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

^① 商业银行提供资金为本外币贷款、委托贷款、信托贷款和未贴现银行承兑汇票,数据来源 WIND 数据库。

^② 短期贷款主要用于借款人生产经营中的流动资金需要,而中长期贷款主要用于进行技术改造、新建固定资产项目等。短期贷款是指期限在一年以下(含一年)的贷款,中长期贷款是指贷款期限在一年以上(不含一年)的贷款,本文均按这一标准对信贷期限进行划分。

长期发展具有重要作用(段云和国瑶,2012;钟凯等,2016),中长期资金的获得在经济复苏中具有非常重要的作用(Black and Rosen,2016)。从国家政策看,中国人民银行每季度公布的《中国货币政策执行报告》都非常重视信贷期限结构的变化;2017年4月,中国银行业监督管理委员会发布《关于提升银行业服务实体经济质效的指导意见》,专门指出银行业金融机构应切实加强对企业技术改造中长期贷款支持。因此,无论从理论研究还是货币信贷政策实践看,信贷期限结构在信贷总量发挥作用的过程中都占据着非常重要的地位。

当前,中国的货币政策框架正在逐步从数量型向价格型转变,那么利率工具是否会影响信贷期限结构?商业银行作为信贷市场运行的主体,其决策行为在这一传导过程中将产生怎样的作用?厘清这些问题,将有助于为中央银行充分利用商业银行的决策行为,更好地发挥利率工具调节作用,从而更有效地支持实体经济发展提供一些理论参考和经验借鉴。

目前,国内学者较少关注利率工具对信贷期限结构的影响,更多的研究是围绕利率工具与信贷持有主体的产业结构、行业结构和产权结构等展开(吕光明,2013;王去非等,2015;战明华等,2016;欧阳志刚和薛龙,2017)。但是,国外学者的研究对信贷期限结构保持了较高的关注度,这从另一个角度说明该问题的重要性。按照利率工具对信贷期限结构影响机制分析的不同,国外学者的研究大致可以分为三类。第一类是关于利率与银行流动性风险承担的研究。Diamond and Rajan(2006,2011)通过理论模型证明,当货币政策紧缩、利率提高时,为了保证存款的稳定性,商业银行要付出更多成本,这将增加实际的流动性需求,从而导致银行减少对长期项目的贷款支持;Black and Rosen(2016)的实证检验支持了这一理论分析,认为信贷渠道的流动性视角是存在的,并且影响了贷款的期限结构。第二类是关于利率与银行信用风险承担的研究。Den Haan et al.(2007)以联邦货币基金利率为货币政策操作的指标,发现当货币政策紧缩时,短期的商业和工业贷款增加、中长期的房地产和消费贷款下降,认为这主要是因为紧缩期的商业银行倾向于投向短期、低风险的资产;Buch et al.(2014)基于小银行的数据也得到了类似的结论。从本质上看,这其中的作用机制与货币政策风险承担渠道中利率影响估值的效应存在一定的相似性(Matsuyama,2007;Delis and Kouretas,2011;Borio and Zhu,2012)。对此,Black and Rosen(2016)指出,当利率的提高增强了借款人风险时,可能会减弱其获得长期贷款的能力。第三类是关于利率与信贷期限结构关系的研究。Tasic and Valev(2010)通过对全球14个国家的银行进行比较,分析了影响商业银行贷款期限的各种因素,发现利率水平与中长期贷款的比例呈负相关关系,这与Ortiz-Molina and Penas(2008)等研究结论相一致。总体而言,国外学者关于利率工具对信贷期限结构影响的研究结论基本是一致的,认为政策利率或实际利率与短期贷款占比正相关。在影响机制的探讨中,国外研究立足微观商业银行的决策行为,从风险管理的动机出发,分别关注了流动性风险管理和信用风险管理的需求。鉴于此,本文认为,要更好地揭示中国的利率工具与信贷期限结构之间的关系,必须从中国商业银行的行为入手,同时还需兼顾中国的货币政策环境。遵循这一思路,本文将重点从以下两个方面对现有研究进行拓展。

(1)以具有中国特色的贷款利率定价机制为基础进行研究。经过对中国商业银行贷款业务的现场调研和国际现状比较,同时结合商业银行从业人员的研究成果(郑晓亚等,2016),在研究中国商业银行的贷款期限决策时,关注“贷款重定价周期”的影响。与发达国家相比,中国的贷款利率定价机制明显不同。中国的贷款平均重定价周期比较长^①,而重定价周期越长,表示当政策基准利率变化

^① 郑晓亚等(2016)比较了中美两国贷款的重定价周期,美国存量贷款的平均重定价期限基本集中于1个月以内,而中国国有四大银行存量贷款的平均重定价期限在3个月以上的约占一半。国外关于利率政策影响信贷期限结构的研究大部分都是基于美国数据,因此,中美两国的情况对比具有较好的代表性。

时,实际贷款利率随之变动的滞后时间越长。因此,国外学者在研究利率工具对信贷期限结构影响时,不需要考虑重定价的问题,但是在研究中国问题时,这却是一个非常重要的基础前提。通过比较不同期限的贷款合同文本,本文进一步发现,短期贷款的重定价周期普遍短于中长期贷款,所以短期贷款和中长期贷款的利率锁定期是不同的,这将在加减息的过程中影响到商业银行的贷款收益水平。因此,与国外研究不同,本文将更侧重从银行盈利动机的角度考察货币政策利率工具的信贷期限结构调整机制。与风险管理的动机比较,对盈利动机分析更为直观,也易于模型化。

(2)将贷款基准利率政策作为货币政策利率工具的典型代表进行研究。发达国家在研究货币政策利率工具时,由于金融市场大多高度发达,各个市场之间的利率联动非常灵敏,直接着眼于某一利率变化即可(马骏等,2016)。但长期以来,中国的利率市场存在着双轨制情况,信贷市场的利率报价都是基于贷款基准利率,所以贷款基准利率的相关政策措施是中国信贷市场中最重要的货币政策利率工具。从贷款利率政策看,2004年10月29日后,金融机构(不含城乡信用社)的贷款利率不再设上限,只保留贷款基准利率0.9倍的下限要求^①。根据中国人民银行的统计数据,2005—2016年,实际贷款利率在基准利率下浮10%以内的贷款占4.62%—35.38%^②,换言之,贷款利率下限的要求在大多数时候并没有形成约束。因此,2005年以来中国商业银行的实际贷款利率本质上属于有基准利率引导的市场化定价行为,研究贷款基准利率政策的作用,有助于更好地理解利率市场化定价过程中基准利率政策的传导效果。

与已有文献相比,本文可能的创新之处主要体现在三个方面:一是重点研究了货币政策利率工具对信贷期限结构的影响,而目前国内的研究主要侧重信贷持有主体的结构,对信贷期限结构的关注还比较少,本文的研究结论可以为中国货币政策利率工具的信贷结构调整效应研究提供有益补充;二是结合中国商业银行特殊的贷款利率定价机制,构建商业银行信贷收益的决策模型,从盈利动机的角度分析贷款基准利率政策对信贷期限结构影响的传导机制,这一传导机制更符合中国的实际情况,可以对国外学者的机制分析进行有效补充,深化学术界对信贷期限结构效应形成机制的理解;三是以往国内学者在研究货币政策利率工具时,既有存款基准利率,也有贷款基准利率,还涉及少数市场利率,而本文将货币政策利率工具聚焦到贷款基准利率,更加符合实际的商业银行贷款业务逻辑,进而提高了研究结论的可靠性和政策参考性。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分是基于商业银行信贷收益模型的理论分析,第三部分利用TVP-FAVAR模型进行了实证检验,第四部分通过时间序列线性回归模型对货币政策工具和理论传导机制进一步验证和探讨,第五部分是基本结论与相关启示。

二、理论模型分析

1. 中国商业银行的贷款利率定价机制

在构建商业银行信贷收益模型之前,要全面了解中国商业银行的贷款利率定价机制。目前,商业银行贷款合同中的利率定价方式主要分为两种,固定利率定价与基准利率定价(也可称为“浮动利率定价”)。郑晓亚等(2016)将第一类定价方式称为“打包利率”,该利率不会随时间变动;将第二类定价方式称为“基准利率+溢价”方式,在这种定价方式下,基准利率变动将会影响贷款存续期内的执行利率。

