

# 信贷期限结构、企业研发创新与地区产业发展\*

沈立<sup>1</sup> 倪鹏飞<sup>2</sup>

(1 国家信息中心经济预测部 100045; 2 中国社会科学院财经战略研究院 100028)

**内容摘要:** 本文以中国省际面板数据为研究样本,从企业研发创新活动的视角出发研究了银行信贷期限结构对产业发展的影响及其具体机制,得到如下结论:第一,信贷期限结构长期化有助于促进工业发展,而信贷期限结构短期化则会抑制工业发展,其中,资本密集型制造业对信贷期限结构最为敏感,信贷期限结构短期化将对资本密集型制造业产生抑制作用。第二,信贷期限结构长期化会通过企业研发创新渠道来促进地区工业发展特别是资本密集型制造业的发展,相反,信贷期限结构短期化则会通过企业研发创新渠道来抑制地区工业发展特别是资本密集型制造业的发展。第三,信贷期限结构长期化可以通过企业专利开发、新产品开发等渠道促进工业发展,而信贷期限结构短期化则会通过企业专利开发、新产品开发等渠道抑制工业发展。上述发现有助于进一步理解银行信贷期限对地区产业发展的深层次影响及其作用机制,为产业政策的制定提供了新的思路。

**关键词:** 信贷期限结构 企业研发创新 产业发展 专利开发 新产品开发

中图分类号:F062.9 文献标识码:A 文章编号:1005-1309(2019)09-0027-020

DOI:10.19626/j.cnki.cn31-1163/f.2019.09.004

## 一、引言及文献综述

习近平总书记指出:“金融是现代经济的血液,血脉通,增长才有力。”<sup>①</sup> 同样,金融也是产业发展的血液,对一个地区的产业发展和经济增长起着至关重要的作用。自 2001 年中国加入世贸组织(WTO)以来,中国金融体系进入了改革加速期,特别是 2003 年中国银监会的成立,标志着以“一行三会”为基本架构的监管体系基本成型,金融市场化改革步伐从此明显加快,整个金融行业也进入了高速发展期,全社会融资规模由 2004 年的 28629 亿元增长到 2016 年的 178022 亿元,增长了 522%,其中,人民币贷款由 2004 年的 22673 亿元增加到 2016 年的 124372 亿元,增长了 449%,企业债券发行额由 2004 年的 467 亿元增加到 29993 亿元,增长了 63 倍,非金融企业境内股票融资由 2004 年的 673 亿元增加到 2016 年的 12416 亿元,增长了 17 倍。另外,上市公司由 2004 年的 1377

收稿日期:2019-7-26

\* 基金项目:本文为国家自然科学基金面上项目“多中心群网化中国城市新体系的决定机制研究”(71774170)的阶段性成果之一。

作者简介:沈立(1987—),男,浙江绍兴人,国家信息中心经济预测部,经济学博士,研究方向:区域经济学、产业经济学、房地产经济学;倪鹏飞(1964—),男,安徽阜阳人,中国社会科学院财经战略研究院,研究员,研究方向:城市经济学、房地产经济学。感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

① 参看习近平总书记 2017 年 5 月 14 日在“一带一路”国际合作高峰论坛上的讲话《携手推进“一带一路”建设》,具体网址:[http://china.cnr.cn/gdgg/20170514/t20170514\\_523753936.shtml](http://china.cnr.cn/gdgg/20170514/t20170514_523753936.shtml)

家增长到 3052 家,增长了 122%,银行业金融机构资产由 2004 年的 315990 亿元增长到 2322532 亿元,增长了 635%,非银行业金融机构资产由 2004 年的 8727 亿元增长到 79311 亿元,增长了 808%<sup>①</sup>。毫无疑问,中国金融行业的飞速发展对推动中国经济持续增长具有不可忽视的作用,那么,金融又是如何影响产业发展和经济增长的呢?从本质上来讲,金融最主要功能就是为实体经济融资,即通过有效调剂剩余资金来满足生产领域中因研发创新和扩大再生产引致的资金需求。由此,不同学者纷纷从不同的视角来探究金融发展与经济发展之间的关系(谈儒勇,1999;韩廷春,2001;周立和王子明,2002;袁云峰和曹旭华,2007;中国经济增长与宏观稳定课题组,2007;陆静,2012;邵宜航等,2015)。事实上,在以间接融资特别是银行信贷为主体的国家或地区,对微观经济主体的投资决策、地区产业的发展以及宏观经济增长影响最大的因素往往就是金融机构的信贷行为,另外,由于中国幅员辽阔,各地区经济发展水平参差不齐,区域金融发展水平差距很大(崔光庆和王景武,2006),最显著的就是受经济发展水平、金融发展水平、政府行为、制度安排等因素的影响,各地区所获得的银行信贷存在巨大差异(曹凤岐和杨乐,2014)。而在一系列银行信贷特征中,信贷期限结构是非常重要的一项特征。因此,在区域协调发展提升为国家战略的当下,深入讨论银行信贷特别是银行信贷期限结构对地区经济增长和产业发展的作用也就具有十分重要的现实意义。

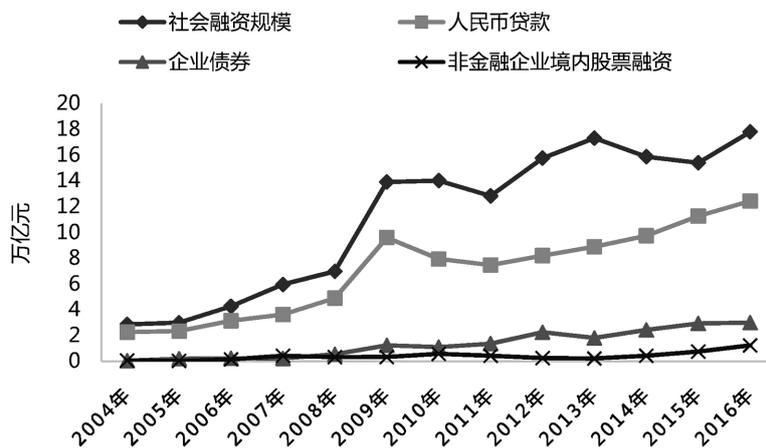


图 1 2004—2016 年中国金融市场发展趋势

资料来源:作者根据《中国金融年鉴》相关数据绘制而成。

鉴于现阶段中国金融体系的最大特点是以银行特别是大型银行为主的间接融资体系(龚强等,2014),银行信贷就成为货币当局和学界最关注的指标之一,特别是自 2008 年全球金融危机发生后,伴随积极的财政政策和宽松的货币政策的出台,银行信贷被大规模释放,这进一步引发了银行信贷对经济稳定和经济增长影响的讨论,不同学者纷纷从不同的视角来探究银行信贷与经济增长之间的关系(范从来等,2012;曹凤岐和杨乐,2014;张晓玫和罗鹏,2015;李炳和袁威,2015;张杰和居杨雯,2017)。但是如果单纯研究信贷总量未免过于简单,难以揭示深层次的原理。因此,我们必须更进一步地从银行信贷结构入手来进行研究。目前,已有国外文献从银行信贷的持有部门结构来分析银行信贷对经济增长的关系,例如区分公司贷款和个人贷款(Safaei & Cameron,2003;Pereira,2008),区分工商业贷款、消费类贷款和房地产贷款(Ludvigson,1998;DeHaanetal,2007),而至于国内相关文献,也有部分学者开始研究银行信贷结构与地区经济增长和产业发展之间的关系,张军(2006)从信贷投放对象的所有制结构来解释银行信贷对地区经济增

① 以上数据均来自历年《中国金融年鉴》及 EPS 数据库。

长促进作用不显著的原因。曹凤岐和杨乐(2014)从存贷比的视角研究了银行信贷调配对区域经济增长的影响。考虑到长期以来短期贷款余额和中长期贷款余额<sup>①</sup>的总和一直占到总贷款余额的90%(范从来等,2012),并且不同期限的银行贷款在实际经济运行过程中具有显著的使用范围差异<sup>②</sup>,对地区经济增长和产业发展也会有截然不同的影响,因此,又有少数学者更进一步从期限结构角度来研究银行信贷对地区经济增长和产业发展的作用机制,比如,范从来等(2012)、张晓玫和罗鹏(2013)、李炳和袁威(2015)、张杰和居杨雯(2017)从信贷期限结构角度出发来研究银行信贷对地区经济增长的影响。张晓玫和罗鹏(2015)也从信贷期限结构角度来研究金融发展对不同类型产业空间集聚的影响。本文在上述文献的基础上,尝试从中国的银行信贷行为逻辑出发来探究银行信贷期限结构对地区不同产业发展的影响效应及其内在作用机制。一般而言,银行信贷行为特别是银行信贷期限结构对产业发展和经济增长的影响渠道有许多种,而企业研发创新是其中非常重要的一种影响渠道。因此,本文更进一步从企业研发创新的视角来揭示银行信贷期限结构对产业发展和经济增长的作用效果,这也是本文创新之所在。通过这项研究,我们可以更好地观察中国金融体系运行的基本特征以及对不同地区实际经济运行深刻而又复杂的影响,从而使得相关经验发现更具有典型现实意义,并对政府决策具有一定的参考价值。

