

# 政府购买公共服务“全过程”绩效评价探究

## The Research on the “Whole Process” Performance Evaluation of Government Purchasing Public Services

姜爱华 杨琼

JIANG Ai-hua YANG Qiong

**[摘要]** 全面实施预算绩效管理是推进国家治理体系和治理能力现代化的内在要求,也是深化财税体制改革的重要内容。在全面实施预算绩效管理的背景下,继续推进并完善政府购买公共服务绩效评价是优化财政资源配置、提高财政资金使用效益、硬化预算与责任约束以及提升国家治理效能的重要举措之一。自1996年我国政府购买公共服务开创至今,经过各地的不断实践与发展完善,我国政府购买公共服务“全过程”绩效评价改革取得了一些成就,但在评价程序、内容、方式和结果应用等方面仍需改进。笔者将PDCA循环引入政府购买公共服务绩效评价,从政府购买公共服务基本逻辑出发,构建购买与评价闭环管理链条,实现提高公共服务供给效率和质量的同时提升公众满意度,推动形成更加完整的政府购买公共服务全过程绩效评价循环系统,持续提升绩效,加快建立现代财政制度并实现国家治理现代化。

**[关键词]** 政府购买公共服务 全过程 绩效评价 PDCA 循环系统

**[中图分类号]** F810 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 03-0003-07

**Abstract:** The comprehensive implementation of budget performance management is an inherent requirement for advancing the modernization of the state governance system and governance capacity, and is also an important part of deepening the reform of the fiscal and taxation system. Based on this context, continuing to improve the performance evaluation of government purchasing public services is one of the important measures to optimize the allocation of fiscal resources, to improve the using efficiency of fiscal funds, to strengthen budget and responsibility constraints, and to improve the effectiveness of state governance. At present, the “whole process” performance evaluation reform of government purchasing public services has some achievements, but it still needs improvement in terms of evaluation procedures, content, methods and application of the results. This paper attempts to introduce PDCA cycle into the performance evaluation, to build a closed-loop management chain of procurement and evaluation for continuously improving the performance of government purchasing public services.

**Key words:** Government purchasing public services The whole process PDCA cycle system of performance evaluation

**[收稿日期]** 2019-10-19

**[作者简介]** 姜爱华,女,1977年3月生,中央财经大学财政税务学院教授、博士生导师,研究方向为财政税收理论与政策、政府采购理论与实务;杨琼,女,1990年4月生,中央财经大学财政税务学院博士研究生,研究方向为政府购买绩效评价。

**[基金项目]** 国家社科基金一般项目“政府购买公共服务的质量控制体系研究”(项目编号:14BJY161);中证-鹏元地方财政投融资研究所项目;中央财经大学研究生科研创新基金资助项目“‘全过程’政府购买公共服务绩效评价研究”(项目编号:20182Y002)。

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。

## 一、引言

中国经济进入新的发展阶段,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要与发展不平衡不充分之间的矛盾,而这也意味着,人民对公共服务的数量和质量需求都会不断增加。与此同时,财税体制改革也在推进建立以更好地满足公共需要为目标的现代财政制度,全面实施预算绩效管理便是其中的重要表现之一。2018年7月30日,财政部发布了《关于推进政府购买服务第三方绩效评价工作的指导意见》<sup>[1]</sup>,明确提出按照加快建立现代财政制度、全面实施绩效管理的要求,扎实有序推进政府购买服务第三方绩效评价工作。2018年9月25日,《关于全面实施预算绩效管理的意见》<sup>[2]</sup>正式公布,指出要加快建成全方位、全过程、全覆盖的预算绩效管理体系,积极开展政府购买服务项目绩效管理。因此,如何完善政府购买公共服务“全过程”绩效评价、强化绩效评价实效,是我国进入新时代以来值得研究的重要问题之一。

## 二、文献回顾

自新公共管理运动兴起以来,国外学者对公共服务市场化、民营化问题给予了高度关注,继而对政府购买公共服务的绩效问题也做了不少研究。一部分学者着重研究了政府购买公共服务绩效评价所需的相关理论、制度与评价模式。Ancarani (2003)<sup>[3]</sup>纠正了传统的以质量和资金使用效率为目标的考核重心,而将重心转移到了消费者即服务受益者一方。在以往的评价模式中,“降低成本,提高效率”是最重要的衡量依据,但菲利普·库珀(2007)<sup>[4]</sup>否认了这一观点,他认为购买的有效性、公平性以及政府的经济投入和整个购买服务对社会责任承担程度等都是合同订立时的重要依据。一部分学者研究了绩效指标评价体系构建,但对绩效衡量维度存在分歧。Moillinwell (2002)<sup>[5]</sup>提出了衡量服务质量的六个指标:公平、服务可近性、需求的适宜性、效率、社会认可以及有效。还有一部分学者专注于方法论和实证分析,建立并改进了评价方法和模型。数据包络分析法(DEA)在政府购买公共服务绩效评价的不少文献中得到了广泛运用,Kaplan和Norton发明的绩效管理模型即平

衡计分卡已被广泛运用在美国、澳大利亚、新加坡等国的政府绩效评价之中。Parasuraman等(1988)<sup>[6]</sup>将“顾客满意度”作为绩效评价的重要维度之一,总结出衡量服务质量与满意度的十个重要因素,构建了SERVQUAL服务质量衡量体系。

国内学者也对政府购买公共服务绩效做了一些研究,从CNKI中国引文数据库的数据来看,搜索到关键词为“政府购买服务绩效”的文献共513篇,以期刊文献为主,其中核心期刊174篇,CSSCI收录刊121篇,CSCD收录刊5篇。从年份来看,2010年起,相关研究增长趋势明显加大,2016年达到顶峰,共有文献136篇<sup>①</sup>,可见这一领域越来越引起学者的重视。一部分学者在研究相关理论、制度与评价模式时,更倾向从“为什么评价”“谁来评价”“评价什么”“如何评价”等基本逻辑来展开研究。黄春蕾和闫婷(2013)<sup>[7]</sup>认为绩效评估主体的不同将会给评估结果带来极大差异,必须实现多元主体参与评估以及对多元主体自身进行评估。徐家良和许源(2015)<sup>[8]</sup>提出政府购买服务绩效评估应包含需求评估、过程评估与结果评估的整体评价体系。崔英楠和王柏荣(2017)<sup>[9]</sup>提出我国政府购买公共服务绩效评价应制定科学严谨的公共服务绩效考核评价制度,并设立专门监督检查机构,将政府、社会组织、服务对象、第三方评估机构等均纳入绩效考核评估主体。在绩效评价指标体系构建方面,国内学者对指标体系的内容、原则、权重、算法等都有所研究。张璇(2015)<sup>[10]</sup>基于平衡计分卡理念设计了政府购买公共服务绩效审计评价体系,用来衡量政策执行绩效、资金使用绩效、服务管理绩效和社会绩效。在评价方法、模型方面,国内学者更多是参考国外已有方法与理论模型,再运用国内数据加以实证分析。王春婷(2012)<sup>[11]</sup>基于政府成本、效率、社会公正度和公众满意度,建构了政府购买公共服务绩效概念模型。包国宪和刘红芹(2012)<sup>[12]</sup>以SERVQUAL模型为参考,构建了包含有形性、可靠性、响应性、信任感和人性化五个维度的政府购买居家养老服务质量评价模型。

综合以上研究成果,可以看出国内外学者对政府购买公共服务绩效问题的研究兼具广度与深度,国外学者倾向于针对绩效评价的某一方面展开深入研究,

<sup>①</sup> 统计数据截至2019年10月21日。数据来源:中国引文数据库, <http://ref.cnki.net/REF/>。

注重评价的价值取向和衡量维度的确定,评价方法与模型的设计比较成熟,不少成果已经得到了实践的认可及应用。国内学者更多关注评价的必要性与覆盖性,注重从理论角度建构评价体系。同时,国内研究呈现出分散化特点,从全过程与全链条视角研究政府购买公共服务绩效评价的成果不多。因此,本文立足于“全过程”视角,探索政府购买公共服务绩效评价内容的全覆盖与过程的完整化,形成绩效评价PD-CA循环系统,以推动政府购买公共服务的健康发展。

### 三、推进政府购买公共服务“全过程” 绩效评价改革的现状分析

自2013年国务院办公厅发布《关于政府向社会力量购买服务的指导意见》以来,我国政府购买公共服务改革取得了长足进展。受此影响,我国服务类采购的规模呈现快速上涨趋势,2018年我国服务类采购规模为12 081.9亿元,比上年增长35.7%,其中政府向社会公众提供的公共服务规模为6 376.4亿元,占服务类规模的52.8%<sup>①</sup>。但政府购买公共服务数量的增加是否达到了“节约成本,提高效率”的基本目标,是否提升了公共服务质量,需要绩效评价工作的全面实施与跟进。从现实看,政府购买公共服务绩效评价环境、评价程序、评价主体参与度以及评价结果应用都得到一定的优化或取得了一定的成效,但仍然存在需要改进之处。

#### (一) 绩效评价环境方面

##### 1. 绩效评价政策逐步健全但执行尚需加强。

从政策环境来看,2013年至今,中央和地方主要围绕政府购买公共服务绩效评价办法和第三方评价机制作出具体的制度安排,制度的约束与指导作用逐渐发力,但在执行层面还有待进一步加强。

我国有关政府购买公共服务的正式文件起源于2013年的《关于政府向社会力量购买服务的指导意见》,其中对政府购买服务的绩效评价做了相关规定。2015年开始,不少地方以工作文件和通知公告的形式单独对政府购买服务绩效评价工作做了相关规定与指导。2015年11月10日,北京市财政局发布《关于推进市级政府购买服务项目绩效评价管理工作的通知》,率先开展政府购买服务的绩效评价工作;同年12月17日,天津市财政局发布《关于印发天津

市市级政府向社会力量购买服务监督检查和绩效评价管理暂行办法的通知》,明确了绩效评价程序;2017年3月9日,河南省财政厅印发《河南省政府购买服务绩效评价暂行办法》,以加强政府购买服务的管理;2018年10月15日,江苏省财政厅、民政厅印发《江苏省政府向社会组织购买服务绩效评价办法》的通知,对政府购买服务绩效评价的内容、程序、结果及应用等做出了明确规定。

2018年7月30日财政部正式发布《关于推进政府购买服务第三方绩效评价工作的指导意见》,强调要明确相关主体责任,积极推进政府购买服务第三方绩效评价工作<sup>[13]</sup>,一些地方也在该文件的基础上陆续出台了地方文件。河北省财政厅早在2015年1月20日就印发了《向第三方购买省级财政支出绩效评价服务管理暂行办法》的通知来规范向第三方购买省级财政支出绩效评价服务行为。2018年8月15日,山西省发布了《关于推进政府购买服务第三方绩效评价工作的指导意见》。随后,宁夏回族自治区财政厅于8月27日发布了《关于推进全区政府购买服务第三方绩效评价工作的通知》,云南省财政厅于10月14日发布了《关于推进政府购买服务第三方评价工作的实施意见》,贵州省财政厅于11月27日发布了《关于推进政府购买服务第三方绩效评价工作的实施办法》。进入2019年,辽宁省财政厅于3月印发了《政府购买服务第三方绩效评价试点工作实施方案》,浙江省财政厅于5月15日发布了《关于印发浙江省深化政府购买服务第三方绩效评价工作试点实施方案的通知》。多地都从政策层面明确了深化政府购买服务第三方绩效评价工作。

从中央到地方,越来越重视政府购买公共服务的绩效评价工作,但可以明显看到,中央层面有关政府购买公共服务绩效评价的文件主要是有关第三方评价的规定,而且第三方评价机制缺乏相配套的管理办法或实施条例来指导地方开展绩效评价工作,响应中央文件的地方政府数量较少,多地还未从政策规章层面强调政府购买公共服务的绩效评价工作,已有政策规章也存在不全面、不细致等问题。

##### 2. 信息公开基础基本建立但规范性欠缺。

围绕政府购买服务信息平台的建设布局,从中央到地方都对政府购买公共服务绩效评价的信息公开渠

① 数据来源:中华人民共和国财政部网站。2018年,货物、工程、服务采购规模占全国政府采购规模的比重分别为22.5%、43.8%和33.7%。

道和内容开展了广泛的实践与探索,取得了一些成效,但信息公开依然还有很长的路要走。

2017年11月财政部发布《关于政府购买服务信息平台运行管理有关问题的通知》,要求各省级政府购买服务管理部门建设当地“政府购买服务信息平台”,以加强政府与社会、中央与地方和部门之间的信息沟通和工作交流。本文对31个省级部门和5个计划单列市、1个兵团的政府采购网站和财政厅网站相关购买服务信息和平台建设情况进行了整理汇总,截至2018年8月,已有24个地区(含计划单列市、新疆兵团)建立了政府购买服务信息平台<sup>①</sup>。除信息平台外,有些地区财政厅、财政局网站设有政府购买服务专栏,主要公开政策法规与一些购买项目开展情况。我们统计发现,全国共有9个地区在财政厅/财政局网站设置了政府购买服务专栏,其中,未完成平台建设的13个地区中,有5个地区在财政厅网站设有政府购买服务专栏,还有2个地区在政府采购网站设有政府购买服务专栏。所有专栏的信息质量参差不齐,湖南省专栏信息最完整全面。很多既没有信息平台也没有设立专栏的地区,政府购买相关信息分散在相关网站的不同版块里。

就政府购买公共服务绩效评价的信息公开情况而言,一些地区版块设置明显不符合财政部平台建设要求,存在栏目设置不全、内容缺失、平台入口难找等问题,绝大部分信息平台的主要栏目缺乏财政数据、绩效评价、监督检查、意见反馈等重要内容,部分地方政府购买服务相关信息主要设置在财政厅或财政局网站,并未重视购买服务信息平台的建设。目前明显设置绩效管理版块的仅有上海市政府购买服务信息平台,天津和北京两地相关网站上有少数绩效评价的信息。另外,政府购买服务预算还未完全实现单列,截至2018年年底,仅有北京市、天津市和福建省在2018年部门政府采购预算中公开了政府购买服务预算金额,其余省份均未单独公开预算数据。

## (二) 绩效评价程序方面

在地方探索中,逐渐形成了明确评价主体,设定绩效目标,制定评价方案,结果及其应用的评价程序。评价内容主要包括评价绩效目标设立情况及完成情况、财政资金使用情况、购买过程的合法合规性、

服务对象满意度、绩效评价指标等,侧重于绩效目标和资金使用。例如,上海市在其购买服务信息平台公布的一些绩效评价项目中,评价程序体现为:项目基本信息(购买主体、承接主体、预算)、绩效目标、评价信息(评价主体、评价方式、评价结论)、主要绩效情况四部分,绩效结果主要反映预算执行情况、效果体现、项目完成情况、主要问题、改进措施等方面。

然而评价程序完整性欠缺,评价内容不够充分的问题也日益显露。一是缺乏事前评价。评价程序主要评价购买过程,缺乏项目实施前的立项和决策评价,对结果应用的评价也较少。二是绩效目标设置不够细化,缺乏评价标准。一些项目事中评价没有明确成文的标准,现场核查力度弱,甚至无相应评价记录或书面报告,评价结果流于形式。三是对服务满意度的重视程度不够,服务满意度赋权重较小。四是事后评价工作缺乏具体验收标准,结果应用不强。有些项目在验收环节也缺乏具体的明文标准,评价结果实际应用范围与政策要求存在差距。除了评价程序本身的问题,部门间协调沟通不畅、职能部门执行力不强等问题导致评价程序缺乏有效衔接,影响了项目实施进度。

## (三) 评价主客体的参与程度方面

各地方在工作文件中都明确了由购买主体、财政部门或预算主管部门、服务对象、专家和第三方机构等组成的多元主体综合评价机制,并依据购买项目的预算金额大小或重要程度分层次组建评价小组。在具体实践中,多数项目的评价主体为预算主管单位,采用自评方式进行打分,部分项目也引入了第三方机构评价。服务对象作为重要的评价主体之一,主要以问卷调查和走访的形式参与了服务满意度评价,评价客体主要是承接主体。例如,北京市已在预算绩效管理中实践了邀请人大代表、政协委员和业内专家开展事前评估,建立了“参与式预算”工作机制,并对其一些经过事前绩效评估的项目开展了事中绩效跟踪,取得了良好效果。<sup>[12]</sup>

但在具体实践中,大部分政府购买公共服务项目在绩效评价过程中存在评价主客体单一、第三方评价参与度较低的问题。首先,评价主体依然由预算主管

<sup>①</sup> 24个地区分别为:北京、河北、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、宁波、新疆生产建设兵团。

部门和购买主体组成，第三方参与评价的项目较少，多数项目由预算主管部门通过自评打分完成，容易造成评价结果主观性强、总结不全面的问题，未建立起多元主体综合评价机制。其次，评价客体单一，表现为缺乏对购买主体和服务对象的评价，即缺乏对购买主体在购买过程中的行为合规性、执行与管理效率、沟通协调能力、监督检查力度等的评价，也未对具备一定条件才能获得某类公共服务的服务受益者资质进行审查与评价。

(四) 评价结果的应用方面

多个地方政府提出，绩效结果一是应作为财政安排预算、编制项目预算、结算经费、信用评级的重要依据；二是应在信息公开的要求下在相关平台公开购买信息和评价报告以便接受社会监督；三是依据承接主体所得到的评价得分和等级划分判定是否获得承接购买服务的优先资格。一些地方已经开始将项目结果和评价结果向社会公布，接受社会监督，对项目评价制定绩效得分和绩效等级。此外，评价结果的应用主要体现在一些地方将评价结果与预算安排相结合，一些地方在公开的绩效评价报告和结果中也提出了整改建议与措施，并反馈给承接主体。

但是评价结果的应用整体呈现出应用落实不到位的问题。在制度规章层面都在强调评价结果的应用，在实践中落实情况却不尽如人意，评价结果没有统一的结果反馈形式与监督渠道，少数地方公开了绩效评价结果，对结果应用的披露更是少之又少，评价结果应用也多是一些表述不明确的文字总结。在已有的对购买公共服务评价结果的公开中，预算执行情况还未完全应用于下一年度政府购买公共服务预算安排，评价结果也未能充分反映通过市场化购买提供的公共服务是否比政府直接提供更加有效。在民政部社会组织管理局对社会组织的评级中，还未将社会组织承接购买服务的能力作为评估指标。

四、进一步完善政府购买公共服务  
“全过程”绩效评价的建议

基于以上现状的分析，并结合建立全过程预算绩效管理链条的要求，需要将绩效评价渗透进政府购买公共服务链条的每个环节，搭建起更加完善的政府购买公共服务“全过程”绩效评价循环，全面提升政府购买公共服务绩效，推动政府购买公共服务的长足发展。图1为政府购买公共服务绩效评价的逻辑框架。

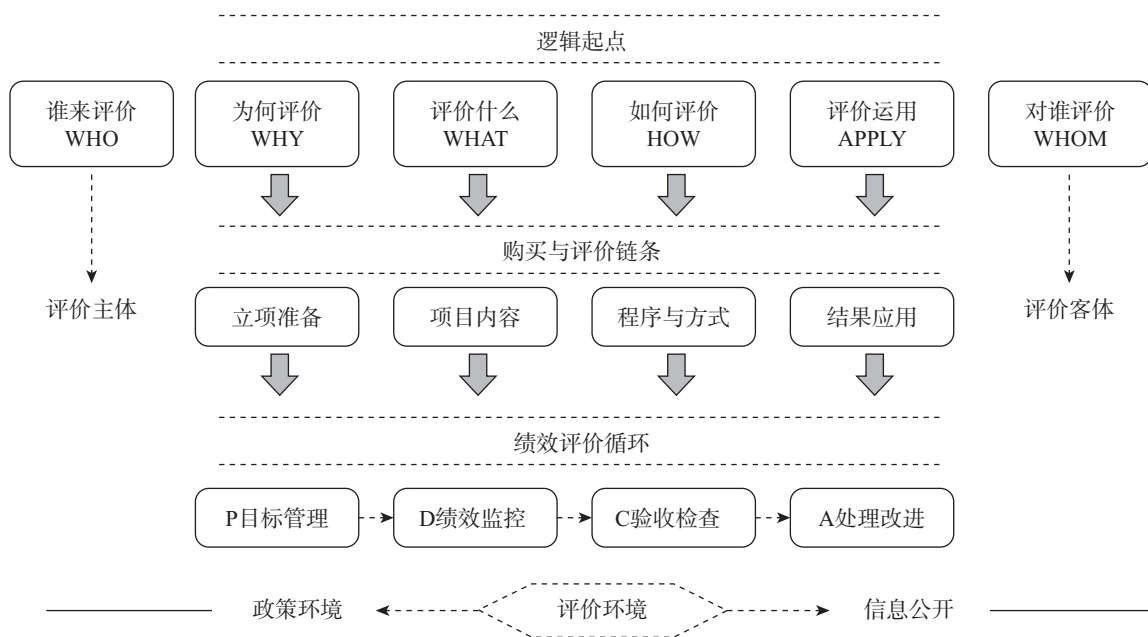


图1 政府购买公共服务绩效评价逻辑框架

从政府购买公共服务绩效评价的逻辑起点出发，要解决的基本问题是“为何评价”“谁来评价”“为谁评价”“评价什么”“如何评价”和“评价运用”，对应绩效评价框架中，评价主体与评

价客体的界定可形成独立要素，作为开展绩效评价的重要前提，“为何评价”可转换为绩效目标设定与立项准备评价，“评价什么”则对应项目内容，“如何评价”对应评价程序的开展与评价方式的选

择,“评价运用”对应项目评价结果的公开与应用。本文拟借助 PDCA 循环形成全过程绩效评价链条,立项准备导向“目标管理”(Plan),项目内容导向“绩效监控”(DO),评价程序与方式导向“验收检查”(Check),结果应用导向“处理改进”(Act),在整个政府购买公共服务项目中形成 PDCA 绩效评价循环过程。

从立项准备到结果应用,是覆盖政府购买公共服务所有环节的一个全过程链条,从“目标管理”至“处理改进”,是政府购买公共服务的一次完整绩效

评价循环,将全过程链条嵌入循环评价系统中,形成绩效评价循环系统。在这一循环系统中,既涵盖了政府购买公共服务的购买环节,也囊括了购买前的一系列立项准备工作和购买后的结果应用环节,且并未将结果应用视为评价工作的终止,而是将好的成果作为下一循环的评价标准,不好的结果与出现的问题作为下一次的绩效目标重点去解决。此外,本文从更高的视角探索了开展绩效评价的整体环境,组成要素为制度设计和信息公开情况。全过程绩效评价 PDCA 循环系统如图 2 所示。

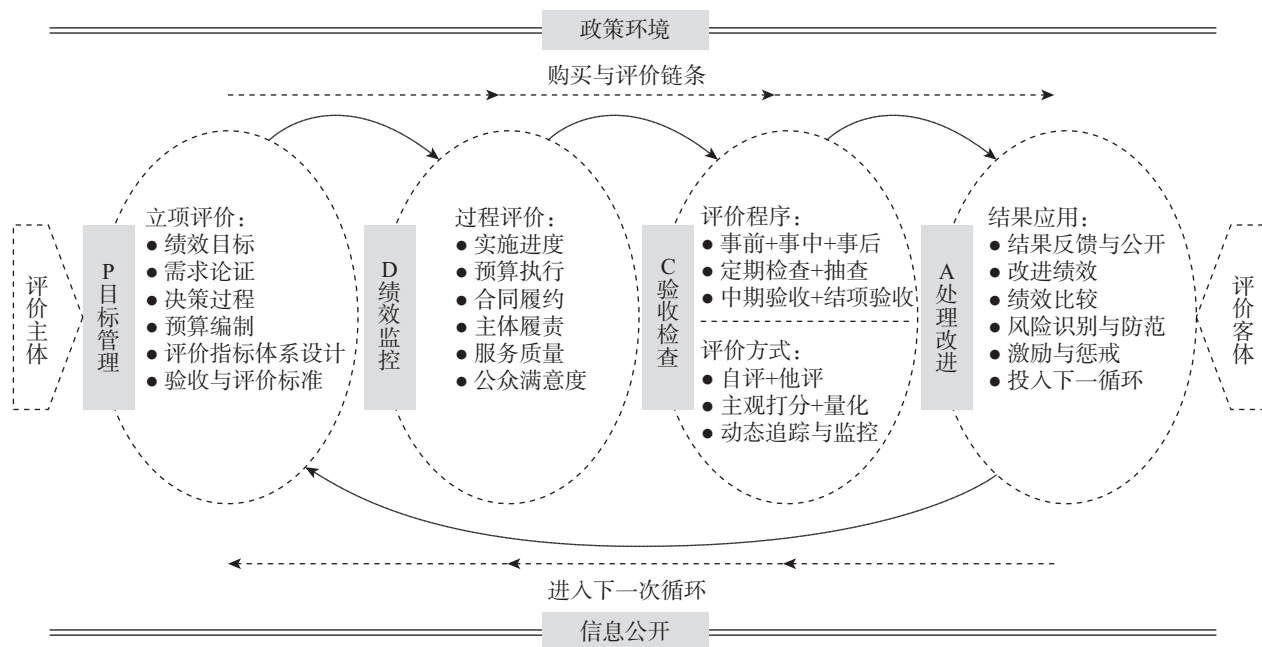


图 2 全过程绩效评价 PDCA 循环系统

(一) 优化评价环境,为绩效评价提供重要保障

优化评价环境,有利于加强政策引导效应与信息公开力度,对应全过程绩效评价 PDCA 循环系统的外围环境设置。一是以政策推动实践,以实践完善政策。在中央和地方政策的指导下,下一步需要一系列相关实施办法、管理条例的辅助来进一步促进绩效评价的落实,也需要地方政府的相关政策、配套措施来确保政策落地。二是健全信息公开机制,加强信息公开力度。还需各地加快建设并不断完善“政府购买服务信息平台”,在信息平台中尽快纳入绩效评价相关内容,以便评价主体通过平台了解更多项目信息,提高公众参与度。三是完善财政部门网站的相关信息,将政府购买服务预算纳入当前预算管理格局,强化资金管理,杜绝支出的随意性。

(二) 引入多元评价主体,开展双向评价

明确界定评价主体与客体,有利于实现多元主体评价与双向评价,对应全过程绩效评价 PDCA 循环系统的两端主客体设置。首先,应积极引入人大、政协、专家学者、第三方评估机构、行业协会商会、公众、媒体等多元主体共同参与评价,尤其是第三方评估机构,所具备的人才优势、技术优势、资源优势将为绩效评价工作带来更专业的评价方式与手段。其次,绩效评价不只是对承接主体的服务供给行为进行全方面评价,购买主体也是重要的评价客体。购买主体在购买行为中是否存在寻租,是否主观导致资金拨付拖延,项目实施进度的延缓是否由于购买主体部门间沟通协调不力所导致,都需要通过对购买主体进行评价来发现并解决。

### (三) 强化目标管理, 核定立项信息并制定标准

购买链条向立项环节的延伸需要绩效评价的及时跟进, 有利于检验购买行为的必要性与可行性, 对应全过程绩效评价 PDCA 循环系统的“P 目标管理”环节。第一, 运用 SMART 原则评价绩效目标设置的合理性和细化程度。绩效目标应兼具效率导向和质量导向, 可应用目标管理中的 SMART 原则, 评价绩效目标是否是“专业的”“可衡量的”“可达到的”“相关的”和“有时间期限的”, 在这一过程中可剔除只注重走流程、凑政绩, 借政府购买服务名义变相融资的项目, 同时, 绩效目标也可作为项目跟踪评价和事后评价的重要判断依据。第二, 评价项目的必要性与可行性。通过立项论证评价某项服务是否符合公众需求, 由社会力量供给是否更有效率, 以此杜绝盲目购买、虚假购买。第三, 评价决策程序的科学性与有效性。保证招投标过程的合法合规、公开公正, 严格社会组织准入门槛, 做好资质审查, 摸清组织机构设置、人员配置和分工情况, 检查合同内容是否明确、公正。第四, 依据预算编制同步设计评价指标体系。指标体系应包含考察效率的指标, 还要包含考察质量和满意度的指标, 尤其要增加服务质量和满意度评价指标的权重。第五, 制定明确具体的项目验收标准和评价标准。依据绩效目标, 制定中期验收标准和结项验收标准, 让评价工作有据可依。

### (四) 实施绩效监控, 全方位评价购买过程

加强绩效监控, 有利于及时发现并解决问题, 对应全过程绩效评价 PDCA 循环系统的“D 绩效监控”环节。一是跟进项目实施, 监督预算执行效率。检查项目进度, 在项目进度出现迟缓时, 及时找出问题, 分析原因, 并及时解决, 不能及时解决的问题记录下来放至结果应用环节处理。相关部门及时跟进预算执行情况和财务情况, 检查资金拨付与使用效率, 对资金使用是否合规、融资现状是否存在隐患等加以评价。二是检查合同履行情况, 评价主体履责是否到位。检查项目实施是否符合合同规定, 评价政府及相关职能部门在购买过程中的行政效率、验收效率、问题处理能力、部门间沟通与协调能力等。三是着重评价服务质量, 多渠道了解公众满意度。按照绩效目标和验收标准衡量服务质量, 通过评价指标体系进行打分与量化, 并拓宽公众参与渠道, 了解公众对服务的满意度。

(五) 完善评价程序, 运用多种评价方式衡量绩效评价程序的完善和评价方式的多样化有助于评价

结果走向全面与客观, 对应全过程绩效评价 PDCA 循环系统的“C 验收检查”环节。完善评价程序, 既是对项目进行全过程评价, 也是实现评价程序的全过程。一是事前评价、事中评价与事后评价相联结。通过评价程序有效衔接防止购买过程产生信息不对称, 事前评价结果可作为事中评价和事后评价的参考, 事中评价结果可作为事后评价的参考。二是定期检查与随机抽查相结合。建立定期检查制度, 同时结合随机抽查方式, 不定期检查绩效目标完成情况。三是中期验收与结项验收相联系。严格按照验收评价标准进行中期验收并形成书面报告, 在结项验收时, 结合中期验收报告的评价结果, 对项目的整体成果进行验收, 评价中期验收的结果应用情况。

拓展评价方式, 一是扩大第三方评价范围, 积极采用专家和第三方机构评价机制, 同时, 重视人大代表、政协委员、社会公众等的评价结果。二是优化评价指标体系, 多使用一些量化指标, 使用专业的统计方法和评价模型衡量绩效。三是依据购买与评价链条的时间序列, 设立动态追踪与监控机制, 实时监督与评价购买行为, 及时发现问题解决问题。

### (六) 加强结果应用, 落实评价意见与建议

加强评价结果应用, 有利于改进政府购买公共服务绩效, 对应全过程绩效评价 PDCA 循环系统的“A 处理改进”环节。第一, 做好项目总结与结项存档工作, 及时公开项目信息与评价结果, 接受社会监督。第二, 建立激励相容机制, 使社会力量有动力不断加强自身建设, 提升服务品质, 在后期招投标中也更易中标, 从而形成一个螺旋式上升的良性循环, 实现提高供给效率、提升服务质量、培育社会组织的三重目标。第三, 相关部门应在后续工作中及时检查改进情况, 督促整改与改进的有效落实。最后, 运用评价结果总结购买过程中未解决的旧问题, 识别当时未发现的新问题, 通过问责机制逐级追究主体责任, 将未解决的问题投入下一次绩效评价循环, 在下次评价中作为主要的绩效目标加以解决。

## 五、结语

从 2018 年服务类采购规模 35.7% 的同比增长率以及公共服务 52.8% 的占比可以看出, 政府购买服务规模的大幅增长需要绩效评价的及时跟进。第一, 树立绩效意识, 强化绩效管理理念。已经建立的财政支

(下转第 43 页)

# 地方政府隐性举债对系统性金融风险的影响机理与传导机制

The Influencing and Conducting Mechanism of Local Government's  
Hidden-borrowing on Systemic Financial Risk

马万里 张敏

MA Wan-li ZHANG Min

**[摘要]** 规范地方政府举债行为是防范和化解系统性金融风险的重要举措,笔者认为,其中隐性债务才是“房间里的大象”,地方政府隐性债务扩张是触发系统性金融风险的重要因素。地方政府“借道”融资平台、土地抵押、影子银行、PPP“新马甲”等途径实现隐性债务扩张,在金融、财政、政治主体间的传导形成触发系统性金融风险的隐患。此外,笔者的分析揭示出,地方政府隐性债务扩张源于“财根”“地根”“银根”的“三根纠缠”,本质上是地方官员主导下政治-财政-金融“动态关联”下的利益扩张,因此,规范地方政府举债行为进而守住不发生系统性金融风险的底线应基于“财政-金融-政治”的三维视角着手,确保财政金融政治改革的动态联动,为从根本上防范和化解系统性金融风险提供思路。

**[关键词]** 隐性举债 系统性金融风险 财政-金融-政治关联 政府转型

**[中图分类号]** F812.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 03-0010-09

**Abstract:** The Party Central Committee and the State Council regard regulating the local government's borrowing behavior as an important measure to prevent and resolve the systemic financial risk. However, the hidden debt is the elephant in the room, the expansion of the local government's hidden debt borrowing is an important mechanism to trigger the systemic financial risk. Local governments achieved hidden debt expansion by use of financing platform, land mortgage, shadow bank and PPP, and the hidden danger among fiscal, financial and political subjects can trigger systematic financial risk. In addition, the analysis of this paper reveals that the expansion of local government's hidden debt originates from the entanglements of “fiscal root”, “land root” and “banking root”, which is essentially the interest expansion under the “dynamic connection” of politics, public finance and finance under the leadership of local officials. Therefore, regulating local government's debt raising behavior and keeping the bottom line of systemic financial risk must be based on the above-mentioned three perspectives, and provide ideas for fundamentally preventing and resolving systemic financial risk.

**Key words:** Hidden-borrowing Systemic financial risk Fiscal-financial-political connection Government transformation

**[收稿日期]** 2019-11-01

**[作者简介]** 马万里,男,1982年9月生,山东大学商学院副教授,研究方向为政府间财政关系、中国地方政府行为与治理;张敏,女,1994年5月生,山东大学商学院公共经济学专业博士研究生,研究方向为财政理论与政策。

**[基金项目]** 国家社会科学基金青年项目“基于社会学视角的转型期地方政府行为变异及其治理研究”(项目编号:2017CSH033);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“政府改革与建设:能力、法治与监督”(项目编号:16JJD630010);山东大学(威海)“青年学者未来计划”专项(项目编号:2017WHWLJH01)。

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。



## 一、引言

系统性金融风险影响面之广、重要性之大，引起了党中央、国务院的高度重视。2012年，中央经济工作会议提出要坚决守住不发生系统性和区域性金融风险的底线；2016年，中共中央政治局会议再次强调要抑制资产泡沫和防范金融风险；党的十九大进一步强调“要守住不发生系统性金融风险的底线”。由此可见，守住不发生系统性金融风险的底线，对确保中国金融系统乃至整个宏观经济安全而言，无疑是重中之重，具有重大的现实意义。

作为联结政府财政—金融的重要载体，地方政府债务融资是否有效率直接关系到微观层面地方财政可持续性，与宏观层面系统性金融风险问题。其中，隐性债务才是“房间里的大象”，当前，党中央、国务院将遏制地方政府隐性举债作为防范和化解重大风险的关键节点<sup>①</sup>。现实中许多地方政府不同程度地存在低效率与高风险并存的隐性举债行为，在宏观审慎监管不健全、市场约束不到位与规则治理不完善的情况下，地方政府隐性债务扩张使触发系统性金融风险的可能性陡然加剧，已成为制约中国经济高质量发展的重要因素，并因其引发的政治腐败（Depken和Lafountain，2006<sup>[1]</sup>）、收入分配差距（李猛，2017<sup>[2]</sup>）等，成为不可忽视的、严峻的社会问题。

通过回顾已有研究，从地方债视角探讨系统性金融风险的生成机制是国内新近文献的研究趋势，学者们注意到了地方政府债务扩张对系统性金融风险的负面影响，但却较少有文献详细分析阐述地方政府隐性举债行为对系统性金融风险的影响机理与传导机制。有鉴于此，本文选取了地方政府代表性的隐性举债途径，即融资平台、土地金融、影子银行、PPP“新马甲”以及由于债务负担的转嫁而引发的财政风险，分析地方政府隐性债务扩张对系统性金融风险的传导机制与风险溢出效应，并基于财政—金融—政治关联的视角，提出了规范地方政府举债行为进而防范和化

解重大风险的政策建议。

## 二、相关概念

### （一）系统性金融风险

早在20世纪70年代，国际清算银行就开始关注到系统性金融风险，并指出仅加强单个金融机构的监管不足以维护金融稳定，应该关注整个金融体系的风险。Crockett（1996）<sup>[3]</sup>认为金融资产负债结构恶化是金融风险的直接导火索，进而使金融资产和金融机构变得极为脆弱，并可能对宏观经济的正常运行产生严重的破坏性影响。De Bandt和Hattmann（2000）<sup>[4]</sup>等的研究进一步认为系统性风险就是单个冲击事件导致大部分金融体系经济损失、信心崩溃以及不确定性增加，甚至产生严重危害实体经济的风险。Schwarcz（2008）<sup>[5]</sup>认为，系统性金融风险是指由诸如经济动荡、公司重大失误等事件所引起的一连串负面经济后果的风险，情况严重时会出现多米诺骨牌效应。曹廷求和王可（2017）<sup>[6]</sup>认为，系统性金融风险是由于金融机构治理免疫等因素造成的某个金融机构的损失，不断积累并迅速侵袭到整个金融系统造成整体损失的可能性。王擎和田娇（2016）<sup>[7]</sup>从狭义和广义两个角度来理解系统性金融风险，认为其是“连接从而促使微观金融风险向宏观金融风险转化的一种风险因素”。

尽管国内外学者对系统性金融风险还未形成统一的、被普遍接受的概念，但可基本归纳出系统性金融风险的特征：与个体风险或区域性金融风险相比，它具有复杂性、突发性，冲击范围大且传染性极强，能使看似不相关的第三方也付出一定的代价，从单个事件由于多米诺骨牌似的连锁效应造成整个金融体系的功能崩溃，最终导致波及全局的金融动荡，及至引发经济危机。因此，系统性金融风险又称为全局性金融风险。

### （二）隐性债务

隐性债务是相对于显性债务而言的。中国1994年《预算法》明确禁止地方政府发债，尽管2015年新《预算法》实施并授予地方政府限额发债权，但

① 2017年7月24日召开的中共中央政治局会议，在以往地方政府性债务的基础上，首次提出“隐性债务”，强调“要积极稳妥化解累积的地方政府债务风险，有效规范地方政府举债融资，坚决遏制隐性债务增量”；2018年12月27日至28日在北京召开的全国财政工作会议，将“严格控制地方政府隐性债务，有效防范化解财政金融风险”作为2019年要重点做好的工作；李克强总理在2019年两会《政府工作报告》中再次强调，“防范化解重大风险要强化底线思维，稳妥处理地方政府债务风险；长期积累的诸多风险隐患必须加以化解，坚决避免发生系统性、区域性风险。”

地方政府依然存在未经法律和中央政府许可的举债行为,实际上都是违法违规的,属于隐性债务。与汉娜所定义的隐性债务不同<sup>①</sup>,中国的地方隐性债务既有因地方政府所承担的公共管理职责,在化解地区公共风险的过程中不得不承担的支出责任(本文将其称之为“被动隐性举债”),亦包括在违法违规融资过程中刻意隐匿的地方政府债务(本文将其称之为“主动隐性举债”)。其中,地方政府的主动隐性举债是地方政府为规避法律、法规以及政策约束,利用政策漏洞,运用各类金融工具,安排复杂交易结构,嵌套多层债权债务关系,达到隐藏地方政府变相举债、实质融资的目的,已经完全突破纯粹学理意义上的“隐性债务”内涵,是未经法律和中央政府的许可、由地方政府及其附属机构变相主动举借的,未纳入政府预算管理并存在于预算收支表外以隐匿形态存续的地方政府债务,属于违法违规的举债行为。根据有关学者的估算,中国地方政府隐性债务规模在21万亿~30.5万亿元之间,约为显性债务的1.4~2.0倍;亦有研究发现,2017年中国地方政府隐性债务为34.5万亿元,超过显性债务的2倍;不同口径测算的地方政府隐性债务均保持在20%以上的速度快速扩张;考虑隐性债务的政府负债率直接上升至65%~78%,大幅高于发展中国家平均水平<sup>②</sup>。与显性债务<sup>③</sup>相比,地方政府隐性债务缺少有效、统一的监测与管理,隐蔽性强,底数模糊,信息不对称严重,风险隐患较大,不仅会加剧经济波动<sup>④</sup>,还会滋生信用风险与商业银行流动性风险<sup>⑤</sup>,提高了诱发系统性金融风险的可能性<sup>⑥</sup>。

本文如下所做的主要工作在于,通过阐释地方政府隐性债务扩张的媒介、途径、方式方法等,理清地方政府隐性债务扩张对系统性金融风险的影响机理与

传导机制。

### 三、地方政府融资平台债务与金融风险

2008年国际金融危机爆发,为应对金融危机的现实挑战,中央政府出台了“四万亿”财政刺激计划,由于地方政府缺乏合法的债券融资权力,因此成立融资平台进行“绕道融资”成了地方政府融资的可行选择。中国1994年《预算法》规定“地方各级预算按照量入为出、收支平衡的原则编制,不列赤字。除法律和国务院另有规定外,地方政府不得发行地方政府债券”;《担保法》也规定“国家机关不得为保证人”。然而,现实中,地方政府依托所属融资平台<sup>⑦</sup>,向银行、基金、信托以及保险等金融机构发行股票、债券等城投债,或者以土地、财政收入等作为抵押品,获取金融机构的借款,从而避开《预算法》不得直接发行地方政府债券的法律限制,为地方政府融资创造了条件<sup>⑧</sup>。因此,作为地方政府借债的实际媒介,融资平台发挥了巨大作用。倪红日(2009)<sup>⑨</sup>认为,“现在有些融资平台,只管拿钱,拿到之后如何偿还并不明确,这是一个定时炸弹”。以融资平台为起点,极易通过金融机构或者地方政府传导到整个金融系统,进而引发系统性金融风险<sup>⑩</sup>。具体而言,有以下两条途径(见图1):

途径1:融资平台—金融机构—金融风险。

融资平台缺乏充足的固定资产和主营业务,且杠杆率较高,运营资金以信贷资金为主,以发行票据、债券等方式为辅,凭借其初期政府注入的自有资金吸引其他经济主体的投资或者商业银行的信贷资金,因而平台的负债率、财务杠杆率通常较高。首先,融资平台债务的偿还资金多来自于政府的财政担保,随着

① 汉娜(1999)<sup>⑧</sup>将政府债务分为直接显性债务、直接隐性债务、间接显性债务以及间接隐性债务四种类型。其中,隐性债务是反映公共和利益集团压力的政府道德义务,并不反映在政府的资产负债表中,此类债务包括养老金缺口、超出政府应负责任的金融救助(financial support)等,所以,汉娜所定义的隐性负债,是政府的被动负债和或有债务。

② 地方政府显性债务一般包括外国政府与国际金融组织的贷款、国债转贷资金、农业综合开发借款、解决地方金融风险专项借款、拖欠工资、国有粮食企业亏损新老挂账、拖欠企业离退休人员基本养老金等,除了明确的负债外常表现为未支付的应付支出。

③ 国发(2010)19号、财政部等四部门联合发布的财预〔2010〕412号等文件明确了地方政府融资平台的概念:地方政府融资平台是由地方政府及其部门和机构、所属事业单位等通过财政拨款或注入土地、股权等资产设立,具有政府公益性项目投融资功能,并拥有独立企业法人资格的经济实体,包括各类综合性投资公司,如建设投资公司、建设开发公司、投资开发公司、投资控股公司、投资发展公司、投资集团公司、国有资产运营公司、国有资本经营管理中心等,以及行业性投资公司,如交通投资公司等。

④ 事实上,国发〔2014〕第43号文件发布后,形式上完成转型的地方政府融资平台公司通过专项建设基金、城投债、中期票据、项目收益债等融资工具,完成了数万亿规模的地方基础设施、公益项目融资。这些政策支持的、合法合规的“明股实债”与“企业债务”,在实践中,无论是其授意发行还是所投项目的公益性程度,都明显带有“市政债”的特点,政府隐性承担了巨额的补贴和兜底责任,因而被市场普遍认为是可以刚性兑付的政府债。这些债务的存在实则打开了地方政府合法债务融资的新渠道,是对2015年《预算法》的事实否定。<sup>⑩</sup>

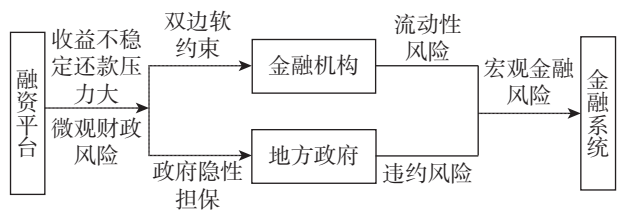


图1 融资平台中蕴藏的金融风险传导机制

中国经济发展进入新常态，经济增长速度明显减缓，财政收入、土地收益增长乏力，金融机构资产安全受到威胁的可能性不断增大。其次，由于中央政府加大对融资平台的管制力度，大部分融资平台都将资金投入了纯公益性或半公益性建设项目，平台产生现金流的能力较差。再次，融资平台的融资租赁业务具有“短借长用”的特点，且交易过程中的经营现金流和投资现金流往往同时存在于不同经营主体之间，这种交易形式和期限错配极易产生流动性风险，一旦某一环节出现资金拖欠问题，融资平台公司就会出现严重的流动性风险，进而通过金融机构之间的交叉传播使其超出整个金融体系的承受范围，形成系统性金融风险。

途径2：融资平台—地方政府—金融风险。

融资平台一般是由地方政府主导或间接控制的城投公司，具有极大的行政色彩，依托地方政府信用运作，靠地方政府注入土地或财政资金来形成自有资金，需要地方政府承担最终还款责任。一些融资平台认为地方政府不能破产也不敢破产，存在财政兜底幻觉。由于《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发〔2014〕第43号）规定“政府债务只能通过政府及其部门举借，不得通过企事业单位等举借，剥离融资平台公司政府融资职能”，因此地方政府不能再通过融资平台融资，即融资平台的债务与地方政府无关。但现实中地方政府的授意和隐性干预仍不可忽略，融资平台举债大部分仍投向地方政府属意的基建支出<sup>[16]</sup>，而这部分新增债务的偿还可能会是将来影响金融系统稳定的一个重大隐患。事实上，虽然融资平台本质上隶属于地方政府，并承担了部分财政支出的责任，但由于其迅速增长的融资规模和低收益的投资回报形成巨大的资金空洞，一旦出现大范围的融资平台偿债困难，超出地方政府自身财政承受能力之时，地方政府出于机会主义动机，可能会放任不管，出现主动违约问题。而一旦地方政府出现实质性违约，那么会对融资平台后续的融资行为产生难以估

计的负面影响，甚至影响整个财政金融系统融资的可持续性，从而诱发金融风险。

#### 四、地方政府土地抵押融资与金融风险

伴随着城镇化的快速推进，地方政府基础设施建设资金需求飞速增长，现行财政体制下单纯依靠中央财政再分配性质的转移支付难以满足地方政府的资金需求，促使地方政府不断创新融资手段，于是以信贷和土地抵押模式的融资方式出现，并逐渐发展为以土地、财政和金融相互捆绑的融资运作模式。具体形式有：一是将土地作为固定资产，直接抵押土地来获得银行的贷款，但地方政府本身不能直接抵押土地获得贷款，因此，以融资平台为媒介，再加上政府信用的担保，就能顺理成章地发行债券或者得到银行贷款；二是出让土地使用权获得土地出让金，且在获得土地出让收入之后，地方政府还可以以固定资产投资中所需的自有资金比例为依据，再次利用杠杆获得银行的信贷资金，用于进一步扩张债务融资规模，从而数倍地放大财务杠杆，加速膨胀政府债务融资能力，形成土地抵押融资的循环模式。

如表1所示，土地融资金额一直保持上升趋势，从2010年的3.53万亿元逐渐增加到2015年的11.33万亿元，规模扩大了3倍多。土地抵押融资本身创造了较高的杠杆率，面对高杠杆率，只有土地不断增值，土地的市场价格不断提升，才能具备真实的抵押功能。然而现阶段在房地产市场实行“房住不炒”“稳房价”“稳杠杆”政策的大环境下，房价趋稳导致市场对土地的需求量有较大的减少，必然引起土地价格的回落。一旦土地价格下降，土地抵押价值缩水，就容易出现偿付危机，甚至需要抵押品变现，资产价格大幅下降极易诱发地方政府债务危机。

土地抵押贷款作为地方政府的一种融资手段，在获得银行信贷资金，支持地方财政支出，偿还地方债务，拉动经济增长的同时，也存在着严重的风险隐患，主要包括土地违规融资和土地收益还款的不确定性风险。在实际运作过程中，为实现超额贷款，地方政府往往通过银政合作等方式人为抬高土地价格，并存在土地多重抵押、影子土地贷款等问题，这无疑会加大地方政府无法按时还款的风险。

一方面，土地出让金作为地方政府偿还债务的主要资金来源，其收入的稳定性至关重要，土地出让收入不足将直接降低地方政府的还款能力，致使其债务

表1 地方政府土地抵押融资情况

年份	土地出让面积 (万公顷)	土地出让金 (万亿元)	土地抵押面积 (万公顷)	抵押贷款 (万亿元)
2010	29.15	2.71	25.82	3.53
2011	33.39	3.15	30.08	4.8
2012	32.28	2.69	34.87	5.95
2013	36.7	4.2	40.39	7.76
2014	27.18	3.34	45.1	9.51
2015	22.14	2.98	49.08	11.33

数据来源：国土资源部网站。

违约率上升，地方政府可选的做法就是尽力提高土地出让价格以提高其偿还能力。与此同时，以地价为基础的房价也会迅速攀升，在当前房价已经过高的情况下，如果地价进一步抬高，不仅不利于满足民生需求进而维护社会稳定，而且极有可能引发房地产泡沫的破裂，严重威胁金融系统的稳定性。另一方面，土地资源的有限性和不可再生性等硬性约束决定了土地出让收入和抵押贷款的不可持续性，土地价格波动必然影响其抵押资产价值，进而影响银行、信托等金融机构的资产安全（见图2）。

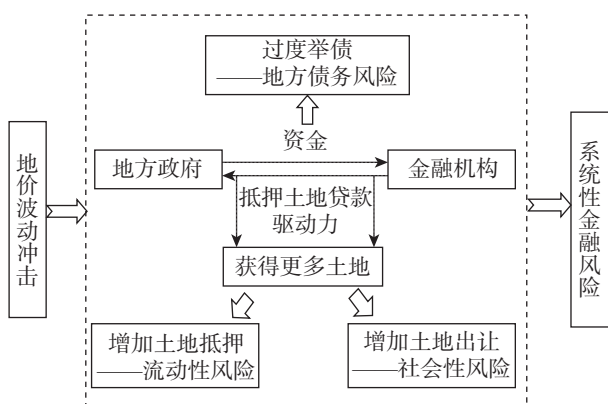


图2 土地抵押贷款中的金融风险传导机制

## 五、地方政府影子银行债务与金融风险

2010年之后，面对地方政府融资平台债务迅速膨胀的现象，银监会有意识地限制银行对地方融资平台的新增贷款，特别是《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发〔2014〕第43号）规定，地方政府不得通过企事业单位等进行变相举债，严禁融资平台行使政府融资职能，这让融资平台再从银行进行大规模融资变得困难，作为应对，融资平台纷纷

通过影子银行进行隐性举债。自此，影子银行成为地方政府融资平台的重要融资来源，地方政府的投资需求以及预算软约束和扩张冲动是近年来影子银行体系迅速扩张的重要原因，导致地方政府债务迅速扩张<sup>[17]</sup>。

数据显示，2007—2015年中国影子银行规模一直保持上升趋势，2007年仅为8764亿人民币，2015年一路攀升至54.24万亿人民币，规模是2007年的67倍<sup>①</sup>，虽然增长速度有所放缓，但总规模仍不断增加。2017年，金融监管部门专门针对影子银行等金融乱象进行整治，但影子银行体量仍占到银行业的20%~30%<sup>②</sup>，集聚了较大的金融风险。中国人民银行金融研究所所长孙国峰指出，“影子银行的泛滥大大弱化了资本约束，突出了银行信用货币制度的内在矛盾，增加了金融体系的天然脆弱性，增加了流动性危机和偿付危机的可能性，促使银行更加过度扩张，便于银行创造货币支持存量资产交易，导致了资产泡沫，进一步放大金融风险”<sup>[18]</sup>。地方政府影子银行债务会通过如下两条途径对金融风险产生负面影响（见图3）。

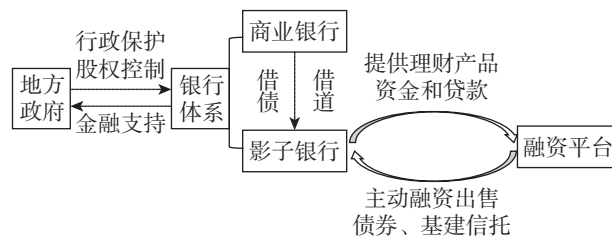


图3 影子银行体系中金融风险的传导机制

途径1：地方政府—影子银行—金融风险。

地方政府的预算软约束和扩张冲动，是近年来影子银行体系迅速扩张的重要原因。影子银行具有业务

① 数据来源：根据中国统计年鉴、国家统计局、中国人民银行网站、信托业协会网站、中经网统计数据库、wind数据库等综合整理而成。

② 数据来源：审计研究简报，2013年第15期。

链长、高杠杆率和高风险的特征，影子银行的投融资活动大部分游离于监管之外，导致地方政府负债规模、期限错配等情况更加不透明，加大了债务管理和财政风险防范的难度。面对影子银行的融资业务扩张，地方政府及其所属融资平台的应对策略是通过影子银行进行主动融资，融资平台参与影子银行借债融资的方式主要有两种：一是通过基建信托的方式为融资平台争取信贷资金；二是直接向影子银行出售融资平台发行的城投债等债券<sup>[19]</sup>。由于通过影子银行为融资平台融资的行为具有顺经济周期的特征，无疑进一步放大了金融风险隐患：经济繁荣时，信贷扩张，大量投机资金注入融资平台，导致资产价格上升，加大了银行信贷风险和经济泡沫化的隐患；反之，经济萧条时，投机资金又会借道影子银行迅速撤出，引发“金融加速器”和“债务通胀”效应，增大泡沫破裂的风险。

途径 2：影子银行—金融机构—金融风险。

影子银行业务往往在多种金融机构、多个市场之间交叉运行，加上与传统银行的高度关联性，容易引发并放大系统性金融风险。影子银行的发展主要依附于传统商业银行，以非银行金融机构和商业银行为合作来实现业务的拓展。具体而言，在影子银行兴起之初，银行发行理财产品来与信托机构合作，并以信托机构为中介，将理财产品的资金注入地方融资平台。2010 年银信合作受到限制之后，商业银行选择了证券机构为主要合作伙伴，借助券商的资金管理计划继续向融资平台实施贷款。之后随着金融监管力度的加大，商业银行又采取发行理财产品将资金从表内转移到表外，然后通过银信、银证、银保以及银行同业业务等各种合作方式，最后实现对地方融资平台的融资支持。传统银行的信贷业务借助影子银行途径进入融资平台和基建领域，若融资平台资金投向的项目回报率不能弥补影子银行体系的高昂融资成本，这种资产回报率的倒挂将直接增加融资平台的债务风险，并极易触发系统性金融风险。此外，部分影子银行业务存在着严重的期限错配问题，将短期资金为基建领域的长期项目融资，“借短用长”与期限错配加大了流动性风险隐患。在传统银行的贷款业务得到严格控制时，影子银行的风险敞口却在不断放大，导致银行体系的风险只会增加不会减少。

总之，资金以何种方式注入融资平台并不重要，重要的是地方政府有强烈的融资需求，只要既有的融

资渠道不能满足资金需求，地方政府就会想方设法扩展渠道进行债务扩张。对影子银行和融资平台而言，只要地方政府有融资需求，它们就会在行政压力以及利益驱动下通过各种途径和方式为地方政府提供融资。因此，地方政府的隐性干预恰恰是自上而下金融监管效果不佳的主要原因，也是影子银行风险触发系统性金融风险的重要根源之一。

## 六、地方政府 PPP 隐性债务与金融风险

如果说融资平台和影子银行是地方政府隐性举债的实际借道机制的话，那么，利用 PPP 则是地方政府隐性举债的“新马甲”。在融资平台、影子银行融资受限之后，PPP 成为地方政府筹措资金的重要补充手段。部分地方政府假借政府购买服务、政府和社会资本合作或各类引导基金之名，以“名股实债”“保底条款”“拉长版 BT”“违规担保”等方式进行变相举债，导致隐性债务快速上升<sup>[20]</sup>。如武汉轨道交通 8 号线一期 PPP 项目、济青高铁项目等，银行作为社会资本牵头方，实质上是替政府融资，形成的是类固定回报的债权投资。再如部分地方政府让国企（央企）或民企通过“EPC（工程总包）+延期支付”“EPC（工程总包）+F（融资）”“EPCO（总承包+运行维护）+分期付款”等方式投资建设公益基础设施，以规避举债监管<sup>[21]</sup>。PPP 模式具有资金数额巨大、持续时间长、运行机制复杂、不确定性大等特点，本身存在较多风险（见图 4）。正因如此，华夏新供给经济学研究院首席经济学家贾康认为，单从公开的数据来看，地方政府债务风险并不大，不足以令大家这么兴师动众地共同致力于防范风险。地方债之所以有如此大的社会影响力，源于以 PPP 为重点的多种隐性负债压力<sup>[22]</sup>。

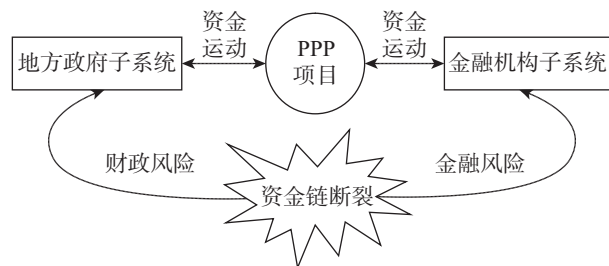


图 4 PPP 项目中的金融风险传导机制

首先，政府出于履行公共服务职能、提高社会福利的目的，有激励利用 PPP 合约的不完全性对其进

行政干预,例如社会资本进入项目之后调低公共服务的价格,严重影响了社会资本参与公共服务项目的积极性,引发PPP项目落地难等问题<sup>[23]</sup>,隐含一定程度的财政风险。其次,由于当前中国预算制度的不完善和约束机制的不健全,地方政府在PPP项目实际执行过程中容易出现资金不能及时足额拨付到位,甚至部分地方政府会违反合同条款,不按时支付或拒付预算资金,甚至挪用、挤占相关资金,地方政府的违约行为将大大增加其隐性债务风险<sup>[24]</sup>。

其次,在大力推行PPP的新形势下,部分地方政府以此为掩护进行固定回报、保底承诺、明股实债、回购安排等变相融资,形成了大量隐性债务,在强烈的资金需求和投资冲动下,地方政府借PPP之名行举债之实,必然造成PPP模式的滥用与债务风险的累积。由于PPP项目经营期限较长,风险承受期长,风险不确定性高,例如因外在的金融冲击而导致项目不能按时完成、资金不能如约到位而无法按合约继续合作等,一旦PPP项目爆发危机,就会迅速传导到整个金融行业,加上风险的互动性与传染性,金融风险会带动PPP中其他风险的连环爆发,进而触发系统性金融风险。

## 七、地方政府隐性举债的财政风险与金融风险

隐性债务规模的迅速膨胀使得地方政府在面临刚性财政支出的同时又不得不面对地方债务还本付息的压力,此外,鉴于当前经济下行与“减税降费”双重压力的影响,地方政府偿债能力与地方财政的可持续性令人担忧,即当地方债务的偿付远远超出地方财政自身的承受能力时,财政即是不可持续的。况且,中国中央银行的独立性较弱,地方政府不可能破产或重组致使货币当局被捆绑,通过货币政策被动地适应财政政策来保证地方政府的偿债能力,这一行为的后果就是冲破了地方政府的财政平衡约束机制,在预算软约束机制下看似可持续发展的财政实则是地方财政风险的累积。

当地方政府面对的债务风险超过自身化解能力范围时,地方政府会在机会主义动机下进行风险转移,包括纵向的自上而下的风险转移、自下而上的风险转移以及横向风险转移(见图5)。

途径1:地方政府—中央政府—自下而上风险转移。

无论是地方融资平台、土地抵押融资、影子银行

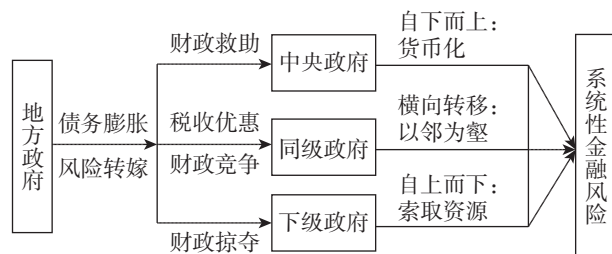


图5 地方隐性举债下财政风险在政府间的传导

还是PPP途径的债务,都离不开地方政府的影子,或显或隐,因而大部分债务可能需要地方政府承担最终还款责任。由于中国的地方政府并无破产机制,一旦出现地方政府无力偿债而引爆地方债务危机,中央政府绝不会袖手旁观,“财政兜底”使中央政府往往承担了全部风险<sup>[25]</sup>。而中央政府转移风险的做法通常是发行债券或者向中央银行透支,相当于变相增加货币来缓解中央财政困难,然而这种做法并不能减少全社会面临的风险总量,同时还可能引发市场中的流动性风险,进一步引发通货膨胀危机,从而对整个金融体系和实体经济的稳定产生巨大的冲击。

途径2:地方政府—下级政府—自上而下风险转移。

当地方政府出现严重的债务风险时,可能会凭借政治权力与行政隶属关系向下级政府转移风险。因此,地方政府会通过索取资源、隐性摊派等形式使债务风险实现“自上而下”的纵向风险转移。例如,上级政府通过各种政治压力迫使下级政府或辖区企业出资支持当地政府倡导的基础设施建设项目;通过拿出小部分资金为诱饵,鼓励企业或下级政府集资来完成某项工程,以实现完成长期项目建设早日收回贷款的目的。一般而言,出于向上显示官员能力与政绩的需要,下级政府为了不让债务风险在上级政府面前暴露无遗,往往更倾向于向下转移风险。

途径3:地方政府—同级政府—横向风险转移。

同级政府之间债务风险转嫁通常有两种方式。其一,通过税收优惠进行风险转嫁。地方政府通过制定税收优惠政策使本地区形成“税收洼地”,吸引大量企业入驻进行投资建设,增加本地区的财政收入,进而化解地方债违约与流动性风险。其二,通过财政竞争进行风险转嫁。同级政府间采取不同策略进行财政竞争,包括对企业实行财政补贴、技术创新投入等影响资源的流动和配置,形成区域内经济集聚效应。尽管同级地方政府之间通过税收优惠和财政竞争以

转嫁风险实际是一种“以邻为壑”的做法，长期会以降低各地方政府的偿债能力为代价，但有限理性的地方政府往往会继续坚持类似的机会主义行为，从而加剧了地方债风险下的财政风险与系统性金融风险隐患。

### 八、结论及政策建议

本文分析表明，地方政府隐性债务扩张机制主要源于三个方面：一是过度依赖“财根”，即融资平台；二是过度依赖“地根”，即“土地财政”；三是过分依赖“银根”，即金融机构贷款。为缓解资金困境，地方政府绕过法律的限制，搭建融资平台、大搞银政合作和土地资本化，加之适度宽松的货币政策和相对充足的流动性为地方政府积累了规模庞大的债务。与此同时，“三根纠缠”下政治-财政-金融“动态关联”，财政风险与金融风险乃至政治风险相互交织、互为因果，其中任何一个环节出现问题都会发生各种风险的交叉感染，并迅速扩展为系统性金融风险（见图6）。

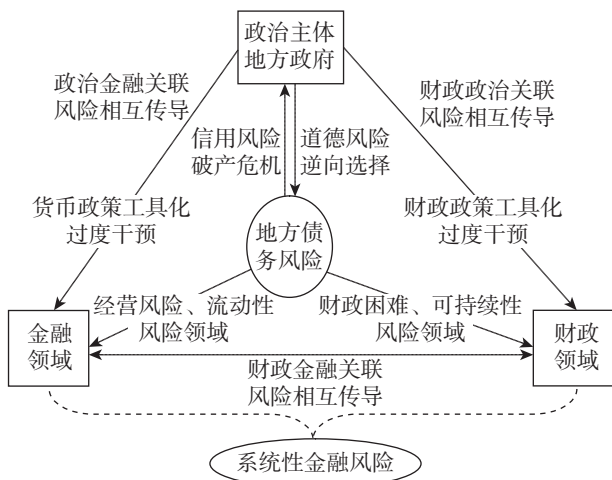


图6 系统性金融风险生成的深层机制

此外，“三根纠缠”背景下的地方隐性债务扩张及其导致的央地矛盾问题，实则是地方政府和地方官员利益的体现。中央与地方的关系，归根结底是一种利益关系，作为利益的体现，中央政府代表的是国家的整体利益和社会的普遍利益，地方政府代表的是国家的局部利益和地方的特殊利益<sup>[26]</sup>。因此，地方政府隐性举债背后种种行为逻辑，从工具或策略角度体现了地方政府“上有政策，下有对策”，从目标或实质角度则是地方政府与中央政府的利益博弈，是地方

政府作为独立利益主体的理性选择，从而凸显了中央地方多级政府架构内如何正视并正确处理地方政府利益主体地位及其利益诉求的问题。因此，规范地方政府举债行为的根本在于理顺中央和地方的政府间关系，尤其是利益关系；同时，在“做对激励”的同时，还要“做好约束”，从而有效规范地方政府的行为选择。由此，本文提出如下政策建议：

首先，从财政角度来看，规范地方政府举债行为，关“偏门”的同时抓紧开“正门”。其一，完善分税制财政体制，建立相对独立的地方税体系，在中央与地方之间适度的“分权”与“分利”，是正确处理中央地方财政分配关系的重要前提，也是防范系统性金融风险的当务之急。其二，强化信贷资产“新增、潜在、逾期、不良”四位一体统筹管理，对地方政府的债务存量尽量做到比较详尽的摸底，在此基础上保持存量债务的平稳滚续，严格把控地方政府的新增债务，关闭其违规融资渠道，避免引发地方政府信用危机。其三，中央政府适当出手推动地方政府去杠杆，并配合对冲平衡措施缓解投资过度下滑。推出税收优化方案，放松财政政策的工具化，真正让“功能性财政”落地。

其次，从金融角度来看，金融是现代经济运行的血液，金融的投融资功能是经济运转的必要支撑，因此，在整肃金融市场时，一定要确保金融投融资功能的延续，避免出现断崖式投融资短缺。一方面，当前中国金融仍处于间接融资向直接融资的过渡时期，破解难题的关键就在于设计合理适度的金融分权，保留地方政府对辖区内金融机构、金融市场具有一定的准入审批权和监督管理权的同时，中央政府应进行一定的干预，合理评估地方政府的效率和风险，强化跨市场、跨行业、跨境金融风险的监测评估，完善纵向问责制，落实金融风险的责任分担，督促地方政府承担相应的风险。另一方面，应加快创新基础设施领域的投融资机制，积极发展阳光融资制度，考虑用“财产税+市政债”的新模式来替代“土地出让金+平台贷款”的旧模式<sup>[27]</sup>。同时，为防止资管新规“单兵直入”导致不配套风险，要尽快建立微观和宏观双层审慎监管机制，实现不同层级金融稳定协调机制的相互配合，增强金融稳定机制的执行力 and 作用力。

最后，从政治角度来看，防范系统性金融风险根本上就是要促使地方政府由发展型政府转变为公共服务型政府。对此中央政府须建立一套科学合理的政绩

考核机制,修正以往唯GDP论英雄的考核机制对地方官员的异化激励,建立“一评一档三网一账”<sup>①</sup>的穿透式监督模式,引导地方官员树立正确的职业发展理念,力求公共福利最大化。习近平新时代中国特色社会主义思想强调,始终坚持以人民为中心,强调“为政之道,以顺民心为本,以厚民生为本”。因此,

推动由发展型政府向公共服务型政府转变,地方政府在为经济发展“掌舵”的同时,应更多地关注“服务”,地方政府的角色应该由经济发展的主要杠杆变成经济发展的条件创造者;寻求包容性的可持续发展之路,而非短期化的不可持续的发展模式,方是规范地方政府举债行为进而化解重大风险的治本之策!