^① 2012年6月8日和7月6日,贷款利率下限先后被调整到基准利率的0.8倍、0.7倍;2013年7月20日,贷款利率下限取消。

^② 数据来源于WIND数据库。

具体而言,对于固定利率定价,贷款在存续期内执行的利率始终是期初确定的利率,只有当贷款到期时才会重定价。对于基准利率定价,实际的贷款利率是以中国人民银行公布的贷款基准利率或2013年底推出的贷款基础利率(Loan Prime Rate,简称“LPR”)作为基准利率,在此基准利率上进行浮动^①,如果在合同期内基准利率出现调整,则根据约定的重定价期限规则进行调整。需要指出的是,由于LPR推出的时间较短,一方面,商业银行尚未完全将其应用至贷款定价中;另一方面,从LPR与贷款基准利率的相关性看,二者保持了相当紧密的关系^②。因此,本文在后续理论探讨和实证检验时,对于基准利率将全部以中国人民银行公布的贷款基准利率为研究对象。

如果按照固定利率定价方式,由于贷款期限的原因,短期贷款的利率锁定期肯定是明显小于中长期贷款;如果按照基准利率定价方式,根据对主要大型商业银行贷款合同的大量了解,中长期贷款一般约定一年重定价一次,要高于短期贷款的平均贷款期限。因此,综合这两种定价方式,短期贷款的平均重定价周期要小于中长期贷款,也就是说,当基准利率变动时,短期贷款的利率会比中长期贷款更快受到影响。

2. 模型构建

现有的关于货币政策利率工具影响信贷期限结构的理论模型较少,主要是基于流动性风险展开,需要考虑跨期的问题。根据上述的商业银行贷款定价模式,短期贷款和中长期贷款的利率锁定期明显不同,因此,本文将主要从信贷利息收入变动的角度探讨货币政策利率工具对信贷期限结构的影响。借鉴Diamond and Rajan(2006)和Aksoy and Basso(2014)关于模型的设定,本文将构建一个两阶段的商业银行信贷收益模型,作为分析该问题的理论基础。

假设在整个经营期内,商业银行的资产投放全部为贷款,并且按照投放期限分为短期贷款和中长期贷款。该模型分为两个阶段、三个时点, T_0 为期初, T_1 为第一阶段末, T_2 为第二阶段末。为了重点考虑货币政策利率工具的影响,模型假设其他外部环境在接下来的两个阶段没有发生变化。同时,假设存款的供给比较充足,存款成本外生,且不会对贷款决策造成影响,因此,直接将存款成本设为0,而不影响分析结果。根据前文所述,对于货币政策利率工具,模型中主要考虑贷款基准利率的引导作用,信贷期限结构将主要受到各期限的贷款基准利率以及与之相关的贷款利率收益率曲线影响,贷款利率收益率曲线主要通过短期与中长期贷款基准利率的期限利差进行衡量(以下简称“基准利率利差”)。在时点 T_0 ,存量贷款为 L ,其中,短期贷款的比例为 k ,商业银行需要在该时点决策将要新增的贷款 ΔL 中,短期贷款的比例 k' ,并且这一决策结果会持续至 T_2 时点,即时点 T_1 不会有新增贷款的决策,仅仅面临存量贷款重新定价的问题。商业银行的整个决策过程用图1表示。

基于上述假设,设期初 T_0 时的短期贷款利率为 R_s 、中长期贷款利率 R_m ,则第一阶段末,即 T_1 时点上,商业银行的利润为:

$$\Pi_1 = [kL + k'\Delta L]R_s + [(1-k)L + (1-k')\Delta L]R_m \quad (1)$$

① 一直以来,基准利率都是中国人民银行公布的贷款基准利率,在贷款合同中一般体现为:实际贷款利率=某年期贷款基准利率上浮(下浮) $X\%$, X 为浮动比例。但是2013年10月中国人民银行宣布贷款基础利率(LPR)集中报价和发布机制正式运行,由全国银行间同业拆借中心发布LPR,并从2014年10月开始对商业银行考核以LPR进行贷款报价的情况,所以各家商业银行在贷款定价方式上逐步开始用LPR取代贷款基准利率,在贷款合同中的体现为:将贷款基准利率替换为LPR,上下浮动比例变为加减基点。无论基准利率使用贷款基准利率还是LPR,其核心思想都属于基准利率定价方式。

② 受篇幅所限,二者的关系图请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

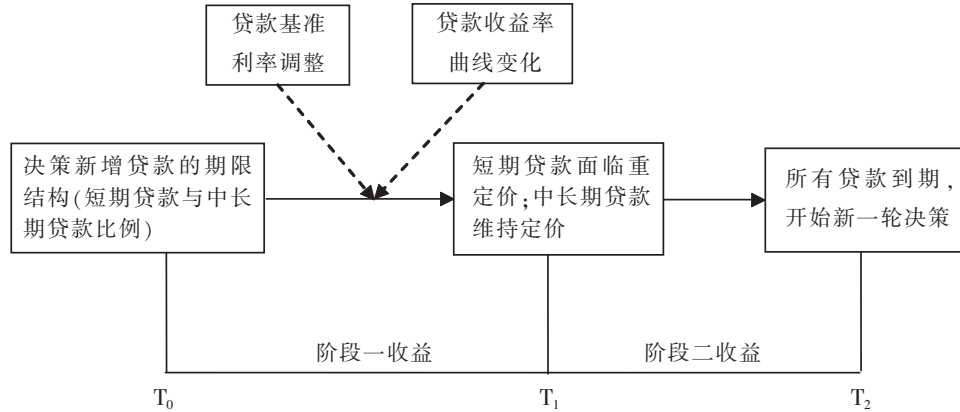


图 1 商业银行的信贷投放决策过程

资料来源:作者绘制。

根据前述的商业银行贷款定价机制,当贷款基准利率调整后,第二阶段的贷款将面临重定价问题,并且短期贷款和中长期贷款存在差异。 T_1 时点以后,短期贷款利率进行重新定价,其利率将调整为 $R'_s, R'_s = R_s + \Delta R + \Delta S$ 。其中, ΔR 为平均贷款基准利率变动, ΔS 表示贷款收益率曲线变动(即基准期限利差发生变化)。基准期限利差变化是由于短期贷款基准利率与中长期贷款基准利率调整的幅度不同,所以为了刻画这一不同,本文将其在短期贷款利率的额外变化上予以体现。 $\Delta S > 0$ 表示基准期限利差缩小,代表短期贷款利率提高; $\Delta S < 0$ 表示基准期限利差扩大,代表短期贷款利率下降。而 T_1 时点后,中长期贷款不进行重新定价,利率 R'_m 保持不变,即 $R'_m = R_m$ 。因此,截至 T_2 时点,第二阶段商业银行的利润为:

$$\begin{aligned} \Pi_2 &= [kL + k'\Delta L]R'_s + [(1-k)L + (1-k')\Delta L]R'_m \\ &= [kL + k'\Delta L](R_s + \Delta R + \Delta S) + [(1-k)L + (1-k')\Delta L]R_m \end{aligned} \quad (2)$$

综合第一阶段和第二阶段,同时参考 Aksoy and Basso(2014)的做法,认为商业银行是风险厌恶型的, σ 为风险因子, β 为贴现因子,则在两阶段的经营期内,商业银行总的利润为:

$$\Pi = \frac{(\Pi_1)^{1-\sigma}}{(1-\sigma)} + \beta \frac{(\Pi_2)^{1-\sigma}}{(1-\sigma)} \quad (3)$$

除了利率变动带来的贷款收益变化以外,本文认为风险问题同样需要关注。国外学者们在从风险角度分析利率工具对信贷期限结构影响时,其核心思想是认为中长期贷款的流动性风险、信用风险要高于短期贷款。根据收益率曲线的相关理论(马骏和纪敏,2016),长期国债收益率对短期国债收益率的溢价往往体现了风险和流动性、通货膨胀预期、期限溢价等因素,因此,可以认为中长期贷款与短期贷款的基准期限利差,同样体现了对信用风险和流动性风险因素的覆盖。基准期限利差变动(ΔS)对信贷期限结构产生影响,也表明商业银行决策时考虑了风险问题。

为了便于分析基准期限利差变动对风险覆盖程度的影响,本文假设在第一阶段时,基准期限利差完全覆盖了中长期贷款与短期贷款之间的流动性风险和信用风险,而基准期限利差的变动对风险覆盖程度的影响主要体现在第二阶段,进而对信贷决策产生影响。因此,当中长期贷款利率扣除了流动性风险和信用性风险因素以后,第一阶段中长期贷款的实际利率与短期贷款相同,即 $R_s = R_m = R$, 将其代入(1)式和(2)式中,则(3)式可以改写为:

$$\Pi = \frac{[(L+\Delta L)R]^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \beta \frac{[(L+\Delta L)R + (kL+k'\Delta L)(\Delta R+\Delta S)]^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (4)$$

