

公共财政框架下中国预算改革：回顾和展望

China's Budgetary Reform in Public Fiscal Framework: A Review and Outlook

苗庆红

MIAO Qing-hong

[摘要] 1998年中国政府首次提出要建立公共财政框架目标后，中国财政制度改革便从之前侧重于财政收入的改革转向强化政府预算管理的改革。自1999年起，中国启动了覆盖预算编制、预算执行、决算和评估全部预算过程的一系列预算改革，其改革目标是要建立与公共财政框架相适应的现代预算制度。通过20年的预算改革，目前已经初步形成了以“行政控制”为取向的预算系统，未来改革的重点是在完善现有行政预算系统的基础上实现全面绩效预算管理，以及加强人大部门对政府预算进行有效监督的“政治控制”。笔者对中国20年的预算改革进行系统梳理，明确了未来预算改革的重点和方向。

[关键词] 公共财政框架体系 预算改革 现代预算制度

[中图分类号] F812.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0003-10

Abstract: The reform of China's fiscal system has shifted from fiscal income reform to budgetary management since Chinese government's inaugural target of establishing a contemporary budgetary system which corresponds with the public fiscal framework in 1998. Since 1999, China has carried out a series of fiscal budgetary reform, including budget making, implementing, auditing and assessing. The aim of the reform was to establish a crucial pillar of the public fiscal framework, namely contemporary budgetary system. After the 20-year fiscal reform, an "administrative-controlled" budgetary system has been built up. The future of the reform is to build comprehensive performance-oriented administrative budgetary management based on improving current budgetary system. In addition, it shall enhance the "political-control" by strengthening the effective supervision and participation of the People's Congress into the governmental budget. This paper reviews China's budgetary reform in the past 20 years to sort out the key points and direction for future reform, which is essential for structuring and improving public fiscal framework from both theoretical and practical aspects.

Key words: Public fiscal framework system Budgetary reform Contemporary budgetary system

[收稿日期] 2020-01-15

[作者简介] 苗庆红，女，1966年1月生，北京大学政府管理学院副教授，博士生导师，北京大学国家治理研究院副研究员，研究方向为公共财政与预算。

[基金项目] 国家社会科学基金重大委托项目“国家治理中的积极政策比较研究”（项目编号：19@ZH046）。

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、问题的提出

改革开放以来,配合经济体制改革,中国财政制度经历了各种形式的改革,如1994年之前过渡阶段的财政包干制、1994年的分税制等改革。这些改革主要是为解决当时的财政困境,围绕财政收入这一翼展开的。而在财政预算管理方面,与计划经济相适应的旧财政体制所造成的预算不统一、不规范、预算软约束、财政支出效益不高、预算不透明等问题却日渐突出。在1998年举办的全国财政工作会议上首次提出要构建公共财政框架这个目标后,^①中国财政制度的改革重点开始转向政府预算管理,并且围绕公共财政框架的构建,自1999年起陆续启动了一系列意义深远的预算改革,这些改革属于公共财政框架建设的重要组成部分。对这些改革进行系统梳理,有利于明确未来预算改革的重点和方向,对构建和完善公共财政框架具有重要的理论和实践意义。

有关中国预算改革的研究,到目前为止围绕某单项的预算改革,如部门预算、国库制度、绩效预算和预算监督等改革,国内学者已经做了大量的研究。与单项预算改革研究相比,针对整体预算改革的研究相对来说要少得多。代表性的研究成果有楼继伟于2001年发表的《加快财政支出管理制度改革,推进建立公共财政体制》^[1],文中指出当时及以后一段时期内中国预算改革的重点;马骏(2007)^[2]从政治学视角分析了1999年以来启动的预算改革,通过构建一个分析框架,分析预算改革和预算结果之间的逻辑关系。但由于马骏的这篇文章是在2007年发表的,还有一些改革尚未启动,因此这篇文章只是一个阶段性的研究成果;杨志勇(2014)^[3]按时间顺序梳理了1979—2014年的预算管理制度改革,指出阶段性的改革重点。王雍君(2008)^[4]将中国的预算改革与OECD国家进行比较,指出了中国预算改革的局限性,并对未来改革进行展望,但是文章是2008年发表的,10多年间又推出的一些重大预算改革没有囊括其中;马蔡琛和苗珊(2018)^[5]对改革开放40年

的政府预算改革进行了梳理和研究,将预算改革按改革进程分为萌芽、兴起和再出发三个阶段进行研究,揭示改革的动因、改革呈现的特点以及改革路径。关于预算改革无论是某单项研究还是整体研究,都为本文带来不少有益的启发。本研究从构建公共财政框架这个改革背景出发,分析预算改革目标的确立以及为实现改革目标所进行的一系列重要预算改革,并通过

对预算改革效果的评价来展望未来预算改革的重点和方向。

二、预算改革背景及改革目标

(一) 改革背景:公共财政框架的提出及对公共预算管理的要求

1. 公共财政框架的提出。

公共财政是建立在以私有产权为基础的市场经济形态下的一种财政类型,它既不同于建立在自然经济基础上西方中世纪的“家什财政”,也不同于建立在计划经济基础上的“国家财政”,其根本特征在于它的“公共性”。财政的“公共性”主要体现在:通过公共选择,进行公共预算,提供公共产品,满足公共需要,实现公共利益最大化。

为了实现财政从与计划经济相适应的“国家财政”转型为建立在市场经济基础上的“公共财政”,财政要由“国家为主体”转为“以公众为主体”。^[6]通过1998年之前集中于收入一翼的改革,国家汲取财政收入的方式发生了根本性的转变。中国逐步从“自产国家”转变为“税收国家”。^②但是,由于此前改革没有涉及预算管理制度,所以1998年之前一直沿用的是与计划经济相适应的传统预算制度,无法满足公共财政的“公共性”要求。自1998年提出要构建公共财政框架以后,中国财政制度改革就开始向如何将财政资金管好、用好的预算管理制度方向转变。

2. 公共财政对预算管理的要求。

“预算”是财政存在的具体表现形式和载体。^[9]财政类型决定预算类型,与公共财政相对应的预算类型

① 在1998年12月15日举行的全国财政工作会议上,时任中共中央政治局常委、国务院副总理的李岚清代表中共中央明确提出,要“积极创造条件,逐步建立公共财政基本框架”。以此作为中国财政改革与发展目标的明确定位,公共财政建设正式进入了政府部门的工作议程。

② 根据收入来源不同,可以分为不同的“财政国家”类型。“自产国家”是指国家的财政收入来自于国家自己拥有的财富所形成的收益,国家自己生产财政收入。^[7]“税收国家”是中央政府及下级政府在全国范围内用税收的方式来汲取财力,而且,更重要的是,国家的财政收入主要来源于私人部门(家庭和私有经济)的财富。^[8]

是公共预算。公共财政的特征决定了公共预算管理要解决的基本问题、实现的目标以及实现目标应该遵循的原则。

公共预算管理要解决的基本问题是公共资金有效配置和使用问题,这个问题又可以具体化操作为政府有多少钱可以花、如何花钱、花钱的效果如何这三个预算的基本问题,三个问题得到理想解决便是公共预算要实现的目标,即宏观层面的总财力约束,中观层面的资源配置效率以及微观运营层面的预算执行效率。^[10]

为了实现公共预算上述三个层面的目标,公共预算管理需要符合现代预算的基本原则。

(1) 全面性原则。即所有公共资金必须全部纳入公共预算范畴之内。财政的“公共性”要求全部政府收支都要纳入预算管理,不存在脱离预算管理的政府性收支,这也是实现财政法制化和民主化的制度前提。全面性原则是公共预算应遵循的基本原则,没有预算的全面性,就根本无从谈起预算的其他原则。

(2) 法治性原则。所谓政府预算,“就是具有法治性的政府财政收支计划”^[11]。从法学的角度来看,“预算是具有法律效力的一份文件或合同,确使合同涉及的各方相互承担义务,并相互控制。”^[12]公共预算的法治性原则要求在预算管理的各个环节都必须遵循法定程序,经立法机关批准,受立法机关约束。经法定程序审批后的公共预算,即成为具有法律效力的文件,预算部门必须无条件执行,不得随意更改。如遇特殊情况需要调整原定预算,同样必须遵循法定程序,不得在法律范围以外调整或变更预算。

(3) 绩效管理原则。“公共资金的受托性质决定了财政有责任向政府和人民报告资金用得怎样、有无效果。”^[13]预算绩效不仅体现政府做了什么,而且反映政府做得怎样。因此要在预算管理全过程中贯彻绩效管理原则。

(4) 预算监督原则。公共财政本质上是花别人的钱为别人做事。因此,要想实现财政目标,对于分钱和花钱的人而言,都没有足够的内在激励来保证公共资财的效率、效果和效能,以满足公共需要,实现公共价值最大化。因此需要一套财政监督和财政问责机制,去监督公共预算参与者的行为,以防止财政机

会主义行为的产生,最大可能地从制度上保证公共预算目标的实现。

(5) 公开与透明原则。对于实现财政问责来说,财政透明是最基本的要求。公共预算管理过程实质上是由一系列的委托代理关系组成。委托代理关系中需要解决的问题是代理人问题,而解决代理人问题就是要解决公共资金目标和部门预算目标的冲突以及信息不对称问题。公民有权知道“钱从何处来,花到何处去”。这就要求预算要公开、透明。“‘看不见的政府’,也很难是一个负责任的政府。”^[14]

对于由不同主体参与的预算过程而言,“这些规则产生了(预算的)可预测性和‘预算参与者’‘同舟共济’的意识,预算参与者会受到彼此的影响”^[15],有利于降低由于政治因素带来的预算不确定问题。

(二) 预算改革目标的确立:建立现代预算制度

上述公共预算原则和目标需要通过具体的预算制度来实现。如果没有一个好的预算制度,就不能有效地组织预算过程,也就无法实现上述公共预算管理目标。预算制度是指“那些规范预算过程中各个参加者预算行为的预算结构、预算程序与预算规则”^[14],其中,预算结构是指预算参与者之间权利和责任的分配,预算程序是预算过程中的行动先后顺序,预算规则是明确预算参与者在预算过程中应遵守的行为规则。^[14]“预算原则是通过具体的预算结构、程序和规则来贯彻落实的。实际上,每一条预算原则都有正式的预算制度支持。如果没有预算制度支持,各个预算参与者就不会主动遵守这些原则。”^[16]与公共财政相对应的预算制度又被称为现代预算制度,它具有两个显著标志:第一是财政上的集中统一;第二是预算监督。拥有现代预算制度的国家又称为“预算国家”^[8],也有的学者将财政上的集中统一特征称作“行政控制”,代议制机构对政府收支的预算监督称作“政治控制”^[7]。

20年间中国所进行的所有预算改革都是致力于构建公共财政框架的载体,即现代预算制度,以实现与公共财政相对应的公共预算管理目标和原则。

三、预算改革内容

为了实现上述公共预算的目标和原则,建立现代预算制度,自1998年“公共财政”概念在政府文件中正式提出以后,财政部启动了贯穿于预算编制、执

行、监督等全过程的一系列预算改革。这些改革主要包括：部门预算改革、政府收支分类改革、国库集中支付制度改革以及政府采购改革、绩效预算、预算监督等。其中部门预算、政府收支分类、国库制度改革等都是涉及预算编制和执行不同阶段的改革，而绩效预算和预算监督则是贯穿于预算管理全过程的改革。

（一）公共预算编制阶段的改革

预算编制是将公共资金根据政府职能和宏观经济目标进行配置。预算编制阶段要解决的基本问题就是公共资源的配置问题。公共资源配置包含两层含义：其一是指预算总额确定，即有多少钱可以花？公共预算的所有问题归根结底就在于公共部门的适当规模^[17]，在一定意义上涉及的是政府和市场的边界划分问题，这是宏观层面上的问题。其二是指如何将一定的预算总额配置到不同的公共预算部门和项目？即如何花这些钱？这是回答公共预算中著名的“科仪问题”：“即将钱花在A不花在B上的标准是什么？”^[18]这是中观层面上的问题。私人资源是按效率进行配置。与私人资源配置相比，公共资源的效率很难进行测量，这是公共预算配置面临的最大问题。公共资源的特性决定了公共预算本质上是“政治性”这一特征。^[17]为了实现公共资源的配置效率，不同国家和政府都进行过预算改革，以规范预算编制程序、探索科学的预算编制方法，尽量降低在预算编制过程中由于政治因素所产生的预算失范和随意问题。如，美国自1921年《预算与会计法案》实施后在不同总统任期内都进行了预算编制方式的理论和实践探索。中国自1999年以来的20年间，在预算编制环节实行了一系列改革，旨在提高预算编制的科学性、准确性以及全面性，以提高公共资源的配置效率，并为预算监督和绩效问责奠定基础。主要改革包括：部门预算改革，政府收支分类改革、收支两条线改革以及中期财政规划改革。这几项改革中以部门预算改革为最基础性改革，其他改革则是在此基础上展开和深化。

1. 部门预算改革。

2000年开始实施部门预算改革，通俗地讲就是一个部门一本预算。部门预算是由政府各部门编制、财政部门审核、经政府同意后报议会审议通过的、全面反映部门所有收入和支出的预算。^[1]

部门预算改革之前我国预算编制实行的是功能预算，是与计划经济相对应的一种财政预算编制方式。从编制形式来看，传统预算是按支出功能分类来进行预算编制的，而不是以支出部门为单位进行编制。因此，预算编制呈现碎片化现象，而且不便于财政问责。从编制程序来看，传统预算采取自上而下的编制方式，上级部门代基层单位编制预算，预算单位可以进行“二次分配”^[19]，而且由于是上级单位代为编制，与支出部门存在信息不对称，所以具有较大的随意性和盲目性，造成编制不够精细和准确。从编制内容来看，收入预算存在高度不完整现象。改革之前财政收入有三种类型：预算内收入、预算外收入和制度外收入（俗称“小金库”），而传统的功能预算仅是预算内收入被编入预算，主要是税收收入，大量的行政事业收费和政府性基金被放到预算外管理，而被当作“小金库”里不合法的制度外资金也为部门所支配，因此导致大量的预算外和制度外资金不受预算约束。从编制方法来看，主要是采取分项列支方法，注重对财政资金投入进行合规性控制，而不注重对财政资金支出的产出和效果即预算绩效进行考核。从预算编制时间来看，传统预算每年从12月开始，到次年3月提交人大审议，编制和审核时间也就2~3个月，编制时间短，所以编制不够精细。

较之于传统的功能预算，部门预算具有以下特点：

从编制形式来看，按功能进行编制变为按部门编制预算，为财政问责提供了组织保证。而且由于“一个部门一本预算”，将预算内、预算外和制度外的公共资金都纳入到部门预算一本账内，使预算能够反映一个部门单位各项资金的来源、使用方向 and 具体使用内容，增强了部门预算的完整性和统一性，满足预算全面性原则。从预算编制程序来看，从之前功能预算的“自上而下”变为“自下而上”的逐级编制，由预算基层单位编起，逐级汇总，实现了由“上级代编”向“逐级实编”转变。由于具体的支出单位与上级单位在资金使用上是信息的优势方，因此改革后的编制方式更具有科学性和准确性，便于精细化管理，也避免了上级代编预算的随意性以及二次分配的现象。从编制方法来看，从传统的分项列支预算，逐渐转为绩效预算方法。政府部门不仅关注投入，更关注产出和效果，预算编制从关注手段逐渐转变为关注

结果。从预算编制的时间来看,改革后的预算编制时间由原先的2~3个月逐渐延长,现在每年5月开始布置下一年的部门预算编制工作,使之前预算编制粗放的现象得到了改进。

通过部门预算改革,为实现公共财政资金的有效配置提供了技术、程序、组织和制度上的保证。

在全面性预算原则要求下,2001年在部门预算的基础上还进一步深化和规范了“收支两条线”改革。所谓“收支两条线”,是指国家机关、事业单位、社会团体以及政府授权的其他经济组织,按照国家有关规定依法取得政府非税收入,收入全额上交国库或者财政专户,支出通过编制预算由财政部门统筹安排,并通过国库或者财政专户拨付资金,通过“收支两条线”改革,使预算外等财政资金都纳入预算管理范围之内,打破了部门和单位“自收自支、收支一体”的利益链条。^[20]随着2007年国有资本经营预算、2010年社会保险基金预算的编制,中国全口径预算编制体系基本形成,从而实现了预算全面性原则的要求。

2. 政府收支分类改革。

与部门预算同时进行的另一项预算改革是政府收支分类改革。财政资金的“公共性”特点决定了不仅要让公众有权利看“国家账本”,而且也有义务让公众能够看懂“国家账本”,即要让公众明白“钱从何处来,花到何处去”,这样公众才能对公共资金的使用进行有效的监督和问责。因此,需要对政府收支进行科学分类。“政府收支分类,就是按照一定的原则、方法对政府的收入和支出进行类别和层次划分,以全面、准确、清晰地反映政府收支活动。”^[21]“政府收支分类是各级政府编制预算、组织预算执行以及各个预算单位明细核算的基础条件,是政府预算科目设置的依据。”^[22]好的预算分类应该满足预算体系中相关利益参与者的要求,要让纳税人能够看明白“钱从何处来、花向何处去”。

改革之前的政府收支分类方法是计划经济时期参照苏联财政管理模式确定的。随着计划经济体制向市场经济体制的转变,原先科目体系越来越不适应政府职能的转变,与国民经济核算体系和国际通行做法也不一致,因此造成了预算报告“外行看不懂,内行说不清”的局面。对内而言,由于看不明白钱从何处来、也看不懂钱花到何处去,因此不便于预算监

督;对外而言,由于统计口径不统一,也不利于国际比较和交流。

财政部遵循公开、透明,既要符合国情又要与国际口径进行衔接的原则对政府收支进行分类改革,2007年实行新的政府收支分类。改革主要包括两方面的内容:一是扩大收支范围,将预算外资金和社会保险基金都纳入其中,收入范围较以前完整、全面。二是调整分类方法,建立新的标准分类,设置收入分类、支出功能分类和支出经济分类。其中:收入分类主要反映政府收入来源的性质,说明钱从哪里来;支出功能分类主要反映政府的各项职能活动,经济分类反映具体支出用途。^[21]总之,新的政府收支分类能够基本实现“体系完整,反映全面,分类明细,口径可比,便于操作”的改革目标^[22],为构建公共财政框架体系奠定了良好的基础。

3. 中期财政规划改革。

公共预算面临的第一个基本问题,就是有多少钱可以花?即总额确定。在中期财政规划实施之前,我国政府预算一直遵循的是年度平衡原则,并且按照基数加增长的预算编制方式编制预算。这种预算编制方式有许多缺陷,如按基数分配资源没有将政策变量和宏观经济的影响考虑进去,而且年度平衡不具有逆向调节经济周期的作用。为了克服年度预算缺陷,20世纪80年代大多数发达国家陆续采取了中期财政规划或中期预算。随着中国预算改革的推进,一些基础条件(如健全的具有控制功能的预算系统逐步形成),中国在预算编制中也采取了中期预算的过渡阶段的办法——中期财政规划。国务院颁布了《关于实行中期财政规划管理的意见》(国发[2015]3号),自2015年起,中央和地方开始实行中期财政规划编制。中期财政规划作为一个多年度财政收支预算框架,打破了年度预算平衡的壁垒,将财政资源置于一个更长周期的经济社会发展计划中,有利于解决政策、计划与预算相分离的状况^[10],有助于提高公共资源的配置效率,满足公共财政的要求。

(二) 预算执行管理改革

当预算编制通过代议制机构审议之后,就进入了预算执行阶段,预算执行就是落实预算编制指标的阶段,预算执行阶段的目标是合规性和预算执行效率。合规性意味着预算执行要符合财经纪律和预算编

制要求,预算执行效率体现为以最低的财政交易成本实现财政资金效益最大化。因此,要实现预算执行目标,需要设计良好的预算执行制度。

为了实现预算执行目标,自2001年开始,我国进行了预算执行阶段的关键改革,即国库管理制度改革,其目标是建立现代国库管理制度,以解决原来预算执行过程中跑、冒、滴、漏现象严重,财政交易费用高,预算执行效率低下的问题。

现代国库不单指国家金库,更重要的是指财政代表政府负责预算执行、进行现金管理、保管政府资产和负债的一系列职能。^[23]为适应社会主义市场经济发展需要和建立公共财政框架体系要求,2000年6月,财政部国库司成立,2001年2月,国务院第95次总理办公会批准《财政国库管理制度改革方案》,明确要求从根本上改变我国传统的预算执行管理方式,建立以国库单一账户体系为基础、资金缴拨以国库集中收付为主要形式的现代财政国库管理制度。具体而言,这种制度具有三个基本特征:一是以国库单一账户体系为政府资金的运作基础;二是以国库集中收缴和集中支付为政府资金收支运行的基本方式;三是实行高效的现金管理。^[24]现代财政国库管理制度是以国库单一账户(TSA)为基础,资金缴拨以国库集中收付为主要方式的财政资金管理制度,主要包括国库集中收付制度、政府采购制度、国债与国库现金管理制度三个组成部分,其基本特征为“效益、透明、监控”^[25]。我们国家正是围绕上述三方面进行了国库制度、政府采购制度、现金管理制度三项改革。其中,国库制度改革最为基础和重要,国库制度的改革带动了现金管理制度改革和政府采购制度的改革。

1. 国库制度改革。

改革之前的国库制度是以设立多重帐户为基础、资金缴拨为分散方式的分散收付制度。在账户的设置上,各级税、费征收机关和用款的支出部门在不同商业银行自行设立为数众多的过渡性账户;从收付程序上,财政资金无论在征收环节还是在支出环节都需要流经若干部门和环节。因此,这导致财政管理的高度分散化,集中体现在三个方面:现金余额的分散化、付款的分散化以及财政交易监管与会计控制的分散化^[26]。传统的国库管理存在着多重委托代理关系,每一层的委托代理关系中都由于存在信息不对称,不

可避免地会产生代理人问题,引发代理人的道德风险,致使财政资金被挪用、截留现象屡禁不止,造成大量财政游离于国库外,实践中不乏为了部门利益层层设卡、截留的现象产生,大大地增加了财政交易成本,不仅影响预算资金的执行进度和到位情况,降低执行效率,而且由于财政资金大量散落在不同环节和不同部门人手中,影响资金的集中管理,既降低资金的使用效率又影响国库资金的宏观职能发挥。

为了规范财政收支行为,加强财政收支管理监督,提高财政资金的使用效率,从制度上降低腐败现象的发生,需要按照公共财政的要求,改革传统的国库管理方式。国库制度改革就是将上述分散化变为集中化的过程。按照国际上通行做法,将分散收付的国库管理方式转变为集中收付的管理方式,建立单一账户体系(TSA)。2001年2月28日,国务院第95次总理办公会批准《财政国库管理制度改革试点方案》,明确要求从根本上改变我国传统的预算执行管理方式,建立以国库单一账户体系为基础、资金缴拨以国库集中收付为主要形式的现代财政国库管理制度。这项改革主要包括从分散收付到集中收付、从多重账户到单一账户、从静态管理到动态管理的改革。

通过近20年的国库制度改革,国库集中支付制度实现了对县级以上预算单位全覆盖。“截至2018年底,中央、省、市、县、乡五级近70万个预算单位实施了国库集中支付制度改革,占到全部预算单位的99%以上,基本实现了‘横向到边、纵向到底’,构建了现代化的国库管理框架。”^[27]

2. 政府采购制度改革。

在公共财政框架下,政府的一项重要职能就是提供公共物品和服务。在计划经济体制下,政府所需物资都是通过公共生产、公共提供的方式获得的。而在市场经济体制下,政府向市场采购公共物品和服务逐渐成为政府提供公共物品和服务的重要手段和方式。

传统的政府采购是由各支出单位自己进行,因此,具有分散化购买和管理的特点,难于监督,容易滋生腐败现象。另外,由于支出单位单独采购,因此不容易形成规模经济,不仅影响采购效率,也不便通过政府采购实现某些特定的政策功能,并且,由于地方出于利益保护,这种采购方式会影响公平、统一、

开放的市场形成。随着社会主义市场经济体制的确立,政府采购通过一系列的探索、试点,于2000年6月,设立专门负责政府采购工作的组织机构——财政部国库司政府采购管理处,政府采购制度改革由此进入了全面试点阶段。2003年1月1日政府采购法正式实施,标志着我国政府采购制度改革试点工作至此结束,政府采购进入了全面实施阶段,中国政府采购开始步入法制化时期。2018年,中央全面深化改革委员会审议通过了《深化政府采购制度改革方案》,政府采购转入高质量发展轨道。通过政府采购改革,目前基本建立起了一个能取代原来分散的部门采购体系的集中政府采购体系。“全国政府采购规模由2002年的1 009亿元增加到2018年的35 861亿元,年均增长率25%。政府采购实施范围从货物类向工程类、服务类扩展,从传统的通用类货物向专业新型货物服务扩展,从满足机关单位办公需要向为社会公众提供服务扩展,服务类采购迅猛发展”。^[27]

3. 现金管理。

传统的国库现金管理是由人民银行充当出纳角色,经理国库业务,计划经济时期不仅国库资金“存不计息,支不付费”,而且在收支的过程中存在着多层次、多环节重重代收和转拨链条,不仅延滞了财政资金的入库时间,资金拨付也无法通过预算严格控制,往往是在预算单位发生支付前就流出国库,大量滞留在预算单位,降低了财政资金的使用效益。而国库集中收付制度改革使原来大量散落在各级预算单位的预算资金集中到国库单一账户中,使得现金余额一直保持在很高的水平,另一方面每年却要按市场利率举借国债,大幅提高了财政筹资成本。如何合理地提高财政资金的使用效率和效益,是国库现金管理大改革的目标和要求。2006年正式启动中央国库现金管理操作,主要采取商业银行定期存款方式,商业银行以国债或地方政府债券为质押获得存款并向财政部支付利息,定期存款期限在1年以内。^[27]

国库集中收付制度改革是公共财政管理的基础性、机制性变革。通过从分散到集中的改革,减少了收入和拨付的环节,不仅从制度上防范预算执行不同环节的相关参与者机会主义行为的发生,而且大大降低了财政交易费用,为科学合理地提高财政资金的使用效率和效益提供了技术可能,也便于发挥财政资金的宏观调控能力。由于资金在执行过程中透明化,因

此便于动态监督和管理。

(三) 预算绩效管理改革

无论是预算编制还是预算执行阶段的改革都是加强对公共支出的控制。控制财政资金只是管理的手段而不是管理的目的。“公共部门的责任应集中在如何用好财政资金而不是如何控制财政资金。”^[28]而资金使用的效果则是通过绩效来体现。中国在进行预算编制和执行各项改革的同时,也进行了预算绩效管理的改革和实践探索。

预算绩效管理是预算管理与绩效管理的有机结合。绩效评价是预算绩效管理的核心,是实施预算绩效管理的重要手段。^[29]我们国家在十六届三中全会、十七届二中全会和十九大的报告中,分别有“绩效评价”“绩效管理”和“全面绩效管理”三种提法,这也反映了我们实施预算绩效管理的三个阶段,这三个阶段是以绩效评价为基础的预算绩效管理逐渐扩展和深化的过程。

2000年绩效评价开始在一些地区进行试点,2003年十六届三中全会提出“建立预算绩效评价体系”。自此,中国开始了围绕构建以评价主体、评价对象和内容、评价手段、评价目的等为主要内容的预算绩效评价体系的预算改革和实践探索。

评价主体,即谁来评价?决定的是评价的公信力^[30]。我们开始实行绩效评价时的评价主体与之前绩效审计和财务评价主体一样,即是支出部门内部评价、上级主管部门评价和财政部门评价等多维评价主体,近几年一些地方也进行了以人大部门作为绩效评价主体的实践探索。但在“多数情形下,我国财政部门(包含主管部门)实际上成为财政支出绩效评价的组织者,拥有实际组织权”^[30]。

评价对象和内容,即评价什么?直接影响着绩效评价的完整性。从财政角度来看,绩效评价主要包括对部门绩效、政策绩效和项目绩效的管理。^[29]这十几年的预算绩效改革,我们国家从对一般公共预算中的重点支出项目绩效评价逐渐扩展到对部门绩效评价和政策绩效评价。

评价手段,即用什么指标来进行评价?直接影响绩效评价的科学性和客观性。2013年财政部发布了既有测量产出,也有反映社会效益的共性绩效评价指标体系框架,各地各部门根据财政支出情况设计共性和个性相结合的绩效评价指标体系,并且指标体系是

动态的、可扩充的。^[29]

评价目的,即为什么评价?反映的是绩效评价的价值理性,体现的是政府的受托责任。随着改革的推进,“我国绩效评价从最初强化财政管理的执行力到追求公共财政公信力,财政支出绩效评价理念将关注点上移^[30]”,即从对花钱的效果进行事后评价,逐渐扩展到如何根据绩效来分钱的事前评价,这意味着我们的绩效改革从事后的绩效评价阶段进入到绩效管理阶段。

(四) 预算监督改革

公共财政的“公共性”要求必须对预算公共资金进行有效监督。从发达国家实践来看,对于公共资金的监督形成了由议会监督、审计监督、财政监督、社会公众监督等组成的立体化、全方位的监督体系。^[31]我们国家自改革开放以来在行政系统内已经形成了财政监督、审计监督的预算监督体系。1999年以后,在继续完善行政监督的基础上,加强了人大部门对公共预算的监督,主要体现在制度建设、组织建设、预算公开、预算审查等方面。

从制度建设上看,继1999年全国人民代表大会常务委员会通过“关于加强中央预算审查监督的决定”颁布后,各级人大部门相继制定了关于预算监督的法规和条例,为人大部门对预算监督提供了法律依据。如:在2007年的《国家信息公开条例》中,明确将“财政预算、决算报告和财政收支、各类专项资金的管理和使用情况”列为重点公开的政府信息;在2015年实施的《预算法》中,对人大部门对预算监督的权力、内容、流程等都做了详细的规定。

从组织建设来看,绝大多数不同层级的人大部门都设立了专门负责预算监督的机构,至少设立了专门的预算监督岗位来负责预算监督工作。

从预算公开的范围和程度上来看,随着2007年《国家信息公开条例》的颁布,国家对预算公开逐渐形成了制度性规定和要求,2015年实施的新《预算法》首次将“预算公开”从公开主体、范围、时限、内容等诸方面做了全面而详细的规定,对预算实行了刚性约束,不同层级的财政部门网站也提供了公开平台,要求支出部门在规定时限内“晒账本”,便于公众监督。

另外,行政部门的一系列预算改革也为预算监督奠定了基础。预算编制过程中的部门预算改革为预算

监督创造了条件。“一个部门一本账”和精细化的预算管理,使财政部门能够给人大部门提供全面、详细的政府预算;在“两上两下”的预算过程中,加强了人大部门监督的力度。在预算执行过程中,国库制度改革和财政信息化的建设为预算监督提供了技术支持,使人大部门可以对预算全过程进行实时动态监督。

四、预算改革评价及未来改革展望

根据现代预算制度的两个基本特征,“从逻辑上讲,存在三种向预算国家转型的可能途径。一是先有集中统一,后有预算监督;二是集中统一和预算监督交替推进;三是先有预算监督,后有集中统一。从历史上来看,从“税收国家”转变为“预算国家”共有三条路径,法国、英国、美国正好分别走上了这三条路。这实际上也可以看成是建立现代预算制度以及预算国家的三条道路。”^[32]显然,我们改革的路径是沿着先实现财政上的“集中统一”进行“行政控制”、再到加强“预算监督”实现“政治控制”的一条改革路径。

20年的中国预算改革覆盖了预算编制、预算执行以及预算评估和决算等预算全过程,我国的预算系统得到了重塑。从预算编制环节来看,通过部门预算、收支两条线等改革,预算编制过程中权力结构得到了调整,编制程序变得科学,预算规则在逐步完善。通过改革,基本上形成了以财政部门为核心的预算机构,改变了之前功能预算导致的“预算权利碎片化”现象,为财政上“集中统一”提供了组织保证。改革后的预算程序和预算规则也基本能够满足公共预算的全面、精细、准确等预算编制要求,不仅为预算执行打下了良好的基础,也为预算监督创造了条件。

从预算执行环节来看,通过建立单一账户体系(TSA),改变收付方式,将分散的收付制度改为集中收付制度,在权力结构上明确了预算执行过程中中央人民银行、财政部门以及支出部门等参与者之间的权责划分和功能定位,不仅解决了改革之前预算执行主体分散化的问题,而且从预算执行程序上,通过集中收付方式使财政资金在预算执行过程能够得到有效的监督和控制,以确保“合规性”这一预算执行的基本目标,同时在集中收付的国库制度基础上进行现金

管理和政府采购,降低了财政交易成本,提高了财政资金使用效率。自实行现金管理以来,“累计开展国库现金管理5.9万亿元,可获得利息收入894亿元;省级财政全面实施地方国库现金管理,累计操作金额9万亿元,可获得利息收入614亿元”^[27],同时现金管理“有效促进了财政政策与货币政策的协调配合,从更高层次上促进了宏观调控政策效果的发挥。”^[33]

从英美等发达国家的预算实践来看,预算管理过程演变基本上经历以下三种转变:第一,从关注预算投入(花了多少钱?)到如何规范花钱(钱都花到哪儿了?);第二,从关注支出规范到关注支出(投入有多少产出?);第三,从关注支出效率到关注支出效果(投入产生了哪些符合社会期望的效果?)。经过20年的预算改革,目前我国基本完成了前两种转变,当前正处于第二种向第三种转变的过程中,即在不断规范财政支出的基础上,预算管理开始重视财政支出绩效,初步建立了预算绩效评价体系,并开始由绩效评价向预算绩效管理转变。

从1999年至今20年间,通过对预算全过程的一系列改革,基本上建立了“行政控制”取向的行政预算系统。在加强“行政控制”的基础上,我们也在预算监督方面进行了不少改革,尤其在制度、组织以及预算公开方面都取得了一定成效。有学者认为:通过改革,“一方面,将政府收支开始集中统一起来进行规范性的管理,另一方面,随着财政集中统一的推进,政府提交人大审查、批准的政府预算开始越来越全面、完整和详细,这为人大加强预算监督创造了条件。总之,这一改革标志着中国开始迈向预算国家。”^[8]

但这仅仅是迈向“预算国家”的开始,距离建立现代预算制度的改革目标还有不少距离,未来还需要重点加强以下方面的改革:

一是要继续完善和深化现有的预算编制和预算执行阶段的改革,进一步加强财政上的“行政控制”。重点需要加强的改革有以下几方面:第一,在预算编制阶段,尽管国务院要求自2015年起中央和地方要开始实行中期财政规划编制,但据笔者调研了解到,只有中央和省一二级政府的支出部门在近两年编制了中期财政规划,有许多地市及区县政府没有编制或没有能力编制中期财政规划。因此,下一步预算

改革重点应该关注如何通过编制中期财政规划来确定具有约束力的预算总额,尤其是在地市及区县的政府预算中怎样解决这个问题。第二,怎样将绩效评价实质性地引入到预算资金的分配阶段以对公共资金有效地配置。第三,在预算执行阶段,虽然目前建立“纵向到底,横向到边”的国库集中支付体系,但在财政部为专项资金和代管资金设立的“财政专户”里,资金越来越多,有形成事实上“第二国库”的趋势^[34],不仅影响对预算执行资金进行有效控制而且影响对财政资金的现金管理。如何进一步规范“财政专户”管理将成为今后改革要解决的新问题。

二是在预算绩效管理方面,虽然我们实行绩效预算管理已经近20年,但是真正意义上我们实行的是绩效评价,即只是对公共支出项目的效果进行绩效评价。下一步的预算改革重点是如何将绩效评价扩展到全部支出的预算管理过程中,以实现“全方位、全过程、全覆盖”的全面绩效预算管理。另外,从绩效管理主体来看,如何加强人大部门对财政绩效管理的监督也是下一步改革的重点。

三是在人大部门对预算的监督方面需要从形式向实质的转变,提高预算监督的效力和质量。下一步要解决的关键问题有两个:其一,赋予人大代表真正具有修正预算的权利;其二,在预算监督的基础上加强人大部门对行政部门的财政问责。

总之,未来的预算改革除了要在现有改革的基础上继续完善和加强预算的“行政控制”外,还要建立人大部门对预算的“政治控制”。当然,预算的“政治控制”,除了预算自身改革外,也依赖于政治体制的改革。因此,建立现代预算制度是一个长期而渐进的过程。

五、结语

20年的中国预算改革是在构建公共财政框架这个大背景下展开的,是构建公共财政框架的重要组成部分。这些预算改革沿着技术—程序—管理—行政—政治这样一个由易到难的路径展开。改革的目的是为了建立兼具“行政控制”和“政治控制”两种基本特征的现代预算制度,为实现总额控制、配置效率和执行效率的公共预算管理目标提供制度保障。通过20年的预算改革,目前初步形成了一个集中统一的

行政预算控制体系,预算系统基本具备了财政上“集中统一”的这一特征。未来改革的重点是在完善现有行政预算系统的基础上,实现全面绩效预算管理,以及加强人大部门对政府预算进行有效监督的“政治控制”。

参考文献

- [1] 楼继伟. 加快财政支出管理制度改革推进建立公共财政体制 [J]. 中国财政, 2001 (1): 10-14.
- [2] 马骏. 中国预算改革的政治学: 成就与困惑 [J]. 中山大学学报 (社会科学版), 2007 (3): 67-74.
- [3] 杨志勇. 我国预算管理体制的演进轨迹: 1979—2014年 [J]. 改革, 2014 (10): 5-19.
- [4] 王雍君. 中国的预算改革: 评述与展望 [J]. 经济社会体制比较 (双月刊), 2008 (1): 38-47.
- [5] 马蔡琛, 苗珊. 中国政府预算改革四十年回顾与前瞻——从“国家预算”到“预算国家”的探索 [J]. 经济纵横, 2018 (6): 39-50.
- [6] 余光远. 中国财税改革和财税法制建设 30 年回顾与展望 [M]. 北京: 中国税务出版社, 2009. 44.
- [7] 马骏. 中国公共预算改革的目标选择: 近期目标与远期目标 [J]. 中央财经大学学报, 2005 (10): 1-15.
- [8] 王绍光, 马骏. 走向“预算国家”——财政转型与国家建设 [J]. 公共行政评论, 2008 (1): 23.
- [9] 唐云锋, 高剑平. 公共财政体制的特征及制度框架研究 [J]. 学术论坛, 2006 (1): 109-112.
- [10] 孙克姆·霍姆斯. 公共支出管理手册 [M]. 王卫星, 译. 北京: 经济管理出版, 2002: 23-26.
- [11] 张鑫. 论政府预算的法治性 [J]. 财经问题研究, 1998 (11): 17-22.
- [12] Aaron Wildvsky. 预算过程中的新政治学 [M]. 第四版. 上海: 上海财经大学出版社, 2006.
- [13] 马国贤. “一观三论”与财政支出绩效评价 [J]. 行政事业资产与财务, 2009 (3): 9-14.
- [14] 马骏等. 公共预算: 比较研究 [M]. 北京: 中央编译出版社, 2011: 634.
- [15] Aaron Wildvsky. 预算与治理 [M]. 荀燕楠, 译. 上海: 上海财经大学出版社, 2010: 181.
- [16] 艾伦·希克. 当代公共支出管理方法 [M]. 王卫星, 译. 北京, 经济管理出版社, 2000: 4.
- [17] 小罗伯特·D. 李: 公共预算制度 [M]. 第七版. 扶松茂, 译. 上海: 上海财经大学出版社, 2010: 20.
- [18] Key O. The Lack of Budgetary Theory [J]. American Political Science Review: 1137-1144.
- [19] 夏先德. 部门预算改革十五年考与思 [J]. 中国财政, 2014 (21): 32-35.
- [20] 楼继伟. 40 年重大财税改革的回顾 [J]. 经济研究, 2019 (2): 18.
- [21] 财政部预算司. 中央部门预算编制指南 (2007) [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2006: 87.
- [22] 贾康, 刘薇. 构建现代治理基础——中国财税体制改革 40 年 [M]. 广州: 广东经济出版社, 2017: 291.
- [23] 萨尔瓦托雷, 斯基亚沃-坎波, 等. 公共支出管理 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2001: 163.
- [24] 詹静涛. 国库集中支付制度介绍 [J]. 财政与发展, 2004 (4): 19-24.
- [25] 詹静涛. 现代财政国库管理制度理论与实践 [J]. 财政研究, 2006 (2): 9.
- [26] 王雍君. 国库体系重构与公共财政管理改革 [J]. 财政研究, 2003: 11-13.
- [27] 财政部国库司. 一场“财政革命”——财政国库管理制度的改革发展 [J]. 中国财政, 2019 (19): 17-21.
- [28] 沙安文. 财政管理 [M]. 鲍曙光, 译. 北京: 中国财经出版集团, 2018: 44.
- [29] 白景明, 程北平, 王泽彩, 等. 中国财政绩效报告——理论与实践 [M]. 北京: 中国财政出版集团, 中国财政经济出版社, 2018: 11-15.
- [30] 郑方辉, 廖逸儿, 卢扬帆. 财政绩效评价: 理念、体系与实践 [J]. 中国社会科学, 2017 (4): 95.
- [31] 徐瑞娥. 世界各国财政监督制度情况简介 [J]. 经济研究参考, 2002 (63).
- [32] 马骏. 实行政治问责的三条道路 [J]. 中国社会科学, 2015 (5): 103-120.
- [33] 詹静涛. 预算执行管理理念和运行机制的根本性变革 [J]. 中国财政, 2010 (21): 45-49.
- [34] 马晓英, 陈颖. 财政专户: 地方财政的第二国库 [J]. 金融会计, 2010 (8): 77-80.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

PPP项目资本金制度完善研究

Study on the Improvement of Capital System of PPP Fixed Assets Investment

曹晓燕 马俊

CAO Xiao-yan MA Jun

[摘要] 我国PPP行业经爆发式增长后已进入风险释放、规范提质发展阶段,目前整体存在项目融资难等困境,亟需实质性政策予以支持行业发展。PPP项目融资难原因有很多方面,学术界和实务界多从参与主体、项目质量、金融机构等因素进行分析,罕有对与项目融资关系密切的固定资产投资项目资本金制度进行反思。项目资本金制度建立已逾二十年,其调整工具主要是最低资本金比例及适用范围,该制度建立后仅有的三次调整都是针对最低资本金比例的调节,没有对适用范围这一重要工具的运用。实践中,无差别的项目资本金制度一定程度上制约了PPP行业的健康发展。在现行项目资本金制度体系内,根据项目的性质,实行有差别的PPP项目资本金制度,并完善其配套实施机制,是缓解行业发展压力、促进规范发展的可行举措。

[关键词] PPP项目 融资困境 资本金制度 差异化

[中图分类号] F283 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0013-08

Abstract: China's PPP industry has experienced explosive growth. At present, it has entered the stage of risk release, standard and quality improvement. The industry as a whole has difficulties in financing, and it is in urgent need of substantive policies to support. There are many reasons for the difficulty of financing. The academic and practical circles mostly analyze the factors such as participants, project quality, financial institutions and so on, and rarely reflect on the capital system of fixed asset investment which closely related to the project financing. The capital system has been established for more than 20 years, and its adjustment tools are mainly the minimum capital ratio and the scope of application. After the establishment of the system, only three adjustments are aimed at the adjustment of the minimum capital ratio, without the use of the scope of application as an important tool. In practice, undifferentiated project capital system restricts the healthy development of PPP industry to a certain extent. In the current project capital system, according to the nature of the project, implementing different PPP project capital system and improving its supporting implementation mechanism are feasible measures to alleviate the pressure of industry development and promote standardized development.