## 参考文献

- [1] Depken C A, Lafountain C L. Fiscal Consequences of Public Corruption: Empirical Evidence from State Bond Ratings [J]. Public Choice, 2006, 126 (1-2): 75-85.
- [2] 李猛. 劳资关系与政府债务走势——基于马克思主义政治经济学的解释 [J]. 中国人口科学, 2017 (4): 111-122.
- [3] Crockett A. The Theory and Practice of Financial Stability [J]. DE Economist, 1996, 144 (4): 531-568.
- [4] De Bandt O, Hartmann P. Systemic Risk: A Survey [J]. Social Science Electronic Publishing, 2000.
- [5] Schwarcz S L. Markets, Systemic Risk, and the Subprime Mortgage Crisis [J]. Southern Methodist University Law Review, 2008, 61 (2): 209-217.
- [6] 曹廷求, 王可. 系统性金融风险的传导机理分析——基于公司治理的视角 [J]. 公共财政研究, 2017 (1): 4-19.
- [7] 王擎, 田娇. 银行资本监管与系统性金融风险传递——基于DSGE模型的分析 [J]. 中国社会科学, 2016 (3): 99-122.
- [8] Hana P. Contingent Government Liabilities: A Hidden Fiscal Risk [J]. Finance & Development, March, 1999 (3): 46-49.
- [9] 赵全厚. 地方政府债务风险防范中的财政金融协调 [J]. 财会月刊, 2018 (24): 5-10.
- [10] 项后军, 巫姣, 谢杰. 地方债务影响经济波动吗 [J]. 中国工业经济, 2017 (1): 45-63.
- [11] Hempel G. An Evaluation of Municipal Bankruptcy Laws and Proceedings [J]. Journal of Finance, 1972, 28 (5): 1339-1351.
- [12] 毛锐, 刘楠楠, 刘蓉. 地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制 [J]. 中国工业经济, 2018 (4): 19-38.
- [13] 谢思全, 白艳娟. 地方政府融资平台的举债行为及其影响分析——双冲动下的信贷加速器效应分析 [J]. 经济理论与经济管理, 2013 (1): 60-68.
- [14] 倪红日. 地方政府: 融资的狂欢 [J]. 财经, 2009 (12): 1-2.
- [15] 封北麟. 地方政府隐性债务问题分析及对策研究 [J]. 财政科学, 2018 (5): 57-64.
- [16] 钟辉勇, 陆铭. 财政与金融分家: 中国经济“去杠杆”的关键 [J]. 探索与争鸣, 2017 (9): 117-124.
- [17] 张平. 中国影子银行风险助推了地方政府债务风险吗? ——风险的传导机制及溢出效应 [J]. 中央财经大学学报, 2017 (4): 5-15.
- [18] 孙国峰. 防范银行系统性金融风险应当强化资本约束 [N/OL]. (2018-07-08)[2019-07-05]. <http://finance.sina.com.cn/money/bank/2018-07-08/doc-ihzpzwt5426082.shtml>.
- [19] 张明. 中国影子银行: 界定、成因、风险与对策 [J]. 国际经济评论, 2013 (3): 81-92.
- [20] 傅勇. 地方政府债务规制四策 [J]. 中国外汇, 2017: 78.
- [21] 吉富星. 地方政府隐性债务的实质、规模与风险研究 [J]. 财政研究, 2018 (11): 62-70.
- [22] 贾康. PPP的大发展与地方债务风险防范 [N]. 21世纪经济报道, 2018-01-31 (004).
- [23] 龚强, 张一林, 雷丽衡. 政府与社会资本合作 (PPP): 不完全合约视角下的公共品负担理论 [J]. 经济研究, 2019 (4): 133-148.
- [24] 李升. 地方政府投融资方式的选择与地方政府债务风险 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (2): 5-14.
- [25] 王永钦, 陈映辉, 杜巨澜. 软预算约束与中国地方政府债务违约风险: 来自金融市场的证据 [J]. 经济研究, 2016 (11): 100-113.
- [26] 辛向阳. 大国诸侯: 中国中央与地方关系之结 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2008: 18.
- [27] 傅勇. 中国的金融分权与经济波动 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2016.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

<sup>①</sup> 一评是指上级党组织对下级党组织主要负责人及其成员的综合评价, 一档是指干部廉政档案, 三网是指干部异常行为监控网、家庭助廉监督网、社会监督合作网, 一账是指廉政风险人员管控台账。



# 空间外溢性和区域差异化视角下 银行金融科技的影响因素

——基于某大型国有商业银行县域数据的研究

Influence Factors of Banking Finance Technology from the Perspective of  
Spatial Spillover and Regional Differentiation:

Based on the County Panel Data of a Large State-owned Commercial Bank

姜世超 刘畅 胡永宏 马敬元

JIANG Shi-chao LIU Chang HU Yong-hong MA Jing-yuan

**[摘要]** 随着互联网、大数据、人工智能等信息科技手段在银行服务与管理中的应用, 商业银行金融科技服务模式逐渐形成。如何识别金融科技发展的内外部决定因素? 对于不同地域而言, 影响金融科技发展的因素是否有别? 地域间金融科技发展差异的成因是什么? 笔者以在国内县域服务网点最为普及的某大型国有商业银行为对象, 采用县域截面数据进行实证检验。研究发现: 受教育程度、信息化程度、互联网企业竞争等外部因素和高学历员工占比、员工共产党员占比、传统金融发展程度等内部因素能够显著促进银行金融科技发展; 政府投入和员工老龄化程度对银行金融科技发展具有抑制作用; 相邻地区的金融科技发展水平和居民家庭受教育程度具有明显的正向空间外溢性; 各因素的影响效果存在明显的地域差异, 信息化程度和互联网企业竞争是造成不同地区金融科技发展差异的共性因素。

**[关键词]** 银行金融科技 Tobit 模型 空间杜宾模型 Oaxaca-Blinder 分解

**[中图分类号]** F061.5 F830.49 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 03-0019-14

**Abstract:** With the application of internet, big data, artificial intelligence and other information technologies in banking services and management, the financial technology service mode of commercial banks has been formed. How to identify the internal and external determinants of banking finance technology development? Are the factors affecting the development of banking finance technology different in diverse regions? What are the causes of regional differences in banking finance technology development? This paper takes a large state-owned commercial bank which is the most popular in the county service network in China as the object, and uses the county sectional data for empirical test. The study found that external factors such as education level, informationization degree, the competition degree of internet enterprises and internal factors such as the percentage of highly educated employees, the percentage of employees who are party members, traditional financial development level can significantly promote the development of banking finance technology. Government investment and aging degree of employees has inhibitory effect on the development of banking finance technology. Development level of banking finance technology in adjacent areas and education level have obvious positive spatial spillover. There are obvious regional differences in the effects of various factors. The informationization degree and the competition of internet enterprises are the common factors that cause the differences in the development of banking finance technology in different regions.

**Key words:** Banking finance technology Tobit model Spatial durbin model Oaxaca-Blinder decomposition

**[收稿日期]** 2019-09-18

**[作者简介]** 姜世超, 男, 1987年12月生, 中央财经大学统计与数学学院博士研究生, 中国农业银行总行高级工程师, 研究方向为金融科技、信贷管理、数字普惠金融; 刘畅, 女, 1987年3月生, 北京第二外国语学院经济学院副教授, 博士, 研究方向为产业经济、消费经济; 胡永宏, 男, 1966年12月生, 中央财经大学统计与数学学院教授, 博士, 研究方向为投资组合应用、综合评价; 马敬元, 男, 1981年9月, 中国农业银行总行高级经济师, 研究方向为信贷管理、普惠金融。

**[基金项目]** 中央财经大学研究生科研创新基金资助项目“商业银行信息化普惠金融的绩效及其影响因素研究”(项目编号: 20181Y005)。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。

## 一、引言

近几年,金融科技在中国飞速发展,引发了支付、理财、借贷等多种业态的巨大变革。金融科技对社会的影响得到了学者们的广泛讨论,金融科技通过提升金融体系的运行效率,有效激发并满足了传统金融体系中“长尾客户”的金融需求,提升了企业的经营能力和服务水平(Hau等,2017<sup>[1]</sup>;Huang等,2018<sup>[2]</sup>),促进了创业(谢绚丽等,2018<sup>[3]</sup>)和农村金融服务普及(傅秋子和黄益平,2018<sup>[4]</sup>)等。

在金融科技迅猛发展的背景下,商业银行也积极推动信息技术在金融服务与管理中的应用,对传统业务和组织架构进行创新,形成了银行金融科技这一新兴服务模式,从而克服了传统物理网点设置与雇员规模的限制,提升了金融服务在弱势人群、自然条件差、落后地区的可触达性、包容性。在实践中,各方对银行金融科技的释义有所区别,有理解为对现行金融业务的数字化或电子化,如网上银行、手机银行;有理解为可以应用于金融领域的各类新技术,如分布式账户、云计算、大数据。本文所研究的银行金融科技是以上两种观点的结合,涵盖各类通过数字化或电子化技术进行交易的金融产品和服务。

银行发展金融科技,迫切需要厘清两个问题:一是影响金融科技发展的银行内外部因素到底有哪些?二是造成地域间金融科技发展差异的原因是什么?前者关系到在资源有限的情况下,发展金融科技能否做到有的放矢;后者关系到缩小地域间金融科技发展的差异进而实现均衡发展。具体地,各个影响因素是否具有空间外溢性?传统金融业务发展所积累的经验基础是为金融科技发展提供了资源与能力,还是成为其“绊脚石”?这些问题尚未得到全面探讨。为厘清以上问题,本文以长期扎根县域的某大型国有商业银行为典型代表,研究其县域机构金融科技的发展水平和影响因素,不仅可以检视支农成效,而且有助于其进一步推进金融科技发展乃至明确金融改革创新的重点领域及方向,并为银行同业提供有益借鉴,意义深远。

## 二、文献评述

国内外关于定量描述金融科技发展水平和影响因素的研究可概括如下。指标构建方面,现有文献多使用传统金融指标构建发展指数,指标集中于账户、机

构、人员、储蓄、信贷等,指数合成一般利用因子分析法、变异系数法和层次分析法。如从账户拥有率、机构和ATM渗透度、存贷款占比等方面构建金融发展指数(Sarma,2010<sup>[5]</sup>;Arora,2010<sup>[6]</sup>;郭田勇和丁潇,2015<sup>[7]</sup>);杨军等(2016)<sup>[8]</sup>在此基础上增加了服务人员渗透度、助农取款代理点覆盖率、信用档案建档率等指标;星焱(2016)<sup>[9]</sup>使用每百分比人口得到的贷款占比制定公平系数来衡量金融包容度。虽然有的学者通过提取百度数据库的关键词合成金融科技指数(沈悦和郭品,2015<sup>[10]</sup>;张正平和杨丹丹,2017<sup>[11]</sup>)、利用蚂蚁金融的交易账户底层数据刻画中国金融科技发展水平(郭峰等,2016<sup>[12]</sup>),以及财新传媒使用金融科技领域的劳动投入、资本投入、创新投入三个维度数据合成金融科技指数,但并没有从银行的视角考虑问题。

近年来,中国金融科技飞速发展。虽然这一新业态对传统金融体系的影响得到了学者们的广泛讨论,但现有研究着重于探讨金融科技发展对银行传统业务的影响,较少关注金融科技发展的影响因素是什么。研究主要集中于金融科技对传统金融机构造成的冲击,如郭品和沈悦(2015)<sup>[13]</sup>发现金融科技导致银行负债成本提高,增加了银行的风险并对银行利润产生影响;郑志来(2015)<sup>[14]</sup>发现金融科技对银行存款业务存在挤压效应;战明华等(2018)<sup>[15]</sup>利用第三方支付机构的数据研究表明,金融科技削弱了货币政策在银行体系的传导效果;邱晗等(2018)<sup>[16]</sup>认为金融科技的发展推动了利率市场化进程,且大型银行受到的冲击较小。不难看出,金融科技对银行等传统金融机构的影响在学界已得到广泛关注,但已有研究忽略了商业银行在推动金融科技发展方面所做出的努力。

总体来看,已有研究有以下几个不足:一是在研究对象上,现有文献大多采用与信息科技无关的传统金融服务指标构建普惠金融发展指数,在定量评价金融科技的发展状况时较少从商业银行信息科技应用这一视角出发考虑问题。二是在研究内容上,已有文献在研究银行金融科技的影响因素时多以定性分析为主,定量研究较少,更没有从空间外溢性的角度出发考虑问题,这导致了研究结论过于主观的情况。事实上,既然金融科技能够推动金融服务的地理渗透,那么金融科技的发展就有可能存在空间溢出效应。三是在研究范围上,多从国际和省际维度出发,少有细分

至全国县域维度。

本文可能的贡献如下：一是从渠道覆盖度、产品使用度和业务支持度三个维度构建了银行金融科技指数，系统地展示了银行金融科技业务布局，对现有的定量描述金融科技发展情况的研究提供了补充。二是从空间外溢和区域差异视角探讨了银行金融科技发展的影响因素，且将内外部影响因素进行了细分，研究结论对银行如何有效推动金融科技发展具有启发。三是采用某大型国有商业银行县域数据进行研究。银行金融科技发展的落脚点之一是扩大金融服务的包容性，从而实现金融普惠，而普惠金融概念中重点强调的弱势群体大多位于县域，县域金融科技的发展状况最能体现金融的普惠程度。因此，采用县域数据，厘清县域金融科技发展的影响因素，既有利于银行推动

金融科技发展，也有利于实现普惠金融。

### 三、金融科技的测度：银行微观视角的指标构建

#### (一) 指标体系

关于金融科技的指标构建，目前没有形成统一的测算方法。借鉴现有学者对普惠金融发展水平评价指标体系的研究成果，结合银行内部业务实践，本文从渠道覆盖度、产品使用度、业务支持度三个层面构建了金融科技发展水平评价指标体系，具体选取的指标见表1。该体系涵盖了银行金融科技相关渠道的客户分布情况、银行通过金融科技手段提供的主要金融服务以及客户使用情况、金融科技的交易情况，能够较好地反映商业银行金融科技发展水平，并且随着业务创新发展，指标体系可以进一步拓展。

表1 金融科技发展水平评价指标体系

目标层	准则层指标	实施层指标	指标计算公式
银行金融科技发展水平	渠道覆盖度 (P)	网上银行客户占比 (P <sub>1</sub> )	网上银行客户/全部居民个人客户
		手机银行客户占比 (P <sub>2</sub> )	手机银行客户/全部居民个人客户
		短信银行客户占比 (P <sub>3</sub> )	短信银行客户/全部居民个人客户
		在线支付客户占比 (P <sub>4</sub> )	在线支付客户/全部居民个人客户
		信息服务客户占比 (P <sub>5</sub> )	信息服务客户/全部居民个人客户
	产品使用度 (U)	线上基金销售占比 (U <sub>1</sub> )	线上基金销售金额/全部基金销售金额
		线上理财销售占比 (U <sub>2</sub> )	线上理财销售金额/全部理财销售金额
		线上保险销售占比 (U <sub>3</sub> )	线上保险销售金额/全部保险销售金额
		线上外汇销售占比 (U <sub>4</sub> )	线上外汇销售金额/全部外汇销售金额
		线上信贷销售占比 (U <sub>5</sub> )	线上信贷销售金额/全部信贷销售金额
	业务支持度 (D)	线上交易量占比 (D <sub>1</sub> )	金融科技相关渠道交易笔数/全部交易笔数

#### 1. 渠道覆盖度。

渠道覆盖度代表了银行金融科技相关渠道对客户的广泛包容度，使用开通线上金融服务的客户占银行全部客户的比例来表示。金融科技手段创新金融服务可以节约居民家庭获得金融服务的成本，但并不意味着金融服务覆盖率能够全面提高，开通金融科技相关渠道的客户数量，能够代表银行金融科技对各类客户群体的包容情况。因此，本文以网上银行客户占比、手机银行客户占比、短信银行客户占比、在线支付客户占比、信息服务客户占比共5个指标来衡量渠道覆盖度，分别表示了客户开通网上银行、手机银行、短信银行、在线支付、信息服务等金融科技相关渠道的情况，开通客户越多，银行金融服务的覆盖范围越

广，对应的金融科技指数越高。

#### 2. 产品使用度。

产品使用度指供给方的金融资源被需求方有效利用的程度，反映了客户对线上金融服务与产品的使用情况。目前银行通过金融科技手段为居民家庭客户提供的金融产品和服务主要包括基金、理财、保险、外汇、信贷等，因此本文采用基金销售占比、理财销售占比、保险销售占比、外汇销售占比、信贷销售占比5个指标来反映产品使用度，能够直接反映居民家庭接触银行线上金融服务与产品的状况。对线上金融服务和产品的使用越多即销售占比越高，金融科技指数就越大。

#### 3. 业务支持度。

业务支持度指通过金融科技方式发生的业务对全

部业务交易量的特定化配比,代表了线上渠道对线下渠道的支持作用。线上对线下业务的支持能够有效节约银行的经营成本,也能够节约客户办理业务的时间和获取金融服务的成本。本文以居民家庭金融科技交易量占比来反映业务支持度,具体口径包括个人网银、手机银行、超级网银、电商支付、第三方支付等的交易笔数。居民家庭通过金融科技相关渠道办理业务的占比越高,金融科技指数随之提升。指标描述如表1所示。

## (二) 指标权重的确定

金融科技指数是本文分析的核心和实证研究中最关键的自变量。对于权重的确定目前常用的赋权方法主要有主观赋权法和客观赋权法两种,主观赋权法的弊端在于过分依赖专家的意见,客观赋权法的弊端在于过分依赖统计或数学的定量方法,而忽视了评价指标的主观定性分析。兼顾两者的组合赋权法虽然目前研究较多,但是应用性比较差。有鉴于此,为科学确定各指标的权重,尽可能避免方法不当造成的信息损失,本文依次采用Cov-AHP方法、层次分析法、因子分析法、变异系数法等主流方法分别对金融科技指数相关指标的权重进行了测算,通过综合比较,最终选择使用变异系数法进行赋权得到各指标权重(限于文章篇幅,仅在表2中展示变异系数法的赋权结果)。原因在于,一是结合业内专家的经验,变异系数法生成的权重更符合业务发展的实际情况。准则层指标的权重中,产品使用度的重要程度相对较高,产品使用度反映了客户对金融科技相关渠道加载的产品的实际使用情况,可以较好地体现金融资源的普惠程

度。其中,保险、信贷权重较高,说明满足县域地区居民的保险、信贷需求是应用金融科技拓展金融服务范围的重要内容,衡量金融科技的实际效果体现在对县域地区居民保险和信贷业务需求的满足程度上。在渠道覆盖度层次,在线支付和手机银行权重较高,说明居民开通在线支付、短信银行、手机银行在该层次中最为重要。实际上,随着移动互联网和移动终端的普及,在线支付、短信银行和手机银行也成为银行金融科技的主要渠道。在业务支持度层次,线上交易量占比指标的绝对权重在所有指标中位列第二,说明线上交易量占比是评价银行金融科技水平的重要指标。二是变异系数法赋权的内涵在于使用变异系数来衡量各项指标取值的差异程度,在均值相同的情况下,指标取值差异越大,则指标权重越大。本文采用的是县域级数据,我国县域数量众多,不同县域受居民金融素养、地域禀赋、基础设施建设等因素影响,线上业务发展差异较大,因此采用变异系数法测算金融科技指数各指标的权重能够较好地反映出各地区金融科技发展水平的差异。表3中各指标的标准差普遍较小是因为“占比”缩小了地区间差异,采用“占比”方式能够对各指标的权重起到适度均衡作用,避免了哪个指标的方差相对最大、哪个指标权重最高的极端情况,实际上,该指标可能并非是最能够代表金融科技发展水平的指标。综上,使用变异系数法赋权既符合业务发展的实际,也能够有效反映不同县域间金融科技的发展差异。具体操作步骤如下:

表2 金融科技发展水平的各层指标权重

准则层指标	准则层权重	实施层指标代码	实施层相对权重	实施层绝对权重
渠道覆盖度 (P)	0.39	$P_1$	0.17	0.07
		$P_2$	0.18	0.07
		$P_3$	0.19	0.07
		$P_4$	0.30	0.12
		$P_5$	0.15	0.06
产品使用度 (U)	0.49	$U_1$	0.05	0.03
		$U_2$	0.11	0.05
		$U_3$	0.56	0.28
		$U_4$	0.12	0.06
		$U_5$	0.15	0.08
业务支持度 (D)	0.12	$D_1$	1	0.12

1. 对数据进行标准化处理。

为确保横向和纵向可比，对金融科技发展水平评价指标体系实施层各指标使用极差法进行无量纲化处理。具体转化方程为： $x_i = (A_i - Min_i) / (Max_i - Min_i)$ ，其中， $A_i$  代表第  $i$  个指标的原始值， $x_i$  代表第  $i$  个指标的无量纲值。

2. 对各指标的权重进行测度。

本文用  $x_i$  的变异系数度量其权重  $w_i$ ，具体表达式为： $CV_i = S_i / A_i$ ，其中， $CV_i$ 、 $S_i$  和  $A_i$  分别表示第  $i$  个指标的变异系数、标准差和平均值。第  $i$  个指标的权重表示为： $w_i = CV_i / \sum CV_i$ ，同理可得准则层指标权重，根据式 (1) 合成金融科技指数。

(三) 综合表达式

银行金融科技指数表达式为：

$$INDEX = INDEX(P_i, U_i, D_i) = w_p P_i + w_u U_i + w_d D_i \quad (1)$$

式 (1) 中， $INDEX$  为银行金融科技指数，其值在  $[0, 1]$  之间，越接近 1，表明金融科技发展水平越高。其中， $P$ 、 $U$ 、 $D$  分别为金融科技发展水平评价指标体系的三个层面，依次为渠道覆盖度、产品使用度、业务支持度， $w_p$ 、 $w_u$ 、 $w_d$  分别为金融科技发展水平评价指标体系各层面的权重， $i$  为金融科技发展水平评价指标体系各层面的具体指标。

(四) 数据说明与测度结果

本文衡量银行金融科技发展水平的相关数据来源于某大型国有商业银行的县域居民家庭数据，该银行定位于服务三农，是县域金融服务的主要供给方，网点和服务人员数量在县域同业中的占比超过 50%，县域存款份额超过 30%。以上关键指标均位居同业第一，能够在一定程度上代表各家金融机构的普遍情况。以该银行为代表分析全国县域金融科技发展水平，对于其他金融机构具有借鉴意义。金融科技发展水平评价指标构建部分采用了全国 2 073 个县域 2015 年至 2017 年的个人客户数据，共计 6 219 个样本。

表 3 给出了变量的描述性统计结果。其中，线上交易量占比为 76%；开通各类金融科技相关渠道的覆盖度从高到低依次是信息服务 (36%)、网上银行 (26%)、手机银行 (24%)、短信银行 (18%) 和在线支付 (14%)；居民家庭通过金融科技相关渠道办理的金融服务占比从高到低依次是基金 (85%)、理财 (74%)、保险 (63%)、信贷 (29%)、外汇 (24%)。各项指标中，线上基金销售占比的平均值和中位数均最大，说明各县域地区居民家庭通过金融科技相关渠道购买基金的需求相对较高。线上保险销售占比的离散程度最大，反映出不同县域地区线上保险销售的情况差异较大，存在地区发展不平衡的现象。

表 3 银行金融科技发展水平评价指标描述性统计结果

变量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	样本数
网上银行客户占比	0.26	0.24	0.13	0.00	1.00	6 219
手机银行客户占比	0.24	0.21	0.13	0.00	1.00	6 219
短信银行客户占比	0.18	0.16	0.11	0.00	1.00	6 219
在线支付客户占比	0.14	0.10	0.12	0.00	1.00	6 219
信息服务客户占比	0.36	0.35	0.16	0.00	1.00	6 219
线上基金销售占比	0.85	0.94	0.20	0.00	1.00	6 219
线上理财销售占比	0.74	0.83	0.26	0.00	1.00	6 219
线上保险销售占比	0.63	0.83	0.39	0.00	1.00	6 219
线上外汇销售占比	0.24	0.00	0.38	0.00	1.00	6 219
线上信贷销售占比	0.29	0.27	0.11	0.00	1.00	6 219
线上交易量占比	0.76	0.78	0.13	0.00	1.02	6 219

基于以上内容，本文构建了 2015 至 2017 年银行金融科技指数。分地区来看 (图 1)，2015 到 2016

年，东、中、西各地区金融科技指数均有所提高，说明该银行在各地区的金融科技发展水平有所提高。

2017年较2016年东、中、西各地区金融科技指数出现了下降,主要原因在于“互联网监管年”政府出台的监管政策发挥了作用,在较强的监管压力下,商业银行终止与存在风险隐患的外部企业合作,同时对内部业务发展情况开展排查,由此导致金融科技业务量出现下滑。2015年至2017年东部地区金融科技发展水平显著高于中部地区和西部地区,全国各区域的金融科技发展水平呈现出明显的地域特征。可能的原因是,东部地区的居民家庭富有创新意识、开拓精神和较强的市场观念,为该地区快速接受银行金融科技提供了支持。相比较而言,西部地区由于地形复杂、交通闭塞、市场封闭等,信息化基础设施建设落后。另外,居民家庭金融知识匮乏、思想观念比较保守,较难接受创新的金融服务,从而导致金融科技发展迟缓。

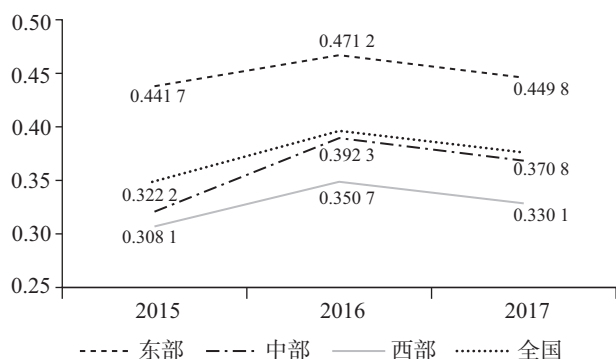


图1 2015—2017年不同地区金融科技的发展情况

#### 四、影响因素分析

##### (一) 定性分析

Lin等(2016)<sup>[17]</sup>的研究表明,企业的内部特征以及所处的外部环境可能对企业的创新性业务发展产生不同影响。因此,对影响金融科技发展的内外部因素有必要进行分别探讨。

##### 1. 银行外部因素。

通过文献梳理,本文认为影响县域地区金融科技发展水平的外部因素可能有同业竞争、政府投入、受教育程度、信息化程度、人均收入和互联网企业竞争。同业竞争用某大型国有商业银行的个人存贷款总额与年末金融机构各项存贷款余额之比表示。近年来,银行纷纷加大对信息技术领域的投入,金融机构之间的竞争有利于激发市场活力,促进产品创新和营销推广,预期同业竞争能够促进金融科技发展。政府

投入用政府财政支出与GDP之比来表示。政府投入代表了国家的政策取向,政策支持和鼓励能够有效刺激银行发展金融科技的积极性,预期对金融科技发展指数存在正向影响。受教育程度用中小学在校学生数与人口之比来表示。居民家庭受教育程度的高低影响到其对银行金融科技的接受速度,受教育程度高的居民知识素养普遍较高,能够更快接受和学会使用创新性金融产品,预期该指标与金融科技发展指数正相关。信息化程度用固定电话用户与人口之比表示。固定电话数量反映了居民家庭对信息科技设备的使用情况,与手机、电脑等互联网设备的数量紧密相关,信息化程度高能够为银行金融科技提供良好的发展环境,直接影响到金融科技服务的便利性,预期对金融科技发展指数的影响为正。人均收入水平决定了居民是否有能力享受金融服务,预期收入水平越高的地区金融科技发展越好。互联网企业竞争用北京大学数字普惠金融指数表示。随着互联网企业逐渐进入县域金融市场,为争夺资源,银行与互联网企业的竞争会更加激烈,预期竞争越激烈,越有利于银行金融科技发展。

##### 2. 银行内部因素。

本文从员工特征和路径依赖两个角度梳理了可能影响银行金融科技发展的内部影响因素。其中,员工特征包括高学历员工占比、员工共产党员占比和员工老龄化程度。高学历员工占比用拥有本科(含)以上学历的员工占全部员工之比表示。学历较高的员工文化水平相对较高,往往更易接受创新性金融产品,从而有利于对客户的营销推广,预期该指标对金融科技发展具有促进作用。员工共产党员占比用共产党员身份的员工占全部员工之比表示。共产党员群体比一般群众觉悟更高,而普惠金融在某种程度上带有“政治色彩”,因此身份为共产党员的员工对金融科技的发展更加支持,预期该指标与金融科技发展指数是正相关关系。员工老龄化程度用40岁(含)以上员工人数占全部员工之比表示。年龄较大的员工对新兴事物的理解和接受速度相对于年轻人较慢,预期该指标与金融科技发展指数是负相关关系。

银行传统金融发展程度可能是影响金融科技发展水平的内部因素,但后者对前者究竟是补充还是替代?一方面,颠覆式创新往往与企业传统的资源能力存在不一致,企业原有的竞争优势可能反而阻碍其适应和转型,成为其开展创新的负担。另一方面,企业

原有的运行逻辑，如认知方式和行业经验，也往往是创新的基础。本文从路径依赖理论的角度出发，假设传统金融发展程度好的县域，金融科技发展水平高，金融科技的发展对传统金融发展程度具有依赖。路径依赖理论认为，在一般的技术范围内，新技术是对旧技术的延续性创新，即新技术在旧技术的基础上进行了改造和升级，但并不能对旧技术彻底颠覆。该观点由伊斯特里提出，修正了熊彼特提出的新技术对旧技术是创造性破坏的观点。由此，新技术对旧技术的替代关系可能小于补充关系，从而使新技术对旧技术产生了路径依赖，即旧技术作为新技术的根基，对后续技术进步具有深远且持续的影响。基于路径依赖理论，如果把金融科技当作新技术而把传统金融当作旧技术，则金融科技对传统金融的发展程度存在依赖关系，从这个角度讲，在传统金融欠发达的县域，金融科技较难发展，甚至有可能陷入低水平均衡，恰当的政策干预可能有助于其摆脱路径依赖。基于以上分析，本文认为银行金融科技在县域

之间发展差异的形成逻辑是：金融科技是对传统金融的延续性创新，其发展具有路径依赖性。究竟是否如此？本文构建实证模型对此逻辑链条进行了检验，实证模型如下：

$$INDEX = \theta_1 + \theta_2 Flag + \beta X + \varepsilon \quad (2)$$

其中，被解释变量 *INDEX* 是银行金融科技发展指数，*X* 是控制变量。解释变量 *Flag* 按照传统金融发达与否对县域地区进行分类，具体分类方式是：以 2015 年某国有大型商业银行个人贷款余额作为传统金融发展水平的代理变量，并对同年人均 GDP 的对数值进行回归。将位于拟合线下的地区归为传统金融欠发达地区，赋值 *Flag* = 1，将位于拟合线上的地区归为传统金融发达地区，赋值 *Flag* = 0。分类方法依据林毅夫等 (2009)<sup>[18]</sup> 提出的金融发展与经济发展的匹配性是衡量金融发达程度的重要标尺。如果传统金融是金融科技发展的基础，则 *Flag* 的回归系数预期为负。表 4 提供了实证分析各变量的说明。

表 4 实证分析变量说明

变量类别	变量名称	符号	指标解释及说明
被解释变量	银行金融科技发展指数	<i>INDEX</i>	由客户渗透度、产品使用度、渠道分流度三个维度包括的 11 个指标合成
解释变量：银行外部	同业竞争	<i>CE</i>	某大型国有商业银行个人存贷款总额/年末金融机构各项存贷款余额
	政府投入	<i>GI</i>	政府财政支出/GDP
	受教育程度	<i>ED</i>	中小学在校学生数/人口
	信息化程度	<i>ID</i>	固定电话用户/人口
	人均收入	<i>INC</i>	总可支配收入/人口
	互联网企业竞争	<i>PINDEX</i>	北京大学数字普惠金融指数，基于蚂蚁金服关于数字普惠金融的数据编制，包括覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个维度
解释变量：银行内部	高学历员工占比	<i>SE</i>	本科以上学历员工人数/总员工人数
	员工共产党员占比	<i>SP</i>	共产党员员工人数/总员工人数
	员工老龄化程度	<i>SA</i>	40 岁以上员工人数/总员工人数
	传统金融发展程度	<i>TFD</i>	传统金融发达则指标为 0，欠发达则指标为 1

(二) 计量模型设定

本文使用的计量模型分别是 Tobit 模型、空间杜宾模型 (SDM) 和 Oaxaca-Blinder 模型。由于金融科技发展指数介于 0 和 1 之间，具有非负截断特性，对于此类受限解释变量的回归，采用一般的混合最小二乘估计容易使结果不准确，所以本文采用截面数据 Tobit 方法进行分析。

为考察变量的空间溢出效应，本文引入空间计量

模型进行分析。空间计量模型主要包括空间滞后模型、空间误差模型、空间自相关模型和空间杜宾模型等，其中，空间杜宾模型既包括内生交互效应模型也包括外生交互效应模型，能够充分考虑对被解释变量有影响的遗漏变量存在的空间相关性，避免因遗漏变量而影响实证结果的准确性，该模型要优于其他模型，所以本文使用空间杜宾模型 (SDM) 进行实证检验。具体模型如下：

$$INDEX_{it} = \beta_0 W\_INDEX_{it} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 W\_X_{it} + \gamma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\mu_{it} = \beta_0 W\mu_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4)$$

式(3)中,  $INDEX_{it}$  为被解释变量, 表示  $i$  县在  $t$  年的金融科技发展指数;  $X_{it}$  为解释变量的集合;  $W$  为空间权重矩阵, 实证分析中采用地理距离权重即各县域直线距离平方根的倒数作为矩阵元素 ( $w_{ij}$ ), 且对角线元素均为 0;  $W\_INDEX_{it}$  为空间滞后项, 表示临近县域金融科技发展指数的平均值,  $\beta_0 W\_INDEX_{it}$  表示来自临近县域金融科技发展水平的影响;  $W\_X_{it}$  为空间滞后项, 表示临近县域解释变量的平均值,  $\beta_2 W\_X_{it}$  表示来自临近县域解释变量的影响;  $\gamma_{it}$  表示不可观测的个体固定效应,  $\mu_{it}$  表示空间效应,  $\varepsilon_{it}$  为干扰项。

为厘清不同地区金融科技发展水平差异的原因, 本文对影响金融科技的诸多因素进行分解, 以分析各因素对金融科技区域发展差异的贡献程度, 为此, 引入劳动经济学中经典的 Oaxaca-Blinder (1973)<sup>[19]</sup> 方法。模型如下:

$$INDEX_b - INDEX_c = (\bar{x}_b - \bar{x}_c) \hat{\beta}_b + (\hat{\beta}_b - \hat{\beta}_c) \bar{x}_b \quad (5)$$

式(5)中, 下标  $b$  和  $c$  分别表示基准组和对照组,  $\overline{INDEX_b}$  和  $\overline{INDEX_c}$  分别表示基准组和对照组的银行金融科技发展指数均值;  $\bar{x}_b$  和  $\bar{x}_c$  分别是基准组和对照组的自变量均值;  $\hat{\beta}_b$  和  $\hat{\beta}_c$  分别是基准组和对照组的自变量系数估计值。式(5)右边第一项为禀赋特征不同导致的银行金融科技发展水平的差异, 为可解释部分; 右边第二项表示系数估计值不同导致的金融科技发展水平的差异, 为不可解释部分。

### (三) 数据说明

除上述已经说明的构建金融科技发展指数的相关数据来源, 银行外部的解释变量数据均来自于 wind 金融终端、中经网和《中国县(市)社会经济统计年鉴 2015—2016》的县级单位主要统计指标。银行内部的解释变量数据均来自于某大型国有商业银行内部统计数据。本文对异常数据和缺失数据进行了处理, 同时确保实证检验的数据可比, 最终形成了 2015 年中国 1 976 个县域的经济金融数据。表 5 提供了样本的描述性统计。

表 5 实证分析各变量的描述性统计

变量名称	样本数量	平均值	标准差	方差	最小值	最大值
银行金融科技发展指数	1 976	0.32	0.16	0.02	0.00	0.71
同业竞争	1 976	0.14	0.13	0.02	0.00	1.00
政府投入	1 976	0.19	0.64	0.41	0.00	23.50
受教育程度	1 976	0.10	0.04	0.00	0.00	0.31
信息化程度	1 976	0.11	0.12	0.01	0.00	1.00
人均收入	1 976	6.49	5.94	35.33	0.00	22.12
互联网企业竞争	1 976	68.75	13.16	173.24	15.49	126.92
高学历员工占比	1 976	0.44	0.06	0.00	0.33	0.66
员工共产党员占比	1 976	0.50	0.05	0.00	0.32	0.62
员工老龄化程度	1 976	0.20	0.07	0.00	0.08	0.41
传统金融发展程度	1 976	0.52	0.50	0.25	0.00	1.00

### (四) 多重共线性、内生性和异方差问题的处理

参照现有文献的普遍做法, 本文对变量进行了对数化处理, 以避免可能存在的多重共线性和异方差问题(赵善梅和吴士炜, 2018<sup>[20]</sup>), 具体而言, 人均收入、互联网企业竞争两变量直接取对数, 其他变量在原始数据的基础上乘 100 然后取对数。传统金融发展程度是虚拟变量, 故不做处理。同时, 在实证分析

中采取了稳健标准误, 以进一步规避可能存在的异方差问题。本文对处理后的各变量进行了多重共线性检验, 结果显示, 各变量的 VIF 数值均小于 10, 可以忽略多重共线性问题。对于内生性问题, 本文采用将全部解释变量滞后一期的办法进行处理, 即解释变量指标使用 2015 年的数据, 银行金融科技发展指数使用 2016 年的数据。



(五) 全局空间相关性检验

判断各县域之间银行金融科技发展是否存在空间相关性的前提是选取空间权重, 本文选取地理距离权重作为空间权重, 地理距离权重 ( $W$ ) 采用各县域直线距离的平方根值的倒数且主对角线元素为 0,  $w_{ij} = 1/\sqrt{(x_i - x_j)^2}$ 。“莫兰指数”(简称  $MI$ ) 是国内外学者研究地区之间空间关联度大小的常用指标, 即:

$$MI = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (6)$$

其中:  $w_{ij}$  为空间权重矩阵第  $(i, j)$  个元素, 用来衡量县域  $i$  和县域  $j$  的距离;  $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$  是所有空间权重

的加和。 $MI$  在  $(-1, 1)$  区间内取值,  $MI$  大于 0, 表示空间正相关, 即高值与高值相邻, 低值与低值相邻;  $MI$  小于 0, 表示空间负相关, 即高值与低值相邻;  $MI=0$ , 表示不存在空间相关性。

本文使用地理距离权重 ( $W$ ) 计算 2015 至 2017 年各县域银行金融科技发展指数全局  $MI$  值,  $MI$  均大于 0, 且在 10% 的统计水平下显著, 说明我国各县域银行金融科技发展指数存在显著的空间正相关, 即相邻县域的银行金融科技发展水平相接近。

(六) 基于总体和空间外溢性的结果分析

本文分别用 Tobit 估计和空间杜宾模型 Tobit 估计, 对全国及东部、中部、西部等区域以县域为单位进行回归, 表 6 报告了全国总体和全国分区域的回归结果, 以 Tobit 估计的结果作为基准, 最终分析采用 SDM-Tobit 估计的结果。

表 6 同时考察内外部因素各个维度的影响: 基于全样本和区域样本

变量名称	全国		东部		中部		西部	
	Tobit	SDM-Tobit	Tobit	SDM-Tobit	Tobit	SDM-Tobit	Tobit	SDM-Tobit
CE	0.157***	0.010	0.412***	0.074	0.587***	0.113	0.078***	-0.019
	(0.025)	(0.023)	(0.082)	(0.075)	(0.073)	(0.070)	(0.027)	(0.026)
GI	-0.015***	-0.011**	0.020	0.002	0.014	-0.021	-0.012***	-0.009**
	(0.005)	(0.005)	(0.020)	(0.022)	(0.017)	(0.013)	(0.004)	(0.005)
ED	1.874***	0.198**	1.722***	0.423***	1.771***	0.179	1.851***	-0.148
	(0.073)	(0.080)	(0.157)	(0.158)	(0.130)	(0.171)	(0.120)	(0.140)
ID	0.206***	0.036*	0.188***	0.093**	0.087**	0.052**	0.173***	0.054
	(0.025)	(0.020)	(0.042)	(0.042)	(0.040)	(0.025)	(0.046)	(0.033)
INC	-0.001	-0.001***	-0.380***	0.361***	-0.002	-0.003**	0.006***	0.003***
	(0.001)	(0.000)	(0.087)	(0.127)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
PINDEX	0.001***	0.001***	0.002***	0.001	0.001*	0.001***	0.001***	0.001**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
SE	1.594***	1.160***	0.380**	0.121	0.603	-0.610	1.159***	1.972***
	(0.079)	(0.067)	(0.172)	(0.183)	(0.383)	(0.405)	(0.171)	(0.148)
SP	0.470***	0.507***	0.864***	0.595***	-0.140	0.122	0.920***	1.083***
	(0.072)	(0.053)	(0.113)	(0.103)	(0.113)	(0.087)	(0.252)	(0.208)
SA	-1.109***	-0.444***	-1.107***	-1.287***	-0.746***	0.144	-0.991***	-0.451***
	(0.074)	(0.069)	(0.285)	(0.350)	(0.241)	(0.261)	(0.103)	(0.099)

续前表

变量名称	全国		东部		中部		西部	
	Tobit	SDM-Tobit	Tobit	SDM-Tobit	Tobit	SDM-Tobit	Tobit	SDM-Tobit
TFD	-0.016**	-0.029***	-0.015	-0.028***	-0.027***	-0.028***	0.002	-0.021**
	(0.006)	(0.005)	(0.011)	(0.010)	(0.010)	(0.008)	(0.010)	(0.008)
W_INDEX		0.097***		0.089***		0.092***		0.081***
		(0.002)		(0.003)		(0.003)		(0.003)
W_CE		0.000		-0.001		0.001		0.001*
		(0.000)		(0.001)		(0.001)		(0.001)
W_GI		0.000		0.001**		-0.000		-0.000
		(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)
W_ED		0.002*		0.004*		0.002		0.005**
		(0.001)		(0.002)		(0.002)		(0.002)
W_ID		0.000		0.001		-0.000		-0.004***
		(0.000)		(0.001)		(0.001)		(0.001)
W_INC		-0.000		0.002		-0.000**		0.000
		(0.000)		(0.001)		(0.000)		(0.000)
W_PINDEX		0.000		0.000		-0.000		-0.000
		(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)
W_SE		-0.001		0.004*		0.004*		-0.002
		(0.001)		(0.002)		(0.002)		(0.002)
W_SP		0.000		0.001		-0.001		0.002
		(0.000)		(0.001)		(0.001)		(0.002)
W_SA		0.001		-0.008**		-0.002		0.001
		(0.001)		(0.003)		(0.002)		(0.001)
W_TFD		-0.000		0.000		-0.000**		-0.001**
		(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)
Obser	1 976	1 976	560	560	713	713	703	703

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著，下同；括号内为异方差稳健的标准误。

### 1. 总体回归结果分析。

表 6 中解释变量的回归系数显示，当地居民家庭受教育程度、信息化程度、互联网企业竞争以及银行内部高学历员工占比、员工共产党员占比均显著为正，说明以上因素对银行金融科技的发展能够起到不同程度的促进作用，该结论在 Tobit 和 SDM-Tobit 两种方法下均成立。居民家庭受教育程度的高低影响了

商业银行金融科技的推广速度，受教育程度高的居民知识水平和金融意识一般较高，更容易接受和使用比传统银行网点更加便捷的线上金融服务。农业部 2016 年的调研数据证实了这一观点，在乡村地区居民家庭不接受金融科技的原因调查中，由于技能缺乏和文化程度限制“不会用”的占比达到 49.1%。信息化程度反映了该地区信息设备的普及程度，而固定

电话的使用情况与手机、电脑等互联网信息设备存在紧密联系,信息化程度越高的地区越能够为金融科技的发展提供良好的环境基础。尤其是县域地区,居民家庭的居住点较为分散,更容易因为金融机构偏远而受到地理排斥,信息科技基础设施建设有助于金融科技的发展,从而缓解居民因地理因素受到的金融排斥。互联网企业竞争反映了互联网企业在当地的业务发展情况,其与银行金融科技构成了竞争关系,竞争加剧有利于激发商业银行发展金融科技的积极性。银行内部高学历员工对于新兴创新业务接受速度快,这部分群体占比高有利于金融科技的内部普及,从而有利于对外宣传和营销推广。内部员工共产党员占比高对银行金融科技的影响显著为正,可能归因于共产党员群体的觉悟相对较高,而推动金融科技发展往往带有一定程度的政治色彩,身份为共产党员的员工对于金融科技的发展更加重视。

不同的是,政府投入、员工老龄化程度、传统金融发展程度对金融科技发展指数的回归系数显著为负,在不同估计方法下均成立。政府投入对金融科技指数产生了显著的负向影响,这与姚耀军和施丹燕(2017)<sup>[21]</sup>、张珩等(2017)<sup>[22]</sup>的发现相一致,过多的政府干预和资金干预可能会损害制度环境,不利于金融科技的可持续发展。因此,政府的主要作用应是维护金融市场秩序,守住系统性风险底线,不应过多干预市场的资源配置环节。银行员工老龄化程度严重的县域,因年龄大的员工普遍思想保守,对新事物接受较慢,在一定程度上制约了金融科技的发展。传统金融发展程度对金融科技发展指数的回归结果表明,金融科技对传统金融有路径依赖,传统金融是金融科技发展的基础。按照新结构经济学理论(林毅夫,2009<sup>[18]</sup>),在传统金融欠发达的县域,需要“有形之手”介入来推动金融科技的发展,包括商业银行有针对性地增加资源投入,政府出台政策营造良好的金融生态环境。

## 2. 空间滞后项回归结果分析。

从被解释变量空间滞后项( $W\_INDEX$ )的回归系数可以看出,全国总样本和东部、中部、西部子样本均在1%的统计水平上显著,说明金融科技发展存在显著的正向空间溢出效应,某个县域金融科技发展水平的提高会对相邻县域金融科技的发展产生积极影响。可能的原因是,由于金融科技主要依托于手机、电脑、互联网等信息技术手段发展,传播性较强,金

融科技发展好的县域对临近县域能够起到良好的“示范效应”,诱致相邻地区金融科技发展水平相接近。从解释变量的空间滞后项回归系数来看,居民家庭受教育程度在1%的统计水平上存在显著的空间溢出效应,意味着相邻县域人力资本水平的提高能够促进本县域金融科技的发展。这其中包含两个层面的含义:一是当地人力资本水平高有利于金融科技发展。随着信息时代和知识经济的到来,人力资本水平是影响居民家庭进入金融市场的关键原因。周洋等(2018)<sup>[23]</sup>的研究表明,较低的认知能力是阻碍普惠金融发展的不利因素。受教育程度高的个人知识储备更为丰富,管理技能更多样,对新事物的接受能力更强(易行建和周利,2018<sup>[24]</sup>),因此金融科技在受教育程度高的群体中更易发展。二是教育本身存在空间溢出效应。弗里德曼(Milton Friedman)认为教育存在相当大的“邻近影响”(Neighborhood effects),Appleton和Balihuta(1996)<sup>[25]</sup>、卫龙宝等(2012)<sup>[26]</sup>的研究验证了这一观点。在空间依赖的背景下,教育水平高的地区可以通过技术和知识传播带动另一个地区居民家庭接受金融科技,即罗默(Paul M. Romer)所说的知识具有正的外部性。

## (七) 地域间影响因素比较及差异成因分析

### 1. 不同地域的回归结果分析。

对比表6中东部、中部和西部地区解释变量的回归系数可以看出,各因素的影响效果存在明显的地域差异。东部县域受教育程度对金融科技发展指数的影响为正,且在1%的统计水平上显著,在中部县域和西部县域不显著。可能的原因在于东部地区教育发展水平相对领先,居民家庭受教育程度普遍较高,为银行金融科技的发展奠定了良好的基础。在东部县域和中部县域,信息化程度对金融科技发展指数的影响为正,且在5%的统计水平上显著,在西部县域不显著。可能归因于西部地区信息科技基础设施建设相对滞后,对银行金融科技的发展造成阻碍。西部县域人均收入对金融科技发展指数的影响为正,且在1%的统计水平上显著,而东部县域这一影响的回归系数符号在不同方法下不一致,中部县域人均收入对金融科技发展指数的Tobit估计系数不显著。人均收入水平代表了居民家庭的购买能力,西部县域居民家庭长期遭受传统金融服务的排斥,在购买能力高于金融服务门槛的情况下,更倾向于选择金融科技。中部县域和西部县域互联网企业竞争对金融科技发展指数的影响

显著为正,而东部县域 SDM-Tobit 模型的估计系数不显著。中西部地区由于金融市场发育迟缓,市场潜力较大,互联网企业的介入加速了市场竞争,能够有效激发市场潜力,从而促进银行金融科技的发展,而东部地区金融市场相对发达,容易出现“饱和”现象,甚至产生“拥挤效应”。西部县域银行高学历员工占比对金融科技发展指数的影响为正,且在 1% 的统计水平上显著,东部县域和中部县域不显著。可能的原因在于西部地区教育水平相对落后,更加依赖高学历的银行员工对居民家庭进行宣传引导。此外,员工共产党员占比对金融科技发展指数的影响在东部县域和西部县域显著为正;员工老龄化程度对金融科技发展指数的影响在东部县域和西部县域显著为负;传统金融发展程度对金融科技发展指数的影响在中部县域显著为负,东部县域和西部县域的 SDM-Tobit 模型估计系数显著为负。

## 2. 地域发展差异成因分析。

选择在上文 Tobit 和 SDM-Tobit 模型下回归系数均显著的解释变量纳入 Oaxaca-Blinder 模型,包括政府投入、受教育程度、信息化程度、互联网企业竞争、高学历员工占比、员工共产党员占比、员工老龄化程度和传统金融发展程度。表 7 的分解结果显示,东部与中部(对照组)之间金融科技水平总体差异的 59.09% 受禀赋差异影响,40.91% 受不可解释的系数差异影响。高学历员工占比和受教育程度是导致东

部和中部金融科技水平禀赋差异的显著因素,贡献率分别为 87.88% 和 10.61%,二者均与教育水平相关。可能的原因是东部县域教育资源充足,居民家庭的受教育程度普遍较高,这与教育资源的分布和居民接受教育的意识等密切相关。互联网企业竞争、信息化程度扩大了东部和中部地区金融科技发展水平的禀赋差异。由于高学历员工占比、互联网企业竞争、信息化程度、员工共产党员占比和政府投入的禀赋差异,东部地区金融科技发展水平明显高于西部(对照组)地区。高学历员工占比和互联网企业竞争是导致差异的较为显著的因素,其禀赋差异对总体禀赋差异的贡献率分别为 35.33% 和 9.58%,说明增加员工群体中高学历员工占比、鼓励互联网企业进入当地市场是提高西部县域银行金融科技发展水平的有效途径。信息化程度、员工共产党员占比和政府投入扩大了东部与西部之间金融科技发展水平的禀赋差异。中部和西部(对照组)金融科技发展水平总体差异的 55.88% 受禀赋差异的影响,其中,员工老龄化程度是导致两地差异的最显著因素,贡献率为 152.94%,信息化程度、互联网企业竞争、政府投入扩大了中部和西部之间金融科技发展水平的禀赋差异。一个重要发现是,信息化程度和互联网企业竞争对不同地区的禀赋差异均有较高的贡献,说明当地信息科技水平和互联网企业的发展情况是决定金融科技发展水平差异的重要因素。

表 7 不同地区金融科技发展水平差异 Oaxaca-Blinder 分解结果

自变量	东部对中部(对照组)		东部对西部(对照组)		中部对西部(对照组)	
	禀赋差异	系数差异	禀赋差异	系数差异	禀赋差异	系数差异
GI	-0.001	0.002	0.001*	0.004	0.001*	0.003
	(-0.76%)	(1.52%)	(0.60%)	(2.40%)	(2.94%)	(8.82%)
ED	0.014***	0.023	0.003	0.043*	-0.009**	0.018
	(10.61%)	(17.42%)	(1.80%)	(25.75%)	(-26.47%)	(52.94%)
ID	0.005***	0.008	0.013***	-0.004	0.004**	-0.007
	(3.79%)	(6.06%)	(7.78%)	(-2.40%)	(11.76%)	(-20.59%)
PINDEX	0.011***	0.112**	0.016***	0.083**	0.001*	-0.025
	(8.33%)	(84.85%)	(9.58%)	(49.70%)	(2.94%)	(-73.53%)
SE	0.116***	-0.059	0.059***	-0.372***	-0.036***	-0.334*
	(87.88%)	(-44.70%)	(35.33%)	(-222.75%)	(-105.88%)	(-982.35%)

续前表

自变量	东部对中部 (对照组)		东部对西部 (对照组)		中部对西部 (对照组)	
	禀赋差异	系数差异	禀赋差异	系数差异	禀赋差异	系数差异
SP	-0.005 ***	0.380 ***	0.009 ***	-0.265 **	0.005	-0.636 ***
	(-3.79%)	(287.88%)	(5.39%)	(-158.68%)	(14.71%)	(-1870.59%)
SA	-0.062 ***	0.336 ***	-0.004 **	0.352 ***	0.052 ***	0.022
	(-46.97%)	(254.55%)	(-2.40%)	(210.78%)	(152.94%)	(64.71%)
TFD	0.001	0.000	-0.000	-0.005	0.001	-0.008
	(0.76%)	(0.00%)	(0.00%)	(-2.99%)	(2.94%)	(-23.53%)
Constant		-0.749 ***		0.234		0.982 ***
		(-567.42%)		(140.12%)		(2888.24%)
Overall	0.078 ***	0.054 ***	0.097 ***	0.070 ***	0.019 **	0.015 *
	(59.09%)	(40.91%)	(58.08%)	(41.92%)	(55.88%)	(44.12%)

注：括号内的数字为差异百分比；模型采用按县域聚类的稳健标准误。

(八) 稳健性检验

由于空间滞后因变量和空间滞后误差变量的存在分别违背了传统计量模型中解释变量严格外生和残差扰动项独立同分布的原假设，同时考虑到可能存在的异方差问题，本文采取 SDM-MLE 方法替换上文所使用的 Tobit 和 SDM-Tobit 方法进行稳健性检验，并采用异方差稳健的标准误。理由在于，在假设随机变量的概率分布为正态分布的前提下，MLE 模型可视为 GMM 模型，而 IV 方法虽然不需要假定随机变量的概率分布，但是参数的估计值往往会超出其定义域的范围，而且很难选择好的工具变量。所以，本文使用 MLE 模型消除实证过程中可能存在的异方差和内生性问题。为此，需进行随机变量的正态分布检验。本文采用“雅克-贝拉检验”(JB 检验)对各随机变量进行了正态分布检验，经检验，对数化后的各随机变量可以在 1% 的显著性水平上接受概率分布为正态分布的原假设。由于模型涉及的变量较多，部分解释变量的回归系数和显著性有所变化，但结论与上文基本一致，限于文章篇幅，本文不展示稳健性检验的结果。

五、研究结论与政策建议

本文基于全国 1 976 个县域的数据，对某大型国有商业银行金融科技发展水平和影响因素进行了分析，结论如下：第一，线上保险销售占比、线上交易量占比、在线支付客户占比是评价银行金融科技发展

水平最重要的 3 个指标。第二，银行金融科技发展水平在 2015—2017 年间总体呈先升后降趋势，不同地区银行供给侧所提供的金融科技服务水平差异较大，并呈现出分化格局。第三，外部影响因素方面，受教育程度、信息化程度、互联网企业竞争能够显著促进银行金融科技发展，政府投入对银行金融科技发展具有抑制作用，相邻地区的居民家庭受教育程度具有明显的正向空间外溢性。内部影响因素方面，高学历员工占比、员工共产党员占比能够显著促进银行金融科技发展，员工老龄化程度对银行金融科技发展具有抑制作用，相邻地区的金融科技发展水平同样具有明显的正向空间外溢性。值得关注的是，银行金融科技发展水平对其传统金融发展程度存在显著的路径依赖关系。第四，划分区域分析时发现，各因素的影响效果存在明显的地域差异。深入考察各县域金融科技发展水平差异的原因时发现，信息化程度和互联网企业竞争对不同地区金融科技发展差异的形成均有较高贡献。

目前约 36% 的成年人仍被排斥在正规金融体系之外，信息技术与银行金融服务相结合产生了金融科技这一新兴商业模式，提升了金融服务的包容性，是目前来看实现普惠金融的最佳路径，而合理测度银行金融科技发展水平并识别其影响因素，有利于因地制宜、有的放矢地推动金融科技发展。本文的政策建议如下：首先，银行层面，基于已甄别出的影响因素以及各因素对不同地域影响效果的差异性，银行在推动

金融科技发展时应制定地域、行业、客群和产品等差异化经营策略。鉴于金融科技发展和受教育程度所表现出的空间外溢性,银行应积极推动区域间尤其是相邻地区金融科技发展的经验交流,强化先进引领作用。同时,加大对金融科技的宣传力度,通过科技渠道输送金融知识,切实提高居民家庭对金融科技的认知度,认识到金融科技与自身利益的关联性。其次,政府层面,鉴于信息化程度和互联网企业竞争造成了地域间金融科技发展的差异,为实现金融科技平衡充分发展,政府应推动完善信息化基础设施建设,改变

乡村地区互联网普及率仅为三成左右的现状,还应出台政策放宽民营企业进入垄断性行业的限制,激发金融科技发展活力。同时,增加教育与再教育投入,促进居民家庭人力资本水平的提升。最后,由于金融科技对传统金融发展程度具有依赖关系,在传统金融欠发达的地区,金融科技可能难以“自然生长”,应通过“有形之手”介入推动其发展,如政府建立与金融科技发展相适应的正向激励机制。但过程中应注意,恰当的政策干预可能有助于银行摆脱路径依赖,干预的常态化或干预过度并不利于银行金融科技健康发展。

## 参考文献

- [1] Hau H, Huang Y, Shan H, Zheng Z. Tech-fin in China: Credit Market Completion and Its Growth Effect [EB/OL]. (2017)[2019-05-15]. [http://abfer.org/media/abfer-events-2018/annual-conference/international-macroeconomist/AC18P1014\\_Ant\\_Financial\\_and\\_Growth\\_Effect\\_Paper\\_first\\_draft](http://abfer.org/media/abfer-events-2018/annual-conference/international-macroeconomist/AC18P1014_Ant_Financial_and_Growth_Effect_Paper_first_draft).
- [2] Huang Y, Lin C, Sheng Z, Wei L. Fin-tech Credit and Service Quality [C]. 2018 金融科技、社会金融与金融稳定研讨会, 2018.
- [3] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据 [J]. 经济学(季刊), 2018(4): 1557-1580.
- [4] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据 [J]. 金融研究, 2018(11): 68-84.
- [5] Sarma M. Index of Financial Inclusion [D]. Jawaharlal Nehru University, Discussion Paper in Economics, 2010(11): 1-28.
- [6] Arora R U. Measuring Financial Access [D]. Griffith University, Discussion Paper in Economics, 2010(7): 1-21.
- [7] 郭田勇, 丁潇. 普惠金融的国际比较研究 [J]. 国际金融研究, 2015(2): 55-63.
- [8] 杨军, 张龙耀, 马倩倩, 黄馨谊. 县域普惠金融发展评价体系研究 [J]. 农业经济问题, 2016(11): 24-30.
- [9] 星焱. 普惠金融: 一个基本理论框架 [J]. 国际金融研究, 2016(9): 28-34.
- [10] 沈悦, 郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率 [J]. 金融研究, 2015(3): 166-167.
- [11] 张正平, 杨丹丹. 市场竞争、新型农村金融机构扩张与普惠金融发展 [J]. 中国农村经济, 2017(1): 30-42.
- [12] 郭峰, 孔涛, 王靖一, 张勋, 程志云, 阮方圆, 孙涛, 王芳. 数字普惠金融指标体系与指数编制 [R]. 北京大学数字金融研究中心工作论文, 2016.
- [13] 郭品, 沈悦. 互联网金融加重了商业银行的风险承担吗?——来自中国银行业的经验证据 [J]. 南开经济研究, 2015(4): 80-97.
- [14] 郑志来. 互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角 [J]. 财经科学, 2015(5): 34-43.
- [15] 战明华, 张成瑞, 沈娟. 互联网金融发展与货币政策的银行信贷传导渠道 [J]. 经济研究, 2018(4): 63-76.
- [16] 邱晗, 黄益平, 纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角 [J]. 金融研究, 2018(11): 17-29.
- [17] Lin H F, Su J Q, Higgins A. How Dynamic Capabilities Affect Adoption of Management Innovations [J]. Journal of Business Research, 2016, 69(2): 862-876.
- [18] 林毅夫, 孙希芳, 姜烨. 经济发展中的最优金融结构初探 [J]. 经济研究, 2009(8): 4-17.
- [19] Oaxaca R. Male-female Wage Differentials In Urban Labor Markets [J]. International Economic Review, 1973, 14(3): 693-709.
- [20] 赵善梅, 吴士炜. 基于空间经济学视角下的我国资本回报率影响因素及其提升路径研究 [J]. 管理世界, 2018(2): 68-79.
- [21] 姚耀军, 施丹燕. 互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验 [J]. 金融研究, 2017(5): 127-141.
- [22] 张珩, 罗剑朝, 郝一帆. 农村普惠金融发展水平及影响因素分析——基于陕西省 107 家农村信用社全机构数据的经验考察 [J]. 中国农村经济, 2017(1): 2-15.
- [23] 周洋, 王维昊, 刘雪瑾. 认知能力和中国家庭的金融排斥 [J]. 经济科学, 2018(1): 96-112.
- [24] 易行建, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费 [J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [25] Appleton S, Balihuta A. Education and Agricultural Productivity: Evidence from Uganda [J]. Journal of International Development, 1996, 8(3): 415-444.
- [26] 卫龙宝, 施晟, 刘志斌. 中国农村教育的收益率与外溢性分析 [J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2012(6): 27-35.

(责任编辑: 韩 媛 张安平)

# 互联网消费金融对国内居民消费结构的影响

——基于 VAR 模型的实证研究

The Impact of Internet Consumer Finance on the Consumption

Structure of Domestic Residents:

An Empirical Study Based on VAR Model

赵保国 盖念

ZHAO Bao-guo GAI Nian

**[摘要]** 国内互联网消费金融迅速兴起,影响着国内居民消费心理和消费方式,面对消费升级驱动国内经济增长的趋势,研究互联网消费金融的发展对国内消费结构的影响具有重要意义。笔者将居民基本生存性消费支出和居民发展享受性消费支出作为衡量居民消费结构的指标,运用2007—2017年的互联网消费金融放贷规模、居民收入、居民各类消费支出的数据,构建VAR模型实证分析互联网消费金融、居民收入、居民消费结构之间的关系。研究发现:与居民基本生存性消费支出相比,互联网消费金融的发展对居民发展享受性消费支出增长的贡献率更高;互联网消费金融有利于扩大居民的发展享受性消费支出,从而优化国内消费结构,推动经济增长。

**[关键词]** 互联网消费金融 基本生存性支出 发展享受性支出 消费升级

**[中图分类号]** F832 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 03-0033-11

**Abstract:** The rapid rise of domestic Internet consumer finance affects the consumer psychology and consumption patterns of domestic residents. Facing the trend of consumption upgrading driving domestic economic growth, it is of great significance to study the impact of the development of Internet consumer finance on the domestic consumption structure. This paper takes residents' basic surviving consumer expenditure and residents' developmental consumption expenditure as indicators to measure the consumption structure of residents. Using the data of Internet consumer finance lending scale, household income and various consumption expenditures from 2007 to 2017, the VAR model is constructed. Analyze the relationship between Internet consumer finance, household income, and household consumption structure. The study finds that compared with the basic surviving consumer expenditures of the residents, the development of Internet consumer finance has a higher contribution rate to the growth of residents' enjoyment of consumption expenditures. Internet consumer finance is conducive to expanding residents' developmental consumption expenditures, thereby optimizing the domestic consumption structure and promoting economic growth.