3. 模型求解

基于(4)式,应该如何决定 k' ,从而使商业银行的两期总利润 Π 更优? 针对这一问题可以通过对比的方式求解。

假设在 T_0 时,商业银行在新增的贷款 ΔL 中继续保持短期贷款的比例为 k ,那么最终两期总利润为:

$$\Pi_0 = \frac{[(L+\Delta L)R]^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \beta \frac{[(L+\Delta L)R + (kL+k\Delta L)(\Delta R+\Delta S)]^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (5)$$

要使得 $\Pi > \Pi_0$,则要求 $k'\Delta L(\Delta R+\Delta S) > k\Delta L(\Delta R+\Delta S)$,最终结果可以分为以下两类:

(1)当 $\Delta R+\Delta S > 0$,即 $\Delta R > -\Delta S$ 时, $k' > k$,即商业银行趋向于提高短期贷款比例。具体分析如下:

情况一:当货币政策处于收紧状态,贷款基准利率上升($\Delta R > 0$)的情况下,为了提高整体的利润水平,总体而言,商业银行趋向于提高短期贷款比例,但是这一过程会受到基准期限利差 ΔS 影响。需要指出的是,商业银行在 T_0 进行决策时,要对未来贷款基准利率是否调整(ΔR)做出预判,从而确定是否调整信贷期限结构,从货币政策实践看,贷款基准利率的调整一般都是周期性的,一旦开始出现加减息的情况,基本具有可持续性,因此,货币政策在步入调整期以后,商业银行能够做出相对准确的趋势性判断。

情况二:如果基准期限利差缩小($\Delta S > 0$),则只要贷款基准利率提高,商业银行就会提高短期贷款比例;如果基准期限利差扩大($\Delta S < 0$),则相对需要贷款基准利率提高较多,商业银行才会提高短期贷款比例,否则即使在贷款基准利率上升的情况下,商业银行也有可能降低短期贷款比例。换言之,在贷款基准利率上升过程中,基准期限利差缩小($\Delta S > 0$)对于商业银行提高短期贷款有促进作用。

情况三:如果货币政策不调整($\Delta R = 0$)^①,则基准期限利差缩小($\Delta S > 0$)时,商业银行会提高短期贷款比例。

(2)当 $\Delta R+\Delta S < 0$,即 $\Delta R < -\Delta S$ 时, $k' < k$,商业银行趋向于降低短期贷款比例。具体分析如下:

情况一:当货币政策处于放松状态,贷款基准利率下降($\Delta R < 0$)的情况下,为了提高整体的利润水平,总体而言,商业银行是趋向于降低短期贷款比例的,这一过程同样也会受到期限利差 ΔS 影响。

情况二:如果期限利差扩大($\Delta S < 0$),则只要降低贷款基准利率,商业银行就会降低短期贷款比例;如果基准期限利差缩小($\Delta S > 0$),则相对需要基准利率降低较多,商业银行才会降低短期贷款比例,否则即使在基准利率下降的情况下,商业银行也有可能提高短期贷款比例。换言之,在基准利率下降过程中,基准期限利差缩小($\Delta S > 0$)对于商业银行降低短期贷款有抑制作用。

情况三:如果货币政策不调整($\Delta R = 0$),则基准期限利差扩大($\Delta S < 0$)时,商业银行会降低短期贷款比例。

综上所述,本文进一步提出:

假说一:当货币政策使用贷款基准利率政策工具进行调节时,贷款基准利率水平与商业银行贷

^① 从实际的货币政策操作看,基准期限利差的变化都是伴随着短期和中长期贷款基准利率的变动而发生,主要由短期和中长期贷款基准利率变化幅度的不同导致。但是为了简化分析期限利差的变化,可以假定货币政策不调整,即总的基准利率方向不变,而仅仅是基准期限利差发生变动。

款中的短期贷款比例呈正相关关系。

假说二:在贷款基准利率提高(降低),推动商业银行提高(降低)短期贷款比例的过程中,短期贷款与中长期贷款的基准期限利差会减弱这一正向关系。

假说三:如果货币政策方向不调整,短期与中长期贷款的基准期限利差和商业银行贷款中的短期贷款比例呈负相关关系。

三、基于 TVP-FAVAR 模型的实证检验

根据前述的理论分析,本文认为贷款基准利率政策工具在影响商业银行信贷期限结构时,主要是通过贷款基准利率、短期贷款与中长期贷款的基准期限利差产生作用,本文将进一步通过 TVP-FAVAR 模型进行实证检验。需要注意的是,在研究货币政策对信贷影响时,对于信贷供给和需求的识别是一件非常困难的事情(Bernanke and Gertler, 1995; Peek et al., 2003)。针对中国的信贷市场,部分学者进行过一些研究,刘海英和何彬(2009)、史青青等(2010)认为中国的贷款需求普遍大于供给,信贷供给能力在影响市场信贷时发挥主要作用;王义中等(2015)认为,信贷供给周期会影响公司融资需求;伍戈和谢洁玉(2015)从贷款利率、贷款数量的量价组合变化规律识别信贷供给和需求冲击,认为不同阶段二者的冲击贡献不同。结合这些研究成果,本文认为中国的信贷市场中商业银行的信贷行为确实能够对最终的信贷结果发挥重要作用,但是随着商业银行的竞争越来越激烈,可能也无法直接认为商业银行信贷供给能力完全起主导作用,所以还是需要考虑信贷需求端的变化。然而在实证检验时,要准确区分供给和需求影响又确实比较困难,并且信贷供给除了考虑信贷收益以外,还要考虑外部宏观环境对信贷供给的影响,因此,借鉴国外学者们在研究信贷期限结构时的做法,拟纳入一些可能影响信贷供给与需求的宏观因素,从而控制外部因素可能造成的结构影响。

1. TVP-FAVAR 模型设置

以往研究货币政策工具的影响效果时,在非结构性方法方面,早期主要采用了 VAR 或 SVAR 模型,但是由于其能够包括的变量数目比较少,很可能会使一些重要的经济信息出现遗漏,因此, Bernanke et al. (2005) 开始将传统的 VAR 分析和因子分析相结合,建立了 FAVAR (Factor-Augmented VAR) 模型,从而解决这种变量信息不充分导致的结果偏误问题。另外, VAR 基本模型假设估计的系数不随时间变化,使得该模型无法反映货币政策工具的时变特征,所以部分学者 (Primiceri, 2005; Nakajima et al., 2011) 提出了 TVP-VAR (Time-Varying Parameter VAR) 模型,认为 VAR 模型中的估计系数是随着时间变化的,从而刻画变量之间的动态特征。为了综合 FAVAR 模型和 TVP-VAR 模型的优势,一些学者 (Kazi et al., 2013; Koop and Korobilis, 2014; 刘达禹等, 2016) 开始尝试将两者进行整合,构建 TVP-FAVAR (Time-Varying Parameter Factor-augmented VAR) 模型,从而实现在因子增广的基础上进行时间变化上的对比。

根据本文前述的理论机制分析,贷款基准利率在影响信贷期限结构时,会受到基准期限利差的影响,而不同时期的基准期限利差是不同的,所以利率政策工具对信贷期限结构的影响特征很可能具有时变性。同时也要考虑诸多宏观因素可能造成的影响,因此,本文拟通过 TVP-FAVAR 模型进行相关检验。参考上述学者们的模型设置,本文的实证模型可以简单描述如下:

构建一个基本的 FAVAR 模型,设定如下:

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + \dots + F_s y_{t-s} + v_t, \quad t=s+1, \dots, n \quad (6)$$

其中, $y_t' = [f_t', r_t']$, r_t 为 $k \times 1$ 维可观测的因子, f_t 为 $(m-k) \times 1$ 维不可观测的潜在因子向量,通过对可观测的宏观经济向量 x_t 进行因子分析得到。 A, F_1, \dots, F_s 是 $m \times m$ 维的系数矩阵, v_t 为扰动项。

进一步地,将模型(6)改写为:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_m) \quad (7)$$

其中, $B_i = A^{-1} F_i, i=1, \dots, s$ 。定义 $X_t = I_m \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-m})$, 其中, \otimes 代表克罗内克积, 考虑随时间变化的参数, 将模型(7)转化为:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t, t=s+1, \dots, n \quad (8)$$