Key words: PPP Financing dilemma Capital of fixed asset investment Differentiated design

[收稿日期] 2019-10-31

[作者简介] 曹晓燕,女,1964年9月生,中央财经大学法学院副教授,研究方向为金融法;马俊,男,1986年1月生,中央财经大学法学院博士研究生,研究方向为金融法。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“政府与社会资本合作(PPP)模式立法研究”(项目编号:15ZDB174)。

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

PPP (Public-Private Partnership) 模式在我国的研究与实践已有多年的,随着我国预算、金融等管理体制逐渐完善,当前已进入风险释放、规范提质发展阶段。截至2019年8月,财政部全国PPP综合信息平台项目管理库中项目达9 182个^①,投资总额超13.9万亿元,规模巨大。但上述项目的实际落地率只有65%左右^②,而落地项目中完成项目融资的比例更是低至22.3%^③,也即77.7%的PPP项目面临不同程度的融资难以落地问题,融资难事实上已成为制约PPP行业发展的普遍问题。^[1] PPP融资难有多方原因,学术界和实务界多从参与主体、项目质量、金融机构等因素进行分析,罕有对与项目融资关系密切的固定资产投资项目资本金制度(以下简称“资本金制度”)进行反思。笔者认为,无论是基于继续推进我国基础设施建设的必然要求,还是规范PPP行业发展的应有之义,在国家相关部门研究制定《政府和社会资本合作暂行条例》之际,深入研究制约行业发展的制度困境,探寻解决之道,具有重要的现实与理论意义。本文根据我国当前PPP行业发展实践,从行业规范提质发展视角,通过对资本金制度内涵、实施机制、存在问题等制度因素深入检讨,分析PPP项目本质属性与资本金制度适用之间的关系,并提出差异化的制度设计理念,以期规范和促进行业发展提供参考方案。

二、项目资本金制度及其在PPP行业中的实践困境

(一) 项目资本金制度

项目资本金制度是我国独创的固定资产项目投资管控制度。^④ 该制度要求在经营性投资项目的总投资中,除项目法人从银行或资金市场筹措的债务性资金外,还必须拥有一定比例的资本金,同时对资本金资金性质、适用范围、出资方式、资金来源、最低比例等主要内容进行了规定。^⑤ 具体来讲,资金性质方面,资本金须为非债务性资金,投资者享有出资相应的所有者权益,可以转让但不能撤回;出资方式方面,包括货币与非货币两种方式,并同时规定了非货币资金出资的配套制度安排^⑥;资金来源方面,货币

出资时,其资金来源包括财政预算相关资金、专项建设基金、企业法人的所有者权益、个人合法资金等其他资金;最低比例方面,根据行业与项目收益不同,设置了不同的最低比例要求;适用范围方面,经营性投资项目适用,公益性投资项目或经国务院特批的特殊项目不适用。

一言概之,该制度主要内涵是为经营性的固定资产投资项目设定最低认缴的资本金比例,并通过与项目审批和贷款审批等制度联动配合,最终实现调控固定资产投资节奏的政策目的。其制度设计的逻辑基础与根本宗旨在于对项目性质进行公益性或经营性之分后差别对待,主要调整工具有两项:最低比例要求及适用范围。

制度效果的实现必须依赖实施机制。综合分析,项目资本金制度实施机制主要包括与项目审批制度、金融监管的联动协同。项目审批制度层面,落实资本金资金或投资安排是项目获得审批的必要条件。金融监管方面,通过对贷款审批、资本金结构化融资的监管来保障资本金制度效果实现。

1. 资本金制度与项目审批。

目前我国项目审批主要有审批、核准和备案三种机制,其中审批制适用于政府财政资金投资建设的项目;核准制适用于非政府财政资金投资建设的重大和限制类固定资产投资项目;备案制则适用于其他类型项目。实践中绝大部分的固定资产投资项目在审批或核准时均被要求适用资本金制度。具体适用模式主要有两种:一种是将明确的资本金筹集方案作为项目审批前提条件,该模式要求项目在上报审批的项目可行性研究报告中,必须列明资本金比例以及资金认缴方案,并在项目批复文件中明确相关要求;另一种是暂不将落实资本金作为项目批复条件,但是在批复文件中会明确资本金比例以及落实的责任主体,同时要求落实方案按程序另行上报,即该模式暂时允许项目上报时资本金来源尚未认缴完毕,但需要在申请文件中明确资本金的比例以及认缴方案。

2. 资本金制度与金融监管。

资本金制度诞生于我国金融监管尚不充分的年

① 另有3 012个储备项目等待进入管理库。

② 数据参见全国PPP综合信息平台网站, <http://www.cpppc.org/zh/PPPjb/9045.jhtml>, 最后访问日期为2019年10月12日。实践中项目落地主要指项目相关PPP合同签订完毕。

③ 相关数据根据公布项目融资信息的四川省财政厅数据、广东省财政厅数据、贵州省财政厅数据整理所得。完成项目融资,实践中主要指项目资本金投资及项目债务融资签约完毕。

④ 该制度系1996年国务院发布《关于固定资产投资试行资本金制度的通知》(国发[1996]35号,后文简称“35号文”)所建立。

⑤ 参见35号文。

⑥ 如非货币出资评估制度、最高比例限制规则等。

代,其政策效果实现依赖于金融监管政策的高度配合。从经济法宏观角度看,二者同属宏观调控范畴,是两种调控领域存在交叉的具体调控方式,资本金制度本质上属于政策调控范畴,金融监管属于金融调控范畴。从具体微观的视角看,二者的联动主要体现在贷款审批和资金监管上。

(1) 项目贷款制度对资本金制度的配合。

《贷款通则》及《固定资产贷款管理暂行办法》均将符合资本金制度的规定作为申请贷款的必备条件之一^①,同时对银行等金融机构课以审查义务。实践中,银行等金融机构均严格执行上述制度,实现了贷款审批制度对资本金制度落实的有效配合。

(2) 金融监管对项目资本金制度的配合。

金融监管对资本金制度的配合主要体现在对资本金资金性质、资金构成以及融资行为的监管上。

资本金性质方面,从项目法人角度要求资本金是非债务性资金,不得附加偿还利息和本金义务;^②从投资者角度要求是所有者权益,可转让但不得抽回。^③

资金构成方面,35号文通过正向列举的方式规定资本金资金构成包括货币出资和非货币出资,前者主要包括政府资金、投资机构或企业法人资金^④、个人合法资金以及其他符合规定的资金,后者主要指以实物、工业产权、非专利技术、土地使用权作价出资。^⑤银监会与财政部通过反向列举的方式规定了资本金资金构成。银监会规定股东借款^⑥、银行贷款、

银行个人理财资金^⑦、债务性集合信托计划资金^⑧不得作为资本金。财政部规定“名股实债”、股东借款、借贷资金等债务性资金和以公益性资产、储备土地等方式违规出资的资金不得作为项目资本金。^⑨

融资行为监管方面,一是严格监管资本金结构化融资,以往实践中项目投资方为了节省自有资金投入,往往会设计结构化融资产品获取资金充当资本金,一定程度上削弱了资本金制度的政策效果。随着对资金池业务、期限错配、多层嵌套、分级与负债杠杆的监管加强,对项目资本金融资乱象起了釜底抽薪之效。^⑩二是强化对资本金资金来源的穿透审查。具体到资本金监管,财政部通过强化金融机构的穿透审查责任来治理实践中的资本金融资业务。^⑪资管新规^⑫将实施穿透监管作为资管产品监管的基本原则之一,明确对于多层嵌套资产管理产品,向上识别产品的最终投资者,向下识别产品的底层资产(公募证券投资基金除外)^⑬,如果资管产品的最终投资者或底层资产不符合制度要求,则该资管产品就不能成为资本金的资金来源。

(二) PPP项目资本金制度实践困境

1. 差异化制度设计缺失,制度执行僵化。

国务院35号文规定资本金制度适用范围内容包括:各种经营性投资项目,公益性投资项目不实行资本金制度。文件对经营性投资项目的范围进行了列举,指的是国有单位的基本建设、技术改造、房地产

① 参见《贷款通则》第十七条,《固定资产贷款管理暂行办法》第九条、第二十八条等。

② 35号文虽不是传统意义上的金融监管文件,却是建立项目资本金制度的渊源,后续金融监管政策均是在落实该文件的相关精神,故有必要在此阐述。

③ 参见35号文第二条,人民银行、银监会《关于加强商业性房地产信贷管理的通知》(银发〔2007〕359号),银监会《关于加强当前重点风险防范工作的通知》(银监发〔2010〕98号)、《经济适用住房开发贷款管理办法》(银发〔2008〕13号),中国人民银行、银监会、证监会、保监会《关于进一步做好金融服务支持重点产业调整振兴和抑制部分行业产能过剩的指导意见》(银发〔2009〕386号)等文件。

④ 企业法人的相关资金指的是所有者权益(包括资本金、资本公积金、盈余公积金和未分配利润、股票上市收益资金等)、企业折旧资金以及投资者按照国家规定从资金市场上筹措的资金。

⑤ 参见35号文第三条。

⑥ 股东承诺在项目公司偿还银行或信托公司贷款前放弃对该股东借款受偿权的情形除外。

⑦ 商业银行私人银行业务资金除外。

⑧ 包括以股权投资附加回购承诺(含投资附加关联方受让或投资附加其他第三方受让的情形)等方式运用的信托资金。

⑨ 参见财政部《关于规范金融企业对地方政府和国有企业投融资行为有关问题的通知》(财金〔2018〕23号)。

⑩ 内容参见:中国人民银行、银监会、证监会、保监会、外汇局《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(银发〔2018〕106号文,2018年4月27日),银保监会《商业银行理财业务监督管理办法》(2018年第6号),证监会《证券期货经营机构私募资产管理计划运作管理规定》(〔2018〕31号)、《证券期货经营机构私募资产管理业务管理办法》(证监会令〔第151号〕)等文件。

⑪ 参见《关于规范金融企业对地方政府和国有企业投融资行为有关问题的通知》(财金〔2018〕23号),其明确规定:国有金融企业向参与地方建设的国有企业(含地方政府融资平台公司)或PPP项目提供融资,应按照“穿透原则”加强资本金审查,确保融资主体的资本金来源合法合规,融资项目满足规定的资本金比例要求。若发现存在以“名股实债”、股东借款、借贷资金等债务性资金和以公益性资产、储备土地等方式违规出资或出资不实的问题,国有金融企业不得向其提供融资。

⑫ 资管新规主要指《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(银发〔2018〕106号),配套制度主要指《关于进一步明确规范金融机构资产管理业务指导意见有关事项的通知》、《商业银行理财业务监督管理办法》(中国银行保险监督管理委员会令2018年第6号)、《证券期货经营机构私募资产管理业务管理办法》(证监会令〔第151号〕)、《证券期货经营机构私募资产管理计划运作管理规定》(证监会公告〔2018〕31号)等。

⑬ 参见《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(2018年4月27日发)第二十七条。

开发项目和集体投资项目,个体和私营企业的经营性投资项目参照执行。^①

上述适用范围规定至今,未曾进行过调整。实践中,除少数项目外,绝大多数项目都被严格适用资本金制度,包括PPP项目中的政府付费项目以及可行性缺口补助项目等公益性质明显的投资项目。笔者认为资本金制度缺乏适用范围调整机制以及配套机制不完善,以至于使其成为制约PPP行业风险释放、行业规范发展的制度性障碍,是该制度最值得商榷和有待完善的地方。

2. 对PPP项目属性缺乏准确认识,制度执行过度。

在我国资本金制度框架内,判断项目是否适用资本金制度的根本是基于对项目属性的正确认识,即对项目公益属性及经营属性的正确识别。无论在理论研究上,还是实践过程中,均缺乏对PPP项目属性的深入研究,从而导致项目审批机关、参与各方主体本着最保守的原则开展业务,最终导致资本金制度被无差别过度执行。

三、PPP项目属性理论分析

(一) PPP项目的公益属性

对PPP本质属性的探究需从其基本概念出发,方能回应复杂的实践需要。PPP即public-private and partnership,学界和实务界一般将public理解为“公共部门”,提供的是公共产品或服务,private为“私人部门”,提供的是私人产品或服务,其中公共部门和私人部门是基于提供主体的角度,公共产品或服务 and 私人产品或服务是基于产品内容的角度。

从主体角度看,PPP是公共产品供给主体的一次扩充。基于哈贝马斯关于公共领域与私人领域的区分,人们往往把与行政和政治相关的组织笼统地称为公共部门,而把在社会特别是市场中活动的所有组织归入到私人部门之中。^[2]在社会的资源配置系统中,市场私人部门配置和政府公共部门配置是两种重要的子系统,^[3]由于公共产品的非排他性和非竞争性,在历史上相当长的时期其提供者只能是公共部门。在这种模式下,基于公共部门的“公共性”特征,公共产品或服务的定价需要优先考虑公共利益,而非实际成本水平,因此长期以来,公共产品或服务的定价一直在低水平运营,公共部门亏损严重,政府财政负担不断加重,^{[4](100)}寻求新的供给方式以平衡逐渐失衡的财政便成了公共部门面临压力之下的必然

选择。另一方面,随着社会经济的发展特别是科学技术的进步,部分公共产品的性质也逐渐变得模糊,一些原本属于公共产品的产品或服务在性质上发生了根本的变化,变成了公共产品和私人产品的“混合品”或纯私人产品,可以由私人部门通过市场和交易的方式来提供。兴起于20世纪80年代的“新公共管理理论”便是基于这样的背景而产生,其主张公共产品和服务提供者和生产者可以相互分离,该理论仍然认为向社会提供公共产品和服务是公共部门的基本职责,但并不一定亲自生产此类产品和服务。从这个角度上来说,PPP模式在实质上并没有改变公共产品和服务的提供主体为公共部门这一属性,只不过公共部门的职责从亲自生产产品和服务转变为制定标准和程序并以此选择符合要求的私人部门代替其生产,本质上是在特定领域内高效率的生产对相对低效率生产的替代。^[5]因为私人资本的选择是基于公共部门制定的标准和程序,因而产品和服务供给的最终责任还是公共部门承担。PPP就是公共部门与私人部门之间通过协议安排,并按照相关既定规则,选择将原本由公共部门生产的一部分公共产品和服务交由私人部门生产。

从供给内容上看,公共产品和服务的内容并非一成不变,以往对公共产品和服务进行界定研究,多是在总结特征的基础上根据研究方法或研究领域不同所进行的非概念性阐述。按照主流经济学观点,公共产品和服务的核心特征是非排他性和非竞争性,根据其程度,可以将其进一步分为纯公共产品和准公共产品,其中准公共产品指的是非排他性和非竞争性特征在特定因素影响下会呈现出相反特征的产品或服务,典型的例子如PPP模式主要适用的基础设施和市政公用设施产品。基础设施和市政公用设施类产品虽然具有明显的非排他性和非竞争性等公共产品特征,但也存在过度拥挤或可定价的情形,随着理论和社会实践的发展,其自然垄断性逐渐变弱,部分环节已具备可竞争的市场环境,这样一来必然会涉及公共部门提供产品成本和效率的讨论。根据科斯定理,在市场交易成本为零的情形下,公共产品由谁提供,取决于公共部门与私人部门的竞争和谈判,在交易成本存在的情形下,公共部门和私人部门在提供公共产品方面必然存在不同效率的制度安排,最终由谁来提供,应取决于供给成本的高低。受此影响,公共部门和私人部门开始利用各自的优势,通过合理的风险分担机制逐步建立起伙伴式的合作关系。^{[2](102)}因此,在这个意

^① 参见35号文第一条。

义上,PPP在一定程度上是基于追求降低公共产品和服务供给成本和优化供给效率的一种制度安排。在这种安排下,公共部门让渡部分产品和服务的供给责任,公共部门与私人部门“各自做各自专业的事情”,其根本目的仍然在于提高产品和服务的供给效率,保障社会公共利益。因此,无论从主体角度,还是从内容角度,由公共部门和私人部门合作提供特定领域的公共产品或准公共产品,并没有改变产品和服务的根本性质,改变的是供给成本和效率。因此,PPP项目具有一定程度的天然公益属性。

(二) PPP项目的经营属性

法律层面,没有对何谓(非)经营性投资项目进行明确定义,多以列举的方式进行描述,对经营性投资项目概念的理解只能从相关制度的规定里推导。《国务院批转国家体改委1995年经济体制改革实施要点的通知》(国发[1995]21号)首次使用经营性投资项目概念,规定经营性投资项目实行法人投资责任制。^①国务院35号文列举了经营性项目的主要内容。^②《国务院关于印发投资管理体制近期改革方案的通知》(1988年7月16日)规定我国基本建设基金分为经营性和非经营性两类,其中经营性的投资主要是指对“七五”计划内能源、交通、原材料、机电轻纺、农业、林业六个领域内的基础设施和基础工业的重点工程的投资,非经营性投资主要是指中央各部门直接举办的文化、教育、卫生、科研等建设和大江大河的治理领域的投资。^③《国务院办公厅转发国家土地开发建设基金管理领导小组两个文件的通知》(国办发〔1988〕42号)通过对国家土地开发建设基金的使用分类的规定,间接指明非经营性项目以社会效益、生态效益为主;经营性项目主要指有直接经济效益的生产性项目。^④《国务院办公厅关于加强和规范新开工项目管理的通知》(国办发〔2007〕64号)对经营性投资项目的开工条件进行规定,并列举工业、商业、旅游、娱乐和商品住宅等为经营性投资项目。^⑤综上所述,在国务院发布的规范性文件语境中,经营性项目主要是指具有经济效益产出的生产性项目。

学理上,根据项目的性质,一般将项目分为经营性项目和非经营性项目,其中经营性项目主要指以追求盈利为目的,建成后能产生长期、持续、稳定的收

益的项目,如商业和服务项目、房地产项目、交通设施等;非经营性项目主要指以提高公共服务和社会整体利益而不以盈利为目的,建成后也难以产生收益的项目,科教文卫、党政机关等投资建设项目,一般具有非生产性。

这种划分在实践中具有重要意义,但不一定能够概括全面,实践中部分项目因为具有多重特征而兼具经营性与非经营性的特点,学界一般称为“准经营性项目”。

笔者认为,PPP项目也可以按此标准进行划分。根据PPP项目的经营情况,PPP项目可以分为三种:政府付费类项目(项目完全没有经营收入)、可行性缺口补助类项目(项目有一部分经营收入)以及使用者付费类项目(项目经营收入能够覆盖项目建设与运营成本)。

截至2019年8月,财政部全国PPP综合信息平台项目库中使用者付费类项目618个,投资额12760亿元;累计可行性缺口补助类项目5213个,投资额92532亿元;累计政府付费类项目3351个,投资额33694亿元。^[6]根据上述理论,政府付费类项目应为非经营性项目(个数占比36.5%,投资额占比24.2%),使用者付费类项目应为经营性项目(占比6.7%,投资额占比9.2%),而可行性缺口补助类项目应为准经营性项目(占比56.8%,投资额占比66.6%)。简言之,PPP项目在实践中已覆盖上述全部类型,且以非经营性、准经营性项目为主,而实践中均被视为经营性项目无差别地执行项目资本金制度。

(三) 我国制度语境下PPP项目公益属性识别

在35号文中,公益性投资项目属于与经营性投资项目相对应的概念,前者不适用资本金项目制度,后者适用,但文件中并没有对公益性项目内容进行明确规定。“如果想列出一张表,全面列举作为规制正当化理由的公益目标,可以断定,任何这样的尝试都是徒劳的,因为‘公共利益’的内涵随着时间、地点及特定社会所追求的具体价值而改变”。^[7]学理上,何为公益性项目的核心在于对公益本质的识别。公益是公共利益的简称,最初是一个哲学或政治学概念,与私益相对,是“最高的善”,也是最高的“法”。卢梭在《社会契约论》中提出公益是社会契约的基

① 参见该通知第三条(十一)。

② 主要包括国有单位的基本建设、技术改造、房地产开发项目和集体投资项目。

③ 参见该通知第三条、第四条。

④ 参见该通知第一条。

⑤ 参见该通知第一条(四)。

础,国家产生的目的在于保障公益。洛厚德在《公共利益与行政法的公益诉讼》中将公共利益界定为“大多数人的利益”。^[8]我国法律法规、司法解释在使用公共利益时多是基于这一学说,将其与“社会”相连,并与国家利益、集体利益并列,同国家安全、经济秩序、社会安定、社会发展等相关联,是一种具有公共性、位阶更高、普遍价值的利益。

公益性项目最早出现在国家层面规范性文件中是1996年全国人大发布的《中华人民共和国国民经济和社会发展“九五”计划和2010年远景目标纲要》(1996年3月17日),文件根据国民经济各行业的性质和特点,将建设项目划分为竞争性、基础性和公益性三类,但其主旨在于明确各类项目的投资主体,其中明确公益性项目主要由各级政府运用财政资金安排建设,^①这实际上对公益项目的范围进行了限缩性解释,即只有使用预算内资金建设的项目才可以被该文件认定为公益项目。^②

国务院文件层面,对公益性项目的理解只能从对其他问题的规定中间接探寻。《国务院办公厅关于做好地方政府性债务审计工作的通知》(国办发明电〔2011〕6号)中对地方政府其他债务进行审计的规定体现了公益性项目的特殊性。^③《国务院关于印发推进财政资金统筹使用方案的通知》(国发〔2015〕35号)将公益性项目分为没有收益的公益性项目和有收益的公益性项目,进一步规定一般债务资金纳入一般公共预算,由地方各级财政部门统筹用于没有收益的公益性项目建设;专项债务资金纳入对应的政府性基金,与该项政府性基金统筹用于对应有一定收益的公益性项目建设。^④

部门规章中,财政部和原水利部在其部门规范性文件中对公益性项目进行过比较明确的定义,但也是基于各自行政职能的视角。财政部发布的《地方政府融资平台公司公益性项目债务核算暂行办法》(财会〔2010〕22号)中规定公益性项目是指为社会公共利益服务、不以盈利为目的的投资项目,如市政建设、公共交通等基础设施项目,以及公共卫生、基础科研、义务教育、保障性安居工程等基本建设项目。^⑤原水利部在《水利基本建设投资计划管理暂行

办法》中规定公益性项目指具有防洪、排涝、抗旱和水资源管理等社会公益性管理和服务功能,自身无法得到相应经济回报的水利项目,如堤防工程、河道整治工程、蓄滞洪区安全建设、除涝、水土保持、生态建设、水资源保护、贫困地区人畜饮水、防汛通信、水文设施等。^⑥

通过对上述全国人大、国务院及其所属部门层面文件的分析,公益项目在我国制度语境中存在两种解释路径:其一是目的解释的路径,即“为社会公共利益服务、不以盈利为目的”的项目;其二是从投资主体和资金构成角度看,公益性项目的投资资金从最初主要为政府财政资金逐渐向政府财政资金、国有企业资产与社会资本拓展,因而公益性项目在政策性文件中也被进一步划分为占用预算的公益性项目、不占用预算的公益性项目、占用部分财政预算的项目三种类型。

具体到PPP项目,首先,从目的解释的路径,在我国财政部层面的PPP项目中,数量上占前三位的是市政工程、交通运输、生态建设和环境保护,合计占入库项目总数的63.9%,累计投资额占前三位的是市政工程、交通运输、城镇综合开发,合计占入库项目总投资额的73.9%,而市政工程、交通运输、生态建设和环境保护、城镇综合开发都具有明显的公共利益属性。其次,从投资主体和资金构成角度,政府付费类项目和可行性缺口补助类项目占据了绝大部分的项目类型(合计占项目总数的93.3%,占总投资的90.8%),而前者属于完全占用政府预算,后者属于占用部分预算。综合来看,实践中大部分PPP项目投资构成中有部分或全部财政预算资金,尽管在PPP模式中设置了先由社会资本投资而后财政预算分期进行支付的制度安排,但这不改变最终的支付责任属于财政预算的本质,具有相当程度的公益性。再次,我国对PPP项目社会资本的收益限制,也从另外一个层面证实了这种公益属性,即通过设置合理利润区间来对社会资本的收益进行限制,这种“不那么市场化的规制手段”其根本目的和基本逻辑就在于规避社会资本因追求自身商业利益最大化而可能损伤社会公共利益。

① 参见该文件第(三)、(四)条。

② 这可以认为是国家层级文件体系中对公益性项目范围最小的界定,尽管如此,PPP项目大多也应被纳入公益性项目,后文详述。

③ 参见该通知第二条(一),通知规定对于政府融资平台公司、经费补助事业单位和公用事业单位为公益性项目举借的债务,政府不承担偿债责任,但债务人出现债务危机时,政府可能需要承担救助责任。

④ 参见该通知第二条(九)。

⑤ 参见该办法第二条。

⑥ 参见该办法第五条。

四、规范 PPP 行业发展语境下的制度完善路径

概前所言,无论是基于 PPP 项目的公益属性,还是基于 PPP 项目的经营性质,尤其是 PPP 除了在完善基础设施融资和建设领域的作用之外,还被赋予重要社会治理功能的背景下,^①对 PPP 项目严格执行无差别的资本金制度有违资本金制度设计的根本宗旨。

(一) 差异性原理与 PPP 项目融资特殊性

差异性原理是经济金融法的基本原理之一。该原理强调,在现实的经济生活中,各类主体在地位、信息、时空、能力、利益等方面存在着诸多差异,由于其中的某些差异过大会引发市场失灵、经济失衡、社会失衡等问题,影响经济的稳定增长和市场秩序,因此需要通过法律的调整,缓解由于差异过大所带来的诸多问题,保障实质公平。^{[9](8)}该原理要求,为了使法律尤其是经济金融法具有解决差异性问题的功能,经济法在制度设计上要做出特殊的安排,从而形成一系列“非均衡”的结构,这种制度规范上的“非均衡”,有的是现实客观差异的写照,有的是基于法律调整的需要。只有在法律制度上做出“非均衡”的特殊安排,才能更好地保障实质公平,更好地发挥经济法的规范功能和保障功能,起到维护相关秩序的作用。^{[9](8-9)}

PPP 项目与其他类型项目存在明显的差异性。结合上文分析,我国绝大部分 PPP 项目为准经营性、非经营性项目,具有一定的公益属性,与房地产、商业开发、工业项目等经营性项目相比,PPP 项目在项目规模、特殊属性、项目周期、项目复杂程度、项目收益等方面均存在融资劣势。^[10]在规模和周期方面,PPP 项目一般规模较大、周期较长,需要占用的融资额度也较大、期限较长,进而对金融机构资金占用较多、较长,金融机构承担的风险较大,贷款审批难度就加大。在特殊属性方面,大部分 PPP 项目或多或少地具有公益属性,社会公众及政府参与项目的程度较高,即使贷款审批时各项还款安排、担保措施到位,一旦还款出现问题,金融机构通过对 PPP 项目主张担保物权等相关权利往往会受到来自公共利益的制约。在项目复杂程度方面,PPP 项目多是大型基础设施项目或市政公用项目,项目建设施工难度普遍较一般性项目大大提高,因而项目建设失败或建设拖延等风险发生几率较高,对金融机构来说,这都是其专业内无法控制的风险。在项目收益方面,如前

所述,PPP 项目多数是基础设施项目或市政公用项目的现实就决定了其项目利润受到基于“公共利益”而设定的“合理利润”的限制,对金融机构来说,盈利是其核心目标,它“关注的是标的、是利润,而不是对公共产品的广泛的道德关注”。^[11]因此,银行尤其是商业银行,在没有特殊政策要求的情况下,往往偏向于周期较短、担保物权充分且较容易实现、利润较丰厚的经营性项目,对 PPP 项目融资缺乏积极性。必要的制度激励恰是对这种缺失积极性的弥补。

(二) 建立差异化的 PPP 项目资本金制度

充分利用项目资本金制度两种调节工具,重视“调整范围”工具的使用,进而在 PPP 领域构建差异化的资本金制度是进一步优化现行项目资本金制度的可选之路。一方面,致力于基础设施建设的 PPP 产业对于我国国民经济发展发挥着重要作用,通过差异化的制度优化解决 PPP 项目发展中遇到的核心问题,符合促进行业提质规范发展的内在要求;另一方面,作为宏观调控手段的项目资本金制度,在当前经济面临新常态背景下,应赋予新的时代特征,充分发挥调控经济的作用。

重视调整范围工具要求根据项目公益程度和实际运营状况,对不同类型的 PPP 项目实行不同的资本金制度。对于公益性程度较高的非经营性 PPP 项目,应按照现行资本金制度的规定,不实行资本金制度,项目融资不要求必须匹配相应的资本金;对于具有一定公益性的准经营性 PPP 项目实行比例较低的资本金制度,减少对社会资本及政府方资本金的资金占用,提高社会资金利用效率;对于公益性较少或不具有公益性的经营性 PPP 项目,按照现行资本金制度执行。

(三) 完善配套制度体系

仅仅建立差异化的项目资本金制度尚不足以保证其政策目的实现,必须同时完善其配套制度,主要包括项目规模控制、质量控制、合理利润控制、过程监管四个方面的配套制度,这是差异化的资本金制度功能发挥的基础和前提性制度。

项目规模控制核心要义在于通过科学、严格的项目筛选审批机制,确保 PPP 项目在政府财政能力承受范围之内,使项目审批与政府财政能力控制达到有效统一,使项目通过审查就会有对应的财政预算成为市场普遍预期,从而避免通过审批的项目却得不到预算安排造成市场乱象,增加项目实施成本和其他社会成本。^②

① 参见财政部《关于推广运用政府和社会资本合作模式有关问题的通知》(财金〔2014〕76号)。

② 2019年5月刚刚颁布的《政府投资条例》(国令第712号)从中介服务机构评估、公众参与、专家评议、风险评估、强化预算管理等方面规范政府项目审批。

质量控制制度,强调的是对项目自身质量的管控。实践中,存在地方政府将自身条件较好的项目自己组织实施,而将条件一般或较差的项目推向PPP市场的现象。项目自身经济条件较好、合法性手续齐备是成功融资或履约的必要条件,因此,在实行特别资本金制度的PPP领域,要设定一定的质量标准,将符合条件的项目推向市场。

合理利润控制机制是PPP行业发展的核心要求。PPP模式的核心在于通过政府与社会资本的合作,缓解政府财政在基础设施等方面的投资压力,激发社会资本投资活力,提高产品供给效率,其基础在于合作,合作的前提是共赢。而对于社会资本,这种共赢就体现在风险合理分担的同时获得合理利润以及社会信誉的提升。基于传统建设领域交易逻辑和交易习惯,地方政府在社会资本的选择过程中普遍存在“最低价中标”“重资信、轻实际投资运营能力”而忽略项目“全周期成本”的错误认识,社会资本在获取项目的过程中会尽量压低项目报价以提高获取项目概率。过低的项目报价必然会导致社会资本愿意付出的融资与建设成本降低,客观上增加项目融资和实施难度。实践中,现有制度也仅仅是原则性地明确“保证最低收益原则”^①,在财政部《政府和社会资本合作项目财政承受能力论证指引》(财金〔2015〕

21号)中,规定折现率结合具体支出年份参照同期地方政府债券收益率确定,合理利润率以商业银行中长期贷款利率水平为基准,根据项目所包含的风险因素合理确定。^②该规定具有合理性,但是在实践中却被机械执行,实践中社会资本为获取项目而合理利润率为零的现象也屡见不鲜。因此,合理的利润控制制度应该是在考虑行业利润水平、金融市场资金成本、项目风险、市场竞争、项目全周期成本等多方面因素下,不但有上限,也有利润下限控制的制度。

过程监管制度是保障PPP行业规范发展的重要制度之一。在PPP模式下,政府将本应由其供应的一部分公共物品委托给社会资本提供,并支付一定的费用,基于其仍是该公共物品供应最终责任的承担者,政府方有权也应当建立相应的项目实施过程监管机制^[12],确保项目能够按照协议顺利实施。

五、未来展望

一项制度只有在社会发展实践中不断完善,才能有效实现制度目的。在当前PPP相关立法中,针对不同性质的PPP项目适用有差别的资本金制度,既是制度理论发展的内在要求,也是实践发展的切实需要,不仅有利于解决存量项目融资难题,也将有利于促进整个行业的规范发展。

参考文献

- [1] 张极井. 项目融资 [M]. 北京: 中信出版社, 2003: 67-68.
- [2] 张康之. 论公共性的生成及其发展 [J]. 青海社会科学, 2013 (3): 10.
- [3] 张守文. 政府与市场关系的法律调整 [J]. 中国法学, 201 (5): 62.
- [4] 王俊豪. 公私合作制的本质特征与中国城市公用事业的政策选择 [J]. 中国工业经济, 2014 (7): 100-102.
- [5] 仇晓光. PPP模式中特殊目的公司(SPV)治理法律问题 [J]. 国家检察官学院学报, 2019 (5): 156.
- [6] 财政部. 全国PPP综合信息平台项目管理库2019年8月报 [R/OL]. (2019-09-26) [2019-10-1]. <http://www.cpppc.org/zh/PPPjb/8985.jhtml>.
- [7] 安东尼·奥格斯. 规制: 法律形式与经济学理论 [M]. 骆梅英, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2008: 29.
- [8] 刘连泰. “公共利益”的解释困境及其突围 [J]. 文史哲, 2006 (2): 161.
- [9] 张守文. 经济法原理 [M]. 北京: 大学出版社, 2013: 008.
- [10] 林华. PPP与资产证券化 [M]. 北京: 中信出版社, 2016: 107-108.
- [11] Stillman R J. Public Administration: Concepts and Cases [M]. 7th ed. Houghton Mifflin Company, 2004: 304.
- [12] 贾康, 孙浩, 陈新平, 等. PPP机制创新: 呼唤法治化契约制度建设——泉州刺桐大桥BOT项目调研报告 [R]. 经济研究参考, 2014 (3): 51.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

① 财政部《PPP项目合同指南(试行)》中对公共交通类项目规定了“保证合理回报原则”: 项目公司在收回投资成本后, 应获得与同行业平均收益率相适应的合理收益回报, 并强调收费不得过分高于使用可承受的合理范围。

② 具体为: 年度折现率应考虑财政补贴支出发生年份, 并参照同期地方政府债券收益率合理确定; 合理利润率应以商业银行中长期贷款利率水平为基准, 充分考虑可用性付费、使用量付费、绩效付费的不同情景, 结合风险等因素确定。

外资持股降低了股票交易成本吗？

Does Foreign Ownership Reduce Stock Transaction Cost?