## 二、理论机制与研究假说

银行信贷期限结构对地区产业发展和经济增长具有十分重要的影响。事实上,由于贷款期限的不同导致其适用范围往往迥然不同,真正能够支持企业用于固定资产投资、技术改进、研发创新等方面的往往是长期贷款,虽然也有部分企业通过“短贷长用”的方式来使用银行资金,但是这一方式存在严重的“期限错配”风险,并不为大部分企业所选择,通常只是“无奈之举”。因此,我们在分析银行信贷对产业发展和经济增长的影响时不能笼统地分析银行信贷总量对产业发展和经济增长造成的影响,这容易造成对银行信贷作用效果的错误估计,我们必须进一步将银行信贷分为短期贷款和中长期贷款或使用银行信贷期限结构来进行深入的分析,才有可能正确认知银行信贷对产业发展和经济增长的作用。其中,企业研发创新是银行信贷期限结构影响地区产业发展和实体经济发展的一种重要渠道。在大多数发展中国家,以间接融资特别是银行信贷为主要融资渠道的金融体系由于受到政府的不合理干预等多种因素的影响,会造成“金融抑制”现象的发生(Mckinnon,1973;Shaw,1973),从而造成一系列的后果,其中比较严重的问题就是,银行信贷期限结构与实体经济研发创新部门的资金期限需求不相匹配(林毅夫等,2008),最终对地区产业发展和宏观经济增长产生负面抑制作用。一般来说,企业使用短期资金来维持流动性的稳定而使用长期资金来进行技术改进、研发创新等长期投资项目,如果银行信贷中短期贷款比重过高而中长期贷款比重过低,必然会导致企业用于技术改进、研发创新的资金不足,进而抑制产业的长远发展和实体经济的长期增长。

银行信贷期限结构对企业研发创新的影响。一般而言,相对于以金融市场为主要渠道的直接金融体系,以银行信贷为主要渠道的间接金融体系对一个国家或地区的创新研发能力的促进作用往往不足(Chavaetal,2013;Hsuetal,2014),这也说明融资约束会抑制企业研发创新(张璇等,2017),在缺乏资金渠道的发展中国家,由于金融体系的不完善,融资渠道极为欠缺,大部分企业主要依靠以银行为主的间接融资体系。与此同时,研发创新项目需要大量长期资金投入,外部融资

① 短期贷款是指期限在一年以下(含一年)的贷款,而中长期贷款则是指贷款期限在一年以上(不含一年)的贷款。

② 一般而言,短期贷款主要用于借款人生产经营中的流动资金需要,而中长期贷款则主要用于基础设施建设项目、新建固定资产项目、技术改造项目等。

就成为影响企业研发创新的关键因素(解维敏和方红星,2011;马光荣等,2014)。因此,在间接融资体系中,这些巨额融资项目只能更多依赖于大量的银行长期资金支持,在这种背景下,银行信贷的期限结构就对企业的研发创新具有举足轻重的影响。如果以银行为主的金融机构能为企业研发创新提供足够的长期资金支持,那么,企业的研发创新就能取得长足的进步。相反,如果以银行为主的金融机构不能为企业的研发创新提供足够的长期资金支持,那么,企业的研发创新将停滞不前。就具体产业而言,在以银行信贷为主导的间接金融体系中,长期贷款的增加有助于促进外部融资依赖型产业的研发创新活动,而短期贷款的增长会在一定程度上抑制外部融资依赖型产业的研发创新活动(Xinetal,2017)。事实上,目前中国的金融体系依旧是以银行体系为主导,而银行体系则依旧是以少数国有大型银行为主导,虽然经过多次市场化改革(巴曙松等,2005;田利辉,2005),但是以国有银行为主体的金融体系依旧没有发生根本改变,以国有银行为主导的金融体系仍处于相对垄断地位。与此同时,由于一般商业银行主要以绩效为导向,按照利益最大化的原则来指导经营行为,这就使得商业银行有更大的动力向实体企业发放风险更低、利润相对更高的短期贷款业务,而放弃风险较大、利润相对不高的长期贷款业务,而大型国有银行虽然由于政策上的需要也会发放一定量的长期贷款,但是受到1997年和2008年两次金融危机的经验教训以及作为上市公司应大多数股东的要求,为了严格控制坏账风险,也必然不敢像过去那样大规模发放长期贷款。另外,由于许多地方商业银行开始实施贷款终身负责制以及贷款审批权特别是长期贷款审批权逐层上收,使得许多商业银行的基层支行无权发放长期贷款,只能发放短期担保抵押贷款。综合以上原因,中国银行业的信贷期限结构趋向短期化,将加剧银行信贷期限结构与实体经济特别是外部融资依赖型企业对长期贷款需要的不匹配性,从而在很大程度上抑制了许多企业的研发创新。事实上,企业的研发创新又包含多种形式,如新产品开发、专利开发等,不同的研发创新行为由于其风险大小的不同,导致获取银行信贷的难易程度也有所区别。因此,银行信贷期限结构的变化对企业不同类型的创新研发行为的影响也不尽相同。

研发创新对产业发展和经济增长的影响。众所周知,劳动、资本和土地等要素是推动经济增长的主要动力(Harrod,1939),但是随着经济的发展,信息、技术正在成为驱动经济增长的要素(Krugman,1994;Young,2003),技术进步在经济增长中的决定性作用日益凸显(Solow,1957;Denison,1962;Romer,1990),经济增长也正在由要素驱动和投资驱动向创新驱动转变(Porter,1998;Habtay,2012)。总之,研发创新对产业发展和经济增长存在显著的促进作用(Grossman & Helpman,1991;Aghion & Howitt,1992;严成樑和龚六堂,2013;Ljungwall&Tingvall,2015),又由于研发创新大致可以分为基础研究、应用研究和试验发展三类,不同种类的研发活动对产业发展和经济增长的影响并不一致。首先,基础研究类研发创新活动主要是为了认识自然现象并获得相关的基本原理知识,因此,其对产业发展和经济增长的短期作用并不显著,其贡献主要体现在通过知识生产渠道来促进产业的长远发展和经济的长期增长。其次,应用研究类研发创新主要是出于解决实践过程中的各种问题、开辟各种可能途径而创造新知识。因此,此类研发活动的主要任务虽然也是创造新知识,但更偏向于实际应用,从长期来看,有利于推动技术进步,从而有助于提高企业生产效率、促进产业发展和经济增长,但在短期内,这类研发活动对现实经济的作用也并不显著。最后,试验发展类研发创新则更多是出于获得新材料、新产品、新工艺、新服务的目的,它只是利用已有知识创造新的应用,此类研发创新主要包括水平创新(即增加产品种类)和垂直创新(即提升产品质量),企业的水平创新和垂直创新能够驱动产量的增加和推动生产成本的下降,从而提高资本和劳动的边际产出,促进产业发展和经济增长,这类研发活动往往在短期内就能对现实经济产生作用。此外,研发创新还能够通过空间溢出效应来促进产业发展和经济增长(白俊红等,2017)。通过人力资本流动渠道、物质资本流动渠道以及文化传播交流渠道(熊义杰,2011),研发创新所获得的知识技术在空间内得以迁移,事实也证明,中国的技术进步存在明显的

空间扩散效应(潘文卿等,2017;符森,2009),从而使得研发创新通过空间溢出效应来推动整个地区的产业发展和经济增长。

基于上述分析,本文做出如下研究假设:

研究假说 1:银行信贷期限结构会影响地区产业发展和经济增长。

研究假设 2:银行信贷期限结构可以通过企业研发创新活动来影响地区产业发展和经济增长,银行信贷期限结构长期化有助于增强企业研发创新进而促进产业发展,而银行信贷期限结构短期化则将抑制企业研发创新进而抑制产业发展。

### 三、实证模型及识别策略

#### (一)计量模型的设定及数据来源

根据上文所需证明的研究假设,在充分考虑中国现实情景的基础上,我们通过实证来进一步探究银行信贷期限结构对产业发展的影响以及银行信贷期限结构通过企业研发创新部门来影响产业发展的具体机制。