模型(8)中的系数 β_t 、联立参数矩阵 A_t 和 $\sum \varepsilon_t$ 都是随时间变化的, 与之对应的时变参数以 β, a, h 进行表示, 根据 Primiceri (2005)、Nakajima et al. (2011) 的做法, 对时变参数的变动过程进行描述, 并采用马尔科夫链—蒙特卡洛 (MCMC) 抽样方法对模型(8)进行估计^①。

2. 数据选取与说明

针对上述模型中的 r_t , 本文共涉及 3 个变量, 即短期贷款比例、贷款基准利率和基准期限利差。对于宏观经济变量 (x_t), 参考 Tasic and Valev (2010) 和 Black and Rosen (2016) 在分析信贷期限结构变化时考虑的宏观经济因素, 本文有针对性地挑选了 15 个相关的经济指标, 大致分为三类: 一是反映经济发展及结构的变量, 包括 GDP、第二第三产业贡献率、社会消费品零售总额、进出口总额、财政收入和支出等; 二是反映固定资产投资的变量, 包括固定资产投资额、房地产开发投资完成额、第二第三产业投资完成额等; 三是反映价格水平方面的变量, GDP 平减指数、PPI 等, 上述宏观经济指标全部为同比增长率。最终通过因子分析归纳出 2 个潜在因子向量 (f_{1t}, f_{2t}), 对上述 15 个经济变量的方差累积贡献率达到 75%, 基本能够包含全部指标信息^②。

在样本时间上, 本文选取了 2005—2016 年的季度数据, 主要出于两个原因: 一是 2005 年以后, 国有商业银行基本完成了股份制改造, 在经营理念、产品创新、公司治理、风险管理等方面发生明显变化, 其经营行为更具有市场性; 二是如引言部分所述, 2004 年 11 月开始, 金融机构 (不含城乡信用社) 的贷款利率不再设上限, 尽管依然有利率下限的制约, 但是商业银行的大部分贷款利率定价基本可以自主决定, 通过贷款基准利率工具对信贷期限结构产生影响时具有了商业银行经营的微观基础。本文所有的数据均来源于 WIND 数据库, 核心变量的设定如表 1 所示。同时, 为便于了解利率调整与信贷期限结构的整体变化, 本文绘制了贷款基准利率与短期贷款比例的时间趋势图^③。

3. 参数估计结果诊断

参考 Nakajima et al. (2011) 的参数初始值设置方法, 利用 Matlab 软件对 TVP-FAVAR 模型进行处理, 用 MCMC 方法模拟 10000 次, 得到有效样本。在剔除了预烧期 (Burn-in Period) 的样本后, 样本的自相关系数稳定下降, 并且样本的取值路径平稳, 表明样本的取值方法比较有效地产生了不相关的样本^④。表 2 给出了模型的参数估计结果, 包括后验均值、后验标准差、95% 置信区间、收敛诊断值和非有效性因子。结合 Nakajima et al. (2011)、吴丽华和傅广敏 (2014) 对参数的解释方法, 从参

① 具体计算公式及下文中提及的参数设置参见 Nakajima et al. (2011)。

② 因子分析主要是从诸多变量中提取共性潜在因子, 将具有相似本质的变量归入一个因子内, 从而用几个因子代表原来的多个变量, 既能保证原有变量的信息量, 又可减少变量的数目。根据对变量经济含义的认知, 可以尝试对因子进行相应命名。但是参考 Kazi et al. (2013)、Koop and Korobilis (2014)、刘达禹等 (2016) 等的做法, 如果对于宏观因子没有准确的命名把握, 可以不进行命名, 而且在 TVP-FAVAR 模型中, 潜在因子并不是核心关注的问题, 所以本文也不对其进行命名, 而直接以潜在因子向量 (f_{1t}, f_{2t}) 命名。

③ 受篇幅所限, 时间趋势图请参见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org>) 公开附件。

④ 受篇幅所限, 相应的参数估计图请参见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org>) 公开附件。

表 1 核心变量设定说明

变量符号	变量名	变量计算说明
<i>SL</i>	短期贷款比例	短期贷款余额/中长期贷款余额
<i>SHORTRATE</i>	贷款基准利率	以短期贷款基准利率来刻画贷款基准利率变动。使用 6 个月和 1 年贷款基准利率的平均值
<i>LSRATE</i>	基准期限利差	中长期贷款基准利率-短期贷款基准利率。中长期贷款基准利率为 1—3 年、3—5 年和 5 年以上的贷款基准利率的平均值

资料来源:作者整理。

数的估计结果可以看出,后验均值均落入 95%置信区间;收敛诊断值均未超过 5%的临界值 1.96,表明收敛于后验分布的零假设不能被拒绝;各参数估计的非有效性因子都较低,远小于抽样次数 10000 次,其中,最大值约为 19,这意味着在连续抽样 10000 次的情况下,至少能获得约 526(10000/19)个不相关的样本,用上述 10000 次抽样得到的样本个数对于本文模型的后验推断是足够的。

表 2 参数估计结果

参数	后验均值	标准差	95%置信区间	收敛诊断值	非有效性因子
$(\sum_{\beta})_1$	0.0023	0.0003	[0.0018, 0.0029]	0.9480	2.3600
$(\sum_{\beta})_2$	0.0023	0.0003	[0.0018, 0.0028]	0.1530	2.6200
$(\sum_a)_1$	0.0055	0.0015	[0.0034, 0.0092]	0.2750	12.4000
$(\sum_a)_2$	0.0056	0.0016	[0.0034, 0.0097]	0.2330	14.0300
$(\sum_h)_1$	0.0057	0.0018	[0.0034, 0.0100]	0.3410	18.6500
$(\sum_h)_2$	0.0056	0.0017	[0.0034, 0.0098]	0.2760	16.8900

注:参数 β, a, h 均服从随机游走过程, $(\sum_{\beta})_i, (\sum_a)_i, (\sum_h)_i$ 代表扰动项的协方差矩阵中的对角线元素。

资料来源:作者利用 Matlab 软件、Nakajima 的软件包计算而得。

4. 利率工具对期限结构影响的时变特征分析

本文重点关注的是不同时期贷款基准利率、基准期限利差对短期贷款比例的影响,基于上述 TVP-FAVAR 模型,运用时变脉冲响应函数得出相应的响应动态,具体如图 2 和图 3 所示。图 2 是贷款基准利率对短期贷款比例的冲击,图 3 是基准期限利差对短期贷款比例的冲击,均反映了一个标准单位正向冲击形成脉冲响应的时间序列,其中,短虚线、长虚线和实线分别代表对信贷期限结构的冲击提前期为一季度、二季度和三季度。可以看出,无论是对贷款基准利率还是基准期限利差,三个不同提前期冲击形成的脉冲响应的变化走势是相似的,说明冲击的效果是具有较好稳定性的。

从图 2 可以发现,对于贷款基准利率而言,其对短期贷款比例的影响效果是正向的,这支持了理论分析时的假说一。从贷款基准利率的调整情况来看,2005 年至 2008 年 6 月、2011 年至 2012 年 6 月,处于加息阶段,其余时间段整体处于降息或者保持阶段,这说明每次货币政策操作的持续性比较长,在进入调整期以后商业银行能够在较大概率上对贷款基准利率的加减趋势进行预判,支撑了本文在理论分析时的假设条件。

从不同时间点的贷款基准利率冲击效果看,2006—2008 年出现过明显的下滑,本文认为,这主要是由于 2006—2007 年的基准期限利差出现了明显的上升,由 0.51% 上升到 0.77%,从而弱化了贷款基准利率调整的影响效果;2008—2009 年,基准期限利差大幅回落至 0.62%,又重新加强了贷款基准利率的正向冲击效果;随后基准期限利差继续逐步调整,2016 年底基本重新接近了 2005 年水