**Key words:** Internet consumer finance Basic expenditure Developmental expenditure Consumption upgrade

**[收稿日期]** 2019-09-27

**[作者简介]** 赵保国,男,1971年3月生,北京邮电大学经济管理学院教授,博士,研究方向为金融创新、营销战略;盖念,女,1995年2月生,北京邮电大学研究生,研究方向为金融创新、营销战略。

**[基金项目]** 企业自营及合作网络商城的消费者偏好、选择机理及发展策略研究(项目编号:17AGL026)。

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。

## 一、引言

投资、消费与出口作为拉动中国经济增长的“三驾马车”，在使中国经济保持长达三十余年高速增长的同时，其结构失衡也备受垢病（郭庆旺和赵志耘，2014<sup>[1]</sup>）。改革开放以来，中国经济增长从“出口驱动阶段”过渡到“投资驱动阶段”，而“高投资-高出口”发展模式都不利于促进经济的可持续发展，因此提升经济增长的内生能力，逐渐转型为“消费驱动阶段”来推动经济可持续增长成为必然（殷杰兰，2018<sup>[2]</sup>）。十九大报告中提出“完善促进消费的体制机制，增强消费对经济发展的基础性作用”，发展消费推动经济增长成为国家重点战略之一（刘哲希和陈彦斌，2018<sup>[3]</sup>），居民消费成为推动国民经济增长的新动力（任思儒等，2018<sup>[4]</sup>）。

近年来，随着国内经济的持续增长，居民的消费能力不断提高，社交媒体的普及也刺激着居民的消费欲望（刘园和李捷嵩，2018<sup>[5]</sup>）。居民的消费观念及消费内容发生了翻天覆地的变化，人们不再满足于衣食住行等领域的消费，逐渐提高在教育文化娱乐等领域的消费比例，越来越注重品质消费和服务消费（樊继达，2019<sup>[6]</sup>）。和传统消费相比，如今居民在消费上更重视生活质量和服务消费以满足精神需求和发展需求（严先溥，2004<sup>[7]</sup>）。随着居民收入水平的提高和人口素质、人口城镇化水平的提升（吴石英和马芝，2018<sup>[8]</sup>），中国居民消费结构应呈现出生存型消费向享受型消费升级的趋势（樊继达，2019<sup>[6]</sup>），但目前“消费降级”引起了社会关注（孙凤，2019<sup>[9]</sup>）。消费是中国经济增长的第一驱动力，刺激消费维持经济增长很关键（孙皓和胡鞍钢，2013<sup>[10]</sup>），而在扩大消费规模时也要相应实施消费结构优化的战略，注重消费质量，从“有没有”向“好不好”方向转变（刘世锦等，2018<sup>[11]</sup>），由此推动国内经济由高速度增长向高质量发展转变。优化消费结构、加快消费升级不仅有利于稳定居民消费信心、支撑消费增长，还对促进国内经济转型，提高经济增速有着重要的影响作用（黄隽和李冀恺，2018<sup>[12]</sup>）。

消费金融是指以消费为目的的信用贷款，在消费者自有资金不足时，商业银行或金融公司等金融机构对申请购买个人消费产品和服务（如轿车、住房、信用卡等）的借款人发放担保贷款的行为（龚晓菊，

2012<sup>[13]</sup>）。2016年3月，央行与银监会印发的《关于加大对新消费领域金融支持的指导意见》在积极培育发展消费金融组织体系、加快推进消费信贷管理模式和产品创新、加大对新消费重点领域金融支持、改善优化消费金融发展环境等方面提出了一系列细化政策。消费金融通过为社会中各个阶层的消费者提供贷款，刺激各阶层的消费者改善生活品质，扩大消费需求，提高消费层次，从而优化消费结构，促进居民消费升级（孙国峰，2018<sup>[14]</sup>）。大力发展消费金融有利于发挥新消费引领作用，带动国内经济可持续发展。

随着“互联网+”的普及，互联网技术逐渐渗透到各个领域，互联网技术与消费金融领域的结合更是改变了传统的消费模式和交易模式（马德功等，2017<sup>[15]</sup>）。互联网消费金融是借助互联网进行线上申请、审核、放款及还款全流程的消费金融业务。与传统的消费金融业务相比，互联网消费金融业务充分运用互联网“高透明度、高参与度、高效率、低成本”等特点（周斌等，2017<sup>[16]</sup>），为客户提供优质服务的同时带动了消费金融行业的发展。网络购物的发展使消费者越来越习惯于线上消费，第三方支付的普及使消费者弱化了货币概念，这些都为互联网消费金融的发展提供便利条件，越来越多的消费者接受并使用互联网消费金融产品。

信用卡支付也是典型的消费金融手段，它不仅能提升消费者的支付意愿，还有利于促进消费升级（王巧巧等，2018<sup>[17]</sup>），而互联网消费金融产品模式与信用卡支付模式相似，且前者面对的受众更加广泛，发展势头正强。在此背景下研究互联网消费金融对居民消费结构的影响具有现实意义，有利于发挥互联网消费金融对消费结构的直接影响和对国内经济发展转型的间接影响作用，但目前基于现实数据的相关研究偏少。本文为了研究互联网消费金融模式能否促进居民消费结构升级，选择2007—2017年的样本数据构建模型，实证分析互联网消费金融的发展对居民消费结构的影响，从而为互联网消费金融的发展提供思路。

## 二、文献综述

当前国内外对消费金融的研究较多。Samuelson (1969)<sup>[18]</sup>利用生命周期模型为消费者的终身投资组合选择提供信息，他认为消费金融是指消费者在给定的金融环境中如何运用现有资产达到消费效用最大化；Merton (1995)<sup>[19]</sup>从功能视角分析消费金融环



境的变化; Tufano (2009)<sup>[20]</sup> 重点关注消费金融的四个关键职能: 支付、风险管理、储蓄和投资(现在的资产为了未来的消费)、借贷(现在的消费用未来的钱)。Zeldes (1989)<sup>[21]</sup> 指出消费信贷存在时能对消费支出起到促进作用。Bacchetta 和 Gerlach (1997)<sup>[22]</sup> 在美国、加拿大、英国等不同国家的数据中发现消费信贷对消费有影响。Ludvigson (1999)<sup>[23]</sup> 发现了消费信贷带来的可预测收入增长与消费增长之间的正相关性。张学江和荆林波 (2010)<sup>[24]</sup> 发现了消费金融对经济增长和经济可持续发展的积极作用; 孙国峰 (2010)<sup>[14]</sup> 认为消费金融有利于优化经济结构, 促进传统金融机构转型。孙文章等 (2014)<sup>[25]</sup> 通过建立双重差分模型研究发现消费金融公司对试点区的居民消费在空间和时间上均有显著影响。肖忠意和李思明 (2015)<sup>[26]</sup> 研究了消费金融效应的地区差异, 发现不同地区的居民资产配置对消费的影响不同。

与消费金融的研究相比, 互联网消费金融的研究较少。冯科和何理 (2016)<sup>[27]</sup> 将互联网消费金融的发展分为探索期、市场启动期、高速发展期三个阶段, 并将互联网消费金融服务模式分为三种: 电商服务模式、分期购物平台等或以消费金融公司为主体的服务模式、依托银行的服务模式。邵腾伟和吕秀梅 (2017)<sup>[28]</sup> 认为互联网消费金融降低了消费金融的服务成本, 为中低收入人群提供了更多的借贷机会, 并通过给居民消费加杠杆拉动了国民经济增长。互联网消费金融有六种服务模式, 分别是传统商业银行的消费金融互联网化、消费金融公司的消费金融互联网化、电商平台提供的消费金融、分期购物平台提供的消费金融、垂直细分平台提供的消费金融和 P2P 平台提供的消费金融。

当前对国内消费结构的研究较多, 国内学者们运用不同的衡量指标来研究消费结构的影响因素。贾小玫和焦阳 (2016)<sup>[29]</sup> 通过分析恩格尔系数变动趋势、消费结构各部分比例变化情况以及影响农村居民消费结构的各因素, 发现农村居民的消费需求逐渐升级并提出建议。魏勇和杨孟禹 (2017)<sup>[30]</sup> 以消费者在不同档次消费品的消费转移体现消费结构变化, 构建“收入结构—社会保障—消费升级”框架来探索城镇居民收入结构、社会保障与消费升级的动态关系。任思儒等 (2018)<sup>[4]</sup> 以居民重点消费系数为基础分析居民消费结构变化并通过面板回归研究其显著影响因素。邱黎源和胡小平 (2018)<sup>[31]</sup> 用改善性消费支出与家庭总消费支出之间的比值衡量消费结构, 实证分

析正规信贷约束对农户消费结构的影响机制。

其中, 有学者研究了互联网、消费金融对消费结构变化的影响, 张永丽和徐腊梅 (2019)<sup>[32]</sup> 发现互联网有利于提升消费水平和优化消费结构; 汤才坤 (2018)<sup>[33]</sup> 发现互联网的不同指标对不同类别的消费支出影响程度有差异; 贺达和顾江 (2018)<sup>[34]</sup> 认为互联网使用能促进农村年轻人在教育文化和娱乐等方面的消费; 向玉冰 (2018)<sup>[35]</sup> 从城市和农村两个角度分别分析互联网对各类消费支出的影响, 并研究互联网对生存型、享受型和发展型这三类消费的影响, 从而发现互联网对消费升级的促进作用; 任鑫和葛晶 (2019)<sup>[36]</sup> 认为金融发展水平影响着居民消费结构, 加强金融创新、设立消费金融公司有利于引导居民消费; 王平和王琴梅 (2018)<sup>[37]</sup> 认为消费金融通过配置效应、融通效应、财富效应、流动效应促进消费升级, 运用实证分析验证了消费金融对消费升级的促进作用。也有学者研究了互联网金融、互联网消费金融对居民消费的影响。崔海燕 (2016)<sup>[38]</sup> 运用互联网金融模式中第三方支付规模的数据, 构建误差修正模型最终发现互联网金融能促进居民消费; 马德功等 (2017)<sup>[15]</sup> 利用动态 GMM 回归模型研究得出互联网消费金融和居民收入均能促进国内城镇居民消费, 并且不同地区互联网消费金融对居民消费行为的影响程度不同。

综上所述我们发现消费金融能促进居民消费结构变化, 而互联网消费金融能促进居民消费支出, 并且部分研究引入了居民收入对居民消费的影响。但已有的文献在互联网消费金融对居民消费结构的直接影响方面缺乏实证研究, 而在当前经济新常态下, 促进消费升级对拉动经济至关重要, 发展互联网消费金融是否促进消费结构变化, 互联网消费金融对消费结构变化的影响程度如何这一研究具有重要的现实意义。

### 三、方法与数据

#### (一) 研究方法

传统的经济理论不能说明变量之间的动态联系。1980年克里斯托弗·西姆斯提出了向量自回归模型, 即 VAR 模型, 他采用多方程联立的形式, 不以经济理论为基础, 在模型的每一个方程中, 内生变量对模型的全部内生变量的滞后值进行回归, 从而估计全部内生变量的动态关系, 进而用于预测相互联系的时间

序列系统及分析随机扰动对变量系统的动态冲击,从而解释各种经济冲击对经济变量形成的影响(任碧云和程茁伦,2015<sup>[39]</sup>)。互联网消费金融规模会受到经济系统中各类因素的影响不断变化,VAR模型是研究这种动态变化的经典模型之一。

任何一个系统(或模型)中都存在许多变量,其中自变量和因变量统称为内生变量。一般来说,内生变量是“理论内所要解释的变量”,是指在经济机制内部由经济因素所决定的变量。外生变量是指作为给定条件存在的变量,其不受自变量影响,而受外部条件支配,也会对模型系统产生影响。内生变量和外生变量往往难以区分,为了避免这种误差,VAR模型把系统中的每个影响因素都作为内生变量,确定滞后阶数后这些内生变量的滞后值也进入系统,成为解释变量,从而研究系统中变量在动态变化中的关系。

VAR模型对每个内生变量构建以系统中所有内生变量的滞后值为解释变量的函数,从而将单变量自回归模型推广到由多元时间序列变量组成的“向量”自回归模型,确定各个内生变量的滞后阶数后再进行参数估计和其他分析。

建立VAR模型的过程一般为:

若存在 $k$ 个时间序列变量:

$$y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt} \quad y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \dots \\ y_{kt} \end{bmatrix}, t=1, 2, \dots, T$$

则 $P$ 阶VAR模型即VAR( $p$ )的表达式:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t + C$$

其中, $y_t$ 是 $k$ 维内生变量向量, $p$ 是滞后阶数,样本个数为 $t$ , $\epsilon_t$ 是 $k$ 维扰动变量, $C$ 为 $k$ 维常数向量。

高铁梅(2009)<sup>[40]</sup>指出,VAR理论要求进入模型中的各个时间序列变量都是平稳序列,若时间序列变量不平稳,则需要对时间序列变量进行差分,对差分后平稳的序列建立VAR模型,进而对差分后的变量做进一步分析。

## (二) 变量选取及数据来源

随着经济的发展,居民收入和居民消费支出都处于增长中(纪园园和宁磊,2018<sup>[41]</sup>)。1936年凯恩斯提出绝对收入假说,用于描述消费支出和收入之间的关系。该假说认为,在通常情况下,总需求函数中

消费部分主要以总所得为其主要变数,消费支出与实际收入之间保持稳定的函数关系。随着收入的增加消费也将增加,但每一收入增量中,用于消费的比重越来越小,即边际消费倾向递减。假说认为收入是影响消费支出的主要因素,收入对消费存在影响(崔海燕,2016<sup>[38]</sup>)。本文选择居民收入总额来表示收入(用 $income$ 表示)。

网购平台的兴起和手机的普及使国内居民的消费场域从实体店转移到天猫、考拉等电商平台,第三方支付的发展使居民在日常生活中的支付方式发生颠覆,消费场域和支付方式的改变不仅影响了消费者的消费观念(逢索和程毅,2017<sup>[42]</sup>),还使得互联网消费金融顺势而生,并迅速发展。与传统消费金融相比,互联网消费金融模式更灵活多样,更受消费者的欢迎(邵腾伟和吕秀梅,2017<sup>[28]</sup>)。互联网消费金融弱化了居民的信贷约束,使居民通过移动终端完成跨期消费,从而对提高居民的消费水平有积极作用(马德功等,2017<sup>[15]</sup>)。为了研究互联网消费金融对居民各类消费支出的影响,本文选择互联网消费金融放贷规模表示互联网消费金融发展水平(用 $internet$ 表示)。

消费结构的变化体现在消费内容的变化,从供给端看,消费内容呈现出“生存—发展—享受”的变化;从需求端看,消费内容呈现出“物质—服务”的变化。需求端的消费内容受限于消费者的需求,通过利用消费需求来促进消费内容多样化,而供给端可为需求端提供选择、落实保障,从而引导消费结构的变化(黄隽和李冀恺,2018<sup>[12]</sup>)。按照《中国统计年鉴》的统计分类方法,中国居民消费支出被分为八类,分别是食品消费支出、衣着消费支出、居住消费支出、家庭设备及用品消费支出、交通与通信消费支出、文教娱乐服务消费支出、医疗保健消费支出与其他消费支出。本文从供给端出发,将消费支出分成两类(刘志忠和吴飞,2014<sup>[43]</sup>):食品消费支出、衣着消费支出、居住消费支出归为基本生存性消费支出(用 $basis$ 表示);家庭设备及用品消费支出、交通与通信消费支出、文教娱乐服务消费支出、医疗保健消费支出与其他消费支出归为发展享受性消费支出(用 $development$ 表示)。

根据数据的可得性,本文分析所利用的是2007—2017年居民基本生存性消费支出、居民发展享受性消费支出、居民收入总额和互联网消费金融放贷规模的年度数据,其中居民基本生存性消费支出、

居民发展享受性消费支出和居民收入总额的数据来自于国家统计局，互联网消费金融放贷规模的数据来自于艾瑞咨询。鉴于在2011年之前互联网消费金融尚未兴起，艾瑞咨询报告中也只收录了2012—2017年的互联网消费金融规模的数据，因此将2011年之前的互联网消费金融规模设置为0.00001。同时为了消除通货膨胀的影响，将居民基本生存性消费支出、居民发展享受性消费支出、居民收入总额和互联网消费金融放贷规模的样本数据以居民消费价格指数CPI(2007年=100)为定基价格指数进行折算。

利用消除通货膨胀影响的居民基本生存性消费支出和居民发展享受性消费支出的相关数据，绘制出居民基本生存性消费支出、居民发展享受性消费支出各自所占比例的变化趋势，如图1所示。

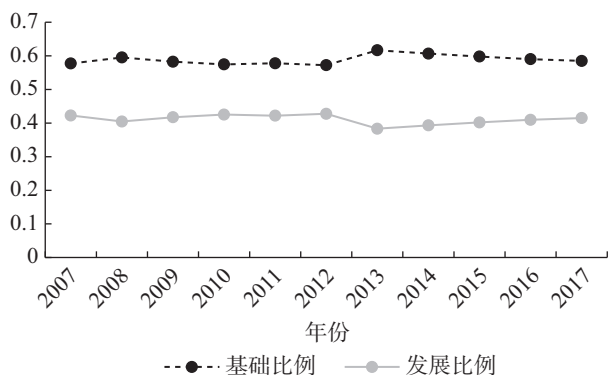


图1 居民消费结构变化图

根据图1可看出，居民发展享受性消费支出所占比例在2013年后有所增长，居民基本生存性消费支出所占比例在2013年后有所下降，我国消费内容在近几年有从基本生存性消费支出到发展享受性消费支出的升级趋势。而互联网消费金融正是在近几年不断发展，为了研究居民基本生存性消费支出、居民发展享受性消费支出的变化是否受到互联网消费金融的影响，影响程度如何，本文利用所获得的数据构建VAR模型，将原始数据经过对数处理后运用Eviews 9分析，先进行平稳性检验，再进行参数估计、建立脉冲响应函数、进行方差分解，从而分别分析互联网消费金融对我国居民基本生存性消费支出和发展享受性消费支出冲击的动态影响。

#### 四、实证与结果

##### (一) 互联网消费金融对国内居民基本生存性消费支出的影响

###### 1. 平稳性检验 (ADF 检验)。

一般地，进入VAR模型中的变量形式要求是平稳序列。如果非平稳变量进入模型，会导致模型不稳定，出现虚假的分析结果。本文在实际建模之前先检验时间序列变量的平稳性，通过对每个变量分别做单位根检验来确保每个进入模型的变量都是平稳变量，运用Eviews的检验结果见表1。

表1

ADF 检验结果

变量名称	ADF 统计量	5%临界值	10%临界值	结论
<i>income</i>	-1.285 079	-4.008 157	-3.460 791	非平稳
<i>internet</i>	-2.294 610	-4.008 157	-3.460 791	非平稳
<i>basis</i>	-1.420 424	-4.008 157	-3.460 791	非平稳
<i>D(income)</i>	-3.603 180	-3.259 808	-2.771 129	平稳
<i>D(internet)</i>	-2.493 007	-1.988 198	-1.600 140	平稳
<i>D(basis)</i>	-2.781 060	-3.259 808	-2.771 129	平稳

从表1可知，尽管*income*、*Internet*、*basis*序列都是非平稳的，但它们经过一阶差分之后都是平稳的。因此，可对居民收入、互联网消费金融、居民基本生存性消费的数据经过一阶差分后再建立模型，得出结论。而一阶差分后的数据序列代表的是原数据序列的变化，即*D(income)*表示居民收入的年增长量，*D(internet)*表示互联网消费金融规模的年增长量，*D(basis)*表示居民基本生存性消费支出的年增长量，因此本文研究的是各变量增长量之间的动态关系。

###### 2. 确定最大滞后阶数。

建立VAR模型前需要预估和确定VAR模型中的滞后阶数。为了确保模型具有良好的解释能力，滞后阶数要完整地反映模型的动态特征，一般阶数越多，反映程度越完整，但太多的阶数会影响参数估计，严重降低了模型的自由度，因此确定模型中的滞后阶数时既要考虑阶数的充足性又要考虑模型的自由度。本文运用LR、FPE、AIC、SC、HQ等准则检验来确定VAR模型的滞后阶数，检验结果见表2。

表2 最大滞后阶数检验统计量

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	13.003 75	NA	2.18e-05	-2.223 057	-2.157 315	-2.364 927
1	33.078 42	22.305 18*	2.27e-06*	-4.684 093*	-4.421 127*	-5.251 573*

如表2所示,根据LR、FPE、AIC、SC、HQ等准则检验,考虑到模型的自由度,本文将此VAR模型的滞后阶数定为1阶。

### 3. VAR 参数估计。

经过平稳性检验及确定最大滞后阶数后可以建立VAR模型。其中,需要对该VAR模型进行单位根检验,如图2所示。

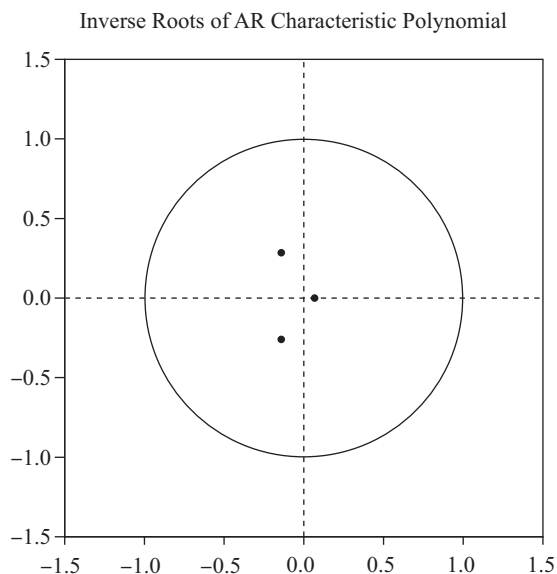


图2 单位根检验图

根据图2可看出,该VAR模型全部根的倒数的模均小于1,即所有根的倒数均落在单位圆内,这说明滞后一阶的模型拟合度较高且比较稳定。

确定最大滞后阶数为1,将常数项作为外生变量。其中关于因变量 $D(basis)$ 的参数估计结果如下:

$$\begin{aligned}
 D(basis)_t = & 0.255\ 919D(income)_{t-1} \\
 & +0.008\ 650D(internet)_{t-1} \\
 & -0.074\ 026D(basis)_{t-1} \\
 & +0.054\ 688
 \end{aligned}$$

该结果表明,互联网消费金融放贷规模的年增长率会正向提高居民的基本生存性消费支出的年增长率,作用系数为0.008 650,居民收入的年增长率也会正向提高居民的基本生存性消费支出的年增长率,作用系数为0.255 919。这表明,互联网金融放贷规

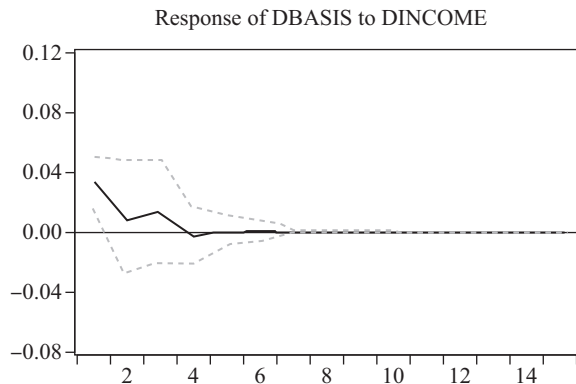
模的扩大、居民收入的增长都将正向影响居民的基本生存性消费支出的增长。而居民收入的年增量与互联网消费金融放贷规模的年增量相比,对居民基本生存性消费支出的年增量的作用系数更大,这与凯恩斯假说中收入是影响消费支出的主要因素相符合,但互联网消费金融放贷规模对居民基本生存性消费支出的影响也不容小视。

### 4. 脉冲响应函数。

脉冲响应的意义是冲击对某个变量在不同时期的影响效果,即冲击对系统的动态影响。若脉冲响应函数在一段时间内趋于不再波动则表明冲击效应趋于稳定,当脉冲响应函数最终趋于0,则说明冲击效应逐渐趋于零,表明冲击无法构成持久性的影响作用;但当差分变量的脉冲响应函数最终趋于0时,原变量的冲击效应不会趋于0,而是趋于稳定。

分析VAR模型时,可运用脉冲响应函数分析模型变量之间的动态影响,脉冲响应函数比起参数估计更具有实际意义。为了看出 $D(income)$ 、 $D(internet)$ 、 $D(basis)$ 之间的动态关系,绘制出脉冲响应函数如图3和图4所示。在图3和图4中,横轴表示冲击作用的滞后期数(单位:年),纵轴表示居民基本生存性消费支出的年增长率,实线表示各冲击变量对居民基本生存性消费支出的年增量的反应程度,虚线表示正负两倍标准差偏离带。

根据图3可以看出,当给居民收入的年增量一个正向的冲击,居民基本生存性消费支出的年增量先在一段时间内没有波动后又迅速降低,最终趋于0。根

图3  $D(basis)$ 对 $D(income)$ 的脉冲响应

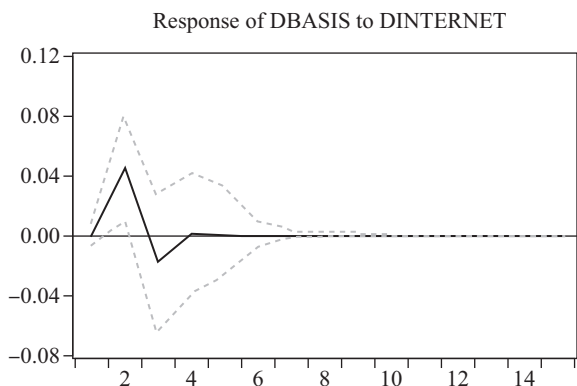


图4  $D(basis)$  对  $D(internet)$  的脉冲响应

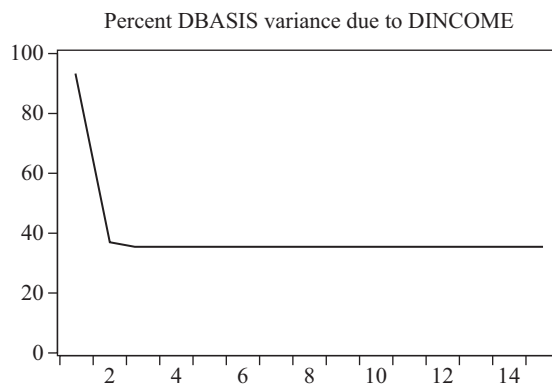


图5  $D(income)$  对  $D(basis)$  的贡献度

据图4可以看出,当给互联网消费金融放贷规模的年增量一个正向的冲击,居民基本生存性消费支出的年增量先上升后降低,再上升最终下降趋于0。还可看出,居民基本生存性消费支出的年增量对互联网消费金融放贷规模的年增量的脉冲响应更敏感。

同时,居民基本生存性消费支出的年增量对居民收入的年增量和互联网消费金融放贷规模的年增量的脉冲响应最终都趋于0,说明居民基本生存性消费支出对居民收入和互联网消费金融放贷规模的脉冲响应最终都趋于稳定。居民基本生存性消费支出的年增量对居民收入的年增量的脉冲响应趋于0的时间大约为7年,居民基本生存性消费支出的年增量对互联网消费金融放贷规模的年增量的脉冲响应趋于0的时间大约为9年,可看出居民基本生存性消费支出对互联网消费金融放贷规模的脉冲响应趋于稳定的时间和居民基本生存性消费支出对居民收入的脉冲响应趋于稳定的时间的差距不明显。

5. 方差分解。

方差分解的意义是不同时点变量的预测方差可以分解为不同冲击解释的部分,可理解为冲击对变量波动的贡献。通过分析系统中每个冲击对内生变量变化的贡献差异,从而评价各变量的重要程度。VAR模型的方差分解结果如图5和图6所示。

由于前期互联网消费金融的发展规模接近于0,因此  $D(income)$  的贡献度起点为0,但随着时间的延长,  $D(income)$  和  $D(internet)$  的真实贡献度逐渐显现出来。根据图5可以看出,居民收入的增长对居民基本生存性消费支出的增长的贡献度不断下降,最终稳定至40%。根据图6可以看出,互联网消费金融规模的增长对居民基本生存性消费支出的增长的贡献度不断升高,最终稳定至60%。

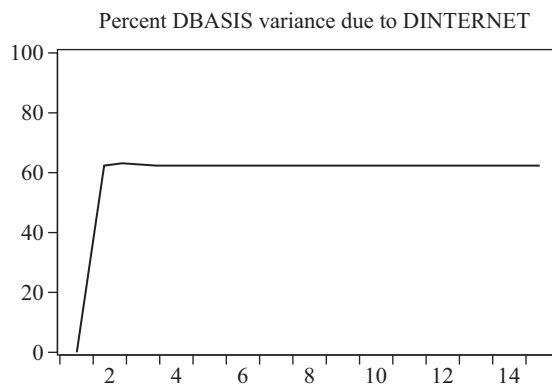


图6  $D(internet)$  对  $D(basis)$  的贡献度

比较图5和图6可看出,互联网消费金融规模的增长对居民基本生存性消费支出增长的贡献率在经过一段时间后逐渐大于居民收入增长对居民基本生存性消费支出增长的贡献率,即前者对居民基本生存性消费支出增长的影响逐渐超过后者。

(二) 互联网消费金融对国内居民发展享受性消费支出的影响

1. 平稳性检验 (ADF 检验)。

经过 Eviews 的检验后,可得到表1和表3。由此可知,尽管  $income$ 、 $internet$  和  $development$  序列都是非平稳的,但它们经过一阶差分之后都是平稳的。因此,可对居民收入、互联网消费金融、居民发展享受性消费的数据经过一阶差分后再建立模型,研究各变量增量间的动态关系。

表3 ADF 检验结果

变量名称	ADF 统计量	5%临界值	10%临界值	结论
$development$	-1.464 455	-3.259 808	-2.771 129	非平稳
$D(development)$	-5.920 386	-3.259 808	-2.771 129	平稳

2. 确定最大滞后阶数。

如表 4 所示, 根据 LR、FPE、AIC、SC、HQ 等准

则检验, 综合考虑模型的自由度和解释程度, 本文将此

VAR 模型的滞后阶数定义为 1 阶具有一定的合理性。

表 4 最大滞后阶数检验统计量

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	19.005 77	NA *	5.74e-06	-3.556 838	-3.491 096	-3.698 708
1	30.885 37	13.199 55	3.69e-06 *	-4.196 749 *	-3.933 783 *	-4.764 229 *

3. VAR 参数估计。

建立 VAR 模型时需要进行单位根检验, 如图 7

所示。

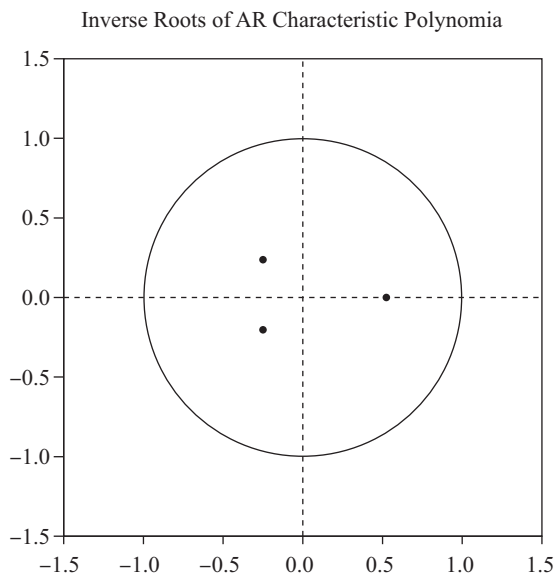


图 7 单位根检验图

根据图 7 可看出, 该 VAR 模型所有根的倒数均落在单位圆内, 说明滞后 1 阶的模型平稳。确定最大滞后阶数为 1, 将常数项作为外生变量。其中关于因变量  $D(\text{development})$  的参数估计结果如下:

$$\begin{aligned}
 D(\text{development})_t = & 0.239\ 533D(\text{income})_{t-1} \\
 & -0.005\ 963D(\text{internet})_{t-1} \\
 & -0.353\ 327D(\text{development})_{t-1} \\
 & +0.115\ 695
 \end{aligned}$$

该结果表明, 居民收入的年增长量也会正向提高居民的发展享受性消费支出的年增长量, 作用系数为 0.239 533。这表明居民收入的增长将扩大居民的发展享受性消费支出的增长, 这与凯恩斯假说相符合。

4. 脉冲响应函数。

运用脉冲响应函数分析模型变量之间的动态影响, 为了看出  $D(\text{income})$ 、 $D(\text{internet})$ 、 $D(\text{development})$  之间的动态关系, 绘制出脉冲响应函数如图 8 和图 9

所示。

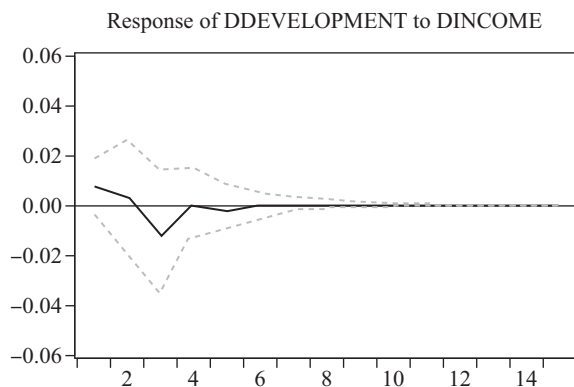


图 8  $D(\text{development})$  对  $D(\text{income})$  的脉冲响应

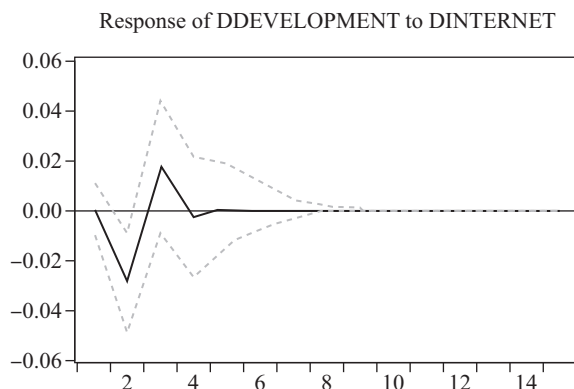


图 9  $D(\text{development})$  对  $D(\text{internet})$  的脉冲响应

根据图 8 可以看出, 当给居民收入的年增量一个正向的冲击, 居民发展享受性消费支出的年增量先上升后下降, 再上升, 最终下降趋于 0。根据图 9 可以看出, 当给互联网消费金融放贷规模的年增量一个正向的冲击, 居民发展享受性消费支出的年增量先下降后上升, 最终下降趋于 0。还可看出, 居民发展享受性消费支出的年增量对互联网消费金融放贷规模的年增量的脉冲响应更敏感。

同时, 居民发展享受性消费支出的年增量对居民收入的年增量和互联网消费金融放贷规模的年增量的脉冲响应最终都趋于 0, 说明居民发展享受性消费支出对居民收入和互联网消费金融放贷规模的脉冲响应

最终都趋于稳定。居民发展享受性消费支出的年增量对居民收入的年增量的脉冲响应趋于0的时间大约为10年，居民发展享受性消费支出的年增量对互联网金融放贷规模的年增量的脉冲响应趋于0的时间大约为8年，可看出居民发展享受性消费支出对互联网金融放贷规模的脉冲响应趋于稳定的时间和居民发展享受性消费支出对居民收入的脉冲响应趋于稳定的时间的差距不明显。再结合图3和图4，可看出居民基本生存性消费支出和居民发展享受性消费支出受到互联网金融放贷规模的影响周期相近。

5. 方差分解。

该VAR模型的方差分解结果如图10和图11所示。

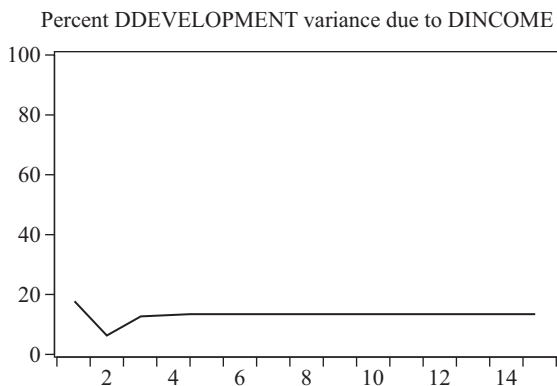


图10  $D(income)$  对  $D(development)$  的贡献度

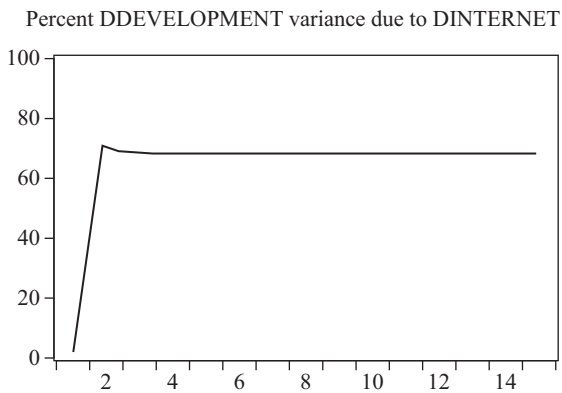


图11  $D(internet)$  对  $D(development)$  的贡献度

根据图10可以看出，居民收入的增长对居民发展享受性消费支出的增长的贡献度先下降后上升，最终稳定至20%左右。根据图11可以看出，互联网金融规模的增长对居民发展享受性消费支出的增长的贡献度不断升高，最终稳定至80%左右。比较图10和图11可看出，互联网金融规模的增长对居

民发展享受性消费支出增长的贡献率在经过一段时间后逐渐大于居民收入增长对居民发展享受性消费支出增长的贡献率，即前者对居民发展享受性消费支出增长的影响逐渐超过后者。

结合图5和图6，互联网金融规模的增长对居民发展享受性消费支出增长的最最终贡献度比互联网金融规模的增长对居民基本生存性消费支出增长的最最终贡献度更高。

五、结论与启示

本文通过利用2007—2017年居民基本生存性消费支出、居民发展享受性消费支出、居民收入总额和互联网金融放贷规模的样本数据，构建VAR模型实证分析了居民收入、互联网金融放贷规模对居民不同类型的消费支出的影响，继而分析居民收入、互联网金融对居民消费升级的影响。结果表明：

第一，和居民收入相比，居民基本生存性消费支出的增长和居民发展享受性消费支出的增长均对互联网金融发展程度更敏感。

第二，从贡献度上看，与居民收入相比，互联网金融的发展对居民基本生存性消费支出增长和居民发展享受性消费支出增长的最最终贡献度更高；与居民基本生存性消费支出相比，互联网金融规模的增长对居民发展享受性消费支出增长的最最终贡献度更高。

第三，从周期上看，互联网金融的放贷规模虽然对居民的基本生存性消费支出和发展享受性消费支出这两类消费支出均存在不同程度的影响，但影响所持续的时间长度差别不大。

根据以上研究结果可以看出，随着时间的推移，互联网金融的发展均有利于促进居民的基本生存性消费支出和发展享受性支出，但互联网金融对居民的发展享受性消费支出的影响程度更高，互联网金融的发展更有利于居民扩大发展享受性消费支出。因此，扩大互联网金融放贷规模，有利于鼓励居民消费，鼓励居民扩大发展享受性消费支出；推动互联网金融的发展有利于促进消费升级，加快居民消费从“基本生存”到“发展享受”的方向发展。

面对国内以消费促进经济增长的发展趋势，扩大居民消费内需不仅需要扩大居民消费规模，更需提升居民消费层次、优化居民消费内容、推动消费结构升级。根据本文的研究发现互联网金融的发展对推动消费升级有积极作用，可利用互联网金融加快

国内消费升级和经济增长,但切忌盲目扩大互联网金融规模的规模,当互联网金融平台的用户们过度加杠杆最终发生大量违约时,这将不利于互联网金融市场的健康发展。因此,在发展互联网金融的过程中应该规范互联网金融产业链的各个环节,有关部门可从互联网金融服务平台、消费者、信用评级机构等不同方面入手,如加强监管国内互联网金融平台,为各类互联网金融平台的借贷过程制定规则;为消费者普及消费金融风险知

识,使消费者树立正确的消费观念,懂得理性消费,提高消费者的风险意识;还可为消费者的信用水平评级,避免消费者过度在互联网金融平台上进行大量不合理消费,以多方的共同配合最终促进互联网金融的健康发展,从而保障互联网金融平稳推动消费升级,扩大居民在高质量高服务消费上的消费需求,使互联网金融为国内“消费升级”做出持续性贡献,真正发挥出消费升级对国内经济增长的拉动作用。

## 参考文献

- [1] 郭庆旺,赵志耘.中国经济增长“三驾马车”失衡悖论[J].财经问题研究,2014(9):3-18.
- [2] 殷杰兰.改革开放40年居民消费对经济结构转型的影响[J].财经科学,2018(10):73-83.
- [3] 刘哲希,陈彦斌.消费疲软之谜与扩大消费之策[J].财经问题研究,2018(11):3-12.
- [4] 任思儒,许健,赵昊暘.中国城镇居民消费结构的时空演变规律及其在需求拉动模型中的应用[J].管理评论,2018,30(5):197-206.
- [5] 刘园,李捷嵩.居民收入分布与炫耀性消费[J].中央财经大学学报,2018(1):77-86.
- [6] 樊继达.新时代居民扩大消费的梗阻及疏解[J].人民论坛·学术前沿,2019(2):20-27.
- [7] 严先溥.消费升级对经济增长提供强劲动力[J].消费经济,2004(1):46-49.
- [8] 吴石英,马芒.人口变动、消费结构与居民消费潜力释放——基于省际动态面板数据的GMM分析[J].当代经济管理,2018,40(4):8-15.
- [9] 孙凤.关于消费“升级”与“降级”的几点认识[J].人民论坛·学术前沿,2019(2):13-19.
- [10] 孙皓,胡鞍钢.城乡居民消费结构升级的消费增长效应分析[J].财政研究,2013(7):56-62.
- [11] 刘世锦,王子豪,蔡俊韬,钱胜存.2035:中国经济增长的潜力、结构与路径[J].管理世界,2018,34(7):1-12,183.
- [12] 黄隽,李冀恺.中国消费升级的特征、度量与发展[J].中国流通经济,2018,32(4):94-101.
- [13] 龚晓菊.扩大消费需求的长效机制分析[J].财贸经济,2012(8):122-128.
- [14] 孙国峰.中国消费金融的现状、展望与政策建议[J].金融论坛,2018,23(2):3-8.
- [15] 马德功,韩喜昆,赵新.互联网金融对我国城镇居民消费行为的促进作用研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2017,37(9):19-27.
- [16] 周斌,朱桂宾,毛德勇,晁先锋.互联网金融真的能够影响经济增长吗?[J].经济与管理研究,2017,38(9):45-53.
- [17] 王巧巧,容玲,傅联英.信用卡支付对消费结构的影响研究:消费升级还是消费降级?[J].上海金融,2018(11):57-64.
- [18] Samuelson P A. Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming [J]. Review of Economics & Statistics, 1969, 51(3): 239-246.
- [19] Merton R C. A Functional Perspective of Financial Intermediation [J]. Financial Management Association, 1995, 24(2): 23-41.
- [20] Tufano P. Consumer Finance [J]. Annual Review of Financial Economics, 2009, 1(1): 227-247.
- [21] Zeldes S P. Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation [J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(2):305-346.
- [22] Bacchetta P, Gerlach S. Consumption and credit constraints: International evidence [J]. Journal of Monetary Economics, 1997, 40(2): 207-238.
- [23] Ludvigson S. Consumption and Credit: A Model of Time-Varying Liquidity Constraints [J]. The Review of Economics and Statistics, 1999, 81(3): 434-447.
- [24] 张学江,荆林波.我国消费金融服务业发展现状及政策选择[J].南京社会科学,2010(11):35-43.
- [25] 孙文章,李延喜,陈克兢.消费金融公司与地区居民消费的关系研究——基于双重差分模型的估计[J].中国软科学,2014(7):115-127.
- [26] 肖忠意,李思明.中国农村居民消费金融效应的地区差异研究[J].中南财经政法大学学报,2015(2):56-63,71,159.
- [27] 冯科,何理.互联网金融的创新[J].中国金融,2016(11):32-34.
- [28] 邵腾伟,吕秀梅.新常态下我国互联网金融的表现、作用与前景[J].西部论坛,2017,27(1):95-106.
- [29] 贾小玫,焦阳.我国农村居民消费结构变化趋势及影响因素的实证分析[J].消费经济,2016,32(2):29-34.
- [30] 魏勇,杨孟禹.收入结构、社会保障与城镇居民消费升级[J].华东经济管理,2017,31(3):90-99.
- [31] 邱黎源,胡小平.正规信贷约束对农户家庭消费结构的影响——基于全国4141户农户的实证分析[J].农业技术经济,2018(8):16-25.



- [32] 张永丽, 徐腊梅. 互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响——基于甘肃省 1735 个农户的调查 [J]. 中国农村经济, 2019 (2): 42-59.
- [33] 汤才坤. “互联网+”对农村居民消费经济结构的影响分析 [J]. 统计与决策, 2018, 34 (21): 117-119.
- [34] 贺达, 顾江. 互联网对农村居民消费水平和结构的影响——基于 CFPS 数据的 PSM 实证研究 [J]. 农村经济, 2018 (10): 51-57.
- [35] 向玉冰. 互联网发展与居民消费结构升级 [J]. 中南财经政法大学学报, 2018 (4): 51-60.
- [36] 任鑫, 葛晶. 金融发展、收入结构与城镇居民消费结构 [J]. 宏观经济研究, 2019 (1): 30-36, 64.
- [37] 王平, 王琴梅. 消费金融驱动城镇居民消费升级研究——基于结构与质的多重响应 [J]. 南京审计大学学报, 2018, 15 (2): 69-77.
- [38] 崔海燕. 互联网金融对中国居民消费的影响研究 [J]. 经济问题探索, 2016 (1): 162-166.
- [39] 任碧云, 程茁伦. 金融脱媒对中国商业银行资产负债业务冲击的动态影响——基于 VAR 模型的实证研究 [J]. 中央财经大学学报, 2015 (3): 26-33.
- [40] 高铁梅. 计量经济方法与建模 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2009: 270-295.
- [41] 纪园园, 宁磊. 相对收入假说下的收入差距对消费影响的研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35 (4): 97-114.
- [42] 逢索, 程毅. 大学生网贷成因分析及其风险规避路径——基于上海市大学生消费行为调查的实证研究 [J]. 思想理论教育, 2017 (2): 107-111.
- [43] 刘志忠, 吴飞. 地方政府财政支出的民生化进程与农村居民消费——基于总量和分类支出视角下的理论分析与实证检验 [J]. 财经理论与实践, 2014, 35 (1): 75-80.

(责任编辑: 韩 嫻 张安平)

## (上接第 9 页)

出绩效评价框架与正在全面实施的预算绩效管理是建立现代财政制度、提高政府治理效能的重要导向, 必须树立和强化政府与社会组织的绩效意识, 将绩效管理理念渗入政府购买公共服务的全过程。第二, 为政府购买公共服务的绩效评价工作创造一个良好的环境。制度建设与政策效应的推动、健全的信息公开机制既是绩效评价有效开展的基本前提, 也是完善政府

购买公共服务制度的重要举措。第三, 完善购买与评价链条。按照 PDCA 循环开展绩效评价链条, 强化绩效约束, 在不断地循环评价中推进政府购买公共服务制度发展。第四, 重视评价结果的反馈与应用。评价结果的有效应用是提升政府治理能力、节约财政资金的重要手段, 应让评价结果真正发挥其实质性作用, 积极推动社会的可持续发展。

## 参考文献

- [1] 财政部. 关于推进政府购买服务第三方绩效评价工作的指导意见: 财综 [2018] 42 号 [A/OL]. (2018-08-14) [2019-07-06]. [http://www.gov.cn/xinwen/2018-08/14/content\\_5313729.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2018-08/14/content_5313729.htm).
- [2] 中共中央、国务院关于全面实施预算绩效管理的意见 [EB/OL]. (2018-09-25) [2019-07-06]. [http://www.gov.cn/zhengce/2018-09/25/content\\_5325315.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2018-09/25/content_5325315.htm).
- [3] Ancarani A. Supplier Evaluation in Local Public Services: Application of a Model of Value for Customer [J]. Journal of Purchasing and Supply Management, 2009, 15 (1): 33-42.
- [4] 菲利普·库珀. 合同制治理: 公共管理者面临的挑战与机遇 [M]. 上海: 复旦大学出版社, 2007: 80-84.
- [5] Moullin M. Delivering Excellence in Health and Social Care [M]. Buckingham: Open University Press, 2002: 5-32.
- [6] Parasuraman A, Zeithaml V A, Berry L L, et al. SERVQUAL: A Multiple-item Scale for Measuring Consumer Perceptions of Service Quality [J]. Journal of Retailing, 1988, 64 (1): 12-40.
- [7] 黄春蕾, 闫婷. 政府购买公共服务绩效评估研究述评 [J]. 山东行政学院学报, 2013 (6): 47-51.
- [8] 徐家良, 许源. 合法性理论下政府购买社会组织服务的绩效评估研究 [J]. 经济社会体制比较, 2015 (6): 187-195.
- [9] 崔英楠, 王柏荣. 政府购买社会组织服务绩效考核研究 [J]. 北京联合大学学报 (人文社会科学版), 2017 (4): 101-108.
- [10] 张璇. 政府购买公共服务绩效审计评价体系研究 [J]. 审计月刊, 2015 (2): 8-11.
- [11] 王春婷. 政府购买服务绩效的影响因素与传导路径分析——以深圳、南京为例 [J]. 软科学, 2015, 29 (2): 1-5.
- [12] 包国宪, 刘红芹. 政府购买居家养老服务的绩效评价研究 [J]. 广东社会科学, 2012 (2): 15-22.
- [13] 何玉海. 政府购买服务绩效评价的内涵与机制研究 [J]. 中国财政, 2018, 767 (18): 38-40.
- [14] 姜爱华, 杨琼. 北京市政府购买公共服务绩效评价中存在的问题及对策分析 [J]. 经济研究参考, 2019 (12): 90-96.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

# 战略类型、股权结构与创新驱动型并购

Strategic Orientation, Ownership Structure

and Innovation-motivated M&As

佟岩 冉敏 王茜

TONG Yan RAN Min WANG Xi

**[摘要]** 已有文献对以创新为动因的并购主要分析了并购后的绩效和整合,较少涉及影响因素分析。笔者以获取新产品、新技术、研发团队等为目的的创新驱动型并购事件作为研究对象,分析战略类型和股权结构对其产生的影响。笔者选择2011—2016年期间的2 869个并购交易样本,实证研究表明:相比采取防御型战略的公司,采取探索型战略的公司更倾向于进行创新驱动型并购;这一影响在股权集中程度高的公司比在股权集中程度低的公司强,在非国有企业比在国有企业强,在机构投资者持股比例高的公司比在机构投资者持股比例低的公司强。

**[关键词]** 战略类型 股权结构 创新驱动型并购

**[中图分类号]** F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 03-0044-09

**Abstract:** The existing literatures on the innovation-motivated M&As mainly analyze the performance and integration of M&As, but seldom involve the analysis of influencing factors. This paper analyzes the impact of strategic orientation and ownership structure on innovation-motivated M&As which aim for new products, new technologies, R&D teams, etc. By selecting 2,869 M&A transactions for the period from 2011 to 2016, the empirical results show that: companies that adopt exploratory strategies are more likely to pursue innovation-motivated M&A; the impact of strategic orientation on innovation-motivated M&A is stronger in companies with high ownership concentration, is stronger for non-SOEs, and is stronger for companies with a high shareholding of institutional investors.

**Key words:** Strategy orientation Ownership structure Innovation-motivated M&As

**[收稿日期]** 2018-11-16

**[作者简介]** 佟岩,女,1977年11月生,北京理工大学管理与经济学院教授,博士生导师,研究方向为公司治理、并购与创新;冉敏,女,1994年10月生,现就职于中国农业银行股份有限公司,研究方向为公司治理与并购;王茜,女,1989年1月生,北京理工大学管理与经济学院博士研究生,研究方向为公司治理与并购。本文的通讯作者为佟岩,联系方式为 tongyan@bit.edu.cn。

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“创新驱动型并购的影响因素与经济后果研究”(项目编号:71672007);国家自然科学基金面上项目“权益薪酬契约对企业创新的影响机理与实证检验”(项目编号:71672010);国家自然科学基金面上项目“会计师事务所分所与集团子公司社会资本匹配度及影响机理:审计行为与公司治理效应”(项目编号:71672009)。

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。

## 一、引言

在全球化不断深入和我国经济进入“新常态”的大背景下,企业的发展必须转向创新驱动。创新既可以来自于企业自身的研发投入,也可以来自于并购外部对象(Cassiman和Veugelers, 2006<sup>[1]</sup>; Bena和Li, 2014<sup>[2]</sup>; 王宛秋和马红君, 2016<sup>[3]</sup>)。近年来企业越来越注重借助并购获取相关的技术与知识产权,以获取技术创新能力(Zhao, 2009<sup>[4]</sup>; Bena和Li, 2014<sup>[2]</sup>)。这种情况有别于通过并购获取规模效应、降低成本等传统并购动因,本文将其界定为创新驱动型并购。虽然通过并购获取创新能力对企业有益,但并非所有企业都偏好创新驱动型并购,这与企业的发展战略密切相关。

企业战略的分类有各种不同角度(Porter, 1980<sup>[5]</sup>; March, 1991<sup>[6]</sup>), Miles和Snow(2003)<sup>[7]</sup>根据战略的激进程度将其分为探索型战略、分析型战略和防御型战略三类。其中,探索型战略往往更倾向于发掘新产品和新市场机会,以便在激烈的市场环境下保持领先地位(孙健等, 2016<sup>[8]</sup>);防御型战略则注重现有的产品和服务,通过价格、服务和产品质量来稳定市场份额;而分析型战略介于以上两种战略之间。由于不同战略对创新的需求不同,主并方在不同战略类型下会对自身与目标方的创新水平做出不同程度的考虑,影响其目标选择和过程实施(Wagner, 2011<sup>[9]</sup>)。进一步来看,企业的战略决策和并购决策均体现了以大股东为主导的利益博弈(杨林, 2014<sup>[10]</sup>; Chen等, 2014<sup>[11]</sup>),并且股权集中度(陈健等, 2009<sup>[12]</sup>; 王垒等, 2018<sup>[13]</sup>)、机构投资者(金纬, 2013<sup>[14]</sup>; Chen等, 2014<sup>[11]</sup>)方面的特征都被证实具有重要影响。与此同时,企业性质则在我国目前经济生活中扮演了重要角色,不同性质的企业在战略、运营、效率等方面差异巨大(Wang等, 2008<sup>[15]</sup>; 吴延兵, 2012<sup>[16]</sup>)。虽然现有文献从战略类型以及股权结构角度研究并购问题的较多,但主要集中在探讨战略类型和股权结构对并购经济后果的研究(Agrawal等, 1992<sup>[17]</sup>; 李善民和周小春, 2007<sup>[18]</sup>; Seru, 2014<sup>[19]</sup>),涉及并购动因的较少。此外,并购动因的研究多聚焦在追求规模效应、缓解代理问题和实现战略多元化等方面,对新经济环境中并购的创新需求缺少论证。

本文选择2011年至2016年期间的2869个并购

交易为样本,以主并方为研究对象讨论战略类型对创新驱动型并购决策的影响,并探究股权集中度、企业性质和机构投资者持股比例在战略类型与创新驱动型并购决策中的调节效应。本文发现采取探索型战略的公司更偏好创新驱动型并购,并且在股权剪中程度高、非国有企业、机构投资者持股比例高的公司中,这一偏好更加明显。

本文具有如下研究贡献:(1)关注了战略类型对并购的创新动因的影响,拓展了并购决策影响因素的研究视角。关于并购动因的研究由来已久,追求规模效应、缓解代理问题、实现多元化等解释受到普遍认同(Nielsen和Melicher, 1973<sup>[20]</sup>; Jensen, 1986<sup>[21]</sup>),但对新经济环境中并购的创新需求缺少论证。虽有部分文献关注了技术并购,但较少涉及影响因素分析,主要集中于并购后的绩效和整合(格佛海等, 2013<sup>[22]</sup>; 王宛秋和马红君, 2016<sup>[3]</sup>)。本文分析公司战略如何影响并购的创新动因,将拓展传统并购动因的研究内容。(2)分析了股权结构对战略类型与创新驱动型并购决策之间关系的调节作用,丰富了股权结构、战略、创新等领域的研究内容,为混合所有制改革等重大战略提供经验证据。已有研究多考虑公司股权结构对并购类型、并购绩效的影响(Chen等, 2007<sup>[23]</sup>; 周绍妮等, 2017<sup>[24]</sup>),但对股权结构与企业战略、并购创新动因的关系关注不多。而企业的战略与并购无不受受到股权结构的影响,在我国供给侧改革、国有企业混合所有制改革等背景下探究股权结构与并购、创新的关系,既可为股权结构、创新等研究提供新的分析视角,也可为深化改革提供经验证据。

## 二、文献回顾及研究假设

(一)主并方的战略类型对创新驱动型并购行为的影响

企业的不同战略选择决定了各方面的重大决策,并购和创新也不例外(李彬和潘爱玲, 2015<sup>[25]</sup>)。Miles和Snow(2003)<sup>[7]</sup>根据战略激进程度由高到低将公司的战略分为探索型、分析型和防御型三类,在已有研究中得到了广泛应用(Bentley等, 2013<sup>[26]</sup>; 刘行, 2016<sup>[27]</sup>; 孙健等, 2016<sup>[8]</sup>)。采取探索型战略的公司,面对经营和竞争环境的不确定性时属于风险偏好者,希望成为引领者,因此不断开发新产品,抓住新的市场机会,关注研发与营销。相对而

言,采取防御型战略的公司则更加安于现状,通常是行业的追随者。采取分析型战略的公司介于两者之间。本文主要研究采取探索型战略和防御型战略的公司。

创新驱动型并购(Innovation-motivated Acquisitions)是一种以创新为重要驱动因素的并购活动(Zhao, 2009<sup>[4]</sup>; Ayyagari等, 2011<sup>[28]</sup>),与传统动因并购的最显著区别在于对专有技术、研发创新能力等创新资源的关注。从主并方的视角来看,偏好创新动因往往意味着公司具有较好的资源和吸收能力,有助于提高创新产出(Hussinger, 2012<sup>[29]</sup>)。但是从被并方的情况来看,能够成为创新驱动型并购的目标,说明其创新资源和能力较为突出,然而这些资源和能力的形成通常需要高额的投入,且具有较大的不确定性,从而面临更大的风险以及更为波动的短期财务表现(温军和冯根福, 2012<sup>[30]</sup>)。可见,创新驱动型并购需要承担被并方潜在的更高风险,往往需要从战略布局和长期发展的角度进行决断。采取探索型战略的公司致力于通过挖掘新产品和新市场机会获取竞争优势,富有冒险精神、承受风险的能力强,因此相对于采取防御型战略的公司而言,他们在并购决策上更倾向于选择具有一定风险的创新驱动型并购,以达到战略与行动的契合(Ittner等, 1997<sup>[31]</sup>)。基于以上分析,本文提出假设1。

**假设1:**相比于防御型战略的公司,采取探索型战略的公司更加偏好创新驱动型并购。

## (二) 主并方的股权结构起到的调节作用

作为企业活动中的重大变化,并购过程无疑会受到各参与方的影响(Arikan和Capron, 2010<sup>[32]</sup>;曹婷等, 2015<sup>[33]</sup>)。并购双方的产权性质、股权结构、机构投资者等参与方之间的博弈决定了标的价格(Hayward和Hambriek, 1997<sup>[34]</sup>;陈仕华等, 2013<sup>[35]</sup>)、支付方式(Faccio和Masulis, 2005<sup>[36]</sup>;孙世攀等, 2013<sup>[37]</sup>)等并购特征。而创新取决于公司治理机制影响下的决策(Belloc, 2012<sup>[38]</sup>),各项股权结构具有重要影响。本文从股权的集中度、公司性质、机构投资者持股比例三个角度探讨。

### 1. 股权集中度。

股权越集中,公司在做出决策时越容易达成一致意见,从而在面对市场环境变化时能快速地做出反

应。在这种不受牵制的状态下,公司在战略上更偏好针对市场环境进行技术改造和产品更新换代等创新行为(赵洪江等, 2008<sup>[39]</sup>;杨鸣京等, 2018<sup>[40]</sup>),也就更有可能进行创新驱动型并购。相反地,股权制衡程度越强大,虽然没有“一股独大”的现象存在,但公司股东之间可能相互牵制和制约,从而不利于公司进行创新活动(顾露露等, 2015<sup>[41]</sup>);而且过于分散的股权分布可能导致其内部治理存在弊端,比如会削弱股东大会对管理层的监管动机和能力。因此,本文提出假设2。

**假设2:**在股权集中程度高的公司中,采用探索型战略更易选择创新驱动型并购。

### 2. 公司性质。

在控股股东性质方面,很多学者发现与国有企业相比,民营企业的创新需求和创新能力更强(唐跃军和左晶晶, 2014<sup>[42]</sup>;徐晓萍等, 2017<sup>[43]</sup>)。相对于民营企业来说,国有企业大多与关系国计民生的基础性行业密不可分,较多属于垄断性企业,而且还存在政府干预和内部人控制严重的情况,所以一般国有企业的创新水平要低于民营企业。而民营企业在市场经济环境下,面对激烈竞争,只能依靠自身的产品和服务去赢得市场,对创新的需求更高,也就更容易进行创新驱动型并购。因此,本文提出假设3。

**假设3:**在民营企业中,采用探索型战略更易选择创新驱动型并购。

### 3. 机构投资者的治理作用。

机构投资者的身份和力量也会对创新驱动型并购产生影响。机构投资者由于角色不同、获利方式不同(Chen等, 2007<sup>[23]</sup>;杨海燕等, 2012<sup>[44]</sup>;罗付岩, 2015<sup>[45]</sup>),对股票价格的关注、风险控制和监督制衡动机都存在较大差异(Ferreira和Matos, 2008<sup>[46]</sup>;温军和冯根福, 2012<sup>[30]</sup>)。相对于零散小股东而言,机构投资者的专业知识水平更强、获取信息更及时全面、资金实力更雄厚。所以机构持股比例高的公司,在面对市场环境的变动时,更容易做出及时和恰当的决策,更明白不断追求创新的重要性,公司越容易进行创新驱动型并购。因此,本文提出假设4。

**假设4:**在机构投资者持股比例高的公司中,采用探索型战略更易选择创新驱动型并购。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文在 BVD—ZEPHYR 全球并购交易分析库<sup>①</sup>获得了 2011 年至 2016 年我国公司的并购数据, 然后对原始数据做了以下筛选: 选出所有标的价格在 1 000 万元以上的样本; 删除数据缺失、不全的样本; 删除主并方为非上市公司的样本; 删除新三板的样本。本文最终获得了 2 869 个主并方为我国上市公司的并购样本。

#### (二) 模型与变量

本文使用模型 (1) 检验战略类型对创新驱动型并购可能性的影响, 然后根据股权结构特征变量分组检验, 分析股权结构的调节效应:

$$\text{Logistic}(IDMA) = \beta_1 + \beta_2 \text{Strategy} + \sum \text{Control} + \varepsilon \quad (1)$$

##### 1. 被解释变量: 创新驱动型并购 (IDMA)。

本文首先设定了与“创新”有关的关键词, 包括创新、新产品、新技术、新工艺、研发团队等。其次, 收集了 2 869 家上市公司首次宣告日的并购公告书, 在公告的“收购决定及收购目的”等相关部分, 检索各关键词, 根据公司对并购动机的描述做出判断。如果判定为创新驱动型并购样本, IDMA 取值为 1, 否则取值为 0。此外, 由于该变量需要人工判断, 为了避免主观臆断或疏漏错判, 本文对每个样本的判断均由 3 人背对背分别进行, 如果 3 人的判断结果一致, 则根据该结果赋值; 如果结果不一致, 则由另外 3 人重新进行判断, 直到达成一致结论为止。

##### 2. 解释变量: 主并方的战略类型 (Strategy)。

本文采用 Miles 和 Snow (2003)<sup>[7]</sup> 的做法, 将

公司战略分为防御型战略、分析型战略和探索型战略。本文参照 Bentley 等 (2013)<sup>[26]</sup> 的做法, 采用以下六个指标来衡量企业的战略类型: 研发支出与营业收入之比 (RDS)、员工人数与营业收入之比 (EMPS)、营业收入增长率 (REV)、销售费用与营业收入之比 (SGA)、员工总人数的标准差 (EMP)、固定资产占总资产的比重 (CAP)。本文通过计算 2 869 个样本以上六个指标在并购前三年的移动平均数, 得到每家公司这六个指标的数值, 然后按样本公司所属的行业在每个行业内分别打分。其原则是: 将每个行业的最大值到最小值五等分, 位于最高五分位数的样本观察值赋值为 5 分, 第二高五分位数的观察值赋值为 4 分, 依此类推, 最低分为 1 分 (其中 CAP 相反, 其最高五分位数的观察值赋值为 1 分, 而最低五分位数的观察值赋值为 5 分)。最后, 本文将每个样本公司的六个指标赋值分数加总, 即得出该公司的战略指数。其中, 战略指数最小为 6 分, 最大为 30 分。战略指数越大, 表明该公司越有可能采取探索型战略; 战略指数越小, 表明该公司越有可能采取防御型战略。具体来看, 若得分为 6~12 分, 则该公司采取的是防御型战略; 若得分为 13~23 分, 则该公司采取的是分析型战略; 若得分为 24~30 分, 则该公司采取的是探索型战略。模型 (1) 中战略类型为虚拟变量, 采取探索型战略的样本取值为 1, 采取防御型战略的样本取值为 0。由于分析型战略的公司特点并不清晰, 所以参考 Bentley 等 (2013)<sup>[26]</sup> 的做法未对这一部分样本进行进一步分析。结果显示, 共有 123 家公司采取探索型战略, 2 597 家公司采取分析型战略, 147 家公司采取防御型战略。

模型中各变量的定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
创新驱动型并购	IDMA	虚拟变量, 通过手工搜集并购公告分析判断, 创新驱动型并购样本赋值为 1, 非创新驱动型并购样本赋值为 0
主并方的战略类型	Strategy	战略指数为 24~30 分的企业采取探索型战略, 取值为 1; 战略指数为 6~12 分的企业采取防御型战略, 取值为 0
股权集中程度	First5	前 5 位大股东持股比例之和
公司性质	State	虚拟变量, 国有企业的样本赋值为 1, 非国有企业的样本赋值为 0

<sup>①</sup> Zephyr 是国际并购研究领域知名的数据库, 包含全球并购 (M&A)、首次公开发行 (IPO)、机构投资者收购 (IBO)、管理层收购 (MBO)、股票回购 (Share Buyback)、杠杆收购 (LBO)、反向收购 (Reverse Takeover)、风险投资 (VC)、合资 (JV) 等交易的最新信息, 并涵盖亚太地区及中国的交易记录。

续前表

变量名称	变量符号	变量定义
机构投资者持股比例	<i>Institution</i>	基金持股比例、券商持股比例、保险持股比例、社保基金持股比例、信托持股比例、财务公司持股比例、银行持股比例以及非金融类上市公司持股比例之和
公司规模	<i>Size</i>	企业总资产的自然对数
流动比率	<i>Liquidity</i>	流动资产与流动负债的比例
行业竞争程度	<i>Indus</i>	虚拟变量, 属于低竞争行业的样本赋值为1, 属于高竞争行业的样本赋值为0
资产收益率	<i>ROA</i>	净利润与总资产的比例
公司现金流	<i>CF</i>	经营活动产生的现金流量净额与净利润的比例
并购前创新水平	<i>Innbefore</i>	$\ln[(\text{主并方并购前一年专利申请数} + \text{并购前第二年专利申请数})/2]$
行业	<i>Industry</i>	行业虚拟变量
并购发生的时间	<i>Year</i>	年度虚拟变量

#### 四、实证结果

##### (一) 描述性统计结果

本文的2 869个样本中有123家公司采取探索型

战略, 147家公司采取防御型战略。因此, 本文展开后续分析的样本数为270个, 描述性统计结果见表2。

表2 描述性统计结果

Panel A: 按战略类型分组的创新驱动型并购差异检验				
战略类型	<i>IDMA</i> 均值		<i>IDMA</i> 均值差	
探索型战略	0.422 8		0.177 9***	
防御型战略	0.244 9			
Panel B: 主要变量描述性统计结果				
变量名称	均值	标准差	极小值	极大值
<i>IDMA</i>	0.325 9	0.469 6	0.000 0	1.000 0
<i>Strategy</i>	0.455 6	0.498 9	0.000 0	1.000 0
<i>First5</i>	0.531 6	0.163 3	0.135 1	0.890 0
<i>State</i>	0.370 4	0.483 8	0.000 0	1.000 0
<i>Institution</i>	0.069 2	0.087 1	0.000 0	0.559 2
<i>Size</i>	21.692 7	1.139 6	18.625 7	24.656 4
<i>Liquidity</i>	3.704 5	5.985 7	0.000 0	36.574 2
<i>Indus</i>	0.155 6	0.363 1	0.000 0	1.000 0
<i>ROA</i>	0.043 9	0.080 6	-0.187 7	0.458 6
<i>CF</i>	1.270 2	4.282 1	-20.304 3	21.394 2
<i>Innbefore</i>	1.723 2	1.910 0	-0.693 1	5.910 8

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著(双尾检验), 下同。

表2 Panel A显示, 探索型战略样本中, 属于创新驱动型并购的样本占42.28%, 而防御型战略样本中, 这一比例为24.49%, 显著低于探索型战略组。

Panel B为探索型和防御型战略的270个样本描述性统计, 数据显示, *IDMA*的均值为0.325 9, 即如果不区分探索型或防御型战略, 创新驱动型并购所占比重

约为三分之一。*Strategy* 的均值为 0.455 6, 本文 270 个研究样本中约有一半采取的是探索型战略。在市场竞争日益激烈, 技术和产品更新换代日益加快的环境下, 寻求创新以保持市场地位和竞争优势越来越重要。前五位大股东持股比例均值超过 50%, 机构投资者持股比例均值为 6.92%, 少数股东监督作用的

发挥尚需完善。

在初步描述统计之后, 本文按三个调节变量逐次分组, 以 *First* 和 *Institution* 的均值为界分为上下两组, 以 *State* 的两个类别分为两组, 对分组后的样本进行自变量和因变量的均值检验, 结果如表 3 所示。

表 3 样本分组后主要变量描述性统计结果

调节变量	观测值	IDMA		Strategy	
		均值	均值差	均值	均值差
<i>First5</i> (上)	137	0.357 7	0.064 4	0.554 7	0.201 4***
<i>First5</i> (下)	133	0.293 2		0.353 4	
<i>State</i> (国企)	100	0.230 0	-0.152 4***	0.440 0	-0.024 7
<i>State</i> (民企)	170	0.382 4		0.464 7	
<i>Institution</i> (上)	93	0.365 6	0.060 5	0.548 4	0.141 6**
<i>Institution</i> (下)	177	0.305 1		0.406 8	

按照前五位大股东持股比例之和对样本分组后, 均值 *T* 检验显示, 两组间创新驱动型并购并没有显著性差异, 但两组的战略类型在 1% 的水平上存在显著性差异, 前五位大股东持股比例越高的公司越倾向于采取探索型战略。根据企业性质对样本分组后发现, 两组间战略类型并没有显著性差异, 但两组的创新驱动型并购在 1% 水平上显著不同, 非国有公司更偏好创新驱动型并购。按照机构持股比例对样本分组后发现, 两组间创新驱动型并购并没有显著性差异, 但两组的战略类型在 5% 的水平上明显不同, 机构持股比例越高的公司越偏好采取探索型战略。

(二) 相关性分析

样本的 Pearson 相关系数如表 4 所示。其中创新驱动型并购 (*IDMA*) 与公司战略类型 (*Strategy*) 在 1% 水平上显著正相关, 公司的战略类型对创新驱动型并购有显著影响, 采取探索型战略的公司更倾向于进行创新驱动型并购。变量间的 Pearson 相关系数绝对值均低于 0.5, 不存在明显的多重共线性。

(三) 回归结果分析

本文首先对全样本进行了模型 (1) 的检验, 结果见表 5。表 5 中 *Strategy* 的系数显著为 0.982, 表明公司战略类型对创新驱动型并购有显著影响, 采取探索型战略的公司更倾向于进行创新驱动型并购, 假设 1 得到验证。接下来, 本文采取与表 3 相同的分组方式, 对模型 (1) 进行分组回归, 检验三个股权结构特征的调节效应。表 5 显示, 在 *First5* 较大的样本中, *Strategy* 的系数在 1% 的水平上显著为正, 而在 *First5* 较小的样本中该系数并不显著, 这说明在股权集中程度高的公司中, 探索型战略对创新驱动型并购决策的影响更大, 假设 2 得到验证。在非国有企业的样本中, *Strategy* 的系数在 5% 的水平上显著为正, 但在国有企业的样本中该系数并不显著, 这说明采用探索型战略的民营企业更可能进行创新驱动型并购, 假设 3 得到验证。在 *Institution* 较高的样本中, *Strategy* 的系数显著为正, 但在 *Institution* 较低的样本中该系数并不显著, 这说明当机构投资者持股比例较高时, 探索型战略更易触动创新驱动型并购, 假设 4 得到验证。

表 4 全样本各变量间的 Pearson 相关系数

变量名称	<i>IDMA</i>	<i>Strategy</i>	<i>First5</i>	<i>State</i>	<i>Institution</i>	<i>Size</i>	<i>Liquidity</i>	<i>Indus</i>	<i>ROA</i>	<i>CF</i>	<i>Innbefore</i>
<i>IDMA</i>	1										
<i>Strategy</i>	0.189***	1									
<i>First5</i>	0.042	0.192***	1								
<i>State</i>	-0.157***	-0.024	-0.265***	1							

续前表

变量名称	IDMA	Strategy	First5	State	Institution	Size	Liquidity	Indus	ROA	CF	Innbefore
Institution	-0.063	-0.122 **	0.016	0.062	1						
Size	-0.136 **	0.304 ***	0.081	0.339 ***	-0.026	1					
Liquidity	0.125 **	0.183 ***	0.147 **	-0.197 ***	-0.067	-0.159 ***	1				
Indus	-0.059	-0.126 **	0.100 *	-0.054	-0.084	-0.011	0.085	1			
ROA	0.075	0.312 ***	0.299 ***	-0.181 ***	0.320 ***	0.155 **	0.184 ***	0.051	1		
CF	0.045	-0.228 ***	-0.140 **	-0.023	-0.004	-0.211 ***	-0.065	0.009	-0.015	1	
Innbefore	0.103 *	0.420 ***	0.099	0.059	-0.034	0.351 ***	-0.036	-0.243 ***	0.145 **	-0.139 **	1

表5 回归分析结果

变量名称	全样本	First5		State		Institution	
		(上)	(下)	(国企)	(民企)	(上)	(下)
Strategy	0.982 *** (2.593)	1.314 ** (2.465)	0.603 (1.016)	1.085 (1.040)	0.714 * (1.672)	2.245 *** (2.689)	0.484 (1.003)
Size	-0.396 *** (-2.908)	-0.510 *** (-2.600)	-0.150 (-0.677)	-0.597 ** (-1.963)	-0.261 (-1.510)	-0.510 * (-1.805)	-0.344 ** (-2.130)
Liquidity	0.022 (0.929)	0.010 (0.350)	0.029 (0.473)	0.136 (1.265)	0.015 (0.605)	-0.041 (-0.686)	0.031 (1.156)
Indus	-0.241 (-0.588)	-0.305 (-0.555)	0.108 (0.161)	0.277 (0.304)	-0.289 (-0.615)	0.866 (1.182)	-0.777 (-1.386)
ROA	0.640 (0.349)	-0.741 (-0.287)	3.328 (0.851)	4.507 (0.915)	-1.431 (-0.631)	-1.228 (-0.431)	1.546 (0.535)
CF	0.042 (1.205)	0.129 * (1.832)	-0.047 (-0.805)	0.005 (0.069)	0.061 (1.386)	-0.290 (-1.198)	0.048 (1.280)
Innbefore	0.052 (0.553)	0.049 (0.388)	-0.080 (-0.512)	0.083 (0.400)	0.117 (1.002)	-0.077 (-0.481)	0.069 (0.500)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	7.131 0 ** (2.461 7)	9.560 6 ** (2.245 3)	2.170 9 (0.462 0)	10.748 0 * (1.648 0)	4.530 8 (1.236 8)	9.848 4 (1.644 5)	6.162 4 * (1.786 9)
N	270	137	133	100	170	93	177
Pseudo R <sup>2</sup>	0.070	0.135	0.042	0.138	0.051	0.156	0.068

#### (四) 进一步分析和稳健性检验

根据表2中的描述性统计,机构投资者持股比例最高可以超过50%,那么机构投资者持股比例增加是否会带来公司股权集中度降低呢?假设2与假设4是否可能存在一定的矛盾?本文对Institution均值分组后的两组样本进行了股权集中程度的均值T检验。结果发现,两组样本的股权集中度存在显著差异,但

Institution(上)一组的股权集中度均值为0.5589,高于对应组的0.5172,即机构投资者持股比例高的公司股权越集中,假设2与假设4并不矛盾。

本文使用前十位大股东持股比例(First10)来衡量股权集中程度,替换前文的前五位大股东持股比例,或使用三个调节变量的交乘项度量调节效应,研究结论均保持稳健。限于篇幅,本文未报告详细结果。



## 五、研究结论与建议

并购是获取创新优势的重要途径,企业的战略导向又将深刻影响并购决策。已有文献主要关注了战略类型、股权特征对并购过程和经济后果的影响,但并未深入分析它们将如何影响公司对并购动因的偏好。本文分析战略类型、股权特征对创新驱动型并购决策的影响,既为传统的并购动因、战略决策等领域提供了新的研究视角,也为企业重大决策提供了一定的经验数据参考。

本文选取2011年至2016年间的2 869个并购样本,以主并方为研究对象,从战略类型的角度剖析创新驱动型并购的影响因素,并分析公司股权结构的调节作用,研究发现:(1)采取探索型战略的公司更倾向于进行创新驱动型并购,通过并购获取创新优势符合探索型战略的公司精神。(2)当股权集中程度较高时,探索型战略与创新驱动型并购之间的联系更为紧密,股权集中的公司更容易对具有一定风险的决策达成一致,创新驱动型并购具有明显的这一特征。(3)采用探索型战略的非国有企业更偏好创新驱动型并购,民营企业本身较为灵活,面对的竞争环境也更加残酷,对创新的需求更高,从而更偏好创新驱动

型并购。(4)当机构投资者持股比例较高时,探索型战略更易引起创新驱动型并购,机构投资者的专业知识、信息渠道、资金能力优势都使他们在面对市场环境的变化时,更容易做出及时、正确的决策,更明白不断追求创新的重要性,因此更渴望公司不断创新以获得更高的回报。

根据以上结论,公司应根据自身战略类型和股权特征在并购时做出适当的决策。本文提出如下建议:(1)公司应根据战略导向,选择适当的并购对象。采取探索型战略的公司在市场竞争日益激烈、技术和产品更新日益加快的环境下,可以考虑通过选择能带来创新资源和能力的并购对象保持公司的市场地位和竞争优势。(2)适度的股权集中对公司做出具有一定风险的决策更为有利,在选择不确定性较大的创新型并购对象时也是如此。与此同时,机构投资者的积极治理作用值得持续关注,应进一步发挥机构投资者在专业知识、资金能力等方面的优势,选择更加符合企业战略方向的并购目标。(3)面对变化的经济环境,非国有企业的灵活性更强,在探索型战略引导下更偏好创新驱动型并购,是创新的重要主体,需要为它们创造更加公平、完善的市场环境。

## 参考文献

- [1] Cassiman B, Veugelers R. In Search of Complementarity in Innovation Strategy: Internal R&D and External Knowledge Acquisition [J]. *Management Science*, 2006, 52 (1): 68-82.
- [2] Bena J, Li K. Corporate Innovations and Mergers and Acquisitions [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69 (5): 1923-1960.
- [3] 王宛秋, 马红君. 技术并购主体特征、研发投入与并购创新绩效 [J]. *科学学研究*, 2016, 34 (8): 1203-1210.
- [4] Zhao X. Technological Innovation and Acquisitions [J]. *Management Science*, 2009, 55 (7): 1170-1183.
- [5] Porter M E. *Competitive Strategy: Techniques for Analyzing Industries and Competitors* [M]. New York: The Free Press, 1980.
- [6] March J G. Exploration and Exploitation in Organizational Learning [J]. *Organization Science*, 1991, 2 (1): 71-87.
- [7] Miles R E, Snow C C. *Organizational Strategy, Structure, and Process* [M]. Stanford, CA: Stanford University Press, 2003.
- [8] 孙健, 王百强, 曹丰, 刘向强. 公司战略影响盈余管理吗? [J]. *管理世界*, 2016 (3): 160-169.
- [9] Wagner M. Acquisition As a Means for External Technology Sourcing: Complementary, Substitutive or Both? [J]. *Journal of Engineering & Technology Management*, 2011, 28 (4): 283-299.
- [10] 杨林. 公司股权结构、高管团队认知多样性与创业战略导向关系研究 [J]. *科研管理*, 2014, 35 (5): 93-106.
- [11] Chen G, Kang J K, Kim J M, Na H S. Sources of Value Gains in Minority Equity Investments by Private Equity Funds: Evidence from Block Share Acquisitions [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2014, 29: 449-474.
- [12] 陈健, 席西民, 贾隽. 上市公司控制权制衡与关联并购的关系研究 [J]. *管理评论*, 2009 (5): 3-12.
- [13] 王垒, 刘新民, 吴士健, 范柳. 创业企业 IPO 后所有权类型集中度、董事会主导功能与多元化战略选择 [J]. *南开管理评论*, 2018, 21 (3): 103-115.
- [14] 金纬. PE 在我国上市公司并购中的作用、影响与发展趋势——理论、实务与案例分析 [J]. *中央财经大学学报*, 2013 (4): 4-47.
- [15] Wang Q, Wong T J, Xia L. State Ownership, the Institutional Environment, and Auditor Choice: Evidence from China [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46: 112-134.