##### 1. 银行信贷期限结构对产业发展影响效应的计量模型设定

我们借鉴 Barro & Sala-i-Martin(1995)和 Islam(1995)的宏观经济增长模型以及陆铭和陈钊(2009)、刘勇政和冯海波(2011)、郑世林等(2014)以及张杰和居杨雯(2017)的中国经济增长模型,采用了一个基于经济增长框架的实证模型,在此基础上分析中国各省份银行信贷期限结构对产业发展的影响,具体的计量模型设定如下:

$$industry\_growth_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 industry\_growth_{it-1} + \alpha_2 loanstru\_1_{it} / loanstru\_2_{it} / longloan\_growth_{it} / shortloan\_growth_{it} + \lambda \cdot Z_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $industry\_growth_{it}$  表示  $i$  省份  $t$  年规模以上工业企业销售产值的增长速度,我们以 2003 年为基期,使用 CPI 指数计算得到中国各省级地区的实际规模以上工业企业销售产值,进而计算得到各省级地区的实际规模以上工业工业企业销售产值的增长率。该数据主要来自 2004 年到 2017 年的《中国工业经济统计年鉴》。方程右边是一系列解释变量。由于中国各省级地区的规模以上工业企业销售产值具有延续动态效应,因此,我们在解释变量中纳入了各省级地区规模以上工业企业销售产值的滞后一期值  $industry\_growth_{it-1}$ 。更进一步地,我们将制造业划分为三类:劳动密集型制造业、资本密集型制造业和技术密集型制造业,借鉴黄莉芳等(2013)、谢子远和张海波(2014)的分类法,劳动密集型制造业包括食品制造业;农副食品加工业;饮料制造业;纺织业;纺织服装、鞋、帽制造业;造纸及纸制品业。资本密集型制造业包括石油加工、炼焦及核燃料加工业;非金属矿物制品业;黑色金属冶炼及压延加工业;有色金属冶炼及压延加工业;金属制品业;通用设备制造业;专用设备制造业;仪器仪表及文化、办公用机械制造业;烟草制品业。技术密集型制造业包括化学原料及化学制品制造业;医药制造业;化学纤维制造业;交通运输设备制造业;电气、机械及器材制造业;通信设备、计算机及其他电子设备制造业。其次,核心解释变量是长期贷款增速  $longloan\_growth_{it}$ 、短期贷款增速  $shortloan\_growth_{it}$  以及两类银行信贷期限结构即长期贷款/短期贷款( $loanstru\_1_{it}$ )和短期贷款/长期贷款( $loanstru\_2_{it}$ )。一方面我们使用长期贷款增速和短期贷款增速来作为有关长期贷款和短期贷款的代理变量,另一方面,我们同时采用长期贷款数量与短期贷款数量的比值( $loanstru\_1_{it}$ )或者短期贷款数量与长期贷款数量的比值( $loanstru\_2_{it}$ )来反映中国各省级地区的银行信贷期限结构。显而易见, $loanstru\_1_{it}$  越大或者  $loanstru\_2_{it}$  越小,说明该地区的银行信贷期限结构越偏向于长期贷款。以上数据均来自 2004—2017 年的《中国金融年鉴》,部分缺失数据由各省统计年鉴补充。事实上,在中国现实环境中,中国各省级地区在要素禀赋和经济发展所处阶段存在明显的差异,同时,各省级地区的金融发展水平

以及当地政府对金融体系的干预程度也存在显著差异,从而为本文的研究提供了一个非常好的“拟自然”环境。最后, $Z_{it}$ 表示控制变量集合,根据已有的经济增长理论,我们控制了如下变量:劳动增长率( $emp\_growth_{it}$ )、资本增长率( $rnewfai\_growth_{it}$ )、政府消费支出( $gov_{it}$ )以及经济开放度( $eximrate_{it}$ )。其中,劳动增长率由各省级地区的年底劳动就业人口增长率来衡量,劳动力优势是中国在过去几十年能够快速工业化、实现经济高速增长的最重要优势,因此,劳动增长率是引致产业发展和经济增长的重要因素,必须加以控制;资本增长率由各省级地区的新增固定资产投资增长率来衡量,资本积累对工业化的作用毋庸置疑,尤其是一个国家或地区在由农业社会向工业社会转型的过程中,大量资本投入是开启工业化实现经济快速增长的必要条件,因此,也必须控制资本增长率;至于政府消费支出,由于在中国情景下,地方政府在中国地区经济的高速发展中发挥着举足轻重的作用,是影响地区产业发展和经济增长的十分重要的因素,因此,也必须加以控制。同时,地区政府消费支出占比的差异在很大程度上反映了政府对经济发展的干预程度,因此,我们使用政府消费性支出占 GDP 的比重来表示政府消费支出水平,具体在计算政府消费支出的时候,我们借鉴陆铭和陈钊(2009)的做法,扣除了科技经费支出和教育经费支出这类具有较强公共属性的支出。经济开放度则由各省级地区的进出口总额占 GDP 的比重来表示,很显然,经济开放度是导致中国各省级地区经济发展出现巨大差异的关键因素。 $\epsilon_{it}$ 则是随机扰动项。需要说明的是,我们计算各控制变量的数据均来源于中国 2004—2017 年的《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国人口统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》,缺失数据由各省统计年鉴进行补充。

## 2. 银行信贷期限结构通过企业研发创新活动影响产业发展的计量模型设定

为了检验银行信贷通过不同类型研发创新进而影响产业发展的作用效应,我们设定了如下的计量模型进行检验:

$$industry\_growth_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 industry\_growth_{it-1} + \alpha_2 innovation_{it} \times loanstru\_1 / loanstru\_2 + \lambda \cdot Z_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中,在计量模型方程(2)中,与计量模型方程(1)不同的是,我们加入了研发创新密集度与银行信贷期限结构变量( $loanstru\_1$ 或 $loanstru\_2$ )的交互项,以此检验中国各省级地区银行信贷期限结构通过不同研发创新活动对产业发展造成的影响效应。由于企业的研发创新活动分为许多不同的类型,从大的方面来说,可以分为基础研究型、应用研究型以及实验发展型,但从中国实际情况出发,目前中国企业在基础研究领域的投入几乎是微不足道的,在应用研究型领域的投入其实也非常少,相关的研发投入其实主要集中在试验发展型领域。因此,我们将中国企业的研发活动细分为新产品开发和专利开发,进一步地,我们使用规模以上工业企业内部研发支出来表示企业内部研发创新活动,使用规模以上工业企业新产品开发数量来表示企业新产品开发活动,使用规模以上工业企业专利申请数量来表示企业专利开发活动。具体地,我们使用上述指标除以规模以上工业企业主营业务收入的比值来表示相应的研发创新密集度,最终得到内部研发支出密集度( $rdint_{it}$ )、新产品开发密集度( $newprodint_{it}$ )、专利申请密集度( $ptnappint_{it}$ )。需要说明的是,以上关于研发创新的数据均来自 2004—2017 年《中国科技统计年鉴》以及 EPS 数据库,部分缺失数据由省级统计年鉴补充完整,所有增长率变量均通过(本年变量—上年变量)/上年变量的方式计算而得。

## (二)内生性问题的讨论和处理

从作用逻辑来看,中国各省级地区的银行信贷期限结构与产业发展和经济增长之间可能存在特定的内生性问题。其一,一个地区银行信贷期限结构与产业发展和经济增长之间存在由联立性导致的内生性问题。一方面,各省级地区的银行信贷期限结构可以通过投资渠道对当地产业发展和经济增长产生影响,另一方面,当地的产业发展和经济增长也会影响金融机构的行为,金融机构出于盈利的目的在做出贷款决策时,往往将贷款投向经济发展状况较好的行业和地区,从而会影响

响本地区的银行信贷期限结构。其二,一个地区银行信贷期限结构与产业发展和经济增长之间还存在由遗漏变量导致的内生性问题。由于国家实行区域协调发展战略,对不同地区采取有差异性的政策,特别是对发展落后地区往往会出台诸多扶持政策。由此,不同地区银行中央政府的差异化政策,其中就包括金融方面的差异化政策,而这既会影响当地银行业机构的贷款期限结构,同时也会影响当地的产业发展和经济增长,从而造成由遗漏重要变量导致的内生性问题。对于遗漏重要变量所引起的内生性问题,我们尽量控制可以获得的相关省级地区信息,同时采用地区固定效应来控制一些表征地区差异的因素。但是,对于由联立性导致的内生性问题,我们借鉴张杰和居杨雯(2017)的做法,尝试通过寻找反映各省级地区银行信贷期限结构决策动机的外生变量,从而来缓解可能存在的内生性问题。主要思路是构建一个能够反映各省级地区的金融机构按照自身风险承受能力采取市场化运作方式来进行信贷期限结构决策的外生变量。换言之,就是构建一个排除国有经济部门、房地产部门、基础设施部门以及自然禀赋等因素所得到的相对干净的银行信贷期限结构代理变量。具体的估计方法如下所示:

$$\begin{aligned} \text{loanstru\_1}_i / \text{loanstru\_2}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{grfai\_guoyou}_i + \beta_2 \text{grfai\_mining}_i \\ & + \beta_3 \text{grfai\_infra}_i + \beta_4 \text{grrealest}_i + v_i \end{aligned} \quad (3)$$