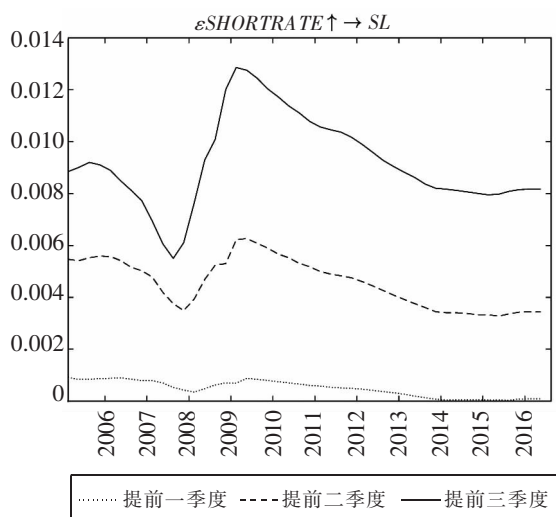


图2 贷款基准利率对短期贷款比例的冲击

资料来源:作者绘制。

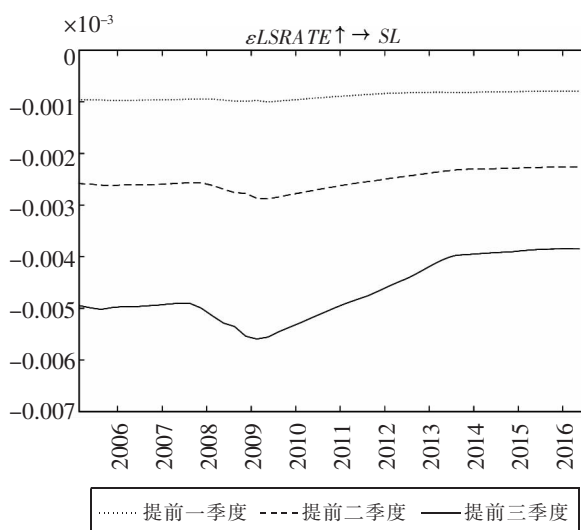


图3 基准期限利差对短期贷款比例的冲击

资料来源:作者绘制。

平^①,最终贷款基准利率调整的冲击效果基本与2005年一致。虽然在这一变化过程中,基准期限利差对贷款基准利率冲击效果的影响程度,并不完全与基准期限利差变化水平精确对应,但是假说二还是得到了较好的验证,即在贷款基准利率调整影响商业银行信贷期限结构的过程中,随着基准期限利差的提高,贷款基准利率对短期贷款比例的正向冲击会减弱。

对于基准期限利差本身而言,从图3可以看出,其对短期贷款比例形成了负向冲击,并且冲击效果基本还是比较稳定,特别是对于提前一、二季度的冲击,波动性非常小,说明不同阶段基准期限利差的影响效果能够基本保持一致,充分验证了理论假说三。

另外,对于2个宏观潜在因子向量(f_{1t} 、 f_{2t}),其对短期贷款比例的冲击效果存在着比较大的波动性,具体如图4和图5所示。对于两个因子向量的冲击程度,不同提前期的脉冲影响变化走势均存在着交叉性的情况,说明这种冲击本身可能有一定的不稳定性;另一方面,在冲击方向上, f_{2t} 造成的影响甚至出现了由负到正的情况,而 f_{1t} 造成的影响也有多次的起伏波动。这说明了如果从宏观经济因素出发,其对信贷期限结构的影响或许既不稳定也不确定。由于宏观因素不是本文重点关注的问题,而仅仅将其作为控制因素,所以在此不对其冲击效果变化的原因进行更深入的分析。

四、对货币政策工具和传导机制的进一步验证和探讨

基于TVP-FAVAR模型,本文已经初步验证了前期的理论假说,为了确保上述分析结果的可靠性,充分探讨货币政策工具对信贷期限结构的影响,同时对本文提出的商业银行盈利动机视角的传导机制进行深入验证,本文将通过时间序列线性回归模型进行分析。

1. 对货币政策工具的进一步验证

(1)基础模型和变量设置。在货币政策工具的运用方面,除了本文重点关注的贷款基准利率及基准期限利差水平外,为了更具全面性,还考虑了法定存款准备金率和公开市场操作的影响。基础

① 受篇幅所限,基准期限利差变化趋势图请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

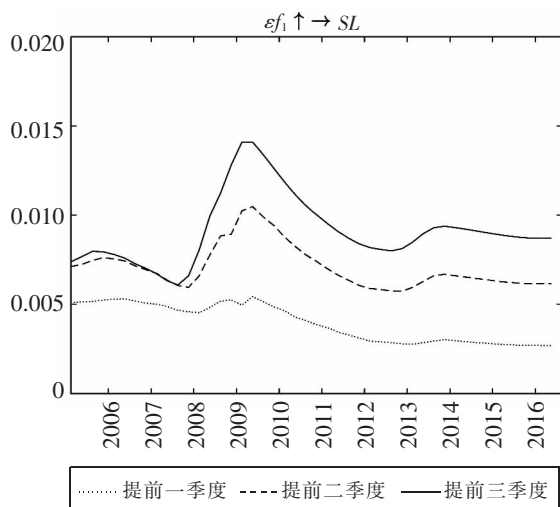


图 4 宏观潜在因子 f_1 对短期贷款比例的冲击

资料来源:作者绘制。

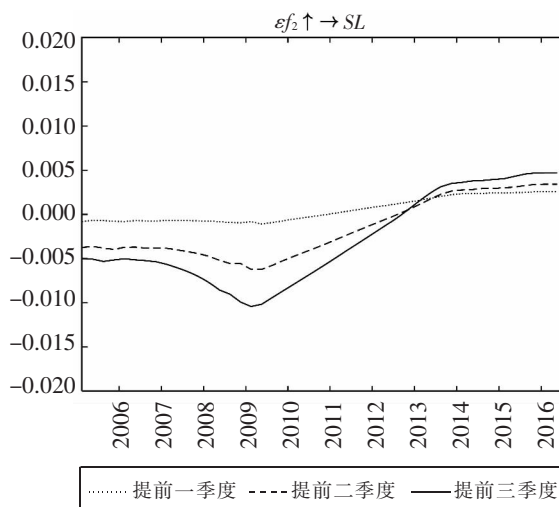


图 5 宏观潜在因子 f_2 对短期贷款比例的冲击

资料来源:作者绘制。

回归模型构建如下:

$$\Delta SL_t = c_0 + c_1 SHORTRATE_t + c_2 LSRATE_t + c_3 IBRATE_t + c_4 RESERVATION_t + c_{(4+n)} X_{nt} + u_t \quad (9)$$

在式(9)中, ΔSL 为短期贷款比例的变动^①, $SHORTRATE$ 、 $LSRATE$ 的含义与前述模型保持一致。对于公开市场操作($IBRATE$), 央行主要操作的市场是银行间债券市场和银行间同业拆借市场, 市场化程度均很高, 并且两个市场的利率具有很强的趋同性, 本文使用银行间同业拆借利率(7天)的季度平均值, 作为体现公开市场操作变化的指标。对于法定存款准备金率($RESERVATION$), 自2008年9月开始, 央行对大型金融机构和中小型金融机构实行不同的法定存款准备金率要求, 因此将两类机构的法定存款准备金率进行加权平均, 作为当期的准备金率要求。

X_n 为控制变量, 由于样本数量有限, 所以本文将 TVP-FAVAR 模型中提取的两个宏观潜在因子向量(f_{1t} 、 f_{2t})作为控制变量, 另外, 结合已有的研究, 在不使用这两个因子变量时, 本文还考虑将宏观经济增长率(GDP_t)和价格水平(CPI_t)作为控制变量进行检验。 c 为模型待估计参数, u_t 为随机误差项。为防止伪回归, 所有相关变量均先进行了平稳性检验, 样本区间为 2005—2016 年的季度数据。

(2) 回归结果分析。根据(9)式的基础模型, 针对本文提出的三个假说, 最终设定了 4 个回归模型, 主要结果由表 3 所示。

结果显示, 全部 4 个回归模型的 LM 检验基本显示残差序列均不存在序列相关关系, 每个模型中各解释变量的方差膨胀因子(VIF)最大值均不超过 10, 不存在多重共线性问题, 相应的系数估计是有效的。模型 1 和 2 中, $SHORTRATE$ 前的系数全部显著为正, $LSRATE$ 前的系数全部显著为负, 有效支持了理论分析的假说一和假说三。模型 3 和 4 中, 考虑基准期限利差在贷款基准利率影响信

① 在衡量短期贷款比例时, 既可以使用短期贷款余额/中长期贷款余额, 也可以使用短期贷款余额/(短期贷款+中长期贷款余额), 两者呈现的规律性是一致的。不同之处在于, 前者对于波动性的刻画大于后者。为了能在 TVP-FAVAR 中更好地计算出时序变化, 本文采用了前者; 而在线性回归模型中, 由于模型的局限性, 要求数据特征更为平稳一些, 本文采用了后者。