魏熙晔 李梦雨 贾晓月 张正平

WEI Xi-ye LI Meng-yu JIA Xiao-yue ZHANG Zheng-ping

[摘要] 伴随着合格的境外机构投资者（QFII）和人民币境外合格机构投资者（RQFII）投资额度限制的取消，外资持股对中国股票市场的影响成为资本市场开放进程中需要考虑的重要问题。笔者基于资本市场微观机构理论，分析外资持股影响股票交易成本的理论机制，运用中国A股市场的日内分时高频交易数据，实证检验外资持股与股票交易成本之间的关系。研究发现，外资持股通过减少逆向选择成本、缩减存货持有成本和减小指令处理成本三种途径，显著降低了股票交易成本，并且较之于QFII与RQFII，采用沪港通与深港通方式的外资持股对交易成本的削减作用更加明显。进一步研究表明，外资持股通过提高股价信息含量和完善公司治理水平两种渠道减小了股票交易成本，从而提升了市场运行效率。上述结论在进行了内生性问题和中介效应等稳健性检验之后，保持不变。笔者的研究为放开外资持股比例限制、启动沪伦通等措施提供了理论支持。

[关键词] 外资持股 交易成本 股价信息含量 公司治理

[中图分类号] F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0021-12

Abstract: With the cancellation of QFII and RQFII investment limits, the impact of foreign ownership on China's stock markets has become an important issue in the opening process of capital markets. This paper analyzes the theoretical mechanism of the influence of foreign ownership on stock transaction cost based on capital market microstructure theory, and applies the intraday high frequency trading data of China's A-share market to explore the relationship between foreign ownership and stock transaction costs. The results show that foreign ownership significantly reduces stock transaction costs by diminishing the cost of adverse selection, inventory holding and order processing. Compared with QFII and RQFII, the effect of foreign shareholding via Shanghai-Hong Kong Stock Connect and Shenzhen-Hong Kong Stock Connect on transaction costs is more obvious. Further research indicates that foreign shareholding lowers stock transaction costs and promotes market efficiency through two channels: increasing the information of stock price and improving the level of corporate governance. The above conclusions remain unchanged after conducting robust tests such as considering endogenous problems and mediation effect. This study provides theoretical support for expanding the restrictions of foreign ownership and the Shanghai-London Connect.

Key words: Foreign ownership Transaction cost Stock price information Corporate governance

[收稿日期] 2019-10-22

[作者简介] 魏熙晔，男，1979年9月生，北华航天工业学院经济管理学院讲师，研究方向为资本市场微观结构、经济增长；李梦雨，女，1988年2月生，北京工商大学经济学院副教授，研究方向为资本市场微观结构、金融风险；贾晓月，女，1994年9月生，北京工商大学经济学院研究生，研究方向为资本市场微观结构；张正平，男，1976年4月生，北京工商大学经济学院教授，研究方向为微型金融、金融科技。

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“系统性风险防控视角下中国股票市场反操纵机制研究”（项目编号：18CJY058）；北京市社会科学基金青年项目“国际比较视角下北京经济高质量发展的指标体系及路径优化研究”（项目编号：19YJC038）；国家自然科学基金项目“乡村振兴战略背景下我国农村数字普惠金融的形成机制及其风险治理研究”（项目编号：71873011）。

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

党的十九大报告明确指出,中国坚持对外开放的基本国策,坚持打开国门搞建设,促进贸易和投资自由化便利化。2018年4月中国政府在博鳌亚洲论坛中承诺进一步开放中国金融市场,按照“宜快不宜慢、宜早不宜迟”的原则,中国金融业实施了一系列更高水平的对外开放举措。伴随着沪港通和深港通的成功实施,A股纳入明晟新兴市场指数和富时罗素全球股票指数,以及合格的境外机构投资者(QFII)和人民币境外合格机构投资者(RQFII)投资额度限制的取消,中国资本市场对外开放的步伐明显加快,境外资本持有A股的规模不断攀升。根据央行披露的数据,2019年年末外资持有A股市值突破2万亿元大关。那么,外资持股对我国A股市场究竟有何影响?相应的影响机制是什么?上述问题的解答对于中国在更大范围、更宽领域、更深层次上提高资本市场的开放水平,具有重要意义。

关于外资持股经济后果的研究,学术界已积累了大量文献,但至今尚未取得一致认识。支持者认为外资的引入会增加股价信息含量(Bae等,2012^[1];连立帅等,2019^[2])、提高股票流动性(Amihud和Mendelson,2008^[3])、降低股价同步性(钟覃琳和陆正飞,2018^[4])、减少市场性波动(Li等,2011^[5];杨竹清和刘少波,2013^[6];钟凯等,2018^[7])。反对者则认为,如果缺乏成熟的金融机构和恰当的金融监管,国际资本流入反而会降低市场效率(李学峰和文茜,2012^[8];董秀良等,2018^[9]),导致流动性枯竭(Rhee和Wang,2009^[10];邓柏峻等,2016^[11]),增加股市风险(Goldstein和Razin,2006^[12];Chen等,2013^[13])。

既有文献的分歧,可能源于三大挑战:第一,外资持股潜在地取决于一国的经济发展水平、监管政策变化和资本市场成熟度(Mitton,2006^[14]),因此双向因果关系导致的内生性问题会严重降低实证结果的有效性。第二,使用跨国截面数据进行分析,容易受到司法和文化等因素的影响,如果遗漏上述变量,则会使回归结果中混淆外资持股与制度因素的真实作用,造成参数错误估计(钟覃琳和陆正飞,2018^[4])。第三,基于自然实验的研究方法虽然较好地控制了双向因果关系和遗漏变量问题,但关于市场有效性、流动性和风险性的度量存在不同维度,因此可以构建多种

指标。使用单一指标会造成以偏概全,而使用不同指标会导致结果迥异,这反映出系统性量化资本市场开放对股票市场影响本身就是一项困难工作(Edison等,2004^[15])。

本文选取2014—2018年中国A股市场2054家上市公司作为研究样本,考察外资持股对股票交易成本的影响及其作用机制。研究发现,外资持股(陆股通、QFII和RQFII)能显著降低股票交易成本,并且这一影响是通过降低信息不对称程度和提升公司治理水平产生的。本文的结论支持了资本市场开放会提升市场有效性的观点,为取消QFII和RQFII额度限制,积极推动沪伦通实施,提供了理论和数据支撑。

本文的主要贡献和创新体现在以下方面:第一,以往研究大多关注资本市场开放对市场有效性和波动率等维度的影响,鲜有学者分析外资持股与股票交易成本的关系,本文采用日内分时高频报价和交易数据以及日间交易数据,计算出股票的相对有效价差、价格冲击指数和价格影响,系统研究了外资持股对交易成本的影响。第二,研究中国资本市场开放的文献大都集中于探讨QFII、沪港通、深港通等事件对股票市场的影响,而外资持股的方式具有多样性,本文的外资持股数据集陆股通、QFII和RQFII三者于一体,能够更加全面地反映外资持股与股票交易成本的关系。第三,本文构建了股价同步性变量和公司治理指数,从股价信息渠道和公司治理渠道两个方面分析外资持股对股票交易成本的作用机制,拓展了资本市场开放的传导机制领域的文献。

本文其余部分安排如下:第二部分介绍制度背景与研究假设;第三部分给出研究设计;第四部分分析外资持股对股票交易成本的影响及其机制;第五部分为稳健性检验;最后对全文进行总结。

二、制度背景与研究假设

(一) 制度背景

中国资本市场开放走的是渐进开放之路。2002年实施了合格境外机构投资者制度(Qualified Foreign Institutional Investors,简称QFII),允许获得资格的境外投资者投资于中国内地的证券市场。随后于2006年颁布了合格境内机构投资者制度(Qualified Domestic Institutional Investors,简称QDII),允许具备资格的内地机构投资者投资于海外证券市场。在借鉴QFII制度的经验基础上,2011年我国又推出了人

民币合格境外投资者制度 (RMB Qualified Foreign Institutional Investors, 简称 RQFII), 允许境外机构投资者通过离岸人民币账户投资于境内证券市场。为进一步加快资本市场开放进程, 2014 年启动了沪港股票市场交易互联互通机制 (简称沪港通), 允许内地和香港的投资者委托上交所会员或者联交所参与者, 通过上交所或者联交所对方所在地设立的证券交易服务公司买卖规定范围内的对方交易所上市股票。接着于 2016 年开启了深港股票市场交易互联互通机制 (简称深港通), 允许内地和香港投资者通过当地证券公司或经纪商买卖规定范围内的对方交易所上市股票。因此, 现阶段境外投资者可通过 QFII、RQFII 以及沪港通和深港通中的陆股通 (指投资者委托联交所参与者, 通过联交所证券交易服务公司, 向上交所或深交所进行申报, 买卖规定范围内的 A 股上市股票), 实现外资持股。

(二) 研究假设

外资持股是否对股票交易成本产生影响, 是本文研究的首要问题。根据资本市场微观结构理论, 证券的交易成本主要源于以下三个方面: 一是逆向选择成本。在股票市场中, 流动性提供者的交易对手包括知情交易者, 相比于非知情交易者, 他们更了解公司的内在价值, 因此会在股价过高时卖出而在股价过低时买入, 从而导致流动性提供者承担损失。为转嫁这部分成本, 流动性提供者需要提高买卖价差, 造成投资者的交易成本提升。因此知情交易者越少、信息不对称程度越低的股票市场, 交易成本就越小 (Copeland 和 Galai, 1983^[16]; Glosten 和 Milgrom, 1985^[17])。二是存货持有成本。持有股票多头或空头的流动性提供者会担心股票价格朝着不利于自身的方向变化, 从而导致亏损, 为弥补市场风险给自己带来的损失, 其需要提高买卖价差。特别地, 当流动性提供者的风险厌恶程度低、风险承担能力强, 股票基本面价值波动比较小时, 存货持有成本较小, 交易成本也就较低 (Stoll, 1978^[18]; Cohen 等, 1981^[19]; Ho 和 Stoll, 1981^[20])。三是指令处理成本。为补偿流动性提供者提供即时性交易服务所产生的成本, 投资者不得不支付买卖价差。而且流动性越强、竞争性越高、证券交易的基础设施越发达的市场, 交易成本越低 (Glosten 和 Harris, 1988^[21]; Stoll, 1989^[22]; George 等, 1991^[23]; Huang 和 Stoll, 1997^[24])。

中国是新兴市场国家, 市场效率有待提升, 市场

波动相对较大, 投资者也尚不成熟, 因此现阶段我国 A 股市场的交易成本远高于发达市场 (南开大学中国市场质量研究中心, 2018^[25])。将境外资本引入 A 股市场, 可以从一定程度上降低交易成本。具体原因如下: 第一, 大多数境外股东拥有丰富的国际资本市场投资经验, 具备强大的信息收集和处理能力 (连立帅等, 2019^[2]), 因此可以减少市场中信息不对称程度, 增加股价的信息含量, 从而降低逆向选择成本; 第二, 中国 A 股市场的本地投资者以个人投资者为主, 他们热衷于对概念股和题材股的炒作, 投机氛围浓厚, 而境外投资者中包含许多战略投资者, 他们以价值投资为主 (李蕾和韩立岩, 2013^[26]), 拥有丰富的公司管理经验和较强的风险承担能力 (Ferreira 和 Matos, 2008^[27]), 可以通过行使决策权来影响企业的投资和经营, 平抑收益的不确定性, 故而存货持有成本也随之减少; 第三, 境外投资者中也不乏财务投资者, 他们的进入不仅提高了股票流动性, 而且增加了市场竞争性, 因此可以在一定程度上降低指令处理成本。综上所述, 本文提出假设 1。

H1: 外资持股比例较高的公司股票交易成本较低。

外资持股究竟通过何种途径影响交易成本是本文关注的又一重要问题。根据以往研究, 我们推测外资持股可能通过股价信息渠道与公司治理渠道两种途径降低本地股票的交易成本。一方面, 外资持股可以提高股价的信息含量, 削弱知情交易者从低买高卖的交易中获取超额利润的能力, 从而减小报价过程中的买卖价差, 降低股票交易成本。具体来说, 境外投资者大多是专业的基金管理公司或投资银行, 享有庞大的网络资源和精英人才, 可以从多年的行业经验中积累先进的分析技术和投资策略 (Gul 等, 2010^[28]; Li 等, 2011^[5]; Bae 等, 2012^[1]; Fang 等, 2015^[29])。因此, 境外投资者的持股与交易行为会向市场释放信息, 减少潜在的错误定价 (钟覃琳和陆正飞, 2018^[4]; 连立帅等, 2019^[2])。其他交易者也可以观察到外资的交易活动并进行学习, 从而掌握知情交易者的信息, 降低信息不对称程度。当市场效率提升后, 流动性提供者在交易过程中遇到知情交易者的概率就会降低, 与知情交易者交易时, 所产生的损失也会减小, 因此逆向选择成本随之降低。基于以上分析, 本文提出假设 2。

H2: 外资持股通过提高股价信息含量, 进而降低股票交易成本。

另一方面, 外资持股可通过优化公司治理结构, 提升上市公司质量, 进而降低股市风险, 减小股票交易成本。现有研究认为境外投资者可采用“用手投票”和“用脚投票”两种方式发挥治理作用。首先, 外国投资者可以通过提高独立董事席位、设置合理的董事会规模、避免独立董事交错任期制度等方式, 提升上市公司管理水平 (Ferreira 和 Matos, 2008^[27]; Aggarwal 等, 2011^[30]; Bena 等, 2017^[31])。其次, 由于持股比例低、行权决策受限等原因, 外国投资者也可通过买卖股票的交易方式影响管理层的决策行为 (Edmans, 2009^[32])。良好的公司治理结构会提升公司经营绩效 (Grossman 和 Stiglitz, 1980^[33]; 石凡等, 2009^[34]), 降低收益不确定性, 减少股价异常波动 (Ferreira 和 Laux, 2007^[35]; 杨竹清和刘少波, 2013^[6]; 钟凯等, 2018^[7]), 这使得投资者在报价行为中会降低风险调整部分, 从而缩小交易成本 (O'Hara 和 Oldfield, 1986^[36])。基于以上分析, 本文提出假设 3。

H3: 外资持股通过完善公司治理结构, 进而降低股票交易成本。

三、研究设计

(一) 模型设计

为考察外资持股是否降低了股票交易成本, 借鉴 Chen 等 (2013)^[13]、邓柏峻等 (2016)^[11] 的研究, 本文建立回归方程 (1)。

$$Tcost_{i,t+1} = \alpha + \beta Fore_{i,t} + \gamma Ctrl_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $Tcost$ 代表交易成本, 用相对有效价差 $Effe$ 和价格冲击指数 $Amihud$ 度量, 在稳健性检验中, 我们还使用了价格影响 $Impact$; $Fore$ 代表外资持股, 用境外机构及个人持有境内股票金额占流通市值的比例来度量, 在稳健性检验中还将其划分为通过陆股通持股的外资持股比例 Lgt 和通过 QFII 和 RQFII 持股的外资持股比例 $QFII$; $Ctrl$ 为控制变量。

为进一步研究外资持股对股票交易成本影响的传导机制, 借鉴 Chen 等 (2013)^[13] 的研究, 本文建立回归方程 (2) 和 (3)。

$$Tcost_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Fore_{i,t} + \beta_2 Syn_{i,t} + \beta_3 Synfor_{i,t} + \gamma Ctrl_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Tcost_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Fore_{i,t} + \beta_2 Gov_{i,t} + \beta_3 Govfor_{i,t} + \gamma Ctrl_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中: Syn 为信息渠道的虚拟变量, 用股价同步性指标度量; $Synfor$ 为 Syn 与 $Fore$ 的交叉项; Gov 为公司治理的虚拟变量, 用公司治理指数度量; $Govfor$ 为 Gov 与 $Fore$ 的交叉项。

(二) 变量定义

1. 交易成本。

在资本市场中, 交易成本包括显性成本与隐性成本。其中: 显性成本主要是指交易佣金、印花税等交易税费; 隐性成本主要是指投资者在交易过程中发生的信息成本, 包括交易本身对市场冲击后产生的成本以及达成交易所需要等待的时间成本 (Demsetz, 1968^[37])。由于显性成本简单直接, 且受到一国交易机制和税收制度的影响, 学术界一般采用买卖差价和价格冲击来度量隐性成本, 并将其作为交易成本的代理变量。

借鉴 Goyenko 等 (2009)^[38]、Collin-Dufresne 和 Fos (2015)^[39] 的研究, 本文利用日内分时高频交易数据, 构建相对有效价差 $Effe$ 。

对于每一笔交易, 相对有效价差的计算公式为:

$$Effe_{i,t}^{Trade} = 2 \times D \times \frac{P_{i,t} - P_{i,t,mid}}{P_{i,t,mid}} \quad (4)$$

其中: $P_{i,t}$ 为时刻 t 股票 i 的实际成交价格; $P_{i,t,mid}$ 为时刻 t 股票 i 的最优买卖价格的中间价格; D 为交易方向虚拟变量, 当交易为买方驱动时为 1, 为卖方驱动时为 -1。鉴于中国 A 股市场披露的是 3 秒时间间隔的快照数据, 因此上述时刻 t 是以 3 秒时间间隔排序的日内交易时刻, $P_{i,t}$ 和 $P_{i,t,mid}$ 也是以 3 秒时间间隔给出的平均成交价格 and 平均中间价格。

在此基础上可获得每只股票日频的相对有效价差 $Effe_{i,t}^{Day}$, 它等于以每笔交易金额为权重的加权相对有效价差, 而式 (1) 中所利用的 $Effe_{i,t}$ 则是第 t 年每日 $Effe_{i,t}^{Day}$ 的算术平均值, 此数值越大, 说明股票交易成本越高。

鉴于隐性成本中包含因交易本身对市场价格的影响所产生的成本, 本文借鉴 Amihud (2002)^[40]、上海证券交易所市场质量报告 (2018)^[41] 的做法, 以价格冲击指数 $Amihud_{i,t}$, 即平均每百万元交易额对当日股票价格变动的影响程度, 作为度量交易成本的指标。价格冲击指数越高, 交易成本越大。具体计算方法如下:

$$Amihud_{i,t} = \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} \frac{|r_{i,t,d}|}{V_{i,t,d}} \quad (5)$$

其中， $r_{i,t,d}$ 为股票*i*在*t*季度*d*交易日的收益率， $V_{i,t,d}$ 为股票*i*在*t*季度*d*交易日以百万元计的交易额， $N_{i,t}$ 为股票*i*在*t*季度的实际交易日。

除此之外，本文在稳健性检验中还构建了价格影响这一变量，反映*t*时刻的交易对*t+k*时刻价格的影响程度。价格影响越大，说明交易者的买卖订单对股票后续价格的冲击越大，因此交易成本就越高。价格影响的计算方法与相对有效价差类似。对于每一笔交易，价格影响的计算公式为：

$$Impact_{i,t}^{Trade} = 2 \times D \times \frac{P_{i,t+k,mid} - P_{i,t,mid}}{P_{i,t,mid}} \tag{6}$$

其中， $P_{i,t+k,mid}$ 为股票*i*在时刻*t+k*的最优买卖价格的中间价格，参照 Goyenko 等（2009）^[38]，本文中的*k*取 30 秒。类似地，可以获得每只股票日频的价格影响 $Impact_{i,t}^{Day}$ ，它等于以每笔交易金额为权重的加权价格影响，而式（1）中所利用的 $Impact_{i,t}$ 则是第*t*年每日 $Impact_{i,t}^{Day}$ 的算术平均值。

2. 外资持股。

根据中国人民银行的统计口径，本文将外资持股变量 $Fore_{i,t}$ 定义为*t*年年末通过 QFII、RQFII 以及沪港通和深港通中的陆股通持有股票*i*的金额占该股票流通市值的比例。在稳健性检验中，我们还将其分为了两部分，即通过陆股通方式的持股金额占比 $Lgt_{i,t}$ ，以及通过 QFII 或 RQFII 方式的持股金额占比 $QFII_{i,t}$ 。

3. 股价同步性。

借鉴已有文献（Gul 等，2010^[28]；伊志宏等，

2019^[42]），本文计算股价同步性虚拟变量的过程如下。

首先，对股票*i*的周收益数据进行回归：

$$R_{i,w,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{M,w,t} + \beta_2 R_{M,w-1,t} + \beta_3 R_{I,w,t} + \beta_4 R_{I,w-1,t} + \varepsilon_{i,w,t} \tag{7}$$

其中： $R_{i,w,t}$ 为股票*i*在第*t*年第*w*周考虑现金红利再投资的收益率； $R_{M,w,t}$ 为 A 股全部上市公司第*t*年第*w*周流通市值加权平均收益率。 $R_{I,w,t}$ 为股票*i*第*t*年第*w*周所在行业剔除股票*i*后的其他股票流通市值加权平均收益率，本文行业分类以证监会 2012 年分类标准为依据，经计算得到 R^2 。

然后，对 R^2 进行对数化处理，得到股票*i*在第*t*年的股价同步性指标 $S_{i,t}$ ：

$$S_{i,t} = \ln \left(\frac{R_{i,t}^2}{1 - R_{i,t}^2} \right) \tag{8}$$

$S_{i,t}$ 越大，代表股价中包含的公司特质信息越低，信息不对称程度越高。本文中的信息渠道变量 $Syn_{i,t}$ 为虚拟变量，当 $S_{i,t}$ 小于年度中位数时， $Syn_{i,t} = 1$ （股价信息含量高，信息不对称程度低），否则 $Syn_{i,t} = 0$ 。

4. 公司治理指数。

借鉴 张学勇 和 廖理（2010）^[43]、杨兴全等（2015）^[44]的研究，本文基于表 1 中的 10 个指标，采用主成分分析法，取前三个主成分的加权平均分作为公司治理指数。特别地，公司治理变量 $Gov_{i,t}$ 为虚拟变量，当股票*i*的公司治理指数值大于年度中位数时 $Gov_{i,t} = 1$ （公司治理水平高），否则 $Gov_{i,t} = 0$ 。

表 1 公司治理变量

指标维度	变量名称	变量解释
持股结构与股东权益	大股东持股比例	第 1 大股东持股比例
	股权制衡	第 2 到第 5 大股东持股之和与第 1 大股东持股之比
	股东会议次数	公司年度召开的股东大会次数
	国有股比例	国有股占总股本的比例
管理层治理	两职合一	董事长与 CEO 是否兼任
	高管持股比例	高管持股占总股本的比例
董事与监事	董事会规模	董事会人数
	独立董事比例	董事会中独立董事所占比例
	董事会次数	年度召开董事会会议次数
	监事会次数	年度召开监事会会议次数

5. 控制变量。

根据已有文献（Rhee 和 Wang，2009^[10]；邓柏峻等，2016^[11]；钟覃琳和陆正飞，2018^[4]；钟凯等，

2018^[7]），本文使用以下变量作为控制变量：总资产回报率 Roa 、资产负债率 Lev 、营业收入增长率 $Growth$ 、总资产自然对数 $Size$ 、账面市值比 BM 、年

平均对数收盘价 *Price*、年平均日换手率 *Turn*、月收益率标准差 *Vol*。

(三) 数据来源

本文选取 2014—2018 年中国 A 股市场上市公司为样本,剔除金融、保险类上市公司及数据缺失 50% 以上的公司,共得到 2 054 家上市公司的 10 270 个研究样本。本文的交易成本数据来自汤森路透数据库 (TRTH),经迈拓平台 (MQD) 处理;外资持股和控制变量数据来自万得数据库 (Wind);股价同步性和公司治理数据来自国泰安数据库 (CSMAR)。为控制异常值对回归结果的影响,本文对所有非虚拟变量进行了 1% 的 Winsorize 处理。

四、计量结果分析

(一) 描述性统计

表 2 报告了本文主要变量的描述性统计结果。其

中显示,相对有效价差的均值为 20.961 (约为 0.21%),价格影响的均值为 13.608,这与南开大学中国市场质量研究中心 (2018)^[25] 的结果相近。值得注意的是,价格冲击指数的均值为 52.469,但中位数只有 39.330,且标准差较大,为 210.349,说明平均每百万交易额会使当日股票价格上升或下降 52.469 个基点,但不同股票之间的价格冲击指数有显著差异。外资持股比例的均值为 0.667%,并且有 1% 的上市公司外资持股比例高于 13.505%^①。其中,通过陆股通的外资持股比例的均值为 0.517%,通过 QFII 或 RQFII 的外资持股比例的均值为 0.112%,可见自 2014 年沪港通启动以来,许多境外投资者经由沪港通或深港通对我国 A 股市场进行投资。其他控制变量的均值与标准差与既有文献相似 (Rhee 和 Wang, 2009^[10]; 邓柏峻等, 2016^[11]; 钟覃琳和陆正飞, 2018^[4]; 钟凯等, 2018^[7])。

表 2 描述性统计

变量	均值	标准差	中位数	最大值	最小值	样本数
<i>Effc</i> (<i>bps</i>)	20.961	6.875	20.128	42.267	8.100	10 270
<i>Amihud</i> (<i>bps</i>)	52.469	210.349	39.330	2 773.585	0.514	10 270
<i>Impact</i> (<i>bps</i>)	13.608	5.068	13.501	27.087	3.543	10 270
<i>Fore</i> (%)	0.667	1.882	0.016	13.505	0.000	10 270
<i>Lgt</i> (%)	0.517	1.450	0.007	10.914	0.000	10 270
<i>Qfii</i> (%)	0.112	0.473	0.000	3.194	0.000	10 270
<i>Roa</i> (%)	3.507	7.149	3.569	21.021	-33.042	10 270
<i>Lev</i> (%)	43.733	21.444	42.372	94.983	6.022	10 270
<i>Growth</i> (%)	19.162	41.492	12.195	246.996	-62.645	10 270
<i>Size</i>	4.000	1.425	3.817	8.965	1.234	10 270
<i>BM</i>	0.418	0.286	0.348	1.378	0.014	10 270
<i>Price</i>	2.393	0.741	2.353	4.277	0.841	10 270
<i>Turn</i>	1.996	1.756	1.454	10.092	0.162	10 270
<i>Vol</i>	0.032	0.008	0.031	0.053	0.012	10 270

(二) 总体回归结果

表 3 列示了式 (1) 的回归结果,即检验外资持股是否降低了股票交易成本。前两列的被解释变量为相对有效价差,后两列的被解释变量为价格冲击指数。列 (1)、列 (2) 使用混合面板模型,控制了年度与行业效应;列 (3)、列 (4) 使用个体固定效应模型。从中可以看出,无论使用何种回归方式,外资持股比例均与股票交易成本呈现负相关关系,并且这

一回归系数在 1% 的水平上显著,说明外资持股比例较高的公司,相对有效价差和价格冲击指数都较低,意味着交易成本也较小。因此,假设 1 得以验证。此外,总资产回报率、公司规模、对数收盘价、换手率和股价波动率较高的公司,交易成本较低,而资产负债率、营业收入增长率和账面市值比较高的公司,交易成本较高。

① 表 2 给出的是进行了 1% 的 Winsorize 之后的描述性统计结果,原始数据中 *Fore* 的最大值为 43.111%,99% 分位数 13.505%。

表 3 外资持股与股票交易成本

	$Effc_{t+1}$ (1)	$Effc_{t+1}$ (2)	$Amihud_{t+1}$ (3)	$Amihud_{t+1}$ (4)
<i>Fore</i>	-0.313 *** (-3.66)	-0.327 *** (-2.97)	-1.785 *** (-3.05)	-1.167 *** (-2.84)
<i>Roa</i>	-0.114 *** (-9.13)	-0.068 *** (-4.39)	-1.215 *** (-6.37)	-1.351 *** (-3.70)
<i>Lev</i>	0.032 *** (6.59)	0.031 *** (3.33)	0.296 *** (4.95)	0.969 *** (4.36)
<i>Growth</i>	0.003 ** (2.39)	0.001 (1.00)	0.033 (1.57)	0.036 (1.10)
<i>Size</i>	-2.606 *** (-28.04)	-2.914 *** (-9.26)	-8.073 *** (-7.27)	-11.170 *** (-2.64)
<i>BM</i>	2.168 *** (3.99)	6.209 *** (7.63)	2.420 *** (2.35)	2.433 ** (2.19)
<i>Price</i>	-4.601 *** (-32.31)	-3.239 *** (-12.91)	-4.384 ** (-2.22)	-5.393 * (-1.96)
<i>Turn</i>	-0.334 *** (-7.91)	-0.267 *** (-5.33)	-0.256 *** (-2.39)	-0.210 ** (-2.18)
<i>Vol</i>	-5.861 (-0.58)	-17.964 * (-1.68)	-700.760 ** (-5.12)	-653.281 *** (-2.92)
常数项	34.891 *** (30.89)	37.512 *** (27.34)	60.802 *** (8.56)	45.001 *** (2.41)
年度	控制	控制	控制	控制
固定效应	行业	个体	行业	个体
<i>N</i>	8 216	8 216	8 216	8 216
<i>Adj. R-sq</i>	0.661	0.665	0.393	0.326

注：括号内为回归系数的 *t* 值，***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平，下同。

(三) 影响机制分析

表 4 列示了外资持股对股票交易成本影响机制的回归结果。列 (1)~列 (4) 为式 (2) 的回归结果。其中，*Fore* 的回归系数显著为负，说明加入股价同步性变量及其交叉项后，外资持股依然降低了交易成本。*Syn* 的回归系数显著为负，反映出股价信息含量越高的公司，交易成本越低，这符合 Copeland 和 Galai (1983)^[16]、Glosten 和 Milgrom (1985)^[17] 等构建的买卖价差决定因素的信息模型。特别地，*Synfor* 的回归系数为负，且在 5%的水平上显著，证明了外

资持股通过提升股价信息含量，进而降低股票交易成本。假设 2 得以验证。列 (5)~列 (8) 为式 (3) 的回归结果。其中，*Fore* 的回归系数显著为负，这再次证明外资持股比例越高的公司，每百万交易额对股票价格的冲击越小，股票交易成本越低。*Gov* 的回归系数显著为负，反映出公司治理水平越高的公司，交易成本越低。值得注意的是，*Govfor* 的回归系数为负，且在 1%或 5%的水平上显著，说明外资持股通过提高公司治理水平，进而降低了股票交易成本。假设 3 得以验证。

表 4 外资持股对股票交易成本的影响机制

	$Effc_{t+1}$ (1)	$Effc_{t+1}$ (2)	$Amihud_{t+1}$ (3)	$Amihud_{t+1}$ (4)	$Effc_{t+1}$ (5)	$Effc_{t+1}$ (6)	$Amihud_{t+1}$ (7)	$Amihud_{t+1}$ (8)
<i>Fore</i>	-0.364 *** (-3.43)	-0.203 ** (-2.26)	-1.213 ** (-2.11)	-1.171 ** (-2.04)	-0.351 *** (-4.38)	-0.278 *** (-2.66)	-1.480 *** (-2.67)	-1.114 ** (-2.08)
<i>Syn</i>	-0.281 *** (-2.37)	-0.207 ** (-2.19)	-2.532 ** (-2.29)	-2.496 ** (-2.17)				
<i>Synfor</i>	-0.023 ** (-2.20)	-0.058 *** (-2.42)	-0.317 ** (-2.19)	-0.223 ** (-2.12)				

续前表

	$Effc_{t+1}$ (1)	$Effc_{t+1}$ (2)	$Amihud_{t+1}$ (3)	$Amihud_{t+1}$ (4)	$Effc_{t+1}$ (5)	$Effc_{t+1}$ (6)	$Amihud_{t+1}$ (7)	$Amihud_{t+1}$ (8)
<i>Gov</i>					-0.244 *** (-2.95)	-0.295 *** (-2.93)	-1.251 *** (-2.64)	-2.776 *** (-2.90)
<i>Govfor</i>					-0.036 ** (-2.30)	-0.091 ** (-2.32)	-0.601 *** (-2.45)	-0.120 ** (2.14)
常数项	39.917 *** (31.09)	37.525 *** (27.29)	60.628 *** (8.53)	44.623 *** (2.40)	39.839 *** (31.03)	37.625 *** (29.94)	61.333 *** (8.56)	48.156 *** (3.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	行业	个体	行业	个体	行业	个体	行业	个体
<i>N</i>	8 216	8 216	8 216	8 216	8 216	8 216	8 216	8 216
<i>Adj. R-sq</i>	0.660	0.665	0.348	0.311	0.660	0.665	0.329	0.308

(四) 稳健性检验

1. 内生性问题。

前文的分析表明, 外资持股比例较高的公司, 股票交易成本较低。虽然在检验过程中我们使用 $t+1$ 期的交易成本对 t 期的外资持股进行回归, 但上述结论仍可能存在反向因果关系, 即外资更偏向于持有交易成本低的股票。为克服潜在的内生性问题, 本文借鉴 EI Ghoul 等 (2011)^[45]、权小锋等 (2015)^[46] 的做

法, 以同行业内其他公司的外资持股比例均值 *Otherfor* 作为工具变量, 应用两阶段最小二乘法进行回归, 计量结果列于表 5。此外, 鉴于交易成本的度量变量可能具有一定的自相关效应, 即 t 期的交易成本会与 t 期的外资持股及 $t+1$ 期的交易成本相关, 因此在控制变量中加入 t 期的交易成本变量, 可以控制因被解释变量自相关而导致的内生性问题 (邓柏峻等, 2016^[11])。相应的回归结果列于表 6。

表 5 使用工具变量的内生性问题检验

	$Effc_{t+1}$ (1)	$Effc_{t+1}$ (2)	$Amihud_{t+1}$ (3)	$Amihud_{t+1}$ (4)
<i>Otherfor</i>	-2.524 *** (-2.49)	-6.325 *** (-5.70)	-5.981 *** (-2.34)	-8.072 ** (-2.06)
<i>Syn</i>	-1.419 *** (-5.52)		-2.486 ** (-2.27)	
<i>Synfor</i>	-2.508 *** (-2.64)		-0.542 *** (-2.47)	
<i>Gov</i>		-0.607 *** (-2.93)		-6.777 *** (-2.90)
<i>Govfor</i>		-4.095 *** (-5.21)		-0.101 ** (-2.03)
常数项	40.811 *** (13.71)	40.015 *** (16.61)	60.418 *** (8.50)	47.864 *** (2.59)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
固定效应	个体	个体	个体	个体
弱工具变量检验	10.527	22.287	10.527	22.287
内生性检验	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	8 216	8 216	8 216	8 216
<i>Adj. R-sq</i>	0.189	0.175	0.042	0.044

注: 弱工具变量检验为 F 统计量, 内生性检验为 p 值。

表 6 加入被解释变量滞后项的内生性问题检验

	$Eff_{i,t+1}$ (1)	$Eff_{i,t+1}$ (2)	$Amihud_{i,t+1}$ (3)	$Amihud_{i,t+1}$ (4)
<i>Fore</i>	-0.276 *** (-2.89)	-0.216 *** (-2.88)	-1.792 ** (-2.06)	-1.124 ** (-2.18)
<i>Syn</i>	-0.654 *** (-4.57)		-0.490 *** (-3.10)	
<i>Synfor</i>	-0.087 *** (-2.57)		-0.241 ** (-2.01)	
<i>Gov</i>		-0.472 *** (-2.74)		-6.781 ** (-2.19)
<i>Govfor</i>		-0.053 *** (-2.33)		-0.118 ** (2.24)
<i>Eff</i> 或 <i>Roll</i>	-0.215 *** (-10.21)	-0.208 *** (-9.89)	-0.245 ** (-2.13)	-0.107 *** (-2.97)
常数项	40.358 *** (24.44)	39.881 *** (24.17)	44.699 *** (2.40)	48.127 *** (2.55)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
固定效应	个体	个体	个体	个体
<i>N</i>	8 216	8 216	8 216	8 216
<i>Adj. R-sq</i>	0.580	0.578	0.256	0.293

表 5 展示了使用工具变量的内生性问题检验结果，其中第一阶段回归中工具变量的联合显著性检验的 *F* 统计量大于 10，并且豪斯曼检验的 *p* 值小于 1%，表明采用工具变量法进行计量分析较为合适。从表 5 的结果中可以看出，外资持股的工具变量与相对有效价差和价格冲击指数都显著负相关，说明外资持股比例越高，交易成本越低。股价同步性及其交叉项的回归系数显著为负，意味着外资持股确实通过提高股价信息含量，进而降低交易成本。公司治理及其交叉项的回归系数显著为负，反映出外资持股借由公司治理渠道，减小了股票交易成本。以上结果表明，在考虑了内生性问题之后，假设 1、2、3 依然成立。

表 6 报告了加入被解释变量滞后项的内生性问题检验结果。当被解释变量为相对有效价差时，外资持股比例、股价同步性及其交叉项、公司治理指数及其交叉项的回归系数均显著为负，说明外资持股确实通过信息渠道和公司治理渠道，降低了股票交易成本。当被解释变量为价格冲击指数时，回归结论保持不变，限于篇幅，不再赘述。

2. 中介效应检验。

为进一步验证外资持股通过股价信息渠道和公司治理渠道降低了股票的交易成本，本文采用连续的股价同步性变量和公司治理变量，运用温忠麟等（2004）^[47] 的方法进行中介效应检验。以股价同步性为中介变量的回归方程如式（9-1）~（9-3）所示，当中介变量变为公司治理水平时，仅需将 *Syn* 替换为 *Gov* 即可。

$$Eff_{i,t+1} = c_0 + c_1 Fore_{i,t} + c_2 Ctrl_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{9-1}$$

$$Syn_{i,t} = a_0 + a_1 Fore_{i,t} + a_2 Ctrl_{i,t} + \mu_{i,t} \tag{9-2}$$

$$Eff_{i,t+1} = c'_0 + b_1 Syn_{i,t} + c'_1 Fore_{i,t} + c'_2 Ctrl_{i,t} + v_{i,t} \tag{9-3}$$

表 7 列示了中介效应检验的回归结果，由于式（9-1）的结果与表 3 列（2）一致，故此处予以省略。从表 7 的列（1）、列（2）可以看出，外资持股比例较高的公司，股价同步性较低，并且股价信息渠道的中介效应占总效应的比例为 54.2%。从表 7 的列（3）、列（4）可以看出，外资持股比例较高的公司，公司治理水平较高，并且公司治理渠道的中介效应占总效应的比例为 48.2%。因此，外资持股确实通过提升股价信息含量和完善公司治理结构两种方式，降低了股票交易成本。

表 7

中介效应检验

	Syn_t (1)	Eff_{t+1} (2)	Gov_t (3)	Eff_{t+1} (4)
<i>Fore</i>	-0.131 ** (2.05)	-0.212 *** (2.73)	0.093 ** (2.10)	-0.223 *** (2.76)
<i>Syn</i>		0.877 *** (17.28)		
<i>Gov</i>				-1.156 *** (-3.98)
常数项	0.129 *** (2.55)	37.755 *** (25.08)	-33.294 *** (-5.52)	33.51 *** (21.53)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
固定效应	个体	个体	行业	个体
<i>N</i>	8 216	8 216	8 216	8 216
<i>Adj. R-sq</i>	0.401	0.603	0.108	0.566
<i>Sobel</i>	1.709		1.285	
中介效应	-0.156		-0.108	
中介效应占比	0.542		0.482	

注：*Sobel* 统计量不服从标准正态分布，其 5% 显著性水平上的临界值约为 0.97。

3. 其他稳健性检验。

本文还进行了如下四项稳健性检验，其中第 (3)、(4) 两项限于篇幅未列出，结论备索。

(1) 将核心解释变量外资持股比例划分为陆股通持股比例以及 QFII 与 RQFII 持股比例两个部分，结果列于表 8 的列 (1)~列 (4)，限于篇幅，只汇报了被解释变量为相对有效价差的情况。结果表明，文中三个主要结论保持不变，并且陆股通持股比例的回归系数的绝对值相对较大，说明沪港通与深港通的启动，

在外资持股降低股票交易成本方面，效果更加明显。

(2) 将被解释变量替换为价格影响，结果列于表 8 的列 (5)、列 (6)，表 4 结论不变。

(3) 采用深港通启动后的 2016—2018 年的样本，对式 (1)~式 (3) 进行回归，与基本结论保持一致。

(4) 采用朱红军等 (2007)^[48]、王亚平等 (2009)^[49] 的方法计算股价同步性，对式 (2) 进行回归，结论依然成立。

表 8

其他稳健性检验

	Eff_{t+1} (1)	Eff_{t+1} (2)	Eff_{t+1} (3)	Eff_{t+1} (4)	$Impact_{t+1}$ (5)	$Impact_{t+1}$ (6)
<i>Lgt</i>	-0.290 *** (-2.40)	-0.313 ** (-2.16)				
<i>Qfii</i>			-0.125 *** (-2.34)	-0.112 ** (-2.28)		
<i>Fore</i>					-0.269 *** (-4.80)	-0.257 *** (-5.65)
<i>Syn</i>	-0.918 *** (-6.62)		-0.700 *** (-4.48)		-0.496 *** (-5.35)	
<i>Syncross</i>	-0.252 ** (-2.12)		-0.166 *** (-2.37)		-0.042 *** (-2.47)	
<i>Gov</i>		-0.562 *** (-2.93)		-0.525 *** (-2.78)		-0.324 *** (-2.90)
<i>Govcross</i>		-0.354 ** (-2.22)		-0.109 ** (-2.24)		-0.031 ** (-2.23)
常数项	51.002 *** (84.24)	35.859 *** (20.93)	35.675 *** (20.92)	35.376 *** (20.72)	19.642 *** (19.67)	19.422 *** (19.40)

续前表

	Eff_{t+1}	Eff_{t+1}	Eff_{t+1}	Eff_{t+1}	$Impact_{t+1}$	$Impact_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	个体	个体	个体	个体	个体	个体
N	8 216	8 216	8 216	8 216	8 216	8 216
$Adj. R-sq$	0. 535	0. 533	0. 534	0. 532	0. 593	0. 590

五、结论与启示

中国证券市场成立伊始，就非常重视引入境外投资者参与境内证券市场交易与上市公司治理。近年来更是加快了资本市场开放进程，使之成为资本市场发展与金融体系改革的重要推动力。本文着眼于外资持股与股票交易成本的关系，系统讨论了外资持股对交易成本的影响机制，研究发现：外资持股比例较高的公司股票交易成本较低，并且较之于 QFII 和 RQFII，境外投资者通过沪港通和深港通进行投资，对交易成本的降低效果更加明显。进一步研究表明，外资持股通过提升股价信息含量、提高公司治理水平两种途

径，减少了股票交易成本。

本文的研究具有一定的政策意义。虽然部分研究认为，境外股东持股会降低我国股市的流动性（邓柏峻等，2016^[11]），不利于新兴市场的效率提升（李学峰和文茜，2012^[8]；董秀良等，2018^[9]）。但我们的研究表明，资本市场开放，实现了交易成本的降低，改善了股票市场的运行效率。因此，中国应进一步扩大资本市场双向开放，通过放宽外资投资比例限制、启动沪伦通等措施，引导成熟、优质的境外投资者进入我国证券市场，以开放促进改革，最终实现提升上市公司质量、提高资本市场效率，促进实体经济发展的目的。

参考文献

[1] Bae K H, Ozoguz A, Tan H, et al. Do Foreigners Facilitate Information Transmission in Emerging Markets? [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 105 (1): 209-227.