在中国特殊情景下,房地产部门、国有经济部门、基础设施部门以及自然资源行业是影响银行业金融机构信贷期限结构的四个最大因素。因此,我们在计量模型方程(3)中将上述四个因素纳入进来,通过排除这四个因素获得相对干净的残差项来作为银行信贷期限结构的代理变量。其中, $\text{grfai\_guoyou}_i$ 表示国有经济部门固定资产投资增长率,用来表示国有经济部门因素。在中国的现实情况下,以银行为主体的金融体系更倾向于将资金贷给国有经济部门,特别是将银行信贷乃至长期贷款投放给具有政府担保性质或具有行政垄断性质的国有经济部门,这一方面能保证银行贷款的安全性,同时银行机构也能稳定地获得一定的利润回报。 $\text{grfai\_mining}_i$ 表示采矿业固定资产投资增长率,用来表示自然资源部门因素。由于自然资源的开采往往需要巨额长期资金,开采自然资源通常需要借助于外部融资特别是银行长期贷款才能完成,同时由于不同省级地区的自然资源禀赋存在差异,导致在不同地区自然资源开采对当地银行信贷期限结构的扭曲性作用也有所不同,因此,很有必要排除自然资源因素对各省级地区银行信贷期限结构的干扰作用。 $\text{grfai\_infra}_i$ 表示基础设施固定资产投资增长率,用来表示基础设施部门因素。在过去几十年,中国正处于大发展时期,以投资驱动经济增长是这一时期的最大特点,特别是基础设施投资更是突飞猛进,由于基础设施投资主要依赖于银行的长期资金,不同省级地区基础设施投资额的多少必然会影响到该地区的银行信贷期限结构,因此,非常有必要排除基础设施部门对各省级地区银行信贷期限结构的干扰作用。 $\text{grrealest}_i$ 表示房地产开发投资额增长率,用来表示房地产部门因素。过去二十年是中国房地产行业发展的黄金时期,无论是房地产需求还是房地产供给,其所涉及的资金都具有典型的长周期特征,此外又由于房地产行业具有强大的造富能力,从而吸引大量长期资金进入这一行业,使得房地产行业对本地区的银行信贷期限结构具有十分重大的影响,因此,非常有必要排除房地产部门因素对各省级地区银行信贷期限结构的干扰作用。关于上述数据的来源,国有经济部门固定资产投资、采矿业固定资产投资、基础设施固定资产投资等数据主要来自2004—2017年《中国固定资产投资统计年鉴》及EPS数据库,而房地产开发投资额数据则主要来自2004—2017年《中国房地产统计年鉴》及EPS数据库,部分缺失数据由各省级年鉴补充。通过对计量模型方程(3)进行OLS回归后得到*i*省份*t*年的残差项 $v_i$ ,也就是本文所要估计的排除房地产部门、国有经济部门、基础设施部门以及自然资源禀赋等四大因素的干扰影响,能够反映中国各省级地区的金融机构根据自身风险承受能力采取市场化运作方式来进行银行信贷期限结构决策的相对较为干净的代理变量。因此,在对计量模型方程(1)和(2)进行估计时,我们均采用 $v_i$ 来作为反映中国各省级地区银行信贷期限结构变化信息的代理变量。

### (三) 估计方法

虽然我们使用计量模型方程(3)估计了残差项  $v_{it}$  来作为中国各省级地区银行信贷期限结构的代理变量,但是,该方法并不能完全解决银行信贷期限结构与产业发展和经济增长之间的由联立性和遗漏重要变量引致的内生性问题。再加上本文的计量模型纳入了被解释变量的滞后项,需要在构造动态面板数据的结构下开展实证研究。由于动态面板数据将滞后因变量作为自变量,会导致内生性问题,而一般适用于面板数据的固定效应模型或随机效应模型很难解决这种内生性问题。为了得到无偏一致的估计量,一般文献通常使用工具变量法或广义矩估计法(GMM)来解决这一问题。但是,工具变量法存在难以选取合适工具变量的问题,并可能影响计量模型的稳健性(韩峰、柯善咨,2012;杨仁发,2013)。因此,本文采用 Arellano & Bond(1991)、Arellano & Bover(1995)以及 Blundell & Bond(1998)等提出的广义矩估计法(GMM)。一般而言,GMM 估计方法有差分广义矩估计法(DIF-GMM)和系统广义矩估计法(SYS-GMM)之分,其中,利用差分广义矩估计法得到的估计量的有限样本特性相对较差,特别是在滞后项与一阶差分项存在弱相关时,存在弱工具变量问题(Roodman, 2006),导致适用性较差。因此,Arellano & Bover(1995)以及 Blundell & Bond(1998)出于有效解决滞后因变量引起的内生性问题以及面板数据不随时间变化的个体效应问题,提出了系统 GMM 估计法,通过利用差分和水平变量信息来构造工具变量,将差分方程和水平方程作为一个系统来进行估计,大大提高了估计量的有效性。总之,系统 GMM 方法可以很好处理动态面板数据。该估计法的原理是在一阶差分方程基础上引入水平方程,从而构成一个两方程系统,通过引入水平方程,不仅增加了差分方程的工具变量,同时,其自身变量的差分滞后项也被当作水平方程相应变量的工具变量。由此,两步系统 GMM 估计法就可以有效解决弱工具变量问题。另外,系统 GMM 估计方法适合于“大 N 小 T”的情形,而本文的样本数据结构恰好符合这种特征。因此,本文对计量模型方程(1)和(2)采用两步系统 GMM 估计法。为增强回归结果的可靠性,在使用 GMM 估计方法进行估计时,我们均对模型设定的合理性和工具变量的有效性进行相应检验,发现所有模型的 AR(1)和 AR(2)检验均通过了差分方程中误差项一阶序列相关、二阶序列不相关的原假设,而 Hansen 过度识别检验表明在 1%的显著性水平上不能拒绝工具变量有效的原假设,由此也说明选择 GMM 估计方法具有一定的合理性。

## 四、实证分析

### (一) 银行信贷期限结构对产业发展的影响效应

表 1 报告了基于 OLS 模型下各省级地区的长期贷款、短期贷款以及银行信贷期限结构对整体工业发展影响的检验结果。其中,模型 1 的结果显示,各省级地区的银行长期贷款增速对本地区规上工业企业销售产值的作用效应在 5%的统计水平上显著为正,这说明银行长期贷款的增加有助于促进工业发展,而模型 2 的估计结果则显示,各省级地区的银行短期贷款增速对本地区规上工业企业销售产值的作用效应在 1%的统计水平上显著为负,这说明银行短期贷款的增加可能会抑制工业的发展。更重要的是模型 3 和模型 4 的结果,模型 3 的结果显示,各省级地区的银行信贷期限结构长期化趋势对本地区规上工业企业销售产值的作用效应在 5%的统计水平上显著为正,这就说明银行信贷期限结构趋向长期化有助于促进工业发展,而模型 4 的估计结果则显示,各省级地区的银行信贷期限结构短期化趋势对本地区规上工业企业销售产值的作用效应在 1%的统计水平上显著为负,这又说明银行信贷期限结构趋向短期化会抑制工业的发展。上述结论充分说明,一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于长期化,其工业发展速度就越快,相反,一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于短期化,其工业发展速度就会受到抑制,由此验证了长期贷款倾向的金融体系可以促进中国工业发展而短期贷款倾向的金融体系会抑制工业发展这一基本事实,从

而为本文的研究假说 1 提供了支持证据。

表 1 银行信贷数量和银行信贷期限结构对整体工业发展影响的检验结果(基于 OLS 模型)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	rindsale_gwth	rindsale_gwth	rindsale_gwth	rindsale_gwth
L. rindsale_gwth	0.297*** (3.16)	0.320*** (3.30)	0.290*** (3.06)	0.288*** (3.01)
longloan_gwth	0.151** (2.26)			
shortloan_gwth		-0.087*** (-2.76)		
loanstru_1			0.172** (2.23)	
loanstru_2				-0.184*** (-2.74)
emp_gwth	0.035 (0.98)	0.037 (1.00)	0.030 (0.90)	0.037 (1.05)
rnewfai_gwth	0.336** (2.42)	0.297** (2.05)	0.393*** (2.82)	0.345** (2.26)
eximrate	-0.175* (-1.85)	-0.149 (-1.62)	-0.174* (-1.86)	-0.185** (-1.98)
gov	0.065 (0.64)	0.141 (1.38)	0.112 (1.11)	0.153 (1.45)
adj. R <sup>2</sup>	0.752	0.753	0.752	0.752
观测值	360	360	360	360