表 3 模型回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>SHORTRATE</i>	0.0038* (0.0021)	0.0045** (0.0022)	0.0043** (0.0021)	0.0037* (0.0022)
<i>LSRATE</i>	-0.0294** (0.0130)	-0.0266* (0.0140)	-0.0214 (0.0149)	-0.0226 (0.0144)
<i>LSRATE</i> × <i>SHORTRATE</i>			-0.0165 (0.0152)	-0.01194 (0.0107)
<i>IBRATE</i>	0.0034** (0.0016)	0.0032** (0.0015)	0.0027* (0.0017)	0.0033** (0.0015)
<i>RESERVATION</i>	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0003)	0.0002 (0.0002)	0.0000 (0.0003)
f_1	0.0005 (0.0009)		0.0003 (0.0009)	
f_2	0.0005 (0.0010)		-0.0009 (0.0016)	
<i>GDP</i>		-0.0001 (0.0006)		-0.0002 (0.0006)
<i>CPI</i>		-0.0000 (0.0005)		0.0003 (0.0006)
<i>C</i>	-0.0151*** (0.0039)	-0.0125 (0.0095)	-0.0116** (0.0050)	-0.0108 (0.0096)
调整后 R ²	0.4806	0.4764	0.4827	0.4795
LM 值 F 检验的 P 值	0.1457	0.0907	0.1292	0.1547
最大 VIF 值	4.288233	4.7671	5.6073	5.1964
样本数	48	48	48	48

注:括号中数值为标准误差;*表示 10%水平显著,**表示 5%水平显著,***表示 1%水平显著。为了避免交互项引入后导致的多重共线性问题,对 *SHORTRATE* 和 *LSRATE* 进行了去中心化处理。

资料来源:作者利用 Eviews 软件计算整理。

贷期限结构时的交互作用,引入交互项以后,*SHORTRATE*、*LSRATE*×*SHORTRATE* 和 *LSRATE* 前的系数符号方向与理论预期一致^①,基本能够支持假说一、假说二和假说三。

除了对本文主要关注的贷款基准利率政策的信贷期限结构效应进行再次验证之外,通过模型 1—4,本文还发现,法定存款准备金率(*RESERVATION*)对于信贷期限结构的调整没有显著影响,这可能与法定存款准备金率主要是数量型工具有关,更偏向于约束商业银行信贷总量的供给能力,但是由于其没有太多直接的价格信号引导作用,所以对信贷期限结构没有明显的影响。对于公开市场操作(*IBRATE*),各模型均显示其对短期贷款比例有显著的正向作用。由于中国的公开市场操作采用市场化招标方式,主要有价格招标和数量招标,已经形成了市场引导的利率和数量形成机制(中国人民银行营业管理部课题组,2013),本文使用的银行间同业拆借利率(7天)在反映公开市场操作时,也是市场化利率水平的具体展现,属于直接的价格信号。本文认为,尽管货币市场与信贷市场之间的利率定价存在着“双轨”现象,但是市场利率与贷款利率依然存在着一定的相互影响关系,并且随着存贷款利率市场化的推进,这种关联度也进一步被强化。

① 引入交互项以后,虽然 *LSRATE*×*SHORTRATE* 和 *LSRATE* 前的系数不显著,但是在对两者进行联合显著性检验时,F 值在 10%水平上显著,因此本文认为变量前的估计系数依然具有较好的参考性。

对于宏观控制变量,模型 1—4 中,控制变量的系数都不显著,上一部分 TVP-FAVAR 模型的结果也显示,宏观潜在因子向量对信贷期限结构的冲击效果存在较大的波动性,所以本文认为在线性回归模型中,宏观变量固定系数显著的可能性很小,这或许再次说明与货币政策利率工具不同,宏观控制变量对于信贷期限结构并没有确定性的影响关系。

总体而言,通过 TVP-FAVAR 模型和时间序列线性回归模型,前期理论分析的假说一、二和三均得到了较为稳健的验证。

2. 深入检验盈利动机视角的传导机制

基于盈利动机的视角,本文提出了贷款基准利率政策影响信贷期限结构的传导机制,并且已经较为充分地验证了二者之间的影响关系。这一传导机制的基础是,商业银行为了增加贷款收益,会根据贷款基准利率政策的变化来调节信贷期限结构。如果要检验商业银行是否确实存在这样的决策动力,就要验证不同的贷款基准利率政策阶段,信贷期限结构的调整是否真的可以促进商业银行利润增长。

为此,本文构建基础模型如下:

$$P_t = c_0 + c_1 \Delta SL_{t-1} + c_2 \Delta SHORTRATE_t \times \Delta SL_{t-1} + c_3 \Delta SHORTRATE_t + c_{(3+n)} X_{nt} + u_t \quad (10)$$

在式(10)中,所有变量数据依然为 2005—2016 年的季度数据,且数据平稳。 P_t 为所有商业银行净利润的同比增长率,中国银行业监督管理委员会公布了 2011—2016 年每个季度的所有商业银行净利润,对于 2011 年之前的净利润仅公布每年的年度数据,但是根据商业银行业务发展情况和已有的实际数据看,其净利润与新增贷款之间的相关性非常高^①,为保证季度利润数据的完整性,可以使用每季度新增贷款数据来替代净利润数据。

ΔSL_{t-1} 依然表示短期贷款比例的变化,在模型中采用一阶滞后,表示上一期信贷期限结构的调整会对下一期的利润增长造成影响。 $\Delta SHORTRATE_t$ 表示当期贷款基准利率的变化,根据前述的传导机制分析,信贷期限结构对利润增长的调整方向主要受贷款基准利率的变化方向影响^②,所以用 $\Delta SHORTRATE_t \times \Delta SL_{t-1}$ 来刻画这一过程。 X_n 为控制变量,主要是当期的利润增长可能还受到当期的宏观因素影响,与前文相同,采用了宏观因子 f_{1t} 、 f_{2t} ,在不使用这两个因子变量时,将 GDP_t 和 CPI_t 作为控制变量进行检验。 c 为模型待估计参数, u_t 为随机误差项。

传导机制验证的回归结果如表 4 所示。模型 5 没有考虑贷款基准利率政策的变化,仅考虑了信贷期限结构调整本身,LM 值显示残差序列存在序列相关关系,系数估计是无效的。模型 6 和模型 7 的 LM 值检验显示残差序列不存在序列相关关系,相应的系数估计是有效的。尽管 $\Delta SL(-1)$ 前的系数不显著,但是对 $\Delta SL(-1)$ 和 $\Delta SHORTRATE \times \Delta SL(-1)$ 前的系数进行联合显著性检验时,在 5% 水平上

① 本文对 2011—2016 年每季度的商业银行净利润与新增贷款之间进行了相关性检验,发现两者的相关系数为 97%(5% 的显著性水平),2005—2016 年每年的商业银行净利润与新增贷款的相关系数为 85%(5% 显著性水平)。从商业银行的实际业务情况可以了解到,贷款利息收入依然是商业银行最主要的利润来源,虽然非利息收入占比在逐步提高,但是非利息收入中有相当一部分是由贷款拉动形成,因此,商业银行净利润与新增贷款的相关性非常高。

② 虽然在贷款基准利率影响信贷期限结构时,基准利率利差的变化会对其产生调节作用,但根据前文的实证检验,样本期内,其并未对信贷结构调整的方向性产生影响,只会影响变化程度。由于本文的样本数量较为有限,并且在验证盈利机制时,需要使用变量的差分,为了保证自由度,更好地体现信贷期限结构调节的方向性影响,最终仅采用贷款基准利率的变化来刻画不同的贷款基准利率政策阶段。

表 4 模型回归结果

变量	模型 5	模型 6	模型 7
$\Delta SL(-1)$	-13.0430 (19.3892)	9.9622 (11.6600)	13.0358 (13.9321)
$\Delta SHORTRATE \times \Delta SL(-1)$		212.1055** (83.5523)	241.5125*** (88.8337)
$\Delta SHORTRATE$		-1.6195*** (0.3425)	-1.7030*** (0.3751)
f_1		0.0498 (0.0773)	
f_2		0.2209*** (0.0786)	
GDP	-0.0846* (0.0489)		0.0834** (0.0415)
CPI	0.0157 (0.0609)		-0.0100 (0.0423)
C	0.9923** (0.4507)	0.2539*** (0.0835)	-0.5050 (0.3781)
调整后 R ²	0.0010	0.5621	0.5230
LM 值 F 检验的 P 值	0.0002	0.2611	0.3066
样本数	47	47	47