[2] 连立帅, 朱松, 陈关享. 资本市场开放、非财务信息定价与企业投资——基于沪深港通交易制度的经验证据 [J]. 管理世界, 2019 (8): 136-154.

[3] Amihud Y, Mendelson H. Liquidity, the Value of the Firm, and Corporate Finance [J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2008, 20 (2): 32-45.

[4] 钟覃琳, 陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗? ——基于“沪港通”效应的实证检验 [J]. 管理世界, 2018 (1): 169-179.

[5] Li D, Nguyen Q N, Pham P K, et al. Large Foreign Ownership and Firm-level Stock Return Volatility in Emerging Markets [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011, 46 (4): 1127-1155.

[6] 杨竹清, 刘少波. 境外股东持股对中国股市风险的影响研究——来自 PSM 方法的经验证据 [J]. 软科学, 2013 (5): 75-79.

[7] 钟凯, 孙昌玲, 王永妍, 王化成. 资本市场对外开放与股价异质性波动——来自“沪港通”的经验证据 [J]. 金融研究, 2018 (7): 174-192.

[8] 李学峰, 文茜. 资本市场对外开放提升了市场有效性吗? ——一项国际比较研究 [J]. 国际金融研究, 2012 (8): 85-96.

[9] 董秀良, 张婷, 关云鹏. 沪港通制度改善了我国股票市场定价效率吗? [J]. 上海财经大学学报, 2018 (4): 78-92.

[10] Rhee S G, Wang J. Foreign Institutional Ownership and Stock Market Liquidity: Evidence from Indonesia [J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33 (7): 1312-1324.

[11] 邓柏峻, 李仲飞, 梁权熙. 境外股东持股与股票流动性 [J]. 金融研究, 2016 (11): 142-157.

[12] Goldstein I, Razin A. An Information-based Trade Off between Foreign Direct Investment and Foreign Portfolio Investment [J]. Journal of International Economics, 2006, 70 (1): 271-295.

[13] Chen Z, Du J, Li D, et al. Does Foreign Institutional Ownership Increase Return Volatility? Evidence from China [J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37 (2): 660-669.

[14] Mitton T. Stock Market Liberalization and Operating Performance at the Firm Level [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 81 (3): 215-260.

[15] Edison H J, Klein M W, Ricci L A, et al. Capital Account Liberalization and Economic Performance: Survey and Synthesis [J]. IMF Economic Review, 2004, 51 (2): 220-256.

- [16] Copeland T E, Galai D. Information Effects on the Bid-ask Spread [J]. The Journal of Finance, 1983, 38 (5): 1457-1469.
- [17] Glosten L R, Milgrom P R. Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders [J]. Journal of Financial Economics, 1985, 14 (1): 71-100.
- [18] Stoll H R. The Supply of Dealer Services in Securities Markets [J]. The Journal of Finance, 1978, 33 (4): 1133-1151.
- [19] Cohen K J, Maier S F, Whitcomb S D K. Transaction Costs, Order Placement Strategy, and Existence of the Bid-ask Spread [J]. Journal of Political Economy, 1981, 89 (2): 287-305.
- [20] Ho T S, Stoll H R. Optimal Dealer Pricing under Transactions and Return Uncertainty [J]. Journal of Financial Economics, 1981, 9 (1): 47-73.
- [21] Glosten L R, Harris L E. Estimating the Components of Bid/Ask Spread [J]. Journal of Financial Economics, 1988, 21 (1): 123-142.
- [22] Stoll H R. Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests [J]. The Journal of Finance, 1989, 44 (1): 115-134.
- [23] George T, Kaul G, Nimalendran M. Estimation of the Bid-Ask Spread and Its Components: A New Approach [J]. Review of Financial Studies, 1991, 4 (4): 623-656.
- [24] Huang R D, Stoll H R. The Components of the Bid-Ask Spread: A General Approach [J]. Review of Financial Studies, 1997, 10 (4): 995-1034.
- [25] 南开大学中国市场质量研究中心. 中国股票市场质量研究报告 2018 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2018.
- [26] 李蕾, 韩立岩. 价值投资还是价值创造? ——基于境内外机构投资者比较的经验研究 [J]. 经济学 (季刊), 2013 (4): 351-372.
- [27] 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.
- [28] Gul F A, Kim J, Qiu A A. Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95 (3): 425-442.
- [29] Fang V W, Maffett M, Tice S. Foreign Institutional Ownership and the Global Convergence of Financial Reporting Practices [J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53 (3): 593-631.
- [30] Aggarwal R, Erel I, Ferreira M A, et al. Does Governance Travel around the World? Evidence from Institutional Investors [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100 (1): 154-181.
- [31] Bena J, Ferreira M A, Matos P. Are Foreign Investors Locusts? The Long-term Effects of Foreign Institutional Ownership [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 126 (1): 122-146.
- [32] Edmans A. Blockholder Trading, Market Efficiency, and Managerial Myopia [J]. The Journal of Finance, 2009, 64 (6): 2481-2513.
- [33] Grossman S J, Stiglitz J E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets [J]. The American Economic Review, 1980, 70 (3): 393-408.
- [34] 石凡, 陆正飞, 张然. 引入境外战略投资者是否提升了公司价值? ——来自 H 股公司的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2009 (1): 231-248.
- [35] Ferreira M A, Laux P A. Corporate Governance, Idiosyncratic Risk and Information Flow [J]. The Journal of Finance, 2007, 62 (2): 951-989.
- [36] O'Hara M, Oldfield G S. The Microeconomics of Market Making [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1986, 21 (4): 361-376.
- [37] Demsetz H. The Cost of Transacting [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1968, 82 (1): 33-53.
- [38] Goyenko R Y, Holden C W, Trzeinka C A. Do Liquidity Measures Measure Liquidity? [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92 (2): 153-181.
- [39] Collin-Dufresne P, Fos V. Do Prices Reveal the Presence of Informed Trading? [J]. The Journal of Finance, 2015, 70 (4): 1555-1582.
- [40] Amihud Y. Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects [J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5 (1): 31-56.
- [41] 上海证券交易所资本市场研究所. 上海证券交易所市场质量报告 (2018) [R]. 上海证券交易所, 2018.
- [42] 伊志宏, 杨圣之, 陈钦源. 分析师能降低股价同步性吗——基于研究报告文本分析的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2019 (1): 156-173.
- [43] 张学勇, 廖理. 股权分置改革, 自愿性信息披露与公司治理 [J]. 经济研究, 2010 (4): 28-39.
- [44] 杨兴全, 吴旻旻, 曾义. 公司治理与现金持有竞争效应——基于资本投资中介效应的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2015 (1): 121-133.
- [45] El Ghoul S, Guedhami O, Kwok C C Y, et al. Does Corporate Social Responsibility Affect the Cost of Capital? [J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35 (9): 2388-2406.
- [46] 权小锋, 吴世农, 尹洪英. 企业社会责任与股价崩盘风险: “价值利器”或“自利工具”? [J]. 经济研究, 2015 (11): 49-64.
- [47] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [48] 朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据 [J]. 金融研究, 2007 (2): 110-121.
- [49] 王亚平, 刘慧龙, 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性 [J]. 金融研究, 2009 (12): 162-174.

(责任编辑: 韩 娜 张安平)

农户信贷提升了农业生产技术效率吗？

——基于农户微观调研数据的分析

Does Farmer Credit Increase the Efficiency of
Agricultural Production Technology?

An Analysis Based on Micro Survey Data of Farmers

范方志

FAN Fang-zhi

[摘要] 农户信贷政策的实施效果事关农业的高质量发展、乡村振兴战略的有序推进，探讨农户信贷对农业生产技术效率的影响具有重要的现实意义。笔者根据农户微观调研数据，运用随机前沿模型与 Tobit 模型，研究农户信贷对农业生产技术效率的影响，尤其是探讨农村金融信贷分配行为对农业技术效率的影响。研究结果显示：农户信贷对农业生产技术效率的影响与信贷分配行为有着密切关系；如果信贷资金被用于农业生产之外，则不会提升农业生产技术效率，反而会降低农业生产技术效率；如果信贷资金被用于农业生产的中间投入，则会提升农业生产技术效率；如果信贷资金被用于劳动投入，则会减低农业生产技术效率。研究结论对于提升农业生产技术效率、推动农业高质量发展具有一定启示。

[关键词] 农业信贷 信贷分配行为 农业生产技术效率

[中图分类号] F830.58 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0033-09

Abstract: The implementation effect of the farmer's credit policy is related to the high-quality development of agriculture and the orderly advancement of the rural revitalization strategy. It is of great practical significance to explore the impact of farmer credit on the efficiency of agricultural production technology. Based on the micro-survey data of farmers, this paper uses the Stochastic Frontier model and the Tobit model to study the influence of farmer credit on the efficiency of agricultural production technology, especially in terms of rural financial credit allocation. The results show that the impact of farmer credit on the efficiency of agricultural production technology is closely related to credit allocation behavior. If credit funds are used for agricultural production, it will reduce the efficiency of agricultural production technology rather than increase it. The use of credit funds for intermediate inputs in agricultural production will increase the efficiency of agricultural production techniques; if credit funds are used for labor input, the efficiency of agricultural production techniques will be reduced. The conclusions of this paper will provide some implications for improving the efficiency of agricultural production technology and promoting the high quality development of agriculture.

Key words: Agricultural credit Credit allocation behavior Agricultural production technology efficiency

[收稿日期] 2019-06-06

[作者简介] 范方志，男，1968年1月生，嘉兴学院商学院教授，经济学博士，研究方向为社会主义经济理论与实践。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“乡村振兴战略背景下农村公共服务供给效率评价与支持系统研究”（项目编号：18BJY156）。

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

十九届四中全会明确指出：“实施乡村振兴战略，完善农业农村优先发展和保障国家粮食安全的制度政策，健全城乡融合发展体制机制。”金融支持是推动产业发展的重要条件，因而，加强乡村振兴发展，需要不断提高金融支农力度。近年来，我国金融扶持农业力度在不断加大，已经建立了从农村合作金融机构（农村信用社、农村合作银行、农村商业银行）到新兴农村金融机构（村镇银行、贷款公司、农村资金互助社）的多层次农村金融体系。2018年四季度末，银行业金融机构涉农贷款（不含票据融资）余额33万亿元，同比增长5.6%，涉农贷款在贷款总额中占比达到33%。虽然农村金融体系正在逐步完善，涉农贷款正在稳步增长，但是，农户信贷到底对农业生产技术效率产生了什么影响，目前学术界鲜有学者进行深入研究。所以，农户信贷政策的实施效果事关农业的高质量发展、乡村振兴战略的有序推进，因而探讨农户信贷对农业生产技术效率的影响具有重要的现实意义。鉴于此，本文将根据课题组实地农户调研数据，运用随机前沿模型与Tobit模型，研究农户信贷对农业生产技术效率的影响。

关于金融市场对生产效率的影响，国外学者做了大量的研究。例如，Nickell和Nicolitsas（1999）^[1]在C-D函数中加入融资变量来测算企业效率，根据英国面板数据考察了用借款比率表示的融资可获得性对企业效率的影响，研究发现：融资可获得性越高，企业生产效率越高。Gatti和Love（2008）^[2]运用微观数据研究了信贷获得性对企业全要素生产率（TFP）的影响，结果表明信贷可获得性对企业全要素生产率有显著的正向影响。Saldias等（2012）^[3]研究了农业信贷对农户技术效率的影响，利用超越对数的随机前沿函数研究了信贷支持对农户产出的影响，结果表明：农户的信贷支持对其农作物生产和畜牧业生产具有相反的效果。Komicha和Ohlmer（2007）^[4]研究了信贷对受约束家庭和无约束家庭技术效率的影响，发现较少受到信贷约束家庭的效率比信贷约束的家庭效率高12%，而且教育水平、土地是否小块分割、贷款规模等因素也是导致这些群体效率不同的主要原因。Ayaz和Hussai（2011）^[5]用SFA方法评估了信贷制度冲击对农业生产效率的影响，发现有16%的技术无效率，此外，农业生产经验、教育水平、获得农业信贷能

力、养殖规模或农业耕作次数对技术效率均有显著影响。Bolarinwa和Fakoya（2011）^[6]将农户分为信贷支持的受益者和非受益者，并分析资本缺乏是怎样影响农户的产出效率的。

国内学者则更多地关注效率本身的研究。例如，谷慎（2006）^[7]对中国农村金融效率进行分析，发现中国农村金融资源配置效率较低，不利于金融支持经济增长作用的发挥。程郁和罗丹（2010）^[8]通过重点分析制度性信贷配给所造成的信贷约束现象，发现正规金融体系抑制了农村的金融需求，存在信贷约束，农村金融效率有待提高。黎翠梅和曹建珍（2012）^[9]运用因子分析法发现中国农村金融效率存在明显区域差异，东部地区农村金融效率较高，中西部地区呈现“塌陷”特征。李健等（2018）^[10]从行业层面对农村和城市的生产效率进行了测算。梁俊和龙少波（2015）^[11]、葛鹏飞等（2018）^[12]和魏琦等（2018）^[13]利用技术效率的相关函数对农业绿色发展指数进行了计算。王力和韩亚丽（2016）^[14]利用随机前沿模型分析了中国棉花全要素生产率增长情况。周月书（2014）^[15]研究信贷可获得性对小企业技术效率的影响，发现信贷可获得性有利于企业技术效率的提升。

可以发现，关于我国农户信贷对农业生产技术效率的影响，还鲜有学者进行深入研究。从农业生产过程来看，不管是生产技术的改进，还是生产效率的提升，都需要大量资金的投入，例如，购买农药、优良种子、新型农机或是新的生产技术等等，即农业信贷的投入与农业生产效率是密不可分的。另外，农户信贷对农业生产技术效率的影响与其所获资金的分配情况有着重要关系，例如，农户将获得的信贷资金用于社会性和生活性支出，其得到的经济效应与其用于农业投入上完全不同。农村金融信贷的分配行为是影响农户信贷与农业生产技术效率之间关系的重要因素。鉴于此，本文不仅分析农户信贷对农业生产技术效率的影响，还探讨农村金融信贷分配行为对农业技术效率的影响。

二、理论分析

中国的农业生产以家庭户为单位承包土地，使用资金购买农业生产要素进行投入，以获得农产品产出，因此每个农户都可以看作是一个生产农产品的厂商，近似于完全竞争市场。根据新古典主义理论，所有生产者的目标是最大化利润，每个农业生产者都是

理性的,农业生产可表示为:每个农户投入 n 种生产要素 $x=x_1, x_2, \dots, x_n$,生产要素的价格为 $w=w_1, w_2, \dots, w_n$,农业产出体系可以达到产出的最大边界。也就是说,对于固定投入的农业生产要素,农业产出系统可以通过组合要素投入使得产出接近生产边界。技术效率(TE)就是寻求最佳的要素投入组合,使产出更接近生产前沿。如果产出系统没有达到产出边界都可以认为是技术无效率(TI)。农业生产系统大致可以分为两类:一种是输入导向,即农业系统通过组合不同的要素输入得到固定的农业产出;另一种是产出导向,即农业系统输入固定的要素以达到最大的产出水平。从实际看,中国农业生产大部分更偏向于产出导向型,因为农户在进行农业生产前已经决定了农业要素投入的数量,所以投入要素是固定的,农户就是用这些固定的要素投入来实现产出最优化。

如前文分析,农户可以通过金融信贷来购买要素,投入农业生产,但实际中农户获得的信贷并不是完全运用于生产经营,可能也会用于其他支出,例如偿还债务、农村婚丧嫁娶的支出、住房支出、社会生活支出等,这些在我国农村有时候又是必须的,比如“随份子钱”几乎是农村人际关系的必需品。因此,这些投入很难说对农业生产会产生正向还是负向的影响。此外,即使农户将获得的农业信贷投放到农业生产,但是其资金分配使用往往也存在区别,比如是购买薄膜、种子、肥料等生产资料,还是购买农药、除草剂等中间投入品,还是雇用农业劳动工人等,投入的领域不同,其对生产效率的影响也不同。总体上,农户获得金融信贷后一般有两种用途来使用:一是家庭和社会需求的投资:债务偿还、随份子钱、住房、健康和其他社会交往的支出;二是农业需求的投资:农业生产资料的投入、劳动力投入等。在这两种情况下,我们对信贷投资进行了建模,以确定哪一种组合可以提高技术效率。

三、实证模型、变量定义和数据

参数化方法分析技术效率可以分为两种:第一种是技术效率的估计,并且利用Tobit模型实证研究技术效率的决定因素。从计量经济学的角度来看,该模型与独立同分布假设是不一致的。第二种方法是技术效率的一步估计,并分析其决定因素。这个方法通常采用随机前沿分析模型,即利用包括条件变量与解释

变量的分析模型。Dinar等(2007)^[16]用同样的模型评估了推广服务对农业技术效率的效果,他选择的利息变量是给定的信贷数量和农户的信贷分配方案。就本文而言,技术效率的影响因素有两种类型。一是人力资本,主要包括年龄、性别、教育水平和农业经验等变量。二是制度特征,主要包括信贷的可获得性、农业技术推广等。因为两步法会导致有偏估计(Hyuha等,2007^[17]; Brummer和Loy,2000^[18]),因而本文利用一步随机前沿模型来分析信贷分配方案对农业技术效率的影响效果,并利用包含人力资本变量的Tobit模型来识别技术效率的决定因素。

(一) 实证模型

1. 随机前沿模型。

在测算技术效率时,通常会遇到数据量较大、存在随机误差等问题,而随机前沿模型则可以有效解决这些问题,不受某些误差值或异常值的影响(刘小玄和李双杰,2008^[19])。假设信贷是独立的,且与农业生产投入要素相结合,提高了农业生产系统的技术效率。在模型中,金融信贷与其他要素投入(劳动力、农药、资本等)相结合,一起决定了农业技术效率。在实证中,可以利用信贷变量和其他变量的交互项表示每个变量的信贷分配方案,例如,“信贷 $\times$ 土地面积”变量用来表示增加土地面积数量的信贷分配计划。随机前沿模型构建如下:

$$y_i = f(x_i) \exp[v_i - u_i(z_i)] \quad (1)$$

其中, y_i 是农户 i 的生产水平; x_i 是输入的向量; $f(\cdot)$ 表示生产前沿; $w_i = v_i - u_i$ 是复合误差项。误差项 v_i 与被忽略的变量和农户不能控制的因素(比如气候变量、土壤肥力)有关; u_i 是一个非负的变量,代表无效率。所以,技术效率可以定义为实际产出与可能实现的最大随机前沿产出之比:

$$TE = \frac{y_i}{f(x_i, \beta) \cdot \exp(v_i)} = \exp(-u_i) \quad (2)$$

式(2)中,技术效率的取值范围是0到1之间。假设误差项 u_i 服从半正态分布, v_i 服从正态分布且 $\text{cov}(v_i, \mu_i) = 0$ 。为了尽可能减小因模型设定偏误对估计结果造成的不利影响,本文选取了超越对数生产函数的随机前沿模型。超越对数生产函数模型是一种易估计且包容性强的变弹性生产函数模型,可以较好地研究生产函数中投入要素的相互影响、各种投入技术进步的差异及技术进步随时间而发生的变

化, 式 (1) 的超越对数形式如下:

$$\begin{aligned} \ln(y_i) = & \beta_0 + \sum_k \beta_k \ln(x_{ki}) \\ & + 0.5 \sum_k \sum_p \beta_{kp} \ln(x_{ik}) \ln(x_{ip}) \\ & + v_i - \mu_i \end{aligned} \quad (3)$$

上式遵循如下假设: ① $\beta_{kp} = \beta_{pk}$ 对称。② v_i 是服从独立同分布的正态分布, 具有常数方差 σ_v^2 。③ μ_i 是服从半正态分布, 且与 v_i 无关; μ_i 和均值为 0, 方差

为异方差, 其方差可以表示如下:

$$\ln(\sigma_{\mu_i}^2) = \sigma_0 + \sum_j \theta_j z_j + \varepsilon_i \quad (4)$$

式 (4) 中, 系数 θ_j 是刻画了 z_j 作用在技术效率上的效果的估计量, 而且 ε_i 是独立同正态分布的误差项。本文假定向量 z 包含 6 个与信贷有关且影响效率的变量: 信贷、信贷的平方项、信贷×耕地面积、信贷×资本、信贷×劳动、信贷×中间投入。具体说明见表 1。

表 1

随机前沿模型中变量的定义与说明

变量	定义	单位
因变量 y_i	农业收入	元
向量 x_i		
资本 (<i>capitals</i>)	农业生产资料投入	元
耕地面积 (<i>mu</i>)	农作物面积	亩
劳动 (<i>labor</i>)	劳动数量	人/天
中间投入 (<i>interm input</i>)	杀虫剂、除草剂、肥料成本	元
资本 ² (<i>capitals</i> ²)	农业生产资料投入的平方	—
耕地面积 ² (<i>mu</i> ²)	农作物面积的平方	—
劳动 ² (<i>labor</i> ²)	劳动数量的平方	—
中间投入 ² (<i>interm input</i> ²)	中间投入的平方	—
资本×耕地面积 (<i>mu</i>)	资本和农作物面积的交互效应	—
资本×劳动 (<i>capitals</i> × <i>labor</i>)	资本和劳动的交互效应	—
资本×中间投入 (<i>capitals</i> × <i>interm input</i> ²)	资本和中间投入的交互效应	—
耕地面积×中间投入 (<i>mu</i> × <i>interm input</i>)	耕地面积和劳动投入的交互效应	—
耕地面积×劳动 (<i>mu</i> × <i>labor</i>)	耕地面积和劳动的交互效应	—
劳动×中间投入 (<i>labor</i> × <i>interm input</i>)	劳动和中间投入的交互效应	—
向量 z_i		
信贷 (<i>Credit</i>)	信贷数量	元
信贷 ² (<i>Credit</i> ²)	信贷数量的平方 (门槛效应)	—
信贷×耕地面积 (<i>Credit</i> × <i>mu</i>)	信贷和耕地面积的交互效应	—
信贷×资本 (<i>Credit</i> × <i>capital</i>)	信贷和资本的交互效应	—
信贷×劳动 (<i>Credit</i> × <i>labor</i>)	信贷和劳动的交互效应	—
信贷×中间投入 (<i>Credit</i> × <i>interm input</i>)	信贷和中间投入的交互效应	—

2. Tobit 模型。

为了考察农户的年龄、性别、教育水平等技术效率的影响，本文利用 Tobit 模型研究农户人口统计特征对农业技术效率的边际影响。Tobit 模型构建如下：

$$Y_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i \tag{5}$$

式 (5) 中， Y_i 是被解释变量（技术效率 TE）， X_i 是解释变量向量（表征社会人口学特征的变量向量）； ε_i 是正态分布的误差项，具有零均值和常数方差。假设对于一个农户 i ，技术效率得分在 0 和 1 之间变化，则：

$$Y_i = \begin{cases} Y_i^* & , \text{ if } 0 < Y_i^* < 1 \\ 0 & , \text{ if } Y_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{6}$$

式 (5) 中， $Y_i^* = \beta_0 + \sum_{n=1}^{11} \beta_n X_i + \varepsilon_i$ 。Tobit 模型通常采用最大似然法进行估计。

(二) 变量定义

式 (3) 中， y_i 是农户 i 的收入；输入向量 x_i 包

括四个变量：耕地面积（亩）、劳动数量（人/天）、资本（元）、中间输入变量，其中，中间输入变量是指农业生产过程中的中间要素投入，包括农药、除草剂、肥料等；向量 z_i 包括信贷数量、信贷数量平方项以及信贷数量与其他变量的交互项。

(三) 数据及描述性统计

课题组通过抽样问卷调查方式，对江苏各地区农户的农村生产经营和融资状况进行了调查。考虑到江苏苏南、苏中和苏北地区经济发展的差异性，在三个大区域分别抽取 3、4 和 6 个县（市、区）作为样本地区，再根据样本地区的农户实际状况，抽取代表性的样本农户进行调查。课题组一共收回有效问卷 189 份。鉴于本文主要是从信贷可获性的角度来研究农业产出技术效率，所以这里选取了样本中有融资需求且有向银行申请贷款的样本农户（或农村小微企业）作为研究对象，经过整理和筛选，共有 165 家符合要求。随机前沿模型中变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 模型中变量的描述性统计

变量	单位	均值	S. E	最小值	最大值
年龄	岁	47. 721 4	10. 348 6	20	81
农业经验	年	23. 214 6	11. 901 3	1	51
家庭人数	个	3. 821 5	1. 763 3	1	7
收入	元	134 328. 765 4	193 579. 221 3	4 461. 123 4	581 076
耕地面积	亩	4. 724 0	6. 345 7	0. 8	42
中间输入要素	元	32 967. 873 9	61 027. 452 1	1 000	56 000
劳动投入	人/天	54. 673 4	43. 217 8	7	241
资本	元	24 648. 537 1	49 103. 877 2	0	100 000
信贷	元	6 716. 437 6	11 453. 664 8	0	300 000

通过表 2 可以发现：户主年龄平均在 47.721 4 岁，年龄偏大，其原因可能是大量年轻人选择离开家乡到城市打工；年收入平均为 134 328.765 4 元，但是收入差距比较大，最大值达到了 581 076 元，而最小值只有 4 461.123 4 元；信贷额度平均为 6 716.437 6 元，最大值达到了 300 000 元。

四、实证结果和分析

(一) 随机前沿模型的实证结果

表 3 报告了随机前沿模型的估计结果。由于

式 (3) 中的变量是对数形式，因此随机前沿模型的系数为弹性系数。耕地面积和劳动力投入的系数均显著为正，耕地面积（劳动量投入）每增加 1%，则农户收入增加 0.34%（0.51%）。中间投入的系数也显著为正，中间投入每增加 1%，则农户收入增加 0.08%。这些结果与 Bakhsh 等（2015）^[20] 的研究结论基本一致：农药、除草剂、肥料以及耕地面积和劳动力投入的增加均会带来产出的增加。另外，如果考虑变量平方项的系数，还可以发现：资本平方项、劳动投入平方项与中间投入平方项的系数均显著为负，

耕地面积平方项的系数显著为正,说明资本、劳动投入与中间投入对农户收入的影响有着倒 U 型的效果,耕地面积对农户收入的影响有着 U 型的效果。从变

量之间的交互项系数来看,只有资本和劳动力投入的交互项系数显著为正,这说明资本投入增加越多,劳动力投入对农户收入的正向影响就越大。

表 3 随机前沿模型分析结果

变量	系数	标准误	$p > t $
<i>cons</i>	0.493 90	0.077 43	0.000 0 ***
<i>Lcapital</i>	0.027 33	0.018 62	0.177 1
<i>Lmu</i>	0.336 70	0.057 66	0.000 0 ***
<i>Llabor</i>	0.513 49	0.029 63	0.000 0 ***
<i>Linterm input</i>	0.079 42	0.051 10	0.084 1 *
$0.5 \times Lcapital^2$	-0.023 49	0.013 29	0.079 2 *
$0.5 \times Lmu^2$	0.162 82	0.087 91	0.091 3 *
$0.5 \times Llabor^2$	-0.063 83	0.025 89	0.013 0 **
$0.5 \times Linterm input^2$	-0.160 11	0.079 04	0.055 1 *
<i>Lcapital</i> × <i>Lmu</i>	-0.047 91	0.036 50	0.169 3
<i>Lcapital</i> × <i>Llabor</i>	0.048 95	0.015 12	0.001 1 ***
<i>Lcapital</i> × <i>Linterm input</i>	-0.023 97	0.025 33	0.357 0
<i>Lmu</i> × <i>Linterm input</i>	0.058 72	0.078 01	0.462 0
<i>Linterm input</i> × <i>Llabor</i>	0.033 81	0.032 35	0.288 1
<i>Credit</i>	-0.000 02	6.29e-05	0.029 0 **
<i>Credit</i> ²	-3.63e-11	.	.
<i>Credit</i> × <i>Lcapital</i>	4.87e-06	1.59e-05	0.778 4
<i>Credit</i> × <i>Lmu</i>	-4.19e-03	5.18e-03	0.421 4
<i>Credit</i> × <i>Linterm input</i>	8.66e-02	5.30e-06	0.089 1 *
<i>Credit</i> × <i>Llabor</i>	-5.51e-04	2.78e-04	0.061 0 *
Loglikelihood=-321.295 34 Wald chi2 (13) = 1 271.29 Prob>chi2=0.000 0			

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,下同。

(二) 信贷分配方案对农户技术效率的影响

农户获得信贷后的分配,可以分为农业支出的分配和农业支出外的分配 (Nyagaka 等, 2009^[21]; Obare 等, 2010^[22]), 其中, 农业支出外的分配主要包括社会需要与家庭需要两个部分, 农业支出的分配主要包括土地、劳动和资本等农业要素投入 (Huang

等, 2012^[23]; Yu 等, 2012^[24]), 具体如图 1 所示。

本文把农民获得的农业金融信贷分配大致分为农业之内和农业之外两个部分。计划 (I) 用来偿还债务、红白事的“随份子钱”等; 计划 (II) 用来识别信贷门槛及其对农业技术效率的影响程度。计划 (I) 与计划 (II) 属于农业之外。计划

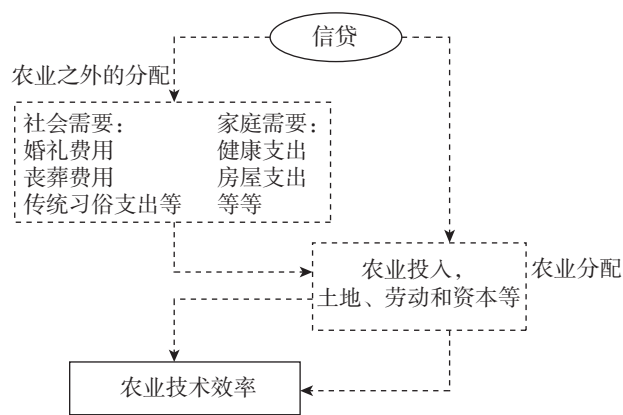


图 1 农业信贷分配图

(Ⅲ) 是用于资本投入，如购买农业物资等；计划 (Ⅳ) 是用于增加土地面积的信贷；计划 V 是用于购买中间投入 (农药、除草剂、化肥等) 的信贷；计划 (Ⅵ) 是用来增加工人数量的信贷。计划 (Ⅲ) 至计划 (Ⅵ) 属于农业之内。信贷分配的内容和定义如表 4 所示。

另外本文设计的信贷计划分配方案还暗含一个假定：农户获得农业信贷一般不会全部投入到某一个使用用途上，而是分散地使用信贷资金。例如，在农业生产内，农户可能把获得信贷的 70% 投资于农业生产，而把信贷的 30% 用于农业生产外。

表 4 信贷分配计划、内容和定义

信贷	计划	内容	定义
信贷	I	农业生产外	偿还债务、婚礼、丧事、房屋等
信贷平方	II		门槛效应
信贷×资本	III	农业生产内	增加农业物资的信贷
信贷×面积	IV		增加耕地面积的信贷
信贷×中间输入	V		增加杀虫剂、除草剂、化肥等的信贷
信贷×劳动投入	VI		增加工人的信贷

表 5 报告了信贷分配计划实施的农业技术效率效果。计划 (Ⅰ) 和 (Ⅱ) 是属于农户使用给定的信贷用于农业生产之外。在计划 (Ⅰ) 中，信贷额增加对技术效率的影响系数显著为负，这与理论预期基本保持一致，如果信贷资金被用于农业生产之外，则

不会提升农业生产技术效率。在计划 (Ⅱ) 中，信贷额度的平方项并没有产生显著性影响，而且系数符号为负数，意味着信贷数量不应该超过信贷平方门槛值。这里之所以不会达到门槛值，其原因在于信贷也被使用于农业之外。

表 5 信贷分配计划实施的农业技术效率效果^①

输入	计划	弹性	$p> t $
信贷	I	-0.000 014 1 (0.000 005 98)	0.033 **
信贷的平方	II	-0.000 000 000 003 79 (-)	—
信贷×资本	III	0.000 000 467 (0.000 001 58)	0.543
信贷×面积	IV	-0.000 004 31 (0.000 005 3)	0.390
信贷×中间输入	V	0.000 008 69 (0.000 004 97)	0.096 *
信贷×劳动投入	VI	-0.000 004 78 (0.000 002 92)	0.056 *

计划 (Ⅲ)、(Ⅳ)、(Ⅴ) 和 (Ⅵ) 是属于农业生产之内，此时获得的信贷主要用于农业生产。在计

划 (Ⅴ) 中，其系数均显著为正，而在计划 (Ⅵ) 中，其系数均显著为负，即它们对技术效率的影响截

① 限于篇幅，这里技术效率的得分及统计描述略去，有需要可以向作者索要。

然不同。信贷资金投资于购买更优质的农药、除草剂、化肥等，能够提高技术效率。但是，信贷资金用于雇用更多的农业生产工人，反而造成效率扭曲，扭曲了农业效率。在计划（Ⅲ）和（Ⅳ）中，其系数虽然为正，但却不显著。目前，我国的农业生产主要是以小农户为主，以小家庭为单位的农户生产通常不愿意进行大量的物质资本投资，从而使得计划（Ⅲ）中的系数并不显著。信贷分配用于增加耕地面积也不会影响技术效率，其原因可能在于耕种面积越大，其管理可能更加复杂，技术效率难以得到提升。

综上所述，农户信贷对农业生产技术效率的影响与

信贷分配行为有着密切关系；如果信贷资金被用于农业生产之外，则不会提升农业生产技术效率，反而会降低农业生产技术效率；如果信贷资金被用于农业生产的中间投入，则会提升农业生产技术效率；如果信贷资金被用于劳动投入，则会减低农业生产技术效率。

（三）Tobit 模型的实证结果

本文 Tobit 模型主要是用于研究农户社会人口统计特征（诸如年龄、性别、教育、农业生产经验等）会对技术效率产生什么影响（Li 和 Zhang, 2013^[25]；杨虎峰和何广文, 2011^[26]）。表 6 报告了 Tobit 模型的实证结果。

表 6 Tobit 模型的实证结果

变量	系数	$p > t $	期望符号
年龄	-0.000 196 6 (0.000 876 2)	0.801	+
性别	-0.058 942 1 (0.030 134 5)	0.005 ***	男+女-
教育	-0.003 613 (0.014 507 9)	0.803	+
扩展服务	0.009 832 (0.023 167 2)	0.559	+
家庭规模	-0.002 967 1 (0.001 086 5)	0.003 ***	+
农业生产经验	0.001 572 2 (0.000 897 2)	0.186	+
常数项	0.716 593 2 (0.051 283 4)	0.000 ***	-

通过表 6 可以发现：第一，性别对农户生产的技术效率产生了显著影响，与女性农户户主相比，男性农户户主会提升 0.058 942 1% 的技术效率水平。该结果基本符合我国农村经济的实际情况。在我国，农业生产主要依靠男性，女性通常缺乏农业生产经验，效率自然也低于男性。第二，家庭规模对农户生产的技术效率产生了显著负向影响，家庭规模每增加 1%，农业技术效率将降低 0.002 967 1%。家庭规模越大，其农业生产方式会更加偏于选择劳动投入，这会减少农业生产过程的机械化程度，因而降低了生产的技术效应。第三，户主年龄、受教育程度、农业经验、获得推广服务等变量对农业技术效率并没有产生显著性影响。这可能是由于当前中国农村留守老人比较多、年龄偏大、受教育程度偏低，他们不能掌握与运用新的农业生产技术。

五、结论与启示

加强乡村振兴发展，需要不断提高金融支农力

度。农户信贷政策的实施效果事关农业的高质量发展、乡村振兴战略的有序推进，因而探讨农户信贷对农业生产技术效率的影响具有重要的现实意义。鉴于此，本文根据课题组实地农户调研数据，运用随机前沿模型与 Tobit 模型，研究农户信贷对农业生产技术效率的影响，尤其是探讨农村金融信贷分配行为对农业技术效率的影响。研究结果显示：农户信贷对农业生产技术效率的影响与信贷分配行为有着密切关系；如果信贷资金被用于农业生产之外，则不会提升农业生产技术效率，反而会降低农业生产技术效率；如果信贷资金被用于农业生产的中间投入，则会提升农业生产技术效率；如果信贷资金被用于劳动投入，则会降低农业生产技术效率。此外，研究还发现：受教育程度、农业经验、获得推广服务等变量对农业技术效率并没有产生显著性影响。根据本文研究可以得到以下启示：第一，不断完善农村医疗保险与构建养老制度等农村社会保障体系，减少农户的社会性和生活性支出，使得农户所获得的信贷资金尽量用于农业生

产。第二,鼓励农户将获得的信贷资金尽量用于购买优质化肥、农药和除草剂等中间产品投入,进而提升农业生产的技术效率。第三,政府还应该在提升农户受教育程度、推广农业经验、提升农业服务方面给予重视,通过提升人力资本来提高农业生产技术效率。

参考文献

- [1] Nickell S, Nicolitsas D. How Does Financial Pressure Affect Firms? [J]. *European Economic Review*, 1999, 43: 1435-1456.
- [2] Gatti R, Love I. Does Access to Credit Improve Productivity? Evidence from Bulgaria [J]. *Economics of Transition*, 2008, 16 (3): 445-465.
- [3] Saldias R, Von Cramon-Taubadel S. Access to Credit and the Determinants of Technical Inefficiency Among Specialized Small Farmers in Chile [R]. working paper 2012.
- [4] Komicha H H, Ohlmer B. Influence of Credit Constraint on Technical Efficiency of Farm Household [J]. Working Paper, 2007.
- [5] Ayaz S, Hussain Z. Impact of Institutional Credit on Production Efficiency of Farming Sector: A Case Study of District Faisalabad [J]. *Pakistan Economic and Social Review*, 2011, 2 (49): 149-162.
- [6] Bolarinwa K, Fakoya E O. Impact of Farm Credit on Farmers Socio-economic Status in Ogun State [J]. *Nigeria Journal of Social Science*, 2011, 1 (49): 67-71.
- [7] 谷慎. 我国农村金融效率实证分析 [J]. *西安交通大学学报 (社会科学版)*, 2006 (5): 31-35.
- [8] 程郁, 罗丹. 信贷约束下中国农户信贷缺口的估计 [J]. *世界经济文汇*, 2010 (4): 69-80.
- [9] 黎翠梅, 曹建珍. 中国农村金融效率区域差异的动态分析与综合评价 [J]. *农业技术经济*, 2012 (3): 4-12.
- [10] 李健, 李澎, 冯山, 等. 行政等级、城市规模和城市生产效率 [J]. *宏观质量研究*, 2018 (1): 31-43.
- [11] 梁俊, 龙少波. 农业绿色全要素生产率增长及其影响因素 [J]. *华南农业大学学报*, 2015 (3): 1-12.
- [12] 葛鹏飞, 王颂吉, 黄秀路. 中国农业绿色全要素生产率测算 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2018 (5): 66-74.
- [13] 魏琦, 张斌, 金书秦. 中国农业绿色发展指数构建及区域比较研究 [J]. *农业经济问题*, 2018 (11): 11-20.
- [14] 王力, 韩亚丽. 中国棉花全要素生产率增长的实证分析——基于随机前沿分析法 [J]. *农业技术经济*, 2016 (11): 95-105.
- [15] 周月书. 信贷可获得性对农村中小企业技术效率的影响 [J]. *南京农业大学学报 (社会科学版)*, 2014 (2): 50-57.
- [16] Dinar A, Karagiannis G, Tzouvelekas V. Evaluating the Impact of Agricultural Extension on Farms' Performance in Crete: A Nonneutral Stochastic Frontier Approach [J]. *Agricultural Economics*, 2007, 36 (2): 135-146.
- [17] HyuhaT S, Bashaasha B, Nkonya E, et al. Analysis of Profit in Efficiency in Rice Production in Eastern and Northern Uganda [J]. *African Crop Science Journal*, 2007, 15 (4): 243-253.
- [18] Brummer B, Loy J. The Technical Efficiency Impact of Farm Credit Programmes: A Case Study of Northern Germany [J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2000, 51: 405-418.
- [19] 刘小玄, 李双杰. 制造业企业相对效率的度量和比较及其外生决定因素 (2000—2004) [J]. *经济学 (季刊)*, 2008 (4): 843-868.
- [20] Bakhsh K, Hassan L, Maqbool A. Factors Affecting Cotton Yield: Case Study of Sargodha (Pakistan) [J]. *Journal of Agriculture & Social Sciences*, 2005, 4 (1): 332-334.
- [21] Nyagaka D O, Obare G A, Nguyo W. Economic Efficiency of Small Holder Irish Potato Producers in Kenya: A Case of Nyandarua North District [C]. Beijing, China, International Association of Agricultural Economists' Conference, August, 2009.
- [22] Obare G A, Nyagaka D O, Nguyo W, et al. Are Kenyan Smallholders Allocatively Efficient? Evidence from Irish Potato Producers in Nyandarua North District [J]. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 2010, 2 (3): 78-85.
- [23] Huang J, Gao L, Rozelle S. The Effect of Off-farm Employment on the Decisions of Households to Rent out and Rent in Cultivated Land in China [J]. *China Agricultural Economic Review*, 2012, 4 (1): 5-17.
- [24] Yu B, Liu F, You L. Dynamic Agricultural Supply Response under Economic Transformation: A Case Study of Henan, China [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2012, 94 (2): 370-376.
- [25] Li Z, Zhang H P. Productivity Growth in China's Agriculture During 1985—2010 [J]. *Journal of Integrative Agriculture*, 2013, 12 (10): 1896-1904.
- [26] 杨虎峰, 何广文. 小额贷款公司经营有效率吗——基于 42 家小额贷款公司数据的分析 [J]. *财经科学*, 2011 (12): 28-36.