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性,括号中报告的是 t 值或 z 值。

表 2 报告了基于 GMM 模型下各省级地区的长期贷款、短期贷款以及银行信贷期限结构对整体工业发展影响的检验结果。其中,模型 1 的结果显示,各省级地区的银行长期贷款增速对本地区规上工业企业销售产值的作用效应在 1% 的统计水平上显著为正,这说明银行长期贷款的增加有助于促进工业发展,而模型 2 的估计结果则显示,各省级地区的银行短期贷款增速对本地区规上工业企业销售产值的作用效应为负,但并不显著,这与表 1 中的相应结果并不一致,这说明银行短期贷款增速对工业发展的抑制效应可能并不是很强。更重要的是模型 3 和模型 4 的结果,模型 3 的结果显示,各省级地区的银行信贷期限结构长期化趋势对本地区规上工业企业销售产值的作用效应在 1% 的统计水平上显著为正,这就说明银行信贷期限结构趋向长期化有助于促进工业发展,而模型 4 的估计结果则显示,各省级地区的银行信贷期限结构短期化趋势对本地区规上工业企业销售产值的作用效应在 1% 的统计水平上显著为负,这又说明银行信贷期限结构趋向短期化会抑制工业的发展。上述结论与使用 OLS 估计的结果基本一致,说明一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于长期化,其工业发展速度就越快,相反,一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于短期化,其工业发展速度就会受到抑制,这进一步验证了长期贷款倾向的金融体系可以促进中国工业发展而短期贷款倾向的金融体系会抑制工业发展这一基本事实,再次为本文的研究假说 1 提供了支持证据。

表 2 银行信贷数量和银行信贷期限结构对整体工业发展影响的检验结果(基于 GMM 模型)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	rindsale_gwth	rindsale_gwth	rindsale_gwth	rindsale_gwth
L. rindsale_gwth	0.252*** (3.45)	0.230*** (2.81)	0.233*** (2.93)	0.238*** (3.09)

longloan_gwth	0.121*** (3.57)			
shortloan_gwth		-0.009 (-0.24)		
loanstru_1			0.183*** (2.69)	
loanstru_2				-0.198*** (-2.60)
emp_gwth	0.057 (0.86)	0.069 (1.06)	0.071 (1.10)	0.078 (1.30)
rnewfai_gwth	0.473*** (7.27)	0.501*** (7.83)	0.532*** (8.18)	0.525*** (8.61)
eximrate	-0.253*** (-3.59)	-0.276*** (-5.25)	-0.307*** (-6.06)	-0.319*** (-4.94)
gov	-0.088 (-0.56)	-0.097 (-0.94)	-0.172 (-1.40)	-0.201* (-1.65)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO
AR(1)-test	0.000	0.001	0.000	0.000
AR(2)-test	0.952	0.543	0.843	0.890
Hansen test	29.5	28.3	29.7	28.5
观测值	360	360	360	360

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性，括号中报告的是 t 值或 z 值。

表 3 报告了基于 OLS 模型下各省级地区银行信贷期限结构对不同类型制造业影响的检验结果。从模型 1 和模型 2 中可以发现，省级地区银行信贷期限结构长期化趋势对劳动密集型制造业的作用效应为正，但是不显著，同时银行信贷期限结构短期化趋势对劳动密集型制造业的作用效应为负，也不显著，这说明银行信贷期限结构对劳动密集型制造业的影响并不是非常明显，这可能与劳动密集型制造业的外部融资依赖性较弱有关。再看模型 3 和模型 4，省级地区银行信贷期限结构长期化趋势对资本密集型制造业的作用效应为正，但是不显著，而银行信贷期限结构短期化趋势对资本密集型制造业的作用效应为负，并且在 5% 的统计水平上显著，这说明短期化的银行信贷期限结构对资本密集型制造业具有明显的抑制作用。进一步看模型 5 和模型 6，我们发现，省级地区银行信贷期限结构长期化趋势对技术密集型制造业的作用效应在 5% 的统计水平上显著为正，而银行信贷期限结构短期化趋势对技术密集型制造业的作用效应在 10% 的统计水平上显著为负，这又说明长期化的银行信贷期限结构对技术密集型制造业具有促进作用，而短期化的银行信贷期限结构对技术密集型制造业则具有明显的抑制作用。以上结论初步表明，银行信贷期限结构对不同类型制造业的影响并不相同，其中对技术密集型制造业和资本密集型制造业的影响较大，银行信贷期限结构短期化将对资本密集型制造业和技术密集型制造业产生抑制作用。

表 3 银行信贷期限结构对不同类型工业发展影响的检验结果(基于 OLS 模型)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
被解释变量	rlaborint_gwth	rlaborint_gwth	rcapint_gwth	rcapint_gwth	rtechint_gwth	rtechint_gwth
L. rlaborint_gwth	0.231*** (2.77)	0.226*** (2.74)				
L. rcapint_gwth			0.279 (0.97)	0.266 (0.94)		

L. rtechint_gwth				0.047	0.053
				(0.70)	(0.77)
loanstru_1	0.027		0.107	0.269**	
	(0.24)		(1.10)	(2.27)	
loanstru_2		-0.131		-0.321**	-0.158*
		(-1.31)		(-2.24)	(-1.80)
emp_gwth	0.058	0.059	0.024	0.027	-0.011
	(1.24)	(1.27)	(1.05)	(1.15)	(-0.23)
rnewfai_gwth	0.095	0.130	0.571**	0.633**	0.277
	(0.52)	(0.76)	(2.25)	(2.04)	(1.34)
eximrate	-0.356**	-0.364**	-0.082	-0.100	0.060
	(-2.54)	(-2.57)	(-1.04)	(-1.24)	(0.39)
gov	0.337	0.370	-0.027	0.048	-0.160
	(1.28)	(1.38)	(-0.21)	(0.42)	(-0.77)
adj. R <sup>2</sup>	0.517	0.519	0.519	0.532	0.509
观测值	360	360	360	360	360

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性，括号中报告的是 t 值或 z 值。

表 4 报告了基于 GMM 模型下各省级地区银行信贷期限结构对不同类型制造业影响的检验结果。从模型 1 和模型 2 中可以发现，省级地区银行信贷期限结构长期化趋势对劳动密集型制造业的作用效应为正，但是不显著，同时，银行信贷期限结构短期化趋势对劳动密集型制造业的作用效应为负，也不显著，这说明银行信贷期限结构对劳动密集型制造业的影响并不是非常明显，与使用 OLS 模型估计的结果一致。再看模型 3 和模型 4，省级地区银行信贷期限结构长期化趋势对资本密集型制造业的作用效应在 1% 的统计水平上显著为正，而银行信贷期限结构短期化趋势对资本密集型制造业的作用效应在 10% 的统计水平上显著为负，这说明长期化的银行信贷期限结构对资本密集型制造业具有促进作用，而短期化的银行信贷期限结构对资本密集型制造业则具有抑制作用，与使用 OLS 模型估计的结果类似。进一步看模型 5 和模型 6，我们发现，省级地区银行信贷期限结构长期化趋势对技术密集型制造业的作用效应虽然为正，但不再显著，同样，银行信贷期限结构短期化趋势对技术密集型制造业的作用效应为负，也不再显著，这与使用 OLS 模型的估计结果有差异，这说明银行信贷期限结构对技术密集型制造业的影响效应并不十分稳健。以上结论再次表明，银行信贷期限结构对不同类型制造业的影响并不相同，同时，综合 OLS 和 GMM 两种模型的结果，可以明确的是，资本密集型制造业对银行信贷期限结构是最敏感的，银行信贷期限结构短期化将对资本密集型制造业产生抑制作用。

表 4 银行信贷期限结构对不同类型工业发展影响的检验结果(基于 GMM 模型)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
被解释变量	rlaborint_gwth	rlaborint_gwth	rcapint_gwth	rcapint_gwth	rtechint_gwth	rtechint_gwth
L. rlaborint_gwth	0.395***	0.393***				
	(3.18)	(4.02)				
L. rcapint_gwth			0.234***	0.233***		
			(3.83)	(3.81)		
L. rtechint_gwth					0.202***	0.191***
					(2.86)	(2.65)
loanstru_1	0.053		0.234***		0.136	
	(0.47)		(2.82)		(1.35)	

loanstru_2		-0.086 (-0.85)		-0.261* (-1.91)		-0.134 (-1.24)
emp_gwth	0.043 (0.92)	0.058 (0.82)	0.074 (1.60)	0.087* (1.88)	0.020 (0.33)	0.036 (0.58)
rnewfai_gwth	0.401*** (8.89)	0.399*** (10.35)	0.464*** (6.34)	0.469*** (6.29)	0.406*** (5.24)	0.420*** (5.43)
eximrate	-0.285* (-1.70)	-0.334*** (-5.02)	-0.247** (-2.29)	-0.267*** (-3.23)	-0.270*** (-3.34)	-0.308*** (-4.34)
gov	0.083 (0.76)	0.032 (0.31)	-0.173 (-1.28)	-0.201 (-1.22)	-0.079 (-0.56)	-0.093 (-0.61)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO	NO	NO
AR(1)-test	0.007	0.006	0.002	0.003	0.001	0.001
AR(2)-test	0.160	0.149	0.330	0.340	0.136	0.134
Hansen test	27.43	25.85	29.01	28.77	28.36	29.14
观测值	360	360	360	360	360	360