- [16] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究 [J]. 经济研究, 2012 (3): 15-27.
- [17] Agrawal A, Jaffe J F, Mandelker G N. The Post-merger Performance of Acquiring Firms: A Re-examination of An Anomaly [J]. The Journal of Finance, 1992, 47 (4): 1605-1621.
- [18] 李善民, 周小春. 公司特征、行业特征和并购战略类型的实证研究 [J]. 管理世界, 2007 (3): 130-137.
- [19] Seru A. Firm Boundaries Matter: Evidence from Conglomerates and R&D Activity [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111 (2): 381-405.
- [20] Nielsen J F, Melicher R W. A Financial Analysis of Acquisition and Merger Premiums [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1973, 8 (2): 139-148.
- [21] Jensen M C. The Agency Costs of Free Cash Flow: Corporate Finance and Takeovers [J]. American Economic Review, 1986, 76 (2): 323-329.
- [22] 格佛海, 孙忠娟, 凌学忠. 技术并购与经济绩效——来自中国企业的证据 [J]. 科学与科学技术管理, 2013, 34 (11): 116-125.
- [23] Chen X, Harford J, Li K. Monitoring: Which Institutions Matter? [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86 (2): 279-305.
- [24] 周绍妮, 张秋生, 胡立新. 机构投资者持股能提升国企并购绩效吗? ——兼论中国机构投资者的异质性 [J]. 会计研究, 2017 (6): 67-74.
- [25] 李彬, 潘爱玲. 税收诱导、战略异质性与公司并购 [J]. 南开管理评论, 2015, 18 (6): 125-135.
- [26] Bentley K A, Omer T C, Sharp N Y. Business Strategy, Financial Reporting Irregularities, and Audit Effort [J]. Contemporary Accounting Research, 2013, 30 (2): 780-817.
- [27] 刘行. 企业的战略类型会影响盈余特征吗? ——会计稳健性视角的考察 [J]. 南开管理评论, 2016, 19 (4): 111-121.
- [28] Ayyagari M, Demircuc-Kunt A, Maksimovic V. Firm Innovation in Emerging Markets: The Role of Finance, Governance, and Competition [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011, 46 (6): 1545-1580.
- [29] Hussinger K. Absorptive Capacity and Post-acquisition Inventor Productivity [J]. Journal of Technology Transfer, 2012, 37: 490-507.
- [30] 温军, 冯根福. 异质机构、企业性质与自主创新 [J]. 经济研究, 2012 (3): 53-64.
- [31] Ittner C D, Larcker D F, Rajan M V. The Choice of Performance Measures in Annual Bonus Contracts [J]. The Accounting Review, 1997, 72 (2): 231-255.
- [32] Arikan A M, Capron L. Do Newly Public Acquirers Benefit or Suffer from their Pre-IPO Affiliations with Underwriters and VCs [J]. Strategic Management Journal, 2010, 31 (12): 1257-1289.
- [33] 曹婷, 冯照楨, 李婉丽. 风险资本、投资期界与新上市企业并购——基于中小板与创业板企业的实证研究 [J]. 财贸研究, 2015 (6): 122-131.
- [34] Hayward M, Hambrick D. Explaining the Premiums Paid for Large Acquisitions: Evidence of CEO Hubris [J]. Administrative Science Quarterly, 1997, 42 (1): 103-127.
- [35] 陈仕华, 姜广省, 卢昌崇. 董事联结、目标公司选择与并购绩效——基于并购双方之间信息不对称的研究视角 [J]. 管理世界, 2013 (12): 117-132.
- [36] Faccio M, Masulis R W. The Choice of Payment Method in European Mergers and Acquisitions [J]. The Journal of Finance, 2005, 60 (3): 1345-1388.
- [37] 孙世攀, 赵息, 李胜楠. 股权控制、债务容量与支付方式——来自我国企业并购的证据 [J]. 会计研究, 2013 (4): 52-57, 96.
- [38] Belloc F. Corporate Governance and Innovation: A Survey [J]. Journal of Economic Surveys, 2012, 26 (5): 835-864.
- [39] 赵洪江, 陈学华, 夏晖. 公司自主创新投入与治理结构特征实证研究 [J]. 中国软科学, 2008 (7): 145-149.
- [40] 杨鸣京, 程小可, 李昊洋. 机构投资者调研、公司特征与创业创新绩效 [J]. 当代财经, 2018, 399 (2): 84-93.
- [41] 顾露露, 岑怡, 郭三, 张凯歌. 股权结构、价值链属性与技术创新——基于中国信息技术企业的实证分析 [J]. 证券市场导报, 2015 (10): 27-35.
- [42] 唐跃军, 左晶晶. 所有权性质、大股东治理与公司创新 [J]. 金融研究, 2014 (6): 177-192.
- [43] 徐晓萍, 张顺晨, 许庆. 市场竞争下国有企业与民营企业的创新性差异研究 [J]. 财贸经济, 2017, 38 (2): 141-155.
- [44] 杨海燕, 韦德洪, 孙健. 机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗? ——兼论不同类型机构投资者的差异 [J]. 会计研究, 2012 (9): 16-23.
- [45] 罗付岩. 机构投资者异质性、投资期限与公司盈余管理 [J]. 管理评论, 2015, 27 (3): 174-184.
- [46] Ferreira M A, Matos P. The Colors of Investors' Money: The Role of Institutional Investors around the World [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88 (3): 499-533.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

# 僵尸企业对企业创新具有挤出效应吗？

——基于中国 A 股公司的经验证据

Do Zombie Firms Crowd out Corporate Innovation?

Empirical Evidences of A Share Stocks in China

唐福杰 陈 玥 江轩宇

TANG Fu-jie CHEN Yue JIANG Xuan-yu

**[摘要]** 本文结合我国供给侧改革及实施创新驱动发展战略的现实背景，以 2003—2013 年沪深两市 A 股上市公司为样本，研究了僵尸企业对非僵尸企业创新活动的影响。研究发现：（1）僵尸企业比例越高的省份，当地非僵尸企业的创新产出水平越低，表明僵尸企业对企业创新具有明显的挤出效应；（2）当非僵尸企业面临较强的融资约束时，僵尸企业的创新挤出效应更为明显，表明僵尸企业占用有限的经济资源是其抑制其他企业创新活动的一个重要原因；（3）上述创新挤出效应在政府干预动机更强的省份及非国有企业中更为显著。本研究不仅丰富了僵尸企业经济后果及企业创新影响因素的相关文献，对于深入认识僵尸企业危害和布局创新驱动发展战略也具有重要启示。

**[关键词]** 僵尸企业 企业创新 融资约束 政府干预 产权性质

**[中图分类号]** F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 03-0053-17

**Abstract:** In the background of promoting supply-side structural reform and the strategy of innovation-driven development in China, this paper investigates the impact of zombie firms on corporate innovation in non-zombie firms. Our empirical evidence shows that: (1) the increase in the proportion of zombie firms in a province will cause a reduction in local healthy firms' future innovation; (2) this innovation crowding-out effect is more significant when financing constraints are more serious, indicating that zombie firms' occupation of economic resources is the main reason that they are impeding non-zombie firms' innovation; (3) this innovation crowding-out effect is also more significant in provinces with stronger government interventions or in non-SOEs. Our study contributes to the literature on the economic consequences of zombie firms and the determinants of corporate innovation. It also helps to understand the harm of zombie firms, and to design the strategy of innovation-driven development.

**Key words:** Zombie firm Corporate innovation Financing constraint Government intervention Nature of property right

**[收稿日期]** 2019-05-01

**[作者简介]** 唐福杰，男，1987年9月生，中央财经大学会计学院博士研究生，就职于国家自然科学基金委员会财务局，研究方向为公司治理、资本市场；陈玥，女，1986年4月生，中央财经大学会计学院副教授，管理学博士，研究方向为公司治理、信息披露、证券市场投资者保护；江轩宇，男，1986年9月生，中央财经大学会计学院副教授，管理学博士，研究方向为公司金融、资本市场、公司治理。本文通讯作者为陈玥，联系方式为 chenyu@cfesoa@163.com。

**[基金项目]** 国家自然科学基金项目“内部人交易、高管激励与上市公司投资决策：基于监管制度变迁的研究”（项目编号：71502185）；国家自然科学基金项目“国企市场化改革与企业创新”（项目编号：71602197）。

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。

## 一、引言

经历了改革开放以来的持续高速增长之后,中国开始出现经济增速下降、企业利润下降、工业品出厂价格指数下降、财政收入下降的趋势,同时,潜在的经济风险、特别是金融风险却有所上升。针对以上“四降一升”的严峻形势,中央大力推进以“去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板”为重点任务的供给侧结构性改革。而要完成这五大重点任务,当务之急就是斩钉截铁地处置“僵尸企业”(张栋等,2016<sup>[1]</sup>)。

僵尸企业是指丧失盈利能力,只能依靠政府支持或外部融资来维持存活的企业(申广军,2016<sup>[2]</sup>)。僵尸企业的存在具有诸多负面效应,例如使得落后产能难以被淘汰,引发和加剧产能过剩(何帆和朱鹤,2016<sup>[3]</sup>);占用经济资源,扭曲资源配置,对健康企业的投资规模、生产效率及雇员规模产生不利影响等(Caballero等,2008<sup>[4]</sup>;Kwon等,2015<sup>[5]</sup>;谭语嫣等,2017<sup>[6]</sup>);并将最终制约实体经济的发展(Jaskowski,2015<sup>[7]</sup>)。特别地,何帆和朱鹤(2016)<sup>[3]</sup>指出,僵尸企业会阻碍新兴企业的崛起,导致创新动力的丧失。但是,关于僵尸企业是否会对非僵尸企业形成创新挤出效应,现有研究并未给出直接的经验证据。事实上,创新活动不仅是企业竞争优势的重要来源(Porter,1992<sup>[8]</sup>),更是驱动一国经济增长,提升国际竞争实力的关键要素(Solow,1957<sup>[9]</sup>)。尤其在党的十八大报告明确提出实施创新驱动发展战略,强调“科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑,必须摆在国家发展全局的核心位置”的现实背景下,围绕上述问题展开研究对转变我国经济增长方式,适应经济发展新常态,实现创新驱动发展战略具有重要的理论和现实意义。

因此,本文以2003—2013年沪深两市的A股上市公司为样本,参考江轩宇(2016)<sup>[10]</sup>及江轩宇等(2017)<sup>[11]</sup>的方法,利用创新产出(获批准授予的发明型专利申请数量)衡量企业创新,实证检验了僵尸企业对非僵尸企业创新活动的影响。研究发现:(1)僵尸企业比例越高的省份,当地非僵尸企业的创新产出水平越低,表明僵尸企业对非僵尸企业创新具有明显的挤出效应;(2)当非僵尸企业面临较强的融资约束时,僵尸企业的创新挤出效应更为明显,表明僵尸企业占用有限的经济资源是其抑制非僵尸企

业创新的重要原因之一;(3)上述创新挤出效应在政府干预动机更强的省份以及在非国有企业中更为显著。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:

第一,僵尸企业的经济后果引起了学者们的广泛关注,众多学者从雇员规模(Caballero等,2008<sup>[4]</sup>)、生产效率(Kwon等,2015<sup>[5]</sup>)和投资规模(谭语嫣等,2017<sup>[6]</sup>)等视角进行了积极的探索。本文首次将僵尸企业与企业创新这一决定企业兴衰成败及国家经济发展的关键战略行为相联系,拓展了现有对僵尸企业经济后果的研究。同时,本文也为以往关于僵尸企业抑制市场“创造性破坏”机制发挥的理论分析提供来自企业微观层面的直接证据,帮助我们更为全面地认识僵尸企业对其他企业发展乃至整个宏观经济增长的负面影响。

第二,以往研究虽然发现融资约束是制约企业创新的一个重要因素,但大多或是从融资渠道(张杰等,2012<sup>[12]</sup>)、现金持有量(卢馨等,2013<sup>[13]</sup>)及营运资本管理水平(鞠晓生等,2013<sup>[14]</sup>)等企业特征出发研究其对本企业的影响;或是从银行竞争(唐清泉和巫岑,2015<sup>[15]</sup>;Cornaggia等,2015<sup>[16]</sup>)、金融发展(解维敏和方红星,2011<sup>[17]</sup>;Hsu等,2014<sup>[18]</sup>)等市场特征出发研究其对市场内所有企业的影响。与上述文献不同,本文所研究的是僵尸企业对其他非僵尸企业创新活动的外溢性作用,拓展了现有创新影响因素领域的研究。

第三,现有关于僵尸企业经济后果的讨论主要集中于欧美和日本等发达国家,对于发展中国家的研究尚不充分(谭语嫣等,2017<sup>[6]</sup>)。本文基于中国这一世界最大发展中经济体的上市公司数据,结合政府干预、企业产权性质等中国特殊的制度背景,对僵尸企业与其他企业创新活动的关系展开研究,既能进一步为僵尸企业经济后果的研究提供来自发展中国家的经验证据,也能对国内集中讨论僵尸企业识别方法(张栋等,2016<sup>[1]</sup>;黄少卿和陈彦;2017<sup>[19]</sup>)及形成原因(申广军,2016<sup>[2]</sup>;程虹和胡德状,2016<sup>[20]</sup>)的文献形成有益补充。

余文安排如下:第二部分通过文献回顾引出研究假设;第三部分介绍实证研究设计;第四部分报告主要实证结果;第五部分进行稳健性检验;最后是研究结论及启示。

## 二、文献回顾与研究假设发展

现实中有大量企业虽然出现亏损,甚至资不抵债,却仍然维持经营、僵而不死,形成所谓的“僵尸企业”。研究认为,在违背要素禀赋比较优势或技术比较优势、企业家精神匮乏的情况下,企业会丧失自生能力(申广军,2016<sup>[2]</sup>;程虹和胡德状,2016<sup>[20]</sup>);而银行为了掩饰不良贷款、避免确认贷款损失(Peek和Rosengren,2005<sup>[21]</sup>);政府为了保障就业、维持财政收入(何帆和朱鹤,2016<sup>[3]</sup>),会通过持续放贷和财政补贴的形式予以支持,从而导致了僵尸企业的出现。在我国大力开展供给侧结构性改革的现阶段,充分讨论僵尸企业对非僵尸企业的外溢性影响,有助于判断处置僵尸企业的收益,从而厘清处置僵尸企业的方向(谭语嫣等,2017<sup>[6]</sup>)。

### (一) 僵尸企业与企业创新

现有国内外文献广泛探讨了僵尸企业的经济后果。例如,Nishimura等(2005)<sup>[22]</sup>发现在1996—1997年日本经济衰退期间,退出市场的公司比存活下来的公司具有更高的生产效率,说明僵尸企业导致了市场的逆淘汰现象。Caballero等(2008)<sup>[4]</sup>利用日本企业数据,发现僵尸企业对健康企业的投资规模、雇员增长和生产效率都产生了不利影响。Kwon等(2015)<sup>[5]</sup>表明,如果不对僵尸企业放贷,日本经济在90年代的年均增长率将提高1%;谭语嫣等(2017)<sup>[6]</sup>则基于中国数据研究发现,一省的僵尸企业比例越高,当地非僵尸企业的投资规模就越小,即僵尸企业会对非僵尸企业产生投资挤出效应。何帆和朱鹤(2016)<sup>[3]</sup>从理论上分析证明僵尸企业的存在扰乱了市场以淘汰落后技术和生产体系为手段的“创造性破坏”机制,会导致企业及行业创新动力的丧失。但是,在关系到企业发展和国家战略的创新行为这一重要话题上,尚缺乏僵尸企业外溢效应的直接经验证据。

Hall(2002)<sup>[23]</sup>认为由于创新项目具有周期长、不确定性高等特点,处于信息劣势的外部人难以评估创新活动的优劣,这将导致企业外部融资成本上升,融资金额受限,进而引发创新投入的不足。而现金流更充沛(张杰等,2012<sup>[12]</sup>)、现金持有量更高(卢馨等,2013<sup>[13]</sup>),以及营运资本管理更完善(鞠晓生等,2013<sup>[14]</sup>)的企业则表现出更强的创新能力。与此同时,银行竞争的加剧(唐清泉和巫岑,

2015<sup>[15]</sup>;Cornaggia等,2015<sup>[16]</sup>)、金融市场的发展(解维敏和方红星,2011<sup>[17]</sup>;Hsu等,2014<sup>[18]</sup>)及股票市场投资者保护水平的提高等(Brown等,2013<sup>[24]</sup>),能够有效缓解市场摩擦造成的道德风险和逆向选择问题,使得市场的资金供给更充分,融资成本更低,由此促进企业更为积极开展创新活动。

就处于新兴加转型时期的中国经济而言,虽然企业直接融资的比例在逐步上升,银行贷款却仍然是企业外部资金的最主要来源(谭语嫣等,2017<sup>[6]</sup>;唐清泉和巫岑,2015<sup>[15]</sup>)。当市场中存在大量自身没有盈利能力,必须依靠持续、低利率银行信贷来存活的僵尸企业时(申广军,2016<sup>[2]</sup>;Caballero等,2008<sup>[4]</sup>;谭语嫣等,2017<sup>[6]</sup>),其他健康企业的融资渠道就将进一步缩窄。一方面,僵尸企业吸收了大量的银行信贷资源,在信贷额度一定的情况下,势必会直接侵占健康企业的融资机会,提高健康企业外部融资的难度。缺乏外源融资将在很大程度上抑制企业持续性的创新投入(解维敏和方红星,2011<sup>[17]</sup>;Hall,2002<sup>[23]</sup>)。另一方面,僵尸企业负债累累却无力偿还,将增加银行不良贷款及坏账风险(申广军,2016<sup>[2]</sup>)。为平衡风险敞口,银行对企业高风险的创新项目进行审批时可能将更为谨慎,或对相关项目不予批贷,或以更为严格的条款批贷。这将十分不利于企业创新活动的开展。基于上述分析,本文提出研究假设1。

**H1:** 僵尸企业比例的提高将对非僵尸企业的创新活动产生显著的抑制作用,二者呈负相关关系。

### (二) 融资约束、僵尸企业与企业创新

根据上述分析,占据大量经济资源,挤占其他企业的外部融资机会,是僵尸企业抑制非僵尸企业创新活动的重要途径。可以预期,若融资约束较弱,则企业能够以合理的成本融入足量资金支持创新活动。此时,不论僵尸企业的比例提高或降低,都不会对企业获取创新资源的能力产生显著影响。相反,如果某一企业面临的融资约束程度较高,则僵尸企业对信贷资源的侵占将进一步提高其贷款成本甚至降低其贷款的可得性,进而导致该企业不能获得足够的信贷资金支持创新活动,甚至被迫暂停或取消原有的创新项目,以补贴其他投资及运营活动。此时僵尸企业通过挤出创新资源以削弱该企业创新能力的效应将更为明显。基于上述分析,本文提出研究假设2。

**H2:** 在非僵尸企业融资约束较高水平的企业中,

僵尸企业的创新挤出效应更显著。

### (三) 政府干预、僵尸企业与企业创新

除掩饰不良贷款的自利性动机之外, 银行还可能因为受到地方政府干预而做出不提前抽贷的承诺, 甚至会持续提供贷款以帮助僵尸企业维持生存(何帆和朱鹤, 2016<sup>[3]</sup>)。考虑到政府有保障就业、维持财政收入等动机挽救僵尸企业, 本文预期在政府干预的压力下, 僵尸企业占用银行信贷资源的程度可能更为严重。这将导致信贷资源配置被扭曲的程度更大, 非僵尸企业的外部融资更为困难, 开展创新活动的能力和意愿也更低。基于上述分析, 本文提出研究假设3。

**H3:** 随着政府干预程度的提高, 僵尸企业对企业创新的挤出效应更为显著。

### (四) 产权性质、僵尸企业与企业创新

长期以来, 我国的国有企业在获取经济资源方面具有非国有企业无法比拟的优势。如国有企业能够获得更多的银行贷款, 特别是长期贷款(江伟和李斌, 2006<sup>[25]</sup>; 方军雄, 2007<sup>[26]</sup>)及政府补助(潘越等, 2009<sup>[27]</sup>)等。而银行贷款(唐清泉和巫岑, 2015<sup>[15]</sup>; 解维敏和方红星, 2011<sup>[17]</sup>)和政府补助(解维敏等, 2009<sup>[28]</sup>)均是支持企业开展创新活动的重要资源。面对僵尸企业对银行信贷资金占用造成的资源紧张, 在其他条件相同的情况下, 国有企业更有可能贷款成功或从其他渠道获得资金, 以应对金融抑制, 开展创新活动。基于上述分析, 本文提出研究假设4。

**H4:** 在非国有企业中, 僵尸企业对企业创新的挤出效应更为显著。

## 三、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

本文选取2003—2013年沪深两市A股上市公司为研究对象。上市公司专利申请数量及类型来源于国家知识产权局的《中国专利全文数据库》; 机构持股数据来自WIND数据库; 其他数据均来自CSMAR数据库。考虑到WIND数据库和CSMAR数据库分别只提供了自2003年以来的机构持股及分析师预测评级

数据, 本文的研究期间起始于2003年。本文的研究期间截至2013年, 对应的专利数量的数据截至2014年。需要再次说明的是, 根据主流文献(Fang等, 2012<sup>[29]</sup>; He和Tian, 2013<sup>[30]</sup>; Cornaggia等, 2015<sup>[16]</sup>), 本文因变量为企业当年申请且最终被授予的专利数量。由于专利从申请到最终授予通常存在较长的周期, 因此在专利数据的最后几年可能存在大量申请专利尚未被授予的情形, 造成数据截断偏差(Truncation bias)<sup>①</sup>。为了避免这一偏差, 较为常见的做法为缩短研究期间。例如, He和Tian(2013)<sup>[30]</sup>收集了截至2010年上市公司的专利申请数量数据, 但其仅利用2006年之前的样本进行研究, 以缓解专利数据最后几年的截断偏差<sup>②</sup>。此外, 我们也从CSMAR数据库的“上市公司与子公司专利数据库”中下载了最新的专利数据对本文主要结论进行了稳健性检验, 发现并不改变我们的结果。

在具体的样本选择过程中, 本文进行了如下处理: (1) 剔除金融行业样本; (2) 剔除研究所需数据不完整的样本。根据上述标准, 最终得到17 574个公司一年观测值, 其中非僵尸企业观测值12 920个, 僵尸企业观测值4 654个。因为本文主要考察僵尸企业对非僵尸企业创新活动的挤出效应, 故研究对象集中在12 920个非僵尸企业观测值上。同时, 为减少异常值对研究结论的影响, 对模型中的相关连续变量在1%和99%的水平上进行Winsorize处理。

### (二) 模型设计和变量度量

现有关于企业创新的研究大多聚焦于企业自身特征, 讨论不同企业之间创新能力的差异; 或是基于国家(区域)的制度环境, 探讨不同制度环境差异对一国(当地)所有企业创新能力的影响。对某一类型企业(僵尸企业)对其他类型企业(非僵尸企业)创新活动的影响尚缺乏关注。本文以企业创新产出为因变量, 以企业所在省份的僵尸企业为自变量进行研究, 基本回归模型如下:

$$\ln(1+PAT_{i,t+1}) = \alpha + \beta_1 \times RZ_{i,t} + \gamma \times ControlVariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

① 为了验证专利数据截断偏差的存在, 我们统计出2014年和2015年A股上市公司的发明专利申请数量的均值仅为4.924和0.536, 明显小于2011、2012及2013年的专利数量。显然, 这并非上市公司专利产出的大幅下降, 而是存在大量申请专利尚未被批准的情形。可见对专利最后几年的数据进行截断偏差的调整是非常有必要的。

② He和Tian(2013)<sup>[30]</sup>在论文的第860页对此进行了详细说明: “To the extent that the patent application outcomes have been announced by 2010 for the patents filed by 2006, this approach largely mitigates the patent truncation concern.”

其中,  $PAT$  为公司  $i$  第  $t$  年的发明专利的申请数量, 用以衡量企业的创新产出水平。考虑到信贷资源分配主要集中于空间区域内, 因此参考谭语嫣等 (2017)<sup>[6]</sup> 的做法, 以企业所在省份僵尸企业比例  $RZ$  作为核心解释变量。若本文的研究假设成立, 则系数  $\beta_1$  应显著为负。

为进一步检验假设 2 至假设 4, 本文分别以融资约束、政府干预程度和产权性质作为分组依据分别对模型 (1) 进行回归。模型 (1) 及分组回归中变量的具体定义如下。

### 1. 企业创新。

借鉴江轩宇 (2016)<sup>[10]</sup> 及江轩宇等 (2017)<sup>[11]</sup> 的方法, 本文利用企业被批准授予的创新程度最高的发明型专利数量  $PAT$  衡量企业创新, 并将其与 “1” 的和取自然对数, 用  $\ln(1+PAT_{i,t+1})$  表示, 作为主要被解释变量。

### 2. 僵尸企业。

本文主要参考谭语嫣等 (2017)<sup>[6]</sup> 的方法对僵尸企业进行界定。

首先, 计算公司  $i$  第  $t$  年的最低应付利息:

$$MINIEXP_{i,t} = RS_t \times DS_{i,t-1} + \left( \frac{1}{5} \sum_{j=0}^4 RL_{i,t-j} \right) \times DL_{i,t-1} \quad (2)$$

其中:  $RS_t$  表示第  $t$  年银行一年期贷款的基准利率, 考虑到每一年的银行贷款基准利率可能进行多次调整, 本文根据当年基准利率及利率所维持的月份加权平均计算  $RS_t$ <sup>①</sup>;  $RL_t$  表示第  $t$  年银行长期贷款的最优利率, 参考黄少卿和陈彦 (2017)<sup>[19]</sup> 的做法, 用 “一至三年 (含)” “三至五年 (含)” 及 “五年以上” 贷款基准利率的算数平均值衡量  $RL_t$ <sup>②</sup>;  $DS$  代表公司的短期银行借款;  $DL$  代表公司的长期借款。

接下来, 估计公司  $i$  第  $t$  年的利息收入:

$$IREV_{i,t} = (AT_{i,t-1} + AR_{i,t-1} + AI_{i,t-1}) \times RD_t \quad (3)$$

其中,  $AT$ 、 $AR$  和  $AI$  分别代表公司  $i$  的流动资产、应收账款和存货;  $RD$  代表中国人民银行公布的一年期存款基准利率。

最后, 将  $(MINIEXP_{i,t} - IREV_{i,t})$  与公司  $i$  第  $t$  年

实际发生的利息支出的差定义为银行的信贷补贴  $BANKSUB_{i,t}$ 。若  $BANKSUB_{i,t} > 0$  (意味着公司  $i$  在第  $t$  年获得了信贷补贴), 且净利润与  $(MINEXP_{i,t} - IREV_{i,t})$  之差小于等于 0 (意味着公司  $i$  在第  $t$  年缺乏盈利能力), 则界定公司  $i$  在第  $t$  年为僵尸企业。

在界定完僵尸企业之后, 以每一年每一省份的僵尸上市公司占该省份所有上市公司的比例  $RZ$  作为本文主要的解释变量。

### 3. 融资约束。

本文采用经典的 KZ 指数测度企业的融资约束。参考 Kaplan 和 Zingales (1997)<sup>[31]</sup>, KZ 指数  $KZI = -1.001909 \times OCTA + 0.2826389 \times Q + 3.139193 \times LEV - 39.3678 \times DIVIDENDS - 1.314759 \times CH$ 。其中,  $DIVIDENDS$  为现金股利与净利润的比值,  $CH$  为货币资金与总资产的比值。在计算得到  $KZI$  后, 每一年按照样本的中位数分组。若公司的  $KZI$  位于当年样本的中位数之上, 则将其分入融资约束程度较高组; 否则分入融资约束程度较低组。

### 4. 政府干预程度。

参考江轩宇 (2016)<sup>[10]</sup> 的做法, 本文分别以各地区财政盈余与 GDP 的比值  $Fiscal$ , 及樊纲等 (2011)<sup>[32]</sup> 编制的我国各地区 “市场化进程总得分”  $MINDEX$  (2009 年以后的数据以 2009 年替代) 衡量政府干预程度。对于 “市场化进程总得分” 指标, 本文参考许年行等 (2013)<sup>[33]</sup> 的做法, 用 2009 年的数值替代 2010 年之后的相关数据。 $Fiscal$  及  $MINDEX$  的数值越大, 代表政府干预的程度越低。在此基础上, 每一年根据  $Fiscal$  ( $MINDEX$ ) 的中位数分组。若公司的  $Fiscal$  ( $MINDEX$ ) 位于当年样本的中位数之上, 将其视为政府干预程度较低组; 否则视为政府干预程度较高组。

### 5. 产权性质。

本文根据企业最终控制人的属性, 将全样本分为国有及非国有两组。

### 6. 控制变量。

与以往文献一致, 本文主要控制如下变量 (江轩宇, 2016<sup>[10]</sup>; He 和 Tian, 2013<sup>[30]</sup>)。分析师关

① 若第  $t$  年, 基准利率调整的日期在  $M$  月的第 15 日之前, 则认为自第  $M$  月起利率进行调整; 若调整的日期在  $M$  月的第 15 日之后, 则认为自第  $M+1$  月起利率进行调整。当分别公布 “6 个月 (含)” 及 “六个月至一年 (含)” 的短期基准利率时, 本文对其取算数平均, 作为一年期贷款的基准利率。  
② 当一年中长期贷款基准利率进行多次调整时, 参照计算  $RS_t$  的方法, 以长期贷款的最优利率及利率所维持的月份加权平均计算  $RL_t$ 。

注程度  $AF$ ,  $AF = \ln(1 + \text{分析师跟踪人数})$ ; 机构投资者持股比例  $INS$ ; 公司总资产的自然对数  $SIZE$ ; 公司的托宾  $Q$  值; 公司经营活动净现金流量占总资产的比值  $OCTA$ ; 公司固定资产净值占总资产的比值  $PPETA$ ; 公司的财务杠杆  $LEV$ ; 公司总资产营业利润率  $OROA$ ; 公司上市年限的自然对数  $AGE$ ; 第一大股东持股比例  $FIRST$ ; 管理层持股比例  $MHOLD$ ; 个股年换手率  $TURNOVER$ ; 企业产权性质  $SOE$ ; 各省份人均 GDP 的自然对数  $PPGDP$ ; 各省份第一产业 GDP 比例  $FI\_P$ ; 各省份第二产业 GDP 比例  $SI\_P$ ; 各省份市场化进行指数  $MINDEX$ 。此外, 在不同模型中, 本文

还分别考虑年度、行业、省份固定效应, 或是年度、公司固定效应, 以控制遗漏变量的影响。

#### 四、实证结果和分析

##### (一) 描述性统计与相关性分析

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。从中可见,  $\ln(1 + PAT_{t+1})$  的均值为 0.755, 标准差为 1.157, 最大和最小值分别为 8.672 和 0, 相关描述性结果与江轩宇等 (2017)<sup>[11]</sup> 基本一致。省份僵尸企业比例  $RZ$  的均值和标准差分别为 0.245 及 0.107, 说明各省份之间僵尸企业的比例有较大的差异。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
$\ln(1 + PAT_{t+1})$	12 920	0.755	1.157	0.000	0.000	8.672
$RZ_t$	12 920	0.245	0.107	0.222	0.000	0.700
$AF_t$	12 920	1.369	1.169	1.386	0.000	3.664
$INS_t$	12 920	0.050	0.079	0.010	0.000	0.348
$SIZE_t$	12 920	21.592	1.151	21.451	18.897	25.333
$Q_t$	12 920	1.827	1.085	1.452	0.905	7.700
$OCTA_t$	12 920	0.051	0.081	0.050	-0.212	0.272
$PPETA_t$	12 920	0.261	0.175	0.228	0.003	0.765
$LEV_t$	12 920	0.435	0.201	0.439	0.053	0.963
$OROA_t$	12 920	0.051	0.070	0.050	-0.348	0.226
$AGE_t$	12 920	1.989	0.696	2.197	0.000	3.178
$FIRST_t$	12 920	0.377	0.158	0.359	0.091	0.750
$MHOLD_t$	12 920	0.074	0.169	0.000	0.000	0.660
$TURNOVER_t$	12 920	5.637	3.874	4.691	0.610	20.011
$SOE_t$	12 920	0.445	0.497	0.000	0.000	1.000
$PPGDP_t$	12 920	10.403	0.682	10.507	8.190	11.514
$FI\_P_t$	12 920	0.090	0.060	0.086	0.006	0.370
$SI\_P_t$	12 920	0.476	0.082	0.500	0.223	0.615
$MINDEX_t$	12 920	8.702	2.133	8.930	0.380	11.800

表 2 是变量间的相关系数, 其中下三角部分报告的是 Pearson 相关系数, 上三角部分报告的是 Spearman 相关系数。无论从 Pearson 相关系数, 还是

Spearman 相关系数来看,  $RZ$  均与企业创新  $\ln(1 + PAT)$  显著负相关。单变量分析的结果与本文关于僵尸企业比例提高抑制非僵尸企业创新活动的预期一致。



表 2 相关系数矩阵

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
<i>Ln(1+PAT)</i>		-0.180	0.313	0.231	0.080	0.101	0.008	-0.060	-0.132	0.100	-0.227	-0.020	0.232	0.030	-0.099	0.194	-0.123	0.073	0.186
<i>RZ</i>	-0.165		-0.189	-0.096	-0.070	-0.154	0.092	0.153	0.066	-0.034	0.046	0.044	-0.162	-0.128	0.104	-0.431	0.339	0.047	-0.420
<i>AF</i>	0.333	-0.175		0.703	0.473	0.140	0.194	-0.055	-0.064	0.457	-0.112	0.084	0.183	-0.092	-0.026	0.261	-0.162	0.022	0.172
<i>INS</i>	0.211	-0.049	0.579		0.442	0.198	0.200	-0.060	-0.015	0.444	-0.014	0.020	0.134	-0.195	0.027	0.133	-0.099	0.025	0.092
<i>SIZE</i>	0.145	-0.075	0.498	0.278		-0.339	0.095	0.037	0.334	0.188	0.258	0.218	-0.097	-0.261	0.255	0.145	-0.112	0.037	0.058
<i>Q</i>	0.040	-0.074	0.098	0.265	-0.309		0.077	-0.149	-0.199	0.200	0.088	-0.222	0.073	0.089	-0.157	0.154	-0.063	-0.041	0.100
<i>OCTA</i>	0.026	0.084	0.189	0.190	0.086	0.102		0.310	-0.106	0.415	0.020	0.094	-0.056	-0.142	0.079	-0.070	0.019	0.004	-0.028
<i>PPETA</i>	-0.094	0.144	-0.043	-0.070	0.076	-0.122	0.291		0.056	-0.053	-0.018	0.094	-0.148	-0.043	0.149	-0.268	0.209	0.122	-0.189
<i>LEV</i>	-0.100	0.068	-0.078	0.022	0.293	-0.136	-0.126	0.072		-0.266	0.308	0.004	-0.212	-0.050	0.162	-0.154	0.107	0.064	-0.111
<i>OROA</i>	0.114	-0.048	0.408	0.339	0.210	0.108	0.382	-0.052	-0.345		-0.093	0.151	0.077	-0.179	-0.001	0.053	-0.083	0.009	0.084
<i>AGE</i>	-0.171	0.072	-0.122	0.043	0.230	0.121	0.033	0.030	0.335	-0.090		-0.138	-0.315	-0.132	0.241	0.055	-0.018	-0.042	-0.031
<i>FIRST</i>	-0.015	0.044	0.077	-0.074	0.245	-0.187	0.096	0.106	-0.004	0.160	-0.117		-0.223	-0.148	0.264	-0.029	-0.042	-0.007	-0.032
<i>MHOLD</i>	0.190	-0.197	0.159	0.007	-0.192	-0.003	-0.086	-0.179	-0.305	0.058	-0.529	-0.133		0.097	-0.343	0.245	-0.189	0.034	0.272
<i>TURNOVER</i>	-0.017	-0.124	-0.102	-0.226	-0.247	-0.026	-0.115	-0.051	-0.053	-0.149	-0.162	-0.115	0.206		-0.129	0.002	0.043	0.054	0.052
<i>SOE</i>	-0.076	0.097	-0.026	0.007	0.258	-0.122	0.078	0.167	0.154	0.020	0.262	0.263	-0.378	-0.120		-0.134	0.039	-0.032	-0.162
<i>PPGDP</i>	0.198	-0.410	0.281	0.066	0.168	0.113	-0.065	-0.252	-0.145	0.067	0.016	-0.053	0.264	0.040	-0.135		-0.844	-0.146	0.769
<i>FLP</i>	-0.136	0.337	-0.175	-0.057	-0.135	-0.035	0.012	0.175	0.097	-0.081	0.019	-0.046	-0.167	0.024	0.025	-0.813		0.095	-0.794
<i>SLP</i>	0.043	0.051	-0.038	-0.011	-0.028	-0.055	0.007	0.126	0.068	-0.008	-0.018	-0.032	-0.016	0.041	-0.056	-0.155	0.092		0.025
<i>MINDEX</i>	0.179	-0.406	0.179	0.058	0.067	0.053	-0.026	-0.177	-0.114	0.085	-0.065	-0.037	0.226	0.043	-0.149	0.768	-0.758	0.012	

注：下半部分为 Pearson 相关系数，上半部分为 Spearman 相关系数；加粗的数字表示相关系数在 5% 的置信水平上显著。

## (二) 回归结果分析

## 1. 僵尸企业比例与非僵尸企业创新的回归结果。

表3报告了模型(1)的回归结果。其中,列(1)为控制了年度、行业及省份哑变量的Tobit模型。结果显示,解释变量省份僵尸企业比例 $RZ$ 的回归系数为-0.745,在10%的置信水平上显著。列(2)为控

制了公司固定效应和年度哑变量的OLS模型,解释变量 $RZ$ 的回归系数为-0.372,在1%的水平上显著。以上结果均表明在其他因素相同的情况下,一省份的僵尸企业比例越高,该省份非僵尸企业的创新产出水平越低,支持研究假设1,即僵尸企业对企业创新的挤出效应。

表3 省份僵尸企业比例与非僵尸企业创新产出

	Tobit 模型 (1)	OLS 模型 (2)		Tobit 模型 (1)	OLS 模型 (2)
$RZ_t$	-0.745* (-1.921)	-0.372*** (-3.374)	$MHOLD_t$	-0.106 (-0.787)	0.195 (1.068)
$AF_t$	0.316*** (11.825)	0.041*** (3.889)	$TURNOVER_t$	-0.009 (-1.477)	-0.004* (-1.828)
$INS_t$	2.034*** (6.371)	0.217* (1.740)	$SOE_t$	0.249*** (5.206)	0.016 (0.698)
$SIZE_t$	0.311*** (10.867)	0.078*** (4.458)	$PPGDP_t$	1.050*** (3.620)	0.370*** (4.378)
$Q_t$	-0.065** (-2.568)	-0.009 (-0.943)	$FI\_P_t$	5.836* (1.802)	2.423*** (2.881)
$OCTA_t$	0.218 (0.724)	0.005 (0.051)	$SI\_P_t$	1.549 (1.392)	0.172 (0.542)
$PPETA_t$	-0.164 (-1.070)	0.259*** (3.751)	$MINDEX_t$	-0.086 (-1.156)	0.061*** (2.807)
$LEV_t$	-0.408*** (-3.281)	-0.024 (-0.440)	截距	-18.053*** (-6.762)	-5.688*** (-6.736)
$OROA_t$	0.167 (0.407)	0.079 (0.609)	年度固定效应	控制	控制
$AGE_t$	-0.404*** (-10.652)	0.239*** (6.576)	行业固定效应	控制	未控制
$FIRST_t$	-0.357** (-2.529)	-0.363*** (-3.934)	省份固定效应	控制	未控制
			公司固定效应	未控制	控制
			样本数	12 920	12 920
			Pseudo $R^2/R^2$ within	0.203	0.099

注:  $t$  值列示于圆括号中; \*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平。下同。

从控制变量来看,结果分别与陈钦源等(2017)<sup>[34]</sup>、Aghion等(2013)<sup>[35]</sup>一致,分析师的关注程度( $AF$ )越高,机构持股比例( $INS$ )越大,企业的创新产出越多;大企业更有能力进行创新投资,故 $SIZE$ 的回归系数显著为正; $FIRST$ 的回归系数显著为负,表明第一大股东的股权过于集中,出于分散风险的考虑,其会减少高风险创新活动的开展;一省份的经济水平越发达,越有能力为企业创新创造良好的投资环境,故 $PPGDP$ 的回归系数显著为正;在控制公司固定效应后,市场化进程 $MINDEX$ 与企业创新显著正相关,与郝颖和刘星(2010)<sup>[36]</sup>及戴

魁早和刘友金(2013)<sup>[37]</sup>等的研究发现一致。

## 2. 僵尸企业比例、融资约束与非僵尸企业创新的回归结果。

表4列示了根据企业融资约束水平( $KZI$ )进行分组回归的结果。从表4中可见,不论采用何种模型设定, $RZ$ 的回归系数均只在融资约束水平较高组显著为负;而当企业的融资约束水平较低时, $RZ$ 的负面影响并不显著。这表明随着企业融资约束程度的增强,僵尸企业挤出企业创新的效应会更加明显,与本文的假设2一致。

表 4 省份僵尸企业比例与非僵尸企业创新产出：考虑企业融资约束的影响

	Tobit 模型		OLS 模型	
	融资约束水平高组	融资约束水平低组	融资约束水平高组	融资约束水平低组
$RZ_t$	-1.351** (-2.282)	-0.136 (-0.263)	-0.488*** (-3.352)	-0.259 (-1.384)
$AF_t$	0.294*** (6.908)	0.344*** (9.957)	0.041*** (2.841)	0.015 (0.900)
$INS_t$	2.248*** (4.399)	1.541*** (3.761)	-0.024 (-0.141)	0.266 (1.340)
$SIZE_t$	0.347*** (7.809)	0.231*** (6.015)	0.059*** (2.664)	0.209*** (5.640)
$Q_t$	-0.074* (-1.914)	0.004 (0.107)	0.003 (0.239)	-0.023 (-1.338)
$OCTA_t$	1.003** (2.204)	-0.165 (-0.385)	0.058 (0.531)	0.112 (0.670)
$PPETA_t$	-0.576** (-2.356)	-0.064 (-0.319)	0.109 (1.173)	0.528*** (4.470)
$LEV_t$	-0.911*** (-4.006)	0.807*** (3.757)	-0.066 (-0.995)	-0.271** (-2.025)
$OROA_t$	0.441 (0.741)	-1.376** (-2.188)	0.023 (0.159)	0.148 (0.514)
$AGE_t$	-0.550*** (-8.481)	-0.303*** (-6.409)	0.231*** (3.981)	0.168*** (2.971)
$FIRST_t$	-0.238 (-1.043)	-0.413** (-2.301)	-0.246** (-2.215)	-0.424** (-2.205)
$MHOLD_t$	0.049 (0.195)	-0.066 (-0.425)	0.276 (0.949)	0.265 (0.931)
$TURNOVER_t$	-0.016* (-1.732)	-0.002 (-0.260)	-0.001 (-0.416)	-0.005 (-1.322)
$SOE_t$	0.357*** (4.918)	0.132** (2.054)	-0.006 (-0.182)	0.012 (0.314)
$PPGDP_t$	0.705 (1.500)	1.122*** (3.038)	0.158 (1.393)	0.683*** (4.650)
$FL_P_t$	9.336* (1.878)	3.124 (0.719)	2.843*** (2.710)	2.934* (1.882)
$SI_P_t$	3.757** (2.101)	0.126 (0.089)	0.653 (1.514)	-0.104 (-0.200)
$MINDEX_t$	0.126 (1.086)	-0.173* (-1.791)	0.117*** (4.033)	-0.000 (-0.001)
截距	-17.885*** (-4.161)	-16.283*** (-4.748)	-3.971*** (-3.592)	-10.796*** (-6.859)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	未控制	未控制
省份固定效应	控制	控制	未控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	控制	控制
样本数	6 465	6 455	6 465	6 455
Pseudo/within $R^2$	0.219	0.195	0.089	0.117

3. 僵尸企业比例、政府干预程度与非僵尸企业创新的回归结果。

表5列示了根据上市公司注册地政府干预程度进行分组回归的结果。其中, A栏以财政盈余占比(*Fiscal*)衡量地区政府干预程度, 从中可见, 不论采用何种模型设定, *RZ*的回归系数均只在政府干预

程度较高组显著为负; 而在政府干预程度相对较低的地区, *RZ*的不利影响并不显著。B栏则以市场化进程(*MINDEX*)衡量地区政府干预程度, 所得结果与A栏一致。这表明随着政府干预程度的增强, 僵尸企业的创新挤出效应更明显, 与本文的假设3一致。

表5 省份僵尸企业比例与非僵尸企业创新产出: 考虑地区政府干预的影响

	Tobit 模型		OLS 模型	
	干预程度较高组	干预程度较低组	干预程度较高组	干预程度较低组
A 栏: 以 <i>Fiscal</i> 衡量地区政府干预程度				
<i>RZ<sub>t</sub></i>	-0.939* (-1.929)	-0.301 (-0.344)	-0.406*** (-3.185)	-0.180 (-0.637)
<i>AF<sub>t</sub></i>	0.318*** (7.965)	0.308*** (8.618)	0.073*** (5.113)	-0.001 (-0.041)
<i>INS<sub>t</sub></i>	2.016*** (4.226)	2.081*** (4.859)	0.036 (0.216)	0.456** (2.446)
<i>SIZE<sub>t</sub></i>	0.253*** (5.715)	0.359*** (9.487)	0.018 (0.792)	0.132*** (4.693)
<i>Q<sub>t</sub></i>	-0.087** (-2.318)	-0.052 (-1.524)	-0.031** (-2.468)	0.008 (0.571)
<i>OCTA<sub>t</sub></i>	-0.197 (-0.449)	0.743* (1.794)	-0.147 (-1.198)	0.098 (0.759)
<i>PPETA<sub>t</sub></i>	-0.612*** (-2.725)	0.255 (1.211)	0.124 (1.360)	0.486*** (4.614)
<i>LEV<sub>t</sub></i>	-0.405** (-2.217)	-0.430** (-2.513)	0.035 (0.495)	-0.136 (-1.560)
<i>OROA<sub>t</sub></i>	0.127 (0.216)	0.335 (0.577)	0.135 (0.789)	0.095 (0.476)
<i>AGE<sub>t</sub></i>	-0.512*** (-8.742)	-0.320*** (-6.411)	0.143*** (2.636)	0.311*** (6.012)
<i>FIRST<sub>t</sub></i>	-0.270 (-1.253)	-0.392** (-2.086)	-0.185 (-1.525)	-0.543*** (-3.672)
<i>MHOLD<sub>t</sub></i>	-0.714*** (-3.086)	0.174 (1.067)	0.596** (2.066)	-0.053 (-0.227)
<i>TURNOVER<sub>t</sub></i>	-0.006 (-0.695)	-0.008 (-1.069)	-0.009*** (-3.085)	0.003 (0.826)
<i>SOE<sub>t</sub></i>	0.292*** (4.302)	0.182*** (2.669)	-0.004 (-0.126)	0.028 (0.774)
<i>PPGDP<sub>t</sub></i>	0.677 (1.153)	0.574 (0.977)	0.005 (0.031)	0.619*** (3.229)
<i>FL_P<sub>t</sub></i>	8.047** (2.211)	-28.476* (-1.675)	2.229** (2.488)	1.431 (0.287)
<i>SL_P<sub>t</sub></i>	2.088 (1.367)	-0.777 (-0.351)	0.856** (2.053)	-0.784 (-1.232)
<i>MINDEX<sub>t</sub></i>	0.246* (1.654)	-0.189* (-1.681)	0.162*** (4.532)	-0.035 (-1.007)

续前表

	Tobit 模型		OLS 模型	
	干预程度较高组	干预程度较低组	干预程度较高组	干预程度较低组
截距	-15.746*** (-2.875)	-9.969 (-1.560)	-1.765 (-1.183)	-8.119*** (-3.851)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	未控制	未控制
省份固定效应	控制	控制	未控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	控制	控制
样本数	6 376	6 544	6 376	6 544
Pseudo/within R <sup>2</sup>	0.204	0.210	0.105	0.094
B 栏: 以 MINDEX 衡量地区政府干预程度				
<i>RZ<sub>t</sub></i>	-0.934* (-1.892)	-0.080 (-0.094)	-0.380*** (-2.920)	-0.174 (-0.638)
<i>AF<sub>t</sub></i>	0.301*** (7.576)	0.325*** (9.063)	0.071*** (4.912)	0.003 (0.174)
<i>INS<sub>t</sub></i>	1.932*** (4.091)	2.176*** (5.063)	0.067 (0.398)	0.405** (2.178)
<i>SIZE<sub>t</sub></i>	0.253*** (5.766)	0.356*** (9.359)	0.025 (1.097)	0.135*** (4.850)
<i>Q<sub>t</sub></i>	-0.095** (-2.519)	-0.047 (-1.381)	-0.033** (-2.549)	0.008 (0.584)
<i>OCTA<sub>t</sub></i>	-0.248 (-0.569)	0.813* (1.956)	-0.162 (-1.311)	0.081 (0.631)
<i>PPETA<sub>t</sub></i>	-0.604*** (-2.719)	0.274 (1.295)	0.112 (1.228)	0.477*** (4.529)
<i>LEV<sub>t</sub></i>	-0.423** (-2.349)	-0.401** (-2.320)	0.058 (0.819)	-0.152* (-1.762)
<i>OROA<sub>t</sub></i>	0.302 (0.518)	0.152 (0.261)	0.137 (0.808)	0.047 (0.236)
<i>AGE<sub>t</sub></i>	-0.513*** (-8.844)	-0.310*** (-6.183)	0.110** (2.029)	0.331*** (6.448)
<i>FIRST<sub>t</sub></i>	-0.301 (-1.416)	-0.312* (-1.647)	-0.202* (-1.674)	-0.529*** (-3.573)
<i>MHOLD<sub>t</sub></i>	-0.702*** (-3.048)	0.187 (1.143)	0.547* (1.869)	-0.010 (-0.042)
<i>TURNOVER<sub>t</sub></i>	-0.007 (-0.776)	-0.007 (-0.894)	-0.009*** (-3.249)	0.002 (0.738)
<i>SOE<sub>t</sub></i>	0.320*** (4.764)	0.146** (2.129)	0.006 (0.212)	0.025 (0.687)
<i>PPGDP<sub>t</sub></i>	0.602 (1.049)	0.520 (0.880)	-0.066 (-0.434)	0.613*** (3.216)
<i>FL_P<sub>t</sub></i>	7.592** (2.102)	-31.328* (-1.809)	1.988** (2.210)	2.997 (0.601)
<i>SI_P<sub>t</sub></i>	1.977 (1.323)	-1.395 (-0.656)	0.642 (1.547)	-0.618 (-1.024)
<i>MINDEX<sub>t</sub></i>	0.234 (1.576)	-0.195* (-1.790)	0.162*** (4.510)	-0.033 (-0.959)

续前表

	Tobit 模型		OLS 模型	
	干预程度较高组	干预程度较低组	干预程度较高组	干预程度较低组
截距	-14.774 *** (-2.778)	-9.000 (-1.375)	-1.098 (-0.744)	-8.359 *** (-3.961)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	未控制	未控制
省份固定效应	控制	控制	未控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	控制	控制
样本数	6 410	6 510	6 410	6 510
Pseudo/within $R^2$	0.204	0.212	0.107	0.094

4. 僵尸企业比例、企业产权性质与非僵尸企业创新的回归结果。

表6列示了根据上市公司产权性质进行分组回归的结果。从中可见,不论采用何种模型设定, $RZ$ 的

回归系数均只在非国有企业中显著为负;而在国有企业中, $RZ$ 的不利影响并不显著。这表明僵尸企业对创新活动的挤出效应在非国有企业中更显著,与本文的假设4一致。

表6 省份僵尸企业比例与非僵尸企业创新产出:考虑企业产权性质的影响

	Tobit 模型		OLS 模型	
	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业
$RZ_t$	-0.896 * (-1.693)	-0.576 (-0.928)	-0.492 *** (-2.944)	-0.204 (-1.314)
$AF_t$	0.315 *** (9.702)	0.286 *** (5.818)	0.009 (0.591)	0.051 *** (3.316)
$INS_t$	2.630 *** (6.600)	1.655 *** (2.886)	0.546 *** (3.063)	0.051 (0.280)
$SIZE_t$	0.358 *** (9.211)	0.297 *** (6.610)	0.081 *** (3.049)	0.094 *** (3.533)
$Q_t$	-0.022 (-0.729)	-0.080 * (-1.773)	-0.017 (-1.364)	0.007 (0.469)
$OCTA_t$	0.534 (1.430)	-1.188 ** (-2.226)	0.024 (0.192)	0.029 (0.218)
$PPETA_t$	-0.470 ** (-2.445)	-0.760 *** (-3.290)	0.093 (0.868)	0.368 *** (3.671)
$LEV_t$	-0.307 ** (-2.015)	-0.820 *** (-3.689)	-0.015 (-0.213)	-0.173 * (-1.850)
$OROA_t$	-0.740 (-1.468)	0.711 (0.992)	0.314 * (1.804)	-0.205 (-0.957)
$AGE_t$	-0.543 *** (-11.117)	-0.427 *** (-6.143)	0.206 *** (3.972)	0.342 *** (5.938)
$FIRST_t$	-0.751 *** (-4.216)	0.189 (0.756)	-0.566 *** (-4.038)	-0.142 (-0.998)
$MHOLD_t$	0.075 (0.542)	-1.083 (-0.667)	0.063 (0.325)	1.090 (0.823)
$TURNOVER_t$	-0.010 (-1.393)	0.015 (1.239)	-0.003 (-1.011)	-0.003 (-0.813)

续前表

	Tobit 模型		OLS 模型	
	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业
$PPGDP_t$	0.706 (1.638)	1.378*** (3.109)	0.106 (0.747)	0.559*** (4.939)
$FLP_t$	5.129 (1.122)	3.355 (0.665)	1.806 (1.377)	2.168* (1.791)
$SLP_t$	1.762 (1.070)	0.969 (0.575)	0.130 (0.238)	0.048 (0.114)
$MINDEX_t$	-0.038 (-0.391)	0.024 (0.186)	0.085** (2.550)	0.015 (0.490)
截距	-15.347*** (-3.941)	-21.202*** (-5.090)	-2.961** (-2.143)	-7.908*** (-6.776)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	未控制	未控制
省份固定效应	控制	控制	未控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	控制	控制
样本数	7 165	5 755	7 165	5 755
Pseudo/within $R^2$	0.184	0.201	0.070	0.139

### 五、稳健性检验

为确保研究结论可靠，本文从如下三个方面进行了稳健性检验。

#### (一) 纠正专利申请数量的截断偏差

由于专利从申请到最终被批准需要一定时间，因此在专利数据的最后几年，可能存在大量申请的发明型专利尚未被授予的情形，从而造成数据的截断偏差 (truncation problem) (Fang 等, 2014<sup>[29]</sup>)。为避免这一偏差对研究结论的干扰，本文参考 Fang 等 (2014)<sup>[29]</sup> 的方法对专利申请数量进行了修正，具体过程如下。

首先，本文利用 2005—2009 年之间发明专利的申请数据，计算每一项发明专利从申请到授予的间隔年数  $LAG$ 。

接下来，我们定义  $W_s$ ，申请-获授权时间差分布 (application-grant lag distribution)，为专利在某一年申请、并在第  $s$  年被授予的比例。

最后，用以下公式调整发明专利的申请数量，

$$PAT\_ADJ_{i,t} = \frac{PAT_{i,t}}{\sum_{s=0}^{2014-t} W_s} \quad (4)$$

其中， $PAT$  为公司  $i$  第  $t$  年申请且最终被授予的发明

专利的申请数量的原始值， $2010 < t <= 2014$ 。

以经过纠正截断偏差调整的发明专利申请数量 ( $PAT\_ADJ$ ) 为因变量的回归结果如表 7 所示，本文结论不受影响。

#### (二) 以研发投入衡量企业创新

参考唐跃军和左晶晶 (2014)<sup>[38]</sup> 及江轩宇 (2016)<sup>[10]</sup> 的方法，本文从投入视角，分别构建研发费用占销售收入的比值  $RDSA$ ，以及研发费用占总资产的比值  $RDTA$  来衡量企业创新，以此作为因变量进行回归。从表 8 可见，无论以  $RDSA$  还是  $RDTA$  作为被解释变量， $RZ$  的回归系数均显著为负，本文结论依然成立。

#### (三) 变更僵尸企业界定方法

接下来我们参考申广军 (2016)<sup>[2]</sup> 的方法重新界定僵尸企业。具体操作为，当一个企业同时满足以下三个条件时即被判定为僵尸企业：(1) 净利润减政府补贴和银行信贷补贴之差小于零，其中银行信贷补贴 ( $BANKSUB$ ) 的定义与前文一致；(2) 资产负债率高于 50%；(3) 负债比上年增长。接下来基于以上界定计算每个省份的僵尸企业比例  $RZ1$ ，利用  $RZ1$  重新回归的结果如表 9 所示。结果显示，不论采用何种模型设定， $RZ1$  的回归系数均显著为负，前文的研究结果不受影响。

表 7 稳健性检验 1: 纠正专利申请数量的截断偏差

因变量: $\ln(PAT\_ADJ_{t+1})$	Tobit 模型	OLS 模型	因变量: $\ln(PAT\_ADJ_{t+1})$	Tobit 模型	OLS 模型
$RZ_t$	-1.004* (-1.923)	-0.452*** (-2.805)	$MHOLD_t$	-0.089 (-0.493)	-0.111 (-0.418)
$AF_t$	0.411*** (11.475)	0.051*** (3.325)	$TURNOVER_t$	-0.008 (-0.977)	-0.002 (-0.509)
$INS_t$	2.693*** (6.254)	0.413** (2.269)	$SOE_t$	0.324*** (5.022)	0.001 (0.026)
$SIZE_t$	0.363*** (9.423)	0.100*** (3.886)	$PPGDP_t$	1.233*** (3.154)	0.336*** (2.721)
$Q_t$	-0.106*** (-3.134)	-0.018 (-1.341)	$FI\_P_t$	6.417 (1.469)	2.551** (2.077)
$OCTA_t$	0.415 (1.023)	0.113 (0.873)	$SL\_P_t$	1.411 (0.933)	-0.155 (-0.335)
$PPETA_t$	-0.182 (-0.881)	0.334*** (3.315)	$MINDEX_t$	-0.035 (-0.351)	0.108*** (3.414)
$LEV_t$	-0.555*** (-3.307)	0.040 (0.507)	截距	-21.464*** (-5.980)	-6.377*** (-5.172)
$OROA_t$	0.111 (0.201)	-0.076 (-0.401)	年度固定效应	控制	控制
$AGE_t$	-0.563*** (-11.029)	0.742*** (13.981)	行业固定效应	控制	未控制
$FIRST_t$	-0.477** (-2.510)	-0.727*** (-5.399)	省份固定效应	控制	未控制
			公司固定效应	未控制	控制
			样本数	12 920	12 920
			Pseudo $R^2$ / $R^2$ within	0.198	0.229

表 8 稳健性检验 2: 以研发投入衡量企业创新

OLS 模型	因变量为 $RDSA_t$		因变量为 $RDTA_t$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$RZ_t$	-0.0059** (-2.1730)	-0.0038* (-1.7796)	-0.0037** (-2.0922)	-0.0024* (-1.6653)
$AF_t$	0.0015*** (8.4100)	-0.0002 (-1.0048)	0.0012*** (9.9561)	0.0003** (2.0161)
$INS_t$	0.0156*** (7.2062)	0.0106*** (4.6278)	0.0089*** (6.3183)	0.0060*** (3.9722)
$SIZE_t$	-0.0015*** (-8.0093)	0.0010*** (2.7146)	-0.0013*** (-10.7929)	-0.0004* (-1.7810)
$Q_t$	0.0000 (0.1787)	-0.0001 (-0.6362)	-0.0001 (-0.7093)	-0.0000 (-0.2355)
$OCTA_t$	0.0046** (2.4549)	0.0013 (0.7544)	0.0050*** (4.0989)	0.0018 (1.6230)
$PPETA_t$	-0.0025** (-2.5392)	0.0008 (0.5434)	-0.0011* (-1.7650)	0.0016* (1.6532)
$LEV_t$	-0.0110*** (-14.3879)	-0.0051*** (-4.6756)	-0.0017*** (-3.4143)	-0.0027*** (-3.9460)



续前表

OLS 模型	因变量为 $RDSA_t$		因变量为 $RDTA_t$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$OROA_t$	-0.015 9*** (-6.228 1)	-0.010 6*** (-4.202 4)	0.003 7** (2.224 1)	0.000 3 (0.541 8)
$AGE_t$	-0.006 3*** (-24.288 2)	-0.000 2 (-0.249 6)	-0.002 8*** (-16.566 3)	0.001 6*** (3.146 0)
$FIRST_t$	-0.002 4** (-2.565 8)	-0.007 9*** (-3.759 6)	-0.000 6 (-1.041 1)	-0.000 8 (-0.565 2)
$MHOLD_t$	0.008 5*** (8.704 5)	-0.008 5*** (-2.651 9)	0.002 6*** (4.029 5)	-0.001 9 (-0.892 7)
$TURNOVER_t$	-0.000 0 (-0.704 9)	0.000 0 (0.048 4)	-0.000 1** (-2.264 6)	-0.000 1 (-1.586 6)
$SOE_t$	0.000 4 (1.165 6)	-0.000 1 (-0.209 9)	0.000 8*** (3.679 9)	-0.000 1 (-0.420 4)
$PPGDP_t$	0.002 6 (1.170 5)	0.002 6 (1.380 0)	-0.000 5 (-0.357 0)	0.000 9 (0.766 5)
$FI_P_t$	0.000 3 (0.013 0)	-0.027 3 (-1.356 7)	-0.006 8 (-0.423 6)	-0.020 3 (-1.529 4)
$SI_P_t$	-0.002 7 (-0.289 3)	-0.013 2* (-1.741 1)	-0.002 7 (-0.446 6)	-0.007 6 (-1.505 0)
$MINDEX_t$	0.001 4** (2.347 1)	0.001 8*** (3.860 4)	0.001 2*** (3.100 0)	0.001 4*** (4.502 3)
截距	0.027 2 (1.218 5)	-0.029 5 (-1.460 1)	0.041 6*** (2.857 7)	0.002 2 (0.165 8)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	未控制	控制	未控制
省份固定效应	控制	未控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	控制	未控制	控制
样本数	10 493	10 493	10 493	10 493
$R^2$	0.596	0.215	0.511	0.213

表 9 稳健性检验 3: 变更僵尸企业界定方法

	Tobit 模型	OLS 模型		Tobit 模型	OLS 模型
$RZ1_t$	-0.781 * (-1.825)	-0.225 ** (-2.073)	$MHOLD_t$	-0.122 (-0.899)	0.243 (1.385)
$AF_t$	0.324 *** (12.360)	0.045 *** (4.697)	$TURNOVER_t$	-0.010 * (-1.731)	-0.005 ** (-2.311)
$INS_t$	1.942 *** (6.118)	0.203 * (1.733)	$SOE_t$	0.282 *** (6.133)	0.025 (1.245)
$SIZE_t$	0.342 *** (12.358)	0.077 *** (5.004)	$PPGDP_t$	0.998 *** (3.654)	0.381 *** (5.161)
$Q_t$	-0.056 ** (-2.326)	-0.013 (-1.617)	$FI_P_t$	7.564 ** (2.497)	2.367 *** (3.270)
$OCTA_t$	0.182 (0.634)	0.032 (0.409)	$SI_P_t$	1.604 (1.520)	-0.100 (-0.359)

续前表

	Tobit 模型	OLS 模型		Tobit 模型	OLS 模型
$PPETA_t$	-0.125 (-0.866)	0.267 *** (4.545)	$MINDEX_t$	-0.068 (-0.974)	0.063 *** (3.314)
$LEV_t$	-0.514 *** (-4.454)	-0.048 (-1.045)	截距	-18.727 *** (-7.425)	-5.769 *** (-7.825)
$OROA_t$	-0.067 (-0.177)	-0.082 (-0.744)	年度固定效应	控制	控制
$AGE_t$	-0.433 *** (-11.516)	0.251 *** (7.464)	行业固定效应	控制	未控制
$FIRST_t$	-0.437 *** (-3.186)	-0.359 *** (-4.463)	省份固定效应	控制	未控制
			公司固定效应	未控制	控制
			样本数	14 560	14 560
			Pseudo $R^2$ / $R^2$ within	0.210	0.098

## 六、研究结论与启示

银行和政府出于隐藏不良贷款、保障就业等动机，可能会通过持续放贷和提供补贴等方式支持部分丧失自生能力的企业继续生存，由此催生了大量的僵尸企业。一方面，僵尸企业的存在使得落后产能难以被淘汰，降低资源配置效率，挤占大量宝贵的经济资源，对健康企业有很强的负向溢出效应；另一方面，一旦出现银行的承受能力不足、僵尸企业大量倒闭的情况，则可能对实体经济与资本市场形成重大冲击，严重违背十九大报告中所提出的关于“防范重大金融风险”的要求。因此，为了进一步厘清僵尸企业影响健康企业的作用机制，补充僵尸企业导致的经济后果，我们研究了僵尸企业对信贷资源的占用是否会影响健康企业的创新活动。

本文以 2003—2013 年沪深两市 A 股上市公司作为样本，研究发现一省份的僵尸企业的比例越高，当地非僵尸企业的创新水平越低，说明僵尸企业的创新挤出效应明显。该结论首次将僵尸企业与企业创新这一对国家发展至关重要的因素联系起来，对以往从雇员规模、生产效率、投资规模等视角研究的经济后果提供了重要补充。进一步的研究表明，当企业面临的融资约束更高、所在地区的政府干预更严重、产权性

质为非国有时，僵尸企业对创新活动的抑制效应就更显著。我们在稳健性检验中修正了专利申请数量的截断偏差、以研发投入衡量创新活动、变更了僵尸企业的界定方法，主要研究结论均保持不变。

现实中有大量企业虽然出现亏损，甚至资不抵债，却仍然维持经营、僵而不死，形成所谓的“僵尸企业”。在我国大力开展供给侧结构性改革的现阶段，充分讨论僵尸企业对非僵尸企业创新行为的外溢性影响，不仅有助于判断处置僵尸企业的收益，也能够丰富企业创新影响因素的相关文献。本文首次为僵尸企业对“创造性破坏”的抑制作用提供了来自企业层面的微观证据。在政策含义上，我们的研究结论有以下两点启示：（1）政府应当通过改组、重组恢复僵尸企业的自生能力，或通过破产清算让其彻底退出市场等方式，加快对僵尸企业的处置。以此来释放僵尸企业占用的稀缺生产要素，增加健康企业可从企业外部获取的创新资源。（2）应该不断加快包括国有企业和金融体系在内的经济体制市场化改革，处理好政府与市场的关系，更加尊重市场规律，减少政府对市场的直接干预行为。只有这样才能更好地发挥市场的出清功能，提高资源配置效率，进而增强企业积极创新的动力。

## 参考文献

- [1] 张栋, 谢志华, 王靖雯. 中国僵尸企业及其认定——基于钢铁业上市公司的探索性研究 [J]. 中国工业经济, 2016 (11): 90-107.
- [2] 申广军. 比较优势与僵尸企业: 基于新结构经济学视角的研究 [J]. 管理世界, 2016 (12): 13-24.
- [3] 何帆, 朱鹤. 僵尸企业的识别与应对 [J]. 中国金融, 2016 (5): 20-22.
- [4] Caballero R J, Hoshi T, Kashyap A K. Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan [J]. The American Economic Review, 2008, 98:

- 1943-1977.
- [5] Kwon H U, Narita F, Narita M. Resource Reallocation and Zombie Lending in Japan in the 1990s [J]. Review of Economic Dynamics, 2015, 18: 709-732.
- [6] 谭语嫣, 谭之博, 黄益平, 胡永泰. 僵尸企业的投资挤出效应: 基于中国工业企业的证据 [J]. 经济研究, 2017 (5): 175-188.
- [7] Jaskowski M. Should Zombie Lending Always be Prevented? [J]. International Review of Economics and Finance, 2015, 40: 191-203.
- [8] Porter M E. Capital Disadvantage: America's Failing Capital Investment System [J]. Harvard Business Review, 1992, 70: 65-82.
- [9] Solow R M. Technological Change and the Aggregate Production Function [J]. Review of Economics and Statistics, 1957, 39: 312-320.
- [10] 江轩宇. 政府放权与企业创新——基于地方国企金字塔结构视角的研究 [J]. 管理世界, 2016 (9): 120-135.
- [11] 江轩宇, 申丹琳, 李颖. 会计信息可比性影响企业创新吗? [J]. 南开管理评论, 2017 (4): 82-92.
- [12] 张杰, 芦哲, 郑文平, 陈志远. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入 [J]. 世界经济, 2012 (10): 66-90.
- [13] 卢馨, 郑阳飞, 李建明. 融资约束对企业 R&D 投资的影响研究——来自中国高新技术上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2013 (5): 51-58, 96.
- [14] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性 [J]. 经济研究, 2013 (1): 4-16.
- [15] 唐清泉, 巫岑. 银行业结构与企业创新活动的融资约束 [J]. 金融研究, 2015 (7): 116-134.
- [16] Cornaggia J, Mao Y, Tian X, Wolfe B. Does Banking Competition Affect Innovation? [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115:189-209.
- [17] 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.
- [18] Hsu P, Tian X, Xu Y. Financial Development and Innovation: Cross-Country Evidence [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112: 116-135.
- [19] 黄少卿, 陈彦. 中国僵尸企业的分布特征与分类处置 [J]. 中国工业经济, 2017 (3): 24-43.
- [20] 程虹, 胡德状. “僵尸企业”存在之谜: 基于企业微观因素的实证解释——来自 2015 年“中国企业-员工匹配调查”(CEES) 的经验证据 [J]. 宏观质量研究, 2016 (1): 7-25.
- [21] Peek J, Rosengren E S. Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan [J]. The American Economic Review, 2005, 95: 1144-1166.
- [22] Nishimura K G, Nakajima T, Kiyota K. Does the Natural Selection Mechanism Still Work in Severe Recessions? Examination of the Japanese Economy in the 1990s [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2005, 58: 53-78.
- [23] Hall B H. The Financing of Research and Development [J]. Oxford Review of Economic Policy, 2002, 18: 35-51.
- [24] Brown J R, Martinsson G, Petersen B C. Law, Stock Markets, and Innovation [J]. The Journal of Finance, 2013, 68: 1517-1549.
- [25] 江伟, 李斌. 制度环境、国有产权与银行差别贷款 [J]. 金融研究, 2006 (11): 116-126.
- [26] 方军雄. 所有制、制度环境与信贷资金配置 [J]. 经济研究, 2007 (12): 82-92.
- [27] 潘越, 戴亦一, 李财喜. 政治关联与财务困境公司的政府补助——来自中国 ST 公司的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2009 (5): 6-17.
- [28] 解维敏, 唐清泉, 陆姗姗. 政府 R&D 资助, 企业 R&D 支出与自主创新 [J]. 金融研究, 2009 (6): 86-99.
- [29] Fang V W, Tian X, Tice S. Does Stock Liquidity Enhance or Impede Firm Innovation [J]. The Journal of Finance, 2014, 69: 2085-2125.
- [30] He J, Tian X. The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109: 856-878.
- [31] Kaplan S N, Zingales L. Do Financing Constraints Explain Why Investment is Correlated with Cash Flow [J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112: 169-216.
- [32] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [33] 许年行, 江轩宇, 伊志宏, 袁清波. 政治关联影响投资者法律保护的执行效率吗? [J]. 经济学 (季刊), 2013 (2): 373-406.
- [34] 陈钦源, 马黎珺, 伊志宏. 分析师跟踪与企业创新绩效——中国的逻辑 [J]. 南开管理评论, 2017 (3): 15-27.
- [35] Aghion P, Reenen J V, Zingales L. Innovation and Institutional Ownership [J]. American Economic Review, 2013, 103: 277-304.
- [36] 郝颖, 刘星. 市场化进程与上市公司 R&D 投资: 基于产权特征视角 [J]. 科研管理, 2010 (31): 81-90.
- [37] 戴魁早, 刘友金. 市场化进程对创新效率的影响及行业差异——基于中国高技术产业的实证检验 [J]. 财经研究, 2013 (5): 4-16.
- [38] 唐跃军, 左晶晶. 所有权性质、大股东治理与公司创新 [J]. 金融研究, 2014 (6): 177-192.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

# 消费者惰性市场中企业进入阻止的策略性行为研究

An Analysis of Strategic Behaviors of Firms in Markets with Inertia Consumers

应珊珊 徐 幸

YING Shan-shan XU Xing

**[摘要]** 消费者在不同品牌产品之间进行选择时,传统的理论分析基于消费者完全理性的假设,即在纳入转换成本后,以不同品牌产品带来的净效用的大小作为选择依据。但在实际生活中,受购买环境、购买习惯、搜索成本的影响,消费者面临多种选择时往往存在惰性心理,在产品选择上表现为更倾向于重复购买,而不是与新品牌产品进行比较后理性选择购买,这赋予了在位企业额外的市场势力。已有的相关文献多集中于研究企业的策略对消费者惰性的影响,惰性消费者对在位企业的策略性行为的影响研究尚且空白。本文基于消费者惰性这一非理性行为,在动态博弈的框架下,分析随着惰性消费者比例变化,在位企业如何采取策略性行为。研究表明,随着惰性消费者比例的增加,在位企业更有激励通过限制性定价进行进入阻止。此外,惰性消费者比例越大,市场出现进入封锁的概率越小。

**[关键词]** 消费者惰性 策略性行为 进入阻止 进入容纳

**[中图分类号]** F279.23 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 03-0070-08

**Abstract:** When consumers choose between different brand products, traditional theoretical analysis is based on the assumption of complete rationality of consumers, that is, after the conversion cost is included, the size of the net utility brought by different brand products is taken as the basis for selection. However, in real life, influenced by the purchasing environment, purchasing habits, and search costs, consumers often have a lax mentality when faced with multiple choices, and they tend to purchases repeatedly rather than comparing with new brand products. The irrational purchase choice gives the incumbent an additional market power. The existing related literature mainly focuses on the influence of enterprise's strategy on consumer inertia, and the influence of consumers inertia on the strategic behavior of the incumbent enterprise is still blank. Based on the irrational behavior of consumer inertia, this paper analyzes how the incumbent enterprise adopts strategic behavior under the framework of dynamic game. Studies have shown that as the proportion of inert consumers increases, incumbents are more motivated to enter and block through restrictive pricing. In addition, the greater the proportion of inert consumers, the less likely the market will enter the blockade.