(责任编辑: 韩 嫻 张安平)

管理者自信会影响审计质量吗？

——兼论融资融券制度的公司外部治理效应

Does the Managers' Confidence Affect Audit Quality?

A Study on the Corporate Governance Effect of Margin Trading

刘艳霞 祁怀锦 魏禹嘉

LIU Yan-xia QI Huai-jin WEI Yu-jia

[摘要] 本文以我国A股上市公司2008—2017年数据为样本，研究发现：全样本下管理者自信程度与审计质量之间呈负相关关系；将样本按照管理者自信程度的核密度函数分为自信不足、适度自信和过度自信三个子样本，在自信不足样本中，随着管理者自信程度的上升，审计质量会上升；在过度自信样本中，随着管理者自信程度的上升，审计质量会下降。然后，采用双重差分模型研究发现：融资融券会削弱管理者自信程度与审计质量之间的关系，说明融资融券呈现出了一定的公司外部治理效应。本研究对注册会计师提高审计质量、监管部门加强企业监管乃至深化金融体制改革均有参考意义。

[关键词] 融资融券 管理者自信 公司治理 审计质量

[中图分类号] F239.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0042-11

Abstract: We explore the relationship between managers' confidence and audit quality using listed companies in China from 2008 to 2017. We find that the relationship between managers' confidence and audit quality is negative. Then we divide the sample into low confidence, moderate confidence and overconfidence, and find that the relationship between confidence and audit quality is positive in low confidence sample, and is negative in overconfidence sample. Then using difference-in-differences method, we find that margin trading weakens the relationship between managers' confidence and audit quality. These results suggest that margin trading plays a certain external governance effect. The research has practical significance for auditors to enhance audit quality, and for the securities to strengthen supervision and deepen reform of the financial system.

Key words: Margin trading Managers' confidence Corporate governance Audit quality

[收稿日期] 2019-03-06

[作者简介] 刘艳霞，女，1989年8月生，北京化工大学经济管理学院讲师，会计学博士，研究方向为公司治理；祁怀锦（通讯作者），男，1963年6月生，中央财经大学会计学院教授，博士生导师，会计学博士，研究方向为公司财务与资本市场；魏禹嘉，女，1994年6月生，中央财经大学会计学院博士研究生，研究方向为公司财务。

[基金项目] 财政部会计名家培养工程资助项目“融资融券、管理者自信与企业会计信息质量”（项目编号：财会〔2017〕26）；教育部人文社会科学研究规划基金项目“大股东股权质押的行为、动机与风险研究”（项目编号：19A10034027）。

感谢匿名评审人提出的宝贵修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

所有权与经营权分离的现代企业中,由于股东与管理者之间的委托代理问题,需要客观独立的第三方审计师对财务报告进行审计来降低信息不对称程度,这种效果在一定程度上取决于审计质量。在我国审计委员会制度存在缺陷的情况下,管理者掌握了审计师选择的决策权(Duellman等,2015^[1]),因此,审计质量的高低离不开管理者对审计师的选择。已有研究基本上是从审计师个人的教育经历、职务角色、执业能力(Cheng等,2009^[2]; Gul等,2013^[3]),事务所的规模、组织形式、非审计业务的开展(张睿等,2018^[4]; Bell等,2015^[5])以及公司规模、财务杠杆、股权集中度(Gana和Krichen,2013^[6]; Chukwunedu和Ogochukwu,2017^[7])等客观因素出发,研究其对审计质量的影响,鲜有研究从管理者的个人主观特质切入,研究其对审计质量的影响。现有研究发现管理者通常会表现出过度自信,高估自身经营管理能力,进而导致管理者做出偏离客观事实的决策(Hackbarth,2008^[8])。基于此,本文采用我国A股上市公司2008—2017年数据为样本,探讨管理者自信程度与审计质量之间的关系。

公司经营管理决策在一定程度上会受到公司外部环境的影响。我国资本市场于2010年3月31日正式引入融资融券制度,卖空约束的放松可以将企业负面消息及时反映于公司股价中,这将对公司管理者产生威慑作用,从而对管理者非理性行为发挥一定的约束与监督作用。那么,我们不禁要问,融资融券制度的实施是否会通过影响管理者自信与审计质量之间的关系而发挥公司治理效应?从已有文献来看,我国融资融券的实施在公司层面发挥了积极效应,但很少有研究着眼于审计质量对融资融券实施效果进行研究。基于此,本文通过研究融资融券对管理者自信与审计质量之间关系的影响来检验融资融券的公司治理效应。

本文可能存在的贡献在于:第一,本文基于行为财务理论,将管理者自信对其他利益相关者的影响延伸到事务所层面,有助于拓展有关管理者自信的研究。而且,已有研究主要着眼于管理者过度自信,而过度自信属于管理者自信程度的一种状态,未能深入地反映管理者自信这一心理特质所带来的影响,基于此,本文基于连续变量视角,对管理者自信程度与审计质量之间的关系展开研究;更为重要的是,依据管

理者自信程度的核密度函数图将样本分为自信不足、适度自信与过度自信三个子样本,分别检验每个子样本中管理者自信对审计质量的影响,以此来体现管理者处于不同自信程度下,对审计质量的影响差异。第二,本文基于管理者自信与审计质量关系的视角考察融资融券制度的实施效果,结果发现融资融券削弱了管理者自信对审计质量的影响。这一发现丰富了融资融券具有公司外部治理效应的相关研究。第三,审计质量受审计主体、客体以及主客体之间关系的影响,目前有关管理者对审计质量影响的研究比较少,鲜有研究注意到管理者主观心理特质对审计质量的影响。本文将管理者自信作为研究切入点,研究其对审计质量的影响,丰富了有关审计质量影响因素的研究,而且识别了管理者自信这一心理特质。研究发现,全样本中管理者自信对审计质量存在抑制作用,更重要的是,将样本分为自信不足、适度自信和过度自信三个子样本,发现三个子样本中管理者自信对审计质量的影响存在差异。这一研究结果为我国证监会等相关部门加强公司经营管理者非理性行为的约束监管制度提供了理论依据。

二、文献回顾与假设提出

(一) 文献回顾

本文主要从融资融券、管理者自信以及审计质量三个方面进行文献回顾,其中有关管理者自信的研究目前基本上集中于对过度自信进行研究,因此本文在文献回顾时主要集中于管理者过度自信。

心理学将过度自信定义为个体认为自己的能力及对未来结果的判断与预测优于平均水平(Larwood和Whittaker,1977^[9])。这种“优于平均”效应源于心理偏差,即将成功归因于个人能力,却把失败归因于外界因素。许多研究基于这一概念,从以下三个方面解释了过度自信对行为的影响:对自身能力和成功概率的高估;对自身所拥有的信息精确度的高估;对自己能力的过高定位。大量研究证实,过度自信心理在上市公司管理层中尤为普遍(Nofsinger,2005^[10])。同时,Hirshleifer等(2012)^[11]指出在实践中许多高管都表现出了明显的过度自信,因此,管理者过度自信这一个人心理特质值得研究。管理者自信程度可以作为解决股东与管理层之间代理问题的替代机制,能够对管理者的风险规避态度加以缓解,这在一定程度上能够提升公司价值(Weinberg,2009^[12])。但是,

现有研究发现管理者过度自信总体上对公司决策产生了较为负面的影响,主要包括:采取较为激进的负债融资政策(Hackbarth, 2008^[8])、发放高额股利(Deshmukh, 2013^[13])、更倾向于过度投资(Mccannon等, 2016^[14])、实施多元化扩张战略(周杰和薛有志, 2011^[15])、高估未来现金流并低估未来风险(梁上坤, 2015^[16])、会加大企业陷入财务困境的可能性(姜付秀等, 2009^[17])、更可能实施并购(Huang等, 2016^[18])。Qin (2015)^[19]研究发现管理者过度自信会导致企业成本粘性增强; Kim等(2016)^[20]研究发现过度自信的CEO更可能使公司发生股价崩盘。

审计质量是指审计师发现并消除财务报告中错误的能力,它取决于审计师的专业胜任能力及其独立性的共同作用(DeAngelo, 1981^[21])。审计质量的影响因素主要包括审计主体、审计客体两个方面。有关注册会计师审计主体的研究,从审计师层面进行研究的文献主要包括审计师的教育经历(Cheng等, 2009^[2])、职务角色(Gul等, 2013^[3])、搭档稳定性(闫焕民等, 2017^[22])、个人经验(Cahan和Sun, 2015^[23])等特征影响审计师的职业判断,进而对审计质量产生影响;从事务所层面进行研究的文献主要包括会计师事务所规模(吴昊旻等, 2015^[24])、会计师事务所组织形式(刘启亮等, 2015^[25])、非审计业务的开展(Bell等, 2015^[5])、事务所转制(黄敬昌等, 2017^[26])。有关审计客体即被审计单位的研究发现,公司规模、财务杠杆、第一大股东持股、产权性质、董事会特征等公司治理机制会影响审计质量(Gana和Krichen, 2013^[6]; Chukwunedu和Ogochukwu, 2017^[7]),徐经长和汪猛(2017)^[27]研究发现,公司创新会提升其审计质量。

目前对于融资融券经济后果的研究主要集中在两个方面。一方面,基于市场层面视角,研究发现卖空机制改善了资本市场定价效率,有利于提高股价的信息含量(Chang等, 2015^[28])、提高市场对于坏消息的反应速度(Bris等, 2007^[29])、矫正高估的股价(李科等, 2014^[30])、降低股价的跳跃性风险和异质性波动(李志生等, 2017^[31])。另一方面,基于公司层面视角,研究发现融券交易者与普通投资者相比有更强的动机跟踪和监督管理层的行为(Karpoff和Lou, 2010^[32]),并通过卖空交易来影响管理层的决策(Massa等, 2015^[33]),从而抑制公司盈余管理

(陈晖丽和刘峰, 2014^[34]), 规制公司的融资行为(顾乃康和周艳利, 2017^[35]), 改善并购绩效(陈胜蓝和马慧, 2017^[36]), 影响公司的投资行为(Grullon等, 2015^[37]), 增强创新动机, 提高标的公司创新水平(陈怡欣等, 2018^[38])、提升公司信息披露质量(李春涛等, 2017^[39])。卖空约束的放松会促使银行向标的公司发放相对大额的信贷,并且贷款期限也会相对更长,贷款担保的要求也相对更加宽松(褚剑等, 2017^[40])。卖空机制显著降低了财务分析师对目标公司盈利预测的偏差与分歧(李志生等, 2017^[31]), 提高了预测透明度和准确性(黄俊等, 2018^[41])。

从上述有关审计质量的研究来看,基本上是从审计客体即公司层面因素或审计主体即审计师或事务所层面展开对审计质量影响的研究,很少有文献从管理者自信这一心理特质切入,研究其对审计质量的影响。但事实上,在我国审计委员会制度存在缺陷且管理者并非完全理性的情况下,管理者个人心理特质会对审计师的选择产生影响,进而会影响到审计质量。因此,本文首先考察管理者自信对审计质量产生的影响;同时,已有文献发现融资融券在公司层面发挥了积极效应,但很少文献着眼于公司审计质量,基于此,本文检验融资融券是否会影响管理者自信与审计质量之间的关系。

(二) 假设提出

上市公司管理者为了通过公司良好经营绩效来实现薪酬增加、职位晋升等自身利益,有动机通过操纵审计师选择向资本市场传递信号,以此来提升公司的市场表现。当管理者自信程度相对较低时,随着管理者自信程度的上升,其对公司的经营状况逐渐充满信心,愿意披露公司更多的经营情况向好、战略扩张的信息。由此可能会更愿意聘请大型的会计师事务所和经验比较丰富的审计师出具更为权威的审计报告,从而逐步向社会公众传递公司经营情况、财务状况良好的信息,即随着管理者自信程度的上升,越可能聘请高质量的审计师,进而提升公司的审计质量。

但是,当管理者自信程度相对较高时,如果管理者自信程度继续提升,发现管理者会降低企业会计信息稳健性及会计信息质量(孙光国和赵健宇, 2014^[42]),因为此时管理者会高估自己能力,对企业未来收益持乐观态度,因而往往会对投资者作出更高的承诺,当企业实际经营无法达到预期时,管理者更可能通过盈余管理手段来达到预期盈利目标(何威

风等, 2011^[43]), 有损企业会计稳健性和财务信息质量。而企业会计稳健性和审计质量之间存在正相关的关系(郑登津和闫天一, 2016^[44]), 即公司的会计处理越稳健, 外部审计则更具可控性和可行性, 能够在一定程度上降低审计风险, 从而提升审计质量(朱松等, 2010^[45])。所以, 当管理者自信程度较高时, 随着自信程度的继续上升, 一方面会高估项目收益、低估负面损失, 加大公司经营风险, 另一方面往往应用盈余操纵手段会增加公司的未来错报风险, 由于企业内外的信息不对称, 审计工作量的增加和审计师专业胜任能力的提高也不能完全消除这种审计风险, 最终会降低审计质量。

已有研究发现公司管理者会习惯性地高估自己对不确定事件结果的控制能力, 低估项目失败的可能性, 即管理者的自信程度往往都相对较高(Weinstein, 1980^[46])。因此, 从整体平均水平来看, 管理者更多的是表现为自信程度相对较高, 从而会降低公司的审计质量。基于上述分析, 提出本文的研究假设1。

H1: 在其他条件不变的情况下, 管理者自信程度与审计质量之间呈负相关关系。

认知心理学认为自信是人类与生俱来、根深蒂固的一种心理特征, 而企业管理者更容易产生过度自信的情绪(Cooper等, 1988^[47]), 已有研究发现过度自信会影响个体思维的认知过程(Bandura, 1997^[48])。导致管理者过度自信的原因之一是控制幻觉, 自认为可以完全控制那些超越他们能力事件的心理, 且管理者所拥有的决策权力与控制能力使他们更容易产生控制幻觉。融资融券通过投资者的卖空交易监督与惩罚公司管理层, 进而将公司负面消息及时有效地反映到公司股价中, 这将对公司管理层产生威慑作用。融资融券的这一事前威慑作用主要取决于公司是否纳入融资融券名单, 即使实际的卖空交易量很低, 这种机制也有可能约束管理者的控制幻觉行为。Karpoff和Lou(2010)^[32]研究发现, 卖空者更有动力跟踪和监督管理层的行为, 因此融资融券机制的引入会加强对管理者的监控与干预, 降低管理者决策的自由程度, 从而有助于抑制管理者的控制幻觉, 对管理者自信所导致的行为发挥一定的纠偏作用, 降低管理者自信对审计师选择的影响, 从而削弱管理者自信程度与审计质量之间的关系。基于此, 提出本文的研究假设2。

H2: 在其他条件不变的情况下, 融资融券会抑制管理者自信对审计质量的影响。

三、研究设计

(一) 样本选取

本文以我国A股上市公司2008—2017年的数据为基础, 将金融保险业和数据缺失的样本进行剔除后, 得到13 492个样本观测值。对数据做了如下处理: 对连续型变量在1%和99%分位处进行了Winsorize处理, 以排除异常值的影响; 在所有回归分析过程中对标准误做公司维度的Cluster处理, 以控制潜在的自相关问题。所有数据均从CSMAR数据库和Wind数据库中获取。

(二) 模型设计

本文设置以下实证模型对上文中提出的研究假设加以验证。

第一, 建立模型(1)来检验管理者自信与审计质量之间的关系。其中, 管理者自信程度是解释变量, 审计质量是被解释变量, 在实证分析过程中, 对影响审计质量的主要变量进行控制。

$$ARQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Conf_{i,t} + B \times Controls + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

第二, 采用双重差分法(DID)检验融资融券对管理者自信与审计质量之间关系的影响。因为我国证监会于2010年3月开始分批地指定融资融券试点公司, 将我国A股上市公司天然地划分为受政策影响与不受政策影响的两组样本, 所以可以将我国融资融券看作一个“准自然实验”。具体实证模型如(2)式所示, 其中, 被解释变量为审计质量; 解释变量Treat为虚拟变量, 如果公司*i*在第*t*年属于融资融券标的, 则取值为1, 否则为0, 如公司*i*在2012年纳入融资融券标的, 那么Treat在2012—2017年取值为1, 在2008—2011年取值为0。这里主要关注融资融券与管理者自信交乘项的显著性, 如果融资融券能够削弱管理者自信与审计质量之间的关系, 那么预计系数 β_3 显著为正。

$$ARQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Conf_{i,t} + \beta_2 \times Treat_{i,t} + \beta_3 \times Conf_{i,t} \times Treat_{i,t} + B \times Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon \quad (2)$$

(三) 变量定义

解释变量: 管理者自信程度的衡量。以往研究主要采取以下方式对管理者自信程度进行度量: 管理层

持股变化 (Malmendier 和 Tate, 2005^[49])、企业景气指数 (梁上坤, 2015^[16])、高管相对薪酬 (姜付秀等, 2009^[17])、盈余预测偏误率 (Hribar 和 Yang, 2007^[50]) 等。本文在主回归分析中采用管理层持股变化度量管理者自信程度, 采用高管相对薪酬进行稳健性检验。

被解释变量: 审计质量的衡量。由于审计质量不可观测, 只能通过某些指标进行替代性度量, 目前研究衡量审计质量的指标主要包括盈余管理、事务所类型、审计意见、审计报告激进度、审计费用等, 本文

借鉴徐经长和汪猛 (2017)^[27]、袁德利等 (2018)^[51] 在主回归中采用盈余管理作为审计质量的替代变量, 在稳健性检验中采用事务所类型进行度量。

控制变量。根据已有研究 (Bell 等, 2015^[5]; 步丹璐和屠长文, 2017^[52]), 在实证分析过程对影响审计质量的因素进行控制, 主要包括企业规模、资产负债率、公司业绩、现金流量、是否亏损、上市年龄、流动性、两职兼任、存货比率、应收账款比、独立董事比例、股权集中度、产权性质等。表 1 为具体变量定义。

表 1 变量定义和说明

变量名称	变量符号	变量的说明及定义
审计质量	<i>ARQ</i>	采用 Jones (1991) 模型计算可操控性应计的绝对值取相反数
管理者自信程度	<i>Conf</i>	$1 + (\text{管理层本年持股数} - \text{上一年持股数} - \text{分红} \times \text{持股数}) / \text{上一年持股}$
企业规模	<i>Size</i>	资产总额的自然对数
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
公司业绩	<i>Roa</i>	总资产收益率
现金流量	<i>Cfo</i>	现金净流量/总资产
是否亏损	<i>Loss</i>	当公司的净利润小于 0, 取值为 1, 否则取 0
流动性	<i>Liqui</i>	流动资产/流动负债
成长性	<i>Mb</i>	托宾 Q
上市年龄	<i>Age</i>	(本期时间-上市时间) 取自然对数
股权集中度	<i>Lshare</i>	第一大股东持股比例
两职合一	<i>Dual</i>	董事长和总经理两职合一取 1, 否则取 0
独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事会总人数
产权性质	<i>Soe</i>	国有企业取值为 1, 非国有企业取 0
存货比率	<i>Inv</i>	存货净额/总资产
应收账款比率	<i>Rec</i>	应收账款/总资产

(四) 描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计结果。公司审计质量均值是 -0.059, 最大值为 -0.000 7, 说明样本公司的审计质量存在一定的上升空间。管理者自信程度均值是 2.033 6, 标准差是 6.951 3, 说明样本在管理者自信程度方面存在一定差异。上市公司企业规模的均

值为 22.082 2, 标准差达到 1.249 1, 说明样本公司的企业规模存在差异。资产负债率的均值为 0.440 1, 说明样本公司的债务融资占总资产的比例为 44.01%。企业盈利能力均值是 0.039 5, 最大值为 0.193 7, 说明样本公司整体业绩有较大的上升空间。现金流量均值为 0.041 8, 说明企业经营活动

净现金流占到总资产的 4.18%。是否亏损的均值为 0.083, 说明样本中有 8.3% 的样本存在亏损。流动性均值为 2.412 4, 说明流动资产是流动负债的 2.412 4 倍。公司托宾 Q 均值是 2.856 3, 标准差为 2.074 2, 说明样本在托宾 Q 方面存在较大差异。上市年龄均值为 2.094 7, 标准差为 0.768 9, 说明样本上市年龄存在一定差异。第一大股东持股比例均值是 33.24%, 说明股权相对集中。两职合一的

均值为 0.249 3, 说明有 24.93% 的样本存在两职合一的现象。独立董事比例均值是 0.371 2, 即独立董事的人数平均占到董事会总人数的 37.12%。是否为国有企业的均值为 0.392 0, 说明有 39.20% 的样本属于国有企业。存货比率的均值为 0.159 2, 说明样本存货净额占总资产的 15.92%。应收账款比率的均值为 0.111 9, 说明应收账款净额占总资产的比重为 11.19%。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	25%分位数	50%分位数	75%分位数	最大值
<i>ARQ</i>	13 492	-0.059 0	0.060 2	-0.322 3	-0.078 0	-0.040 6	-0.018 2	-0.000 7
<i>Conf</i>	13 492	2.033 6	6.951 3	0.000 0	0.926 6	1.000 0	1.243 2	63.954 3
<i>Size</i>	13 492	22.082 2	1.249 1	19.713 7	21.179 9	21.904 9	22.805 3	25.823 1
<i>Lev</i>	13 492	0.440 1	0.211 7	0.046 5	0.271 0	0.438 6	0.602 5	0.911 7
<i>Roa</i>	13 492	0.039 5	0.051 0	-0.160 5	0.014 0	0.035 8	0.064 6	0.193 7
<i>Cfo</i>	13 492	0.041 8	0.073 5	-0.194 2	0.002 4	0.041 3	0.084 6	0.245 6
<i>Loss</i>	13 492	0.083 0	0.275 9	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Liqui</i>	13 492	2.412 4	2.698 9	0.253 2	1.079 5	1.575 9	2.548 2	18.012 4
<i>Mb</i>	13 492	2.856 3	2.074 2	0.947 9	1.523 6	2.192 1	3.402 0	12.910 1
<i>Age</i>	13 492	2.094 7	0.768 9	0.156 9	1.575 4	2.245 9	2.754 2	3.175 5
<i>Lshare</i>	13 492	0.332 4	0.143 6	0.083 8	0.219 3	0.310 1	0.428 2	0.723 7
<i>Dual</i>	13 492	0.249 3	0.432 6	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Indep</i>	13 492	0.371 2	0.052 8	0.307 7	0.333 3	0.333 3	0.400 0	0.571 4
<i>Soe</i>	13 492	0.392 0	0.488 2	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
<i>Inv</i>	13 492	0.159 2	0.146 9	0.000 0	0.065 4	0.120 4	0.197 7	0.737 2
<i>Rec</i>	13 492	0.111 9	0.099 7	0.000 1	0.029 5	0.089 4	0.166 2	0.451 0

四、实证检验与结果分析

(一) 假设 H1 检验: 管理者自信对审计质量的影响

本文采用 Jones 模型计算的操控性应计绝对值的相反数度量公司审计质量, 采用管理层持股变化度量自信程度, 对管理者自信与审计质量之间的关系进行检验。同时, 已有文献基本上集中于研究管理者过度

自信, 然而管理者过度自信仅属于管理者自信的一种状态, 未能对管理者自信这一心理特征进行深入地刻画, 为此本文首先基于连续变量视角, 考察管理者自信程度与审计质量之间的关系, 然后将样本按照管理者自信程度的大小划分为管理者自信不足、适度自信与过度自信三个子样本, 分别检验这三个子样本中管理者自信程度与审计质量之间的关系。具体而言, 将管理者自信程度从小到大排序后平均分为 10 组, 然

后根据管理者自信程度的核密度函数图（如图1所示）将前4组划分为自信不足样本，后3组划分为过度自信样本，中间组划分为适度自信样本，分别检验管理者自信对审计质量的影响。从表3列（1）的回归结果可以看出，管理者自信程度与审计质量的回归系数为-0.0001，且在1%的置信水平上显著，假设H1得以验证。在此基础上，本文进一步把样本分为自信不足、适度自信与过度自信三个子样本，分别检验每个子样本中管理者自信程度对审计质量的影响。在自信不足样本中，管理者自信程度的回归系数在1%水平上显著为正，说明在自信不足的样本中，随着管理者自信程度的上升，审计质量会有所提升。在适度自信样本中，管理者自信程度的回归系数在统计上不显著。而在过度自信样本中，管理者自信程度的

回归系数在1%置信水平上显著为负，说明在过度自信样本中，随着管理者自信程度的继续提升，审计质量会下降。上述结果说明当管理者自信程度处于不同区间时，管理者自信对审计质量的影响存在差异。

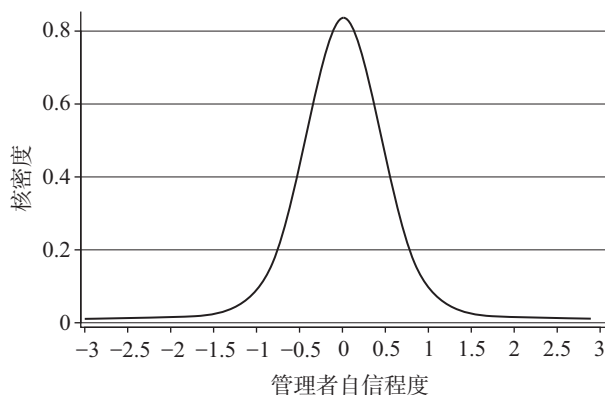


图1 管理者自信程度的核密度函数图①

表3

管理者自信与审计质量的回归结果

被解释变量: ARQ	(1) 全样本	(2) 自信不足样本	(3) 适度自信样本	(4) 过度自信样本
<i>Conf</i>	-0.001 *** (-3.46)	0.012 *** (3.98)	0.081 (1.52)	-0.001 *** (-3.46)
<i>Size</i>	0.003 *** (4.15)	0.004 *** (3.63)	0.003 ** (2.47)	0.001 (1.05)
<i>Lev</i>	-0.048 *** (-8.56)	-0.044 *** (-5.53)	-0.044 *** (-5.37)	-0.057 *** (-5.58)
<i>Roa</i>	-0.231 *** (-9.10)	-0.203 *** (-5.36)	-0.153 *** (-3.25)	-0.351 *** (-8.62)
<i>Cfo</i>	0.205 *** (12.06)	0.169 *** (6.95)	0.144 *** (4.96)	0.316 *** (10.35)
<i>Loss</i>	-0.033 *** (-11.91)	-0.036 *** (-9.18)	-0.024 *** (-5.32)	-0.037 *** (-6.17)
<i>Liqui</i>	-0.000 (-0.26)	-0.000 (-0.34)	-0.001 (-1.20)	0.000 (0.48)
<i>Mb</i>	-0.003 *** (-6.81)	-0.002 *** (-3.77)	-0.004 *** (-4.68)	-0.003 *** (-4.55)
<i>Age</i>	-0.002 (-1.53)	-0.001 (-0.80)	-0.003 * (-1.80)	-0.001 (-0.30)
<i>Lshare</i>	-0.001 ** (-2.41)	-0.001 ** (-2.36)	-0.001 (-0.28)	-0.001 (-1.42)
<i>Dual</i>	0.000 (0.06)	0.001 (0.49)	0.001 (0.43)	-0.002 (-0.70)

① 核密度函数根据基于 Gaussian 函数的非参数方法估计得到。

续前表

被解释变量: <i>ARQ</i>	(1) 全样本	(2) 自信不足样本	(3) 适度自信样本	(4) 过度自信样本
<i>Indep</i>	0.003 (0.24)	-0.005 (-0.29)	-0.009 (-0.51)	0.021 (1.28)
<i>Soe</i>	0.007 *** (4.24)	0.006 *** (2.73)	0.008 *** (3.15)	0.007 ** (2.46)
<i>Inv</i>	-0.025 *** (-3.61)	-0.028 *** (-2.89)	-0.028 ** (-2.56)	-0.016 (-1.33)
<i>Rec</i>	0.011 (1.29)	0.007 (0.56)	0.020 (1.56)	0.017 (1.21)
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
截距项	-0.096 *** (-6.04)	-0.119 *** (-5.05)	-0.160 *** (-2.74)	-0.075 *** (-2.75)
样本数	13 492	5 396	4 048	4 048
<i>Adj R-squared</i>	0.147	0.141	0.120	0.201

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为*t*值。下同。

(二) 假设 H2 检验：融资融券对管理者自信与审计质量关系的影响

表 3 的结果已显示全样本中管理者自信与审计质量之间存在显著负相关关系，在此基础上，进一步检验融资融券是否会影响管理者自信程度与审计质量之间的关系，实证分析结果如表 4 所示。管理者自信程度的回归系数在 1%水平上显著为负，而管理者自信程度与融资融券变量的交乘项 (*Conf*×*Treat*) 却在 10%水平上显著为正，这意味着融资融券会削弱管理者自信与审计质量之间的负向关系，即融资融券的实施约束了管理者自信对公司审计质量的影响，发挥了一定的公司外部治理效应，假设 H2 得以验证。

表 4 融资融券对管理者自信与审计质量之间关系影响的回归结果

	被解释变量: <i>ARQ</i>
<i>Conf</i>	-0.001 *** (-3.40)
<i>Treat</i>	0.004 ** (2.37)
<i>Conf</i> × <i>Treat</i>	0.001 * (1.67)
控制变量	Yes

续前表

	被解释变量: <i>ARQ</i>
年度固定效应	Yes
公司固定效应	Yes
截距项	0.076 *** (3.05)
样本数	13 492
<i>Adj R-squared</i>	0.050

基于上述的检验结果，我们将不同自信类型与审计质量之间关系置于融资融券背景下进一步展开研究，即考察不同管理者自信程度与审计质量之间关系是否会受融资融券的影响，具体的检验结果如表 5 所示。在自信不足样本中，当样本属于融资融券标的时，管理者自信程度与审计质量之间的回归系数在 10%水平上显著为正，但当样本属于非融资融券标的时，管理者自信程度与审计质量之间的回归系数却在 1%水平上显著为正；在过度自信样本中，当样本属于融资融券标的时，管理者自信程度与审计质量之间的回归系数在统计上不显著，但当样本属于非融资融券标的时，管理者自信程度与审计质量之间的回归系数却在 1%水平上显著。这一结果说明在对于自信不足和过度自信管理者而言，融资融券制度对自信程度与审计质量之间的关系依然存在纠偏作用。

表 5 融资融券对不同类管理者自信与审计质量之间关系影响的回归结果

被解释变量: <i>ARQ</i>	自信不足样本		适度自信样本		过度自信样本	
	融资融券组	非融资融券组	融资融券组	非融资融券组	融资融券组	非融资融券组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Conf</i>	0.009* (1.93)	0.012*** (3.36)	0.064 (0.67)	0.082 (1.26)	-0.000 (-1.39)	-0.001*** (-2.97)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
截距项	-0.223*** (-4.86)	-0.063** (-1.98)	-0.145 (-1.48)	-0.142* (-1.91)	-0.148** (-2.58)	-0.014 (-0.37)
样本数	1 332	4 064	1 026	3 022	907	3 141
<i>Adj R-squared</i>	0.144	0.155	0.108	0.112	0.138	0.225

五、稳健性检验

本文从以下几个方面进行稳健性检验,以保证前文研究结论的可靠性。

第一,借鉴姜付秀等(2009)^[17]的做法,采用管理者相对薪酬对管理者自信进行度量。回归结果如表6列(1)~列(3)所示。从列(1)可以看出,管理者自信程度与审计质量之间的回归系数为-0.021,且在1%水平上显著,说明管理者自信程度会降低审计质量。从列(2)发现,在非融资融券组中管理者自信程度与审计质量之间的回归系数仍然显著为负。但从列(3)发现,在融资融券组中,管理者自信与审计质量之间的回归系数在统计上不显著,说明融资融券会影响管理者自信与审计质量之间的关系。上述

结果与主回归的结果基本保持一致。

第二,借鉴吴伟荣等(2018)^[53]的做法,采用事务所是否为“四大”对公司审计质量进行度量。回归结果如表6列(4)~列(6)所示。从列(4)可以看出,管理者自信程度的回归系数为-0.159,且在5%水平上显著,即随着管理者自信程度的提升,更不会选择“四大”事务所,说明管理者自信会降低审计质量。从列(5)发现,在非融资融券样本中管理者自信程度与“四大”事务所之间的回归系数仍然显著为负。但从列(6)发现,在融资融券样本中,管理者自信程度与“四大”事务所之间的回归系数却在统计上不显著,说明融资融券会影响管理者自信与审计质量之间的关系。上述结果与主回归的结果基本保持一致。

表 6 稳健性检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	非融资融券组	融资融券组	全样本	非融资融券组	融资融券组
	<i>ARQ</i>	<i>ARQ</i>	<i>ARQ</i>	<i>Big4</i>	<i>Big4</i>	<i>Big4</i>
<i>Conf</i>	-0.021*** (-4.68)	-0.013*** (-3.45)	-0.012 (-1.63)	-0.159** (-2.01)	-0.227** (-2.02)	-0.097 (-0.76)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
截距项	-0.078*** (-5.48)	-0.035*** (-2.65)	-0.085*** (-3.13)	-50.069*** (-14.67)	-47.862*** (-13.13)	-54.454*** (-10.43)
样本数	18 790	14 371	4 419	13 296	10 105	3 090
<i>Adj R-squared</i>	0.139	0.132	0.143	0.297	0.266	0.276

六、研究结论与管理启示

(一) 研究结论

本文首先考察管理者自信程度与审计质量之间的关系,结果发现管理者自信程度与审计质量之间呈显著负相关关系,即基于全样本的平均水平来看,管理者自信会降低审计质量。进一步依据管理者自信程度的核密度函数图,将样本划分为自信不足、适度自信和过度自信三个子样本,检验每个子样本中管理者自信程度与审计质量之间的关系,结果发现这三个子样本中管理者自信对审计质量的影响存在差异,其中,在自信不足样本中,随着管理者自信程度的上升,审计质量会提升;在适度自信样本中,管理者自信程度与审计质量之间的回归系数在统计上不显著;在过度自信样本中,随着管理者自信程度的上升,审计质量会下降。然后,将管理者自信程度与审计质量之间的关系置于融资融券背景下研究发现,融资融券会削弱管理者自信程度与审计质量之间的负相关关系。上述结果表明我国融资融券制度的实施能够通过缓解股东与管理层之间的代理问题对管理层的机会主义行为产

生一定的约束作用,进而呈现出一定的公司外部治理效应。

(二) 管理启示

第一,公司管理层并非完全理性,他们的个人认知偏差在一定程度上会影响到公司的审计质量,这种非理性甚至还会对公司的长期可持续发展造成影响,因此,公司应不断完善公司的经营决策机制,提高决策的有效性。第二,鉴于不同自信程度管理者对公司审计质量影响的差异,外部投资者可能会据此预测企业未来的发展,因此,公司需对管理者自信这一心理特质给予高度关注,同时证监会等相关部门应该加强有关约束企业管理者非理性行为的制度建设与监管。第三,基于融资融券对管理者自信程度与审计质量之间关系的影响所发挥的公司治理效应,有关部门应根据新时代我国资本市场的改革发展和制度建设的目标,不断完善我国的融资融券机制,对金融风险进行有效防控。这在一定程度上能够对公司治理的缺陷加以弥补,从而保护投资者利益,同时还能够为深化我国的金融体制改革提供相关的理论参考。

参考文献

- [1] Duellman S, Hurwitz H, Sun Y. Managerial Overconfidence and Audit Fees [J]. Journal of Contemporary Accounting & Economics, 2015, 11 (2): 148-165.
- [2] Cheng Y, Liu Y, Chien C. The Association between Auditor Quality and Human Capital [J]. Managerial Auditing Journal, 2009, 24 (6): 523-541.
- [3] Gul F A, Wu D, Yang Z. Do Individual Auditors Affect Audit Quality? Evidence from Archival Data [J]. The Accounting Review, 2013, 88 (6): 1993-2023.
- [4] 张睿, 田高良, 齐保垒, 等. 会计师事务所变更、初始审计费用折价与审计质量 [J]. 管理评论, 2018 (2): 183-199.
- [5] Bell T B, Causholli M, Knechel W R. Audit Firm Tenure, Non-audit Services, and Internal Assessments of Audit Quality [J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53 (3): 461-509.
- [6] Gana M R, Krichen A L. Board Characteristics and External Audit Quality: Complementary or Substitute Mechanisms? The Belgium Case [J]. International Journal of Management Sciences & Business Research, 2013, 2 (3): 68-74.
- [7] Chukwunedu O S, Ogochukwu A O G. Board Effectiveness and Audit Quality in Nigeria: A Perspective Study [J]. International Journal of Management Sciences, 2017, 2 (2): 406-417.
- [8] Hackbarth D. Managerial Traits and Capital Structure Decisions [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008, 43 (4): 843-882.
- [9] Larwood L, Whittaker W. Managerial Myopia: Self-serving Biases in Organizational Planning [J]. Journal of Applied Psychology, 1977, 62 (2): 194-198.
- [10] Nofsinger J R. Social Mood and Financial Economics [J]. Journal of Behavioral Finance, 2005, 6 (3): 144-160.
- [11] Hirshleifer D, Low A, Teoh S H. Are Overconfident CEOs Better Innovators? [J]. Journal of Finance, 2012, 67 (4): 1457-1498.
- [12] Weinberg B A. A Model of Overconfidence [J]. Pacific Economic Review, 2009, 14 (4): 502-515.
- [13] Deshmukh S, Goel A M, Howe K M. CEO Overconfidence and Dividend Policy [R]. SSRN Working Paper, 2013.
- [14] Mccannon B C, Asaad C T, Wilson M. Financial Competence, Overconfidence, and Trusting Investments: Results from an experiment [J]. Journal of Economics & Finance, 2016, 40 (3): 590-606.
- [15] 周杰, 薛有志. 治理主体干预对公司多元化战略的影响路径——基于管理者过度自信的间接效应检验 [J]. 南开管理评论, 2011 (1): 65-74.