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性，括号中报告的是 t 值或 z 值。

## (二) 银行信贷期限结构通过不同渠道影响产业发展的作用效果

### 1. 银行信贷期限结构通过内部研发支出渠道影响产业发展

表 5 报告了银行信贷期限结构长期化通过内部研发支出渠道影响产业发展的检验结果。其中，模型 1 的估计结果显示，银行信贷期限结构长期化与内部研发支出密集度的交互项系数在 1% 的统计水平上显著为正，说明银行信贷期限结构长期化有助于增强内部研发对工业发展的促进作用，即一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于长期化，则该地区企业内部研发对工业发展的促进作用也越显著。再看模型 2、模型 3 和模型 4 的结果，可以发现，在模型 3 中，银行信贷期限结构长期化与内部研发支出密集度的交互项系数在 1% 的统计水平上显著为正，而在模型 2 和模型 4 中，该交互项系数虽然为正，但并不显著，这说明一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于长期化，则该地区企业内部研发对资本密集型制造业发展的促进作用也越显著，与此同时，对劳动密集型制造业和技术密集型制造业的促进作用则并不明显。这可能是由于就内部研发而言，劳动密集型制造业的外部融资依赖性较弱，而技术密集型制造业虽然需要大量外部融资但其主要依赖于金融市场，而非银行贷款，只有资本密集型制造业需要大量融资并且主要依赖于银行贷款。

表 5 银行信贷期限结构长期化通过内部研发支出渠道影响产业发展的检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	rindsale_gwth	rlaborint_gwth	rcapint_gwth	rtechint_gwth
L. rindsale_gwth	0.233*** (2.93)			
L. rlaborint_gwth		0.395*** (3.18)		
L. rcapint_gwth			0.234*** (3.83)	
L. rtechint_gwth				0.202*** (2.86)
loanstru_1 * rdint	0.183*** (2.69)	0.053 (0.47)	0.234*** (2.82)	0.136 (1.35)
emp_gwth	0.071	0.043	0.074	0.020

	(1.10)	(0.92)	(1.60)	(0.33)
rnewfai_gwth	0.532***	0.401***	0.464***	0.406***
	(8.18)	(8.89)	(6.34)	(5.24)
eximrate	-0.307***	-0.285*	-0.247**	-0.270***
	(-6.06)	(-1.70)	(-2.29)	(-3.34)
gov	-0.172	0.083	-0.173	-0.079
	(-1.40)	(0.76)	(-1.28)	(-0.56)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO
AR(1)-test	0.000	0.007	0.002	0.001
AR(2)-test	0.843	0.160	0.330	0.136
Hansen test	29.7	27.43	29.01	28.36
观测值	360	360	360	360

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性，括号中报告的是 t 值或 z 值。

表 6 报告了银行信贷期限结构短期化通过内部研发支出渠道影响产业发展的检验结果。其中，模型 1 的估计结果显示，银行信贷期限结构短期化与内部研发支出密集度的交互项系数在 1% 的统计水平上显著为负，说明银行信贷期限结构短期化将会减弱内部研发对工业发展的促进作用，即一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于短期化，则该地区企业内部研发对工业发展的促进作用也越弱。再看模型 2、模型 3 和模型 4 的结果，可以发现，在模型 3 中，银行信贷期限结构短期化与内部研发支出密集度的交互项系数在 10% 的统计水平上显著为负，而在模型 2 和模型 4 中，该交互项系数虽然为负，但并不显著，这说明一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于短期化，则该地区企业内部研发对资本密集型制造业发展的促进作用越弱，但这一效应对劳动密集型制造业和技术密集型制造业并不明显，上述结论也从另一个侧面间接证明了表 5 的结论。

表 6 银行信贷期限结构短期化通过内部研发支出渠道影响产业发展的检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	rindsale_gwth	rlaborint_gwth	rcapint_gwth	rtechint_gwth
L. rindsale_gwth	0.238***			
	(3.09)			
L. rlaborint_gwth		0.393***		
		(4.02)		
L. rcapint_gwth			0.233***	
			(3.81)	
L. rtechint_gwth				0.191***
				(2.65)
loanstru_2 * rdint	-0.198***	-0.086	-0.261*	-0.134
	(-2.60)	(-0.85)	(-1.91)	(-1.24)
emp_gwth	0.078	0.058	0.087*	0.036
	(1.30)	(0.82)	(1.88)	(0.58)
rnewfai_gwth	0.525***	0.399***	0.469***	0.420***
	(8.61)	(10.35)	(6.29)	(5.43)
eximrate	-0.319***	-0.334***	-0.267***	-0.308***
	(-4.94)	(-5.02)	(-3.23)	(-4.34)
gov	-0.201*	0.032	-0.201	-0.093
	(-1.65)	(0.31)	(-1.22)	(-0.61)

地区固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO
AR(1)-test	0.000	0.006	0.003	0.001
AR(2)-test	0.890	0.149	0.340	0.134
Hansen test	28.55	25.85	28.77	29.14
观测值	360	360	360	360

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性，括号中报告的是 t 值或 z 值。

## 2. 银行信贷期限结构通过新产品开发渠道影响产业发展

表 7 报告了银行信贷期限结构长期化通过新产品开发渠道影响产业发展的检验结果。其中，模型 1 的估计结果显示，银行信贷期限结构长期化与新产品开发密集度的交互项系数在 10% 的统计水平上显著为正，这说明银行信贷期限结构长期化有助于增强新产品开发对工业发展的促进作用，即一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于长期化，则该地区企业新产品开发对工业发展的促进作用也越显著。再看模型 2、模型 3 和模型 4 的结果，可以发现，在模型 3 中，银行信贷期限结构长期化与新产品开发密集度的交互项系数在 1% 的统计水平上显著为正，而在模型 2 和模型 4 中，该交互项系数虽然为正，但并不显著，这说明一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于长期化，则该地区企业新产品开发对资本密集型制造业发展的促进作用也越显著，但这一效应对劳动密集型制造业和技术密集型制造业并不明显。这可能是由于就新产品开发而言，劳动密集型制造业的外部融资依赖性较弱，而技术密集型制造业虽然需要大量外部融资但其主要依赖于金融市场，而非银行贷款，只有资本密集型制造业需要大量融资并且主要依赖于银行贷款。

表 7 银行信贷期限结构长期化通过新产品开发渠道影响产业发展的检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	rindsale_gwth	rlaborint_gwth	rcapint_gwth	rtechint_gwth
L. rindsale_gwth	0.242*** (2.99)			
L. rlaborint_gwth		0.413*** (4.02)		
L. rcapint_gwth			0.226*** (3.81)	
L. rtechint_gwth				0.209*** (2.81)
loanstru_1 * newprodint	0.118* (1.71)	0.069 (1.02)	0.202*** (3.91)	0.121 (1.20)
emp_gwth	0.062 (1.01)	0.059 (0.84)	0.059 (1.25)	0.011 (0.23)
rnewfai_gwth	0.508*** (8.90)	0.371*** (6.83)	0.463*** (7.02)	0.396*** (5.55)
eximrate	-0.295*** (-5.49)	-0.262*** (-4.12)	-0.233*** (-3.35)	-0.256*** (-3.74)
gov	-0.150 (-1.29)	0.121 (0.87)	-0.130 (-0.98)	-0.060 (-0.44)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO
AR(1)-test	0.000	0.005	0.002	0.001
AR(2)-test	0.667	0.157	0.312	0.134

Hansen test	29.43	21.99	29.31	26.5
观测值	360	360	360	360

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性，括号中报告的是 t 值或 z 值。

表 8 报告了银行信贷期限结构短期化通过新产品开发渠道影响产业发展的检验结果。其中，模型 1 的估计结果显示，银行信贷期限结构短期化与新产品开发密集度的交互项系数在 5% 的统计水平上显著为负，说明银行信贷期限结构短期化将会减弱新产品开发对工业发展的促进作用，即一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于短期化，则该地区企业新产品开发对工业发展的促进作用也越弱。再看模型 2、模型 3 和模型 4 的结果，可以发现，在模型 3 中，银行信贷期限结构短期化与新产品开发密集度的交互项系数在 10% 的统计水平上显著为负，而在模型 2 和模型 4 中，该交互项系数虽然为负，但并不显著，这又说明一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于短期化，则该地区企业新产品开发对资本密集型制造业发展的促进作用越弱，但这一效应对劳动密集型制造业和技术密集型制造业并不明显，上述结论也从另一个侧面间接证明了表 7 的结论。