**Key words:** Consumer inertia Strategic behavior Entry deterrence Entry accommodation

**[收稿日期]** 2019-08-22

**[作者简介]** 应珊珊,女,1989年6月生,上海财经大学上海发展研究院助理研究员,博士,研究方向为行为产业组织理论、互联网经济和反垄断政策;徐幸,女,1989年10月生,上海财经大学商学院博士研究生,研究方向为产业政策、产业结构。

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目“基于消费者有限理性的企业竞争策略研究:前景理论的视角”(项目编号:71803123);国家自然科学基金青年项目“互联网商业模式价格形成机制与资源配置效率研究——基于消费者信息不完美与搜寻的博弈理论视角”(项目编号:71503227)。

感谢匿名评审人提出的宝贵修改意见,本文已做了相应修改,本文文责自负。

## 一、引言与文献综述

反垄断关注的一个重要问题是在位企业是否存在通过制定低价避免或者阻止潜在进入者进入的行为。如果行业的进入壁垒非常高,行业外的企业面临进入封锁,那么在位企业无需担心任何进入,成为该行业的垄断者。当行业的进入壁垒不太高时,在位企业面临众多潜在进入者的威胁,需要策略性地应对潜在进入者以阻止其进入或者最大限度地减少由于进入带来的损失。因此,如果市场进入壁垒不高,不能实现进入封锁,那么垄断在位者可采取进入阻止和进入容纳两种策略性行为(Bain等,1956<sup>[1]</sup>)。进入阻止是指在位企业采取行动阻止潜在进入者进入市场。进入容纳是指当进入阻止的代价太大时,在位企业选择容纳新进入者的进入。

一般而言,在位企业实现进入阻止的手段包括定价策略和非定价策略两大类。其中,定价策略包括限制性定价和掠夺性定价(Bain等,1956<sup>[1]</sup>;Milgrom和Roberts,1986<sup>[2]</sup>;计国君等,2018<sup>[3]</sup>),非定价策略包括用以遏制进入的产能投资(Spence,1979<sup>[4]</sup>;Dixit,1980<sup>[5]</sup>)、用以进入阻止的捆绑(Whinston,1990<sup>[6]</sup>;Peitz,2008<sup>[7]</sup>)、利用转换成本进入阻止(Klemperer,1987<sup>[8]</sup>;蒋传海和夏大慰,2009<sup>[9]</sup>)等。以往文献中与本文密切相关的是关于限制性定价和转换成本的文献。限制性定价是企业的一种短期非合作策略性行为,在位企业通过当前的定价策略来影响潜在进入者对进入市场后的利润的预期,从而影响潜在进入者的进入决策。转换成本是指当消费者在不同品牌的产品之间进行转换消费时面临的成本,包括交易成本、签约成本,学习成本等。转换成本的存在增加了消费者接受并购买新进入企业的产品的难度,部分消费者仍保持以前的产品偏好与购买习惯,因此被在位企业锁定。在这种情况下,在位企业能够对被锁定的消费者索要高价或者利用这部分消费者实施进入阻止(Klemperer,1987<sup>[8]</sup>;蒋传海和夏大慰,2009<sup>[9]</sup>)。

上述研究都基于消费者是完全理性的假设。当市场上出现新产品时,消费者会比较各个产品带来的净效用的大小继而做出购买决策,购买能够给其带来最大净效用的产品。但是,随着大数据分析和实验经济学的发展,越来越多的证据表明消费者的购买决策不

是完全理性的,受认识能力、心理偏差、情感等因素的影响,消费者往往是有限理性的。基于消费者有限理性的实验经济学的研究发现,消费者在购买决策过程中存在惰性,即消费者过去消费某品牌产品对于现在购买该品牌产品的可能性有一个正面影响(Che和Seetharaman,2009<sup>[10]</sup>),具体体现在选择时间和选择产品两个维度上。在选择时间上,即使决策是最优的,消费者也会拖延决策或者选择不决策;在最终产品选择上,消费者更偏向于购买拥有消费经验的产品。

与本文相关的文献研究有两类:一类是消费者惰性形成的原因研究;另一类是市场竞争中,企业如何采取策略影响消费者惰性。导致消费者惰性的原因主要有三种:(1)宽松的购买环境。在可延迟的购买环境中,消费者认为不同产品选择之间的差异很低,所以不急于做出购买决策(Darpy,2000<sup>[11]</sup>)。(2)购买便利带来的购买习惯。消费者不愿意花时间和精力去做决策,并未经过深思熟虑就进行重复购买。在低参与类产品的消费中,某种品牌的重复购买大多是由购买便利性决定,而不是由消费者对品牌的态度倾向决定的。因此,只要某品牌能够让消费者基本满意,消费者就会按照习惯重复惠顾(Robertson,1994<sup>[12]</sup>)。(3)搜索成本。消费者了解新产品的性能、价格等相关信息需要付出搜索成本(Fishman和Rob,1994<sup>[13]</sup>),特别是当市场上新产品的信息不充分时,搜索成本急剧上升,而消费者持续购买同一品牌产品只需付出较少努力(Soloman,1994<sup>[14]</sup>),通过对比,消费者更青睐在位企业的产品。许多经验研究发现,许多行业中普遍存在着消费者惰性,如健康保险行业(Handel,2013<sup>[15]</sup>)以及汽车保险行业(Honka等,2014<sup>[16]</sup>)。无论是哪种原因,消费者惰性均表现为重复的购买模式和对市场上其他替代品牌的漠视(Bozzo,2002<sup>[17]</sup>;Bos等,2017<sup>[18]</sup>)。此外,消费者惰性行为并不是固定不变的,这部分被锁定的消费者往往对市场变化(如促销手段、大价格折扣等)更敏感,基于该特点,部分学者研究企业的策略对消费者惰性的影响。Handel(2013)<sup>[15]</sup>发现在健康保险市场中,一些致力于减少消费者惰性的政策措施能促使消费者做出更好的决策。Carlin(2009)<sup>[19]</sup>内生化了消费者做出产品比较

的比例，在他的模型中，企业会采取策略（混淆策略）来影响惰性消费者的比例。除了复杂化价格或者产品特性以混淆消费者以外，企业的价格菜单或产品菜单的形式也会影响消费者的惰性和决策。Eliaz和Spiegler (2011)<sup>[20]</sup>认为企业给出的菜单或者产品目录（framing）会影响消费者考虑新的可能产品的概率，即影响到消费者惰性的概率。企业能够通过提供的产品目录操纵消费者认为相关的替代产品系列。

国外学者研究发现，消费者惰性在众多行业中普遍存在，而且消费者惰性能给予在位企业市场势力。虽然已有研究证实企业能采取策略改变消费者惰性，但是从在位企业的角度，消费者惰性能否激励其采取措施实施进入阻止？在位企业的策略性行为是否随着消费者惰性的变化而改变？这些问题都与现实生活紧密贴合且在产业组织理论研究中尚属空白。本文尝试依托现实构建理论模型对这些问题进行研究。具体地，本文基于消费者惰性的表现特征内化了惰性消费者的比例，在动态博弈框架内考察在一个垄断市场中，垄断者面临产品存在水平差异的潜在竞争者的进入威胁时，在位企业的策略性行为以及社会福利的影响。

## 二、问题描述与模型说明

为了研究消费者惰性对在位企业策略性行为的影响，本文构建了一个两阶段的动态博弈模型。在博弈的第一阶段，潜在竞争者企业B选择是否进入市场。若选择进入，则第二阶段两家企业进行价格竞争，其中在位企业为价格领导者；若选择不进入，则第二阶段在位企业占领整个市场。但是，如果在位企业采取限制性定价阻止竞争者进入市场，那么在位企业必须在第二阶段保持限制性定价，否则潜在进入者有激励进入市场（见图1）。

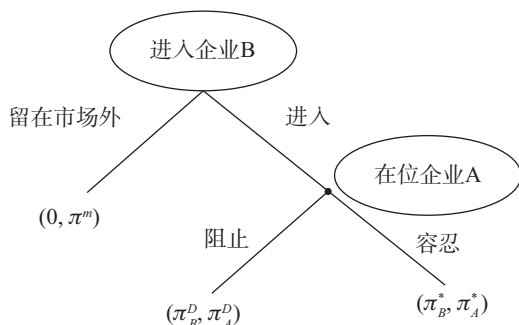


图1 进入企业与在位企业的博弈树

考虑一个长度为1的线性城市，单位1的消费者均匀分布在线性城市上，消费者在线性城市上的位置由  $x_i$  表示， $x_i \in [0, 1]$ 。在位垄断企业A位于线性城市的最左端0处，面临着潜在竞争企业B的进入威胁。如果企业B进入市场，本文假设它会选择最大化产品差异，选址定位于线性城市的最右端1处。令企业A生产的产品为产品A，企业B生产的产品为产品B，且不失一般性地，假设两家企业生产的边际成本为0，企业B进入成本为K。消费者为单位需求，且消费一单位商品带来的基本效用为  $v$ ，单位距离的旅行成本为  $t$ 。假设基本效用  $v$  足够大，从而保证即使市场上只有一家企业时，市场也是完全覆盖的，以避免计算上的繁复。若潜在竞争企业B选择进入市场，则两家企业进行价格竞争。

假设比例为  $\lambda$  的消费者存在转换惰性，会惯性选择在位企业的产品，而不会真正进入比较两家企业产品的决策阶段。若潜在竞争企业B选择进入市场，则两家企业进行价格竞争。此时，比例为  $\lambda$  的惰性消费者将直接选择购买在位者的产品，而其余  $1 - \lambda$  比例的理性消费者将比较两家企业的产品给他们带来的净剩余，选择能为其带来较大净剩余的产品。

当市场上只有垄断企业A时，企业A将制定垄断价格  $P^M = v - t$  并且覆盖整个市场。此时垄断企业的利润为  $\pi^M = v - t$ ，社会福利为  $W^M = \int_0^1 (v - tx) dx = v - t/2$ 。

## 三、消费者惰性与在位企业策略性行为分析

### (一) 在位企业进入封锁

如果行业中的自然进入壁垒非常高，那么对行业外的企业来说存在进入封锁。如果进入壁垒较高，新进入企业进入行业无利可图，那么在位企业也可以垄断该行业。具体地，我们采用一个两阶段动态博弈详细刻画该过程。在博弈的第二阶段，若在位企业A选择容纳进入，那么  $1 - \lambda$  比例的理性消费者将在两家企业的产品中做出选择。位于线性城市  $x_i$  处的消费者从企业A处购买产品A获得的净效应为  $U_{Ax_i} = v - tx_i - P_A$ ，从企业B处购买产品B获得的净效应

为  $U_{Bx_i} = v - t(1 - x_i) - P_B$ , 其中  $P_A$  为企业 A 的定价,  $P_B$  为企业 B 的定价。

购买两家企业的产品无差异的消费者的位置  $x^*$  满足  $U_{Ax^*} = U_{Bx^*}$ , 从而可以得到  $x^* = \frac{t - (P_A - P_B)}{2t}$ 。

因此, 企业 A、B 面临的需求函数分别为:

$$D_A(P_A, P_B) = \lambda + (1 - \lambda)x^* = \frac{t(1 + \lambda) - (1 - \lambda)(P_A - P_B)}{2t} \quad (1)$$

$$D_B(P_A, P_B) = (1 - \lambda)(1 - x^*) = \frac{(1 - \lambda)(t + P_A - P_B)}{2t} \quad (2)$$

进一步可以得到两家企业的利润函数:

$$\begin{aligned} \pi_A(P_A, P_B) &= P_A D_A(P_A, P_B) \\ &= P_A \left[ \frac{t(1 + \lambda) - (1 - \lambda)(P_A - P_B)}{2t} \right] \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \pi_B(P_A, P_B) &= P_B D_B \\ &= P_B \left[ \frac{(1 - \lambda)(t + P_A - P_B)}{2t} \right] - K \end{aligned} \quad (4)$$

根据利润函数求导并简单整理, 可以得到企业 B 价格决策关于企业 A 定价的反应函数为:

$$P_B(P_A) = \frac{t + P_A}{2} \quad (5)$$

企业 A 可以预期到企业 B 的反应函数, 从而依据最大化自身利润的原则制定产品价格。将企业 B 的反应函数 (5) 代入企业 A 的利润函数 (3) 可以得到企业 A 的利润关于其定价的函数:

$$\pi_A(P_A) = \frac{P_A [2t(1 + \lambda) - (1 - \lambda)(P_A - t)]}{4t} \quad (6)$$

对式 (6) 求解企业 A 的最优化问题, 可以得到企业 A 的最优定价为:

$$P_A^* = \frac{(1 + \lambda)t}{(1 - \lambda)} + \frac{t}{2} \quad (7)$$

企业 B 的定价为  $P_B^* = \frac{(1 + \lambda)t}{2(1 - \lambda)} + \frac{3t}{4}$ 。两家企业

的市场份额为  $D_A^* = \frac{3 + \lambda}{8}$ ,  $D_B^* = \frac{5 - \lambda}{8}$ ; 利润为  $\pi_A^* = \frac{(3 + \lambda)^2 t}{16(1 - \lambda)}$ ,  $\pi_B^* = \frac{(25 - \lambda^2)t}{32(1 - \lambda)} - K$ 。

若进入成本  $K > K^l = \frac{(25 - \lambda^2)t}{32(1 - \lambda)}$ , 那么潜在竞争

企业 B 可以预期其进入市场会遭受损失, 因此不会选择进入市场。此时在位企业不需要采用任何策略性行为, 按垄断价格定价也不会有进入发生, 此时这个市场为进入封锁。因此, 可以得到命题 1。

**命题 1:** 若进入成本  $K > K^l = \frac{(25 - \lambda^2)t}{32(1 - \lambda)}$ , 即使

在位企业垄断定价, 进入也不会发生, 此时在位企业可以封锁潜在竞争企业的进入。这种情况下博弈的子博弈精炼均衡为企业 B 选择不进入市场, 企业 A 定价  $P^M = v - t$  并且覆盖整个市场。此时垄断企业的利润为  $\pi^M = v - t$ , 社会福利为  $W^M = \int_0^1 (v - tx) dx = v - t/2$ 。

当进入成本较大时, 即使在位企业不采取任何行动, 潜在竞争者也会预期到进入市场后的亏损, 因此不会选择进入。此时, 市场上出现进入封锁, 在位企业像垄断者一样行动也不会有竞争者进入市场。因此, 企业 A 将制定垄断价格  $P^M = v - t$  并且占有整个市场。

进一步观察进入封锁发生的阈值  $K^l = \frac{(25 - \lambda^2)t}{32(1 - \lambda)}$ , 可以看到惰性消费者的比例  $\lambda$  越大, 进入封锁的阈值也越大, 进入封锁越不容易。潜在进入企业是否选择进入行业是能否实现进入封锁的关键, 若潜在进入者进入行业无利可图, 在位企业就实现了进入封锁。对潜在进入企业而言, 惰性消费者的比例增加对其进入后的预期利润产生正反两方面的效应, 净效应决定潜在进入企业的进入决策从而决定市场是否是进入封锁的状态。一方面, 当惰性消费者比例变大时, 企业 B 能够进行竞争的市场规模变小了, 这会降低企业 B 进入市场后的利润。另一方面, 观察两家企业的定价与  $\lambda$  的关系,

当惰性消费者增加时, 两家企业之间的竞争会削弱, 从而两家企业的定价都会上升 ( $P_A$ 、 $P_B$  都随  $\lambda$  增大而增大), 并且企业 A 与企业 B 之间的价差也会增加 ( $P_A - P_B$  随  $\lambda$  增大而增大)。因此, 惰性消费者的增加会削弱企业 B 面临的竞争, 并且企业 A 定价提升得比企业 B 多, 从而使得企业 B 获得的利润增加。通过计算可得, 惰性消费者增加的这两种影响中, 后者的影响更大。因此, 惰性消费者的比例越大, 潜在进入企业的预期利润越高, 进入封锁越不容易发生。

## (二) 在位企业进入阻止

若进入成本  $K \leq K^L = \frac{(25 - \lambda^2)t}{32(1 - \lambda)}$ , 那么潜在竞争企业 B 选择进入市场是有利可图的。如果在位企业不进行阻止, 那么潜在竞争企业将选择进入市场。在这种情况下, 在位企业选择是否进行限制性定价阻止潜在竞争企业进入市场。下面将分析在位企业会选择进入阻止的条件。

由式 (5) 可知, 潜在竞争企业 B 定价关于企业 A 的反应函数为:

$$P_B(P_A) = \frac{t + P_A}{2} \quad (8)$$

如果在位企业要阻止潜在进入者的进入, 那么它一定要选择一个能够使得潜在进入者进入后预期利润小于 0 的限制性定价。潜在竞争企业的利润关于企业 A 定价的函数为:

$$\pi_B(P_A) = (1 - \lambda) \frac{(t + P_A)^2}{8t} - K \quad (9)$$

要使  $\pi_B < 0$ , 则  $P_A < \frac{8tK}{1 - \lambda} - t$ 。因此, 选择进入阻止的在位企业会定价  $P_A^D = \frac{8tK}{1 - \lambda} - t$  占领整个市场, 此时在位垄断企业的利润为:

$$\pi_A^D = \frac{8tK - t(1 - \lambda)}{1 - \lambda} \quad (10)$$

如果在位企业选择不进行阻止, 那么企业 B 进入市场, 两家企业进行上文所分析的价格竞争。此时企业 A 获得的利润为:

$$\pi_A = \frac{(3 + \lambda)^2 t}{16(1 - \lambda)} \quad (11)$$

当且仅当通过限制性定价进行进入阻止能够获得比进入容纳更高的利润时, 即  $\pi_A^D > \pi_A$  时, 在位企业会选择进入阻止。将式 (10)、式 (11) 代入这一条件, 可得进入阻止产生的条件为  $K \leq K^L = \frac{(25 - \lambda^2)t}{32(1 - \lambda)}$  且  $K > K^D = \frac{16(1 - \lambda) - (3 + \lambda)^2}{128}$ 。进一步比较进入阻止产生的条件阈值  $K^D$  和进入封锁的条件阈值  $K^L$ , 可以得到进入阻止产生的具体条件。由此可以得到命题 2。

$$\text{命题 2: 如果 } t \leq \frac{16(1 - \lambda)^2 - (1 - \lambda)(3 + \lambda)^2}{4(25 - \lambda^2)},$$

那么在位企业不需要进行限制性定价, 当  $K > K^L = \frac{(25 - \lambda^2)t}{32(1 - \lambda)}$  时, 这一市场为进入封锁。

如果  $t > \frac{16(1 - \lambda)^2 - (1 - \lambda)(3 + \lambda)^2}{4(25 - \lambda^2)}$ , 当  $K^D =$

$\frac{16(1 - \lambda) - (3 + \lambda)^2}{128} < K \leq K^L = \frac{(25 - \lambda^2)t}{32(1 - \lambda)}$  时, 在

位企业会选择进入阻止。

证明: 比较进入阻止产生的条件阈值  $K^D$  和进入封锁的条件阈值  $K^L$  可以得到:

$$K^L - K^D = \frac{4(25 - \lambda^2)t - 16(1 - \lambda)^2 + (1 - \lambda)(3 + \lambda)^2}{128(1 - \lambda)} \quad (12)$$

由式 (12) 可以得到, 当  $t > \frac{16(1 - \lambda)^2 - (1 - \lambda)(3 + \lambda)^2}{4(25 - \lambda^2)}$  时,  $K^D < K^L$ ; 当

$t \leq \frac{16(1 - \lambda)^2 - (1 - \lambda)(3 + \lambda)^2}{4(25 - \lambda^2)}$  时,  $K^D \geq K^L$ 。

当  $t \leq \frac{16(1 - \lambda)^2 - (1 - \lambda)(3 + \lambda)^2}{4(25 - \lambda^2)}$ , 此时如

图 2 所示, 在位企业不需要进行限制性定价。当

$K > K^L = \frac{(25 - \lambda^2)t}{32(1 - \lambda)}$ , 这一市场为进入封锁; 当  $K$

$\leq K^L = \frac{(25 - \lambda^2)t}{32(1 - \lambda)}$  时, 在位企业会选择进入容纳。



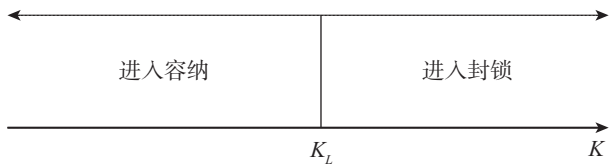


图2  $t \leq \frac{16(1-\lambda)^2 - (1-\lambda)(3+\lambda)^2}{4(25-\lambda^2)}$  时在位企业的策略性行为

当  $t > \frac{16(1-\lambda)^2 - (1-\lambda)(3+\lambda)^2}{4(25-\lambda^2)}$ ，此时如

图3所示。当  $K > K^L = \frac{(25-\lambda^2)t}{32(1-\lambda)}$  时，这一市场为

进入封锁；当  $K^D = \frac{16(1-\lambda) - (3+\lambda)^2}{128} < K \leq K^L =$

$\frac{(25-\lambda^2)t}{32(1-\lambda)}$  时，在位企业会选择进入阻止；当

$K \leq K^D = \frac{16(1-\lambda) - (3+\lambda)^2}{128}$  时，在位企业会选

择进入容纳。

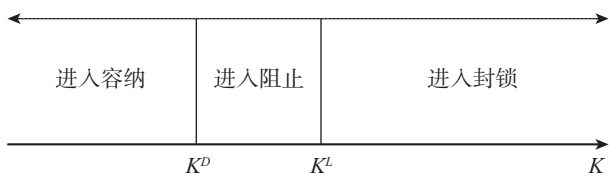


图3  $t > \frac{16(1-\lambda)^2 - (1-\lambda)(3+\lambda)^2}{4(25-\lambda^2)}$  时在位企业的策略性行为

当单位运输成本  $t$  较小时，可理解为产品的横向差异化程度较低，如果潜在竞争者进入市场，两家企业的竞争比较激烈，因此潜在进入者进入行业的激励比较弱，市场上更容易发生进入封锁。对于在位企业而言，如果无法对惰性消费者和可竞争市场的消费者实现价格歧视，那么在位企业 A 利用限制性定价阻止进入者进入时，也会损害其从忠实消费者处获得的利润，因此惰性消费者的存在削弱了在位企业阻止潜在进入者进入的动机。随着单位运输成本  $t$  的增加，企业的竞争削弱，此时会出现一定的区间，在该区间内，在位企业通过限制性定价阻止潜在进入者进入还是有利可图的。

### (三) 在位企业进入容纳

由上述分析可知，当在位企业制定一个过低价格实施进入阻止的利润低于其不阻止时获得的利润时，在位企业会选择进入容纳，而不是通过限制性定价阻止潜在竞争企业进入。因此，可以得到命题 3：

**命题 3:** 如果  $t \leq \frac{16(1-\lambda)^2 - (1-\lambda)(3+\lambda)^2}{4(25-\lambda^2)}$ ，

当潜在竞争企业进入成本  $K \leq K^L = \frac{(25-\lambda^2)t}{32(1-\lambda)}$  时，在

位企业会选择进入容纳，否则在位企业会选择进入阻

止。如果  $t > \frac{16(1-\lambda)^2 - (1-\lambda)(3+\lambda)^2}{4(25-\lambda^2)}$ ，当

$K \leq K^D = \frac{16(1-\lambda) - (3+\lambda)^2}{128}$  时，在位企业会选

择进入容纳，否则在位企业会选择进入阻止。随着惰

性消费者的增加，满足进入容纳条件的进入成本越

低，即进入容纳越容易发生。

命题 3 的经济学含义与命题 2 是类似的。随着单位运输成本的增加，企业之间的竞争削弱，竞争企业有能力制定较高的产品溢价。最简单的例子是典型的 Hotelling 寡头竞争模型中，若假设企业生产的边际成本为 0，则两家企业的均衡定价均为  $t$ 。因此，随着单位运输成本的增加，企业之间的竞争削弱，寡头企业的利润也增加。在本节的模型中，随着单位运输成本增加，在位企业在理性消费者的竞争中取得的利润更大，因此更没有激励选择进入容纳。相反，当单位运输成本  $t$  较小时，理性消费者市场竞争激烈，进入阻止需要牺牲更大的利润。此时，如果进入成本不能使得市场实现进入封锁，那么在位企业就会选择容纳进入。

考虑惰性消费者的比例与在位企业的进入容纳决策的选择。当惰性消费者增加时，两家企业之间的竞争会削弱，从而两家企业的定价都会上升 ( $P_A$ 、 $P_B$  都随  $\lambda$  增大而增大)，并且企业 A 与企业 B 之间的价差也会增加 ( $P_A - P_B$  随  $\lambda$  增大而增大)。因此，惰性消费者的增加会削弱企业在理性消费者市场面临的竞争，使得企业 A 有能力提高价格。观察在位企业进入阻止的限制性价格条件  $P_A < \frac{8tK}{1-\lambda} - t$ ，随着  $\lambda$  的增加，这一条件放宽。惰性消费者的增加，使得在位企业 A 能够以一个更高的价格阻止进入。因此，惰性消费者比例越大，在位企业选择进入阻止的激励越大。但是同时，命题 3 指出，惰性消费者比例越大，进入封锁更不容易发生。因此，惰性消费者的比例对于市场竞争的影响，取决于单位运输成本和进入成本的大小落

在哪个区间。

#### 四、在位企业策略性行为的数值模拟分析

为了更直观地理解命题，本文接下来对在位企业的策略性行为进行数值模拟。由前面的分析可知，决定在位企业策略性行为的一个重要的阈值是  $t$  的范围，是关于惰性消费者比例  $\lambda$  的函数。令这一函数  $\bar{t} = \frac{16(1-\lambda)^2 - (1-\lambda)(3+\lambda)^2}{4(25-\lambda^2)}$ 。观察这一临界

值的函数，可知，当

$$\begin{cases} 0 < \lambda < 0.312, & \bar{t} < 0 \\ \lambda = 0.312, & \bar{t} = 0 \\ 0.312 < \lambda < 1, & \bar{t} > 0 \end{cases} \quad (13)$$

如图 4 所示，随着惰性消费者比例的增加，这一临界值先减小后增加，但是在  $\lambda$  大于 0.312 后始终为正值。因此，只要惰性消费者比例大于 0.312，均衡解为图 3 所示的情况。观察图 4 中  $\bar{t}$  的取值范围，可以发现  $\bar{t}$  的取值一直很小，小于 0.1。除非运输成本  $t$  很小，甚至小到可以忽略不计，否则只需要考虑图 3 所示  $t > \frac{16(1-\lambda)^2 - (1-\lambda)(3+\lambda)^2}{4(25-\lambda^2)}$  时的均衡解。

根据  $t$  的临界值的取值范围以及这一取值范围与

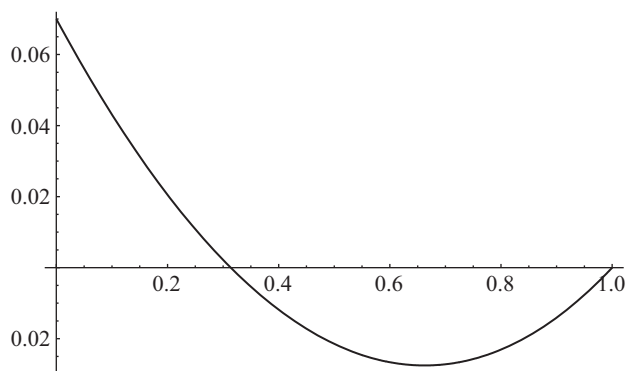


图 4  $\bar{t} = \frac{16(1-\lambda)^2 - (1-\lambda)(3+\lambda)^2}{4(25-\lambda^2)}$  的函数图

惰性消费者的比例之间的关系，我们选取  $\lambda$  的几个特殊取值，以更进一步地直观呈现本文的主要研究结论，尤其是在位企业的策略性行为根据惰性消费者比例变化而发生的变化。具体的数值模拟见表 1。

惰性消费者的增加会削弱企业在理性消费者市场面临的竞争，使得企业 A 有能力提高价格。惰性消费者的增加，使得在位企业 A 能够以一个更高的价格阻止进入。因此，如表 1 第 3 列所示，惰性消费者比例越大，在位企业选择进入阻止的激励越大。如表 1 第 4 列所示，惰性消费者比例越大，进入封锁更不容易发生。总而言之，惰性消费者的比例对于在位企业的策略性行为的影响并不确定，取决于单位运输成本和进入成本的大小落在哪个区间。

表 1 惰性消费者比例和在位企业策略性行为的数值模拟

惰性消费者比例 ( $\lambda$ )	$\bar{t}$	进入容纳条件	进入阻止条件	进入封锁条件
1/4	0.017	$t \leq 0.017$ 且 $K \leq 1.039t$ 或 $t > 0.017$ 且 $K \leq 0.011$	$t > 0.017$ 且 $0.011 < K \leq 1.039t$	$K > 1.039t$
1/3	- <sup>①</sup>	无	$K \leq 1.167t$	$K > 1.167t$
1/2	-	无	$K \leq 1.547t$	$K > 1.547t$
2/3	-	无	$K \leq 2.302t$	$K > 2.302t$
3/4	-	无	$K \leq 3.055t$	$K > 3.055t$
1	-	无	无	所有 $K$ 取值

① 该符号表示为负值。

## 五、结论

已有大量文献研究了市场上的转换成本对消费者决策和企业策略性行为的影响。转换成本的存在使得消费者在考虑替代品牌时不得不将转换成本考虑在内,因此消费者不会轻易更换产品。基于这种影响,在转换成本高的行业,比如计算机软件行业,企业可以采取策略性行为阻止潜在竞争者进入。但是,另一种阻碍消费者转换品牌的消费者有限理性因素在企业策略性行为中却鲜有研究。当市场上存在多种产品可供选择时,消费者会对产品转换存在惰性,继续重复购买现有品牌产品,形成对现有品牌的虚假忠诚。

本文分析了消费者存在转换惰性时在位企业的策略性行为。通过动态模型分析发现,随着惰性消费者比例的增加,在位企业更有激励通过限制性定价进行

进入阻止。此外,惰性消费者的增加也使得市场出现进入封锁的概率越小。本文的分析结果表明,市场上的在位企业有激励增加市场的信息不对称和产品比较的难度,从而创造消费者的惰性,使得消费者不愿意考虑市场上出现的新产品。另一方面,对于新进入企业,要想获得市场,则要打破消费者惰性,具体可以采用广告、地推促销等策略宣传新产品,促使消费者将新产品纳入考虑范围。与现有的关于转换成本的文献的研究发现不同,消费者面临转换成本时,新进入企业可以通过产品差异化战略削弱理性消费者市场的竞争、抢夺消费市场。此外,本文研究发现当存在较大比例的具有消费惰性的消费者时,新进入企业的产品差异化战略的效果微乎其微。因此,如果市场上较多消费者存在转化惰性,新进入企业的首要策略是打破消费者的惰性。

## 参考文献

- [1] Bain J S. Barriers to New Competition: Their Character and Consequences [M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1956.
- [2] Milgrom P, Roberts J. Price and Advertising Signals of Product Quality [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94 (4): 796-821.
- [3] 计国君, 王东, Tan K H. 基于双渠道环境下在位制造商的阻止策略研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2018, 38 (9): 2230-2241.
- [4] Spence A M. Investment Strategy and Growth In a New Market [J]. The Bell Journal of Economics, 1979, 10 (1): 1-19.
- [5] Dixit A. The Role of Investment in Entry-deterrence [J]. The Economic Journal, 1980, 90 (357): 95-106.
- [6] Whinston M D. Tying, Foreclosure, and Exclusion [J]. American Economic Review, 1990, 80 (4): 837-859.
- [7] Peitz M. Bundling May Blockade Entry [J]. International Journal of Industrial Organization, 2008, 26 (1): 41-58.
- [8] Klemperer P. Entry Deterrence in Markets with Consumer Switching Costs [J]. Economic Journal, 1987, 97 (388a), 99-117.
- [9] 蒋传海, 夏大慰. 具有转移成本市场中的企业策略性行为分析 [J]. 财经研究, 2009, 35 (6): 77-86.
- [10] Che H, Seetharaman R. "Speed of Replacement": Modeling Brand Loyalty Using Last-Move Data [J]. Journal of Marketing Research, 2009, 46 (4): 494-505.
- [11] Darpy D. Consumer Procrastination and Purchase Delay [C]. 29th Annual Conference EMAC, Rotterdam, NL, 2000.
- [12] Robertson T. New Developments in Marketing: A European Perspective [J]. European Management Journal, 1994, 12 (4): 362-365.
- [13] Fishman A, Rob R. Consumer Inertia, Firm Growth and Industry Dynamics [J]. Journal of Economic Theory, 2003: 109.
- [14] Solomon M. Consumer Behavior: Buying, Having, and Being [M]. Philadelphia: Pearson, 1994: 240-241.
- [15] Handel B R. Adverse Selection and Inertia in Health Insurance Markets: When Nudging Hurts [J]. American Economic Review, 2013, 103 (7): 2643-2682.
- [16] Honka E. Quantifying Search and Switching Costs In The US Auto Insurance Industry [J]. Rand Journal of Economics, 45 (4): 847-884.
- [17] Bozzo C. Understanding Inertia in an Industrial Context [J]. Journal of Customer Behaviour, 2002, 1 (3): 335-355.
- [18] Bos I, Peeters R, Pot E. Competition Versus Collusion: The Impact of Consumer Inertia [J]. International Journal of Economic Theory, 2017, 13 (4): 387-400.
- [19] Carlin B I. Strategic Price Complexity in Retail Financial markets [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 91 (3): 278-287.
- [20] Eliaz K, Spiegler R. Consideration Sets and Competitive Marketing [J]. Review of Economic Studies, 2011, 78 (1): 235-262.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

# 产出波动与劳动力市场就业动态

## ——经验事实与理论解释

The Output Fluctuation and Employment Dynamics:  
Empirical Facts and Theoretical Explanations

李亮亮

LI Liang-liang

**[摘要]** 我们使用带有随机波动的时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型考察经济产出和劳动就业的波动性、相关性及两者间的协同共动性特征, 探讨了经济产出和劳动就业在供给冲击、需求冲击和货币政策冲击下的时变脉冲响应, 并进一步通过构建新凯恩斯动态随机一般均衡 (NK-DSGE) 模型寻求经验事实的理论解释, 理论模型的动态分析很好地匹配了经验证据。据此我们发现: 经济产出和劳动就业间的协同共动性特征在金融危机后发生了明显的结构性转变。供给冲击和需求冲击的迅速下降是金融危机后产出和就业衰退的主要原因, 也是两者联合动态结构性转变的重要驱动因素, 同时经济结构转变和系统性经济政策的实施减缓了产出和就业的波动。模型中名义粘性的设定对冲击的扩散机制具有非常重要的作用, 且不同的名义粘性对产出和就业波动的影响不同。

**[关键词]** 产出波动 劳动就业 时变参数 货币政策

**[中图分类号]** F822.2 F822.5 F015 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 03-0078-23

**Abstract:** We use a time-varying parametric regression (TVP-VAR) model with random fluctuations to investigate the volatility, correlation and co-movement characteristics of economic output and labor employment, and discuss the time-varying impulse response of economic output and labor employment under supply shock, demand shock and monetary policy shock. Further, we construct the new keynes dynamic stochastic general equilibrium (NK-DSGE) model to seek theoretical explanations of empirical facts, and the model of dynamic analysis is good enough to match the empirical evidence. Based on this, we found that the co-movement between output and employment has undergone a significant structural shift since the financial crisis. The decline of supply shock and demand shock is the main reason for the decline of output and employment. Structural changes and the implementation of systematic economic policies have reduced fluctuations in output and employment. At the same time, both are important drivers of the combined dynamic structural changes between output and employment. Structural changes in the economy and the implementation of systematic economic policies are important factors for stabilizing output and employment fluctuations. Setting of nominal stickiness in the model plays an important role in the transmission mechanism of impact, and different nominal stickiness has different effects on output and employment fluctuations.

**Key words:** Output fluctuation Labor employment Time-varying parameter Monetary policy

**[收稿日期]** 2019-11-07

**[作者简介]** 李亮亮, 男, 1984年10月生, 四川大学经济学院博士研究生, 研究方向为宏观经济、货币经济。

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。

## 一、引言

产出波动与劳动就业间的动态协同关系一直以来都是宏观经济学界和各国政府决策者关注的重要问题之一,更是宏观经济理论建模的基本经济关系。对于中央政府来说促进产出、增加就业和维护社会稳定始终是政府决策的首要目标之一,致使就业变动兼具重要的经济和社会双重意义,2019年中央经济工作会议更是将“稳就业”摆在重中之重的位置。因而产出波动与劳动就业间的动态协同关系及波动来源的识别问题成为我们关注的焦点。

为了厘清产出波动与劳动就业间的动态协同性关系及理论传导机制,我们分别从经验和理论两个层面对这一问题进行了深入细致的分析和讨论。由于在现代宏观经济周期理论中,经济产出和劳动就业通常作为核心变量,而且两者间的协同共动特征还经常被用来支持或评估竞争性理论模型。因而,为了实现我们的研究目标,我们首先使用带有随机波动的时变参数向量自回归(Time-Varying Parameter VAR,以下简称TVP-VAR)模型考察经济产出和劳动就业的长期趋势、条件(无条件)波动性、动态相关性及两者间的协同共动性特征,探讨了经济产出和劳动就业在技术冲击(供给冲击)、非技术冲击(需求冲击)和货币政策冲击下的时变脉冲响应。接着通过构建新凯恩斯动态随机一般均衡(New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium,以下简称NK-DSGE)模型详细地探讨了产出和就业的波动特征及在不同结构冲击下的动态传导机制问题。最后对经验事实寻求有效的理论解释,并试图通过经验证据支持和评估模型构建的合理性。

我们的研究表明,中国宏观经济产出和劳动就业的波动在金融危机后发生了明显的转变,同时,两者间的协同共动性特征也发生了明显的结构性转变。这种结构性转变不仅反映在产出和就业间的条件和无条件波动性及相关性中,而且也清晰地反映在可识别冲击的时变脉冲响应中。金融危机后,劳动就业的波动性相对于产出的变动逐渐增加,供给冲击和需求冲击对经济产出和劳动就业波动的贡献性逐步减弱,并成为产出和就业波动减小的主要原因。同时,产出和就业对结构冲击的脉冲响应也发生了明显的结构性转变。不同结构冲击的方差在金融危机后的变化呈现出不同的变动趋势,同时冲击方差的下降程度也

不相同,变量间的条件相关性变动趋势也不相同。观测到的条件波动性和相关性表明产出和就业间存在明显的联合动态的结构性变化特征。2010年以后经济产出和劳动就业波动平稳的主要原因来源于经济结构的转变和系统性经济政策的实施。

文章其余部分安排如下:第二部分为文献综述;第三部分构建带有随机波动的时变参数向量自回归(TVP-VAR)模型;第四部分分析产出和就业的经验事实;第五部分构建新凯恩斯动态随机一般均衡(NK-DSGE)模型并使用贝叶斯方法估计模型;第六部分为理论模型的动态响应分析;第七部分是结论及政策建议。

## 二、文献综述

产出波动与劳动就业间的协同共动关系及波动来源一直都是宏观经济学者关注的焦点之一。金融危机之前,多数学者认为造成产出波动的主要原因是供给冲击的变动(龚敏和李文浦,2007<sup>[1]</sup>;徐高,2008<sup>[2]</sup>),另一部分学者则认为需求冲击的变动对产出波动具有更加重要的作用(王文甫和明娟,2009<sup>[3]</sup>;高士成,2010<sup>[4]</sup>),也有学者认为供给和需求对产出波动的影响作用在不同时期的重要性并不相同(欧阳志刚和史焕平,2010<sup>[5]</sup>)。由此可见,学者们对经济产出波动的驱动来源并未达成共识。然而,在金融危机后,中国宏观经济主要经济变量的波动性都发生了明显的减弱,这一观点已被多数学者广泛接受(Chang等,2015<sup>[6]</sup>;祝梓翔和邓翔,2017<sup>[7]</sup>;李亮亮,2019<sup>[8]</sup>等)。然而,对于造成这一经济事实的解释却依然存在较大的分歧。郑挺国和黄佳祥(2016)<sup>[9]</sup>认为负向的偏好冲击和技术冲击的减小是宏观经济下行的主要原因。张成思(2010)<sup>[10]</sup>发现外部冲击方差的减弱是宏观经济下降的主要原因。姚敏和周潮(2013)<sup>[11]</sup>也认为外部冲击方差减弱和经济结构性转变的共同结果造成了宏观经济产出的下降。此外,投资波动率下降和稳健的货币政策都使得宏观经济产出波动下降(林建浩和王美今,2013<sup>[12]</sup>;刘宗明,2013<sup>[13]</sup>;祝梓翔和郭丽娟,2017<sup>[14]</sup>)。

关于劳动力市场动态特征的经验研究已经相当深入。Gali(1999)<sup>[15]</sup>、Canova等(2010)<sup>[16]</sup>发现在实际经济数据中技术冲击对劳动就业具有明显的抑制作用。Smets和Wouters(2007)<sup>[17]</sup>详细分析了劳动力市场就业与货币政策冲击间的动态关系,认为货币

政策冲击对劳动力市场的动态波动具有重要的持续性效应,这意味着中央政府可以通过调整货币政策来影响劳动力市场就业变动。Gali 和 Gambetti (2009)<sup>[18]</sup>、Elisa 和 Meradj (2018)<sup>[19]</sup> 通过经验研究都强调货币政策冲击对劳动力市场波动的重要性。黄贇琳 (2006)<sup>[20]</sup> 在 RBC 模型中详细考察了技术冲击对劳动就业的影响。刘宗明和李春琦 (2013)<sup>[21]</sup> 通过使用固定参数 SVAR 模型和 DSGE 模型相结合的研究方法,发现技术冲击对中国劳动力市场就业的脉冲响应呈现出“倒驼峰”趋势并保持了较强的持续性。王君斌和薛鹤翔 (2010)<sup>[22]</sup> 使用固定参数 VAR 与 DSGE 模型相结合的方法,考察了扩张性货币政策冲击对就业的影响,认为在短期内扩张性的货币政策可能促进就业增加,而在长期内可能导致失业增加。由于中国经济结构和政策制度的频繁变动,导致总体经济结构可能发生转变,因而,采用固定参数模型估计中国经济产出和就业波动的经验事实可能存在一定的偏误,且无法捕捉经济变量的时变特征。总体来看,影响宏观经济产出和就业波动下降的原因主要分为两大类,一部分学者认为主要是外生随机冲击方差的减弱导致了产出和就业波动的下降,而另一部分学者则强调宏观经济内部传导机制的结构性转变或合理的经济政策是导致宏观经济下降的主要原因。

对于经济产出与劳动就业间的协同共动性关系的研究已经相当丰富。Blanchard 和 Gali (2007)<sup>[23]</sup> 通过引入劳动力市场的政策分析,发现中央银行在稳定通货膨胀与劳动就业之间存在明显的一致性。Gali 和 Gambetti (2009)<sup>[18]</sup> 通过使用时变参数模型考察了劳动生产率、劳动时间和产出之间的协同共动性特征。陈昆亭和龚六堂 (2006)<sup>[24]</sup> 通过新凯恩斯动态随机一般均衡模型研究了中国宏观经济的波动特征,发现劳动就业的波动性较大,且呈现出较强的顺周期性特征。而胡永刚和刘方 (2007)<sup>[25]</sup> 通过在 DSGE 模型中引入劳动调整成本和流动性约束机制,发现劳动就业呈现出弱周期性。王君斌和王文甫 (2010)<sup>[26]</sup> 通过固定参数结构向量自回归 (SVAR) 模型,考察了中国宏观经济波动与劳动就业间的相互关系,并通过 DSGE 模型探讨了技术冲击对劳动就业的影响及传导机制问题。对产出和就业间动态波动特征的研究中,大多数文献仅局限于单一随机冲击的影响,而缺乏多种冲击效果的相互比较。众所周知,宏观经济波动来源于多种随机冲击的影响,因而单一冲击的估计

可能存在一定的局限性。

因而,与以往研究不同的是,我们使用带有随机波动的时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型,考察产出和就业的波动特征及两者间的协同共动特征,有效地克服了固定参数模型的局限性,通过构建 NK-DSGE 模型考察产出和就业在多种随机冲击下的动态特征,并寻求经验证据的理论解释。

### 三、时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型的构建与数据处理

(一) 时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型的构建

我们构建的时变参数向量自回归模型的简约式设置采用 Primiceri (2005)<sup>[27]</sup>、Gali 和 Gambetti (2009)<sup>[18]</sup>、Elisa 和 Meradj (2018)<sup>[19]</sup> 的方法,模型中结构冲击的识别采用 Gali (1999)<sup>[15]</sup> 的设定。时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型的简约式表述如下:

$$Y_t = Z_{0,t} + Z_{1,t} Y_{t-1} + Z_{2,t} Y_{t-2} + \dots + Z_{p,t} Y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

其中:  $Y_t = [y_t, l_t]$ ,  $y_t$  和  $l_t$  分别表示产出增长率和就业人数;  $Z_{0,t}$  为时变截距向量;  $Z_{i,t}$  表示时变系数矩阵,其中  $i=1, \dots, p$ 。假设 VAR 多项式的根都在单位圆外,也就是“局部平稳”。新息 (Innovation) 序列  $\{u_t\}$  服从 0 均值和时变协方差矩阵  $\sum_t$  的高斯白噪声过程,且  $Y_t$  与所有变量滞后阶不相关。我们假设  $\theta_t = \text{vec}(Z_t')$ , 其中,  $Z_t = [Z_{0,t}, Z_{1,t}, \dots, Z_{p,t}]$ ,  $\text{vec}(\cdot)$  表示列堆积算子。VAR 模型的时变参数都被聚集在向量  $\theta_t$  中可表述为:

$$p(\theta_t | \theta_{t-1}, \Omega) = I(\theta_t) f(\theta_t | \theta_{t-1}, \Omega) \quad (2)$$

其中,  $I(\theta_t)$  为一个拒绝非平稳抽样的指示函数,因而,我们对 VAR 模型参数施加平稳性约束,  $f(\theta_t | \theta_{t-1}, \Omega)$  服从如下 AR(1) 过程:

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \omega_t \quad (3)$$

其中,  $\omega_t \sim (0, \Omega)$ , 且与  $u_t$  相互独立。新息  $u_t \sim (0, \sum_t)$ ,  $\sum_t$  为时变参数协方差矩阵表述如下:

$$\text{Var}(u_t) = \sum_t = A_t^{-1} H_t (A_t^{-1})'$$

其中: 时变矩阵  $A_t$  是主对角线为 1 的下三角矩阵,假设  $\gamma_t$  为矩阵  $A_t^{-1}$  主对角线以下元素;  $H_t$  为对角线矩阵,定义为  $\text{diag}(\sigma_{1,t}, \sigma_{2,t}, \dots, \sigma_{n,t})$ 。因而,假设

$\gamma_t$  和  $\sigma_t$  服从如下随机游走过程:

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \zeta_t \quad (4)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \xi_t \quad (5)$$

其中,  $\zeta_t$  和  $\xi_t$  分别为均值为 0, 协方差为  $S$  和  $G$  的高斯白噪声过程。我们假设  $S$  为对角分块结构矩阵, 即所有不同方程系数间的协方差都为零;  $G$  为对角矩阵。最后, 我们假设所有的  $\zeta_t$ 、 $\xi_t$  和  $\omega_t$  之间相互独立, 假设向量  $[u_t, \omega_t, \zeta_t, \xi_t]'$  服从以下分布式:

$$\begin{bmatrix} u_t \\ \omega_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{bmatrix} \sim N(0, V)$$

其中,  $V = \begin{bmatrix} \Sigma_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & G \end{bmatrix}$  和  $G = \begin{bmatrix} \delta_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \delta_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & \delta_3^2 \end{bmatrix}$ 。

由于模型过度参数化, 我们设定参数  $V$  为分块矩阵。此外, 为了防止新息的任何结构性解释, 并允许不确定性来源之间有相对较弱的相关性结构, 依据模型简约性原则假设  $S$  为分块矩阵:

$$S \equiv \text{Var}(\zeta_t) = \begin{bmatrix} S_1 & 0 & 0 \\ 0 & S_2 & 0 \\ 0 & 0 & S_3 \end{bmatrix}$$

我们假设 VAR 模型的新息向量  $u_t$  是潜在结构冲击向量  $\varepsilon_t \equiv [\varepsilon_t^a, \varepsilon_t^d, \varepsilon_t^r]'$  的一个时变线性变换, 对所有的时期  $t$ , 满足  $E\{\varepsilon_t \varepsilon_t'\} = I$ , 其中,  $\varepsilon_t^a$  代表技术冲击或供给冲击,  $\varepsilon_t^d$  代表非技术冲击或需求冲击,  $\varepsilon_t^r$  代表短期利率冲击。假设在所有时期  $t$ ,  $u_t = K_t \varepsilon_t$ , 非奇异矩阵  $K_t$  满足  $K_t K_t' = \sum_i$ 。因而, 不同结构冲击对变量产出和就业波动的贡献大小可以被  $K_t$  有效的捕捉。最后, 为了防止时变参数模型过度参数化, 我们设定模型的自回归阶数为 2 阶, 时变参数模型更能够克服变量间低频共动所引起的潜在偏差。同时, 时变参数模型允许所有参数随时间的变化而变动, 能有效揭示变量条件和无条件协同共动性特征及不同结构冲击对变量的时变脉冲响应, 并为我们考察产出和就业在外生冲击下的动态特征、

结构转变及冲击对预测方差的贡献程度提供了有效途径, 进而有益于我们探讨经济产出和劳动就业动态波动的具体来源。

### (二) 先验设定和模型估计

根据 Primiceri (2005)<sup>[27]</sup>、Galí 和 Gambetti (2009)<sup>[18]</sup> 对时变参数模型参数先验的设定规则, 我们使用如下的先验分布假设:  $\theta_0 \sim N(\hat{\theta}_{OLS}, V(\hat{\theta}_{OLS}))$ ,  $\gamma_0 \sim N(\hat{\gamma}_{OLS}, |\hat{\gamma}_{OLS}|)$ ,  $\log \sigma_0 \sim N(\log \hat{\sigma}_{OLS}, 10 \times I_n)$ ,  $Q \sim IW(\bar{Q}^{-1}, T_0)$ ,  $S \sim IW(\bar{S}^{-1}, 2)$ ,  $G_{i,i} \sim IG(\frac{10^{-4}}{2}, \frac{1}{2})$ 。其中:  $\hat{\theta}_{OLS}$  和  $V(\hat{\theta}_{OLS})$  分别表示通过预置 (burn-in) 样本估计获得的模型系数的 OLS 先验估计值和方差协方差矩阵;  $\hat{\gamma}_{OLS}$  表示下三角矩阵  $A_t^{-1}$  的非 0 非 1 元素组成的向量;  $\bar{Q}_0$  为  $\text{var}(\hat{\theta}_{OLS}) \times 10^{-4} \times 3.5$ , 模型的估计结果对这个先验并不敏感;  $T_0$  表示校准参数的观测样本长度;  $\bar{S}$  是  $\hat{\theta}_{OLS}$  相关元素  $10^{-3}$  倍的对角矩阵,  $\bar{S} = 10^{-3} \times |\hat{\gamma}_{OLS}|$ 。N 表示正态分布, IW 和 IG 分别表示 Inverse-Wishart 分布和 Inverse-Gamma 分布。

我们使用贝叶斯方法估计时变参数模型的相关参数。具体地, 使用吉布斯抽样算法 (Gibbs sampling algorithm) 估计内生变量的后验均值, 抽样过程概括如下:

首先, 采用 Carter 和 Kohn (1994)<sup>[28]</sup> 的方法对时变参数模型的系数矩阵  $Z_t$  和协方差矩阵  $A_t$  的非对角元素进行抽样, 并采用 Cogley 和 Sargent (2005)<sup>[29]</sup> 的方法对模型系数矩阵  $Z_t$  施加约束使其在每个时点都平稳。

其次, 使用 Jacquier 等 (1994)<sup>[30]</sup> 的规则对结构冲击矩阵抽样。

最后, 对于超参数  $Q$  和  $S$  矩阵则从反威沙特分布 (Inverse Wishart distribution) 中抽样, 同时, 矩阵  $G$  元素的抽样来自反伽马分布 (Inverse Gamma distribution)。

### (三) 数据处理

我们使用的样本区间为 1996Q1—2018Q2, 样本频率为季度数据, 数据来自 WIND 数据库和中国经济统计数据库。数据序列包括: 名义 GDP、CPI、就业人数和短期利率 (Repo 7D<sup>①</sup>), 所有的数据都进行了相应的平稳性处理, 并通过 ADF 检验和 PP 检验为平

① Repo 7D 表示 7 天银行间债券质押式回购交易利率。

稳序列,所有的数据都使用 X-12ARIMA 方法进行了季节性调整,并进行了均值为 0、方差为 1 的标准化处理。通常情况下,时变参数向量自回归模型需要使用预置样本来估计模型的先验分布,因而,模型中使用 1996Q1—2001Q4 区间的数据样本作为预置样本<sup>①</sup>。

#### 四、实证结果分析

##### (一) 产出和就业的长期趋势特征

时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型的方程

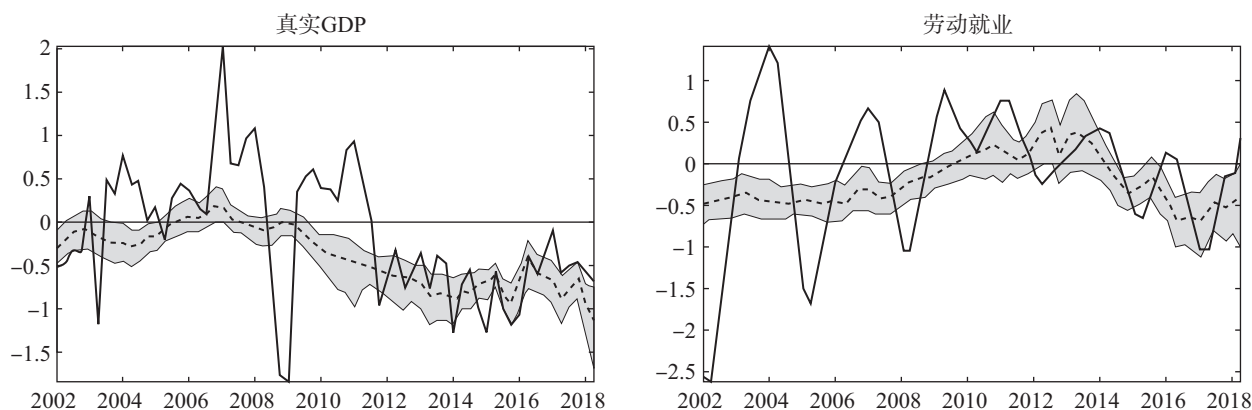


图 1 产出与就业的长期趋势特征

从图 1 中可以清楚地看出,2007 年之前产出的无条件均值缓慢上升并在 2007 年上半年达到最大值,这与当时以房地产和基础设施建设为主要刺激手段致使经济过快增长的经济事实相一致。金融危机后产出的无条件均值开始缓慢下降,在 2013 年—2016 年间保持相对稳定后迅速下降,危机后中央政府采取了积极的经济政策干预经济衰退,倾向于房地产和重工业投资的经济刺激手段在短期内迅速稳定了总体经济的衰退 (Chang 等, 2016<sup>[6]</sup>),但同时也导致了长期内经济增长动力不足,经济结构失调,产能过剩等一系列的严重问题,进而导致经济在长期内开始缓慢下降。就业的长期趋势与产出略有不同,在 2008 年之前基本保持了相对平稳的波动,而在 2008 年之后迅速上升并伴有较大波动,在 2014 年达到最大值后开始迅速下降并在 2016 年后保持相对平稳。就业均值在金融危机后的迅速上升与积极的经济刺激计划相一致,2014 年后的迅速下降也真实地反映了供给侧结构性改革的一系列政策实施后对就业的巨大影响。

(1) 可以重新写为:  $Y_t = \mu_t + F_t Y_{t-1} + V_t$  的形式,  $\text{var}(V_t) = \Omega_t^*$ 。其中:  $Y_t = \{y_t, l_t, R\}$ ;  $\mu_t$ 、 $F_t$  和  $\Omega_t^*$  分别表示时变参数模型的截距、系数和误差的协方差。因而,估计产出和就业的时变无条件均值的局部线性近似可表述为:  $E(Y_t) = e_N (1-F_t)^{-1} \mu_t$ , 其中  $e_N$  为一个选择矩阵。图 1 中展示了产出和就业的无条件均值的估计值与实际数据,我们可以清楚地看出产出和就业的长期趋势与波动特征。

##### (二) 产出与就业的无条件波动性及相关性

###### 1. 产出和就业的无条件波动性及协同共动特征。

时变参数向量自回归模型中对结构冲击的识别遵循 Gali (1999)<sup>[15]</sup> 的规则,即假设只有技术冲击在长期内能够影响劳动生产率进而影响产出增加。这些假设施加的约束有助于我们从简约式模型式 (1) 的估计中获得矩阵  $K_t$ 。为方便起见,我们将式 (1) 重新写为如下伴随形式:  $Y_t = \mu_t + F_t Y_{t-1} + u_t$ , 其中,  $Y_t \equiv [Y_t', Y_{t-1}', \dots, Y_{t-p+1}']'$ ,  $u_t \equiv [u_t', 0, \dots, 0]'$ ,  $\mu_t \equiv [A_{0,t}', 0, \dots, 0]'$ ,  $F_t$  为相应的伴随矩阵。我们使用对数就业在  $t+k$  期响应的局部近似来获得  $t$  期的新息向量。

这种局部响应表述为:  $\frac{\partial Y_{t+k}}{\partial u_t'} = e_{2,2}(A_t^k) \equiv B_{t,k}$ ,  $k = 1, 2, \dots$ , 其中,  $e_{2,2}(M)$  为一个选择任意矩阵  $M$  前两行和两列的函数,  $B_{t,0} \equiv I$ 。因而,在  $t$  期结构冲击

的扰动对劳动就业在  $t+k$  期的脉冲响应表述为:  $\frac{\partial Y_{t+k}}{\partial \varepsilon_t'} =$

$\frac{\partial Y_{t+k}}{\partial u_t'} \frac{\partial u_t'}{\partial \varepsilon_t'} = B_{t,k} K_t \equiv C_{t,k}$ ,  $k = 0, 1, 2, \dots$ 。值得注意的是,

<sup>①</sup> 由于篇幅所限,数据处理过程均未给出,如有需要可向作者索取。



与固定参数模型比较，我们可以考察任意时间点冲击对变量的时变脉冲响应。设  $\tilde{B}_{t,k} \equiv \sum_{j=0}^k B_{t,j}$  和  $\tilde{C}_{t,k} \equiv \sum_{j=0}^k C_{t,j}$ ，假设非技术冲击对劳动生产率没有长期效应，表明长期累积乘数矩阵  $\tilde{C}_{t,\infty} \equiv \tilde{B}_{t,\infty} K_t$  为下三角矩阵。结合  $K_t K_t' = \Sigma_t$  的事实可得： $\tilde{C}_{t,\infty} \tilde{C}_{t,\infty}' = \tilde{B}_{t,\infty} \Sigma_t \tilde{B}_{t,\infty}'$ ，我们假设  $\tilde{C}_{t,\infty}$  为  $\tilde{B}_{t,\infty} \Sigma_t \tilde{B}_{t,\infty}'$  的乔里斯基因子（Cholesky factor），给定  $\tilde{C}_{t,\infty}$ ，则  $t$  时期冲击的结构脉冲响应表述为： $\frac{\partial Y_{t+k}}{\partial \varepsilon_t'} = B_{t,k} \tilde{B}_{t,\infty}^{-1} \tilde{C}_{t,\infty}$ ， $k = 0, 1, 2, \dots$ 。这仅是简约式时变 VAR (1) 式参数的函数，具体的模型估计过程参看 Primicer (2005) [27]。

我们的分析主要集中在产出增长率和劳动就业的条件和无条件标准差。时变参数模型可以将变量写成两个结构扰动的时变分布滞后。因而，若  $y_{i,t}$  代表模型变量，则我们可得到以下表达式： $y_{i,t} = \mu_i^i + \sum_{k=1}^{\infty} C_{t,k}^{ia} \varepsilon_{t-k}^a + \sum_{k=0}^{\infty} C_{t,k}^{id} \varepsilon_{t-k}^d$ ，给定分布滞后系数的估计，我们可以构建模型变量的条件和无条件标准差的时变度量方法。因此，变量  $y_{i,t}$  在  $t$  期的无条件标准差表述为： $\text{var}(y_{i,t}) = \sum_{k=0}^{\infty} (C_{t,k}^{ia})^2 + \sum_{k=0}^{\infty} (C_{t,k}^{id})^2$ ，其中，表达式右边的两项分别表示每种结构冲击对变量方差的

贡献。相应地，在  $t$  期  $y_{i,t}$  与  $y_{j,t}$  之间的协方差表述为： $\text{cov}(y_{i,t}, y_{j,t}) = \sum_{k=0}^{\infty} C_{t,k}^{ia} C_{t,k}^{ja} + \sum_{k=0}^{\infty} C_{t,k}^{id} C_{t,k}^{jd}$ ，其中，表达式右边的两项分别表示在  $t$  期技术冲击和非技术冲击（需求冲击）的条件协方差。同时，根据这些信息我们可以容易获得变量间的时变条件和无条件相关性。因而，接下来，我们将估计模型变量的条件和无条件时变标准差并讨论它们变化的时变特征。

图 2 展示了产出和就业的时变无条件标准差和基于 2 年期滚动窗口波动估计的无条件标准差，清晰地反映了产出和就业的时变波动特征。根据图形提供的证据来看，产出在 2003 年至金融危机前期都处在快速增长阶段，2009 年后开始迅速下降并在 2012 年后保持相对平稳，产出波动进入“低方差-低均值”状态。产出的 2 年期滚动窗口波动估计值与无条件标准差的波动趋势一致，在 2013 年后两者的波动趋势更是几乎重合。值得注意的是，金融危机后 2 年期滚动窗口值在产出下降的时间点上存在明显的滞后现象。劳动就业的波动特征总体来看保持了缓慢下降的特征，2014 年后略有上升且波动明显。就业的 2 年期窗口滚动波动值也存在大约 2 年的滞后期，但两者的波动趋势在样本区间内保持较高的一致性。

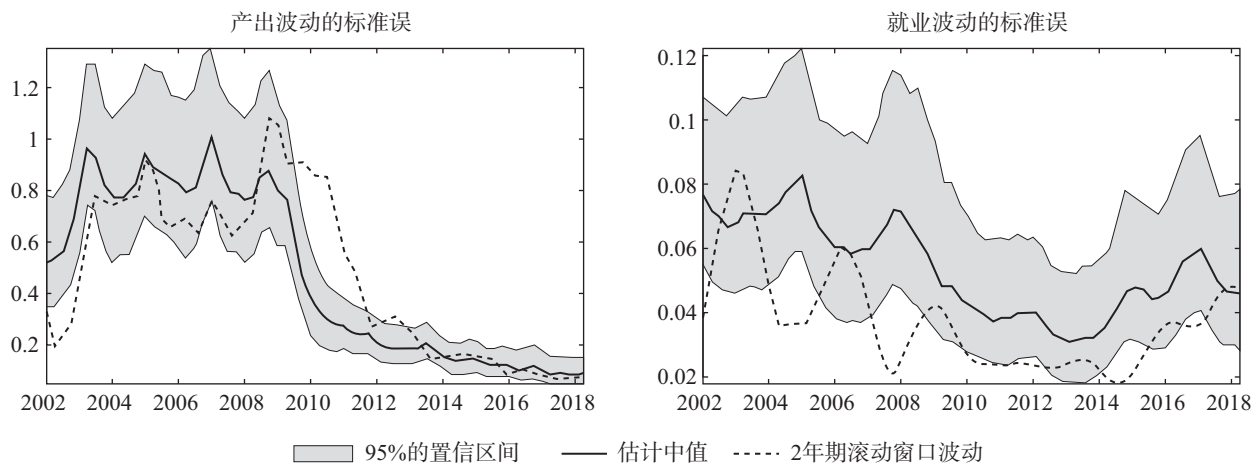


图 2 产出和就业的动态波动特征

为了能够更加直观地讨论经济产出和劳动就业波动的变化特征，我们给出了产出和就业波动的联合后验分布。图 3 中第一行表示产出波动在不同时期的联合后验分布，第二行则为就业波动的联合后验分布。若变量不同时期波动的联合后验分布统计量的集聚中心沿着 45° 线分布则表示两个选定时期的波动趋势成