- [16] 梁上坤. 管理者过度自信、债务约束与成本粘性 [J]. 南开管理评论, 2015 (3): 122-131.
- [17] 姜付秀, 张敏, 陆正飞, 陈才东. 管理者过度自信、企业扩张与财务困境 [J]. 经济研究, 2009 (1): 131-143.
- [18] Huang-Meier W, Lambertides N, Steeley J M. Motives for Corporate Cash Holdings: the CEO Optimism Effect [J]. Review of Quantitative Finance & Accounting, 2016, 47 (3): 699-732.
- [19] Qin B, Mohan A W, Kuang Y F. CEO Overconfidence and Cost Stickiness [R]. SSRN Working Paper, 2015.
- [20] Kim J B, Wang Z, Zhang L. CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk [J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33 (4): 720-1749.
- [21] DeAngelo L E. Auditor Size and Auditor Quality [J]. Journal of Accounting and Economics, 1981, 3 (3): 183-199.
- [22] 闫焕民, 严泽浩, 刘宁. 审计师搭档稳定性与审计质量——基于团队视角的研究 [J]. 审计研究, 2017 (6): 76-84.
- [23] Cahan S F, Sun J. The Effect of Audit Experience on Audit Fees and Audit Quality [J]. Journal of Accounting Auditing & Finance, 2015, 30 (1): 78-100.
- [24] 吴昊旻, 吴春贤, 杨兴全. 惩戒风险、事务所规模与审计质量——来自中国审计市场的经验证据 [J]. 审计研究, 2015 (1): 75-83.
- [25] 刘启亮, 郭俊秀, 汤雨颜. 会计事务所组织形式、法律责任与审计质量——基于签字审计师个体层面的研究 [J]. 会计研究, 2015 (4): 86-94.
- [26] 黄敬昌, 林斌, 赵静. 会计师事务所转制对审计质量的影响机制研究——基于市场感知的证据 [J]. 审计研究, 2017 (2): 73-79.
- [27] 徐经长, 汪猛. 企业创新能够提高审计质量吗? [J]. 会计研究, 2017 (12): 80-88.
- [28] Chang E, Lin T, Ma X. Does Short Selling Discipline Empire Building? [R]. Working Paper, University of Hong Kong, 2015.
- [29] Bris A, Goetzmann W, Zhu N. Efficiency and the Bear: Short Sales and Market around the World [J]. The Journal of Finance, 2007, 62 (3): 1029-1079.
- [30] 李科, 徐龙炳, 朱伟骅. 卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据 [J]. 经济研究, 2014 (10): 165-178.
- [31] 李志生, 李好, 马伟力, 林秉旋. 融资融券交易的信息治理效应 [J]. 经济研究, 2017 (11): 150-164.
- [32] Karpoff J M, Lou X. Short Sellers and Financial Misconduct [J]. Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1879-1913.
- [33] Massa M, Zhang B, Zhang H. The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Management? [J]. Review of Financial Studies, 2015, 28 (6): 1701-1736.
- [34] 陈晖丽, 刘峰. 融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角 [J]. 会计研究, 2014 (9): 45-52.
- [35] 顾乃康, 周艳利. 卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验 [J]. 管理世界, 2017 (2): 120-134.
- [36] 陈胜蓝, 马慧. 卖空压力与公司并购——来自卖空管制放松的准自然实验证据 [J]. 管理世界, 2017 (7): 142-156.
- [37] Grullon G, Michenaud S, Weston J P. The Real Effects of Short-selling Constraints [J]. Review of Financial Studies, 2011, 28 (6): 1737-1767.
- [38] 陈怡欣, 张俊瑞, 汪方军. 卖空机制对我国上市公司的创新影响研究——基于我国融资融券制度的自然实验 [J]. 南开管理评论, 2018 (2): 62-74.
- [39] 李春涛, 刘贝贝, 周鹏. 卖空与信息披露: 融券准自然实验的证据 [J]. 金融研究, 2017 (9): 130-145.
- [40] 褚剑, 方军雄, 于传荣. 卖空约束放松与银行信贷决策 [J]. 金融研究, 2017 (12): 111-127.
- [41] 黄俊, 黄超, 位豪强, 王敏. 卖空机制提高了分析师盈余预测质量吗——基于融资融券制度的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2018 (2): 135-148.
- [42] 孙光国, 赵健宇. 产权性质差异、管理层过度自信与会计稳健性 [J]. 会计研究, 2014 (5): 52-58.
- [43] 何威风, 刘启亮, 刘永丽. 管理者过度自信与企业盈余管理行为研究 [J]. 投资研究, 2011 (11): 73-92.
- [44] 郑登津, 闫天一. 会计稳健性审计质量和债务成本 [J]. 审计研究, 2016 (2): 74-81.
- [45] 朱松, 夏冬林, 陈长春. 审计任期与会计稳健性 [J]. 审计研究, 2010 (3): 89-95.
- [46] Weinstein N D. Unrealistic Optimism about Future Life Events [J]. Journal of Personality & Social Psychology, 1980, 39 (5): 806-820.
- [47] Cooper A C, Woo C Y, Dunkelberg W C. Entrepreneur's Perceived Chances for Success [J]. Journal of Business Venturing, 1988, 3 (2): 97-108.
- [48] Bandura A. Self-efficacy: The Exercise of Control, Freeman [M]. New York: W. H. Freeman and Company, 1997.
- [49] Malmendier U, Tate G. CEO Overconfidence and Corporate Investment [J]. Journal of Finance, 2005, 60 (6): 2661-2700.
- [50] Hribar P, Yang H. CEO Overconfidence, Management Earnings Forecasts, and Earnings Management [R]. SSRN Working Paper, 2007.
- [51] 袁德利, 许为宾, 陈小林, 等. 签字会计师-高管乡音关系与审计质量 [J]. 审计研究, 2018 (2): 113-121.
- [52] 步丹璐, 屠长文. 外资持股、制度环境与审计质量 [J]. 审计研究, 2017 (4): 65-72.
- [53] 吴伟荣, 李晶晶, 包晓岚. 签字注册会计师过度自信、政府监管与审计质量研究 [J]. 审计研究, 2017 (5): 70-77.

(学术顾问: 吴 溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

真实盈余管理、产权性质与创新绩效

Real Earnings Management, Property Rights and Innovation Performance

朱湘忆

ZHU Xiang-yi

[摘要] 研发投入直接影响上市公司创新,同时削减研发支出也是经理人常用的盈余管理方法,因此保持创新绩效与迎合盈余阈值能否兼顾成为一个值得探索的问题。本文采用2007—2016年中国A股非金融类上市公司数据,从创新视角实证检验了真实盈余管理的经济后果。研究发现,真实盈余管理研发减少对创新产出的抑制程度比其他研发减少严重,其中非国有企业的真实盈余管理可能更加不利于创新产出,相较之下经理人实施其他研发减少行为则可以提高创新效率。进一步研究表明,业绩薪酬对创新绩效具有消极影响,而股权激励能够促使经理人提高创新产出。研究结论对有关部门调整政策和经理人薪酬契约,促进技术创新提出了有价值的建议。

[关键词] 真实盈余管理 创新绩效 产权性质 薪酬契约

[中图分类号] F272.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0053-12

Abstract: R&D investment directly affects the innovation of listed companies. Meanwhile cutting R&D expenditure is also a common earnings management method for managers. Therefore, it is worth discussing how to maintain the innovation performance and cater to the earnings threshold. Using the data of Chinese A-share non-financial listed companies from 2007 to 2016, this study empirically tests the economic consequences of real earnings management from the perspective of innovation. The research found that the R&D reduction of real earnings management will more seriously inhibit the innovation output than the other R&D reduction, in which the real earnings management of non-state-owned enterprises may be more detrimental to innovation output. By contrast, managers can improve the innovation efficiency by implementing the other R&D reduction behaviors. Further research shows that performance compensation has a negative impact on innovation performance, while equity incentive can guide managers to improve innovation output. The conclusions of this study provide valuable suggestions for the relevant departments to adjust policies and managers' compensation contract in order to promote innovation.

Key words: Real earnings management Innovation performance Property rights Compensation contract

[收稿日期] 2018-12-26

[作者简介] 朱湘忆,女,1976年12月生,东北财经大学会计学院博士研究生,山东理工大学管理学院助教,研究方向为公司财务。

[基金项目] 山东省社会科学规划项目“模块化生产网络价值创新助力新旧动能转换研究”(项目编号:18CKJJ26);山东省自然科学基金“一带一路倡议下我国会计师事务所自控国际网络建设研究”(项目编号:ZR2019MG034)。

感谢匿名评审人提出的宝贵修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

真实盈余管理是经理人为了满足财务报告目标而偏离正常经营活动的行为 (Roychowdhury, 2006^[1]), 通常会改变利益相关者对公司业绩的理解或者影响以会计盈余为基础的契约。除了资本市场和契约动机之外, 证监会和交易所的监管规则也可能引发迎合阈值的盈余管理。为了实现个人效用最大化, 上市公司经理人尽其所能地采取各种盈余管理手段避免出现亏损或连续亏损 (陆建桥, 1999^[2])。与应计盈余管理相比, 经理人更加愿意进行真实盈余管理, 后者是一项经营决策, 虽然可能会伤害公司价值却没有违反会计准则 (Chan 等, 2015^[3]), 监管部门和审计师难以准确判断交易性质 (Dichev 等, 2013^[4]), 因而常会被用来迎合盈余阈值。最常被提及的行为是减少酌量性支出, 例如削减研发和广告支出、推迟实施新项目, 此类向上管理盈余行为的存在已经得到了大量文献的证实 (Roychowdhury, 2006^[1]; Graham 等, 2005^[5]; Gunny, 2010^[6])。然而研究与公司经营活动相关的真实盈余管理经济后果的文献较少, 一个重要的原因是难以确定公司产出的度量指标, 并且该指标还需要与盈余管理影响下的投入密切相关, 选择创新视角可以解决这一问题。

创新具有两面性。一方面, 公司必须保持通过创新活动不断打破既有均衡的能力, 如果创新能力下降, 公司将面临被迫退出竞争的风险 (熊彼特, 1999^[7])。在知识经济的影响下, 依靠压低要素价格和环境规制成本营利的粗放型增长方式难以持续, 经济转型成为当下广泛关注的问题, 创新是推动公司持续成长、提升国家竞争力的一项基本要素。我国政府在 2006 年发布了《国家中长期科学和技术发展规划纲要 (2006—2020 年)》, 强调必须将提高自主创新能力作为国家长期战略, 培育一批具有国际竞争力的骨干企业。另一方面, 创新是一项高风险的活动, 投资周期长、所需资源巨大、未来收益高度不确定 (Holmstrom, 1989^[8]), 容易使经理人低估项目价值。转型时期的公司利润空间不断被压缩, 削减研发支出成为许多公司经理人改善经营业绩的优先选项。研发减少的动机分为两类: 一类是当经理人面临盈余阈值压力时, 很可能通过真实盈余管理提升当期业绩, 放弃有利于长期业绩的研发活动; 另一类来源于经理人希望提高经营效率, 裁减那些缺乏竞争力的创新项

目。已有文献显示创新绩效可以用创新产出和创新效率衡量, 本文采取“微利微增”标准确认公司真实盈余管理动机, 将研发支出减少分为真实盈余管理研发减少和其他研发减少两类, 以便于观察它们与后期创新绩效之间的关系。

自主创新能力决定着公司未来价值, 拥有高质量的专利产出才能实现产业升级。由于实际掌握着剩余控制权, 经理人不仅可以决定削减研发支出的方案, 其经营能力和努力程度还会影响到创新项目的成败。薪酬契约是股东激励和监督经理人的一项治理机制, 借助研发支出减少的经济后果研究, 分析薪酬契约调动经理人创新能动性的路径, 对避免短期行为危及公司可持续竞争能力、促进经济转型具有重要的意义。

与现有文献相比, 本文可能的贡献在于: 第一, 从创新视角发现两类研发减少的经济后果存在异质性, 证实经理人基于提高经营效率目标精心策划的其他研发减少可以提高创新效率; 而真实盈余管理研发减少对创新产出的抑制程度比其他研发减少更严重, 结论不仅丰富了创新绩效的影响因素研究, 也加深了对真实盈余管理经济后果的理解。第二, 结合我国的制度特征, 发现非国有企业的真实盈余管理行为更加不利于创新产出。第三, 以削减研发支出为背景, 分析薪酬契约在促进创新方面的作用, 观察到国有企业和非国有企业经理人薪酬契约影响创新绩效的路径迥异。第四, 本文有一定的应用价值, 对政府部门拟定和调整经济政策、上市公司设计和改进经理人薪酬激励方案提出了建议。

二、理论分析与研究假设

(一) 研发减少与创新产出

上市公司股东聘用经理人来管理企业, 授予相应的权力并依据业绩考核结果给予报酬, 经理人合法地掌握了公司资产的剩余控制权。股东和经理人之间的信息不对称与利益不一致问题, 往往会导致经理人出于对个人财富的关心, 利用削减研发支出满足短期盈余目标, 即真实盈余管理研发减少。此外, 经理人也可能会通过缩减某些缺乏竞争力的创新项目来提升经营效率, 称为其他研发减少。

基于报告目标的真实盈余管理研发减少属于次优决策。首先, 在削减支出的过程中, 技术创新本身固有的复杂性和不确定性容易使得经理人处于信息劣势 (Seru, 2014^[9]), 迫于阈值压力削减研发支出的真实

盈余管理很可能会匆忙进行,搜集到的信息量少于精心策划的其他研发减少决策,事前缺乏严谨规划。正常情况下,研发支出减少只会涉及削减预期盈余最低的项目,但是如果决策信息不完整,各种摩擦或许会阻止经理人发现低价值项目。其次,经理人减少研发支出满足盈余阈值的行为往往伴随着某些潜在的调整成本譬如缔约成本的增加,更为严重的是某些管理人员和部门的阻力可能会妨碍经理人次低净现值项目的努力。此类短期行为容易引起创新投资不足(Acharya和Xu,2017^[10]),与重视经营效率的其他研发减少相比,真实盈余管理研发减少更加不利于创新产出。根据上述分析,本文提出假设1。

假设1:与其他研发减少相比,真实盈余管理研发减少对上市公司后期创新产出的抑制作用更加严重。

(二) 研发减少与创新效率

创新效率度量的是公司创新过程中物质投入和劳动付出转化创新产出的能力。陈凯华等(2012)^[11]利用我国高技术产业的数据,发现创新资本投入过大和创新产出相对不足是导致创新效率不佳的原因。提高创新效率的途径不能只依靠加大研发投资,更重要的是优化配置。上市公司的部分研发投资可能会受到经理人帝国建造、过度自信和羊群行为影响,存在过度投资问题。代理理论认为两权分离造成股东和经理人的效用函数不同,致使经理人决策带有机会主义倾向。由于存在信息不对称和不完全契约问题,股东的约束能力有限,经理人牟取私利最直接的方式进行帝国建造,将所有可用资源投资于项目(Jensen,1993^[12]),即使公司未必适合进入该领域。通过这种行为,经理人可以收获更大的个人收益,包括巩固职位、获取更高的薪酬和社会声誉。从行为经济学的角度来看,过度自信也是导致经理人过度投资的原因,经理人的过度自信与公司总投资水平、内部扩张之间存在显著正向关系(姜付秀等,2009^[13])。此类背景下的投资项目所面临的风险远大于经理人能意识到的水平,增加了公司陷入财务困境的可能性。羊群行为是指经理人在未能掌握有关创新项目私有信息的前提下,观察并模仿同行业其他公司创新投资的行为。由于缺乏信息,经理人难以预期哪些项目可以带来正的净现值。综上所述,公司很可能存在一部分不必要的研发支出,不能很好地转换为专利产出(Lanjouw和Schankerman,2004^[14]),若想提高创新效率需要

经理人恰当地裁减净现值较低的项目。

与普通投资相比,创新投资呈现两个关键特征:第一,经理人与创新部门之间存在信息不对称,创新产出的不确定性较高;第二,除了研发支出,创新产出还依附于研发人员的人力资本,中止项目引发的关键研发人员调整,也许随后很难重新雇用(Hall,2002^[15]),公司的投资可能因此无法挽回。正常情况下,经理人进行涉及研发支出减少决策时都会深思熟虑,一旦决策不当,一方面调整成本相当高昂,项目突然的中断和再次恢复都会使公司承受巨大的损失;另一方面,容易错失创新机会,当其他技术先行者形成了竞争优势,将会危及上市公司的市场价值。对于以提高经营效率为目标的其他研发减少,经理人更有时间和意愿去获取决策信息,进行专业评估,尽量减轻信息不对称和调整成本的负面影响。在决策过程中,经理人会更加谨慎地选择并且舍弃那些价值较低的项目,创新产出下降的幅度可能小于研发减少的幅度,结果是提高了创新效率。由于偏离最优决策目标,真实盈余管理研发减少所导致的创新产出的下降幅度可能大于研发减少的幅度,从而降低创新效率。根据上述分析,本文提出假设2。

假设2a:真实盈余管理研发减少降低上市公司后期创新效率。

假设2b:其他研发减少提高上市公司后期创新效率。

(三) 研发减少、产权性质与创新产出

上市公司的股东能够运用多元化投资组合分散公司特有风险给个人财富带来的消极影响,而经理人的的人力资本投入公司后无法分散投资,因此偏好规避风险。创新项目不仅风险较高,而且过程的专业性和保密性较强,外部利益相关者难以准确判断公司业绩趋势,倾向于低估存在较大研发支出公司的市场价值。从提高风险程度和降低公司价值两个维度来看,创新对经理人形成负向激励,推高他们削减研发支出的几率。根据产权性质,样本可以分为国有企业与非国有企业,二者的资源禀赋和激励机制存在显著差异,经理人行为方式也有所不同,势必会影响研发减少与创新绩效之间的关系。

政府与国有企业的特殊关系源于各级政府是国企出资人,能够以所有者的身份对国有企业进行监管、决定收益分配方案、任免主要的经理人。一方面,国有企业按照政府的要求开展经营活动,承担着政府转

嫁的社会性负担,例如缴纳更高的税负、吸纳地方人员就业,可能挤占部分创新资源。但是另一方面,出于补偿上述政策性负担以及地方政府发展经济的需要,国有企业在资源禀赋上常常受到政府的扶持。孔东民等(2013)^[16]的研究表明,与非国有企业相比,国有企业获得补贴的程度更高。在债务融资方面,国有企业不仅有更多厂房设备能够充作抵押品,政府的隐形担保也可能使国有企业从银行体系持续地获得贷款,即使企业盈利水平很低甚至处于亏损状态(钟宁桦等,2016^[17])。在政府补贴和优惠贷款的支持下,国企经理人的风险规避意识得到缓解,更愿意投资创新项目。与之相比,非国有企业的发展在很大程度上依靠内部积累和外部筹资,融资过程中更容易受到歧视,融资约束更强。较高的研发支出给非国有企业带来额外负担,面对可能出现的财务困境和破产风险,创新投资更加谨慎。

国企主要经理人的薪酬和晋升是由政治水平、社会贡献和企业业绩等多维因素决定的。当前政府工作要点是提高企业创新水平,2010年我国政府公布了《全国专利事业发展战略(2011—2020年)》,要求在促进专利申请数量稳定增长的同时提升专利质量。为了更好地推进国家发展战略,创新产出已成为国企经理人考核的重要指标。从创新资源和创新意愿的角度分析,面对盈余阈值的压力,国企经理人更可能坚持创新投资。至于其他研发减少决策,国企与非国企之间则不会有显著差异。根据上述分析,本文提出假设3。

假设3:真实盈余管理研发减少对后期创新产出的抑制作用在非国有企业中更为显著。

三、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

本文研究样本包括2007—2016年所有A股上市公司。经过如下步骤筛选:第一,剔除金融类上市公司;第二,剔除IPO当年的数据;第三,剔除缺失必要数据的观测值。研究数据来自CSMAR数据库,为了避免极端值影响,对所有连续变量进行了上下1%的缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 创新绩效。

鉴于 t 期研发活动的滞后效应,本文在 $t+1$ 期和 $t+2$ 期内构建创新绩效。第一个指标是创新产出

(*Patent*),我国专利法将专利分为外观设计专利、实用新型专利和发明专利,其中发明专利最能反映创新质量,本文采用 $\ln(1+\text{发明专利申请数})$ 衡量创新产出。第二个指标是创新效率(*TE*)。借鉴Battese和Coelli(1995)^[18]、白俊红和李婧(2011)^[19]、韩先锋等(2014)^[20]的研究,选择超越对数生产函数计算创新效率,具体形式见模型(1)与模型(2)。

$$\ln Y_{it+1(t+2)} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 (\ln K_{it})^2 + \beta_4 (\ln L_{it})^2 + \beta_5 \ln K_{it} \ln L_{it} + (\nu_{it}^{t+1(t+2)} - \mu_{it}^{t+1(t+2)}) \quad (1)$$

$$TE_{it+1(t+2)} = \exp(-\mu_{it}^{t+1(t+2)}) \quad (2)$$

其中: K_{it} 和 L_{it} 分别是公司 i 在 t 期的研发资本投入和劳动投入; $Y_{it+1(t+2)}$ 是公司 i 在 $t+1$ 期或 $t+2$ 期的实际创新产出; $\nu_{it}^{t+1(t+2)}$ 表示随机扰动项; $\mu_{it}^{t+1(t+2)}$ 表示技术非效率项。

2. 真实盈余管理研发减少和其他研发减少。

首先,根据Roychowdhury(2006)^[1]和Gunny(2010)^[6],运用模型(3)估计上市公司异常研发减少。

$$\frac{RD_{it}}{TA_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{TA_{it-1}} + \alpha_2 MV_{it} + \alpha_3 Q_{it} + \alpha_4 \frac{INT_{it}}{TA_{it-1}} + \alpha_5 \frac{RD_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \varepsilon_{it}^{RD} \quad (3)$$

其中: RD_{it} 是公司 i 的 t 期研发支出。我国上市公司从2007年开始披露研发支出,但披露的企业不多,本文参照鞠晓生等(2013)^[21]、周铭山和张倩倩(2016)^[22]的方法,选用无形资产和管理费用中与研发相关的账户衡量数据缺失企业的研发投资。 TA_{it-1} 是公司 i 的 $t-1$ 期末总资产; MV_{it} 是公司 i 在 t 期末总市值的自然对数; Q_{it} 是公司 i 在 t 期末的托宾 Q 值; INT_{it} 是公司 i 在 t 期的扣除折旧摊销费用前的营业利润。模型(3)的残差 ε_{it}^{RD} 是异常研发支出。本文关注 ε_{it}^{RD} 为负值的数据,异常研发减少 $RDCut_{it} = -1 \times \varepsilon_{it}^{RD} \times Indicator$,当 $\varepsilon_{it}^{RD} < 0$ 时, $Indicator$ 等于1,否则等于0。 $RDCut_{it}$ 数值越高代表公司异常研发减少金额越多。

其次,出现异常研发减少的原因除了真实盈余管理,还有其他动机。为了区分这两类行为,需要判断某个公司年是否存在迎合盈余阈值的动机。已有研究表明,“微利微增”的上市公司很可能利用真实交易

向上管理盈余 (Burgstahler 和 Dichev, 1997^[23]; Jacob 和 Jorgensen, 2007^[24]), 所以本文将此类公司发生的异常研发减少合理认定是经理人实施真实盈余管理的结果。根据朱红军等 (2016)^[25]、Bereskin 等 (2018)^[26] 的研究, “微利微增” 特征是指公司的 ROA 或 ΔROA 位于 $[0, 0.01]$ 范围内, 用 *Benchmark* 等于 1 表示。真实盈余管理研发减少 (*REMCut*) 和其他研发减少 (*OtherCut*) 的计算方法如下:

$$RDCut_{it} = \begin{cases} REMCut_{it}, & \text{当 } Benchmark = 1 \\ OtherCut_{it}, & \text{当 } Benchmark = 0 \end{cases}$$

3. 控制变量。

参考前期研究, 模型中还控制了正常研发支出、企业规模、财务杠杆、盈利能力、公司成长性、公司年龄、两职合一、经营现金流量、股权结构和产权性质。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	$t+1$ 期创新产出	$Patent_{t+1}$	$t+1$ 期发明专利申请数加 1 后取自然对数
	$t+2$ 期创新产出	$Patent_{t+2}$	$t+2$ 期发明专利申请数加 1 后取自然对数
	$t+1$ 期创新效率	TE_{t+1}	根据模型 (1) 和模型 (2) 计算
	$t+2$ 期创新效率	TE_{t+2}	根据模型 (1) 和模型 (2) 计算
解释变量	真实盈余管理研发减少	<i>REMCut</i>	在具有 “微利微增” 特征的公司年等于公司异常研发减少 (<i>RDCut</i>), 否则等于 0
	其他研发减少	<i>OtherCut</i>	在不存在 “微利微增” 特征的公司年等于公司异常研发减少 (<i>RDCut</i>), 否则等于 0
控制变量	正常研发支出	<i>NormalRD</i>	根据模型 (3) 计算的分行行业年度的研发支出期望值
	企业规模	<i>Size</i>	公司总资产的自然对数
	财务杠杆	<i>Lev</i>	资产负债率
	盈利能力	<i>ROA</i>	总资产收益率
	公司成长性	<i>MTB</i>	公司期末市值/净资产账面价值
	公司年龄	<i>Age</i>	当年年份减去公司上市年份后取自然对数
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长兼任总经理时等于 1, 否则等于 0
	经营现金流量	<i>CFO</i>	公司当年经营现金净流量/期末总资产
	股权结构	<i>Topshare</i>	第一大股东持股比例
	产权性质	<i>SOE</i>	公司属于国有企业时等于 1, 否则等于 0

(三) 模型设定

参照 Bereskin 等 (2018)^[26] 的研究, 采用模型 (4) 检验研发减少对创新产出的影响, 模型 (5) 检验研发减少对创新效率的影响, 模型 (6) 检验产权性质的调节效应。

$$Patent_{it+1(t+2)} = \beta_0 + \beta_1 REMCut_{it} + \beta_2 OtherCut_{it} + Control_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$TE_{it+1(t+2)} = \beta_0 + \beta_1 REMCut_{it} + \beta_2 OtherCut_{it} + Control_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Patent_{it+1(t+2)} = \beta_0 + \beta_1 REMCut_{it} + \beta_2 OtherCut_{it} + \beta_3 REMCut_{it} \times SOE + \beta_4 OtherCut_{it} \times SOE + Control_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

基于假设 1, 预期模型 (4) 中 β_1 显著为负且低于 β_2 。根据假设 2a 和假设 2b, 预期模型 (5) 中 β_1 显著为负, β_2 显著为正。基于假设 3, 预期模型 (6) 中 β_3 显著为正。*Control*、*Year* 和 *Industry* 分别是控制变量、年度效应和行业效应。创新产出和创新效率不可能小于零, 具有审查数据的特征, 因此本文在实证过程中选用面板固定效应 Tobit 模型。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 提供了主要变量的描述性统计结果。创新产出的最小值是 0 且均值大于中位数, 显示各公司年之间的创新产出差异较大。创新效率的均值小于中位数, 说明部分上市公司创新效率相对较低。真实盈余

管理研发减少的均值和中位数皆是 0, 说明具有“微利微增”特征且研发支出低于平均水平的公司数据

较少。其他研发减少的均值大于中位数, 表明少数公司为了提高经营效率而削减研发支出的程度较高。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$Patent_{t+1}$	15 513	1.417	1.100	1.482	0.000	5.770
$Patent_{t+2}$	12 735	1.470	1.100	1.516	0.000	5.890
TE_{t+1}	6 524	0.434	0.445	0.140	0.133	0.712
TE_{t+2}	5 097	0.401	0.411	0.153	0.092	0.714
$REMCut$	15 513	0.000	0.000	0.002	0.000	0.012
$OtherCut$	15 513	0.004	0.002	0.006	0.000	0.030
$NormalRD$	15 513	0.018	0.015	0.015	-0.003	0.078
$Size$	15 513	21.907	21.700	1.266	19.300	25.800
Lev	15 513	0.461	0.463	0.218	0.049	0.978
ROA	15 513	0.039	0.036	0.065	-0.212	0.229
MTB	15 513	2.926	2.050	3.047	0.142	20.500
Age	15 513	2.571	2.640	0.429	1.100	3.300
$Dual$	15 513	0.217	0.000	0.412	0.000	1.000
CFO	15 513	0.043	0.042	0.076	-0.186	0.254
$Topshare$	15 513	0.359	0.340	0.152	0.089	0.751
SOE	15 513	0.474	0.000	0.499	0.000	1.000

(二) 多元回归分析

表 3 的列 (1)、列 (2) 报告了模型 (4) 的回归结果。 $REMCut$ 和 $OtherCut$ 的系数在 1% 水平上显著为负, 说明真实盈余管理研发减少对后续创新产出的抑制作用长期存在, 其他研发减少也会使公司损失创新产出。Wald 检验的 P 值在 $t+1$ 期接近 10%, 在 $t+2$ 期是 5%, 说明 $REMCut$ 的系数显著低于 $OtherCut$ 的系数, 支持假设 1。列 (3)、列 (4) 报告了模型

(5) 的回归结果。 $REMCut$ 的系数不显著, 拒绝假设 2a。 $OtherCut$ 的系数分别在 10% 和 5% 水平上显著为正, 说明其他研发减少具有促进创新效率的作用, 假设 2b 的结论成立。列 (5)、列 (6) 报告了模型 (6) 的回归结果。 $REMCut$ 的系数在 1% 水平上显著为负, $REMCut \times SOE$ 的系数在 10% 和 5% 水平上显著为正, 说明出现真实盈余管理研发减少时, 与非国企相比, 国企的创新产出更高, 支持假设 3。

表 3 研发减少对创新绩效影响的回归结果

变量	(1) $Patent_{t+1}$	(2) $Patent_{t+2}$	(3) TE_{t+1}	(4) TE_{t+2}	(5) $Patent_{t+1}$	(6) $Patent_{t+2}$
$REMCut$	-58.741 *** (-4.73)	-58.741 *** (-4.61)	-0.853 (-0.68)	1.697 (1.32)	-74.296 *** (-4.30)	-81.564 *** (-4.94)
$OtherCut$	-43.476 *** (-10.14)	-40.839 *** (-7.20)	0.667 * (1.90)	1.209 ** (2.17)	-41.736 *** (-8.90)	-41.497 *** (-6.14)
$NormalRD$	28.205 *** (10.79)	26.024 *** (9.05)	0.449 *** (2.94)	0.540 * (1.85)	28.210 *** (10.82)	25.979 *** (9.07)
$Size$	0.728 *** (49.59)	0.705 *** (38.05)	0.006 ** (1.97)	0.007 (1.26)	0.728 *** (48.61)	0.704 *** (37.68)
Lev	-0.485 *** (-4.99)	-0.437 *** (-3.50)	0.000 3 (0.02)	-0.013 (-0.52)	-0.486 *** (-4.95)	-0.435 *** (-3.49)
ROA	1.287 *** (7.67)	1.691 *** (4.74)	0.111 ** (1.97)	0.072 (0.99)	1.276 *** (7.72)	1.678 *** (4.79)

续前表

变量	(1) $Patent_{t+1}$	(2) $Patent_{t+2}$	(3) TE_{t+1}	(4) TE_{t+2}	(5) $Patent_{t+1}$	(6) $Patent_{t+2}$
<i>MTB</i>	0.021 *** (3.27)	0.023 *** (2.72)	0.003 ** (2.09)	0.004 * (1.68)	0.021 *** (3.31)	0.023 *** (2.74)
<i>Age</i>	-0.193 *** (-8.03)	-0.239 *** (-6.23)	-0.01 *** (-3.99)	-0.009 *** (-3.12)	-0.194 *** (-8.06)	-0.240 *** (-6.06)
<i>Dual</i>	0.176 *** (3.60)	0.184 *** (4.07)	0.015 *** (4.60)	0.016 *** (4.31)	0.177 *** (3.62)	0.183 *** (4.08)
<i>CFO</i>	0.053 (0.24)	-0.029 (-0.11)	-0.032 (-0.69)	-0.034 (-0.73)	0.064 (0.29)	-0.024 (-0.09)
<i>Topshare</i>	-0.423 *** (-3.94)	-0.404 *** (-3.81)	-0.035 *** (-6.14)	-0.029 *** (-2.87)	-0.425 *** (-3.97)	-0.408 *** (-3.89)
<i>SOE</i>	0.079 *** (2.78)	0.072 ** (2.26)	0.010 *** (3.20)	0.009 *** (3.27)	0.085 *** (2.93)	0.053 * (1.80)
<i>REMCut</i> × <i>SOE</i>					25.566 * (1.83)	35.726 ** (2.35)
<i>OtherCut</i> × <i>SOE</i>					-3.573 (-0.96)	1.530 (0.30)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald 检验	0.12	0.05			0.03	0.00
<i>N</i>	15 513	12 735	6 524	5 097	15 513	12 735
Chi2 检验	446	28 854	318	274	260	42 070
<i>P</i> 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

注：括号内是 *z* 值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，下同。

五、稳健性检验

(一) 内生性检验

1. PSM 检验。

多元回归结果显示真实盈余管理研发减少抑制创新产出，其他研发减少提高创新效率，但是上述研发减少行为不是随机发生的，需要考虑选择性偏差。首先，采用 PSM 构建创新产出的准实验，实验组是实际存在真实盈余管理研发减少的公司，从没有发生异常研发减少的公司中分别采用核匹配、近邻匹配与半径匹配获得对照组，以便评估真实盈余管理研发减少

与创新产出之间是否存在因果关系。检验结果见表 4。实验组的创新产出在 1% 水平上显著低于对照组，说明真实盈余管理研发减少显著地抑制了创新产出。其次，采用 PSM 构建创新效率的准实验，实验组是发生其他研发减少的公司，从没有发生异常研发减少的公司中获得对照组。由于实验组和对照组的数量相当，本文选择核匹配和局部线性回归匹配。检验结果见表 5，实验组的创新效率在 10% 和 5% 的水平上显著高于对照组，表明其他研发减少提升了创新效率。尝试了多种匹配方法后，本文发现结果相似，说明因果效应是稳健的。

表 4 真实盈余管理研发减少对创新产出影响的 PSM 检验

期间	样本匹配		实验组	对照组	平均处理效应 (ATT)	标准误	<i>T</i> 值
<i>t</i> +1 期	匹配前		1.334	1.721	-0.387 ***	0.054	-7.23
	匹配后	核匹配	1.334	1.566	-0.232 ***	0.053	-4.36
		1 : 4 近邻匹配	1.334	1.510	-0.176 ***	0.060	-2.94
		半径匹配	1.334	1.538	-0.204 ***	0.054	-3.80
<i>t</i> +2 期	匹配前		1.307	1.796	-0.489 ***	0.062	-7.94
	匹配后	核匹配	1.307	1.621	-0.314 ***	0.062	-5.10
		1 : 4 近邻匹配	1.307	1.595	-0.288 ***	0.070	-4.13
		半径匹配	1.307	1.583	-0.276 ***	0.062	-4.43

表5 其他研发减少对创新效率影响的PSM检验

期间	样本匹配		实验组	对照组	平均处理效应 (ATT)	标准误	T 值
t+1 期	匹配前		0.438	0.432	0.006	0.004	1.57
	匹配后	核匹配	0.438	0.431	0.007 *	0.004	1.73
		局部线性回归匹配			0.010 **	0.004	2.48
t+2 期	匹配前		0.418	0.411	0.007	0.005	1.55
	匹配后	核匹配	0.418	0.409	0.009 **	0.005	1.97
		局部线性回归匹配			0.012 **	0.005	2.52