表 8 银行信贷期限结构短期化通过新产品开发渠道影响产业发展的检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	rindsale_gwth	rlaborint_gwth	rcapint_gwth	rtechint_gwth
L. rindsale_gwth	0.247*** (3.26)			
L. rlaborint_gwth		0.392*** (3.01)		
L. rcapint_gwth			0.231*** (3.97)	
L. rtechint_gwth				0.192** (2.53)
loanstru_2 * newprodint	-0.133** (-2.07)	-0.037 (-0.53)	-0.206* (-1.89)	-0.104 (-0.96)
emp_gwth	0.074 (1.10)	0.033 (0.44)	0.078 (1.62)	0.031 (0.56)
rnewfai_gwth	0.499*** (8.19)	0.378*** (6.97)	0.454*** (6.75)	0.403*** (5.51)
eximrate	-0.298*** (-4.75)	-0.303*** (-2.98)	-0.245*** (-3.18)	-0.298*** (-4.63)
gov	-0.149 (-1.04)	0.030 (0.27)	-0.130 (-0.90)	-0.077 (-0.52)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO
AR(1)-test	0.000	0.008	0.002	0.001
AR(2)-test	0.700	0.164	0.326	0.120
Hansen test	29.45	27.32	29.42	28.43
观测值	360	360	360	360

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性，括号中报告的是 t 值或 z 值。

### 3. 银行信贷期限结构通过专利开发渠道影响产业发展

表 9 报告了银行信贷期限结构长期化通过专利开发渠道影响产业发展的检验结果。其中，模型 1 的估计结果显示，银行信贷期限结构长期化与专利申请密集度的交互项系数在 5% 的统计水平上显著为正，这说明银行信贷期限结构长期化有助于增强专利开发对工业发展的促进作用，即

一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于长期化,则该地区企业专利开发对工业发展的促进作用也越显著。再看模型 2、模型 3 和模型 4 的结果,可以发现,在模型 3 中,银行信贷期限结构长期化与专利申请密集度的交互项系数在 1% 的统计水平上显著为正,而在模型 2 和模型 4 中,该交互项系数虽然为正,但并不显著,这说明一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于长期化,则该地区企业专利开发对资本密集型制造业发展的促进作用也越显著,但这一效应对劳动密集型制造业和技术密集型制造业并不明显,这可能是就专利开发而言,劳动密集型制造业的外部融资依赖性较弱,而技术密集型制造业虽然需要大量外部融资但其主要依赖于金融市场,而非银行贷款,只有资本密集型制造业需要大量融资并且主要依赖于银行贷款。

表 9 银行信贷期限结构长期化通过专利开发渠道影响产业发展的检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	rindsale_gwth	rlaborint_gwth	rcapint_gwth	rtechint_gwth
L. rindsale_gwth	0.227*** (2.81)			
L. rlaborint_gwth		0.402*** (3.94)		
L. rcapint_gwth			0.196*** (3.47)	
L. rtechint_gwth				0.211*** (2.79)
loanstru_1 * ptnappint	0.150** (2.39)	0.053 (0.54)	0.270*** (2.75)	0.122 (1.12)
emp_gwth	0.065 (1.03)	0.032 (0.66)	0.060 (1.25)	0.013 (0.24)
rnewfai_gwth	0.506*** (7.77)	0.371*** (6.60)	0.471*** (5.49)	0.390*** (5.67)
eximrate	-0.302*** (-5.65)	-0.236** (-2.26)	-0.239** (-2.56)	-0.244*** (-3.07)
gov	-0.181 (-1.38)	0.098 (0.87)	-0.165 (-0.96)	-0.041 (-0.30)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO
AR(1)-test	0.000	0.007	0.002	0.001
AR(2)-test	0.707	0.163	0.310	0.129
Hansen test	29.11	26.97	29.01	27.25
观测值	360	360	360	360

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性,括号中报告的是 t 值或 z 值。

表 10 报告了银行信贷期限结构短期化通过专利开发渠道影响产业发展的检验结果。其中,模型 1 的估计结果显示,银行信贷期限结构短期化与专利申请密集度的交互项系数在 5% 的统计水平上显著为负,说明银行信贷期限结构短期化将会减弱专利开发对工业发展的促进作用,即一个地区的银行信贷期限结构越是倾向于短期化,则该地区企业专利开发对工业发展的促进作用也越弱。再看模型 2、模型 3 和模型 4 的结果,可以发现,银行信贷期限结构短期化与专利申请密集度的交互项系数虽然都为负,但均不显著,这与表 9 中模型 3 的结果有所差别,说明银行信贷期限结构的短期化并不会明显抑制专利开发对劳动密集型制造业、资本密集型制造业和技术密集型制造业的促进作用。

表 10 银行信贷期限结构短期化通过专利开发渠道影响产业发展的检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	rindsale_gwth	rlaborint_gwth	rcapint_gwth	rtechint_gwth
L. rindsale_gwth	0.227*** (2.91)			
L. rlaborint_gwth		0.376*** (3.5)		
L. rcapint_gwth			0.192*** (3.85)	
L. rtechint_gwth				0.187** (2.46)
loanstru_2* ptnappint	-0.149** (-2.17)	-0.022 (-0.22)	-0.268 (-1.63)	-0.106 (-0.89)
emp_gwth	0.071 (1.19)	0.052 (0.91)	0.073 (1.55)	0.023 (0.42)
rnewfai_gwth	0.507*** (8.49)	0.400*** (9.33)	0.467*** (5.94)	0.402*** (5.68)
eximrate	-0.304*** (-5.49)	-0.271*** (-3.79)	-0.232** (-2.13)	-0.274*** (-3.82)
gov	-0.181 (-1.63)	0.140 (1.12)	-0.158 (-0.83)	-0.056 (-0.41)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO
AR(1)-test	0.001	0.007	0.002	0.001
AR(2)-test	0.734	0.168	0.313	0.126
Hansen test	28.43	25.02	29.28	28.43
观测值	360	360	360	360

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性，括号中报告的是 t 值或 z 值。

## 五、结论与启示

虽然中国金融体系的市场化改革取得了重要进展，但是总体而言，以银行机构为主体的金融体系特征依旧没有发生很大改变，这在相当大程度上导致了金融抑制现象的发生，其中一个比较突出的现象就是银行信贷期限结构与整个制造业部门创新驱动发展战略的现实需求存在很大的不匹配性，这种不匹配在很大程度上抑制了整个工业的发展。因此，本文利用中国省级层面数据通过 OLS 估计法和系统 GMM 估计法研究了银行信贷期限结构对产业发展的影响及其具体机制，得到如下结论：第一，长期化倾向的银行信贷期限结构有助于促进工业的发展，而短期化倾向的银行信贷期限结构则会抑制工业的发展。并且银行信贷期限结构对不同类型制造业的影响并不相同，资本密集型制造业对银行信贷期限结构最敏感，银行信贷期限结构短期化将对资本密集型制造业产生抑制作用。第二，银行信贷期限结构可以通过内部研发支出渠道影响产业发展。银行信贷期限结构长期化有助于增强内部研发对工业发展特别是资本密集型制造业发展的促进作用，而银行信贷期限结构短期化则将抑制内部研发对工业发展特别是资本密集型制造业发展的促进作用。第三，银行信贷期限结构可以通过新产品开发渠道影响产业发展。银行信贷期限结构长期化有助于增强新产品开发对工业发展特别是资本密集型制造业发展的促进作用，而银行信贷期限结

构短期化则将抑制新产品开发对工业发展特别是资本密集型制造业发展的促进作用。第四,银行信贷期限结构可以通过专利开发渠道影响产业发展。银行信贷期限结构长期化有助于增强专利开发对工业发展特别是资本密集型制造业发展的促进作用,而银行信贷期限结构短期化则将抑制专利开发对工业发展的促进作用。

本文的经验发现对中国金融体制改革以及金融体制改革如何促进工业发展具有重要的政策参考意义。首先,金融体制改革必须与地区经济发展阶段相适应,与地区产业结构特征相适应,重点改革银行体系体制机制,使得银行信贷期限结构与制造业转型升级和创新驱动发展的内在需求相匹配,通过加快银行业市场化改革,降低政府干预所导致的扭曲性作用,以此克服银行信贷期限结构与制造业转型升级和创新驱动发展不相匹配的困境。其次,由于企业研发创新活动是银行信贷期限结构影响产业发展的重要渠道,银行信贷期限结构会对不同类型产业的研发创新产生不同的影响。因此,银行体系应该针对不同的产业实施不同的信贷政策,对那些研发创新依赖于银行长期贷款的产业应该加大扶持力度,最大化银行长期资金的使用效率。第三,由于银行信贷期限结构会通过专利开发、新产品研发等渠道对产业发展产生不同的影响。因此,银行体系还可以区分不同研发项目制定有针对性的信贷政策,从而最大化银行长期资金的使用效率。□