比例变动，若统计量的集聚中心位于 45° 线以上表示波动的趋势变大，否则变小。同时，后验分布统计量分布的离散程度表示两个时期变量波动趋势的强弱。图形清晰地显示了在选定不同时期期间产出波动的联合后验分布具有明显的趋势变化，而就业波动的联合后验分布特征的趋势变化弱于产出波动。具体地，产出

波动在 2002Q3 与 2008Q3 间联合后验分布的统计量主要集聚在 45°线以上且偏向纵轴，表示产出波动相对来看 2008Q3 的强度大于 2002Q3。2004Q3 与 2008Q3 间分布统计量的集聚中心逐渐转移到了 45°线上，表示相对于前一时期 2004Q3 与 2008Q3 间的波动强度逐渐减小。而 2008Q3 与 2014Q3 及 2018Q2 间分布统计量的集聚中心则完全转移到了 45°线以下且紧贴横轴线，表明 2008Q3 时期的产出波动强度明显强于这两个时期。2014Q3 与 2018Q2 间分布统计量的

集聚中心高度集中在 45°线上且变化范围较小，表明两者之间的波动趋势变动较小，产出波动趋于平稳。就业波动的联合后验分布的变化特征相对较小，2002Q3 与 2008Q3 及 2004Q3 与 2008Q3 间主要集中在 45°线上并有向下转移的趋势，2008Q3 与 2014Q3 及 2018Q2 间分布统计量集聚的中心位于 45°线以下，2014Q3 与 2018Q2 间又重新转移至 45°线上。这些经验证据明确地表明产出和就业的波动特征在金融危机前后发生了明显的结构性转变。

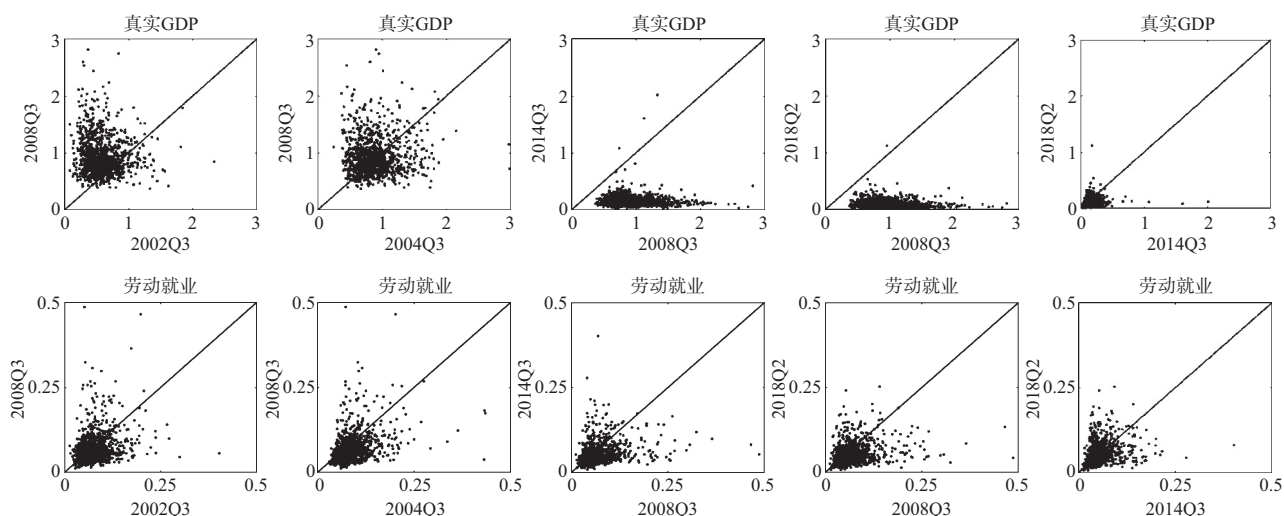


图3 产出和就业波动的联合后验分布特征

为了能够更加深入地考察产出和就业波动的协同共动性及时变特征，我们给出了图4中产出与就业的无条件标准差和劳动就业相对于产出的无条件相对标准差。产出和就业的波动特征显示，产出与就业间的协同共动性特征发生了明显的变化。2002年至2003年间产出与就业的波动特征完全不相关，2008年后

两者的波动特征保持了较高的协同共同特征，表明产出和就业波动间存在着非常紧密的联系。我们使用产出作为参照系来考察劳动就业的相对波动性特征，图4中就业相对于产出的无条件波动特征显示，劳动就业的相对波动性从样本初期开始的较高位置迅速下降，并在2003年年初达相对波动值1，略有上升后

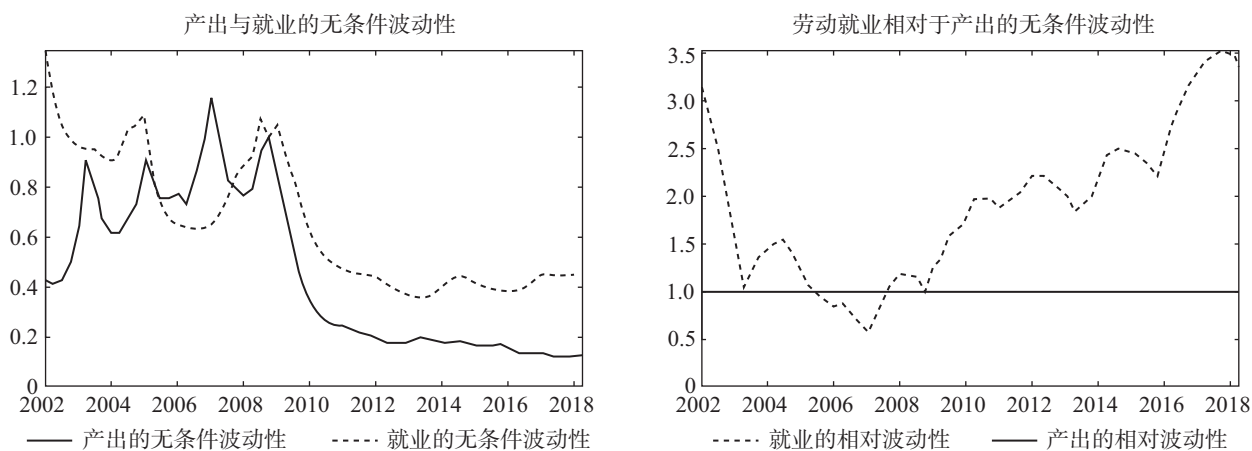


图4 产出与就业的协同共动性特征

在2007年下降至最低点0.5，接着迅速上升直至样本末期达到最大值。值得注意的是，虽然在金融危机后，产出和就业的波动趋势都在迅速下降，但就业波动的下降幅度明显小于产出波动，且就业的相对波动性在危机后不断上升。

2. 产出和就业的无条件相关性。

图5是经济产出的无条件标准差和产出与就业间的动态相关性图形。图中清晰地显示2005年之前产出与就业间的动态相关关系基本保持在零值附近，2005年之后逐步上升并在2007年年末达到峰值后迅速下降，金融危机期间产出迅速下降与就业刚性共存导致了两者相关性的巨大波动，金融危机后相关性迅速上升并在2012年后迅速上升至0.5左右并保持平稳。这表明危机后的经济刺激计划明显地促进了就业的增加，同时产出和就业间的波动趋势逐渐增强。值得注意的是，金融危机后从2009年开始产出波动不断下降而两者的动态相关性不断上升，表明产出与就业间的顺周期关系不断增强，且产出的不断下

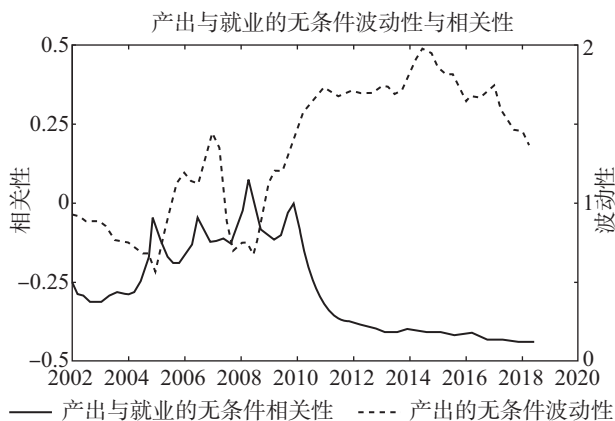
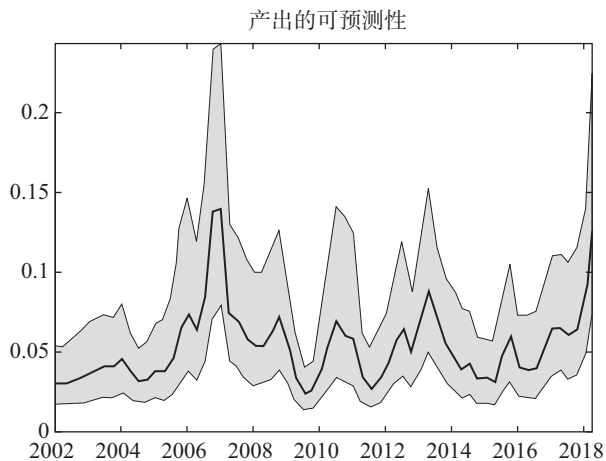


图5 产出与就业的无条件波动性与相关性



降对就业增加具有明显的抑制效应。至此，我们认为经济产出和劳动就业的波动性变化及两者之间动态相关性的转变可能反映了中国宏观经济的结构性变化，或是影响波动变化的随机冲击构成的变化。

(三) 产出和就业波动的持续性

根据 Cogley 等 (2010)<sup>[31]</sup> 的估计方法，我们考察产出和就业变量的可预测性，即变量波动的持续性。

可预测性是通过变量的条件方差与无条件方差比率的函数来衡量，计算公式表述为： $R_{x,t}^2 = 1 - (s_x \Omega_t s'_x) / (s_x [\sum_{j=0}^{\infty} F_t^j \Omega_t (F_t^j)' ] s'_x)$ 。其中， $s_x$  是选择变量  $x = \{y_t, l_t\}$  的行向量， $\Omega_{t,T}$  表示时变参数模型的协方差矩阵， $F$  表示模型系数矩阵的伴生形式。

图6分别展示了产出和就业变量的动态可预测性。总体来看，就业波动的持续性强度总体强于产出波动。2002—2006年间产出波动的持续性相对稳定，2006年之后迅速上升至峰值后迅速下降，在金融危机期间达到最低值后波动剧烈但波动区间缩小，在0.05附近波动。2017年后开始迅速上升至样本末期。就业波动的持续性表现出相似的趋势，2006年之前相对稳定并在2007年间经历了迅速上涨和金融危机期间的迅速下降，2008年金融危机后，两者持续性的波动趋势较为相似。与产出相比，就业持续性的相对波动幅度小于产出。直至目前的讨论为止，我们对产出和就业波动的分析还无法识别波动的原因是来自结构冲击方差的改变，还是给定冲击对变量响应机制的转变，抑或是经济政策的系统性改变导致经济结构性转变，而只是考察了两者之间的动态特征及数量关系。

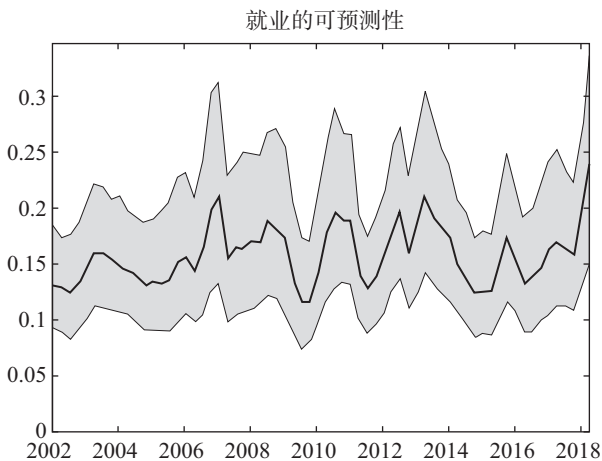


图6 产出和就业的可预测性

#### (四) 产出和就业的条件相关性和结构性转变

我们使用时变参数向量自回归模型来估计经济产出和劳动就业间的条件相关性（以技术冲击、非技术冲击和货币政策冲击为条件）及无条件相关性。为了解释随后的证据，我们考察变量  $y$  与  $z$  之间的条件和无条件相关性，变量间相关性表达式为： $corr(y_t, z_t) = \lambda_a corr_a(y_t, z_t) + \lambda_d corr_d(y_t, z_t)$ ，其中， $\lambda_i \equiv [\delta_i(y_t)/\delta(y_t)][\delta_i(z_t)/\delta(z_t)]$ ， $corr_i(y_t, z_t)$  和  $\delta_i(z_t)$  分别表示变量在第  $i$  个 ( $i=a, d$ ) 随机冲击下的相关性和标准差。表达式中每个条件相关性权重与其相对应的条件方差与无条件方差之比的几何平均成正比。因此，若相关冲击只能解释两个变量中一个变量方差的一小部分，即使冲击在解释其他变量波动中起了很大作用，这个权重也依然会很小。

图7显示了产出和就业的动态波动在不同结构冲击下的条件标准差。图中可以清晰地看出，从样本初期开始，产出波动的迅速上升过程中技术冲击（供给冲击）的贡献作用迅速增加，且与产出波动趋势保持一致，而非技术冲击（需求冲击）和货币政策

冲击的贡献作用保持相对稳定，2006年后货币政策冲击与需求冲击的趋势开始逐渐分离，2007年后需求冲击开始逐渐下降。从2003年至2010年间，中国宏观经济产出的波动经历了四次较为明显的“高涨-衰退”周期，而历次波动的主要原因依然是供给冲击的影响，其次货币政策冲击也起了非常重要的作用，而需求冲击则保持相对稳定的贡献水平。而金融危机后供给冲击和需求冲击的同时下降是造成产出波动迅速衰退的主要原因，在2012年后需求冲击的影响效应降至最低点，对产出波动的贡献效应几乎消失。即2010年后产出波动中需求冲击的驱动作用最小，其次是技术冲击和货币政策冲击。由于货币政策冲击对产出贡献的绝对值较小，并在整个样本区间中保持了相对稳定的贡献水平，因而总产出波动下降的原因来自供给冲击和需求冲击的显著下降，其中供给冲击的显著下降是主要原因。这与祝梓翔和邓翔(2017)<sup>[7]</sup>的结论相似，也与中央政府实施的供给侧结构性改革等一系列的经济金融政策相对应。

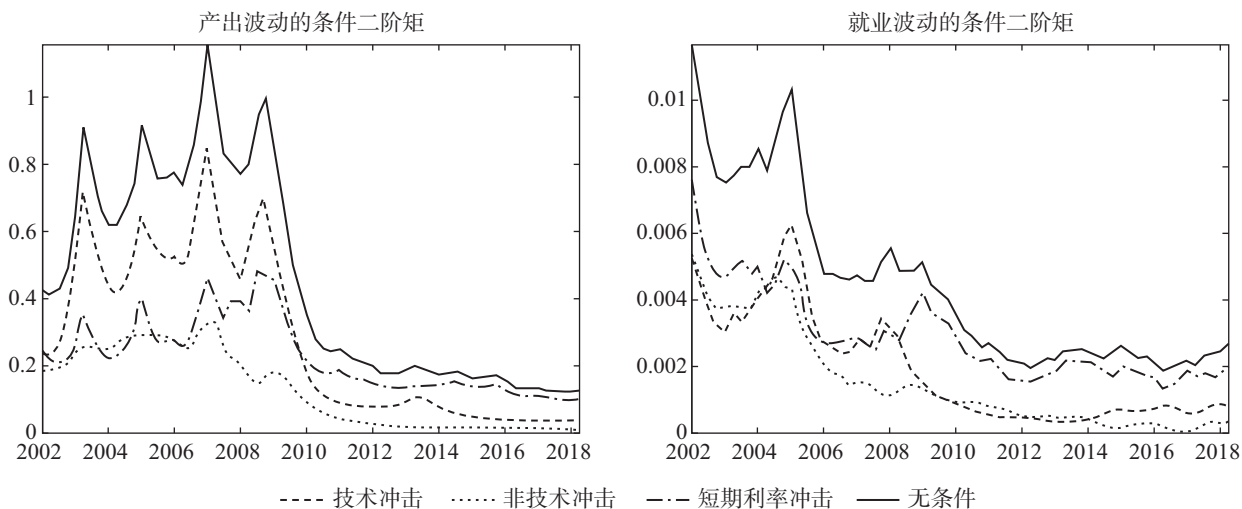


图7 不同结构冲击下产出和就业的条件标准差

与此同时，劳动就业在技术冲击（供给冲击）、非技术冲击（需求冲击）和货币政策冲击条件下的动态波动则表现出不同的特征。2006年之前劳动就业的波动趋势与供给冲击、需求冲击和货币政策冲击的条件标准差相一致，其中，2004年之前货币政策冲击的贡献作用大于供给冲击和需求冲击，2005年间供给冲击的作用达到最大值后开始下降，需求冲击的贡献作用在2006年开始缓慢下降直至样本末期。2005—2008年上半年供给冲击和货币政策冲击对就

业波动的驱动作用保持一致，金融危机后两者发生明显的分离趋势，货币政策冲击的作用增加而供给冲击的作用迅速下降并低于需求冲击。2009年后供给冲击和需求冲击的趋势保持一致，2014年后供给冲击略有上升。总体来看，货币政策冲击对就业波动的驱动作用在整个样本区间内与就业波动相一致，金融危机后货币政策冲击的驱动作用甚至不降反升成为主要的驱动作用。因而，在整个样本区间内，劳动就业波动的下降主要来自供给冲击和需求冲击共同下降的作

用，而稳健货币政策的实施有效地缓解了劳动就业的进一步下降。因而，2010年后经济产出和劳动就业波动迅速下降的原因来源于供给冲击和需求冲击的共同下降，其中供给冲击驱动效应的减弱为主要原因，其次为需求冲击，同时货币政策冲击在这一时期的下降并不明显。

图8展示了经济产出和劳动就业在技术冲击（供给冲击）、非技术冲击（需求冲击）和货币政策冲击下的条件相关性。总体来看，金融危机后产出和就业间的条件相关性开始发生明显的分化趋势。具体来看，在2008年之前，无条件相关性一直保持在零值附近波动，而货币政策冲击下两者的相关性表现出较弱的正相关，但供给冲击下则表现出较弱的负相关，需求冲击下产出和就业间的条件相关性一直保持较高的正相关，相关系数达到0.8左右。金融危机后，产出和就业间的条件相关性发生明显的转变，无条件相关性和货币政策冲击下的条件相关性保持相同的趋势，开始缓慢上升。需求冲击条件下两者的相关性开始迅速下降，达到谷值后迅速上升但并未达到危机前的水平，两次剧烈波动后，在2012年年初两者的条件相关性转变为负值并保持较弱的负相关至样本末期。这种条件相关性从较高的正值转变为负值的经济事实，表明产出和就业间的联合动态发生了某种结构性的转变，意味着需求冲击对产出和就业间条件相关性的显著下降起到了关键作用。与此同时，供给冲击的条件相关性不断上升，并在2014年达到最大值0.8，2017年条件相关性下降至0.3后迅速上升。与

需求冲击的条件相关性相反，产出和就业的条件相关性（供给冲击条件下）从弱负相关迅速转变为强正相关，这又一次验证了产出和就业间协同共动的结构性转变，意味着供给冲击对产出和就业间条件相关性的明显上升发挥了巨大的促进作用。表明在金融危机前产出和就业间的协同共动性主要来自需求冲击的作用，金融危机后两者之间的顺周期性主要来自供给冲击的驱动作用，而货币政策冲击对产出和就业间的条件相关性作用较小。

（五）时变参数模型的脉冲响应分析

我们使用带有随机波动的时变参数向量自回归（TVP-VAR）模型，考察经济产出和劳动就业在技术冲击（供给冲击）、非技术冲击（需求冲击）和货币政策（Repo 7D）冲击下的时变脉冲响应及反馈机制。通过估计全样本的三维脉冲响应，考察不同冲击在样本区间内的整体变化趋势；通过估计不同时点和不同时期的脉冲响应，比较不同冲击在不同时点和不同时期的响应趋势，并从横向和纵向全面考察不同冲击时变脉冲响应的性质。不同时点和时期分别为：2008Q2、2012Q2、2018Q2和2期、8期、16期。最后，为了考察在样本区间内产出和就业的波动特征及协同共动关系是否发生了结构性转变，我们估计了样本区间的分段脉冲响应，分别为：2002Q1—2009Q4和2010Q1—2018Q2。模型使用长期约束识别方法，滞后2阶，所有结构冲击强度均为单位标准差。

图9展示了产出在不同结构冲击下的时变脉冲响应，第一行表示产出在技术冲击（供给冲击）、非技术冲击（需求冲击）和货币政策冲击（Repo 7D）下的三维全样本脉冲响应，第二行表示全样本时期脉冲响应，我们分别选择了2期、8期和16期三个脉冲响应期，详细地考察了脉冲响应的变化。由于我们对模型使用了BQ长期识别约束（Blanchard和Quah, 1989<sup>[32]</sup>），使得技术冲击在长期内对产出波动产生永久性效应，因而三个不同时期的脉冲响应均未表现出衰减趋势，三维全样本脉冲响应中也明显地表现出了技术冲击对产出的永久性效应。我们可以清楚地看到，产出波动在2010年后迅速下降并保持在较低水平。需求冲击对产出波动在2010年前产生了明显的促进作用并在2007年达到峰值，2010年以后迅速下降并保持在较低水平波动。从响应时期图中可以清晰地看出，需求冲击对产出的脉冲响应具有明显的衰减趋势，长期内并不产生永久效应，2010年后供给冲

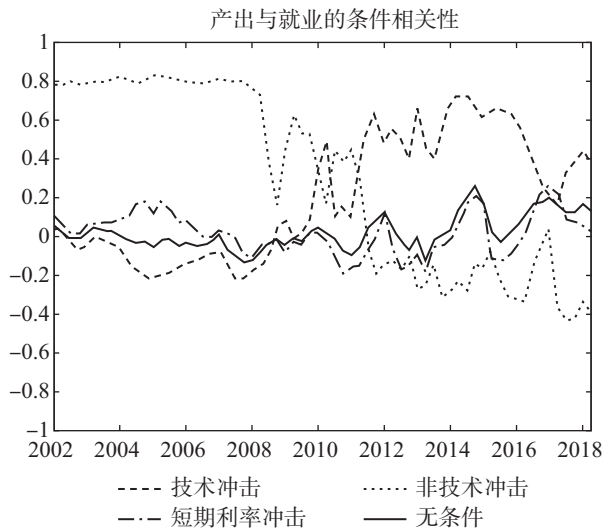


图8 结构冲击下产出与就业的条件相关性

击和需求冲击对产出波动的影响都非常微弱，货币政策冲击对产出的脉冲响应在2005年后迅速下降，在

金融危机后迅速上升，2010年后保持相对平稳，这与我们前文中条件标准差的分析结果相一致。

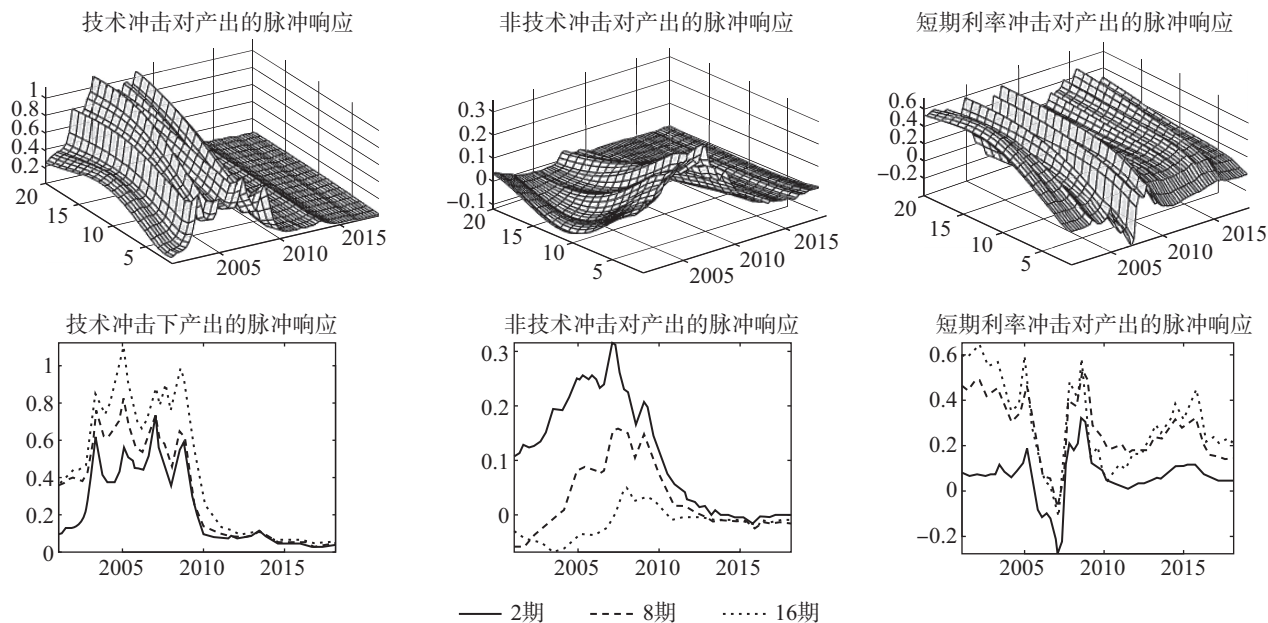


图9 产出的时变脉冲响应

图10展示了产出在不同结构冲击下的时点脉冲响应和分段脉冲响应。其中：第一行表示产出在技术冲击、非技术冲击和货币政策冲击下的时点脉冲

响应，不同时点分别为：2008Q2、2012Q2和2018Q2；第二行表示产出在结构冲击下的分段脉冲响应，样本区间分别为2002Q1—2009Q4和2010Q1—2018Q2。

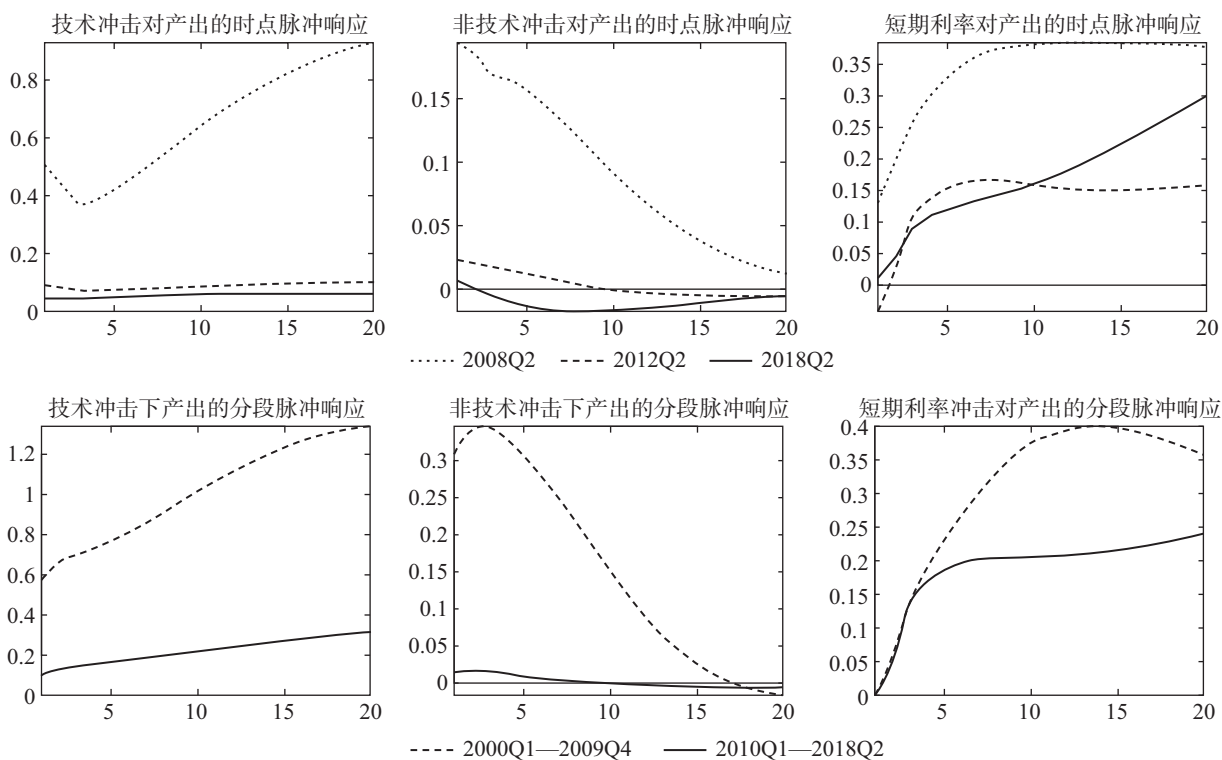


图10 产出的时点和分段脉冲响应

不同时间点的脉冲响应展示了不同结构冲击在样本不同时间上的脉冲响应，有助于我们深入考察不同结构冲击在不同时间对产出波动的影响作用和时变特征，而对样本脉冲响应分段考察主要为了探寻产出对冲击响应的结构性转变特征。因而，从时点脉冲响应来看，冲击对产出的脉冲响应存在明显的时变特征。技术冲击对产出的影响存在永久性效应，表现为时点脉冲响应在长期内并未回归初始值。需求冲击和货币政策冲击对产出的脉冲响应均未表现出永久效应，同时供给冲击和需求冲击对产出波动的响应在 2012Q2 和 2018Q2 时点上都非常微弱，而货币政策冲击却表现出较为显著的影响作用。

为了考察产出对不同结构冲击响应的结构性转变特征，我们将全样本脉冲响应人为地划分为两个不同的阶段，划分时点参照我们对产出和就业条件（无条件）标准差和条件（无条件）相关性的分析结果选定为 2010Q1。从分段脉冲响应的图形来看，供给冲击、需求冲击和货币政策冲击对产出的脉冲响应方式确实发生了明显的结构性转变，不同结构冲击在 2002Q1—2009Q4 区间内的脉冲响应均值明显不同于冲击在 2010Q1—2018Q2 区间内的响应均值，前一时

期的响应强度也明显强于后一时期。这表明平均而言不同结构冲击对产出的脉冲响应逐渐减弱，并且响应方式也发生了改变。

图 11 清晰地展示了劳动就业在不同结构冲击下的时变脉冲响应。其中：第一行表示劳动就业在技术冲击、非技术冲击和货币政策冲击下的全样本三维脉冲响应；第二行表示劳动就业在不同结构冲击下的时期脉冲响应，不同时期分别为 2 期、8 期和 16 期。正向单位标准差的技术冲击对劳动就业具有显著的负向作用，即正向的技术冲击对劳动就业具有明显的抑制作用。技术冲击在金融危机期间对劳动就业具有明显的抑制效应，并且 2010 年后抑制作用明显减弱甚至消失。从响应时期图形来看，技术冲击对劳动就业的抑制作用在 8 期左右达到最大值后逐渐减弱，同时技术冲击对劳动就业在长期内无永久性效应，表现为时期脉冲响应具有明显的衰减趋势。需求冲击对就业的脉冲响应在样本初期较为明显，且响应强度逐渐减弱，2010 年后需求冲击对就业的响应非常微弱。从全样本三维图形来看，货币政策冲击对就业具有明显的促进作用，然而总体来看，货币政策冲击对就业的促进作用从样本初期开始不断减弱。

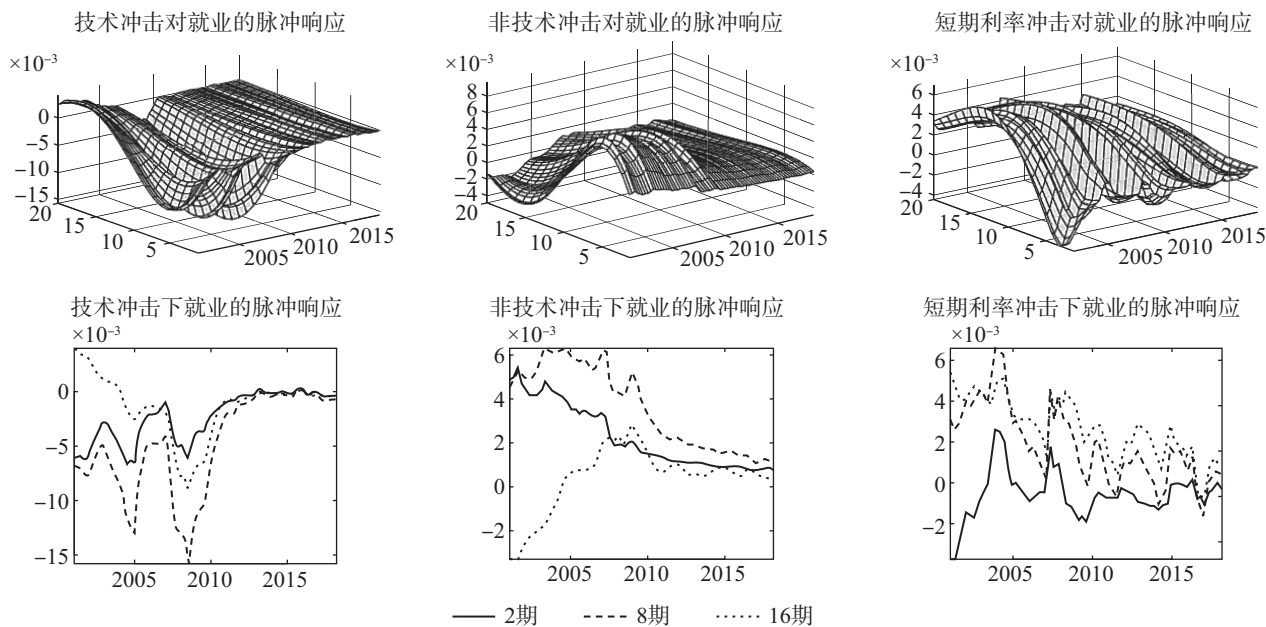


图 11 劳动就业的时变脉冲响应

图 12 表示劳动就业在不同结构冲击下的时点脉冲响应和分段脉冲响应。其中：第一行表示就业在技术冲击、非技术冲击和货币政策冲击下的时点脉冲响应，不同时间分别为：2008Q2、2012Q2 和 2018Q2；

第二行表示劳动就业在不同结构冲击下的分段脉冲响应，其中虚线表示样本在 2002Q1—2009Q4 区间内脉冲响应的均值，实线表示样本在 2010Q1—2018Q2 区间内的脉冲响应均值。从图中可以清晰地看出，样本

区间内结构冲击对劳动就业的时点脉冲响应表现出明显的时变特征。技术冲击对就业的抑制作用在2008Q2表现得非常明显，而在2012年后对就业的响应强度非常微弱；需求冲击对就业的促进作用随着时间的推移逐渐减弱，并在8期附近达到最大值后缓慢下降，在20期之后回归初始值；扩张性货币政策冲击对劳动就业具有明显的促进作用。这表明2010年后劳动就业的下降主要来自技术冲击和需求冲击作用

的减小，同时货币政策冲击却对就业的增加产生了非常重要的稳定作用。从样本分段脉冲响应的图形中可以看出，供给冲击、需求冲击和货币政策冲击对劳动就业的脉冲响应方式发生了明显的结构性转变。冲击对就业脉冲响应均值的强度在样本2002Q1—2009Q4区间明显强于在2010Q1—2018Q2区间内，且供给冲击、需求冲击和货币政策冲击在区间2010Q1—2018Q2内的脉冲响应均值都发生了明显的减弱。

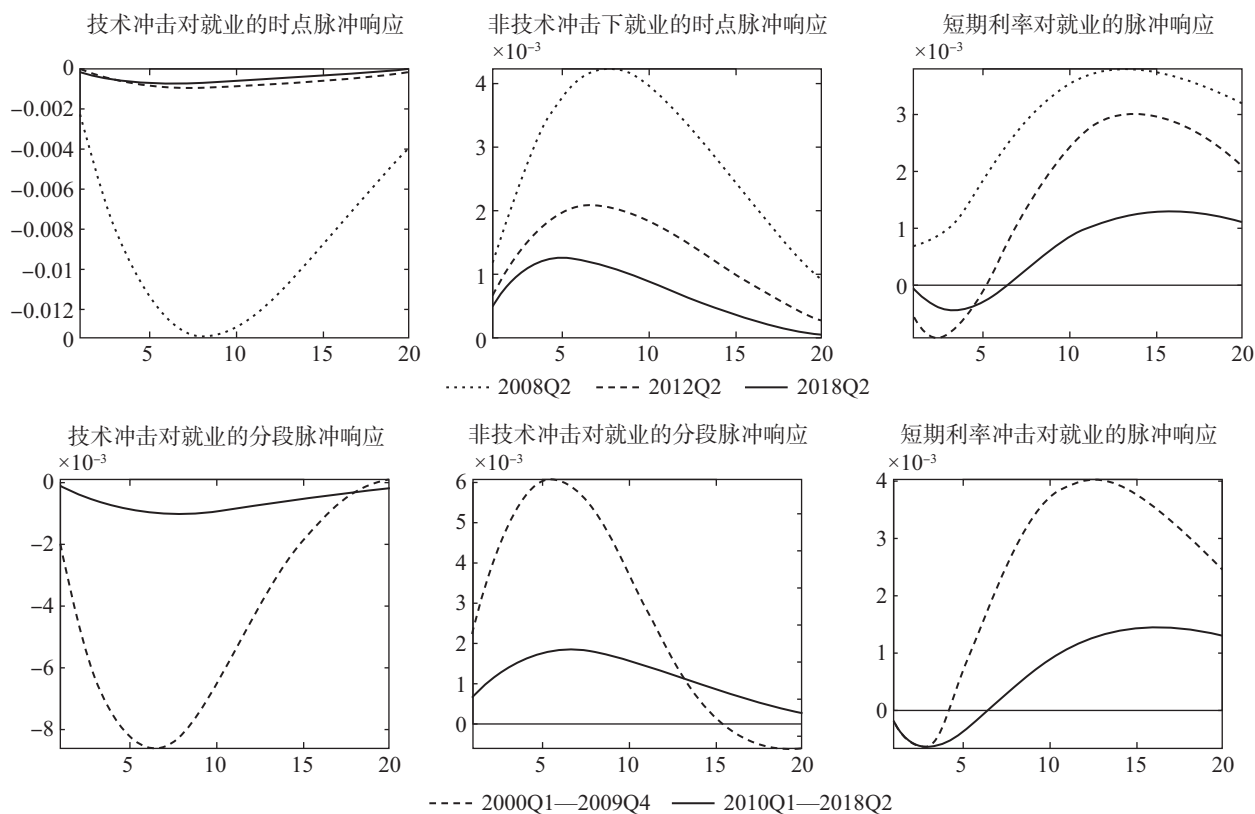


图12 劳动就业的时点和分段脉冲响应

(六) 敏感性分析及稳健性检验

由于时变参数向量自回归模型中参数的贝叶斯估计对先验设定十分敏感，因而，为了检验模型估计值的稳健性，我们将对参数的先验设定进行敏感性检验。分别采取以下策略：(1) 时变参数基准模型中系数冲击方差  $Q$  的先验分布设定为  $\text{var}(\hat{\theta}_{OLS}) \times 10^{-4} \times 3.5$ ，并服从反威沙特分布 (Inverse Wishart)，其中  $\hat{\theta}_{OLS}$  表示模型系数协方差矩阵预置样本的 OLS 估计值。我们通过对标量因子缩减至  $10^{-4} \times 1$  的水平，考察模型先验分布变动对系数估计值的影响。(2) 通常情况下，时变参数模型采用预置样本校准模型参数的先验分布。模型中由于数据长度的限制及中国经济的波动特征，基准模型中我们选取了总体样

本前24期作为预置样本。因而，我们通过扩大预置样本期数至40期，同时改变模型的滞后阶数为4阶，考察模型参数设定的改变对估计结果稳健性的影响。最终，所有重新估计的结果都与基准模型的结果非常相似，稳健性检验结果进一步支持了我们的主要结论。总之，在充满不确定性的时变参数向量自回归模型估计中，我们依然获得了相对可靠的经验研究结果。

通过时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型的实证分析，我们得到了关于中国经济产出和劳动就业动态波动性及协同共动特征的相关经验证据，我们将主要结论概括如下：

第一，经济产出的长期趋势在金融危机后开始缓



慢下降，而劳动就业的长期趋势则在金融危机后缓慢上升并在2014年后开始下降。产出和就业的无条件波动性显示在2010年后两者均发生了显著的下降，但就业相对于产出的相对波动性却出现了明显的上升趋势。同时，两者的无条件相关性在2010年后逐步上升。产出和就业波动的持续性表现出相似的趋势，但就业波动的持续性明显强于产出。

第二，产出和就业的条件波动性表明，2010年之前经济产出波动的主要原因来自供给冲击的变动，而就业波动则主要来自于供给冲击和货币政策冲击的共同作用。在2010年后产出和就业波动迅速衰退的主要原因源自供给冲击和需求冲击共同下降的双重作用，货币政策冲击整体保持相对稳定。两者的条件相关性在金融危机后发生了明显的分离趋势，供给冲击条件下两者的条件相关性逐步上升，由弱负相关转变为强正相关；而需求冲击条件下两者的相关性逐步下降，由强正相关转变为弱负相关。总之，观测到的条件波动性和相关性表明产出和就业间存在着显著的联合动态的结构性转变特征。

第三，经济产出和劳动就业的时变脉冲响应显示，不同结构冲击下产出和就业的脉冲响应时变特征明显，同时产出和就业在样本区间内对不同结构冲击的响应机制发生了明显的结构性转变。技术冲击对促进产出具有永久性效应，同时对就业具有显著的抑制效应，需求冲击和扩张性货币政策对产出和就业具有明显的促进作用。2010年以后技术冲击和需求冲击对产出和就业的响应都迅速下降且非常微弱，而货币政策冲击对产出和就业波动的影响强度保持基本稳定。

为了能够有效地解释中国经济产出和劳动就业的波动特征，我们求助于理论模型的解释。通常合适的理论框架能够较好地拟合经验证据并能给出明确的冲击扩散机制。当前动态随机一般均衡（DSGE）模型已经成为宏观经济分析的主流范式，且其模型构建及估计过程都与时变参数贝叶斯向量自回归（TVP-BVAR）模型存在内在的一致性和统一性，学界通常使用动态随机一般均衡（DSGE）模型的理论分析框架来进一步解释贝叶斯向量自回归（BVAR）所发现的经验证据。因而，我们尝试构建一个新凯恩斯动态随机一般均衡（NK-DSGE）模型，并应用中国宏观经济产出和就业的实际数据，通过贝叶斯方法估计模型，获得产出和就业的动态波动分析。通过对比经验

证据评估模型应用的合理性，并尝试解释经验证据中关于产出和就业波动特征的理论意义及传导机制问题。

### 五、新凯恩斯动态随机一般均衡（NK-DSGE）模型的构建

模型经济中包含代表性家庭、最终产品企业、中间品企业、财政部门 and 货币当局。家庭成员在消费与闲暇的选择中实现家庭效用最大化，消费被看作是与消费习惯相关的效用函数。家庭有能力决定劳动力市场的参与意愿，并提供有差别的劳动服务，从而在劳动力市场具有一定的垄断力量，家庭劳动工资的决定遵循 Calvo (1983)<sup>[33]</sup> 交错定价规则。家庭通过无风险债券进行财富配置，并将资本出租给企业，在资本调整成本的约束下进行物质资本积累。中间产品企业使用劳动和资本作为生产投入，生产有差别的不同产品，价格设定遵循 Calvo 交错定价规则。最终产品企业为完全竞争企业，使用中间产品作为投入要素生产最终产品，价格由市场供求决定。财政部门通过税收和债务融资实现政府消费和转移支付。货币当局通过调控货币政策工具来调整和干预经济。

#### （一）家庭

假设存在一个连续统的家庭  $i$ ， $i \in (0, 1)$ 。家庭成员共同选择消费  $C_t$ ，决定劳动供给  $L_t$ ，选择合适的债券资本  $B_t$ ，及合意的投资水平  $I_t$ ，最终家庭通过这些决策行为最大化其目标效用函数：

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U_i(C_t, L_t) \tag{6}$$

其中， $U_i(C_t, L_t) = \frac{\varepsilon^d}{1-\gamma} (C_{i,t} - hC_{i,t-1})^{1-\gamma} - \frac{L_{i,t}^{1+\eta}}{1+\eta}$ 。

家庭的预算约束问题为：

$$C_{i,t} + I_{i,t} + \frac{B_{i,t}}{P_{i,t}R_{i,t}} \leq \frac{B_{i,t-1}}{P_{i,t}} + \frac{W_{i,t}L_{i,t}}{P_{i,t}} + \frac{R_{i,t}^K Z_t K_{i,t}}{P_{i,t}} + D_{i,t} + T_t \tag{7}$$

其中： $\beta$  表示贴现率；参数  $\gamma$  表示消费的相对风险厌恶系数，反映了消费的跨期替代弹性； $h$  表示家庭消费习惯强度，表明家庭消费具有一定的习惯性特征；参数  $\eta$  表示劳动力供给弹性的倒数； $R_{i,t}$  表示家庭购买一期债券  $B_{i,t}$  的利息率； $R_{i,t}^K$  表示物质资本  $K_{i,t}$  的租赁价格； $Z_t$  表示资本的实际使用效率； $W_{i,t}$  为企业

支付给工人的名义工资； $D_{i,t}$  表示家庭的一次性支付收入； $T_t$  为政府税收或转移支付； $\varepsilon^d$  表示消费需求冲击，服从 AR(1) 随机过程： $\varepsilon_t^d = \rho_d \varepsilon_{t-1}^d + \eta^d$ ， $0 < \rho_d < 1$ ， $\varepsilon_t^d \sim N(0, \delta_d^2)$ 。

此外，物质资本的积累方程为：

$$K_t = (1 - \delta_k)K_{t-1} + \varepsilon_t^i [1 - S(I_t/I_{t-1})]I_t \quad (8)$$

其中： $\delta_k$  表示资本的折旧率； $I_t$  表示总投资量； $S(\cdot)$  表示投资的调整成本函数且为投资变化的增函数 (Christiano 等, 2005<sup>[34]</sup>)，假设在稳态水平上为固定的投资水平，因而， $S(\cdot) = S(\cdot)' = 0$ ， $\vartheta = S(\cdot)'' > 0$ ； $\varepsilon_t^i$  表示投资相对价格冲击，服从 AR(1) 随机过程： $\varepsilon_t^i = \rho_i \varepsilon_{t-1}^i + \eta^i$ ， $0 < \rho_i < 1$ ， $\varepsilon_t^i \sim N(0, \delta_i^2)$ 。

### (二) 劳动供给和粘性价格

假设家庭向中间品企业提供差异化劳动，则家庭在劳动力市场供给中具有一定的垄断能力。假设总量劳动供给 (劳动就业)  $L_t$  是家庭提供的差异化劳动的 CES 函数，其中差异化劳动间的 Dixit-Stiglitz 替代弹性大于 1，则家庭差异化劳动的总需求曲线表示如下：

$$L_{i,t} = \left[ \frac{W_{i,t}}{W_t} \right]^{-\varepsilon} L_t \quad (9)$$

其中， $L_{i,t}$  表示第  $i$  种差异化劳动的需求， $L_t$  表示总体劳动需求。所有家庭在每期都可以调整自己的工资水平，但是每期仅有  $1 - \varphi_w$  份额的家庭能够最优化自己的工资水平，其余  $\varphi_w$  份额的家庭根据  $W_{i,t} = J_{t-1} W_{i,t-1}$  的规则调整工资水平，其中， $J_t = P_t/P_{t-1} = 1 + \pi_t$ 。家庭在第  $t$  期通过选择最优工资水平  $W_{i,t}^*$  来实现其目标效用函数：

$$E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \varphi_w)^i \left[ \frac{U_c(t+i, t)}{P_{t+i}} (W_{i,t}^* X_{ii} L_{i,t+i,t}) - P_{t+i} C_{t+i,t} + U(C_{t+i,t}, L_{i,t+i,t}) \right] \right\} \quad (10)$$

$$\text{s. t. } L_t = \left[ \frac{W_{i,t}^* X_{ii}}{W_{t+i}} \right]^{-1} L_{t+i}$$

其中， $U_c(t+i, t)$  表示家庭在第  $t$  期选择的第  $t+i$  期消费的边际效用， $L_{i,t+i,t}$  表示家庭在第  $t$  期决定的第  $t+i$  期的工资水平。当  $i=0$  时， $X_{ii} = 1$ ；当  $i \geq 1$  时， $X_{ii} = J_t J_{t+1} J_{t+2}, \dots, J_{t+i-1}$ 。 $\varphi_w$  表示每期中不能调整工资水平的家庭份额，反映了工资粘性程度， $\varphi_w$  越大表示工资粘性强度越大，工资的调整进程越慢。因

而，最优工资水平  $W_{i,t}^*$  的一阶条件为：

$$W_{i,t}^* = \left[ \frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1} \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \varphi_w)^i \left( \frac{X_{ii}}{W_{t+i}} \right)^{-\varepsilon_w (1+\eta)} L_{t+i}^{1+\eta}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \varphi_w)^i \left( \frac{X_{ii}}{W_{t+i}} \right)^{-\varepsilon_w} \frac{X_{ii}}{P_{t+i}} U_c(t+i, t) L_{t+i}} \right]^{\frac{1}{1+\varepsilon_w \eta}} \quad (11)$$

因为最终所有的家庭都会选择相同的最优工资水平  $W_{i,t}^*$ ，因而最优工资水平可以表示为  $W_t^*$ 。结合以下总量工资方程：

$$W_t = [(1 - \varphi_w)(W_t^*)^{1-\varepsilon_w} + \varphi_w (J_{t-1} W_{t-1})^{1-\varepsilon_w}]^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}} \quad (12)$$

我们可以得到真实工资的线性方程：

$$\begin{aligned} \hat{w}_t = & \kappa (1 + \varepsilon \eta) \varphi_w (\hat{w}_{t-1} + \pi_{t-1}) - \kappa (1 + \beta) (1 + \varepsilon_w \eta) \\ & \varphi_w \pi_t + \kappa (1 + \varepsilon_w \eta) \varphi_w \beta E_t (\hat{w}_{t+1} + \pi_{t+1}) \\ & + \kappa (1 - \beta \varphi_w) (1 - \varphi_w) \left[ \eta \hat{L}_t + \frac{\gamma}{1-h} (\hat{C}_t - \hat{C}_{t-1}) \right] + \varepsilon_t^w \end{aligned} \quad (13)$$

其中： $\hat{w}_t = \frac{W_t}{P_t}$ ； $\kappa = 1 / ((1 + \beta)(1 + \varepsilon \eta) \varphi_w + (1 - \beta \varphi_w)(1 - \varphi_w))$ ； $\varepsilon_t^w$  表示工资加成冲击，服从一个 ARMA(1, 1) 过程： $\varepsilon_t^w = \rho_w \varepsilon_{t-1}^w + \eta_t^w - \mu_w \eta_{t-1}^w$ 。其中， $\eta_t^w$  为独立同分布的价格加成冲击，移动平均 (MA) 项对于我们捕捉工资的高频波动特征非常重要。

### (三) 厂商

#### 1. 最终产品部门。

假设存在一个连续统的中间产品厂商  $k$ ， $k \in (0, 1)$ ，并且每个厂商生产一种不同于其他厂商的中间产品，最终产品厂商在完全竞争市场条件下将中间产品  $Y_{k,t}$ ， $k \in (0, 1)$  复合成第  $t$  期的最终产品  $Y_t$ ，最终产品  $Y_t$  的生产技术表示为： $Y_t = \left[ \int_0^1 Y_{k,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dk \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ ，其中  $\varepsilon > 1$ 。最终产品的利润最大化问题的一阶条件可得到产品  $k$  的需求函数；

$$Y_t = \left( \frac{P_t}{P_{k,t}} \right)^{-\varepsilon} Y_{k,t} \quad (14)$$

则最终产品  $k$  的定价规则为：

$$P_t = \left[ \int_0^1 P_{k,t}^{1-\varepsilon} dk \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (15)$$

2. 中间产品部门。

所有中间产品厂商采用相同的生产技术，并且面对完全竞争的要素市场，其生产函数为标准柯布-道格拉斯生产函数形式：

$$Y_{k,t} = A_t K_{k,t}^\alpha L_{k,t}^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (16)$$

其中： $L_{k,t}$  和  $K_{k,t}$  表示用于生产  $Y_{k,t}$  使用的劳动和资本投入； $A_t$  表示技术冲击，服从如下 AR (1) 随机过程： $A_t = \rho_a A_{t-1} + \eta^a$ ， $0 < \rho_a < 1$ ， $\eta^a \sim N(0, \delta_a^2)$ 。中间产品成本最小化问题的一阶条件可得到边际成本方程为：

$$MC_t = \frac{1}{A_t} \left( \frac{R_t^k}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{W_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (17)$$

中间产品厂商使用资本和劳动生产差异化产品，具有垄断竞争市场特征，因而对其生产的产品具有一定的自主定价权。我们采用 Calvo (1983)<sup>[33]</sup> 定价规则进行产品定价，即所有的厂商在每期都可以调整自己的价格，但是每期中仅有  $(1-\theta)$  份额的厂商可以选择最优价格，其余  $\theta$  份额的厂商采用上一期的总通货膨胀率  $\pi_{t-1} = \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}$  来调整。即： $P_{k,t} = \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} P_{k,t-1}$ ，结合最终产品厂商的定价规则：

$$P_t^{1-\varepsilon} = \theta \left( \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{1-\varepsilon} + (1-\theta) P_t^{*1-\varepsilon} \quad (18)$$

则选择最优价格  $P_t^*$  的中间产品厂商在第  $t+i$  期的价格为： $P_{k,t+i} = \frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} P_{k,t}^*$ 。第  $t$  期中间产品厂商  $k$ ，选择最优价格  $P_t^*$  ( $k$ ) 时的最大化贴现利润：

$$\max_{\{P_{k,t}^*\}} E_t \sum_{i=1}^{\infty} \theta^i Q_{t,t+i} \left\{ \frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} P_{k,t}^* Y_{t+i} \left( \frac{P_{t+i}}{P_{t+i-1} P_{k,t}^*} \right)^\varepsilon - P_{t+i} \left[ \frac{w_{t+i}}{(1-\alpha)A_{t+i}} \left( \frac{(1-\alpha)r_{t+i}}{\alpha w_{t+i}} \right)^\alpha Y_{t+i} \left( \frac{P_{t+i}}{P_{t-1} P_{k,t}^*} \right)^\varepsilon \right] \right\} \quad (19)$$

其中， $Q_{t,t+i} = \beta^i (C_{t+i}/C_t)^{-\sigma} (P_t/P_{t+i})$ ，表示名义支付的随机贴现因子。

中间产品厂商贴现利润最大化的一阶条件 (FOC) 为：

$$E_t \sum_{i=1}^{\infty} \theta^i Q_{t,t+i} Y_{k,t+i} \frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} [1 - \varepsilon + \frac{\varepsilon P_{t-1} P_{t+i}}{P_{t+i-1} P_{k,t}^*} \frac{w_{t+i}}{(1-\alpha)A_{t+i}} \left( \frac{(1-\alpha)r_{t+i}}{\alpha w_{t+i}} \right)^\alpha] = 0 \quad (20)$$

中间产品厂商的定价规则为：

$$P_{k,t}^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_{i=1}^{\infty} \theta^i Q_{t,t+i} P_{t+i} Y_{k,t+i} \frac{w_{t+i}}{(1-\alpha)A_{t+i}} \left( \frac{(1-\alpha)r_{t+i}}{\alpha w_{t+i}} \right)^\alpha}{E_t \sum_{i=1}^{\infty} \theta^i Q_{t,t+i} Y_{k,t+i} \frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}}} \quad (21)$$

结合最终产品厂商的定价方程式 (18)，最终可得到新凯恩斯菲利普斯曲线 (New-Keynesian Phillips curve)：

$$\pi_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t [\pi_{t+1}] + \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \widehat{mc}_t + \varepsilon_t^p \quad (22)$$

其中： $\widehat{mc}_t$  表示边际成本； $\varepsilon_t^p$  表示价格加成冲击，并假设服从 ARMA (1, 1) 过程： $\varepsilon_t^p = \rho_p \varepsilon_{t-1}^p + \eta_t^p - \mu_p \eta_{t-1}^p$ ，其中  $\eta_t^p$  为一个正态分布的独立同分布外生冲击过程，移动平均 (MA) 项用来捕捉通胀的高频波动特征。

(四) 政策规则

1. 财政政策。

假设政府所有的财政支出和债务偿还都是通过发行债券  $\frac{B_t}{R_t}$  和征税  $T_t$  实现，则政府部门的预算约束表述为：

$$P_t G_t + B_{t-1} = T_t + \frac{B_t}{R_t} \quad (23)$$

假设  $\varepsilon_t^g = G_t/Y_t$  表示政府支出占产出 GDP 的比例，且  $\varepsilon_t^g$  服从一个 AR (1) 的随机过程： $\varepsilon_t^g = \rho_g \varepsilon_{t-1}^g + \eta_t^g$ ， $0 < \rho_g < 1$ ， $\eta_t^g \sim (0, \delta_g^2)$ 。

2. 货币政策。

中央银行采用广义的泰勒规则 (Taylor rule) 调整名义利率并对产出缺口和通胀偏差做出反应，表述如下：

$$\widehat{R}_t = \tau \widehat{R}_{t-1} + (1-\tau) [r_\pi (\widehat{\pi}_t - \bar{\pi}_t) + r_y (\widehat{Y}_t - \widehat{Y}_t^p)] + \eta_t^R \quad (24)$$

其中： $\widehat{R}_t$  和  $\widehat{Y}_t - \widehat{Y}_t^p$  分别表示短期利率与稳态的偏离和产出缺口； $\eta_t^R$  表示外生货币政策冲击，服从 AR(1) 随机过程： $\eta_t^R = \rho_R \eta_{t-1}^R + \varepsilon_t^R$ ， $0 < \rho_R < 1$ ， $\eta_t^R \sim (0, \delta_R^2)$ 。

#### (五) 参数的贝叶斯估计

我们使用贝叶斯估计和数据校准的方法获得 DSGE 模型中的相关参数，采用 7 条主要的中国季度宏观经济时间序列作为观测变量，分别为真实 GDP、劳动就业人数、真实消费、投资、真实工资、GDP 平减指数和短期利率 (Repo 7D)。所有估计样本的区间为：1996Q1—2018Q2。数据来自于 WIND 数据库和中国经济统计数据库，所有数据都进行了相应的季节性调整、平稳性处理和去趋势处理，使之符合模型对参数估计的要求<sup>①</sup>。

#### 1. 参数校准。

首先，由于可观测数据有限，无法估计出模型的全部参数，因而，部分参数的取值需要通过实际经济数据的校准获得，或根据已有文献的研究赋值。参数的校准结果如表 1 所示。根据 Chang 等 (2016)<sup>[6]</sup>，随机贴现因子为 0.996；根据中国宏观经济中所有从业人员劳动收入占总产出比例的数据，将劳动份额  $\alpha$  校准为 0.50。根据 He 等 (2007)<sup>[35]</sup>、Zhang (2009)<sup>[36]</sup> 使用中国季度数据估算的结果，资本折旧率  $\delta_k$  设定为 0.04。根据中国宏观经济状况，将政府支出占产出 GDP 的比重设定为 0.14 (刘宗明, 2013<sup>[13]</sup>)。最后，由于缺乏实际数据，我们使用经济波动文献中普遍采用的参数值，将中间产出的需求价格弹性和差异化劳动需求的工资弹性设定为 10 (Smets 和 Wouters, 2007<sup>[17]</sup>)。

表 1 参数校准值

参数	$\delta_k$	$G_t/Y_t$	$\beta$	$\alpha$	$\varepsilon_w$	$\varepsilon$
校准值	0.04	0.14	0.996	0.50	10	10

#### 2. 参数的先验设定和后验估计。

首先，家庭效用方程参数的先验分布假设如下：跨期替代弹性设定均值为 1.5，标准差为 0.375；消费习惯参数设定均值为 0.7，标准差为 0.1；劳动供

给弹性设定均值为 2，标准差为 0.75；投资的调整成本参数设定均值为 4，标准差为 1.5。其次，描述价格和工资参数的先验设定如下：价格和工资的 Calvo 概率设定均值为 0.5，意味着工资和价格的平均调整周期为半年。基于广义泰勒规则描述货币政策的参数先验设定如下：对通胀和产出缺口反应的参数分别设定为均值为 1.5 和 0.125、标准差为 0.25 和 0.05 的正态 (Normal) 分布。最后，为了使随机过程的先验保持相对一致，新息冲击的标准误设定均值为 0.10 和 2 个自由度的反伽马 (Inverse-gamma) 分布，表示一个相对宽松的先验。AR(1) 过程的持续性设定为均值为 0.5、标准差为 0.2 的贝塔 (Beta) 分布，季度趋势增长率设定为均值为 0.4、标准差为 0.1 的正态 (Normal) 分布，稳态通胀率设定为均值为 0.625、标准差为 0.1 的伽马 (Gamma) 分布。

表 2 清晰地显示模型参数的估计值在 5% 的显著性水平上都是显著的。参数的后验估计值通过 Metropolis-Hastings 算法<sup>②</sup>计算获得，估计结果包括后验模估计值 (Mode)、后验均值及 5% 和 95% 后验置信区间估计值。总体来看，所有估计参数的后验估计均值与参数的先验均值设定都非常接近。值得注意的是，工资和价格粘性参数的后验均值明显大于先验设定 (0.5)，分别为 0.608 和 0.519。这表明中国宏观经济中工资粘性强于价格粘性，真实工资的调整周期大概为 2.43 个季度，大概相当于 7 个多月的调整周期。投资调整成本的后验均值大于先验设定，表示投资对资本积累的反应较弱，意味着较大的调整阻碍。在货币政策的反应方程参数中，利率的持续性后验均值为 0.801，明显大于先验设定 0.75，表明中央银行在实施货币政策稳定经济时十分重视政策的连续性，并尽量避免利率较大幅度的波动，以便形成较为稳定的市场预期。对通胀和产出缺口反馈参数的后验均值都大于先验设定，分别为 2.060 和 0.165，表明中央银行在实施货币政策时优先考虑稳定通货膨胀率，同时非常重视货币政策实施的产出效应。

表 3 给出了模型中外生冲击的波动性和持续性参数的后验估计值，且估计结果在 5% 的显著性水平上都是显著的。中性技术冲击、消费需求冲击、政府支出冲击和投资冲击的波动性较大，而货币政策冲击的

① 由于篇幅所限，此处并未给出数据处理结果，有兴趣的读者可向作者索取。

② 后验估计中 Metropolis-Hastings 算法的迭代次数设定为 200 000 次。

波动性仅有 0.186，价格加成和工资加成的波动性较弱，且工资加成的波动性强于价格加成。从冲击的持续性来看，除了货币政策冲击和需求冲击的持续性分别为 0.435 和 0.751 外，其余冲击的持续性都保持在 0.95 以上，表现出较强的冲击持续性。技术冲

击、政府支出冲击和投资冲击的标准差分别为 0.404、0.449 和 0.522，同时较高的持续性意味着长期内这三种外生冲击将对真实变量波动的预测方差有较高的解释力，其次为消费需求冲击和货币政策冲击。

表 2 参数的贝叶斯估计值

参数	名称	先验分布			后验分布			
		分布	均值	标准差	Mode	均值	5%	95%
$\vartheta$	投资调整成本	Normal	4.000	1.500	4.314	4.280	3.642	4.833
$\gamma$	消费的相对风险厌恶系数	Normal	1.500	0.375	1.258	1.221	1.176	1.265
$h$	消费习惯系数	Beta	0.700	0.100	0.706	0.752	0.727	0.785
$\varphi_w$	工资粘性参数	Beta	0.500	0.100	0.767	0.608	0.579	0.727
$\eta$	劳动的跨期替代弹性系数	Normal	2.000	0.750	2.520	3.268	2.889	3.410
$\theta$	价格粘性参数	Beta	0.500	0.100	0.530	0.519	0.500	0.553
$r_\pi$	泰勒规则的通胀系数	Normal	1.500	0.250	1.869	2.060	1.865	2.284
$\tau$	利率的持续性	Beta	0.750	0.100	0.804	0.801	0.792	0.806
$r_Y$	泰勒规则的产出缺口系数	Normal	0.125	0.050	0.160	0.165	0.149	0.187
$\bar{\pi}$	稳态通货膨胀率	Gamma	0.625	0.100	0.637	0.695	0.598	0.804
$\bar{L}$	稳态就业水平	Normal	0.000	2.000	1.326	0.898	-0.469	2.029
$\bar{\zeta}$	长期增长率	Normal	0.400	0.100	0.441	0.442	0.432	0.453

注：后验分布的估计值是通过 Metropolis-Hastings 算法计算获得。

表 3 外生冲击参数的贝叶斯估计值

参数	名称	先验分布			后验分布			
		分布	均值	标准差	Mode	均值	5%	95%
$\delta_A$	技术冲击的标准差	Invgamma	0.100	2.000	0.502	0.404	0.377	0.530
$\delta_b$	需求冲击的标准差	Invgamma	0.100	2.000	0.358	0.343	0.325	0.407
$\delta_g$	政府支出冲击的标准差	Invgamma	0.100	2.000	0.475	0.449	0.333	0.574
$\delta_I$	投资相对价格冲击的标准差	Invgamma	0.100	2.000	0.568	0.522	0.315	0.631
$\delta_R$	货币政策冲击的标准差	Invgamma	0.100	2.000	0.189	0.186	0.178	0.192
$\delta_p$	价格加成冲击的标准差	Invgamma	0.100	2.000	0.018	0.013	0.012	0.024
$\delta_w$	工资加成冲击的标准差	Invgamma	0.100	2.000	0.066	0.064	0.013	0.134
$\rho_A$	技术冲击的持续性	Beta	0.500	0.200	0.983	0.998	0.975	0.999
$\rho_b$	需求冲击的持续性	Beta	0.500	0.200	0.739	0.751	0.554	0.859
$\rho_g$	政府支出冲击的持续性	Beta	0.500	0.200	0.969	0.987	0.980	0.992
$\rho_I$	投资相对价格冲击的持续性	Beta	0.500	0.200	0.982	0.990	0.978	0.999

续前表

参数	名称	先验分布			后验分布			
		分布	均值	标准差	Mode	均值	5%	95%
$\rho_R$	货币政策冲击的持续性	Beta	0.500	0.200	0.499	0.435	0.199	0.685
$\rho_p$	价格加成冲击的持续性	Beta	0.500	0.200	0.986	0.988	0.981	0.994
$\rho_w$	工资加成冲击的持续性	Beta	0.500	0.200	0.982	0.977	0.965	0.990
$\mu_p$	工资加成平均移动项的系数	Beta	0.500	0.200	0.534	0.524	0.476	0.575
$\mu_w$	价格加成平均移动项的系数	Beta	0.500	0.200	0.834	0.788	0.778	0.852

注：后验分布的估计值是通过 Metropolis-Hastings 算法计算获得。

## 六、模型的动态分析

### (一) 模型的脉冲响应分析

根据模型参数的贝叶斯估计值，我们使用变量在不同名义粘性条件下的脉冲响应来考察模型中各个变量的动态过程。由于我们主要关注技术冲击、总需求冲击（非技术冲击）和货币政策冲击对经济产出和劳动就业的动态响应过程，因而，我们将主要分析产出和就业在这三种外生冲击下的动态波动性、持续性及冲击的扩散机制，试图对前文所得的经验证据给予合理的结构性解释，并进一步解释和甄别影响产出和就业波动变化的主要因素。同时需要明确的是，在经验研究中我们将冲击类型划分为技术冲击、非技术冲击及货币政策冲击，其中，根据实证模型的识别过程，可识别的技术冲击被解释为供给冲击，而非技术冲击被解释为总需求冲击。在接下来的理论分析中，我们不仅考察了技术冲击和需求冲击，而且更进一步将“总需求冲击”的具体结构划分为消费需求冲击、投资冲击和政府支出冲击，详细地考察了各种需求冲击对产出和就业的动态响应过程。同时，对“总需求冲击”类型的划分也符合中国投资驱动型经济增长特征，具有一定的现实意义。

图 13 清晰地展示了在不同名义粘性条件下，技术冲击和货币政策冲击对产出和就业的脉冲响应。图形中正向技术冲击代表扩张性经济政策，而货币政策冲击（短期利率）则为负向冲击，代表扩张性货币政策。由于技术冲击持续性的参数估计均值高达 0.998，因而，技术冲击对产出和就业的脉冲响应持续性都非常高，在 20 期内均未回归初始值。技术冲击对经济产出具有明显的促进作用且具有高持续性，但对劳动就业却存在显著的抑制效应，这一结

论与我们的经验证据相一致。Gali (1999)<sup>[15]</sup> 认为由于模型中存在名义粘性、消费习惯及投资调整成本等设定，才使得正向技术冲击对劳动就业产生了明显的抑制效应。技术冲击下产出迅速增长至峰值后缓慢下降，这与我们的经验证据非常吻合，表明技术冲击对产出增长具有明显的长期效应。同时，技术冲击对就业的影响并未表现出明显的长期效应，技术冲击下劳动就业迅速下降至 5 期左右、达到最小值后缓慢回归初始值。技术冲击对产出和就业在不同粘性条件下的脉冲响应都表现出了相似的动态趋势，在双粘性模型中对产出和就业的响应强度最大、持续性最强。其中，价格粘性对产出波动的影响强于工资粘性，而工资粘性对劳动就业的影响强于价格粘性。扩张性货币政策冲击对产出和就业的脉冲响应也非常相似，但响应强度和响应模式并不相同。在粘性价格模型中，货币政策冲击对产出和就业的脉冲响应强度最大、持续性最强，而在粘性工资模型中，货币政策冲击对产出和就业的响应强度和持续性都非常弱，且货币政策冲击对产出和就业的持续性小于技术冲击，表明价格粘性对货币政策冲击的传导机制具有更加重要的作用。在双粘性模型中，扩张性货币政策冲击对产出和就业的脉冲响应居于两个单粘性模型之间，响应在 5 期达到峰值后缓慢回归初始值。