注:括号中数值为标准误差,*表示 10%水平显著,**表示 5%水平显著,***表示 1%水平显著。

资料来源:作者利用 Eviews 软件计算整理。

显著,表示两者的系数具备联合分析的基础。模型 6 和 7 的结果都显示,当贷款基准利率($\Delta SHORTRATE > 0$)上升时,短期贷款比例的上升($\Delta SL > 0$)会促进商业银行利润增长的提高;当贷款基准利率($\Delta SHORTRATE < 0$)下降时,短期贷款比例的下降($\Delta SL < 0$)会促进商业银行利润增长的提高。

为更好地展现短期贷款比例变化与利润增长的变化关系,本文根据模型 6 的估计系数进行了计算,结果如图 6 所示。也就是说,当贷款基准利率处于不同变化阶段时,商业银行主动调整了信贷期限结构,这样的结构调整确实能够促进利润增长,因此,可以再次说明本文提出的基于盈利动机视角的传导机制应该是真实存在的。另外,本文注意到, $\Delta SHORTRATE$ 对应的系数显著为负,由于央行调整基准利率时,往往是存款和贷款利率同时调整,因此,利率值的提高能否带动银行利润增长,还要考虑存款和贷款的利差问题。从 2005—2016 年的情况来看,历次加息的过程中,存贷款利差(贷款利率-存款利率)都出现了下降,这可能是导致利率提高时,利润增速反而下降的重要原因。

五、结论与启示

本文考虑到短期贷款和中长期贷款重定价周期的不同,从信贷利息收入变动的角度构建了一个两阶段的商业银行信贷收益模型,从理论上分析了货币政策利率工具的结构调整效应,主要是贷款基准利率对信贷期限结构的引导作用。通过 2005—2016 年的季度数据,基于 TVP-FAVAR 模型和时间序列线性回归模型对结构调整效应进行了实证检验,并且还进一步验证了盈利动机视角下传导机制存在的现实性。

1. 主要研究结论

本文研究发现:①贷款基准利率具有直接影响效应。当货币政策方向进行调整时,由于短期贷

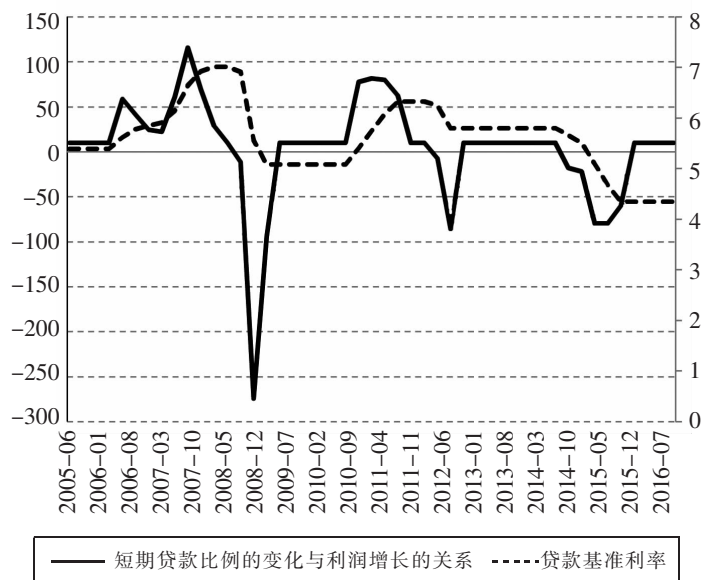


图6 不同贷款基准利率政策下信贷期限结构对利润增长的影响

注:左边的纵向坐标轴数值为短期贷款比例的变化与利润增长的关系(计算后的回归估计系数),右边的纵向坐标轴数值为贷款基准利率值。2008年四季度的系数较大,主要因为四季度连续降息了4次。

资料来源:作者绘制。

款和中长期贷款的重定价周期不同,使得贷款基准利率水平与商业银行贷款中的短期贷款比例之间呈正相关关系。②基准期限利差水平具有调节效应。在贷款基准利率提高(降低),推动商业银行提高(降低)短期贷款比例的过程中,短期贷款与中长期贷款的基准期限利差水平会减弱这一正向关系。当货币政策方向不调整时,基准期限利差水平和商业银行贷款中的短期贷款比例会存在负相关关系。

尽管在传导机制的理论分析上,本文的出发点与国外一些学者(Diamond and Rajan,2006,2011; Black and Rosen,2016;Den Haan et al.,2007;Tasic and Valev,2010)提出的流动性风险、信用风险等存在着差异。但是如果进一步探讨,本文在传导机制的分析中,除了贷款基准利率本身以外,还同时包含了短期贷款与中长期贷款的基准期限利差水平,其实质上是考虑到短期贷款与中长期贷款之间存在的信用风险和流动性风险差异。在其他条件不变的情况下,当基准期限利差减小时,其实也就是对中长期贷款的风险覆盖降低,这时商业银行会倾向于减少投放中长期贷款,这与国外学者们认为的货币政策调整后中长期贷款风险提高将抑制中长期贷款投放的思想是一致的。因此,本文的机制分析与已有的一些研究视角并不冲突。不同之处在于,本文主要基于中国特殊的商业银行利率定价机制,充分考虑重定价对收益的影响,尝试着更综合性地去考虑贷款基准利率政策的信贷期限结构效应,更加符合中国的实际情况。

另外值得注意的是,商业银行在决策信贷投放期限结构时,本质是要对未来贷款基准利率是否调整进行预判。从中国货币政策操作的实践看,贷款基准利率加(减)的过程一般具有持续性,与之对应的是货币政策从紧(放松),所以当出现第一次加(减)息以后,商业银行大致能够对未来一段时间内基准利率的调整方向进行合理预期,这为本文的理论分析奠定了合适的前提假设。同时,本文还专门检验了根据贷款基准利率进行调整后的信贷期限结构,确实能够促进商业银行的利润增长,再次说明了基于商业银行盈利动机视角的理论分析具有一定的现实基础。

2. 相关启示

中国的利率市场化在形式上已经基本完成,未来货币政策的价格型工具运用将越来越多,本文有以下四点启示:

(1)宏观调控要充分考虑商业银行的微观行为。中国人民银行公布的贷款基准利率长期以来作为最重要的货币政策工具之一,对商业银行的经营管理产生了重要影响,在利率“双轨”制问题尚未解决,货币市场利率没有能够充分传导至信贷市场时,依然要高度重视贷款基准利率的引导作用,充分考虑商业银行的决策行为在其中产生的影响。随着利率市场化的深入推进,基准利率不仅包括现有的贷款基准利率,也包括近几年新推出的 LPR。但是如果商业银行的定价模式继续延续前文所述的两种模式,那么在对信贷期限结构的影响效应上,LPR 将会与现有中国人民银行贷款基准利率的引导机制类似,本文的研究结论具有借鉴作用,不同之处在于 LPR 的设定本身会更加市场化。

(2)重视贷款利率收益率曲线对信贷资源配置的调控作用。本文的研究表明,贷款利率收益率曲线(基准期限利差)变化能够引导商业银行调节贷款期限,改变信贷配置。而目前学者们在研究收益率曲线时,大多数围绕着国债收益率曲线展开,就中国的实际情况而言,在信贷市场与金融市场的利率依然存在割裂的情况下,对于贷款利率收益率曲线的构建同样应该得到关注,白云霞等(2016)从上市公司层面出发,指出中国需要使长期利率更能反映期限溢价和风险溢价。中国人民银行在公布贷款基准利率时,按照期限进行了划分,但是其定价本身缺乏市场化的基础,而对于新推出的 LPR,目前仅仅公布一年期的利率,商业银行依然缺乏有效的长期贷款利率作为定价基准,未来只有建立起更合理的收益率曲线才能更有助于引导商业银行调整信贷资源。

(3)充分运用市场化利率价格信号的预期管理。贷款基准利率通过本文提出的盈利动机传导机制发挥调节作用时,最重要的基础之一就是贷款基准利率处于持续调整的通道,商业银行从而可以对货币政策的利率方向形成较为明确的预期。如果基准利率一直处于平稳状态,从提高贷款收益的角度,商业银行将没有进行信贷期限结构调整的动机。当然,这并不意味着贷款基准利率需要一直处于持续变化中,只要能让商业银行对未来的利率走势产生方向性预期,即使贷款基准利率不调整,也同样可以通过盈利动机视角的传导机制发挥作用。国内外不少学者都提出过货币政策操作的预期管理,本文在研究中发现,公开市场操作的利率变化已经对信贷结构起到了不小的引导作用,随着 LPR 报价的不断优化,市场利率和信贷市场的管制利率可能将逐步并轨,央行可以进一步通过对市场化利率价格信号的预期管理,包括利率走势和收益率曲线变化,引导商业银行调整信贷期限结构,使之配合经济增长目标,减少直接的行政性干预。