2. PSM-DID 检验。

PSM 只能控制可观察到的因素, 为了控制不可观测的组间差异, 本文还选用 PSM-DID 评估两类研发减少的影响。实证检验真实盈余管理研发减少的经济后果时, 用 *Benchmark* 等于 1 代表“微利微增”公司, 选用近邻匹配寻找对照组。然而有动机并不意味着经理人会实际减少研发支出, 设置变量 *Treat*, 等于 1 代表实际发生研发减少, 否则等于 0。由于各个公司的真实盈余管理研发减少并不发生在同一个时期, 使用 *Benchmark*×*Treat* 与控制变量进行回归。检

验结果见表 6 的列 (1)、列 (2)。*Benchmark*×*Treat* 系数在 1% 水平上显著为负, 说明相比没有实施真实盈余管理的公司, 那些实际削减研发支出迎合盈余阈值的公司的后期创新产出将会更低。同理, 检验其他研发减少对创新效率的影响时, 设置 *Bench* 等于 1 表示公司具有提高经营效率动机, 运用核匹配寻找对照组。检验结果见表 6 的列 (3)、列 (4), *Bench*×*Treat* 的系数在 10% 的水平上显著为正, 说明其他研发减少提高了创新效率, 验证了本文的主要结论。

表6 研发减少对创新绩效影响的PSM-DID检验

变量	(1) <i>Patent</i> _{t+1}	(2) <i>Patent</i> _{t+2}	(3) <i>TE</i> _{t+1}	(4) <i>TE</i> _{t+2}
<i>Benchmark</i> × <i>Treat</i>	-0.120 *** (-3.12)	-0.185 *** (-4.15)		
<i>Bench</i> × <i>Treat</i>			0.006 * (1.84)	0.009 * (1.92)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15 326	12 582	6 514	4 424
<i>adj. R</i> ²	0.409	0.399	0.028	0.020

注: 括号内是 *t* 值。

(二) 敏感性检验

1. 变更“微利微增”企业的确认标准。

本文结论是建立在将 *ROA* 在零附近的微小变化作为“微利微增”公司的筛选标准之上, 真实盈余管理动机的判断标准直接影响结论的可靠性。参照魏涛等 (2007)^[27]、朱红军等 (2016)^[25] 的研究, “微利微增”公司还可以分别采用以下确认标准, 一类是公司某一年度的 *ROE* 或 ΔROE 位于 $[0, 0.01]$, 另一类是公司某一年度的 *EPS* 或 ΔEPS 处在 $[0, 0.05]$ 。此外, 借鉴 Bratten 等 (2016)^[28] 的研究, 本文认为实际每股盈余与分析师预测的偏离程度处于 $[0, 0.05]$ 时, 上市公司具有真实盈余管理动机。上述确认标准的回归结果与假设基本一致, 说明本文

结论并不会受到真实盈余管理动机确认标准的影响, 具有较好的稳健性。

2. 改变创新绩效的代理变量。

参考江轩宇 (2016)^[29] 的研究, 采用 $\ln(1 + \text{发明专利和实用新型专利申请数})$ 衡量创新产出, 创新效率则利用柯布-道格拉斯生产函数计算后重新回归, 本文主要研究结论保持不变。

六、进一步研究

(一) 业绩薪酬与创新绩效

代理理论认为经理人首先考虑个人收益, 只有在有利于自己的时候才会顾及股东利益。为了缓解矛盾, 股东利用薪酬契约激励经理人尽职工作, 然而在两权

分离的背景下, 经理人可以利用信息优势谋取私利, 股东却难以直接观测到经理人的决策, 只能收集到一些由经理人行为和其他因素共同影响的业绩变量。业绩薪酬可以将股东和经理人的利益联系起来, 当经理人追求个人收益时, 不得不承担业绩受损后薪酬降低的代价, 具有约束经理人机会主义行为的作用。另外业绩薪酬还能够激励经理人做出更有效益的经营决策, 双方都可以从中获得高于不合作博弈条件下的收益。

业绩薪酬在上市公司治理机制中普遍存在, 研究发现我国上市公司经理人的薪酬业绩敏感性正在逐步提高, 公司业绩是国企经理人薪酬和晋升的关键指标(陈冬华等, 2005^[30])。与国企相比, 非国企的经营目标单一, 更多地集中于中下游行业, 市场竞争压力更大, 其经理人薪酬与公司业绩的关系更为紧密(Firth等, 2006^[31])。除了货币薪酬, 经理人的声誉和职位稳定性也与公司业绩直接相关, 可能导致经理人真实盈余管理动机更加强烈。有效的激励机制是创新的根本动力, 但是较高的薪酬业绩敏感性容易诱使经理人偏重短期视野。本文将利用研发减少影响创新绩效的背景, 检验薪酬业绩敏感性的激励作用。

根据陈冬华等(2015)^[32]的做法, 经理人薪酬与业绩指标(*ROA*)均高于或低于行业年度中位数时, *Cer* 等于 1, 薪酬对业绩反应敏感, 否则等于 0。在模型(4)和模型(5)中加入 *Cer* 以及与解释变量的交乘项, 设立模型(7)。

$$Patent(TE)_{it+1(t+2)} = \delta_0 + \delta_1 REMCut_{it} + \delta_2 OtherCut_{it} + \delta_3 Cer_{it} + \delta_4 REMCut_{it} \times Cer_{it}$$

$$+ \delta_5 OtherCut_{it} \times Cer_{it} + Control_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

表 7 列示了模型(7)的创新产出回归结果。*REMCut*×*Cer* 的系数在非国企分组中显著为负, 说明薪酬业绩敏感性较高的非国企经理人的真实盈余管理行为会显著抑制创新产出。表 8 列示的是模型(7)的创新效率回归结果。*OtherCut*×*Cer* 的系数在国企分组中显著为负值, 说明薪酬业绩敏感性高的国企经理人实施其他研发减少时, 会不利于创新效率。

上述现象可能与不同产权性质公司的经理人获取报酬的途径有关。国有企业承担着社会性任务, 业绩噪声较大, 而且经理人薪酬过高会造成舆论压力, 现实中存在薪酬管制, 因此国企经理人可能更关心政治晋升和在职消费等非货币报酬(陈冬华等, 2005^[30]), 利用真实盈余管理提高业绩的动力相对不足。此外, 国有企业是政府调节市场经济运行的一支重要力量, 其经营活动必须服从于国家战略布局, 承担起实现创新驱动发展的任务, 是否取得重大科技创新成果也会影响到国企经理人的考核。由此可见, 即使薪酬业绩敏感性相似, 国企经理人对盈余阈值的迎合程度也会低于非国企, 当非国企经理人的薪酬业绩敏感性较高时, 真实盈余管理动机会更加强烈, 越发不利于创新产出。即使缺乏盈余管理动机, 较高的薪酬业绩敏感性也可能引导国企经理人裁减低效率的研发项目, 然而除了经济效益, 国企的经营决策还面临诸多约束条件, 致使其他研发减少行为不得不偏离最优目标, 对创新效率产生消极影响。

表 7 薪酬业绩敏感性对创新产出影响的回归结果

变量	<i>Patent</i> _{<i>t</i>+1}			<i>Patent</i> _{<i>t</i>+2}		
	(1) 全样本	(2) 国有企业	(3) 非国有企业	(4) 全样本	(5) 国有企业	(6) 非国有企业
<i>REMCut</i>	-55.155 *** (-4.44)	-59.622 *** (-4.62)	-45.456 * (-1.72)	-54.616 *** (-4.17)	-52.893 *** (-3.51)	-58.024 ** (-2.17)
<i>OtherCut</i>	-41.969 *** (-9.76)	-44.793 *** (-7.06)	-38.342 *** (-7.04)	-41.393 *** (-6.37)	-42.900 *** (-6.84)	-39.842 *** (-4.86)
<i>Cer</i>	0.039 (1.26)	-0.0181 (-0.25)	0.094 *** (5.94)	0.002 (0.05)	-0.082 (-0.99)	0.082 *** (2.62)
<i>REMCut</i> × <i>Cer</i>	-9.256 (-1.06)	13.59 (0.73)	-45.555 *** (-2.89)	-10.920 (-0.83)	4.862 (0.22)	-39.276 * (-1.79)
<i>OtherCut</i> × <i>Cer</i>	-2.671 (-0.64)	0.590 (0.07)	-5.225 (-1.11)	0.445 (0.07)	5.651 (0.69)	-3.126 (-0.41)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续前表

变量	$Patent_{t+1}$			$Patent_{t+2}$		
	(1) 全样本	(2) 国有企业	(3) 非国有企业	(4) 全样本	(5) 国有企业	(6) 非国有企业
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	15 513	7 352	8 161	12 735	6 295	6 440
Chi2 检验	1 125	239	310	6 188	107	5 789
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

表 8

薪酬业绩敏感性对创新效率影响的回归结果

变量	TE_{t+1}			TE_{t+2}		
	(1) 全样本	(2) 国有企业	(3) 非国有企业	(4) 全样本	(5) 国有企业	(6) 非国有企业
$REMCut$	-0.924 (-0.70)	-0.202 (-0.14)	-0.440 (-0.20)	1.519 (0.60)	4.084 (1.06)	-0.161 (-0.07)
$OtherCut$	0.509 (1.45)	1.976* (1.76)	0.036 (0.07)	0.742 (0.75)	4.188*** (3.63)	-0.521 (-0.34)
Cer	0.002 (0.28)	0.005 (0.47)	0.000 9 (0.19)	-0.001 (-0.18)	0.005 (0.35)	-0.002 (-0.33)
$REMCut \times Cer$	0.017 (0.01)	3.297 (0.74)	-3.353 (-1.27)	0.154 (0.03)	0.391 (0.05)	-1.087 (-0.23)
$OtherCut \times Cer$	0.259 (0.50)	-1.406* (-1.72)	0.736 (1.00)	0.557 (0.45)	-1.811** (-2.14)	1.043 (0.63)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	6 524	2 178	4 346	4 927	1 678	3 249
Chi2 检验	148	131	1 222	577	517	573
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

(二) 股权激励与创新产出

业绩薪酬容易引起经理人短期行为,为了降低代理成本,股东需要将经理人个人财富与公司长期业绩相联系。股权激励是上市公司以本公司股票为标的,对其董事、高管及其他员工进行的长期激励计划。从理论上讲,股权激励可以帮助坚持创新的经理人分享到公司未来市场价值成长的胜利果实。那么股权激励能够帮助经理人克服阈值压力以及国有企业的诸多约束,促使研发减少行为趋向于最优决策吗?

参照 Bergstresser 和 Philippon (2006)^[33] 的做法,采用股价上涨 1%,股票价值增量占总薪酬的比例度量经理人股权激励强度 ($Incentive$)。

$$Incentive_{it} = \frac{0.01 \times Price_{it} \times (Option_{it} + Stock_{it})}{0.01 \times Price_{it} \times (Option_{it} + Stock_{it}) + CashPay_{it}} \quad (8)$$

其中: $Price_{it}$ 是公司 i 的 t 年年末股票收盘价; $Option_{it}$

和 $Stock_{it}$ 分别为公司 i 的经理人在 t 年年末持有的股票期权和限制性股票; $CashPay_{it}$ 是指公司 i 的经理人在 t 年年末获得的现金薪酬。在模型 (4) 中加入 $Incentive$ 以及解释变量的交乘项,设立模型 (9)。

$$Patent_{it+1(t+2)} = \delta_0 + \delta_1 REMCut_{it} + \delta_2 OtherCut_{it} + \delta_3 Incentive_{it} + \delta_4 REMCut_{it} \times Incentive_{it} + \delta_5 OtherCut_{it} \times Incentive_{it} + Control_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

表 9 报告了模型 (9) 的回归结果。 $REMCut \times Incentive$ 的系数在国企分组显著为正, $OtherCut \times Incentive$ 的系数在非国企分组中显著为正,说明股权激励使得存在真实盈余管理行为的国企经理人愿意提高研发减少决策的质量。对于非国企经理人,股权激励可以鼓励他们更加谨慎地对待其他研发减少行为。但是本文没有发现同样受到股权激励的非国企经理人进行真实盈余管理研发减少、国企经理

人实施其他研发减少时显著提升创新产出的证据。推测原因如下，非国有企业的资源有限，更加依赖资本市场，业绩糟糕的公司更容易更换经理人，即使实施了股权激励，面对短期压力的非国企经理人也可能不会尽力约束真实盈余管理行为。与非国企相比，国有企业虽然资源比较丰富，但其他研发减少决策面临多重约束，影响了股权激励促进创新的效果。

表 9 股权激励对创新产出影响的回归结果

变量	<i>Patent_{t+1}</i>			<i>Patent_{t+2}</i>		
	(1) 全样本	(2) 国有企业	(3) 非国有企业	(4) 全样本	(5) 国有企业	(6) 非国有企业
<i>REMCut</i>	-58.640 *** (-4.64)	-49.243 *** (-4.55)	-72.871 *** (-3.59)	-59.347 *** (-4.85)	-48.463 *** (-4.29)	-81.492 *** (-4.31)
<i>OtherCut</i>	-43.587 *** (-9.56)	-43.771 *** (-7.01)	-42.053 *** (-9.62)	-41.167 *** (-6.70)	-38.806 *** (-5.90)	-42.885 *** (-6.54)
<i>Incentive</i>	1.234 *** (6.66)	2.238 * (1.86)	1.127 *** (4.25)	1.406 *** (6.36)	1.561 (1.10)	1.321 *** (5.78)
<i>REMCut</i> × <i>Incentive</i>	48.178 (0.25)	297.480 ** (1.99)	-34.502 (-0.13)	127.521 (0.67)	368.437 ** (2.15)	98.357 (0.37)
<i>OtherCut</i> × <i>Incentive</i>	64.330 *** (2.86)	134.985 (0.84)	59.705 ** (2.55)	85.052 *** (4.54)	107.127 (0.80)	90.204 *** (4.66)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15 513	7 352	8 161	12 735	6 295	6 440
Chi2 检验	913	1 228	808	50 440	3 123	282
<i>P</i> 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

七、研究结论和启示

本文考察了真实盈余管理研发减少和其他研发减少影响上市公司创新绩效的作用机理。研究表明经理人可以利用其他研发减少行为提高创新效率，而真实盈余管理研发减少抑制创新产出的程度更严重。结合产权性质，本文观察到非国企经理人的真实盈余管理行为越加不利于创新产出。上述结论丰富了创新绩效影响因素和真实盈余管理经济后果的研究文献。此外，本文还发现较高的薪酬业绩敏感性推动经理人重视短期行为，给创新绩效带来消极影响。理论上股权激励可以引导经理人关注公司长期价值，在此背景下，国企经理人的自利行为得到了缓解，可能会优化真实盈余管理决策，但是股权激励仍然无法克服国企的多重约束，不能显著地改善其他研发减少的决策质量。获得股权激励的非国企经理人在选择其他研发减少方案时，决策质量有所进步，显著地提升了创新产

出，但那些迫于自身职位稳定与薪酬压力实施的真实盈余管理行为则不能依靠股权激励挽回损失。

本文结论有一定的应用价值。当前经济下行压力较大，任由经理人为了达到某些盈余阈值而削减研发支出，势必会削弱上市公司的可持续竞争能力。由于资源禀赋、融资渠道和市场控制能力偏弱，非国有企业面临更高的创新风险，但是在吸纳就业、改善民生、缴纳税收方面却是一股不可忽视的力量，解决他们的困难可以在很大程度上提升经济增长质量。综上所述，本文建议如下：第一，政府部门在拟定经济政策时，不能一味地强调会计盈余，特别是放松非国企的盈余压力。第二，股东与经理人签订薪酬契约时，应该减轻薪酬与业绩挂钩的程度，引入股权激励，同时在考核范围中增加与创新有关的非财务指标。第三，加快剥离国有企业的社会职能，减轻国有企业非经营性任务的负担，促进产业转型升级。

参考文献

[1] Roychowdhury S. Earnings Management Through Real Activities Manipulation [J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42 (3): 335-370.

- [2] 陆建桥. 中国亏损上市公司盈余管理实证研究 [J]. 会计研究, 1999 (9): 25-35.
- [3] Chan L H, Chen K C W, Chen T Y. Substitution Between Real and Accruals-based Earnings Management after Voluntary Adoption of Compensation Clawback Provisions [J]. The Accounting Review, 2015, 90 (1): 147-174.
- [4] Dichev I D, Graham J R, Harvey C R. Earnings Quality: Evidence from the Field [J]. Journal of Accounting and Economics, 2013, 56 (2/3): 1-33.
- [5] Graham J R, Harvey C R, Rajgopal S. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting [J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 40 (1-3): 3-73.
- [6] Gunny K A. The Relation Between Earnings Management Using Real Activities Manipulation and Future Performance: Evidence from Meeting Earnings Benchmarks [J]. Contemporary Accounting Research, 2010, 27 (3): 855-888.
- [7] 熊彼特. 资本主义、社会主义与民主 [M]. 北京: 商务印书馆, 1999.
- [8] Holmstrom B. Agency Costs and Innovation [J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 1989, 12 (3): 305-327.
- [9] Seru A. Firm Boundaries Matter: Evidence from Conglomerates and R&D Activity [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111 (2): 381-405.
- [10] Acharya V, Xu Z. Financial Dependence and Innovation: The Case of Public Versus Private Firms [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124 (2): 223-243.
- [11] 陈凯华, 官建成, 寇明婷. 中国高技术产业“高产出、低效益”的症结与对策研究——基于技术创新效率角度的探索 [J]. 管理评论, 2012, 24 (4): 55-68.
- [12] Jensen M C. The Modern Industrial Revolution, Exit and the Failure of Internal Control Systems [J]. The Journal of Finance, 1993, 48 (3): 831-880.
- [13] 姜付秀, 张敏, 陆正飞. 管理者过度自信、企业扩张与财务困境 [J]. 经济研究, 2009 (1): 131-143.
- [14] Lanjouw J O, Schankerman M. Patent Quality and Research Productivity: Measuring Innovation with Multiple Indicators [J]. The Economic Journal, 2004, 114 (4): 441-465.
- [15] Hall B H. The Financing of Research and Development [J]. Oxford Review of Economic Policy, 2002, 18 (1): 35-51.
- [16] 孔东民, 刘莎莎, 王亚男. 市场竞争、产权与政府补贴 [J]. 经济研究, 2013 (2): 55-67.
- [17] 钟宁桦, 刘志阔, 何嘉鑫. 我国企业债务的结构性问题 [J]. 经济研究, 2016 (7): 102-117.
- [18] Battese G E, Coelli T J. A Model for Technical Inefficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Function for Panel Data [J]. Empirical Economics, 1995, 20 (2): 325-332.
- [19] 白俊红, 李婧. 政府 R&D 资助与企业技术创新——基于效率视角的实证分析 [J]. 金融研究, 2011 (6): 181-193.
- [20] 韩先锋, 惠宁, 宋文飞. 信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗 [J]. 中国工业经济, 2014 (12): 70-82.
- [21] 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.
- [22] 周铭山, 张倩倩. “面子工程”还是“真才实干”? ——基于政治晋升激励下的国有企业创新研究 [J]. 管理世界, 2016 (12): 116-132.
- [23] Burgstahler D, Dichev I. Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses [J]. Journal of Accounting and Economics, 1997, 24 (1): 99-126.
- [24] Jacob J, Jorgensen B N. Earnings Management and Accounting Income Aggregation [J]. Journal of Accounting and Economics, 2007, 43 (2/3): 369-390.
- [25] 朱红军, 王迪, 李挺. 真实盈余管理动机下的研发投资决策后果——基于创新和税收的分析视角 [J]. 南开管理评论, 2016 (4): 36-48.
- [26] Bereskin F L, Hsu P H, Rotenberg W. The Real Effects of Real Earnings Management: Evidence from Innovation [J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35 (1): 525-557.
- [27] 魏涛, 陆正飞, 单宏伟. 非经常性损益盈余管理的动机、手段和作用研究——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2007 (1): 113-121.
- [28] Bratten B, Payne J L, Thomas W B. Earnings Management: Do Firms Play “Follow The Leader”? [J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33 (2): 616-643.
- [29] 江轩宇. 政府放权与国有企业创新——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.
- [30] 陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费 [J]. 经济研究, 2005 (2): 92-101.
- [31] Firth M, Fung P M Y, Rui O M. Corporate Performance and CEO Compensation in China [J]. Journal of Corporate Finance, 2006, 12 (4): 693-714.
- [32] 陈冬华, 范从来, 沈永建. 高管与员工: 激励有效性之比较与互动 [J]. 管理世界, 2015 (5): 160-171.
- [33] Bergstresser D, Philippon T. CEO Incentives and Earnings Management [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80 (3): 511-529.

(学术顾问: 吴 溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

风险态度与家庭财富水平

Risk Aversion and Household Wealth

周慧珺

ZHOU Hui-jun

[摘 要] 风险态度决定了家庭风险项目投资的意愿, 从而影响居民财富提升的程度, 是影响居民财富分化的重要因素。本文基于 OLG 模型提出假设, 并利用中国家庭金融调查 (CHFS) 2011—2015 年的数据分析了风险态度与家庭财富提升的关系。结果表明, 两者的相关关系严重依赖于家庭的初始财富水平, 对于初始财富较高的家庭来说, 愿意承担更高的风险意味着后期财富的进一步提升, 且这一效果主要通过风险投资的持有及参与创业来实现; 而对于初始财富越低的家庭来说, 风险偏好发挥作用的空间则越小。换用被解释变量形式、对照组或分样本数量等形式都证明了结果的稳健性。

[关键词] 风险态度 资产配置 财富水平

[中图分类号] F126 D31 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0065-15

Abstract: Risk aversion determines the willingness of the investment in risky assets, which then exert influence on the degree of wealth increases. Therefore, it is regarded as an important factor influencing wealth differentiation. This paper proposes hypotheses based on the OLG model and uses the 2011-2015 data from the China Household Finance Survey (CHFS) to analyze the relationship between risk aversion and wealth accumulation. The results show that the relationship relies heavily on the initial wealth, for rich family, risk loving significantly increases their wealth through the mediation of holding risky assets and starting up business. However, for poor family or family with medium-level initial wealth, the results show weaker significance and robustness, which implies that there is less room for risk aversion to play a role. The form of the explained variable, the setting of control group or the number of subsamples could not change the results.

Key words: Risk aversion Asset portfolio Household wealth

[收稿日期] 2019-11-07

[作者简介] 周慧珺, 女, 北京大学光华管理学院博士研究生, 研究方向为家庭金融、宏观经济。

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

长期以来,居民财富差距的问题都受到政策制定者和公众的普遍关注。据2016年中国民生发展报告,2014年我国财富基尼系数达到0.7,最富裕的1%的家庭占有全国29.7%的财富,最富裕的10%的家庭占有57.7%的财富,而最贫穷的25%的家庭则仅分享了总财富的1%。全球范围内亦是如此,瑞信2016年全球财富报告显示,全球财富金字塔顶端的3300万人拥有着全球45.6%的财富,而底端的35亿人只拥有全球总财富的2.4%。这种巨大的财富差距不仅带来了社会对于公平问题的热议,也促使我们思考这种差距背后的形成机制。

已有文献从不同的角度对这种财富分布的成因进行了研究。Bewley (1977, 1983)^{[1][2]}首先提出了异质性代理人模型,在内生性的框架下讨论财富分布的问题,后续的研究者们在该模型的基础上引入不可承保的异质性风险、习惯形成等因素,发现了预防性储蓄倾向、耐心程度等在财富分布形成中扮演的重要角色(如Diaz等,2003^[3])并对现实财富分布进行了拟合。Banerjee和Newman (1993)^[4]则认为,财富差距的演变及后代是否能跨越财富阶层很大程度上决定于金融市场的发展程度、投资的风险及初始财富的大小。金融市场的完善程度将影响人们的职业选择,初始财富低的群体将被迫成为工人并获得低工资,而他的后代也可能因为初始财富(遗产馈赠)仍然较少而继续上一代的命运。当初始情形中各个收入阶层占比符合一定条件时,整个经济体将收敛到收入阶层完全固化的状态,代际流动性不复存在。Domanski等(2016)^[5]从货币政策的角度出发,发现金融危机之后,不平等程度不断上升,其中低利率和债券价格的上升对于财富差距的影响微乎其微,而股票价格的上涨则是财富不平等的重要驱动因素。本文则主要关注居民的风险态度对于其财富水平及社会财富分布的影响,这一选题的动机是直观的,多数社会观点都认为积极承担风险是抓住市场机遇、获得高额收益的必要条件。Djankov等(2006)^[6]的研究也证明,风险爱好的群体更容易参与创业,但是,对于这种“冒险精神”能否通过创业等风险投资给居民带来实际的福利改善却仍然缺乏深入的探索和分析。此外,风险偏好直接影响家庭的投资行为、工作选择等决策,是包含个体决策的模型中不可或缺的控制参数,然而对

于它与居民效用和福利水平之间的实证研究却相对较少。在实际数据中,爱好风险、“大胆”到底会成为低收入者摆脱贫困的助推剂,还是只是使得贫者愈贫,富者愈富?这些都是本文将要回答的问题。

风险偏好对于个体福利的正面效应得到了多数文献的证明。Shaw (1996)^[7]的研究表明,工资提升和相对风险厌恶程度存在负相关关系,他的研究还发现,受过高等教育的人更容易成为风险喜好者(Risk Taker),因此风险态度从一定程度上解释了人力资本投入带来的工资回报。Le等(2011)^[8]则发现风险的增加可以带来3.4%的男性工资提升和2.4%的女性工资提升。Cho (2011)^[9]的研究表明,风险厌恶降低了女性的工资收入,但不影响女性企业家的创业收入,且对于男性的工资收入和创业收入都有提升作用。陈其进(2015)^[10]利用中国RUMIC数据研究了风险偏好和个体收入的关系并做了详细的异质性分析,研究发现,风险偏好对个体收入存在正向影响,且对城镇居民的影响大于农民工,对于不同性别的影响系数差异受到城乡的调节作用。还有一部分文献(Yesuf和Bluffstone, 2009^[11];侯麟科等,2014^[12])则主要关注风险偏好和农户生产投入的关系。这些文献表明了风险偏好对于个体福利的改善效果,但主要集中于对收入的讨论,对于财富和资产水平的关注甚少,且由于数据的限制,很多文献使用了其他变量来代理风险偏好(Necker和Voskort, 2014^[13];赵颖,2017^[14])或采用实验认知,而这两种方式均可能带来测度偏误(Budria等,2009^[15];Bertrand和Mullainathan, 2001^[16])。

此外,由于国内截面数据的限制,很多研究难以完全排除因果倒置的可能性,即人们当前的风险态度可能由其拥有的财富积累决定,这一点在许多文献中得到了验证,如Guiso和Paiella (2008)^[17]利用意大利的家庭调查数据发现,风险规避是其禀赋的递减函数;中国的数据则表明(张琳琬和吴卫星,2016^[18]),居民的绝对风险厌恶系数是财富的减函数,而相对风险厌恶系数则是财富的增函数。在这种情况下,截面数据的直接回归难以得到风险偏好如何影响财富的直接结论。陈其进(2015)^[10]在数据分析中采用问卷中父母的风险偏好作为受访者风险偏好的工具变量,有效地减少了内生性问题的干扰。本文利用面板数据的优势,使用后期财富的相对提升作为被解释变量,由于后期财富不会反过来影响前一期的风

险态度,内生性的问题也将得到较好的控制,在缺少直接的断点或是自然实验的情况下,这样的处理可以较纯粹地衡量这一期的风险态度在这一期的决策及其所带来的收益中扮演的角色。

本文的创新之处在于:第一,填补了国内对于风险偏好如何影响居民财富的研究空白,并从投资选择的角度提出了两者之间相关关系形成的理论机制。第二,实证上使用后期财富的相对提升作为被解释变量,更好地减少了内生性的干扰。本文的理论和实证结果发现,由于人们的资产持有的最优决策在一定程度上取决于初始财富,风险偏好对于投资组合、财富提升的影响随初始财富的不同而不同。对于初始财富偏高的家庭,风险偏好将给后期的财富提升带来积极效应,且这一效应被股票等风险投资产品的持有及参与创业所中介;而对于更低初始财富的家庭,风险态度对财富的提升作用则并不显著,且参与创业等中介变量的中介效应也更弱。

本文第二部分使用 OLG 框架,从理论上解释风险偏好带来的财富变化并基于理论提出假设;第三部分介绍本文实证所用的数据并做描述性统计;第四部分展示和解释主要的实证结果;第五部分检验三种不同的影响机制;最后一部分总结全文。

二、理论模型

这一部分基于 Diamond (1965)^[19] 的世代交叠模型,假设每个个体存活两期,第一期工作,获得劳动收入,并将劳动收入用于当期消费和投资,第二期退休并享受前一期的投资收益,投资的形式分为无风险投资 b_t 和风险投资 k_t ^①,前者对应确定性的收益,后者对应回报的随机分布。即:

$$S_t = a_t = W_0 + \omega_t L - \delta F - c_{1t} = k_t + b_t$$

其中: W_0 表示第一期期初的财富禀赋; $\omega_t L$ 表示个体在竞争性劳动力市场上获得的劳动收入; F 表示参与风险投资市场所需的固定成本, δ 表示是否选择参与风险投资,参与时视为 1,不参与视为 0。此外,对于参与风险投资的个体来说,设风险投资的占比 $\nu_t = k_t/a_t$,并假设效用是时间可分的且只决定于消费水平,参照 Dumas (1988)^[20] 的做法,将效用函数写成 $U(c_t) = \frac{1}{\gamma}(c_t^\gamma - 1)$,此时相对风险厌恶

系数满足:

$$RRA = \frac{U''(c_t)c_t}{U'(c_t)} = 1 - \gamma$$

RRA 越大则代表风险厌恶程度越高。个体的最大化问题写成:

$$\begin{aligned} & \max U(c_{1t}) + \beta U(c_{2,t+1}) \\ & = \frac{1}{\gamma}(c_{1t}^\gamma - 1) + E_t \beta \left[\frac{1}{\gamma}(c_{2,t+1}^\gamma - 1) \right] \\ & \gamma < 1, \beta > 0 \end{aligned}$$

此时对于参与风险投资市场的个体来说,个体选择总投资、风险资产投资比例及家庭消费来最大化效用函数。对于选择不参与风险资产市场的个体来说,他们只需要选择总投资(无风险资产)及消费。是否参与风险投资取决于个体在两种情况下间接效用函数的大小。

对于参与风险投资的个体,效用函数写成:

$$\begin{aligned} & U(c_{1t}) + \beta U(c_{2,t+1}) \\ & = \frac{1}{\gamma}[(W_0 + \omega_t L - F - a_t)^\gamma - 1] \\ & + E_t \beta \left\{ \frac{1}{\gamma} [a_t(1 - \nu_t)r_{t+1} + a_t \nu_t R_{t+1}]^\gamma - 1 \right\} \quad (1) \end{aligned}$$

其中: $r_{t+1} \equiv r$ 代表无风险利率, R_{t+1} 代表风险投资利率。参考 Abel (1988)^[21] 的做法,假设 $\ln R_{t+1}$ 服从期望为 m_t , 方差为 s_t^2 的正态分布,那么:

$$\begin{aligned} R &= E_t(R_{t+1}) = \exp\left(m_t + \frac{1}{2}s_t^2\right) > r > 0 \\ V_t^2 &= \frac{\text{var}(R_{t+1})}{R^2} = \exp(s_t^2) + 1 > 0 \end{aligned}$$

通过式 (1) 求一阶条件,不难得到:

$$\begin{aligned} \frac{d\nu_t}{d\gamma} &= -\frac{F_\gamma}{F_{\nu_t}} \\ &= -\frac{R'(1+V_t'^2)\ln(1+V_t'^2)}{(R-r)\left\{\left(\frac{r}{R'}\right)^{\frac{1}{\gamma-1}} + (\gamma-1)\frac{2r}{R'-r}\left[\left(\frac{r}{R'}\right)^{\frac{1}{\gamma-1}} - 1\right]\right\}} \end{aligned}$$

其中 $R' = (1 - \nu_t)r + \nu_t R$, $V_t'^2 = \nu_t^2 V_t^2 / R'^2$, 又因为 $R'(1 + V_t'^2)\ln(1 + V_t'^2) > 0$, $R - r > 0$, 因此符号取决于分母项中

① 在理论模型中,无风险投资对应银行存款等固定收益资产,风险投资则对应所有存在回报不确定性的投资,包括股票、债券等传统的风险投资,也包括创业等各种可能的存在风险的投资项目。

的 $\left\{ \left(\frac{r}{R'} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} + (\gamma-1) \frac{2r}{R'-r} \left[\left(\frac{r}{R'} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} - 1 \right] \right\}$ 。参考 Abel (2000)^[21] 的做法, 取 $r = 1.01$ ^①, 将 R' 和 γ 视为变量, 则 $\frac{d\nu_t}{d\gamma}$ 的值域如图 1 所示。

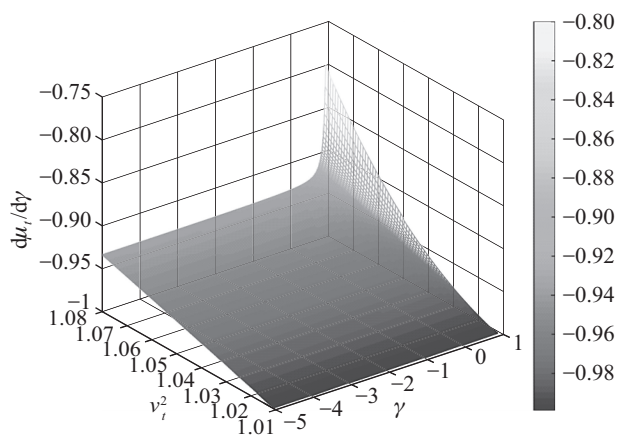


图 1 $\frac{d\nu_t}{d\gamma}$ 随 R' 和 γ 的变化图

可以看到, 在定义域范围内, $\frac{d\nu_t}{d\gamma}$ 均大于 0, 即个体风险投资额占总投资的比重随风险偏好的上升而下降, 这一点从直觉上是容易理解的, 即越是风险爱好的个体越倾向于将资产配置到高风险、高平均收益的项目中。此时年老期可获得总资产的期望:

$$\begin{aligned} E_t(W_{t+1}) &= E_t[a_t^*(1-\nu_t^*)r_{t+1} + a_t^*\nu_t^*R_{t+1}] \\ &= \frac{(W_t + \omega_t L - F)R'}{(\beta r)^{\frac{1}{\gamma-1}} r (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}} + 1} \end{aligned}$$

其随风险偏好程度的变化满足

$$\begin{aligned} \frac{dE_t(W_{t+1})}{d\gamma} &= \frac{\partial E_t(W_{t+1})}{\partial V_t'^2} \cdot \frac{dV_t'^2}{d\gamma} + \frac{\partial E_t(W_{t+1})}{\partial R'} \cdot \frac{dR'}{d\gamma} \\ &+ \frac{\partial E_t(W_{t+1})}{\partial \gamma} > 0 \text{ ②} \end{aligned}$$

那么如果将财富的相对提升写成:

$$\Delta wealth = \frac{wealth_{t+1} - wealth_t}{wealth_t} = \frac{E_t(W_{t+1}) - W_t}{W_t}$$

① r 的取值在 1.01~1.05 之间变化时, 原式的正负号不发生变化。

② 其中 $\frac{\partial E_t(W_{t+1})}{\partial V_t'^2} = \frac{(W_t + \omega_t L - F)r \left[\left(1 - \frac{\gamma}{2}\right) (\beta r)^{\frac{1}{\gamma-1}} r (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}} + (1-\gamma)(1+V_t'^2)^{-\gamma} \right]}{[(\beta r)^{\frac{1}{\gamma-1}} r (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}} + 1]^2} > 0$, 附录图 A1 证明了 $\frac{\partial E_t(W_{t+1})}{\partial \gamma} =$

$\frac{(W_t + \omega_t L - F)R'}{[(\beta r)^{\frac{1}{\gamma-1}} r (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}} + 1]^2} \left[-\frac{(\beta r)^{\frac{1}{\gamma-1}} r \ln(\beta r) (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}}}{(\gamma-1)^2} - \frac{(\beta r)^{\frac{1}{\gamma-1}} r (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}} \ln(1+V_t'^2)}{2} \right] > 0$ 及 $\frac{dV_t'^2}{d\gamma} = \frac{d}{d\gamma} \left\{ \frac{\nu_t^2 V_t'^2}{[(1-\nu_t)r + \nu_t R]^2} \right\} > 0$, 因此可以得到原式 > 0 。

则有 $\frac{d\Delta wealth}{d\gamma} > 0$, 即风险爱好者个体财富的相对提升也高于风险厌恶者。此时风险投资市场参与个体的间接效用函数为:

$$\begin{aligned} V_1 &= \frac{1}{\gamma} [(W_t + \omega_t L - F - a_t^*)^\gamma - 1] \\ &+ E_t \beta \left\{ \frac{1}{\gamma} [a_t^*(1-\nu_t^*)r_{t+1} + a_t^*\nu_t^*R_{t+1}]^\gamma - 1 \right\} \\ &= \frac{(W_t + \omega_t L - F)^\gamma r^\gamma}{\gamma [(\beta r)^{\frac{1}{\gamma-1}} r (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}} + 1]^\gamma} \cdot \\ &[(\beta r)^{\frac{1}{\gamma-1}} + \beta (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}}] (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}} \frac{\beta+1}{\gamma} \end{aligned}$$

对于不参加风险投资的个体, $\delta=0$, 即不存在固定成本, 个体仅选择消费和储蓄 (无风险投资) 来实现效用最大化:

$$\begin{aligned} S_t &= a_t = W_0 + \omega_t L - c_{1t} = k_t + b_t \\ \max U(c_{1t}) &+ \beta E_t U(c_{2,t+1}) \\ &= \frac{1}{\gamma} [(W_0 + \omega_t L - a_t)^\gamma - 1] + E_t \beta \left\{ \frac{1}{\gamma} [(a_t r_{t+1})^\gamma - 1] \right\} \end{aligned} \quad (2)$$

同理可得此时的间接效用函数为:

$$\begin{aligned} V_2 &= \frac{1}{\gamma} [(W_0 + \omega_t L - a_t^*)^\gamma - 1] + E_t \beta \left\{ \frac{1}{\gamma} [(a_t^* r_{t+1})^\gamma - 1] \right\} \\ &= \frac{(W_0 + \omega_t L)^\gamma r^\gamma [(\beta r)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + 1]}{\gamma [(\beta r^\gamma)^{\frac{1}{\gamma-1}} + 1]^\gamma} \frac{\beta+1}{\gamma} \end{aligned}$$

因此, 对于一个 W_0 给定, $\omega_t L$ 由市场决定的个体, 其是否选择进入风险资产市场决定于 V_1 和 V_2 的相对大小:

- 1) $V_1 < V_2 \Leftrightarrow W_0 + \omega_t L < F / (1 - X^{1/\gamma})$
- 2) $V_1 = V_2 \Leftrightarrow W_0 + \omega_t L = F / (1 - X^{1/\gamma})$
- 3) $V_1 > V_2 \Leftrightarrow W_0 + \omega_t L > F / (1 - X^{1/\gamma})$

$$\text{其中 } X = \frac{(\beta r)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + \beta}{[(\beta r^\gamma)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + \beta (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}}] (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}}}$$

$$\frac{[(\beta r)^{\frac{1}{\gamma-1}} r (1+V_t'^2)^{-\frac{\gamma}{2}} + 1]^\gamma}{[(\beta r)^\gamma + 1]^\gamma}, \text{ 且满足}$$

$$X^{\frac{1}{\gamma}} = \left[\frac{(\beta r)^{\frac{1}{\gamma-1}} + (1+V_t'^2)^{\frac{\gamma}{2}}}{(\beta r)^\gamma + 1} \right]^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} < 1$$