图 14 显示了在不同名义粘性条件下，非技术冲击包括消费需求冲击、投资冲击和政府支出冲击对产出和就业的脉冲响应。由于在经验研究中我们将冲击类型划分为供给冲击（技术冲击）、需求冲击（非技术冲击）和货币政策冲击，为了与经验模型中的概念保持一致，我们在模型中引入消费需求冲击、投资冲击和政府支出冲击三类冲击综合表示总需求冲击（非技术冲击）。总体来看，模型中总需求冲击对产

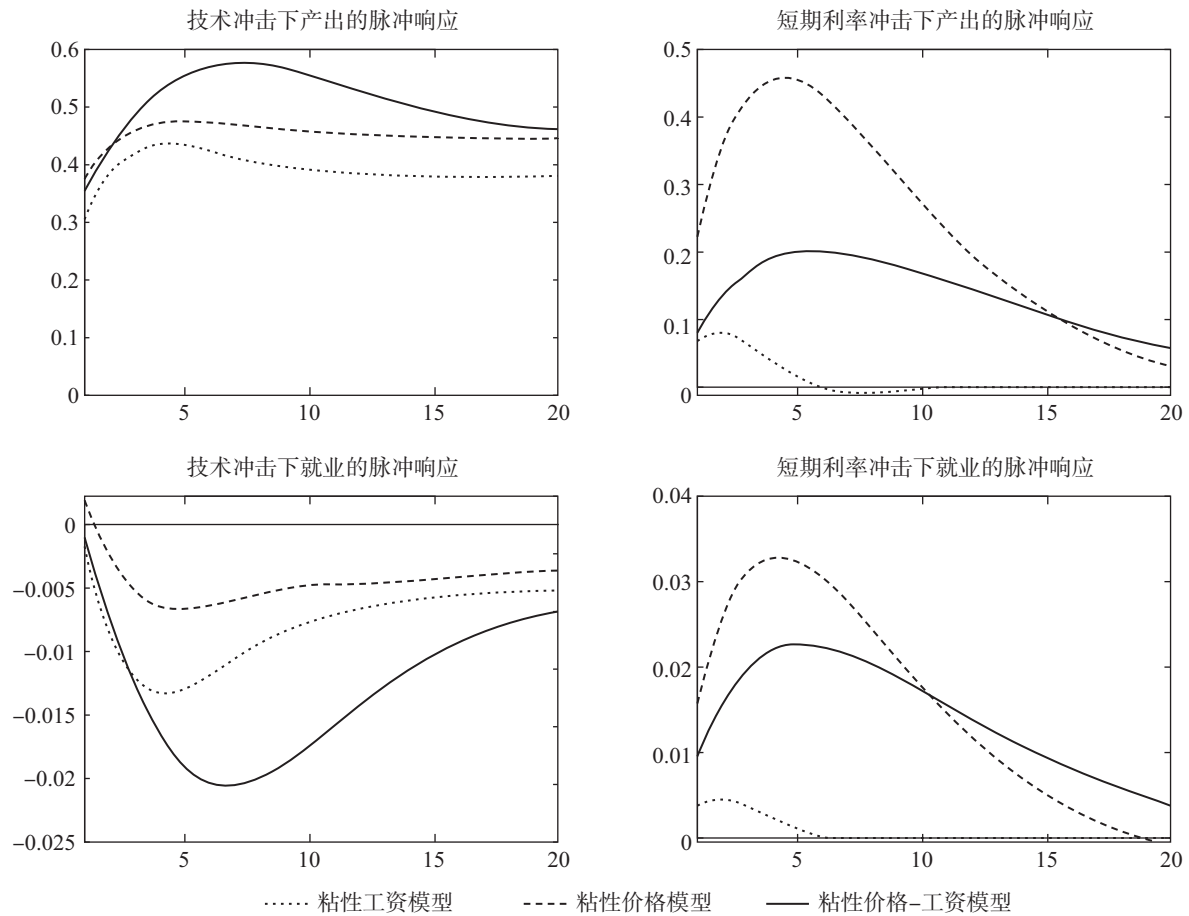


图 13 技术冲击与货币政策冲击对产出和就业的脉冲响应

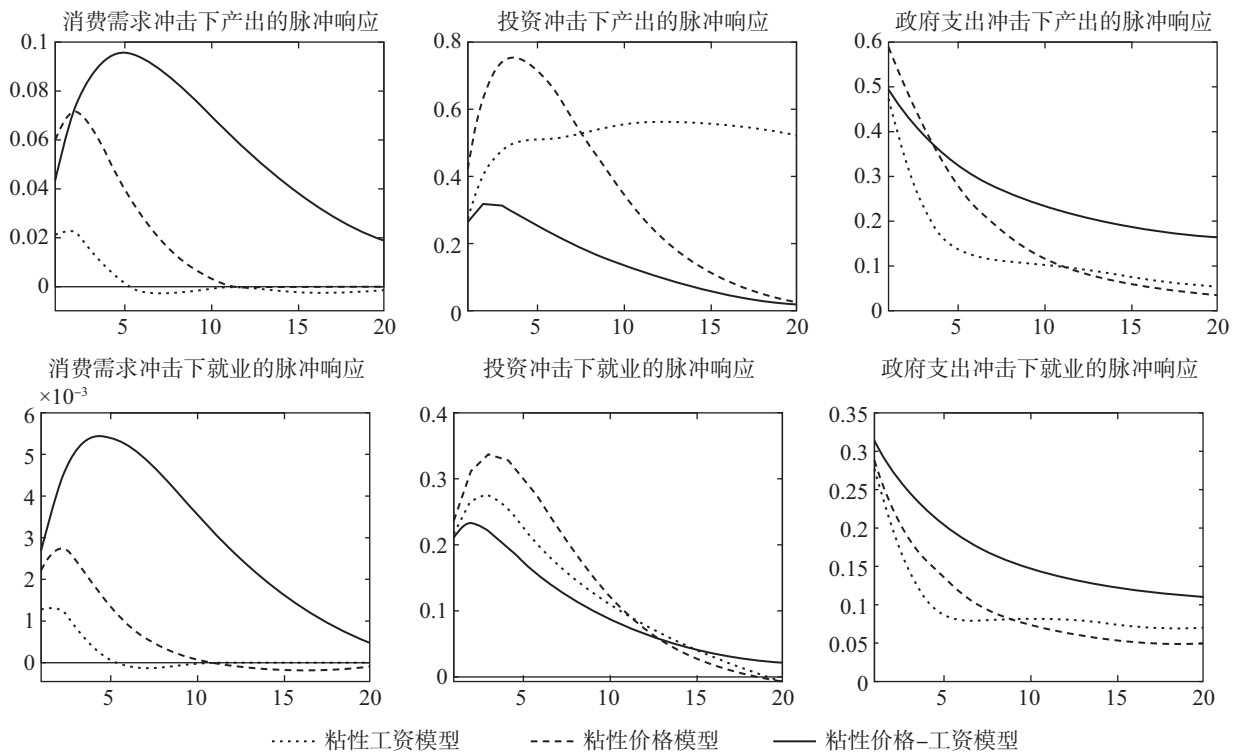


图 14 非技术冲击对产出和就业的脉冲响应

出和就业的响应符号与经验研究保持一致,同时,三类冲击对产出和就业的响应模式存在明显的差异,但同类冲击对产出和就业响应的方式却非常相似。其中,消费需求冲击和投资冲击对产出和劳动的脉冲响应存在明显的“驼峰形”趋势,这与模型中名义粘性的设定具有直接关系。而模型中关于政府支出冲击为固定比例的设定直接导致了响应模式的变化。消费需求冲击下产出和就业在双粘性模型中的响应强度和持续性都明显强于单粘性模型。而投资冲击下名义价格粘性模型的响应强度最大,双粘性模型的响应强度最小。政府支出冲击对产出和就业的脉冲响应即期达到最大值后缓慢回归初始值,且双粘性模型的响应强度和持续性都明显大于单粘性模型,其中,粘性价格模型的响应强于名义工资粘性模型。

三类外生冲击,除政府支出冲击外,对产出和就业的脉冲响应均表现出良好的“驼峰形”反应趋势,表明模型中的名义粘性设定对外生冲击的传导机制具有非常重要的作用,模型中价格-工资粘性的设定也使得模型的动态特征与经验证据更加接近。总体来看,理论模型产生的脉冲响应很好地匹配了我们的经验证据,表明模型的动态分析得到了经验数据的支持,同时使得经验证据拥有了合理的经济理论含义。这对我们深入考察外生冲击对模型变量的数量效应及传导机制问题具有非常重要的意义。

## (二) 产出和就业的方差分解

我们在前文的经验研究中使用了时变参数向量自回归模型捕捉产出和就业间的动态响应特征,获得了较为丰富的数量效应和反馈机制,然而这并不影响我们采用固定参数 DSGE 模型进行更加深入的理论探讨,同时由于二者模型设定的差异而导致结论存在略微的数量差异也并不会影响我们讨论产出和就业的动态波动及传导机制问题。那么,驱动产出波动的主要因素是什么呢?从表 4 中可以清楚地看出,在短期内(4 季度)影响跨期消费欧拉方程的消费需求冲击、政府支出冲击和影响投资方程的投资冲击总共可以解释预测方差的 65%,这三种冲击对产出均具有正向的促进效应,其中消费需求冲击对产出波动的解释力最强,其次是投资冲击,最后是政府支出冲击。同时,技术冲击对产出预测方差的解释力度随着时间的推移逐步增强,在长期内(16 季度)的解释预测方差的能力达到 50.4%,这与郑挺国和黄佳祥(2016)<sup>[9]</sup>对产出波动方差的估计结果相似。因而产出波动在短期内主要来自“总需求冲击”,而在长期内主要来自技术冲击,并且两者都是通过影响消费和投资进而影响产出波动。货币政策冲击无论在短期还是长期都不是产出波动的主要因素,利率反应方程的参数估计值也表明央行在实施货币政策时首先关注的是通货膨胀。

表 4 方差分解

		技术冲击	消费需求冲击	政府支出冲击	投资冲击	货币政策冲击	价格加成冲击	工资加成冲击
T=1	产出	0.140	0.375	0.313	0.131	0.028	0.011	0.003
	就业	0.169	0.357	0.312	0.127	0.027	0.001	0.007
T=4	产出	0.231	0.270	0.181	0.203	0.069	0.038	0.009
	就业	0.085	0.328	0.237	0.218	0.080	0.023	0.029
T=8	产出	0.366	0.153	0.124	0.167	0.071	0.079	0.041
	就业	0.056	0.245	0.220	0.207	0.104	0.070	0.097
T=16	产出	0.504	0.080	0.081	0.097	0.043	0.107	0.088
	就业	0.042	0.176	0.206	0.153	0.083	0.119	0.221

注:表中为各个外生冲击对产出和就业的预测方差分解,其中 T 表示期数(季度),冲击强度用百分比(%)表示。

由于产出和就业间存在着一定的顺周期性特征,较强的动态相关性预示着两者具有相似的波动特征,然而,驱动劳动就业波动的因素是否与产出一致呢?从外生冲击对就业的预测方差分解中可以看出,技术

冲击在短期内(1 季度)对就业波动的解释程度达到 16.9%,而在长期内随着时间的推移解释能力减弱,也就是说,技术冲击对就业在短期内具有较强的抑制作用,而在长期内并不具有持续性效应,这与我们对



就业波动的经验研究结论相一致。价格加成和工资加成在长期内（16季度）的解释力却不断增加，分别为11.9%和22.1%。消费需求冲击、政府支出冲击和投资冲击在短期内（4季度）三者的总和解释能力达到了78%，并随着时间的推移缓慢减弱，但在长期内（16季度）解释能力依然达到53%的水平，表明劳动就业的波动主要来自“总需求冲击”（消费需求冲击、政府支出冲击和投资冲击），这一结论与刘宗明（2013）<sup>[13]</sup>的结论相似，“供给冲击”中的工资加成冲击在长期内具有一定的解释能力。货币政策冲击对劳动就业预测方差的解释力度随着时间的推移逐渐增强，在第8期（2年）达到最大值10.4%，同时货币政策冲击对劳动就业方差的解释力度略强于对产出的解释能力。因而货币政策（短期利率）冲击也不是就业波动的主要因素。

### 七、结论及政策建议

我们使用带有随机波动的时变参数向量回归（TVP-VAR）模型，考察了经济产出和劳动就业的波动性及协同共动性特征的经验事实，并通过构建新凯恩斯动态随机一般均衡（NK-DSGE）模型寻求经验事实的理论解释，最终，经验数据对模型设定的支持意味着模型的结构传导机制可以在某种程度上解释中国经济的运行特征。

通过详实的经验和理论研究我们发现，中国经济产出和劳动就业的波动在金融危机后发生了明显的转变，其中产出和就业之间的协同共动性特征也发生了显著的结构变动。这种结构性转变不仅反映在产出和就业间的条件和无条件波动性及相关性中，而且也清晰地反映在可识别冲击的时变脉冲响应中。金融危机后，劳动就业的波动性相对于产出的变动逐渐增加，供给冲击和需求冲击对经济产出和劳动就业波动的贡献性逐步减弱，并成为产出和就业波动减小的主

要原因。不同结构冲击的方差在金融危机后的变化呈现出不同趋势，同时冲击方差的下降程度也不相同，变量间的条件相关性变动趋势表现出不同的特点。这些证据意味着坚持使用外生冲击方差减弱的假设来解释中国宏观经济产出和就业的波动在金融危机后的显著下降，从某种程度上讲并不能使人们信服。因为这种假设无法解释我们经验证据中关于变量的条件波动性、相关性和脉冲响应的时变特征，同时，观测到的条件波动性和相关性表明产出和就业间存在明显的联合动态的结构性变化特征，意味着变量间的结构性变化或系统性经济政策的实施是造成经济波动的重要原因。模型的动态特征很好地匹配了经验证据，并强调了模型中名义粘性的设定对冲击的扩散机制具有非常重要的作用，且不同的名义粘性对产出和就业的影响作用不同。模型预测误差的方差分解再一次强调了需求和供给对产出和就业波动的重要性，并且估计结果显示虽然产出和就业的波动具有相似的下降趋势，但影响二者下降的根本原因却并不相同。

基于本文的研究结论，我们认为中央政府在积极深化供给侧结构性改革的同时应该重视需求冲击的影响作用，积极实施逆周期运行的需求管理政策有利于促进产出和增加就业。政府应该充分理解就业与产出之间协同共动性关系的动态变动及促进因素，从而实施恰当的干预政策并采用合适的政策工具，最大限度地熨平产出和就业的波动，实现产出平稳发展，解决关系重大民生的就业问题。由于我们关注的焦点在于经济产出和劳动就业间的动态关系，因而我们的时变参数模型中包含了较少的内生变量，从而无法捕捉更多变量间的动态关系。最后，固定参数理论模型的应用对于解释中国经济的时变传导机制问题可能存在一定的局限性，因而考虑在DSGE模型的估计中采用参数的时变估计可能获得更加丰富的波动特征。

### 参考文献

- [1] 龚敏, 李文溥. 中国经济波动的总供给与总需求冲击作用分析 [J]. 经济研究, 2007 (11): 32-44.
- [2] 徐高. 斜率之谜: 对中国短期总供给与总需求曲线的估计 [J]. 世界经济, 2008 (1): 47-56.
- [3] 王文甫, 明娟. 总需求、总供给和宏观经济政策的动态效应分析——AD-AS模型能很好地匹配中国的数据吗? [J]. 统计研究, 2009 (8): 16-24.
- [4] 高士成. 中国经济波动的结构分析及其政策含义: 兼论中国短期总供给和总需求曲线特征 [J]. 世界经济, 2010 (9): 122-133.
- [5] 欧阳志刚, 史焕平. 中国经济增长与通胀的随机冲击效应 [J]. 经济研究, 2010 (7): 68-78.
- [6] Chang C, Chen K, Waggoner D F, et al. Trends and Cycles in China's Macroeconomy [J]. NBER Macroeconomics Annual, 2015, 30 (1):

1-84.

- [7] 祝梓翔, 邓翔. 时变视角下中国经济波动的再审视 [J]. 世界经济, 2017 (7): 3-27.
- [8] 李亮亮. 货币政策的宏观经济效应——基于时变参数动态因子模型的分析 [J]. 山西财经大学学报, 2019 (8): 29-43.
- [9] 郑挺国, 黄佳祥. 中国宏观经济下行区间的冲击来源及其差异性分析 [J]. 世界经济, 2016 (9): 28-52.
- [10] 张成思. 随机冲击、货币政策与经济周期波动 [J]. 中国人民大学学报, 2010 (6): 31-39.
- [11] 姚敏, 周潮. 中国经济周期波动的特征和影响因素研究 [J]. 经济问题探索, 2013 (7): 5-9.
- [12] 林建浩, 王美今. 中国宏观经济波动的“大稳健”——时点识别与原因分析 [J]. 经济学 (季刊), 2013 (2): 577-604.
- [13] 刘宗明. 工资加成、就业抑制与最优货币政策分析——货币政策是否应该对劳动力市场作出反馈? [J]. 南开经济研究, 2013 (1): 68-90.
- [14] 祝梓翔, 郭丽娟. 货币政策导致经济更稳定吗——基于 MS-DSGE 模型的分析 [J]. 经济学动态, 2017 (11): 16-31.
- [15] Galí J. Technology, Employment and the Business Cycle; Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? [J]. American Economic Review, 1999 (89): 249-271.
- [16] Canova F, Lopez-Salido D, Michaelacci C. The Effects of Technology Shocks on Hours and Output; A Robustness Analysis [J]. Journal of Applied Econometrics, 2010, 25 (5): 755-773.
- [17] Smets F, Wouters R. Shocks and Frictions in US Business Cycles; A Bayesian DSGE Approach [J]. American Economic Review, 2007 (97): 586-606.
- [18] Galí J, Gambetti L. On the Sources of the Great Moderation [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2009 (1): 26-57.
- [19] Elisa G, Meradj P. Time-varying Job Creation and Macroeconomic Shocks [J]. Labour Economics, 2018 (50): 156-179.
- [20] 黄贇琳. 技术进步与劳动就业波动变化的影响分析——基于可分劳动 RBC 模型的实证检验 [J]. 统计研究, 2006 (6): 34-38.
- [21] 刘宗明, 李春琦. 劳动交易成本、选择性路径依赖与劳动就业动态 [J]. 管理世界, 2013 (2): 18-31, 187.
- [22] 王君斌, 薛鹤翔. 扩张型货币政策能刺激就业吗? ——刚性工资模型下的劳动力市场动态分析 [J]. 统计研究, 2010 (6): 7-16.
- [23] Blanchard O, Galí J. Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2007 (39): 35-65.
- [24] 陈昆亭, 龚六堂. 粘滞价格模型以及催中国经济的数值模拟对基本 RBC 模型的改进 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006 (8): 106-117.
- [25] 胡永刚, 刘方. 劳动调整成本、流动性约束与中国经济波动 [J]. 经济研究, 2007 (10): 32-43.
- [26] 王君斌, 王文甫. 非完全竞争市场、技术冲击与中国劳动力就业——动态凯恩斯主义视角 [J]. 管理世界, 2010 (1): 23-35.
- [27] Primiceri G E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy [J]. Review of Economic Studies, 2005 (3): 821-852.
- [28] Carter C, Kohn P. On Gibbs Sampling for State Space Models [J]. Biometrika, 1994 (81): 541-553.
- [29] Cogley T, Sargent T J. Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US [J]. Review of Economic Dynamics, 2005 (2): 262-302.
- [30] Jacquier E, Polson N, Rossi P. Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1994 (12): 371-418.
- [31] Cogley T, Primiceri G E, Sargent T J. Inflation-Gap Persistence in the U.S [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010 (1): 43-69.
- [32] Blanchard O J, Quah D. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances [J]. The American Economic Review, 1989 (4): 654-673.
- [33] Calvo G. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework [J]. Journal of Monetary Economics, 1983 (12): 383-398.
- [34] Christiano L J, Martin E, Evans C L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy [J]. Journal of Political Economy, 2005 (1): 1-45.
- [35] He D, Zhang W, Shek J. How Efficient Has been China's Investment? Empirical Evidence from National and Provincial Data [J]. Pacific Economic Review, 2007 (5): 597-617.
- [36] Zhang W L. China's Monetary Policy: Quantity Versus Price Rules [J]. Journal of Macroeconomics, 2009 (31): 473-484.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

# 轻资产运营与企业价值：竞争力的角色

Asset-light Strategy and Firm Value:

The Role of Competitiveness

周泽将 邹冰清 李 鼎

ZHOU Ze-jiang ZOU Bing-qing LI Ding

**[摘要]** 采取轻资产运营模式的企业日益普遍，但关于其对企业价值的影响和传导机制研究尚无定论。基于此，笔者以2009—2017年间中国资本市场A股上市公司为研究样本，实证检验轻资产运营对企业价值的作用及其影响路径。研究发现：轻资产运营与企业价值显著正相关，说明轻资产运营促进了价值提升；轻资产运营增强了竞争力，进而实现企业价值创造，即竞争力在轻资产运营影响企业价值的过程中发挥了中介作用；区分情境因素后发现，轻资产运营对企业价值的提升作用在制造业中和产品竞争程度高的情形下更加显著；进一步地，轻资产运营主要通过作用于竞争力中的研发能力和营销能力以影响企业价值。据此，笔者认为企业可依据自身运营情况和所处商业环境，适度引入轻资产运营模式以增强竞争力，进而提升企业价值。研究结论不仅为理解轻资产运营的经济后果提供了增量经验证据，丰富了轻资产运营的相关理论文献，同时也对中国情境下企业轻资产转型具有一定的实践指导意义。

**[关键词]** 轻资产运营 企业价值 竞争力 中介作用

**[中图分类号]** F273.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 03-0101-17

**Abstract:** Enterprises which adopt asset-light strategy are becoming more and more common, but there is no definite conclusion on its influence on firm value and transmission mechanism. Based on these background, this paper uses A-share listed companies from 2009 to 2017 in Chinese capital market as samples to study the impact of asset-light strategy on firm value and its impact path. The research results show that: (1) There is a significant positive correlation between asset-light strategy and firm value, which indicates that asset-light strategy promotes value creation. (2) Asset-light strategy enhances competitiveness to realize firm value, in other words, competitiveness plays an mediation role in the process of asset-light strategy exerting impact on firm value. (3) The role of asset-light strategy in enhancing firm value is more obvious in manufacturing industry or with the improvement of product competition. (4) Asset-light strategy promotes firm value primarily through R&D and marketing capabilities in competitiveness. Above all, this paper holds that enterprises can introduce asset-light strategy to enhance their competitiveness according to operating conditions and business environment to increase firm value. The conclusion not only provides additional empirical evidence for understanding economic consequences of asset-light strategy and enriches literature related to asset-light strategy, but also possesses practical guiding significance for corporate asset-light transformation in China's context.

**Key words:** Asset-light strategy Firm value Competitiveness Mediation role

**[收稿日期]** 2019-10-16

**[作者简介]** 周泽将，男，1983年11月生，安徽大学商学院教授，博士生导师，管理学博士，主要研究方向为公司治理与财务会计理论；邹冰清，女，1994年10月生，安徽大学商学院硕士研究生，研究方向为公司治理与财务会计理论；李鼎，男，1996年5月生，安徽大学商学院硕士研究生，研究方向为公司治理与财务会计理论。

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“本地任职、政治关联与企业财务行为：中国关系情境中独立董事视角的理论构建与实证检验”（项目编号：71772001）；安徽省哲学社会科学一般项目“轻资产运营对企业财务行为的影响研究：机理分析与实证检验”（项目编号：AHSKY2019D017）；安徽省学术与技术带头人及后备人选科研活动经费资助项目“轻资产运营对企业竞争力的影响研究：路径分析与实证检验”（项目编号：2019H218）。

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。

## 一、引言

中国经济社会的发展深刻改变着本土企业所面临的商业环境,资产成本、人工成本、环境成本不断增加,市场竞争不断加大,依托于扩大制造和销售规模、降低生产成本的重资产运营逐渐难以适应新的经济环境,越来越多的企业为赢得竞争优势而选择了轻资产运营模式。轻资产运营是指企业以少量的固定资产和存货等方面的资金投入,外包其不具备竞争优势的制造环节,集中资源专注于产品研发、品牌营销、客户管理等方面,进而占领价值链高端、提升企业财务绩效的商业模式。统计数据显示,在美国纳斯达克、纽交所上市的中国概念股中,实行轻资产运营模式的企业比例已达到60%(廖涵平,2015<sup>[1]</sup>),与此同时,许多中国知名企业也都纷纷向轻资产运营模式转型。因此,探究中国情境下愈发普遍的轻资产运营模式具有一定的现实意义。

国内理论界大多认为轻资产运营对企业价值产生了正面影响,但是实证研究却尚未取得一致结论。有学者通过研究发现实行轻资产运营模式的企业能取得较好的财务绩效(唐璎璋等,2007<sup>[2]</sup>;韩鹏,2018<sup>[3]</sup>),部分文献(王智波和李长洪,2015<sup>[4]</sup>)却未得到轻资产运营提升企业价值的经验证据。综观当前学术界对轻资产运营的研究,大多文献仅着眼于诸如模式特征、应对策略以及如何影响企业业绩等问题,而缺乏对轻资产运营深层次的经济后果和其作用机理的探讨。另外,企业经营过程中轻资产化程度差异甚大,其衡量标准的轻微改变可能会造成实证结果大相径庭,而研究文献中较少关注如何度量轻资产运营这一重要问题,多数研究仅简单地以虚拟变量对轻资产运营进行赋值,这无疑是不合理的。当前研究文献的不足之处为本文研究提供了空间和余地。

就理论而言,轻资产运营模式将重心放置于产品研发与市场营销,使企业产品和服务得以满足市场需求并能迅速适应环境变化,从而对企业价值产生一定的影响。更深层次上,研发活动和营销活动所带来的技术优势和品牌优势是形成企业核心竞争力的必备要素,而核心竞争力将带来高企业价值,因此轻资产运营是否会通过企业竞争力影响企业价值创造过程这一论题值得深究。更进一步地,研发能力和营销能力均可提高产品竞争优势进而影响企业价值,那么在对产品竞争优势更为依赖的制造业和产品市场竞争更为激

烈的环境中,轻资产运营与企业价值之间的关系是否会有所不同?基于上述思考,本文选取2009—2017年中国资本市场A股上市公司作为研究样本,应用计量统计方法构造轻资产运营的综合性度量指标作为关键解释变量,借鉴核心能力理论、动态能力理论和资源基础理论,着重探析轻资产运营影响企业价值的作用机制以及不同行业性质和产品市场竞争环境下的差异。这不仅有助于厘清轻资产运营影响企业价值的传导机制,同时对轻资产企业依据自身情况提升竞争力具有现实启发意义。

## 二、文献综述、理论分析与研究假设

### (一) 文献综述

现有轻资产运营相关文献主要分为两大类:第一类是分析轻资产运营的定义、特点和策略;第二类是研究轻资产运营的经济后果。在第一类文献的研究中,学者们主要是运用财务分析方法,对实行轻资产运营的企业进行探讨。Surdu(2011)<sup>[5]</sup>认为轻资产运营模式是公司将资源集中在研发、销售、服务和品牌推广等环节,依靠供应链来实现快速扩张,这种模式具有现金流充足、资金流入持续增长、固定资产投资较低等基本特征。戴天婧等(2012)<sup>[6]</sup>从财务战略视角分析苹果公司,发现轻资产运营具有快速供应链、高额现金储备和营运资金、巨额研发与销售终端投资的特征,并认为自由的现金流结构是轻资产运营的核心载体。徐光伟和王卫星(2013)<sup>[7]</sup>以一家科技型企业为例进行分析后指出,处于初创期的轻资产运营企业由于可抵押资产规模小、信用不足、业绩不确定性大等原因,致使其外部融资约束程度较高。第二类探讨轻资产运营经济后果的文献尚未有统一的研究结论,积极影响和消极影响兼而有之。唐璎璋等(2007)<sup>[2]</sup>以29家中国台湾企业为研究对象,分析揭示轻资产占比对企业资本报酬率具有显著的正向影响,亦即轻资产运营可以提升企业盈利能力。Liou(2011)<sup>[8]</sup>分析电话通信行业数据,发现轻资产运营可以提升企业绩效,并且这种促进作用在无线通信行业中更加显著。Wen等(2012)<sup>[9]</sup>研究了2006至2008年日本半导体企业,认为实行轻资产运营的企业具有较高的竞争效率和较低的经营风险。Sohn等(2013)<sup>[10]</sup>研究表明轻资产运营有效增强了盈利能力和盈余稳健性,进而促进了宾馆行业企业价值的提升。韩鹏(2018)<sup>[3]</sup>通过研究2014至2016年间的

中国高新技术制造业上市公司,发现实行轻资产运营的高新技术企业知识产权收益能力显著提升。周泽将和李鼎(2019)<sup>[11]</sup>通过研究发现轻资产运营在融资约束缓解效应和运营模式内在需求作用下促进了企业R&D投入。

然而,部分文献没有得到轻资产运营对企业产生显著正面影响的经验证据。王智波和李长洪(2015)<sup>[4]</sup>基于1999至2007年间的中国工业企业数据,实证研究发现轻资产运营并未提升企业盈利能力,文章将原因归于轻资产运营本身没有形成企业的独占性资源。Low等(2015)<sup>[12]</sup>从运营风险视角,通过分析美国酒店企业数据,得到了轻资产运营会提高企业股票波动性的研究结论。Yu(2018)<sup>[13]</sup>选取2001年至2016年间中国深沪两市公司数据进行研究,未发现轻资产运营提升企业盈利能力的经验证据。谢莉娟和王诗杼(2018)<sup>[14]</sup>研究发现国有企业削弱了重资产运营对企业效率造成的负面影响,因此国有企业在重资产的开发应用方面具备一定的合理性。张新民和祝继高(2019)<sup>[15]</sup>以2007年至2016年A股上市公司为研究对象,发现由于商誉未能很好地与其他有形资产结合,致使轻资产企业高并购商誉降低了其资产周转率和未来财务业绩。

综观上述文献,当前的研究仍然局限于轻资产运营对企业业绩的影响,而对其影响机理鲜有研究文献涉及。基于此,本文探讨了轻资产运营对企业价值的影响和其作用机理以及不同情境因素下的差异,从以下三个方面弥补了以往文献的缺陷与不足:其一,本文运用主成分分析法,选取五项财务指标构建度量轻资产运营的变量,这样既能较为全面地反映轻资产运营的特点,亦降低了主观因素所带来的衡量误差。其二,以往文献对轻资产运营的探讨主要集中于其对企业价值和财务绩效的影响(唐璎璋等,2007<sup>[2]</sup>; Sohn等,2013<sup>[10]</sup>; Yu, 2018<sup>[13]</sup>),本文在这些研究的基础上系统地检验了竞争力在其中的路径作用,发现轻资产运营能显著提高企业竞争力,为轻资产运营的相关研究提供增量贡献。其三,随着中国经济的转型,探索适合新形势的盈利模式也逐渐受到了学者们的关注,关于轻资产运营模式的规范分析文献较多,但关于轻资产运营理论的经验证据不多,本文考察了不同行业性质和产品竞争程度下轻资产运营对企业价值的影响差异,丰富了中国情境下轻资产运营相关的经验研究文献。

## (二) 轻资产运营对企业价值的影响

轻资产运营提升了企业核心能力、动态能力以及财务资源,进而对整体价值产生了积极影响。

首先,轻资产运营增强了企业核心能力。持续竞争优势是企业价值创造的主要推力,而核心能力是企业持续竞争优势的来源(Prahalad和Hamel, 1990<sup>[16]</sup>)。核心能力来源于企业内知识的积累和培养,是不同技术系统、管理系统的有机结合,从技术和产品创新的角度来看,包括研发能力、制造能力和营销能力(Meyer和Utterback, 1993<sup>[17]</sup>)。轻资产运营注重价值链的高端环节,将资源更多地投入到研发环节或者营销环节中,即便企业在短期内未能获得独占性资源,但长期的投入对研发能力、营销能力等核心能力的提升具有一定的促进作用(Romijn和Albaladejo, 2002<sup>[18]</sup>; 毛育晖等, 2014<sup>[19]</sup>),使企业获取持续的竞争优势,对企业价值产生积极影响。

其次,轻资产运营提升了企业动态能力。科学技术的发展、消费者偏好转移使市场环境更加复杂,企业维持自身领先地位并取得优于竞争对手的价值愈发困难,仅依靠已获取的独占性资源或者竞争优势无法满足新环境下的企业发展需要。动态能力是企业更新、整合和重组内外部资源以适应环境迅速变化的能力(Teece等, 1997<sup>[20]</sup>),通过感知外部环境中的危险和机会以及综合学习过程(曾萍和宋铁波, 2011<sup>[21]</sup>),对企业资源进行有效整合和重构来开拓新市场或者新技术,使自身资源和能力与外部环境相匹配,从而获取良好的企业绩效(Wang和Ahmed, 2007<sup>[22]</sup>)。轻资产运营减少了固定资产、缩短了甚至抛弃了制造业务,使得企业“船小好调头”,即当市场环境发生变化时,企业能够迅速地针对市场需求展开技术研发和制定营销策略,遵循管理战略整合内部人力资源、财务资源来迎合外部环境。

最后,轻资产运营使企业获得了更多财务资源。资源基础理论强调企业资源是企业获取竞争优势的关键因素,依据其内涵可以划分为有形资源、无形资源和财务资源(Kochhar和Hiitt, 1998<sup>[23]</sup>),而轻资产运营对企业资源的作用主要在于积累财务资源。一方面,轻资产运营的企业简化了生产链(戴天婧等, 2012<sup>[6]</sup>),将部分甚至全部的制造环节外包出去,使得企业获得了高额现金储备和营运资本,缓解了内部融资约束。另一方面,轻资产运营使得企业外部负债水平降低,低股利分配政策降低了融资成本。财务

资源的积累为竞争力的培育创造了条件,企业可以将资源集中用于研发和营销环节(Surdu, 2011<sup>[5]</sup>),提升财务绩效和公司价值。

综上所述,轻资产运营降低了制造环节所占用的财务资源,积极投入到研发活动、营销活动中去,使其产品和服务获取市场竞争优势地位,同时生产业务的外包和固定资产的降低使企业能更为迅速应对市场环境的变化,最终促进企业价值创造,因此本文提出研究假设1。

**H1:** 限定其他条件,轻资产运营与企业价值正相关。

### (三) 企业竞争力的中介作用

承接前文,轻资产运营有助于企业价值提升,那么轻资产运营能否增强企业竞争力,从而促进价值创造呢?本文将进一步分析和探讨竞争力的中介作用。

首先,培育核心竞争力需要有足够的资源作为保障,而轻资产运营能从内部缓解企业财务状况。企业需要进行技术革新、市场开拓、创新组织文化等获取核心竞争力,这些举措都需要内部资源的支持,特别是财务资源。Haushalter等(2007)<sup>[24]</sup>从产品市场给企业带来的竞争压力角度,实证研究发现现金持有水平可以帮助企业减少被竞争对手掠夺的风险,从而维持市场份额。张璇等(2017)<sup>[25]</sup>利用2005年世界银行中国企业调查数据发现,融资约束显著抑制了企业创新,且在企业遭遇信贷寻租的情况下这种制约作用更强。如前文分析,轻资产运营简化了生产链,缓解了内部融资约束,同时采用低股利分配额方式降低了融资成本,增强了现金持有水平,进而直接推动企业核心能力的形成。

其次,轻资产运营能帮助企业在市场上获得产品竞争优势,进而直接推动核心竞争力的形成。迈天(1999)<sup>[26]</sup>认为核心能力是一种能应用于多种产品而竞争对手无法很快模仿、具有关键性技术或技能的能力。因此,从产品角度来看,研发活动使企业获得技术优势,形成技术壁垒;营销活动使产品更好地回应消费者需求。多数文献将这两类活动视为提升产品竞争力的核心要素。传统重资产企业更多依赖于制造环节所带来的竞争优势,在研发、营销方面投入有限(汤谷良和高原,2016<sup>[27]</sup>)。轻资产运营借助生产外包、业务合作等方式,将资源更多地集中于研发活动和营销活动,使其产品和服务在应对市场竞争中获取难以模仿的技术优势和品牌优势,如苹果公司自

1998年起关闭所有工厂,将生产业务在全球范围内外包,公司得以专注于研发和营销,同时并购具有技术优势的小公司,最终使苹果产品在市场上形成了极高的技术壁垒,为公司攫取了最大的利润回报(戴天婧等,2012<sup>[6]</sup>)。

总而言之,轻资产运营使企业集聚了财务资源,更多用于研发活动和营销活动,获得产品竞争优势,为培育核心竞争力提供了可能,而核心竞争力会进一步带来企业价值的提升,因此本文提出研究假设2。

**H2:** 限定其他条件,竞争力在轻资产运营影响企业价值的过程中起到了中介作用。

### (四) 情境因素的调节作用

根据假设1的分析,轻资产运营模式将企业资源集中于研发和营销,而研发能力实现了产品创新、营销能力提高产品认可度,使产品在市场中获得优势地位,进而赚取超额利润、提升企业价值。因此,在对产品竞争地位依赖度更高的制造业和产品市场竞争更为激烈的环境中,轻资产运营对企业价值的促进效应势必得以进一步强化。基于此,本文将探讨行业性质差异和产品市场竞争这两类因素在轻资产运营影响企业价值中的调节效应。

#### 1. 行业性质差异。

从行业角度来看,不同行业产品竞争力的增强对其获取整体优势地位存在一定的差异。相较于非制造业,制造业企业主要依靠产品的制造、销售来获取超额利润,产品市场中越具有竞争力,企业整体竞争力就越高。张敬伟和王迎军(2012)<sup>[28]</sup>指出企业整体优势是由一个个产品、产品线和产品组合的竞争优势加总而成,没有具体的产品优势,企业也不可能享受实际的整体优势地位。轻资产运营着眼于价值链的高端环节,将可模仿性、可替代性强的生产业务外包,专注于开发自身研发能力和营销能力,提高公司产品的差异化程度和市场竞争能力(Cho, 1994<sup>[29]</sup>)。因此,轻资产运营对制造业企业整体竞争力的正面效应更强。同时,由于产品竞争力对企业竞争优势的提升作用更为明显,制造业企业也具有更强的动机将轻资产运营所获取的财务资源投入到研发活动和营销活动中去,从而获取高额价值回报。基于此,本文提出研究假设3a。

**H3a:** 限定其他条件,相比于非制造业,制造业轻资产运营对企业价值的促进作用更强。

2. 产品市场竞争。

首先,高竞争产品市场有助于增强研发能力和营销能力对企业价值的提升作用。在激烈竞争的市场中,企业要维持竞争优势就需要不断进行软实力方面的投入。如果一家企业不重视产品创新或者提高品牌影响力,其产品就难以获得充足的市场份额,超额利润更无从谈起。唐文秀等(2018)<sup>[30]</sup>研究发现,产品竞争程度高的市场中,研发活动能给企业带来更多竞争优势和价值回报。轻资产运营使企业加大研发、营销环节的投入,在高产品市场竞争的环境中会得到更多的绩效回报。另外,激烈的市场竞争可以提高资本运行效率。依据竞争优势理论,行业内竞争者的技术革新会威胁到企业产品的竞争地位,行业外潜在加入者也会瓜分企业原有的市场份额(波特,2002<sup>[31]</sup>),由此激化的产品市场竞争会增加企业的市场压力。这种压力降低了高管与股东之间的信息不对称(宋增基等,2009<sup>[32]</sup>),有利于股东监管高管、遏制高管的代理行为,提高了人力资本、智力资本运行效率(李连燕和张东廷,2017<sup>[33]</sup>),进而提高研发能力和营销能力以实现财务绩效。同时,高产品市场竞争向企业释放了产品、客户等市场信号,企业可以进行更具针对性的研发活动,研发效率进一步增强,提升研发活动带来的财务绩效(唐文秀等,2018<sup>[30]</sup>)。

因此,产品市场竞争越激烈,研发能力和营销能力所创造的绩效越高,轻资产运营与企业价值的正向影响关系则会在一定程度上得到加强。基于此,本文提出研究假设3b。

**H3b:** 限定其他条件,产品市场竞争可以强化轻资产运营对企业价值的促进作用。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文选取2009—2017年间的中国资本市场A股上市公司作为研究样本。为了避免异常值可能对数据分析结果稳定性产生的负面影响,本文按照以下三个条件对初始样本进行了整理:首先,考虑到金融公司资产配置和融资渠道的特殊性,剔除金融、保险行业观测值;其次,剔除数据缺失的观测值;最后,剔除数据明显异常的观测值(包括期末资产小于等于0、期末负债小于等于0以及所有者权益小于等于0)。最终剩余14 039个有效观测值。特别地,本文对所有连续变量在上下1%分位数进行了缩尾处理。文中公司治理数据来源于CCER经济金融数据库,研发投入数据来源于Wind数据库,其余数据均是由CSMAR数据库获取,分析软件为Stata 15.1。样本年份分布如表1所示。

表1 样本年份分布表

年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	总计
非制造业	432	489	462	546	632	650	662	692	702	5 267
制造业	627	737	709	780	1 046	1 190	1 147	1 248	1 288	8 772
总计	1 059	1 226	1 171	1 326	1 678	1 840	1 809	1 940	1 990	14 039

(二) 轻资产运营的度量

如何度量轻资产运营是本文研究的一个核心问题,现有实证研究文献主要有以下两种典型方法:一是将无形资产定义为轻资产,以轻资产与重资产的相对比率对企业轻资产化程度加以度量;二是选用固定资产占比和销售费用占比两项指标的行业排名对是否属于轻资产运营企业加以判断。以上方法虽然在指标选取方面都较为符合轻资产的主流定义,但简单地采用相对比例衡量不够全面,难以刻画轻资产的盈利性特点;而赋值权重和设置虚拟变量度量方法存在较强主观性,权重或者阈值标准的改变可能会影响实证结果。同时,单一指标衡量反映不够全面,且容易受到其他因素的影响,导致研

究结论出现偏误。基于以上分析,本文采用主成分分析法构建度量轻资产运营的指标。所谓主成分分析法就是通过寻找多个相互关联的变量中重复的部分,在保证信息尽可能少丢失的情况下对原始指标进行降维处理,以合成综合性指标的统计方法。相较于传统方法,按照方差贡献率高低选择主成分令主观判断空间减少,反映更加全面,并可以简化运算和提高研究效率。

参考相关文献(唐璎璋等,2007<sup>[2]</sup>; Sohn等,2013<sup>[10]</sup>;王智波和李长洪,2015<sup>[4]</sup>;周泽将和李鼎,2019<sup>[11]</sup>),本文选取固定资产占比(=期末固定资产/期末总资产)、销售费用占比(=销售费用/营业收入)、流动比率(=期末流动资产/期末流动负债)、

现金资产比率（=期末现金及现金等价物余额/期末总资产）和存货周转率（=营业成本/存货期末余额）五项指标进行主成分分析，理由如下：（1）固定资产占比和流动比率反映出企业资产流动性，这是轻资产运营最基本的特征。考虑到指标方向性问题，对固定资产占比进行了反方向处理，不影响后文的回归结果。（2）现金资产比例刻画的是企业内部现金储备情况，理论上轻资产运营企业具有高额的现金储备。（3）销售费用占比和存货周转率体现的是销售

能力及存货管理水平，从盈利驱动角度来说，轻资产运营会使得企业具有较高的营销支出和资源配置能力。

表2报告了主成分变量的特征值和方差贡献率。由表2可以看出，第一主成分PC1、第二主成分PC2、第三主成分PC3和第四主成分PC4的累积方差贡献率大于80%，按照其方差贡献率加权求出综合度量指标（=0.3359×PC1+0.2010×PC2+0.1974×PC3+0.1616×PC4）并将之命名为LAD。

表2 主成分的特征值和方差贡献率

主成分	特征值	方差贡献率	累积方差贡献率
PC1	1.6798	0.3359	0.3359
PC2	1.0048	0.2010	0.5369
PC3	0.9868	0.1974	0.7343
PC4	0.8080	0.1616	0.8959
PC5	0.5206	0.1041	1.0000

### （三）模型设计和变量说明

为了检验研究假设1轻资产运营对企业价值的影响，在参考王智波和李长洪（2015）<sup>[4]</sup>研究设计的基础上构建如下的模型（1）。若轻资产化程度LAD的系数 $\alpha_1$ 显著为正，则证实轻资产运营能够提高企业价值。

$$TOBINQ = \alpha_0 + \alpha_1 LAD + \alpha_2 SIZE + \alpha_3 LEV + \alpha_4 GROW + \alpha_5 LISTY + \alpha_6 ST + \alpha_7 FIRST + \alpha_8 SOE + \alpha_9 DUALITY + Year + Indus + \varepsilon \quad (1)$$

模型（1）中所涉及的主要研究变量说明如下：

被解释变量TOBINQ代表企业价值，参考以往文献（Morck等，1988<sup>[34]</sup>；吴国鼎，2019<sup>[35]</sup>），本文采用市场指标托宾Q来度量。具体地，托宾Q等于市场价值与账面价值的比值。此外，后文还采用了会计指标的衡量方式进行了稳健性检验。

控制变量主要包括企业规模SIZE（=期末总资产的自然对数）、资产负债率LEV（=期末负债总额/期末总资产）、企业成长性GROW（=营业收入的年度增长率）、上市年龄LISTY（=公司自上市至研究年度的年数）、交易状态ST（若公司市场交易正常赋值为0，否则为1）、股权集中度FIRST（=第一大股东持股数/总股数）、企业性质SOE（最终控制人为国有属性时赋值为1，否则为0）、两职合一DUALITY

（CEO和董事长是同一人时赋值为1，否则为0）、年度虚拟变量Year和行业虚拟变量Indus。

为了进一步检验假设2轻资产运营是否通过提高竞争力进而实现企业价值创造，参考温忠麟和叶宝娟（2014）<sup>[36]</sup>，本文在模型（1）的基础上构建了模型（2）和模型（3）。若模型（2）中轻资产化程度LAD和模型（3）中竞争力Competition的系数均显著为正，且模型（3）中LAD的系数小于模型（1）中LAD的系数，则证实轻资产运营能够通过提高企业竞争力进而提高企业价值。

$$Competition = \alpha_0 + \alpha_1 LAD + \alpha_2 SIZE + \alpha_3 LEV + \alpha_4 GROW + \alpha_5 LISTY + \alpha_6 ST + \alpha_7 FIRST + \alpha_8 SOE + \alpha_9 DUALITY + Year + Indus + \varepsilon \quad (2)$$

$$TOBINQ = \alpha_0 + \alpha_1 LAD + \beta_1 Competition + \alpha_2 SIZE + \alpha_3 LEV + \alpha_4 GROW + \alpha_5 LISTY + \alpha_6 ST + \alpha_7 FIRST + \alpha_8 SOE + \alpha_9 DUALITY + Year + Indus + \varepsilon \quad (3)$$

其中，被解释变量Competition代表企业竞争力，参考张旭等（2010）<sup>[37]</sup>、金碚（2012）<sup>[38]</sup>、金碚和龚健健（2014）<sup>[39]</sup>的计算方法，本文采用Competition<sub>1</sub>和Competition<sub>2</sub>来衡量。具体地，Competition<sub>1</sub>采用企业竞争力的显性指标以反映企业竞争力的强弱，由于出口收入占销售收入比率较难获取且所占比重较小



(盛明泉等, 2017<sup>[40]</sup>), 因此本文在度量竞争力时剔除该指标, 最终选取销售收入、净资产、净利润、近三年销售收入增长率 (= (当年销售收入/三年前销售收入)<sup>1/3</sup>-1)、近三年净利润增长率 (= (当年净利润/三年前净利润)<sup>1/3</sup>-1)、净资产收益率 (= 净利润/所有者权益)、总资产收益率 (= 净利润/平均资

产总额) 和全员劳动效率 (= 净营业收入/员工总数) 八项指标, 然后按照表 3 所示权重 (金碚, 2012<sup>[38]</sup>) 进行加权平均再予以标准化处理, 得到企业竞争力。Competition<sub>2</sub> 借鉴金碚和龚健健 (2014)<sup>[39]</sup> 一文, 使用资产贡献率 (= (利润总额+税金总额+利息支出)/平均资产总额) 加以衡量。

表 3 企业竞争力各指标所占权重

变量	销售收入	净资产	净利润	近三年销售收入增长率	近三年净利润增长率	净资产收益率	总资产收益率	全员劳动效率
权重	0.190 0	0.100 0	0.150 0	0.160 0	0.130 0	0.080 0	0.080 0	0.060 0

为了考察假设 3a 行业差异的调节作用, 本文进一步引入制造业变量 *MFI* 及其与轻资产化程度 *LAD* 的交互项 *LAD*×*MFI*, 构建了模型 (4):

$$\begin{aligned}
 TOBINQ = & \alpha_0 + \alpha_1 LAD + \beta_1 LAD \times MFI + \beta_2 MFI + \alpha_2 SIZE \\
 & + \alpha_3 LEV + \alpha_4 GROW + \alpha_5 LISTY + \alpha_6 ST \\
 & + \alpha_7 FIRST + \alpha_8 SOE + \alpha_9 DUALITY \\
 & + Year + Indus + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (4)$$

其中, *MFI* 采用虚拟变量方式加以刻度, 若企业所处行业属于制造业赋值为 1, 否则为 0。其余变量定义与模型 (1) 相同, 不再赘述。

为了考察假设 3b 产品市场竞争的调节作用, 本文进一步引入产品竞争程度变量 *IMC* 及其与轻资产化程度 *LAD* 的交互项 *LAD*×*IMC*, 构建了模型 (5):

$$\begin{aligned}
 TOBINQ = & \alpha_0 + \alpha_1 LAD + \beta_1 LAD \times IMC + \beta_2 IMC + \alpha_2 SIZE \\
 & + \alpha_3 LEV + \alpha_4 GROW + \alpha_5 LISTY + \alpha_6 ST \\
 & + \alpha_7 FIRST + \alpha_8 SOE + \alpha_9 DUALITY \\
 & + Year + Indus + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (5)$$

其中, 产品竞争程度 *IMC* 参考 Haushalter 等 (2007)<sup>[24]</sup> 的研究方法, 采用赫芬德尔指数 *HII* 来衡量 (=  $\sum_i (X_i/X)^2$ , 其中,  $X = \sum X_i$ ,  $X_i$  为企业 *i* 的销售额)。具体地, *HII* 数值越小, 表明产品市场竞争

程度越高。

#### 四、实证检验与结果分析

##### (一) 描述性统计

表 4 是各变量的描述性统计, 其中企业价值 *TOBINQ* 均值为 2.103 3, 最大值和最小值分别为 10.050 3 和 0.200 6, 说明企业间价值存在较大差异且总体水平偏低。轻资产化程度 *LAD* 均值为 -0.066 4, 标准差为 0.387 0, 显示样本的轻资产化程度波动较大。企业竞争力 *Competition<sub>1</sub>* 均值为 0.000 3, *Competition<sub>2</sub>* 均值为 0.061 3。制造业企业 *MFI* 均值为 0.624 8, 样本中大约有 62.48% 的制造业企业。产品市场竞争 *IMC* 均值为 0.066 6, 标准差为 0.109 0。控制变量中企业规模 *SIZE* 均值为 22.255 4, 标准差为 1.258 4。资产负债率 *LEV* 均值为 0.458 0, 标准差为 0.203 0。企业成长性 *GROW* 均值为 0.526 5。交易状态 *ST* 均值为 0.025 7, 意味着约有 2.57% 的企业交易状态不正常。产权性质 *SOE* 均值为 0.464 4, 说明国有企业占样本总数的 46.44%。上市年龄 *LISTY* 均值为 12.101 0, 标准差为 5.952 6。股权集中度 *FIRST* 均值为 0.346 0, 表明一股独大现象仍较普遍。两职合一 *DUALITY* 均值为 0.198 5, 标准差为 0.398 9。

表 4 主要变量描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	1/4 分位	中位数	3/4 分位	最大值
<i>TOBINQ</i>	14 039	2.103 3	1.814 8	0.200 6	0.879 2	1.583 1	2.686 2	10.050 3
<i>LAD</i>	14 039	-0.066 4	0.387 0	-1.084 0	-0.305 4	-0.012 0	0.189 8	0.848 1
<i>Competition<sub>1</sub></i>	14 039	0.000 3	0.258 7	-0.342 6	-0.143 9	-0.053 3	0.059 0	1.405 2
<i>Competition<sub>2</sub></i>	14 039	0.061 3	0.052 9	-0.088 9	0.026 5	0.051 2	0.084 1	0.251 7
<i>MFI</i>	14 039	0.624 8	0.484 2	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0	1.000 0

续前表

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位数	3/4分位	最大值
IMC	14 039	0.066 6	0.109 0	0.009 8	0.012 3	0.015 3	0.074 9	0.524 6
SIZE	14 039	22.255 4	1.258 4	19.755 7	21.377 0	22.091 0	22.974 5	26.085 7
LEV	14 039	0.458 0	0.203 0	0.062 3	0.300 9	0.458 4	0.615 8	0.886 7
GROW	14 039	0.526 5	1.535 4	-0.650 6	-0.020 4	0.152 2	0.469 4	11.498 7
ST	14 039	0.025 7	0.158 3	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
SOE	14 039	0.464 4	0.498 8	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
LISTY	14 039	12.101 0	5.952 6	3.000 0	7.000 0	12.000 0	17.000 0	25.000 0
FIRST	14 039	0.346 0	0.154 9	0.005 1	0.226 4	0.328 8	0.451 5	0.749 8
DUALITY	14 039	0.198 5	0.398 9	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0

### (二) 相关性分析

表5为主要研究变量相关性分析结果,其中被解释变量 *TOBINQ* 和解释变量 *LAD* 在1%的水平上显著

正相关,初步验证了轻资产运营能促进企业价值提升。此外,主要变量间的相关系数绝对值均小于0.5,说明变量之间基本不存在多重共线性问题。

表5

主要变量相关性分析

变量	<i>TOBINQ</i>	<i>LAD</i>	<i>Competition<sub>1</sub></i>	<i>Competition<sub>2</sub></i>	<i>MFI</i>	<i>IMC</i>
<i>TOBINQ</i>	1.000 0	0.245 1***	-0.079 3***	0.295 9***	0.208 4***	-0.112 6***
<i>LAD</i>	0.262 1***	1.000 0	0.130 1***	0.246 2***	-0.146 8***	0.128 4***
<i>Competition<sub>1</sub></i>	-0.081 5***	0.047 9***	1.000 0	0.585 5***	-0.137 4***	0.084 8***
<i>Competition<sub>2</sub></i>	0.276 6***	0.238 5***	0.394 5***	1.000 0	-0.057 2***	0.043 7***
<i>MFI</i>	0.132 9***	-0.092 2***	-0.148 9***	-0.020 3**	1.000 0	-0.840 1***
<i>IMC</i>	0.068 0***	0.107 4***	0.103 1***	0.081 6***	-0.638 5***	1.000 0

注:左(下)、右(上)半角分别列示的是 Pearson 相关系数和 Spearman 相关系数,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著(双尾)。

### (三) 回归结果分析

表6报告了模型(1)、模型(2)和模型(3)的OLS多元线性回归结果,其中Panel A和Panel C对应的因变量为 *TOBINQ*, Panel B对应的因变量为 *Competition<sub>1</sub>* 和 *Competition<sub>2</sub>*。本文已从个体和时间层面对模型进行了 cluster 聚类调整。具体地,回归模型的调整  $R^2$  取值区间为22.75%至53.01%,说明模型的拟合优度良好。各个模型的方差膨胀因子VIF值均小于3,远小于临界值10,表明模型多重共线性问题较轻。表6中列(1) *LAD* 的系数=0.676 0 ( $T$ 值=18.119 9),在1%水平上显著为正,说明轻资产运营能提高企业价值,假设1得到验证,即轻资产运营对核心能力、动态能力和财务资源的提升作用有利

于企业在激烈的市场竞争中实现公司价值创造。列(2)和列(3)中 *LAD* 的系数分别为0.061 7和0.024 8,都在1%水平上显著为正;列(4)和列(5)中 *LAD* 的系数分别为0.590 5和0.479 2,均在1%水平上显著为正。以上结果揭示,列(4)和列(5)中 *LAD* 的系数相较于列(1)呈现下降趋势,且竞争力 *Competition<sub>1</sub>* 和 *Competition<sub>2</sub>* 均显著为正,这表明竞争力在轻资产运营影响企业价值的过程中起到了中介作用,假设2得到支持。轻资产运营为企业带来了更多财务资源,促使企业参与价值链高端环节,增强其核心竞争力,最终提升了企业价值。

对于控制变量,以列(1)为例:公司规模 *SIZE* 和资产负债率 *LEV* 系数显著负相关,说明公司规模

的扩大和高负债水平不利于企业价值的实现。公司状态 *ST* 的系数显著为正，可能的原因在于此类公司初始账面价值较低。企业性质 *SOE* 的系数显著为负，反映国有上市企业价值较低。上市年龄 *LISTY*、股权

集中度 *FIRST* 和两职合一 *DUALITY* 的系数显著为正，揭示出上市时间越长、大股东控股公司和 CEO 两职合一有助于提高企业价值。

表 6 轻资产运营对企业价值的影响：竞争力的中介作用

变量	Panel A	Panel B		Panel C	
	(1) <i>TOBINQ</i>	(2) <i>Competition<sub>1</sub></i>	(3) <i>Competition<sub>2</sub></i>	(4) <i>TOBINQ</i>	(5) <i>TOBINQ</i>
<i>Constant</i>	15.168 7*** (51.158 2)	-2.600 0*** (-44.415 6)	-0.124 2*** (-13.315 7)	18.769 6*** (54.918 3)	16.154 0*** (55.555 4)
<i>LAD</i>	0.676 0*** (18.119 9)	0.061 7*** (9.778 7)	0.024 8*** (17.650 6)	0.590 5*** (16.507 6)	0.479 2*** (13.708 4)
<i>Competition<sub>1</sub></i>				1.385 0*** (22.965 3)	
<i>Competition<sub>2</sub></i>					7.933 5*** (23.861 3)
<i>SIZE</i>	-0.559 7*** (-37.146 1)	0.119 0*** (42.995 9)	0.009 9*** (21.921 7)	-0.724 5*** (-42.800 3)	-0.638 4*** (-42.950 1)
<i>LEV</i>	-1.891 1*** (-20.882 7)	-0.135 5*** (-9.836 0)	-0.113 2*** (-38.735 7)	-1.703 5*** (-19.173 4)	-0.992 7*** (-10.463 3)
<i>GROW</i>	0.012 2 (1.328 3)	0.016 0*** (7.894 6)	0.000 7** (2.017 2)	-0.009 9 (-1.078 3)	0.006 8 (0.758 6)
<i>ST</i>	0.822 2*** (7.322 4)	0.074 6*** (4.470 3)	-0.008 2** (-2.268 7)	0.718 8*** (6.555 9)	0.886 9*** (7.922 2)
<i>SOE</i>	-0.230 1*** (-8.824 4)	-0.045 1*** (-9.270 7)	-0.009 4*** (-9.429 5)	-0.167 6*** (-6.600 6)	-0.155 2*** (-6.200 7)
<i>LISTY</i>	0.007 5*** (3.082 3)	0.000 2 (0.375 3)	0.000 6*** (6.992 6)	0.007 3*** (3.067 6)	0.002 9 (1.215 1)
<i>FIRST</i>	0.600 2*** (7.963 6)	0.125 9*** (8.634 2)	0.036 0*** (12.424 7)	0.425 8*** (5.773 7)	0.314 4*** (4.335 7)
<i>DUALITY</i>	0.097 0*** (3.074 9)	0.009 1** (1.990 6)	-0.000 6 (-0.604 9)	0.084 4*** (2.748 5)	0.101 8*** (3.382 5)
<i>Year/INDUS</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>No</i>	14 039	14 039	14 039	14 039	14 039
<i>VIF</i> 值	2.54	2.54	2.54	2.53	2.53
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.488 8	0.299 9	0.227 5	0.516 1	0.530 1

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为经过 robust 调整的 *t* 值。下同。

表 7 报告了模型 (4) 和模型 (5) 的 OLS 多元线性回归结果。列 (1) 中交乘项 *LAD*×*MFI* 的系数 = 0.414 7 (*T* 值 = 6.396 2)，在 1% 水平上显著为正，表明相较于非制造业，轻资产经营之于企业价值的促进作用在制造业行业公司中更强。造成这种现象的可

能原因在于，制造业企业竞争力的体现主要是其产品在市场中的竞争地位，轻资产运营通过研发能力和营销能力增强了产品竞争优势，且制造业企业对研发活动的需求更为强烈，在这两者的共同作用下，制造业企业中轻资产运营对于企业价值的促进作用被加强。

列(2)中交乘项  $LAD \times IMC$  的系数 = -0.704 0 ( $T$  值 = -2.096 7), 在 5% 水平上显著为负, 意味着产品竞争程度越高, 轻资产运营对企业价值的正向影响越显著。结果说明激烈的市场竞争提高了人力资本、

智力资本的运行效率, 研发活动和营销活动使企业获得了更多绩效回报, 进而加强了轻资产运营之于企业价值的正向作用。

表 7 轻资产运营对企业价值的影响: 情境因素的调节作用

变量	(1) TOBINQ		(2) TOBINQ	
	系数	$T$ 值	系数	$T$ 值
Constant	15.608 5***	53.664 8	15.022 0***	50.183 0
LAD	0.420 3***	9.653 9	0.720 4***	16.668 5
MFI	0.009 5	0.345 2		
LAD×MFI	0.414 7***	6.396 2		
IMC			1.324 9***	3.934 3
LAD×IMC			-0.704 0**	-2.096 7
SIZE	-0.563 5***	-38.549 2	-0.560 2***	-37.137 5
LEV	-2.146 9***	-25.338 7	-1.878 9***	-20.743 4
GROW	-0.002 3	-0.263 9	0.012 5	1.362 6
ST	0.900 2***	7.941 5	0.829 4***	7.413 4
SOE	-0.218 5***	-8.451 7	-0.233 3***	-8.949 1
LISTY	-0.000 6	-0.234 4	0.007 4***	3.058 4
FIRST	0.536 8***	7.120 8	0.595 5***	7.902 7
DUALITY	0.096 0***	2.999 2	0.096 8***	3.073 8
Year/Indus	控制		控制	
No	14 039		14 039	
VIF 值	1.84		2.93	
Adj_R <sup>2</sup>	0.468 9		0.489 5	

#### (四) 稳健性检验

##### 1. 重新度量企业价值。

前文中被解释变量企业价值采用的是市场指标托宾  $Q$  值来衡量, 鉴于中国资本市场仍处于发展阶段, 相应的市场机制还不够完善, 不符合有效证券市场假设。为保持结果稳健性, 本文以总资产收益率  $Profit_1$  (=净利润/平均资产总额) 和净资产收益率  $Profit_2$  (=净利润/所有者权益) 两个会计指标重新度量企业

价值。表 8 报告了回归分析结果, Panel A 列(1)中  $LAD$  的系数 = 0.020 3 ( $T$  值 = 18.434 2), 在 1% 水平上显著大于 0; 列(2)中  $LAD$  的系数 = 0.040 9 ( $T$  值 = 17.933 5), 在 1% 水平上显著大于 0, 本文结论再次得到了验证。此外, Panel B 中交乘项  $LAD \times MFI$  的系数均在 1% 水平上显著大于 0, Panel C 中交乘项  $LAD \times IMC$  的系数均在 1% 水平上显著小于 0, 与上文结果保持一致。

表 8 重新度量企业价值

变量	Panel A		Panel B		Panel C	
	(1) $Profit_1$	(2) $Profit_2$	(3) $Profit_1$	(4) $Profit_2$	(5) $Profit_1$	(6) $Profit_2$
Constant	-0.102 9*** (-13.919 4)	-0.306 6*** (-17.619 3)	-0.089 3*** (-13.002 4)	-0.277 2*** (-17.407 8)	-0.105 5*** (-14.087 0)	-0.311 5*** (-17.715 9)

续前表

变量	Panel A		Panel B		Panel C	
	(1) <i>Profit</i> <sub>1</sub>	(2) <i>Profit</i> <sub>2</sub>	(3) <i>Profit</i> <sub>1</sub>	(4) <i>Profit</i> <sub>2</sub>	(5) <i>Profit</i> <sub>1</sub>	(6) <i>Profit</i> <sub>2</sub>
<i>LAD</i>	0.020 3*** (18.434 2)	0.040 9*** (17.933 5)	0.009 6*** (8.373 5)	0.022 0*** (8.833 7)	0.022 1*** (17.151 1)	0.045 2*** (17.037 4)
<i>MFI</i>			0.001 7** (2.424 2)	-0.001 0 (-0.686 1)		
<i>LAD</i> × <i>MFI</i>			0.014 2*** (7.900 5)	0.028 1*** (7.423 8)		
<i>IMC</i>					0.028 2*** (3.299 0)	0.055 1*** (3.508 4)
<i>LAD</i> × <i>IMC</i>					-0.029 7*** (-2.953 0)	-0.069 0*** (-3.830 7)
<i>SIZE</i>	0.008 5*** (24.020 0)	0.018 2*** (21.801 8)	0.008 2*** (24.328 8)	0.017 8*** (22.082 9)	0.008 4*** (23.877 0)	0.018 1*** (21.682 6)
<i>LEV</i>	-0.095 5*** (-40.865 3)	-0.049 6*** (-8.596 0)	-0.097 7*** (-44.686 0)	-0.047 4*** (-8.932 9)	-0.095 1*** (-40.694 8)	-0.048 7*** (-8.450 3)
<i>GROW</i>	0.000 5** (2.083 4)	0.001 7*** (2.925 3)	0.000 1 (0.484 1)	0.001 2** (2.230 5)	0.000 6** (2.114 2)	0.001 8*** (2.953 8)
<i>ST</i>	-0.006 7** (-2.202 4)	-0.022 4*** (-2.752 8)	-0.006 4** (-2.112 5)	-0.023 2*** (-2.833 1)	-0.006 4** (-2.124 2)	-0.021 9*** (-2.689 8)
<i>SOE</i>	-0.008 6*** (-11.117 9)	-0.017 2*** (-10.561 3)	-0.008 2*** (-10.641 7)	-0.017 1*** (-10.593 1)	-0.008 7*** (-11.253 1)	-0.017 4*** (-10.695 3)
<i>LISTY</i>	0.000 2*** (2.987 2)	0.000 2 (1.504 1)	0.000 1** (2.161 1)	0.000 2 (1.395 3)	0.000 2*** (2.976 7)	0.000 2 (1.495 5)
<i>FIRST</i>	0.023 4*** (10.537 0)	0.043 6*** (9.656 6)	0.023 1*** (10.479 8)	0.043 7*** (9.791 1)	0.023 3*** (10.483 5)	0.043 3*** (9.595 3)
<i>DUALITY</i>	-0.000 2 (-0.223 8)	0.001 5 (0.971 0)	-0.000 3 (-0.374 5)	0.001 3 (0.798 5)	-0.000 2 (-0.231 2)	0.001 5 (0.963 0)
<i>Year/INDUS</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>No</i>	14 039	14 039	14 039	14 039	14 039	14 039
<i>Adj_R</i> <sup>2</sup>	0.257 0	0.130 6	0.252 1	0.128 9	0.258 0	0.131 9

2. 倾向得分匹配法。

理论上具有较高市场价值和竞争力的公司可能更乐于实行轻资产运营，因此本文通过倾向得分匹配法 (Propensity Matching Score, PSM) 来缓解两者自选择问题，具体步骤包括：首先，建立 Logit 逻辑回归模型，估计出企业轻资产化程度高于平均值的概率；然后，根据估计出来的概率对公司进行排序，按照概率得分最近原则进行一对一匹配；最后，利用之前的计量模型对匹配样本进行回归。本文建立的 Logit 逻辑回归模型如下所示：

$$LAD\_dum = \alpha_0 + \alpha_1 LAD\_tool + \alpha_2 SIZE + \alpha_3 LEV + \alpha_4 GROW + \alpha_5 LISTY + \alpha_6 ST + \alpha_7 SOE + \varepsilon \quad (6)$$

其中，*LAD\_tool* 为同行业同年度除本公司之外的其他企业轻资产化程度均值，作为轻资产运营的控制变量来控制其与企业价值的内生性。*LAD\_dum* 为轻资产化程度的虚拟变量，若该企业轻资产化程度高于平均值则为 1，否则为 0。其他变量定义如前文所述。

回归结果如表 9 所示，结果表明当控制自选择问题后，轻资产运营仍然显著提升了企业价值和竞争

力,且在制造业和产品市场竞争激烈的情境下这种效应更为明显,这与前文的研究结果基本一致,进一步说明其稳健性。

表9 轻资产运营对企业价值的影响:匹配倾向分位法

变量	Panel A	Panel B		Panel C	
	(1) <i>TOBINQ</i>	(2) <i>Competition<sub>1</sub></i>	(3) <i>Competition<sub>2</sub></i>	(4) <i>TOBINQ</i>	(5) <i>TOBINQ</i>
<i>Constant</i>	15.351 5*** (37.003 7)	-2.688 8*** (-34.452 6)	-0.145 8*** (-11.343 2)	16.175 0*** (39.176 7)	15.181 5*** (36.305 9)
<i>LAD</i>	0.346 5*** (5.044 9)	0.029 7*** (3.889 1)	0.007 1** (2.417 7)	0.178 4** (2.161 4)	0.413 1*** (5.169 3)
<i>MFI</i>				-0.052 9 (-1.399 8)	
<i>LAD×MFI</i>				0.446 7*** (2.714 4)	
<i>IMC</i>					1.357 3*** (3.164 5)
<i>LAD×IMC</i>					-0.671 4 (-1.364 3)
<i>SIZE</i>	-0.562 0*** (-26.807 0)	0.122 1*** (33.464 9)	0.010 7*** (16.984 2)	-0.580 6*** (-27.973 5)	-0.561 0*** (-26.755 9)
<i>LEV</i>	-2.180 9*** (-17.060 9)	-0.116 6*** (-6.490 4)	-0.119 4*** (-27.680 7)	-2.399 7*** (-18.678 6)	-2.164 0*** (-16.826 9)
<i>GROW</i>	0.013 7 (1.322 7)	0.016 3*** (6.789 3)	0.000 9** (2.392 8)	0.000 5 (0.052 6)	0.013 4 (1.295 4)
<i>ST</i>	0.851 9*** (5.237 8)	0.087 2*** (3.149 5)	-0.012 8** (-2.322 5)	0.931 5*** (5.731 6)	0.859 7*** (5.315 1)
<i>SOE</i>	-0.265 7*** (-7.642 2)	-0.046 2*** (-7.409 7)	-0.008 6*** (-6.573 4)	-0.256 7*** (-7.477 7)	-0.266 5*** (-7.669 2)
<i>LISTY</i>	0.007 8** (2.344 9)	0.000 3 (0.577 4)	0.000 7*** (6.742 5)	-0.004 0 (-1.263 3)	0.007 2** (2.188 9)
<i>FIRST</i>	0.640 1*** (6.111 9)	0.123 2*** (6.506 7)	0.040 7*** (10.333 0)	0.490 1*** (4.693 1)	0.633 2*** (6.052 4)
<i>DUALITY</i>	0.125 0*** (3.034 2)	0.008 7 (1.466 7)	0.000 1 (0.038 7)	0.129 7*** (3.106 2)	0.123 7*** (3.010 6)
<i>Year/INDUS</i>	控制	控制	控制	控制	控制
No	8 667	8 667	8 667	8 667	8 667
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.483 5	0.287 9	0.185 7	0.464 2	0.484 5