(4)综合使用利率工具和结构性货币政策工具。中国 2013 年开始陆续推出常备借贷便利、中期借贷便利、抵押补充贷款和定向降准等结构性货币政策工具,新的结构性货币政策工具大多具备利率引导功能,并且非常重视其对商业银行信贷结构的调节作用(卢岚和邓雄,2015;彭俞超和方意,2016),已有的研究也表明,信贷行业结构等是重要的结构特征。因此,未来在利用贷款利率工具引导信贷期限结构调整时,还需要与结构性货币政策结合起来,从而实现对一些行业的定向调控。需要指出的是,在经典的货币政策理论框架中,一般认为货币政策属于常规的总量调控工具,对于经济结构、产业结构等的调整,主要还是依靠财政政策、产业政策等发挥作用,货币政策可以发挥一定的结构调节功能,但是也不宜作为主要手段。

当然,本文的研究还存在一些局限之处。在样本数据的使用方面,由于各家商业银行对每季度的短期贷款和中长期贷款的公告极少,本文主要采用的是宏观金融数据,可能会缺少对微观银行主体其他因素的一些考虑,这也是本文未来的改进方向。

[参考文献]

- [1]白云霞,邱穆青,李伟.投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较[J].中国工业经济,2016,(7):23-39.
- [2]段云,国瑶.政治关系、货币政策与债务结构研究[J].南开管理评论,2012,(5):84-94.
- [3]范从来,盛天翔,王宇伟.信贷量经济效应的期限结构研究[J].经济研究,2012,(1):80-91.
- [4]李炳,袁威.货币信贷结构对宏观经济的机理性影响——兼对“中国货币迷失之谜”的再解释[J].金融研究,2015,(11):33-46.
- [5]刘达禹,赵婷婷,刘金全.我国价格型与数量型货币政策工具有效性的实时对比及其政策残余信息估计[J].经济学动态,2016,(10):63-75.
- [6]刘海英,何彬.工业增长、信贷供求和货币政策调整[J].中国工业经济,2009,(7):5-15.
- [7]卢岚,邓雄.结构性货币政策工具的国际比较和启示[J].世界经济研究,2015,(6):3-11.
- [8]吕光明.中国货币政策产业非均衡效应实证研究[J].统计研究,2013,(4):30-36.
- [9]马骏,纪敏.新货币政策框架下的利率传导机制[M].北京:中国金融出版社,2016.
- [10]马骏,施康,王红林,王立升.利率传导机制的动态研究[J].金融研究,2016,(1):31-49.
- [11]欧阳志刚,薛龙.新常态下多种货币政策工具对特征企业的定向调节效应[J].管理世界,2017,(2):53-66.
- [12]彭超,方意.结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J].经济研究,2016,(7):29-42.
- [13]史青青,费方域,朱微亮.中国信贷市场的配适性分析[J].统计研究,2010,(4):50-57.
- [14]王去非,易振华,陈一稀,项燕彪.我国货币政策非对称效应下调控工具的选择与搭配[J].金融研究,2015,(6):30-47.
- [15]王义中,陈丽芳,宋敏.中国信贷供给周期的实际效果:基于公司层面的经验证据[J].经济研究,2015,(1):52-66.
- [16]伍戈,谢洁玉.信贷供给不足还是需求萎缩:量价组合的信号作用[J].金融评论,2015,(6):30-40.
- [17]吴丽华,傅广敏.人民币汇率、短期资本与股价互动[J].经济研究,2014,(11):72-86.
- [18]战明华,徐杰灵,王石磊.金融摩擦、产权异质与不同类型货币政策工具的效应[J].财贸经济,2016,(7):64-78.
- [19]郑晓亚,赵自然,陈华.利率走廊、政策利率传导与商业银行贷款市场化定价——结合中美实践的比较研究[J].财政研究,2016,(7):92-100.
- [20]中国人民银行营业管理部课题组.中央银行利率引导——理论、经验分析与中国的政策选择[J].金融研究,2013,(9):44-55.
- [21]钟凯,程小可,张伟华.货币政策、信息透明度与企业信贷期限结构[J].财贸经济,2016,(3):60-77.
- [22]Aksoy, Y., and H. S. Basso. Liquidity, Term Spreads and Monetary Policy [J]. *Economic Journal*, 2014,124(581):1234-1278.
- [23]Bernanke, B. S., J. Boivin, and P. Elias. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive(FAVAR) Approach[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005,120(1):387-422.
- [24]Bernanke, B. S., and M. Gertler. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995,9(4):27-48.
- [25]Black, L. K., and R. J. Rosen. Monetary Policy, Loan Maturity, and Credit Availability [J]. *International Journal of Central Banking*, 2016,12(1):199-230.
- [26]Borio, C., and H. Zhu. Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism[J]. *Journal of Financial Stability*, 2012,8(4):236-251.
- [27]Buch, C. M., S. Eickmeier, and E. Prieto. In Search for Yield? Survey-Based Evidence on Bank Risk Taking[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2014,(43):12-30.
- [28]Delis, M. D., and G. P. Kouretas. Interest Rates and Bank Risk-Taking [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2011,35(4):840-855.
- [29]Den Haan, W. J., S. W. Sumner, and G. M. Yamashiro. Bank Loan Portfolios and the Monetary Transmission Mechanism[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2007,54(3):904-924.
- [30]Diamond, D. W., and R. G. Rajan. Money in a Theory of Banking [J]. *American Economic Review*, 2006,96

- (1):30–53.
- [31]Diamond, D. W., and R. G. Rajan. Fear of Fire Sales, Liquidity Seeking, and Credit Freezes [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011,126(2):557–591.
- [32]Kazi, I. A., H. Wagan, and F. Akbar. The Changing International Transmission of US Monetary Policy Shocks: Is There Evidence of Contagion Effect on OECD Countries[J]. *Economic Modelling*, 2013,30(1):90–116.
- [33]Koop, G., and D. Korobilis. A New Index of Financial Conditions[J]. *European Economic Review*, 2014,(71): 101–116.
- [34]Matsuyama, K. Credit Traps and Credit Cycles[J]. *American Economic Review*, 2007,97(1):503–516.
- [35]Nakajima, J., M. Kasuya, and T. Watanabe. Bayesian Analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*. 2011,25(3):225–245.
- [36]Ortiz-Molina, H., and M. F. Penas. Lending to Small Businesses: the Role of Loan Maturity in Addressing Information Problems[J]. *Small Business Economics*, 2008,30(4):361–383.
- [37]Peek, J., E. S. Rosengren, and GM. B. Tootell. Identifying the Macroeconomic Effect of Loan Supply Shocks[J]. *Journal of Money Credit & Banking*, 2003,35(6):931–946.
- [38]Primiceri, G. E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy [J]. *Review of Economic Studies*,2005,72(3):821–852.
- [39]Tasic, N., and N. Valev. The Provision of Long-term Financing in the Transition Economies [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2010,38(2):160–172.

Interest Rate Tools, Bank Decision-making Behavior and Term Structure of Credit

SHENG Tian-xiang¹, WANG Yu-wei², FAN Cong-lai²

(1. College of Finance, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China;

2. School of Economics, Nanjing University; Nanjing 210093, China)

Abstract: The term structure of credit is one of the important factors that influence the quantity of credit, but there are not sufficient papers studying how interest rate instruments affect the term structure of credit in China. Different from the existing foreign studies based on the perspective of risk management motivation, this paper, basing on the special interest rate pricing mechanism of the Chinese commercial banks and starting from the perspective of profit motivation, constructed a two-stage commercial bank credit decision model to analyze how the policy of benchmark lending interest rate affects the term structure of credit. The study found that the proportion of short-term loans was positively correlated with the level of the benchmark interest rate, but the level of spreads on short-term and long-term loans would weaken the positive relationship, and the term spreads itself would directly have a negative impact on the proportion of short-term loans. Based on the macro quarterly data of 2005–2016, this paper used TVP-FAVAR model and linear time series model to support the conclusion, and verified the credibility of analyzing the transmission mechanism from the perspective of profit motivation. The conclusion of this paper brings some enlightenment: Macro-control should fully consider the microscopic behavior of commercial banks; paying attention to the regulation of credit rate return curve to the allocation of credit resource; strengthening the management of credit price signal to the market; making a comprehensive use between interest rate tools and structural monetary policy instruments.

Key Words: benchmark lending rate; pricing mechanism of the interest rate; term structure of credit

JEL Classification: E43 E52 G21

[责任编辑:许明]