#### 参考文献:

1. 巴曙松,刘孝红,牛播坤. 转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究[J]. 金融研究,2005(5):25-37.
2. 白俊红,王钺,蒋伏心,李婧. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J]. 经济研究,2017(7):111-125.
3. 曹凤岐,杨乐. 银行信贷调配与区域经济增长[J]. 金融研究,2014(6):50-66.
4. 崔光庆,王景武. 中国区域金融差异与政府行为:理论与经验解释[J]. 金融研究,2006(6):79-89.
5. 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.
6. 符淼. 地理距离和技术外溢效应——对技术和经济集聚现象的空间计量学解释[J]. 经济学(季刊),2009,8(4):1549-1566.
7. 龚强,张一林,林毅夫. 产业结构、风险特性与最优金融结构[J]. 经济研究,2014(4):4-16.
8. 韩峰,柯善咨. 追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角[J]. 管理世界,2012(10):55-70.
9. 韩廷春. 金融发展与经济增长:经验模型与政策分析[J]. 世界经济,2001(6):3-9.
10. 黄莉芳,黄良文,郭玮. 生产性服务业提升制造业效率的传导机制检验——基于成本和规模中介效应的实证分析[J]. 财贸研究,2012,23(3):22-30.
11. 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.
12. 林毅夫,孙希芳. 银行业结构与经济增长[J]. 中国经济学前沿,2008(9):31-45.
13. 刘勇政,冯海波. 腐败、公共支出效率与长期经济增长[J]. 经济研究,2011(9):17-28.
14. 陆静. 金融发展与经济增长关系的理论与实证研究——基于中国省际面板数据的协整分析[J]. 中国管理科学,2012(1):177-184.
15. 陆铭,陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?[J]. 经济研究,2009(3):42-52.
16. 马光荣,刘明,杨恩艳. 银行授信、信贷紧缩与企业研发[J]. 金融研究,2014(7):76-93.
17. 潘文卿,吴天颖,胡晓. 中国技术进步方向的空间扩散效应[J]. 中国工业经济,2017(4):17-33.
18. 邵宜航,刘仕保,张朝阳. 创新差异下的金融发展模式与经济增长:理论与实证[J]. 管理世界,2015(11):29-39.
19. 谈儒勇. 中国金融发展和经济增长关系的实证研究[J]. 经济研究,1999(10):53-61.
20. 田利辉. 制度变迁、银企关系和扭曲的杠杆治理[J]. 经济学(季刊),2005,4(s1):119-134.
21. 解维敏,方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入[J]. 金融研究,2011(5):171-183.
22. 谢子远,张海波. 产业集聚影响制造业国际竞争力的内在机理——基于中介变量的检验[J]. 国际贸易问

- 题,2014(9):24-35.
23. 熊义杰. 技术扩散的溢出效应研究[J]. 宏观经济研究,2011(6):46-49.
  24. 严成樑,龚六堂. R&D规模、R&D结构与经济增长[J]. 南开经济研究,2013(2):3-19.
  25. 杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国269个城市的实证研究[J]. 管理世界,2013(8):41-52.
  26. 袁云峰,曹旭华. 金融发展与经济增长效率的关系实证研究[J]. 统计研究,2007(5):60-66.
  27. 张杰,居杨雯. 贷款期限结构与中国经济增长[J]. 世界经济文汇,2017(5):1-22.
  28. 张军. 中国的信贷增长为什么对经济增长影响不显著[J]. 学术月刊,2006(7):69-75.
  29. 张晓玫,罗鹏. 中长期信贷、国有经济与全要素生产率——基于省级面板数据的IV-2SLS实证研究[J]. 经济学家,2013(12):42-50.
  30. 张晓玫,罗鹏. 金融发展、信贷期限结构与产业集聚——基于工业产业要素密集度的视角[J]. 南方经济,2015,33(6):40-53.
  31. 张璇,刘贝贝,汪婷,等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究,2017(5):163-176.
  32. 郑世林,周黎安,何维达. 电信基础设施与中国经济增长[J]. 经济研究,2014,49(5):77-90.
  33. 中国经济增长与宏观稳定课题组. 金融发展与经济增长:从动员性扩张向市场配置的转变[J]. 经济研究,2007(4):4-17.
  34. 周立,王子明. 中国各地区金融发展与经济增长实证分析:1978-2000[J]. 金融研究,2002(10):1-13.
  35. Aghion P, Howitt P. A model of growth through creative destruction [J]. *Econometrica*, 1992, 60(2):323-351.
  36. Arellano M, Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations[J]. *The review of economic studies*, 1991, 58(2):277-297.
  37. Arellano M, Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. *Journal of econometrics*, 1995, 68(1):29-51.
  38. Barro R J, Sala-i-Martin X. *Economic growth* [J]. New York: McGraw-Hill, 1995.
  39. Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. *Journal of econometrics*, 1998, 87(1):115-143.
  40. Chava S, Oettl A, Subramanian A, et al. Banking deregulation and innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3):759-774.
  41. Den Haan W J, Sumner S W, Yamashiro G M. Bank loan portfolios and the monetary transmission mechanism[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(3):904-924.
  42. Denison E F. Sources of economic growth in the United States and the alternatives before us[R]. Committee for Economic Development, 1962.
  43. Grossman G M, Helpman E. Quality ladders in the theory of growth[J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58:43-61.
  44. Habtay S R. A firm-level analysis on the relative difference between technology-driven and market-driven disruptive business model innovations[J]. *Creative and Innovative Management*, 2012, 21(3):290-303.
  45. Harrod R F. An essay in dynamic theory[J]. *Economic Journal*, 1939, 49(193):14-33.
  46. Hsu P H, Tian X, Xu Y. Financial development and innovation: cross-country evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 112(1):116-135.
  47. Islam N. Growth empirics: a panel data approach[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(4):1127-1170.
  48. Krugman P. The myth of Asia's miracle[J]. *Foreign Affairs*, 1994, 73(6):62-78.
  49. Ljungvall C, Tingvall P G. Is China different? A meta-analysis of the growth-enhancing effect from R&D spending in China[J]. *China Economic Review*, 2015, 36(C):272-278.
  50. Ludvigson S. The channel of monetary transmission to demand: evidence from the market for automobile credit[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1998, 30(3):365-383.
  51. Mckinnon R I. Money and capital in economic development[M]. Washington D. C. : The Brookings Institution, 1973.
  52. Pereira M C C. The effects of households' and firms' borrowing constraints on economic growth[J]. *Portuguese Economic Journal*, 2008, 7(1):1-16.

53. Porter M E. Clusters and the new economics of competition[J]. Harvard Business Review, 1998, 76(6): 77-90.
54. Romer P M. Endogenous technological change[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): S71-S102.
55. Roodman D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata[J]. The Stata Journal, 2009, 9(1): 86-136.
56. Safaei J, Cameron N E. Credit channel and credit shocks in Canadian macrodynamics—a structural VAR approach[J]. Applied Financial Economics, 2003, 13(4): 267-277.
57. Shaw E. Financial deepening in economic development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.
58. Solow R M. Technical change and the aggregate production function[J]. The review of Economics and Statistics, 1957, 39(3): 312-320.
59. Xin F, Zhang J, Zheng W. Does credit market impede innovation? based on the banking structure analysis [J]. International Review of Economics & Finance, 2017, 52(C): 268-288.
60. Young A. Gold into base metals: productivity growth in the People's Republic of China during the Reform Period[J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(6): 1220-1261.

## Credit Term Structure, Enterprise R&D and Regional Industrial Development

SHEN Li<sup>1</sup> NI Peng-fei<sup>2</sup>

(1 Economic Prediction Department, SIC 100045;

2 National Academy of Economic Strategy, CASS 100028)

**Abstract:** Based on the data of China's inter-provincial panel, this paper investigates the effect of credit term structure on industry development and its specific mechanism from the perspective of enterprise R&D. The conclusion is as follows: First, the long-term structure of bank credit helps to promote the industrial development. The short-term structure of bank credit can restrain the industrial development, the capital-intensive manufacturing industry is most sensitive to the credit term structure, and the short-term structure of bank credit will have an inhibitory effect on the capital-intensive manufacturing industry. Second, the long-term structure of bank credit can promote regional industrial development, especially the capital-intensive manufacturing industry through the channel of enterprise R&D, in contrast, the short-term structure of bank credit can restrain regional industrial development, especially the capital-intensive manufacturing industry through the channel of enterprise R&D. Third, the long-term structure of bank credit can promote the industrial development through the channels of enterprise patent development and new product development, and the short-term structure of bank credit can restrain the industrial development through the channel of enterprise patent development and new product development. The above findings help to further understand the deep influence of bank credit term structure on the development of the regional industry and its mechanism, and provide a new perspective for the formulation of industrial policy.

**Keywords:** Credit Term Structure; Enterprise R&D; Industrial Development; Patent Development; New Product Development