### 3. 滞后变量法。

轻资产运营在公司的实行存在一定的时滞性,即需要经过一段时间以后才能够对企业价值产生影响。为此,本文将自变量 *LAD* 滞后一期,并命名为

*L.LAD*,以保证研究结论的稳定性,详细的回归结果列示于表10。由回归结果可知,在考虑了轻资产运营的滞后性问题以后,本文研究结论未发生实质性变化。

表 10 轻资产运营对企业价值的影响：滞后变量法

变量	Panel A	Panel B		Panel C	
	(1) <i>TOBINQ</i>	(2) <i>Competition</i> <sub>1</sub>	(3) <i>Competition</i> <sub>2</sub>	(4) <i>TOBINQ</i>	(5) <i>TOBINQ</i>
<i>Constant</i>	13.870 3 *** (41.573 7)	-2.811 1 *** (-40.968 1)	-0.125 2 *** (-11.555 8)	13.998 6 *** (41.729 1)	13.313 4 *** (38.295 3)
<i>L. LAD</i>	0.415 8 *** (6.789 1)	0.021 7 *** (4.298 0)	0.012 7 *** (6.270 6)	0.243 5 *** (4.052 9)	0.479 3 *** (6.441 0)
<i>MFI</i>				0.040 0 (1.312 5)	
<i>L. LAD×MFI</i>				0.520 7 *** (6.402 0)	
<i>IMC</i>					1.604 3 *** (3.891 9)
<i>L. LAD×IMC</i>					-0.621 9 * (-1.844 7)
<i>SIZE</i>	-0.482 7 *** (-28.961 5)	0.129 5 *** (40.435 8)	0.010 5 *** (20.167 1)	-0.493 8 *** (-30.953 9)	-0.482 8 *** (-28.928 3)
<i>LEV</i>	-2.303 4 *** (-21.954 2)	-0.184 6 *** (-12.553 7)	-0.129 9 *** (-37.258 1)	-2.419 7 *** (-25.702 1)	-2.280 3 *** (-21.491 0)
<i>GROW</i>	0.019 1 * (1.654 5)	0.014 0 *** (6.349 0)	0.000 6 (1.494 0)	0.004 6 (0.416 6)	0.018 7 (1.624 4)
<i>ST</i>	0.896 2 *** (4.809 9)	0.046 3 ** (2.102 7)	-0.028 1 *** (-4.858 8)	1.004 8 *** (5.377 2)	0.914 3 *** (4.925 6)
<i>SOE</i>	-0.198 3 *** (-6.809 2)	-0.035 4 *** (-6.673 0)	-0.009 6 *** (-8.450 8)	-0.213 5 *** (-7.290 6)	-0.200 8 *** (-6.887 5)
<i>LISTY</i>	0.001 6 (0.553 0)	-0.001 1 ** (-2.316 2)	0.000 7 *** (7.223 3)	-0.005 3 * (-1.930 4)	0.001 3 (0.442 4)
<i>FIRST</i>	0.514 8 *** (6.092 2)	0.111 6 *** (6.779 5)	0.036 7 *** (10.984 5)	0.427 1 *** (5.067 5)	0.509 2 *** (6.033 9)
<i>DUALITY</i>	0.149 3 *** (4.079 6)	0.010 7 ** (2.074 9)	0.000 2 (0.145 8)	0.145 1 *** (3.953 9)	0.148 5 *** (4.068 1)
<i>Year/INDUS</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>No</i>	10 211	10 211	10 211	10 211	10 211
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.495 3	0.333 7	0.229 8	0.478 4	0.496 5

### 五、轻资产运营提升企业价值的路径分析

依据前文分析轻资产运营提升了企业竞争力，而竞争力具有广泛的内涵，包括研发能力和营销能力等，找出轻资产运营影响竞争力的具体因素，不仅可以拓展研究深度，对提出具体的企业指导建议也颇有益处。据此，本文进一步探讨轻资产运营是否通过影响研发能力和营销能力以作用于企业价值。

#### (一) 轻资产运营对研发能力的影响

产品创新程度是企业应对市场竞争的重要手段 (Zhou, 2006<sup>[41]</sup>)，企业需要不断开发创新程度高的产品以取得优势竞争地位，而产品创新程度是企业创新水平的直接体现 (宋洋, 2017<sup>[42]</sup>)。Tsai (2004)<sup>[43]</sup> 认为研发能力和高素质人力资源是影响企业创新水平的重要因素，对企业竞争力的形成具有不可替代的作用。研发能力是研发资本的成果表现

(丁勇, 2011<sup>[44]</sup>), 融资约束则抑制了企业研发投入(严若森和姜潇, 2019<sup>[45]</sup>)。轻资产运营剥离部分甚至全部生产环节, 降低固定资产比重, 减少了内部融资约束, 从而对研发活动产生了一定的促进效果。据此, 本文在模型(1)的基础上, 构建了模型(7)。

$$RD = \alpha_0 + \alpha_1 LAD + \alpha_2 SIZE + \alpha_3 LEV + \alpha_4 GROW + \alpha_5 LISTY + \alpha_6 ST + \alpha_7 FIRST + \alpha_8 SOE + \alpha_9 DUALITY + Year + Indus + \varepsilon \quad (7)$$

其中,  $RD$  代表公司研发能力, 参考何欢浪和蔡琦晟(2019)<sup>[46]</sup>、杨文君和陆正飞(2018)<sup>[47]</sup>, 本文采用  $RD_1$  (=企业研发费用/期末总资产) 和  $RD_2$  (=企业研发费用/营业收入) 两种方式进行度量, 这样有助于确保论文研究结论的稳健性。

表 11 中 Panel A 列示的是模型(7)的回归分析结果, 其中列(1)和列(2)对应的因变量分别为  $RD_1$  和  $RD_2$ 。具体地, 列(1)中轻资产化程度  $LAD$  在 1% 水平上显著为正(系数 = 0.004 6,  $T$  值 = 13.215 4); 列(2)中轻资产化程度  $LAD$  在 1% 水平上显著为正(系数 = 0.012 0,  $T$  值 = 17.162 2), 这表明轻资产运营显著增强了研发能力。

## (二) 轻资产运营对营销能力的影响

营销能力是指企业将集体知识、技术和资源用于满足市场需求, 通过增加其产品和服务差异化来满足竞争需要的能力, 对企业核心能力的形成具有积极的作用(Day, 1994<sup>[48]</sup>)。制定适合业务需求的发展战略是提升营销能力的必要手段(Day, 1990<sup>[49]</sup>), 营销人员可以根据连贯的业务战略来制定营销策略和计划, 包括市场研究、产品开发、促销和分销计划等, 以使公司能够实现其业务和营销目标, 进而提升营销能力。Vorhies(1998)<sup>[50]</sup>的经验研究发现协调

一致的商业战略与市场营销能力的发展存在积极的关系。轻资产企业将资源投入到营销渠道中去, 一方面用来捕捉市场需求, 适应客户产品需要; 另一方面用于构筑品牌价值, 提升销售推广能力, 有助于形成和加强营销能力。本文在模型(1)的基础上, 构建了模型(8)。

$$MKT = \alpha_0 + \alpha_1 LAD + \alpha_2 SIZE + \alpha_3 LEV + \alpha_4 GROW + \alpha_5 LISTY + \alpha_6 ST + \alpha_7 FIRST + \alpha_8 SOE + \alpha_9 DUALITY + Year + Indus + \varepsilon \quad (8)$$

被解释变量  $MKT$  代表公司营销能力, 本文主要采用随机前沿分析方法进行计算(Battese 和 Coelli, 1988<sup>[51]</sup>; Dutta 等, 1999<sup>[52]</sup>; 顾雷雷, 2018<sup>[53]</sup>)。具体地, 选取管理成本  $XSGA$  (=销售费用+管理费用)、应收账款  $RECT$ 、顾客基础  $ICB$  (=销售额两期滞后项的乘积) 和无形资产  $INTA$ , 使用 Cobb-Douglas 生产函数, 构建销售前沿的估计方程:

$$\ln(Sale) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(XSGA) + \alpha_2 \ln(RECT) + \alpha_3 \ln(ICB) + \alpha_4 \ln(INTA) + v - u \quad (9)$$

其中,  $v$  是模型设定引起的非观测误差项;  $u$  是非负无效率项, 代表了企业的销售额距离销售额前沿的距离, 对其进行指数化即可得到企业的营销能力, 即  $MKT = \exp(-u)$ 。 $MKT$  数值越大, 企业营销能力越强。

表 11 中 Panel B 列示的是模型(8)的回归分析结果, 其中列(3)中  $LAD$  的系数 = 0.119 3 ( $T$  值 = 20.859 2), 在 1% 水平上显著为正, 即轻资产运营与营销能力显著正相关。结果表明轻资产企业制定协调发展的营销战略, 积极将资源投入到客户关系、品牌建设等销售活动中去, 促进了营销能力的形成。

表 11 轻资产运营影响企业价值的路径: 研发能力和营销能力

变量	Panel A				Panel B	
	(1) $RD_1$		(2) $RD_2$		(3) $MKT$	
	系数	$T$ 值	系数	$T$ 值	系数	$T$ 值
Constant	0.013 7***	5.760 4	0.035 5***	8.280 1	0.282 8***	6.911 4
LAD	0.004 6***	13.215 4	0.012 0***	17.162 2	0.119 3***	20.859 2
SIZE	-0.000 4***	-3.844 4	-0.000 6***	-3.139 5	0.006 3***	3.385 4
LEV	-0.002 7***	-3.733 7	-0.018 9***	-13.558 6	-0.012 3	-1.010 7



续前表

变量	Panel A				Panel B	
	(1) $RD_1$		(2) $RD_2$		(3) $MKT$	
	系数	T值	系数	T值	系数	T值
<i>GROW</i>	-0.000 1	-1.463 6	0.000 6***	4.055 9	-0.006 6***	-5.076 9
<i>ST</i>	-0.005 1***	-7.944 8	-0.003 6**	-2.555 5	-0.073 1***	-6.097 6
<i>SOE</i>	0.001 0***	3.693 3	0.000 7	1.376 0	-0.016 3***	-3.576 7
<i>LISTY</i>	-0.000 4***	-17.470 6	-0.001 1***	-24.129 1	-0.000 0	-0.097 4
<i>FIRST</i>	-0.001 3*	-1.673 8	-0.013 4***	-9.166 8	0.001 7	0.132 0
<i>DUALITY</i>	0.000 7**	2.132 8	0.002 9***	4.482	0.009 8**	2.149 6
<i>Year/Indus</i>	控制		控制		控制	
<i>No</i>	14 039		14 039		14 039	
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.365 4		0.431 5		0.228 1	

## 六、研究结论、政策启示与未来展望

### (一) 研究结论

在轻资产运营模式受到中国企业尤其是高新制造业企业日益青睐的背景下，笔者应用2009—2017年间中国资本市场A股上市公司的相关数据检验了轻资产运营对企业价值的影响，并考察了这一影响关系在不同行业性质和不同产品竞争环境下的差异，在此基础上进一步尝试找出可能的影响路径。通过研究，得出以下主要结论：第一，轻资产运营有利于企业价值提升，表现为轻资产化程度同企业价值之间呈现出显著的正相关关系；第二，竞争力在轻资产运营提升企业价值的过程中起到了中介作用，换言之，轻资产运营主要借助竞争力提升以达到企业价值创造之目标；第三，与非制造业相比，轻资产运营对制造业企业价值提升作用更为明显，同时，企业所处行业的产品市场竞争也会促进轻资产运营之于企业价值创造的提升作用；第四，轻资产运营主要通过作用于竞争力中的研发能力和营销能力以增强企业价值。上述发现有助于揭示轻资产运营如何作用于企业价值创造的机理，同时也为深入理解轻资产运营模式提供了增量的经验证据。

### (二) 政策启示

本文研究结论具有一定的政策启示价值，主要表现为以下几个方面。

第一，企业可以结合自身运营状况和商业环境，适度引入轻资产运营模式。随着垂直分工的不断推进，竞争优势正逐渐集中于研发、销售环节，传统的制造活动已难以满足新经济形势下企业价值实现的要求，同时也难以和发达国家企业在国际市场上竞争。轻资产运营着重于技术创新、品牌营销、供应链建设等核心环节投入，缩短价值链中低附加值环节，这能为企业应对日益复杂的经济形势变化提供更好的选择。

第二，制造业企业应将发展重心聚焦于价值链高端环节以获取长期竞争优势。由于对产品竞争力依附程度更大，轻资产运营对制造业企业的价值提升作用更强，因此，制造业企业应当将发展重心转移到产品竞争力上，将不具备技术优势、品牌优势的业务剥离，抑或将占用资金多、容易被模仿和替代的生产环节外包，从而缩短生产链，实现轻资产运营，专业化于研发、营销环节，最终推动产品和技术升级，使企业处在价值链上游位置，不断获取超额回报。

第三，政府应鼓励产品竞争激烈的行业尝试轻资产转型。高竞争性行业中研发、营销等活动能给企业带来更多的回报，进而加强了轻资产运营与企业价值之间的关系。在中国经济形势转轨的情况下，政府可在产品竞争激烈的行业中适当鼓励企业轻资产转型，同时注重为企业创造公平的市场环境，推动知识产权保护，为轻资产公司价值提升提供良好的制度条件。

第四,轻资产企业应制定长期激励机制,推动研发活动和营销活动有序开展。研发活动和营销活动是轻资产企业培养核心竞争力的关键要素,但考虑到这两类活动对企业绩效的促进作用具有时滞性和不确定性,轻资产企业应依据自身特点制定相关激励政策(如长期绩效考核、经理持股等),克服经营者的短视行为,保证研发活动和营销活动有序开展,最终提高企业竞争优势,实现企业价值创造。

### (三) 未来展望

限于数据可得性原因,本文仅从资产流动性、销售能力和存货管理能力三个维度度量轻资产运营,而如何将竞争策略、人力资源、生产方式等非财务指标纳入变量的测量有待进一步完善。另外,除行业性质差异和市场竞争程度外,本文尚未对影响轻资产运营对企业价值促进作用的其他情境因素展开深入挖掘,这也构成了相关研究未来进一步深入探讨的方向。

## 参考文献

- [1] 廖涵平. 轻资产公司财务特征与发行上市制度优化 [J]. 证券市场导报, 2015 (4): 1.
- [2] 唐瓔璋, 刘芬美, 黄宝慧. 轻资产战略与运营绩效关系之研究——以台湾企业为例 [J]. 管理学报, 2007 (1): 75-91.
- [3] 韩鹏. 高新技术企业轻资产运营促进了盈利模式变革吗 [J]. 财经问题研究, 2018 (6): 41-47.
- [4] 王智波, 李长洪. 轻资产运营对企业利润率的影响——基于中国工业企业数据的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2015 (6): 108-121.
- [5] Surdu G. The Internationalization Process and the Asset-Light Approach [J]. Romanian Economic and Business Review, 2011, 6 (1): 184-188.
- [6] 戴天婧, 张茹, 汤谷良. 财务战略驱动企业盈利模式——美国苹果公司轻资产模式案例研究 [J]. 会计研究, 2012 (11): 23-32.
- [7] 徐光伟, 王卫星. 轻资产运营模式的融资困境与机制创新研究——一个科技型企业的案例分析 [J]. 当代财经, 2013 (10): 66-75.
- [8] Liou F M. The Effects of Asset-Light Strategy on Competitive Advantage in the Telephone Communications Industry [J]. Technology Analysis & Strategic Management, 2011, 23 (9): 951-967.
- [9] Wen H C, Huang J H, Cheng Y L. What Japanese Semiconductor Enterprises Can Learn from the Asset-Light Business Model for Sustainable Competitive Advantage [J]. Asian Business & Management, 2012, 11 (5): 615-649.
- [10] Sohn J, Tang C H, Jang S. Does the Asset-Light and Fee-Oriented Strategy Create Value? [J]. International Journal of Hospitality Management, 2013, 32: 270-277.
- [11] 周泽将, 李鼎. 轻资产运营对企业 R&D 投入的影响研究: 以中国上市公司为例 [J]. 管理评论, 2019, 31 (6): 91-101.
- [12] Low W, Das P, Piffaretti C. The Role of Hotels in Mixed Asset Portfolios: Revisiting the Asset-heavy Versus Asset-light Debate [J]. International Journal of the Built Environment and Asset Management, 2015, 1 (4): 273-292.
- [13] Yu X. The Impact of Asset-light Strategy on Companies' Profitability [J]. Journal of Advance in Economics and Finance, 2018, 3 (2): 27-32.
- [14] 谢莉娟, 王诗杼. 国有企业应该转向轻资产运营吗——工业和流通业的比较实证分析 [J]. 财贸经济, 2018 (2): 118-135.
- [15] 张新民, 祝继高. 经营资产结构影响高商誉企业的市场价值吗——基于 A 股上市公司的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2019, 22 (2): 114-127.
- [16] Prahalad C K, Hamel G. The Core Competence of the Corporation [J]. Harvard Business Review, 1990, 68 (3): 79-91.
- [17] Meyer M H, Utterback J M. The Product Family and the Dynamics of Core Capability [J]. Sloan Management Review, 1993, 34 (3): 29-47.
- [18] Romijn H, Albaladejo M. Determinants of Innovation Capability in Small Electronics and Software Firms in Southeast England [J]. Research Policy, 2002, 31 (7): 1053-1067.
- [19] 毛育晖, 毛超, 熊飞. 企业营销、研发和人力资本投入产出效率——以中小板高新技术企业为例 [J]. 中南财经政法大学学报, 2014 (4): 143-150.
- [20] Teece D J, Pisano G, Shuen A. Dynamic Capabilities and Strategic Management [J]. Strategic Management Journal, 1997, 18 (7): 509-533.
- [21] 曾萍, 宋铁波. 政治关系真的抑制了企业创新吗? ——基于组织学习与动态能力视角 [J]. 科学学研究, 2011, 29 (8): 1231-1239.
- [22] Wang C L, Ahmed P K. Dynamic Capabilities: A Review and Research Agenda [J]. International Journal of Management Reviews, 2007, 9 (1): 31-51.
- [23] Kochhar R, Hitt M A. Linking Corporate Strategy to Capital Structure: Diversification Strategy, Type and Source of Financing [J]. Strategic Management Journal, 1998, 19 (6): 601-610.
- [24] Haushalter D, Klasa S, William F M. The Influence of Product Market Dynamics on a Firm's Cash Holdings and Hedging Behavior [J]. Journal of

- Financial Economics, 2007, 84 (3): 797-825.
- [25] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 李春涛. 信贷寻租、融资约束与企业创新 [J]. 经济研究, 2017, 52 (5): 161-174.
- [26] 詹姆斯·迈天. 大转变——企业构建工程的七项原则 [M]. 北京: 清华大学出版社, 1999.
- [27] 汤谷良, 高原. 企业轻资产盈利模式的财务挑战与实践路径 [J]. 财务研究, 2016 (3): 3-8.
- [28] 张敬伟, 王迎军. 双重视角下的竞争优势: 内涵、代表性研究与基本分析单位 [J]. 管理评论, 2012, 24 (2): 163-170.
- [29] Cho D S. A Dynamic Approach to International Competitiveness: The Case of Korea [J]. Journal of Far Eastern Business, 1994 (1): 289-301.
- [30] 唐文秀, 周兵, 徐辉. 产品市场竞争、研发投入与财务绩效——基于产权异质性的比较视角 [J]. 华东经济管理, 2018, 32 (7): 110-119.
- [31] 迈克尔·波特. 竞争优势 [M]. 北京: 华夏出版社, 2002.
- [32] 宋增基, 李春红, 卢溢洪. 董事会治理、产品市场竞争与公司绩效: 理论分析与实证研究 [J]. 管理评论, 2009, 21 (9): 120-128.
- [33] 李连燕, 张东廷. 高新技术企业智力资本价值创造效率的影响因素分析——基于研发投入、行业竞争与内部现金流的角度 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34 (5): 55-71.
- [34] Morck R, Shleifer A, Vishny R. Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis [J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20: 293-315.
- [35] 吴国鼎. 两权分离与企业价值: 支持效应还是掏空效应 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (9): 97-106.
- [36] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22 (5): 731-745.
- [37] 张旭, 宋超, 孙亚玲. 企业社会责任与竞争力的实证分析 [J]. 科研管理, 2010 (3): 149-157.
- [38] 金碚. 中国企业竞争力报告 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2012.
- [39] 金碚, 龚健健. 经济走势、政策调控及其对企业竞争力的影响: 基于中国行业面板数据的实证分析 [J]. 中国工业经济, 2014 (3): 5-17.
- [40] 盛明泉, 郭倩梅, 张春强. 高管团队内部薪酬差距对企业竞争力的影响——基于锦标赛视角下的实证研究 [J]. 云南财经大学学报, 2017, 33 (5): 150-160.
- [41] Zhou K Z. Innovation, Imitation, and New Product Performance: The Case of China [J]. Industrial Marketing Management, 2006, 35 (3): 394-402.
- [42] 宋洋. 创新资源、研发投入与产品创新程度——资源的互斥效应和研发的中介效应 [J]. 中国软科学, 2017 (12): 154-168.
- [43] Tsai K H. The Impact of Technological Capability on Firm Performance in Taiwan's Electronics Industry [J]. Journal of High Technology Management Research, 2004, 15 (2): 183-195.
- [44] 丁勇. 研发能力、规模与高新技术企业绩效 [J]. 南开经济研究, 2011 (4): 137-153.
- [45] 严若森, 姜潇. 关于制度环境、政治关联、融资约束与企业研发投入的多重关系模型与实证研究 [J]. 管理学报, 2019, 16 (1): 72-84.
- [46] 何欢浪, 蔡琦晟. 政治关联促进或抑制了中国企业的创新? [J]. 中央财经大学学报, 2019 (9): 87-96.
- [47] 杨文君, 陆正飞. 知识产权资产、研发投入与市场反应 [J]. 会计与经济研究, 2018, 32 (1): 3-20.
- [48] Day G S. The Capabilities of Market-driven Organizations [J]. Journal of Marketing, 1994, 58 (4): 37-52.
- [49] Day G S. Market Driven Strategy: Processes for Creating Value [M]. New York: Free Press, 1990.
- [50] Vorhies D W. An Investigation of the Factors Leading to the Development of Marketing Capabilities and Organizational Effectiveness [J]. Journal of Strategic Marketing, 1998, 6 (1): 3-23.
- [51] Battese G E, Coelli T J. Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data [J]. Journal of Econometrics, 1988, 38 (3): 387-399.
- [52] Dutta S, Narasimhan O, Rajiv S. Success in High-technology Markets: Is Marketing Capability Critical? [J]. Marketing Science, 1999, 18 (4): 547-568.
- [53] 顾雷雷. 营销能力、东道国政治风险与跨国公司子公司绩效——来自东盟自贸区的证据 [J]. 中国人民大学学报, 2018, 32 (2): 104-115.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

# 企业积累金融化与产业结构：理论与证据

## The Financialization in Companies Accumulating and the Industrial Structure: Theory and Evidence

胡 晓

HU Xiao

**[摘要]** 企业积累金融化具有存量资源再配置和增量资源效应，从而影响产业结构。笔者构建三部门小国开放经济结构模型考察了企业积累金融化对产业结构的影响机制，并利用美国的数据进行了实证检验。研究表明企业积累金融化通过改变要素资源在金融业部门与非金融业部门之间、在不同的要素相对密集程度产业部门之间、在可贸易与不可贸易产业部门之间的配置以及企业积累金融化的资本形成效应和虚拟化效应，影响制造业部门、服务业部门和金融业部门之间的比例结构以及制造业内部劳动密集型行业 and 资本密集型行业之间的比例结构。本研究及结论深化了对金融发展与实体经济关系的认识，能够为美国等发达国家的产业结构空心化问题提供理论解释，对于推动我国产业结构转型、金融体制改革以及应对中美结构性失衡等方面具有重要的政策性启示。

**[关键词]** 三部门结构模型 存量资源再配置 增量资源效应 企业积累金融化 产业结构

**[中图分类号]** F062.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 03-0118-11

**Abstract:** The financialization in companies accumulating has reallocation effects of stock resources and incremental effects of resources, and then have influenced on the industrial structure. This paper constructed a small open country model including three sectors to explore the influence mechanism of the financialization in companies accumulating on the industrial structure, and then made an empirical analysis using American data. The results of the research showed that: by changing the allocation of factor resources between financial sector and non-financial sector, between sectors with different relative factors intensity, between trade and non-trade sector, and the capital formation effects and the fictiouslization effects, the financialization in companies accumulating influenced on not only the proportion relationship among manufacturing sector, service sector and financial sector, but also the internal structure between the labor intensive and the capital intensive in manufacturing industry. The research and its conclusions deepened the understanding of the relationship between financial development and real economy, and can provide a theoretical explanation for the “industrial structure hollowing” problem in the United States and other developed countries, it also has important policy implications for promoting the transformation of China’s industrial structure, reforming financial system and coping with structural imbalance between China and the United States.

**Key words:** Three-sector structure model Reallocation of stock resources Incremental effect of resources The financialization in companies accumulating Industrial structure

**[收稿日期]** 2019-11-16

**[作者简介]** 胡晓，男，1975年10月生，南宁师范大学经济与管理学院教师，南开大学虚拟经济与管理研究中心访问学者，经济学博士，主要研究方向为企业金融与产业经济。

**[基金项目]** 中国博士后科学基金“新常态下金融服务实体经济方式创新及引导政策研究”（项目编号：2016M592426）。

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。

## 一、引言

20世纪80年代以来,美国等工业化国家经历了企业积累金融化过程,主要表现为金融渠道日益成为企业利润来源的重要渠道,金融资产在企业资产中的比重不断上升,而传统的生产和贸易渠道在企业积累中地位逐渐下降(Foster, 2007<sup>[1]</sup>、克里普纳, 2008<sup>[2]</sup>、何自力和马锦生, 2013<sup>[3]</sup>)。在企业积累金融化的同时,这些国家的产业结构也经历了明显的空心化趋势,制造业在经济中的占比不断降低,服务业和金融业的占比不断提高,并且制造业中劳动密集型行业的比重不断下降,因而问题也由此产生:美国等工业化国家的产业结构演变与企业积累金融化有密切联系吗?如果有,它们之间的作用机制是什么?这些都是亟待研究的重要问题。本文通过构建三部门小国开放经济结构模型分析企业积累金融化对产业结构的影响机理和效应,运用美国的数据实证分析企业积累金融化与产业结构演变之间的关系,对上述问题展开理论和实证研究。

## 二、文献综述

产业结构演变是经济领域永恒的话题,经济学界从技术进步、经济发展、市场摩擦以及国际贸易等角度对产业结构演变的机理进行了深入和系统研究(Baumol, 1967<sup>[4]</sup>; Kongsamut等, 2001<sup>[5]</sup>; Matsuyama, 2009<sup>[6]</sup>; 李尚骞等, 2012<sup>[7]</sup>; Boppart, 2014<sup>[8]</sup>; 郭凯明等, 2017<sup>[9]</sup>; Uy等, 2013<sup>[10]</sup>; Swiecki, 2017<sup>[11]</sup>)。总结起来,这些研究实际上是从实体经济的供给和需求层面分别揭示了产业结构演变的机理。从供给层面来看,由于各产业部门生产技术的差异,供给方面的冲击,如技术进步、要素价格的变化等会导致产业部门相对价格的变化,从而导致产业结构的演变;从需求层面来看,由于各产业部门需求弹性的不同,需求方面的变化,如收入增加会导致各产业部门需求增加幅度的差异,从而导致产业结构演变。

随着现代金融体系的建立和发展,金融与产业结构的关系得到了学界的广泛关注,从已有文献来看,该领域的理论研究基本上是在经济增长框架下进行。Goldsmith (1969)<sup>[12]</sup>、Gurley和Shaw (1960)<sup>[13]</sup>、McKinnon (1973)<sup>[14]</sup>、Shaw (1973)<sup>[15]</sup>、Merton (1995)<sup>[16]</sup>、Levine (1997)<sup>[17]</sup>等都认为金融发展具有提高资源配置效率,促进技术进步与创新等重要功

能,从而推动产业结构转型升级和经济增长。20世纪90年代以来,Greenwood和Jovanovic (1990)<sup>[18]</sup>、King和Levine (1993)<sup>[19]</sup>、Kiyotaki和Moore (1997)<sup>[20]</sup>、Bernanke等 (1999)<sup>[21]</sup>、Acemoglu和Guerrieri (2006)<sup>[22]</sup>、Ngai和Pissarides (2007)<sup>[23]</sup>、易信和刘凤良 (2015)<sup>[24]</sup>等把金融纳入到内生增长理论框架,建立了大量逻辑严密、结构严谨和论证规范的理论模型,研究内生的金融体系及其如何推动产业结构转型和经济可持续增长。实证方面,学者们的相关经验研究大多表明金融发展对产业结构具有影响(Wurgler, 2000<sup>[25]</sup>; DaRin和Hellmann, 2002<sup>[26]</sup>; Binh等, 2005<sup>[27]</sup>; Michalopoulos等, 2009<sup>[28]</sup>; Amore等, 2013<sup>[29]</sup>; 杨琳和李建伟, 2002<sup>[30]</sup>; 钱水土和周永涛, 2010<sup>[31]</sup>; 林春, 2016<sup>[32]</sup>; 曾繁清和叶德珠, 2017<sup>[33]</sup>; 齐兰和徐云松, 2017<sup>[34]</sup>; 褚敏和踪家峰, 2018<sup>[35]</sup>)。

近年来企业积累金融化问题日渐引起重视,有较多的文献围绕企业积累金融化的动机(Orhangazi, 2008<sup>[36]</sup>; Denis和Sibilkov, 2010<sup>[37]</sup>; 栾天虹和袁亚冬, 2019<sup>[38]</sup>)、影响(Demir, 2009<sup>[39]</sup>; 张成思和张步县, 2016<sup>[40]</sup>; 盛明泉等, 2018<sup>[41]</sup>)等方面进行了相关研究,但企业积累金融化与产业结构的关系方面的研究还十分少见,本文研究企业积累金融化对产业结构的影响,将拓展企业积累金融化领域的研究,同时从以下两个方面对现有研究进行了深化。首先,把金融对产业结构影响的研究从金融发展宏观角度转向了企业金融行为微观角度。事实上,企业积累可以通过实体经济或金融渠道来实现,而金融在企业两种积累渠道中的作用存在较大的差异,因而企业不同的积累方式意味着企业金融行为的改变,将影响金融发展方式,进而给产业结构带来的影响可能存在较大的差异,因而笼统地分析金融发展对产业结构的影响可能会带来模糊混乱的结果。其次,针对现有关于产业结构演变的研究很少有能够在统一的框架下同时分析产业部门之间比例结构和制造业内部结构变化的不足,本研究对此建立了一致性的分析框架。

## 三、理论模型

产业结构演变源于各产业部门增长率的差异,本文参照主要文献的做法,把农业部门、采矿、公用、建筑部门省略,建立包含制造业部门(M)、服务业部门(S)和金融业部门(F)的三部门小国开放经

济结构模型研究企业积累金融化对各产业部门增长率和制造业内部各行业增长率的影响机理,系统分析企业积累金融化对产业结构的影响。其中,服务业部门(S)指第三产业中除金融业、保险业和房地产业之外的所有部门;金融业部门是指广义金融业部门,包括第三产业中的金融业、保险业和房地产业部门。假设服务业部门是不可贸易部门,其价格由国内市场供求内生决定;制造业部门和金融业部门是可贸易部门,它们的价格由世界市场外生决定。进一步假设不存在技术进步,使用劳动和资本两种生产要素,并且两种要素可在不同产业部门之间自由流动,因此三个产业部门使用的要素价格相等,分别用 $r$ 和 $w$ 表示资本和劳动要素的价格,进一步用 $O_S$ 、 $O_M$ 和 $O_F$ 分别表示服务业部门、制造业部门和金融业部门的实际产出。

### (一) 企业积累金融化影响产业结构的机理

产业结构演变本质上是资源配置的结果,本部分探讨开放经济下企业积累金融化对资源配置的影响,揭示企业积累金融化影响产业结构的机理。

1. 企业积累金融化改变要素资源在金融业部门与非金融业部门之间的配置。

企业积累金融化意味着资金流入金融系统,通过金融资产的持有和交易活动获取利润,将改变要素资源在金融业部门与非金融业部门之间的配置。首先,企业积累金融化将导致企业资产负债表扩张,驱动金融业部门发展。企业积累金融化推动企业金融资产规模不断扩大和债务规模不断扩张,从而在供需两端促进金融服务业的发展,扩大金融业部门的规模。其次,企业积累金融化促进金融资产的交易规模不断扩大,与此相关的金融服务需求和供给也不断增加,从而会促进金融业部门的发展。因此,企业积累金融化将直接导致要素资源从非金融业部门流入金融业部门,从而改变要素资源在金融业部门和非金融业部门之间的配置。

2. 企业积累金融化改变要素资源在不同的要素相对密集程度产业部门之间的配置。

制造业和服务业部门作为传统实体经济部门,其价格由投入要素的成本决定,因而有如下的服务业部门和制造业部门的价格-成本方程:

$$\dot{P}_S = \mu_{LS}\dot{w} + \mu_{KS}\dot{r} \quad (1)$$

$$\dot{P}_M = \mu_{LM}\dot{w} + \mu_{KM}\dot{r} \quad (2)$$

其中, $\mu_{ij}$ 表示 $j$ 部门产出中要素 $i$ 的份额,反映各产业部门要素密集程度; $P_i$ 表示 $i$ 部门的价格, $i=M, S, F$ (下同);变量上面的点表示变化率(如 $\dot{w} = d\ln w$ )。

金融业部门相对传统服务业部门具有网络外部性特点,企业积累金融化将扩大金融资产及其交易的规模,降低资产市场的不确定性,增强资产的流动性以及能够为市场提供更为有效的交易价格,因此企业积累金融化将降低金融业部门的服务价格,则金融业部门的价格-成本方程如下:

$$\dot{P}_F = \mu_{LF}\dot{w} + \mu_{KF}\dot{r} - \pi \quad (3)$$

其中, $\pi$ 为企业积累金融化程度。

对于小国开放型经济来说,作为可贸易的制造业部门与金融业部门,其价格由世界市场外生决定,企业积累金融化不影响这两个部门的价格,因此有 $\dot{P}_M = 0, \dot{P}_F = 0$ 。根据式(2)和式(3),可得到:

$$\dot{w} = \frac{\mu_{KM}}{\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM}} \times \pi \quad (4)$$

$$\dot{r} = -\frac{\mu_{LM}}{\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM}} \times \pi \quad (5)$$

其中,当且仅当金融业部门劳动相对密集型程度高于制造业部门时,有 $\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM} > 0$ 。

式(4)和式(5)说明企业积累金融化对资本和劳动要素的价格影响方向相反,将会改变要素的相对价格,由于各产业部门的要素相对密集程度不同,因而企业积累金融化将改变要素资源在各产业部门之间的配置。

3. 企业积累金融化改变要素资源在可贸易与不可贸易产业部门之间的配置。

首先,把式(4)和式(5)代入式(1),得到:

$$\dot{P}_S = \frac{\mu_{LS}\mu_{KM} - \mu_{KS}\mu_{LM}}{\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM}} \times \pi \quad (6)$$

其中,当且仅当服务业部门和金融业部门的劳动相对密集型程度同时高于或低于制造业部门时,有

$\frac{\mu_{LS}\mu_{KM} - \mu_{KS}\mu_{LM}}{\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM}} > 0$ ,此时意味着企业积累金融化将导致服务业部门价格上涨,即 $\dot{P}_S > 0$ 。由于作为可贸易的金融业部门和制造业部门的价格不变,即 $\dot{P}_M = 0, \dot{P}_F = 0$ ,因此积累金融化将改变可贸易部门与不可贸易

易产业部门之间的相对价格,从而导致要素资源在可贸易部门与不可贸易产业部门之间的重新配置。其次,企业积累金融化推动金融资产规模不断膨胀以及提高资产的流动性,将促进收入和融资能力提高,进而提高支出水平及需求。对于可贸易部门来说,其需求由世界市场决定,因而企业积累金融化对可贸易部门的需求影响相对较小,而对不可贸易部门来说,其需求主要由国内需求决定,因此企业积累金融化对服务业部门的需求有促进作用,但对制造业部门和金融业部门的需求影响较小,这也会导致要素资源在可贸易与不可贸易产业部门之间的重新配置。

#### 4. 企业积累金融化的资本形成效应和虚拟化效应。

前面主要分析了企业积累金融化改变存量要素资源在各产业部门之间的配置。事实上,企业积累金融化还会影响要素资源的总体规模,即增量资源效应,主要体现为资本形成效应(正效应)和虚拟化效应(负效应),并通过改变资本的供求状态,导致整个要素市场供求的调整。一方面,企业积累金融化将促进企业资产规模和资产流动性提高以及拓展企业的利润渠道,提高企业的融资能力和融资效率,促进资本形成,此为企业积累金融化的资本形成效应;另一方面,由于企业积累金融化将导致资金流入金融系统寻求增值,将会抑制和挤出实体经济的投资,这是积累金融化的虚拟化效应。当资本形成效应大于虚拟化效应,将促进资本的形成;当资本形成效应小于虚拟化效应,则挤出投资。用  $K$  表示资本总量,则有  $\dot{K} = K(\pi)$ , 即积累金融化影响资本存量。根据上述分析,当  $dK/d\pi > 0$ , 表示当影响投资的其他因素不变时,企业积累金融化能够促进投资,有  $\dot{K}(\pi) > 0$ , 即企业积累化具有净资本形成效应;当  $dK/d\pi < 0$ , 表示当影响投资的其他因素不变时,企业积累金融化会抑制和挤出投资,有  $\dot{K}(\pi) < 0$ , 即企业积累金融化具有净虚拟化效应。

#### (二) 企业积累金融化对产业结构的影响效应

上述分析揭示了企业积累金融化对资源配置的影响机理,本部分遵循产业结构演变源于各产业部门增长率差异的研究思路,进一步分析企业积累金融化对产业结构的影响效应。

##### 1. 企业积累金融化对产业部门之间比例结构的影响效应。

由于假设服务业部门为不可贸易部门,因而其国

内供求相等,要分析服务业部门的产出,可以先分析服务业部门的需求。服务业部门的需求一方面取决于价格,另一方面也取决于支出水平。因而服务业部门的需求可以表示为以下形式:

$$\dot{D}_s = -\varepsilon_s \dot{P}_s + \eta_s \dot{W} \quad (7)$$

其中:  $D_s$  表示服务业部门的需求;  $W$  为支出水平;  $\varepsilon_s$  和  $\eta_s$  分别表示需求的价格和支出弹性,且有  $\eta_s > 0$ ,  $\varepsilon_s > 0$ 。

假设其他影响支出水平的因素不变,根据前面的分析则有:

$$\dot{W} = \pi \quad (8)$$

把式(8)代入式(7),则对服务业部门的需求可以表示为:

$$\dot{D}_s = -\varepsilon_s \dot{P}_s + \eta_s \pi \quad (9)$$

进一步把(6)式代入(9)式,并且根据服务业部门供求相等得到服务业部门的产出:

$$\dot{O}_s = \left( \eta_s + \varepsilon_s \times \frac{\mu_{LS}\mu_{KM} - \mu_{KS}\mu_{LM}}{\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM}} \right) \times \pi \quad (10)$$

式(10)括号中第一项主要反映企业积累金融化改变要素资源在可贸易与不可贸易产业部门之间配置的效应,由于  $\eta_s > 0$ , 说明企业积累金融化将会导致要素资源从制造业部门和金融业部门流向服务业部门,从而促进服务业部门快速发展;括号中第二项主要体现企业积累金融化改变要素资源在金融业部门与非金融业部门之间配置、企业积累金融化改变要素资源在不同的相对要素密集程度产业部门之间配置以及企业积累金融化的资本形成效应和虚拟化效应的综合影响,当且仅当服务业部门和金融业部门的劳动相对密集型程度同时高于或低于制造业部门时,  $\varepsilon_s \times \frac{\mu_{LS}\mu_{KM} - \mu_{KS}\mu_{LM}}{\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM}} > 0$ , 在此种情形下企业积累金融化对服务业部门产出增长率有促进作用。

下面进一步分析企业积累金融化对制造业部门和金融业部门产出增长率的影响,假设要素市场和产品市场能够出清,劳动供给固定,但与劳动总量固定不同,根据前面的分析,企业积累金融化有资本形成效应和虚拟化效应,因而资本总量与企业积累金融化有关,则有如下的劳动和资本约束方程:

$$\varphi_{LS}O_S + \varphi_{LM}O_M + \varphi_{LF}O_F = L \quad (11)$$

$$\varphi_{KS}O_S + \varphi_{KM}O_M + \varphi_{KF}O_F = K(\pi) \quad (12)$$

其中,  $L$  表示劳动总量,  $\varphi_{Li}$  表示  $i$  部门单位产出所使用的劳动要素量,  $\varphi_{Ki}$  表示  $i$  部门单位产出所使用的资本要素量。

分别对式 (11) 和式 (12) 全微分, 经推算整理可得到:

$$\rho_{KS} \times \dot{O}_S + \rho_{KM} \times \dot{O}_M + \rho_{KF} \times \dot{O}_F = \dot{K}(\pi) - E_K(\dot{w} - \dot{r}) \quad (13)$$

$$\rho_{LS} \times \dot{O}_S + \rho_{LM} \times \dot{O}_M + \rho_{LF} \times \dot{O}_F = E_L(\dot{w} - \dot{r}) \quad (14)$$

其中, 参数  $\rho_{ij}$  表示要素  $i$  在  $j$  部门中使用的比例, 各部门参数值  $\rho_{ij}$  的大小取决于该部门的要素相对密集程度。

$E_L = -\frac{\Delta L/L}{\Delta\left(\frac{w}{r}\right)/\frac{w}{r}}$ , 表示劳动需求的工资-资金

成本比率弹性;  $E_K = \frac{\Delta K/K}{\Delta\left(\frac{w}{r}\right)/\frac{w}{r}}$ , 表示资本需求的工

资-资金成本比率弹性。

从式 (13) 和式 (14) 中消去  $\dot{O}_F$ , 并结合式 (4) 和式 (5), 得到:

$$\dot{O}_M = \alpha \times \dot{O}_S - \beta \times \pi + \gamma \times \dot{K}(\pi) \quad (15)$$

其中:

$$\alpha = \frac{\rho_{KF}\rho_{LS} - \rho_{LF}\rho_{KS}}{\rho_{KF}\rho_{LM} - \rho_{LF}\rho_{KM}}, \beta = \frac{(E_L\rho_{KF} + E_K\rho_{LF})}{(\rho_{LF}\rho_{KM} - \rho_{KF}\rho_{LM})(\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM})},$$

$$\gamma = \frac{\rho_{LF}}{\rho_{LF}\rho_{KM} - \rho_{KF}\rho_{LM}}.$$

式 (15) 说明了企业积累金融化对制造业部门产出增长率的影响机制及效应。式 (15) 第一项是企业积累金融化通过影响服务业部门产出进而影响制造业部门产出增长率, 它反映企业积累金融化改变要素资源在可贸易部门和不可贸易部门之间配置的影响效应。关于  $\alpha$  的符号方向, 当且仅当制造业部门和服务业部门的劳动相对密集型程度同时高于或低于金融业部门时, 则  $\rho_{KF}\rho_{LS} - \rho_{LF}\rho_{KS}$  和  $\rho_{KF}\rho_{LM} - \rho_{LF}\rho_{KM}$  的符号相同, 即有  $\alpha > 0$ , 而在三个产业部门之间的其他相对要素密集程度下, 都有  $\alpha < 0$ 。式 (15) 中第二项中  $\beta$  的分子总大于 0, 而  $\beta$  的分母中  $\rho_{LF}\rho_{KM} - \rho_{KF}\rho_{LM}$  和  $\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM}$  不管金融业和制造业部门的相对要素密集程度如何, 都具有相同的符号, 因此总有  $\beta > 0$ 。这说明企业积累金融化对制造业部门产出增长率有直

接的负向影响, 它体现企业积累金融化改变要素资源在金融业部门与非金融业部门之间配置以及企业积累金融化改变要素资源在不同的要素相对密集程度产业部门之间配置的综合影响效应。式 (15) 第三项是企业积累金融化的净资本形成效应或净虚拟化效应对制造业部门产出增长率的影响, 它的符号一方面取决于  $\gamma$  的符号, 当且仅当金融业部门的劳动相对密集型程度高于制造业部门时, 有  $\gamma > 0$ , 另一方面取决于企业积累金融化是净资本形成效应还是净虚拟化效应。

把式 (10) 和式 (15) 代入式 (14), 得到:

$$\dot{O}_F = \xi \times \pi - \frac{\rho_{LS} + \alpha\rho_{LM}}{\rho_{LF}} \times \dot{O}_S - \frac{\gamma\rho_{LM}}{\rho_{LF}} \times \dot{K}(\pi) \quad (16)$$

其中,  $\xi = \frac{(E_L\rho_{KM} + E_K\rho_{LM})}{(\rho_{LF}\rho_{KM} - \rho_{KF}\rho_{LM})(\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM})}$ 。

式 (16) 表示企业积累金融化对金融业部门产出增长率的影响机制及效应。式 (16) 第一项主要体现企业积累金融化改变要素资源在金融业部门和非金融业部门之间配置的影响效应, 根据前面的分析有  $\xi > 0$ , 说明企业积累金融化将直接导致要素资源流向金融业部门, 促进金融业部门产出增长率提升; 式 (16) 第二项是企业积累金融化影响服务业部门产出进而对金融业部门产出增长率的影响, 它是企业积累金融化改变要素资源在不同的相对要素密集程度产业部门之间以及可贸易与不可贸易产业部门之间配置的结果; 式 (16) 第三项是企业积累金融化的净资本形成效应或净虚拟化效应对金融业部门产出增长率的影响, 它的符号一方面取决于企业积累金融化的净投资效应或净虚拟化效应, 另一方面取决于  $\gamma$  的符号, 当且仅当金融业部门的劳动相对密集型程度高于制造业部门时, 有  $\gamma > 0$ 。

综合式 (10)、(15)、(16), 可以得到结论 1: 在开放经济下, 企业积累金融化具有存量资源再配置效应和增量资源效应, 对各产业部门产出增长率的影响程度和方向存在差异, 从而导致产业部门之间比例关系的调整。

2. 企业积累金融化对制造业内部结构的影响效应。

假设制造业部门由资本密集型和劳动密集型两个子行业构成, 进一步假设资本密集型制造业仅使用资本一种生产要素, 劳动密集型制造业仅使用劳动一种



生产要素，其生产函数分别为  $Y_1=k$  和  $Y_2=l$ 。

由  $E_K, E_L$  的定义可知： $\frac{E_K}{E_L} = -\frac{dk}{dl} \times \frac{l}{k}$ ，结合厂商

均衡的条件： $\frac{dk}{dl} = -\frac{w}{r}$ ，进一步得到： $\frac{l}{k} = \frac{E_K}{E_L} \times \frac{r}{w}$ ，因此有：

$$\frac{Y_2}{Y_1} = \frac{E_K}{E_L} \times \frac{r}{w} \tag{17}$$

假设  $E_K, E_L$  不变，则上式可变为：

$$\left(\frac{\dot{Y}_2}{Y_1}\right) = \left(\frac{\dot{r}}{w}\right) = \dot{r} - \dot{w} \tag{18}$$

把式 (4) 和式 (5) 代入式 (18) 有：

$$\left(\frac{\dot{Y}_2}{Y_1}\right) = -\frac{\pi}{\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM}} \tag{19}$$

由于  $-\frac{1}{\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM}}$  的符号取决于金融业部门和制造业部门的相对要素密集程度，当且仅当金融业部门劳动密集程度高于制造业部门时， $\mu_{LF}\mu_{KM} - \mu_{KF}\mu_{LM} > 0$ ，因而根据式 (19) 可知，在该种要素相对密集程度下，企业积累金融化程度的提高，将会导致劳动密集型的制造业比重的下降，而资本密集型的制造业比重将上升。

综合起来，可以得到结论 2：在开放经济下，企业积累金融化改变了要素的相对价格，将影响可贸易的制造业部门内部劳动密集型与资本密集型行业之间结构关系。

#### 四、实证分析

为检验理论模型的分析结论，本文利用美国的数据实证分析企业积累金融化对产业部门之间比例结构和制造业内部结构的影响。

##### (一) 模型构建和数据选取

本文理论模型得到两大结论，将构造两个回归模型分别检验上述结论。

##### 1. 企业积累金融化对产业部门之间比例结构影响。

根据结论 1，本文构建的回归模型如下：

$$Stru_t = C + \beta \times AF_t + \sum \alpha_i \times X_{it} + \mu_t$$

其中： $Stru$  表示产业部门之间比例结构； $AF$  表示企业积累金融化程度作为模型的解释变量； $X_i$  为控制

变量，下标  $t$  表示年份。当  $\beta$  在统计上显著时，说明结论 1 成立，即企业积累金融化对产业部门之间比例结构有显著影响。

被解释变量的设定方面，以制造业部门的 GDP 与服务业部门的 GDP 之比来测度产业部门之间比例结构 ( $Stru$ )，数据来源于美国经济分析局 (BEA)。

在解释变量的设定方面，由于制造业部门金融收益占总利润的比重方面的数据有限，不能满足回归分析对样本容量的基本要求，本文选取非金融业公司部门金融资产占总资产的比重 ( $NFA\_TA$ ) 作为企业积累金融化程度的代理变量。控制变量方面，为了增强实证分析的精确性和稳健性，需要控制影响产业部门之间比例结构的其他因素，基于理论模型和已有产业结构转型方面的文献，本文选取人均 GDP ( $AGDP$ ) 和对外直接投资 ( $ODI$ ) 两个变量作为控制变量。人均 GDP 衡量一个国家所处的发展阶段。由于不同产业部门产品需求收入弹性以及产业部门相对成本会随着经济发展而改变，因而一个国家的产业结构会随着经济发展而变化；对外直接投资在一定程度上反映了对国际分工的参与程度，在开放经济条件下，一个国家会根据比较优势参与国际竞争和分工，这会对一个国家的产业结构产生重要的影响。尽管已有研究表明市场摩擦也是产业结构演变的重要因素，但考虑到市场机制的逐步健全，因而没有把市场摩擦因素作为控制变量引入模型。

##### 2. 企业积累金融化对制造业内部结构影响。

经验研究的目的是检验企业积累金融化对制造业内部结构的影响，根据结论 2，企业积累金融化会改变资本密集型制造业与劳动密集型制造业之间的比例，这等价于资本密集型制造业和劳动密集型制造业产出对企业积累金融化的弹性不同。基于上述逻辑，本文建立企业积累金融化对制造业部门不同行业的产出影响的对数模型，若某行业产出对企业积累金融化越敏感，则回归系数越大，会使该行业的相对比例变化更大，参考 Rajan 和 Zingales (1998)<sup>[42]</sup> 的做法，本部分构建面板模型如下：

$$MCL_{it} = C + \beta AF_{it} \times \psi_{it} + z_t + \alpha_i + \mu_{it}$$

其中： $i$  表示制造业内部各行业， $\alpha_i$  为行业固定效应， $z_t$  为时间固定效应。 $MCL_{it}$  表示制造业内部各行业的产出， $AF_{it} \times \psi_{it}$  表示企业积累金融化与该行业资本密集性程度的交叉项。 $\beta \psi_{it}$  表示企业积累金融化对

产出的影响,由于 $\psi_u$ 为正,若估计系数 $\beta$ 为正,说明企业积累金融化对该行业发展有正向影响,并且随着行业资本密集性程度 $\psi_i$ 的增大,企业积累金融化对该行业的产出的影响也会变大,从而该行业的比重会上升,因此只要 $\beta$ 为正,结论2成立。

在被解释变量方面,考虑数据可得性和数据质量,本文根据美国74部门的投入产出表(使用表)中19个制造业行业的增加值数据作为行业产出的衡量指标,并对其取对数,数据时间范围为1997—2013年。

在解释变量方面,本文选取制造业部门金融收益占总利润的比重( $FPMP$ )来衡量企业积累金融化程度,数据来源于美国税务局( $IRS$ )。在行业的要素密集程度方面的选取上,本文选取资本补偿占总增加值的比重( $CAP1$ )来衡量各行业的资本密集性程度,以此作为 $\psi_i$ 的代理变量,数据来源于美国1997—2013年74部门的投入产出表(使用表)并经加工整理。

## (二) 回归结果及其分析

1. 企业积累金融化对各产业部门之间比例结构的回归结果。

首先,以非金融业公司部门金融资产占总资产的比重( $NFA\_TA$ )作为企业积累金融化程度的代理变量的估计结果见表1中的列(1)和列(2)。结果显示

示不管是建立线性模型还是非线性模型,企业积累金融化对产业部门之间比例结构都有显著性的影响,同时由于企业积累金融化采用的是比例指标度量(指标值小于1),因此两个模型都显示企业积累金融化对制造业与服务业部门产出之比有负向影响,表明企业积累金融化会导致制造业部门比重相对下降和服务业部门比重相对上升。该结果的理论逻辑是,服务业作为可贸易程度相对较低和劳动要素密集程度相对较高的产业部门,一方面,企业积累金融化将会促进对服务业部门需求增加,从而导致服务业部门产出增加;另一方面,积累金融化将会提高服务业部门与可贸易的制造业部门的相对价格,从而导致要素流向服务业部门及相应的产出的增加。对制造业部门来说,企业积累金融化将通过两个渠道影响制造业部门产出:一是“直接渠道”,企业积累金融化导致的服务业部门产出增加将导致制造业部门的要素向服务业部门转移以及企业积累金融化的净虚拟化效应将导致一部分要素流出制造业部门,并且随着企业积累金融化程度的不断提高,将会进一步强化对制造业部门的投资活动的挤出。二是“间接渠道”,即企业积累金融化改变了制造业内部结构,资本密集型行业的比重得以上升,将进一步强化“直接渠道”。综合上述逻辑,企业积累金融化最终导致了制造业相对于服务业部门比重的下降。

表1 企业积累金融化对产业部门之间比例结构影响(被解释变量:制造业部门GDP/服务业部门GDP)

	(1)	(2)	(3)	(4)
$C$	0.847 998 *** (0.021 820)	1.122 590 *** (0.129 181)	1.954 317 *** (0.104 996)	1.809 076 *** (0.267 550)
$NFA\_TA$	-1.1973 37 *** (0.052 180)	-2.663 955 *** (0.682 747)	-0.315 037 *** (0.087 337)	-0.339 724 *** (0.092 173)
$NFA\_TA^2$		1.873 925 ** (0.870 031)		
$LNAVDP$			-0.143 068 *** (0.013 503)	-0.127 653 ** (0.047 258)
$LNODI$				-0.000 432 (0.015 275)
样本数	40	40	40	35
调整后的 $R^2$ 值	0.936 955	0.956 409	0.982 412	0.974 565

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号里为标准误。下同。

其次，为增强实证分析的可靠性和精确性，在表1的列(3)和列(4)中，依次加入控制变量对数人均GDP(LNAVGDPI)和对数对外直接投资(LNODI)。加入各控制变量后，企业积累金融化对产业部门之间的比例结构的影响方向并没有改变，且仍在1%的水平上显著，这表明企业积累金融化对产业部门之间比例结构的影响是稳健的。对于控制变量，LNAVGDPI(对数人均GDP)的系数在统计上显著(10%显著性水平)，说明经济发展阶段对制造业部门比重有影响，与已有相关研究的分析结论相一致；LNODI(对数直接对外投资)符号为负但在统计上不显著(10%显著性水平)，说明对外直接投资不是影响产业结构的因素，可能原因是选取的样本——美国作为一个大国，产业结构的根本性改变主要来源于内部市场的内生性推动，通过外部市场可能并不能从根本上改变产业结构。

2. 企业积累金融化对制造业内部结构的回归结果。

首先，利用Rajan和Zinglas(1998)<sup>[42]</sup>采取交互项的回归方法，使用最小二乘法并控制行业固定效应和时间固定效应，检验企业积累金融化对制造业内部不同行业的作用效果，回归结果见表2中的列(1)。结果显示企业积累金融化与制造业部门各行业的资本密集性程度的交互项对各行业增加值的影响，其系数为正且在1%的显著性水平上显著，与理论模型推导所得结论2相符，表明企业积累金融化确实对资本密集型制造行业增加值的促进作用更大。此结果的内在理论逻辑是，在开放经济下，当企业积累金融化程度提高了劳动要素使用的相对价格，使得劳动密集型行业的国际竞争力下降，发展受到限制；而资本密集型行业的国际竞争力提高，发展加快，从而导致制造业部门的资本偏向型增长，即资本密集型制造行业的比重上升而劳动密集型制造行业比重的下降。

表2 企业积累金融化对制造业部门各行业增长的影响 (被解释变量：对数制造业部门各行业增加值)

	(1)	(2)	(3)
<i>FPMP</i> × <i>CAP</i>	0.020 204 *** (0.004 442)	0.050 349 *** (0.006 009)	0.004 499 (0.002 892)
<i>C</i>	10.845 29 *** (0.055 373)	10.476 73 *** (0.083 724)	11.037 31 *** (0.156 853)
样本数	323	323	323
调整后的 <i>R</i> <sup>2</sup> 值	0.940 297	0.176 911	0.004 390
模型形式	双固定效应模型	混合模型	随机效应模型

其次，在表2的列(2)和列(3)，依次建立混合模型和随机效应模型估计。结果显示企业积累金融化与制造业部门各行业的资本密集性程度交互项的符号与预期相同，只是在随机效应模型中没能在10%显著性水平通过显著性检验，说明企业积累金融化影响制造业内部结构。

(三) 进一步稳健性检验

为进一步检验本文核心结论的稳健性，本文对表1和表2中的结论通过替换被解释变量、核心解释变量或估计方法来进行稳健性检验。

1. 企业积累金融化对产业部门之间比例结构影响的稳健性检验。

表3列示了考虑全部控制变量时，企业积累金融化对产业部门之间比例结构影响的稳健性检验。列(1)中用制造业GDP的比重替代制造业与服务业

GDP之比，以此作为产业部门之间比例结构的代理变量。列(2)中用金融资产与非金融资产之比(RFNF)替代金融资产占总资产的比重，作为企业积累金融化的代理变量。列(3)参考其他文献的做法，用解释变量的滞后变量作为工具变量进行2SLS回归，解决内生性可能造成的估计偏误。

2. 企业积累金融化对制造业内部结构影响的稳健性检验。

使用最小二乘法并控制行业固定效应和时间固定效应进行检验。表4列示了企业积累金融化对制造业内部结构影响的稳健性检验结果。列(1)中用制造业各行业产出替代增加值作为被解释变量。列(2)中用金融公司部门利润占公司部门总利润的比重(FFTP)替代金融收益占制造业公司部门总利润的比重，作为企业积累金融化的代理变量。因为企业积

累金融化一方面会导致更多的资金通过金融渠道实现积累,导致金融交易增加,提高金融业部门的利润;另一方面,企业积累金融化会导致金融资本的控制地位不断提升,从而提高金融业部门的利润。其中,利

润是指息税前利润,数据来源于美国经济分析局(BEA)。列(3)中用各行业的资本补偿与劳动补偿之比( $CAV\_LAV$ )替代资本补偿占增加值的比重,衡量行业的资本密集性程度。

表 3 企业积累金融化对产业部门之间比例结构影响稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
$C$	47.783 01*** (11.128 23)	1.960 100*** (0.240 538)	1.730 460*** (0.302 135)
$NFA\_TA$	-7.341 151** (3.833 751)		-0.380 609*** (0.117 285)
$RFNF$		-0.106 159*** (0.028 392)	
$LNAVDP$	-0.958 320 (1.965 593)	-0.143 068*** (-0.164 506)	-0.115 264** (0.052 207)
$LNODI$	-1.443 038** (0.635 345)	0.011 659*** (0.014 406)	-0.002 774 (0.015 871)
样本数	35	35	35
调整后的 $R^2$ 值	0.955 486	0.972 630	0.972 212

表 4 企业积累金融化对制造业部门各行业增长影响稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
$FPMP \times CAPI$	0.007 378* (0.005 178)		
$FPTP \times CAPI$		0.036 612*** (0.008 126)	
$FPMP \times CAV\_LAV$			0.004 041*** (0.000 556)
$C$	12.011 39*** (0.064 545)	10.840 61*** (0.056 905)	10.972 60*** (0.019 434)
样本数	323	323	323
调整后的 $R^2$ 值	0.922 501	0.940 221	0.945 928

表(3)、表(4)稳健性检验结果显示,无论使用何种变量和回归方法,核心解释变量的影响依旧显著,并且影响方向没有发生改变,表明本文的结论1和结论2不随变量和估计方法的变化而发生根本性的改变,说明企业积累金融化对产业结构的影响是稳健的。

## 五、研究结论与展望

### (一) 研究结论

本文对企业积累金融化对产业结构的影响进行了系统研究,主要结论如下。

首先,企业积累金融化的存量资源再配置效应和

增量资源效应影响产业部门之间比例结构和制造业内部结构。企业积累金融化通过改变要素资源在金融部门和非金融部门之间、在不同的要素相对密集程度产业部门之间、在可贸易与不可贸易产业部门之间的配置以及企业积累金融化的资本形成效应和虚拟化效应,导致了制造业部门、服务业部门与金融部门之间的比例关系以及制造业内部劳动密集型行业与资本密集型行业比例关系调整。

其次,企业积累金融化改变了金融与实体经济之间的关系。传统金融与实体经济关系是建立在企业通过实体经济渠道实现积累的基础之上,而企业积累金融化改变了金融对实体经济的从属地位和发展方式,因此现有关于金融与实体经济之间关系的理论可能存在严重缺陷,金融的作用可能被严重低估。

再次,当前美国产业结构失衡问题主要源于美国企业积累过度金融化。20世纪80年代以来美国企业积累金融化程度不断提高,改变了金融发展方式的同时也深刻地改变了美国的产业结构,导致产业结构空心化,说明贸易战或汇率手段不可能从根本上解决美国产业结构失衡问题,只是美国维护全球经济霸权并获取更多的全球化收益的手段。

最后,企业积累金融化将推动金融发展方式改变,促进资本市场发展。企业积累金融化是建立在金融资产的持有和交易基础之上,因而将推动资本市场快速发展,而商业银行体系在金融系统中的地位将下降。

## (二) 政策性启示

本文的研究结论具有较强的政策性启示。其一,我国的产业结构处于一种相对固化的状态,转型升级

缓慢,本文的研究结论为推动产业结构转型升级提供了解决思路,通过对企业积累金融化进行适度引导,改变现有资源配置状态,促进产业转型升级,进一步释放我国经济增长的结构红利,但需要防止企业积累过度金融化可能导致的产业结构空心化。其二,当前中美结构性失衡问题的根本解决有赖于抑制美国企业积累过度金融化,这需要调整建立在美元世界本位货币基础上的美国金融体系,在短期内不可能实现,但在短期内美国可能会采取一些临时性措施减轻结构性失衡的程度,因而要积极应对中美结构性失衡问题局部调整所带来的冲击。其三,我国资本市场相对银行体系发展滞后,并进一步导致了银行体系乃至金融体系的低效率,金融体系的市场化程度需要进一步提高,因而通过适度的企业积累金融化促进资本市场发展,可提高金融系统资源配置效率。

## (三) 局限与展望

本研究为产业结构演变提供了新的分析思路和证据,也揭示了企业积累金融化对经济的重要性影响,但还存在需要进一步完善和深入的方面。一是本文的研究没有对企业类型进行细分,如国有企业与民营企业之分,而不同类型的企业积累金融化的影响是否存在差异是有待进一步明晰和检验的问题,需要在理论上进一步深入探讨,在实证上提供新的证据。二是本文在实证分析中没有纳入企业积累金融化的动机因素,而基于不同动机的企业积累金融化对金融发展的影响可能存在差异化的影响,从而对产业结构产生不同的影响,因此也需要在对企业积累金融化动机及其识别等方面深入研究基础上进一步完善。

## 参考文献

- [1] Foster J B. The Financialization of the Capitalism [J]. Monthly Review, 2007, 58 (11): 1-12.
- [2] 格·R·克里普纳. 美国经济的金融化 [J]. 国外理论动态, 2008 (6): 7-15, 2008 (7): 32-37.
- [3] 何自力, 马锦生. 发达国家经济高度金融化的内涵及本质 [J]. 经济纵横, 2013 (5): 20-27.
- [4] Baumol W J. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis [J]. American Economic Review, 1967, 57 (3): 415-426.
- [5] Kongsamut P, Rebelo S, Xie D. Beyond Balanced Growth [J]. Review of Economic Studies, 2001, 68 (4): 869-882.
- [6] Matsuyama K. Structural Change in an Interdependent World: A Global View of Manufacturing Decline [J]. Journal of the European Economic Association, 2009, 7 (2/3): 478-486.
- [7] 李尚鹭, 龚六堂. 非一致性偏好、内生偏好结构与经济结构变迁 [J]. 经济研究, 2012 (7): 35-47.
- [8] Boppart T. Structural Change and the Kaldor Facts in a Growth Model with Relative Price Effects and Non-gorman Preferences [J]. Econometrica, 2014, 82 (6): 2167-2196.
- [9] 郭凯明, 杭静, 颜色. 中国改革开放以来产业结构转型的影响因素 [J]. 经济研究, 2017 (3): 32-46.

- [10] Uy T, Yi K, Zhang J. Structural Change in an Open Economy [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60 (6): 667-682.
- [11] Swiecki T. Determinants of Structural Change [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2017, 24: 95-131.
- [12] Goldsmith R W. *Financial Structure and Development* [M]. New Haven: Yale University Press, 1969.
- [13] Gurley J G, Shaw E S. *Money in A Theory of Finance* [M]. Washington: The Brookings Institution, 1960.
- [14] Mckinnon R I. *Money and Capital in Economic Development* [M]. Washington D. C: The Brookings Institution Press, 1973.
- [15] Shaw E S. *Financial Deepening in Economic Development* [M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [16] Merton R A. Functional Perspective of Financial Intermediation [J]. *Financial Management*, 1995, 24 (2): 23-41.
- [17] Levine R. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda [J]. *Journal of Economic Literature*, 1997 (35): 688-726.
- [18] Greenwood J, Jovanovic B. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98: 1076-1107.
- [19] King R G, Levine R. Finance, Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32: 513-542.
- [20] Kiyotaki N, Moore J. Credit cycles [J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105 (2): 211-248.
- [21] Bernanke B, Gertler M, Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework [M] // John B, Woodford M. *Handbook of Macroeconomics*, 1999, 1341-1393.
- [22] Acemoglu D, Guerrieri V. Capital Deepening and Non-Balanced Economic Growth [R]. NBER Working Paper, 2006, No. 12475.
- [23] Ngai L R, Pissarides C A. Structural Change in A Multi-Sector Model of Growth [J]. *The American Economic Review*, 2007, (97): 429-443.
- [24] 易信, 刘凤良. 金融发展、技术创新与产业结构转型 [J]. *管理世界*, 2015 (10): 24-39, 90.
- [25] Wurgler J. Financial Markets and the Allocation of Capital [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000 (1): 187-214.
- [26] DaRin M, Hellmann T. Bank As Catalysts for Industrialization [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2002, 11 (4): 366-397.
- [27] Binh K B, Park S Y, Shin B S. Financial Structure and Industrial Growth: A Direct Evidence from OECD Countries [EB/OL] (2005) [2019-08-05]. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.457.5598&rep=rep1&type=pdf>.
- [28] Michalopoulos S, Leaven L, Levine R. Financial Innovation and Endogenous Growth [R]. National Bureau of Economic Research, Working Paper, 2009, NO. 15356; 1-33.
- [29] Amore M D, et al. Credit Supply and Corporate Innovation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109 (3): 835-855.
- [30] 杨琳, 李建伟. 金融结构转变与实体经济结构升级 [J]. *财贸经济*, 2002 (3): 11-14.
- [31] 钱水土, 周永涛. 区域技术进步与产业升级的金融支持 [J]. *财贸经济*, 2010 (9): 29-36, 137-138.
- [32] 林春. 金融发展、技术创新与产业结构调整 [J]. *经济问题探索*, 2016 (2): 40-48.
- [33] 曾繁清, 叶德珠. 金融体系与产业结构的耦合协调度分析 [J]. *经济评论*, 2017 (3): 134-147.
- [34] 齐兰, 徐云松. 制度环境、区域金融化与产业结构升级 [J]. *中央财经大学学报*, 2017 (12): 22-33.
- [35] 褚敏, 踪家峰. 政府干预、金融深化与经济结构转型——基于“新东北现象”的考察 [J]. *中国软科学*, 2018 (1): 63-76.
- [36] Orhangazi O. Financialisation and Capital Accumulation in the Non-financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation on the US Economy, 1973-2004 [J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32 (6): 863-886.
- [37] Denis D J, Sibilkov V. Financial Constraints, Investment, and the Value of Cash Holdings [J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23 (1): 247-269.
- [38] 栾天虹, 袁亚冬. 企业金融化、融资约束与资本性投资 [J]. *南方金融*, 2019 (4): 28-36.
- [39] Demir F. Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets [J]. *Journal of Development Economics*, 2009, 88 (2): 314-324.
- [40] 张成思, 张步县. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角 [J]. *经济研究*, 2016 (12): 32-46.
- [41] 盛明泉, 汪顺, 商玉萍. 金融资产配置与实体经济全要素生产率: “产融相长”还是“脱实向虚” [J]. *财贸研究*, 2018 (10): 87-97, 110.
- [42] Rajan R G, Zingales L. Financial Dependence and Growth [J]. *The American Economic Review*, 1998, 88 (3): 559-586.

(责任编辑: 邵霖 张安平)