因此, 同样风险偏好的情况下, 当初始财富低于某个临界值时, 不参与风险资产市场是最优决策。

基于以上的理论, 我们提出以下几个假设:

假设 1: 越偏好风险的个体, 其财富变化的相对大小越大。

假设 2: 越偏好风险的个体, 参与风险投资项目的可能性越高。

假设 3: 将风险投资视为增加财富的有效途径, 由于对贫穷群体来说, 不参与风险投资可能是更好的选择, 那么当这一群体中的风险喜好者选择进入风险资产市场时, 其后期的财富不一定增大, 因此, 假设 1 中的效应对于较高财富群体显著性较强且更稳健。

三、研究设计与数据描述

(一) 数据来源

本文所使用的数据来自 2011—2015 年中国家庭金融调查 (China Household Financial Survey, CHFS)。该数据由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心主导, 采用 PPS 科学抽样方法, 调查范围包括全国 29 个省 (自治区、直辖市), 300 余个县区。2011、2013、2015 年的样本规模分别达到 8 438 户、28 141 户、37 289 户, 其中本文所使用的回访样本分别达 6 715 户和 21 138 户。调查详细地反映了中国家庭的金融、经济状况, 且样本数量大, 为本文的实证分析提供了良好的数据基础 (甘犁等, 2013^[22]; 甘犁等, 2015^[23])。

(二) 变量设置与计量模型假设

风险偏好。对于这一变量的衡量, 问卷中的问题为: 如果拥有一笔资产, 受访者更愿意选择哪种投资项目, 答案分为五个等级: “不愿意承担任何风险” “略低风险略低回报的项目” “平均风险平均回报的项目” “略高风险略高回报的项目” 和 “高风险高回报的项目”。本文将选择 “不愿意承担任何风险的项目” 视为 0 (对照组), 其他四个回答分别视为 1。此外, “平均风险平均回报” 组别意味着风险偏好程

度的中位水平, 愿意接受平均以上风险的人群则意味着比周围人更风险偏好, 只愿意接受平均以下风险的人群则更风险规避。因此, 我们同时使用选择 “平均风险平均回报的项目” 作为对照组来进行稳健性检验。

居民财富。对于同一时间问卷中的风险偏好和财富水平数据来说, 财富水平往往决定于家庭之前期的资本投入和资产组合行为, 而当前风险态度则会更多地影响当期的决策, 从而影响滞后期的资本回报, 与此同时, 后期的收入或是财富则很难直接影响到人们上一期对于自己风险偏好程度的判断。因此, 为了避免因果倒置带来的内生性问题, 我们以 $\Delta wealth = \frac{wealth_{t+1} - wealth_t}{wealth_t}$ 作为财富提升的衡量指标, 其中 $wealth_{t+1} - wealth_t$ 衡量了财富变化的绝对数值, 财富变化/初始财富则衡量基于第 t 期财富投资回报的相对值。

影响机制变量。本文要检验的影响机制包括风险性投资产品持有、第二套及以上房产持有和创业。其中: 风险性投资产品包括股票、债券、基金和金融理财产品等; 第二套及以上房产即包括除家庭自住住房外的其他房产; 创业指家庭从事工商业经营项目。

其他控制变量。本文的控制变量包括家庭规模、是否购买社会保险及主受访者的受教育程度、婚姻状况等人口统计学变量。此外, 由于本文一个回归截面中包含两个年份的数据, 因此这些变量的变化及自变量风险偏好的变化也均被视为控制变量。

此时, 根据数据特点, 控制不随省份×年份变化的固定效应, 将模型设置为:

模型 1:

$$\Delta wealth_{it} = \beta_0 + \beta_1 Preference1_{it} + \beta_2 Preference2_{it} + \beta_3 Preference3_{it} + \beta_4 Bac_{it} \gamma + \alpha_j \times T_t + \varepsilon_{it}$$

模型 2:

$$\Delta wealth_{it} = \beta_0 + \beta_1 Riskloving_{it} + \beta_2 Riskaverse1_{it} + \beta_3 Riskaverse2_{it} + \beta_4 Bac_{it} \gamma + \alpha_j \times T_t + \varepsilon_{it}$$

模型 3:

$$\Delta wealth_{it} = \beta_0 + \beta_1 Preference_non_{it} + \beta_4 Bac_{it} \gamma + \alpha_j \times T_t + \varepsilon_{it}$$

其中, i 表示受访家户, j 表示家户所在省份, t 表示时间。模型 1 的三个 $Preference$ 分别代表除 “不愿意

承担任何风险”外的四个答案,选择该答案视为1,否则视为0,其中考虑到选择“高风险高收益”项目和“较高风险较高收益”项目的受访家户占比较低,且表达的风险态度相似,文中将两者合为一个变量;同理,模型2的 *Riskloving* 和 *Riskaverse* 则代表除“平均风险平均收益的项目”外的四个答案;模型3的 *Preference_non* 只要受访家庭没有选择“不愿意承担任何风险”即视为1,其他视为0。 Bac_{it} 表示受访家户的个体特征等控制变量, α_j 代表省份固定效应, T_t 代表年份固定效应, ε_{it} 为误差项。

此外,在机制检验中,我们将是否持有某项资产或是否创业作为因变量,采用 Probit 回归形式,以模型1为例,此时的计量模型变成:

$$P_{it} = 1(\beta_0 + \beta_1 Preference1_{it} + \beta_2 Preference2_{it} + \beta_3 Preference3_{it} + Bac_{it}\gamma + \alpha_j \times T_t + \varepsilon_{it} > 0)$$

其中 P_{it} 代表样本中第 i 个受访者在 t 时期所拥有的某项资产(包括风险资产和第二套及以上房产)或创业参与。由于 Probit 模型直接回归所得的系数经济意义并不明晰,本文所报告的均为平均边际效应,即反映自变量变化一单位所带来的边际影响。

对于各项资产持有量,我们只能观察到大于0的

数据;对于各项资产占总资产的比例,我们只能观察到 $[0, 1]$ 的数据,即被解释变量为截断数据(Censored Data),因此采用 Tobit 回归模型。同样以模型1为例:

$$P_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 Preference1_{it} + \beta_2 Preference2_{it} + \beta_3 Preference3_{it} + Bac_{it}\gamma + \alpha_j \times T_t + \varepsilon_{it}$$

其中 $P_{it} = \max(0, P_{it}^*)$ 表示某项资产的持有量或占总资产的比重。由于回归系数同样无法提供明确的经济含义,我们计算并报告了有条件的边际效应。

(三) 数据描述性统计

表1所示为家户风险态度分年份的描述性统计,可以看出,选择高风险高回报及略高风险略高回报的人群相对最少,选择略低风险略低回报的人群占比次之。此外,1/5左右的人群选择了平均风险平均收益的选项,这可能是来自于“平均风险平均收益的项目”让受访者感觉到和其他人一样,从而造成风险系数低的心理预期。还有约1/2的人群则选择了不承担任何风险,即属于极端的风险规避型群体。从年份的变化上看,样本总体向低风险和不承担风险的方向偏移,即总体的风险厌恶程度随年份提高。

表1 风险态度分年份的描述性统计

年份	高风险高回报 (%)	略高风险略高回报 (%)	平均风险平均收益 (%)	略低风险略低收益 (%)	不愿意承担任何风险 (%)
2011	5.75	6.85	25.41	17.45	44.54
2013	5.82	4.63	20.51	15.92	53.11
2015	5.05	4.32	17.99	19.65	52.99

表2则统计了不同财富水平下的风险态度,其中低、中和高财富段分别包含财富排名的后1/3,1/3~2/3以及前1/3的家庭。可以发现,风险喜好程度高的家庭财富水平明显更高,其中:对于高财富水平的家庭来说,“略高风险略高回报”的选择者占8.13%,而

中、低财富水平家庭的这一比例则仅为4.18%和3.11%;选择“平均风险平均收益”的家庭占25.43%,也比中、低财富家庭分别高出约10%和3%。此外,42.42%的高财富水平家庭不愿意承担任何风险,而这一比例在低财富水平的家庭中达到61.14%。

表2 风险态度分财富水平的描述性统计

初始财富水平	高风险高回报 (%)	略高风险略高回报 (%)	平均风险平均收益 (%)	略低风险略低收益 (%)	不愿意承担任何风险 (%)
低	5.44	3.11	16.40	13.91	61.14
中	5.30	4.18	22.72	16.22	51.58
高	6.51	8.13	25.43	17.51	42.42
总计	5.75	5.14	21.52	15.88	51.71

这一结果初步告诉我们，风险态度和当期财富水平之间存在负向关系，然而这并不能直接得出风险规避降低了家庭财富的结论，因为当下的财富很有可能同时决定了受访者对于自身投资的信心和下一期的财富。表 3 中统计了不同财富水平、不同风险态度下的财富提升，可以看出，低初始财富的家庭相对财富变化最高，这可能是由于处于该层次的家庭财富基数最

低，上升空间最大。三者的相对财富变化都随风险规避程度上升而呈下降趋势，但并不完全单调递减，如对于前 1/3 富裕家庭来说，略高风险略高回报的家庭相对财富上升 0.25，超过了高风险喜好的组别；对于高初始财富群体来说，选择高风险和平均风险项目的家庭财富上升也均低于选择略高风险或略低风险项目的家庭。

表 3 财富提升的描述性统计

财富水平	高风险高回报	略高风险略高回报	平均风险平均收益	略低风险略低收益	不愿意承担任何风险
低	5.39	6.54	5.41	6.33	5.63
中	0.77	0.76	0.74	0.63	0.55
高	0.22	0.25	0.21	0.18	0.15

表 4 为 2011 年不同初始财富水平群体其他个体层面变量的描述性统计结果，可以看到，相比于低初始财富的家庭，高初始财富家庭的风险资产持有、第二套及以上房产持有以及创业比例都明显更高，其中风险资产持有概率分别是中、低初始财富的 4.25、11.75 倍，拥有第二套及以上房产的家庭

占比分别是中、低初始财富家庭的 3.19、8.76 倍。此外，从受教育程度来看，高财富水平家庭主受访者的受教育程度也高于低财富水平家庭，而是否有工作则与财富高低没有明显相关性。2013、2015 年回访数据的描述性统计与之类似（如附录中表 A1、A2 所示）。

表 4 2011 年其他个体层面变量的描述性统计结果

统计指标	子项	财富水平			总计
		低	中	高	
总资产	万元	4.89	22.72	124.66	50.77
家庭人均可支配收入	元	7 759.43	11 058.70	28 577.64	15 800.49
风险投资持有	持有风险投资视为 1，其他视为 0（%）	2.41	6.66	28.32	12.46
风险投资总价值	元	191.13	1 409.66	29 366.77	10 325.36
风险投资价值占比	风险投资价值占金融资产的比重（%）	0.78	2.05	10.48	4.44
第二套及以上房产持有	拥有两套或以上房产视为 1，其他视为 0（%）	3.40	9.34	29.79	14.18
房产总价值	万元	2.96	16.05	98.36	39.13
第二套及以上房产总价值	万元	0.07	0.72	19.73	6.84
第二套及以上房产价值占比	房产价值占总资产的比重（%）	0.88	2.92	11.30	5.03
创业比例	有工商业经营项目设为 1，其他设为 0（%）	6.08	12.24	21.04	13.12
创业资产占比	创业资产占总资产的比重（%）	1.65	1.68	3.23	2.20
年龄		54.45	51.04	49.59	51.70
婚姻状况	已婚或同居视为 1，其他视为 0	83.82	91.02	90.49	88.44
工作状态	有工作视为 1	71.76	73.28	68.56	71.20
受教育年限	根据受教育程度换算	7.31	8.86	10.88	9.02
观测值		2 238	2 238	2 239	6 715

四、实证回归结果及稳健性检验

表5所示为家庭财富水平的相对变化随初期风险态度的变化,控制变量包括主受访者的个体特征及受访家户前一期的财富。总体回归的结果表明,风险偏好程度越高的家庭财富增长越多;分样本回归的结果则显示,对于高初始财富的群体来说,风险偏好程度越高,财富增长越快,且这一效应主要

体现在愿意承担平均以上风险的家庭和不愿意承担任何风险家庭之间的差距上。低初始财富群体的回归结果特征类似但显著性较弱。对于中等初始财富的群体来说,财富量的相对变化和风险偏好程度之间则不存在显著的相关关系。这一结果与理论模型所得到的假设是一致的,即风险偏好增大了财富的提升,且这种提升更多地体现在高初始财富的家庭中。

表5 风险偏好与财富提升的相关关系

	因变量为财富的相对变化			
	总体回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
较高风险较高回报	0.268*** (0.058)	0.285* (0.162)	0.073 (0.072)	0.223*** (0.049)
平均风险平均回报	0.095* (0.056)	0.033 (0.162)	0.057 (0.062)	0.124*** (0.041)
略低风险略低回报	0.136** (0.053)	0.247* (0.143)	0.086 (0.067)	0.030 (0.031)
其他控制变量	Y	Y	Y	Y
省份×年份固定效应	Y	Y	Y	Y
调整后的 R^2	0.343	0.322	0.222	0.255
观测数	27 853	9 284	9 284	9 285

注:括号中报告的是省份层面聚类(cluster province)的标准差;*代表 $p<0.1$,**代表 $p<0.05$,***代表 $p<0.01$ 。下同。

出于稳健性的考虑,我们将受访者后一期的财富作为被解释变量,如表6(a)所示,结果与之前基本相同,对于高初始财富的家庭来说,选择较高风险和平均风险项目的家庭后一期财富分别比极度风险厌恶家庭显著高2.510万元和1.614万元。此外,考虑到回归的显著性主要体现在选择平均及以上风险的组别上,我们将选择承担平均及以上风险项目统一设为1,其他设为0,以考察“愿意承担平均及以上风险”带来的定量差距。结果显示,对于前1/3富裕的家庭,愿意承担平均以上风险的家庭财富提升比其他家

庭显著高出0.139,而对于后1/3的贫穷家庭来说显著性消失。将对照组换为不愿意承担任何风险的家庭后,如表6(c)所示,选择存在风险的项目将使得高初始财富水平家庭的财富提升比不愿意承担任何风险的家庭高出0.097。总体而言,风险偏好对于低初始财富的家庭财富提升影响效果仍然很弱,而对于高初始财富家庭的财富提升效果则更明显和稳健,尤其是当家庭愿意承担平均以上风险时,其财富提升将随风险态度显著增大。

表6 风险偏好与居民财富相关关系的稳健性检验

	总体回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
(a) 因变量为后一期的家庭财富水平(万元)				
较高风险较高回报	1.100*** (0.272)	0.202 (0.194)	0.071 (0.316)	2.510*** (0.571)
平均风险平均回报	0.785*** (0.256)	0.086 (0.136)	0.119 (0.276)	1.614*** (0.521)
略低风险略低回报	0.540* (0.289)	0.456* (0.237)	0.160 (0.232)	0.660 (0.548)
调整后的 R^2	0.531	0.132	0.181	0.483

续前表

	总体回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
(b) 因变量为财富的相对变化, 对照组为选择略低及以下风险项目的家庭				
选择存在平均及以上风险的项目	0.084 ** (0.038)	0.000 (0.116)	0.020 (0.047)	0.139 *** (0.030)
调整后的 R ²	0.342	0.321	0.222	0.254
(c) 因变量为财富的相对变化, 对照组为不愿意承担任何风险的家庭				
选择存在风险的项目	0.136 *** (0.049)	0.001 (0.132)	0.072 (0.055)	0.097 *** (0.032)
调整后的 R ²	0.342	0.283	0.222	0.252
控制变量	Y	Y	Y	Y
省份×年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测数	27 853	9 284	9 284	9 285

与此同时,正如前文所提到的,平均风险平均回报项目也可能作为家庭做选择时的参考系,因此,我们换用选择“平均风险平均回报的项目”作为对照组^①,结果显示低初始财富者的回归系数显著性仍然较弱。此外,为了避免人为划分样本带来的主观因素干扰,表 7 按初始财富将样本划分为五个子样本,回

归的结果显示,前 1/5 富裕家庭的系数显著性仍然存在,而贫穷家庭的这一系数稳健性则较弱,随着初始财富的提升,风险态度对于财富提升的效果不断加强。在后文中,我们也将分别对富裕家庭样本结果的强显著性和贫穷家庭样本结果的弱稳健性做出解释和分析。

表 7 风险偏好与财富提升的相关关系

	因变量为财富的相对变化				
	低初始财富 (1)	较低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	较高初始财富 (4)	高初始财富 (5)
较高风险较高回报	0.221 (0.218)	0.325 ** (0.132)	-0.007 (0.088)	0.178 ** (0.065)	0.179 *** (0.036)
平均风险平均回报	0.023 (0.206)	0.042 (0.126)	0.013 (0.076)	0.120 * (0.066)	0.102 *** (0.033)
略低风险略低回报	0.350 (0.209)	0.171 (0.128)	0.028 (0.071)	0.039 (0.052)	0.004 (0.033)
其他控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
省份×年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
调整后的 R ²	0.327	0.222	0.226	0.240	0.281
观测数	5 570	5 571	5 570	5 571	5 571

五、影响机制分析

以上的回归结果显示,风险态度对于财富提升的影响在不同初始财富的家庭中表现出较强的异质性,高初始财富的家庭得以从风险承担中收益更多。接下来,我们希望检验风险投资项目在这一效应中的中介效果。从数据上看,本文的总资产中包括风险资产、其他金融资产及非金融资产,其中非金融资产中包括房产价值、创业资产、车辆价值等。从描述性统计中

可以获知,资产中占比最高的仍为自住房产,但考虑到自住房产、车辆等属于固定资产,在短期未遭受意外的情况下价值难以改变,且不具有投资价值,更难以受风险态度的影响,因此我们主要讨论股票、债券等风险性投资产品持有,第二套及以上房产持有,以及创业三种资产持有状态及价值占比的中介效应。

(一) 风险态度与风险性投资产品

风险性投资产品包括股票、债券、金融衍生品等资产,家庭只要持有这些产品之一即投资状态变量视

① 见附录表 A3

为1, 否则视为0, 表8在控制前期风险资产持有状态的情况下考虑后一期风险性投资产品持有和前期风险态度的关系。结果显示, 风险偏好高会显著增加后一期对于风险性投资产品的持有, 且对于三类家庭, 这一机制的显著性都存在, 这也证明了这一机制的重要性。具体来说, 我们发现以高初始财富样本为例, 前一期选择愿意承担较高风险和平均风险的家庭后一

期股票等资产持有概率分别比极度风险厌恶家庭高17.8%和12.6%, 而低初始财富家庭的这一差距却更多地体现在愿意承担平均以上风险家庭和不愿意承担平均以上风险的家庭之间。在中等初始财富群体中, 选择略低以上风险项目的家庭相较于不愿承担任何风险的家庭来说增加了至少3.5%的风险性投资产品持有概率^①。

表8 风险态度与风险性投资产品持有

	因变量为风险性投资产品持有			
	总体回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
较高风险较高回报	0.052 *** (0.006)	0.006 ** (0.003)	0.055 *** (0.007)	0.178 *** (0.018)
平均风险平均回报	0.040 *** (0.004)	0.006 *** (0.002)	0.042 *** (0.006)	0.126 *** (0.016)
略低风险略低回报	0.032 *** (0.004)	0.004 (0.002)	0.035 *** (0.005)	0.104 *** (0.019)
控制变量	Y	Y	Y	Y
省份×年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测数	27 853	9 284	9 284	9 285

注: 以上回归的因变量均为二值变量, 故回归均采用 Probit 回归形式, 系数报告的是平均边际效应。

换用该项资产价值或资产占金融资产的比重作为被解释变量的结果如表9所示, 可以看出, 此时低初始财富家庭资产价值及占比和风险态度之间的相关关系更加明显地弱于较高初始财富家庭样本, 这说明对

于贫穷家庭来说, 由于本身的财富储蓄较低, 他们的最优决策可能是不进入股票等投资产品市场, 并且, 他们能够投入的资金量也可能是有限的。

表9 风险偏好与风险性投资产品价值

	总体回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
(a) 因变量为后期风险性投资产品价值 (万元)				
较高风险较高回报	1.258 *** (0.181)	0.027 (0.023)	0.349 *** (0.073)	6.657 *** (1.091)
平均风险平均回报	0.898 *** (0.140)	0.024 (0.020)	0.273 *** (0.045)	4.477 *** (0.795)
略低风险略低回报	0.621 *** (0.107)	0.016 (0.013)	0.225 *** (0.041)	2.946 *** (0.608)
(b) 因变量为后期风险性投资产品占比				
较高风险较高回报	0.013 *** (0.001)	0.001 * (0.000)	0.014 *** (0.002)	0.055 *** (0.006)
平均风险平均回报	0.010 *** (0.001)	0.001 *** (0.000)	0.011 *** (0.002)	0.043 *** (0.004)
略低风险略低回报	0.008 *** (0.001)	0.000 * (0.000)	0.009 *** (0.001)	0.032 *** (0.004)
控制变量	Y	Y	Y	Y
省份×年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测数	27 853	9 284	9 284	9 285

注: 资产价值与占比均为截断数据, 采用 Tobit 回归模型, 系数报告的是有条件的边际效应。

① 在三种机制中, 换用“平均风险平均回报”作为参考系均将得到类似的结论, 但这并不是本文关注的重点, 因此在此均不再赘述。

(二) 风险态度与第二套及以上房产

本文所检验的第二个影响渠道为第二套及以上房产持有。2016年中国民生发展报告显示,2014年家庭净房产占家庭总财产的比重达到74.9%,在居民财富中扮演着重要的角色,而从表10的结果来看,风险偏好和第二套及以上房产的持有之间的相关关系均较弱,我们同样换用房产占比,房产价值及房产套数作为被解释变量,也得出了相同的结果(见表

11)。这可能来源于相比于持有股票等资产,房产的购买需要更大的初始资本且市场变化更大,仅仅是对于风险的喜好尚不足以支撑家庭做出房产购买的决策。此外,本文还将样本分为受教育年限大于9(即接受过高中及以上教育)和小于9的子样本或按城乡分成子样本并重新进行了中介机制检验,结果发现,即使是在户主受教育程度较高的家庭或城镇家庭,风险态度也无法明显改变家庭的投资性房产购买决策。

表 10 风险偏好与第二套及以上房产持有

	因变量为后一期第二套及以上房产持有			
	总回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
较高风险较高回报	0.019* (0.011)	0.029 (0.019)	0.005 (0.017)	0.015 (0.020)
平均风险平均回报	0.020** (0.009)	0.010 (0.011)	0.027* (0.016)	0.016 (0.016)
略低风险略低回报	0.013 (0.009)	0.008 (0.010)	0.007 (0.017)	0.027* (0.016)
控制变量	Y	Y	Y	Y
省份×年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测数	27 853	9 284	9 284	9 285

注:采用 Probit 回归模型。系数报告的是平均边际效应。

表 11 风险偏好与第二套及以上房产价值

	总体回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
(a) 因变量为后期第二套及以上房产套数				
较高风险较高回报	0.036*** (0.014)	0.023 (0.022)	0.012 (0.028)	0.074* (0.043)
平均风险平均回报	0.024 (0.016)	0.002 (0.014)	0.044* (0.023)	0.025 (0.035)
略低风险略低回报	0.033* (0.018)	0.015 (0.013)	0.027 (0.023)	0.054 (0.038)
(b) 因变量为后期第二套及以上房产价值(万元)				
较高风险较高回报	1.455* (0.838)	0.455 (0.643)	0.677 (0.791)	5.141* (3.041)
平均风险平均回报	0.586 (0.972)	-0.122 (0.400)	1.238 (0.849)	2.766 (2.778)
略低风险略低回报	0.554 (0.928)	0.484 (0.439)	0.296 (0.840)	1.630 (2.397)
(c) 因变量为后期第二套及以上房产占比				
较高风险较高回报	0.010* (0.006)	0.002 (0.008)	0.012 (0.009)	0.008 (0.013)
平均风险平均回报	0.006 (0.005)	-0.002 (0.005)	0.010 (0.009)	0.008 (0.013)
略低风险略低回报	0.002 (0.005)	0.003 (0.005)	-0.004 (0.008)	0.007 (0.010)

续前表

	总体回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
控制变量	Y	Y	Y	Y
省份×年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测数	27 853	9 284	9 284	9 285

注：(a) 中因变量为计数变量且存在过度分散，采用负两项回归；(b) 和 (c) 同理采用 Tobit 回归模型，系数报告的是有条件的边际效应。

(三) 风险态度与创业参与

创新创业是一个国家发展的不竭源泉，也是居民摆脱贫困，提升收入的重要途径，创业参与对风险态度、财富提升的中介作用也因此尤为重要。从表 12 的结果来看，风险态度对于是否参与创业的决策的确存在显著影响，总样本及中、高财富段的样本回归结果

都证明，风险爱好增大了家庭参与创业的概率，且这一效应再次更多地体现在愿意承担平均以上风险的家庭与极度风险厌恶家庭的差别上，选择“略低风险略低回报”的家庭和不愿意承担任何风险的家庭创业参与程度差别较小。此外，对于低初始财富的家庭来说，风险态度对于创业参与的可能性没有明显影响效果。

表 12 风险态度与创业参与

	因变量为后期创业参与			
	总回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
较高风险较高回报	0.028 *** (0.006)	0.005 (0.007)	0.035 *** (0.010)	0.056 *** (0.020)
平均风险平均回报	0.016 *** (0.006)	0.006 (0.007)	0.008 (0.010)	0.043 ** (0.020)
略低风险略低回报	0.012 * (0.007)	0.009 (0.006)	-0.001 (0.010)	0.032 (0.021)
控制变量	Y	Y	Y	Y
省份×年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测数	27 853	9 284	9 284	9 285

注：采用 Probit 回归模型，系数报告的是平均边际效应。

将因变量换为创业价值及其占总资产的比重后（如表 13 所示），在高初始财富家庭样本中，风险态度对于创业价值、创业资产占比的正向提升作用仍然存在，而中、低初始财富的两组家庭的回归都表现为不显著。这一结果同样与理论模型中所阐述的机制相同，即对于初始财富较低的家庭来说，参与创业项目不一定是最优决策，因此，风险偏好对于其参与程度

的促进作用也越小。同时，不难看出，相比于传统债券、股票投资，创业参与程度受风险态度的影响在高低初始财富组别的差距更大，这是因为在文章所检验的三种影响机制中，创业参与需要一定的初始投入，与理论模型中对于风险市场进入门槛的设定更为吻合，因此回归结果差距也更为明显。

表 13 风险态度与创业价值

	总体回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
(a) 因变量为后期创业价值（万元）				
较高风险较高回报	0.289 *** (0.103)	0.022 (0.039)	0.024 (0.059)	1.418 *** (0.473)
平均风险平均回报	0.275 *** (0.072)	0.038 (0.032)	0.052 (0.059)	1.144 *** (0.296)
略低风险略低回报	0.129 * (0.073)	-0.013 (0.031)	0.034 (0.058)	0.671 ** (0.319)

续前表

	总体回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
(b) 因变量为后期创业资产价值占比				
较高风险较高回报	0.005 *** (0.002)	0.000 (0.002)	0.004 (0.004)	0.017 *** (0.006)
平均风险平均回报	0.005 *** (0.001)	0.003 * (0.002)	0.004 (0.003)	0.013 *** (0.004)
略低风险略低回报	0.004 *** (0.001)	0.001 (0.002)	0.003 (0.003)	0.014 *** (0.004)
控制变量	Y	Y	Y	Y
省份×年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测数	27 853	9 284	9 284	9 285

注：同理采用 Tobit 回归模型，系数报告的是有条件的边际效应。

六、结论与讨论

总的来说，本文基于 OLG 的框架及 CHFS 2011—2015 年的数据，从理论和实证两方面分析了风险态度与家庭资产、财富提升的相关关系，主要得到以下结论：(1)对于前 1/3 富裕的家庭来说，风险规避程度越高，财富提升越小，且这一差异主要体现在愿意承担平均及以上风险的家庭和不愿意承担风险的家庭之间；中等初始财富群体的财富提升与风险态度没有显著关系；后 1/3 贫穷家庭风险规避程度和财富之间则表现为相关性非常弱。(2)换用后一期财富作为被解释变量、改变风险态度对照组或更换分样本数量等做法将不会影响结论。(3)股票等风险性投资产品的持有概率及价值、价值占比均随风险喜好程度的上升而增加，这一正向效果在所有分样本中均成立，证明了这一投资项目在风险偏好和家庭财富之间

的中介效果。且对于初始财富低的家庭来说，回归的显著性相对较弱。(4)类似地，创业参与的中介效果仅存在于高、中等初始财富家庭群体中，但在中等财富家庭群体中显著程度和稳健性较低。

本文证明了风险偏好在家庭资产组合决策和财富变化中扮演的重要角色，并使用规范的实证手段验证了“冒险精神”的正面效果更多地体现在原本较为富裕家庭之上，而对于较低初始财富的家庭却没有明显影响，同时，风险爱好对于自主创业的影响同样依赖于家庭的初始财富水平。这些结论将为正确引导居民风险投资、创业创新提供有用的理论支持。同时，本文的研究还存在一些不足，例如对于回归结果依赖于初始财富水平的原因，本文仅从理论机制上给出解释和分析，而由于数据所限，我们无法从实证上准确验证居民的决策心理是否同理论机制中所提到的一致，在接下来的研究中，我们也将继续做更深入的挖掘。

附录

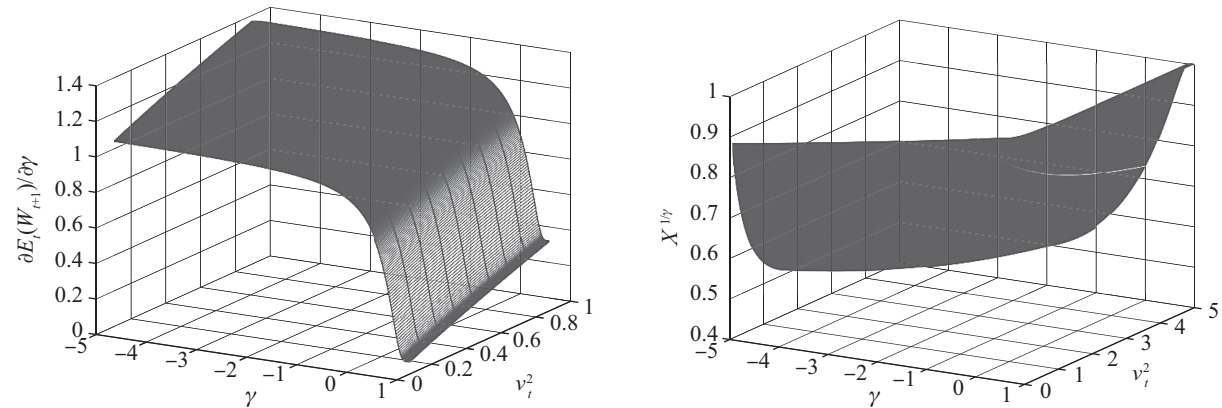


图 A1 $\frac{\partial E_t(W_{t+1})}{\partial \gamma}$ 和 $X^{\frac{1}{\gamma}}$ 随 V_t^2 和 γ 的变化

表 A1 2013 年回访样本中其他个体层面变量的描述性统计结果

统计指标	子项	财富水平			总计
		低	中	高	
总资产	万元	21.04	37.34	144.07	67.49
总资产（数据给出）	万元	24.06	40.75	165.65	76.83
家庭人均可支配收入	元	11 835.07	15 503.43	35 749.75	21 031.61
风险投资持有	持有风险投资视为 1，其他视为 0（%）	3.57	7.55	27.42	12.85
风险投资总价值	万元	0.24	0.34	4.38	1.65
风险投资价值占比	风险投资价值占金融资产的比重（%）	1.09	2.78	11.17	5.01
第二套及以上房产持有	拥有两套或以上房产视为 1，其他视为 0（%）	12.11	22.70	37.65	24.15
第二套及以上房产总价值	万元	3.09	5.20	36.92	15.07
第二套及以上房产价值占比	房产价值占总资产的比重（%）	6.43	10.36	17.02	11.27
创业参与比例	有工商业经营项目设为 1，其他设为 0（%）	9.12	16.00	23.27	16.13
创业资产占比	创业资产占总资产的比重（%）	2.06	2.25	3.41	2.57
婚姻状况	已婚或同居视为 1，其他视为 0	85.57	91.60	91.69	89.62
工作状态	有工作视为 1	71.85	72.65	68.74	71.08
受教育年限	根据受教育程度换算	7.63	8.92	10.93	9.17
观测值		2 238	2 238	2 239	6 715

注：在 2013 年及之后的数据中，数据直接给出了“总资产”一项，本文计算方法与数据中变量描述相同，但因为使用的是已经经过极端值处理的数据，因此平均值小于数据中的总资产。考虑到 2011 年并未给出总资产项，不同年份采用不同的计算方法将带来更大的问题，因此本文仅用给出的总资产值作为稳健性说明。

表 A2 2013 年访问、2015 年回访样本中其他个体层面变量的描述性统计结果

统计指标	2013 年			2015 年		
	低财富水平	中财富水平	高财富水平	低财富水平	中财富水平	高财富水平
总资产（万元）	5.43	28.89	152.60	19.97	43.63	158.76
家庭人均可支配收入（元）	10 030.55	14 904.10	32 097.38	12 880.23	18 515.69	36 684.04
风险投资持有（%）	2.75	7.24	27.38	3.83	9.74	30.39
风险投资总价值（万元）	0.04	0.24	3.45	0.20	0.67	7.02
风险投资价值占比（%）	1.09	2.77	11.11	1.39	3.35	12.76
第二套及以上房产持有（%）	4.22	13.50	32.84	10.36	17.13	32.04
第二套及以上房产总价值（万元）	0.11	1.69	26.58	2.88	7.63	43.26
第二套及以上房产价值占比（%）	1.55	5.53	13.13	6.71	15.67	26.82
创业参与比例（%）	10.10	18.64	27.99	14.56	24.74	32.74
创业资产占比（%）	1.32	1.95	3.29	2.14	3.89	9.05
婚姻状况	83.82	89.42	90.26	83.57	89.82	90.39
工作状态	72.15	70.75	63.60	67.60	67.96	61.87
受教育年限	7.56	9.08	11.09	7.56	9.10	11.10

表 A3 风险偏好与居民财富相关关系的稳健性检验 2

	总体回归 (1)	低初始财富 (2)	中等初始财富 (3)	高初始财富 (4)
对照组换为选择“平均风险平均回报”的家庭				
较高风险较高回报	0.173 *** (0.042)	0.252 * (0.123)	0.016 (0.070)	0.099 ** (0.045)
略低风险略低回报	0.041 (0.044)	0.214 (0.139)	0.029 (0.058)	-0.094 *** (0.034)
不愿意承担任何风险	-0.095 * (0.056)	-0.033 (0.162)	-0.057 (0.062)	-0.124 *** (0.041)
调整后的 R^2	0.343	0.322	0.222	0.255
控制变量	Y	Y	Y	Y
省份×年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测数	27 853	9 284	9 284	9 285

参考文献

- [1] Bewley T. The Permanent Income Hypothesis: A Theoretical Formulation [J]. Journal of Economic Theory, 1977, 16 (2): 1-292.
- [2] Bewley T. A Difficulty with the Optimum Quantity of Money [J]. Econometrica, 1983, 51 (5): 1485-1504.
- [3] Diaz A, Pijoan-Mas J, Rios-Rull J V. Precautionary Savings and Wealth Distribution Under Habit Formation Preferences [J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 50 (6): 1257-1291.
- [4] Banerjee A V, Newman A F. Occupational Choice and the Process of Development [J]. Journal of Political Economy, 1993, 101 (2): 274-298.
- [5] Domanski D, Scatigna M, Zabai A. Wealth Inequality and Monetary Policy [J]. Bis Quarterly Review, 2016 (3): 45-64.
- [6] Djankov S, Qian Y, Roland G, et al. Who Are China's Entrepreneurs? [J]. American Economic Review, 2006, 96 (2): 348-352.
- [7] Shaw K L. An Empirical Analysis of Risk Aversion and Income Growth [J]. Journal of Labor Economics, 1996, 14 (4): 626-653.
- [8] Le A T, Miller P W, Slutske W S, et al. Attitudes Towards Economic Risk and the Gender Pay Gap [J]. Labour Economics, 2011, 18 (4): 555.
- [9] Cho I S. Do Gender Differences in Risk Preferences Explain Gender Differences in Labor Supply, Earnings or Occupational Choice? [R]. Department of Economics, Iowa State University Working Paper No. 11022, 2011.
- [10] 陈其进. 风险偏好对个体收入的影响——来自中国城镇劳动力市场的证据 [J]. 南方经济, 2015, V33 (8): 92-106.
- [11] Yesuf M, Bluffstone R A. Poverty, Risk Aversion, and Path Dependence in Low-income Countries: Experimental Evidence from Ethiopia. [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2009, 91 (4): 1022-1037.
- [12] 侯麟科, 仇焕广, 白军飞, 等. 农户风险偏好对农业生产要素投入的影响——以农户玉米品种选择为例 [J]. 农业技术经济, 2014 (5): 21-29.
- [13] Necker S, Voskort A. Intergenerational Transmission of Risk Attitudes—A Revealed Preference Approach [J]. European Economic Review, 2014, 65 (1): 66-89.
- [14] 赵颖. 中国劳动者的风险偏好与职业选择 [J]. 经济动态, 2017 (1): 62-76.
- [15] Budría S, Díaz Serrano L, Ferrer Carbonell A, Hartog J. Risk Attitude and Wage Growth: Replication and Reconstruction [J]. Iza Discussion Papers, 2009, 192.
- [16] Bertrand M, Mullainathan S. Do People Mean What They Say? Implications for Subjective Survey Data [J]. American Economic Review, 2001, 91 (2): 67-72.
- [17] Guiso L, Paiella M. Risk Aversion, Wealth, and Background Risk [J]. Journal of the European Economic Association, 2008, 6 (6): 1109-1150.
- [18] 张琳琬, 吴卫星. 风险态度与居民财富——来自中国微观调查的新探究 [J]. 金融研究, 2016 (4): 115-127.
- [19] Diamond P A. National Debt in a Neoclassical Growth Model [J]. The American Economic Review, 1965, 55 (5): 1126-1150.
- [20] Dumas B. Two-person Dynamic Equilibrium in the Capital Market [J]. The Review of Financial Studies, 1989, 2 (2): 157-188.
- [21] Abel A B. Stock Prices under Time-varying Dividend Risk: An Exact Solution in An Infinite-horizon General Equilibrium Model [J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22 (3): 375-393.
- [22] 甘犁, 尹志超, 贾男, 徐舒, 马双. 中国家庭资产状况及住房需求分析 [J]. 金融研究, 2013 (4): 1-14.
- [23] 甘犁, 尹志超, 谭继军. 中国家庭金融调查报告 2014 [M]. 成都: 西南财经大学出版社, 2015.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

限制二手车牌市场^①的政策效果

——基于上海车牌拍卖市场的理论分析和实证检验

The Policy Effect of Restricting the Secondary Market: Theoretical Analysis and Empirical Test Based on Shanghai Vehicle License Auction Market

郝 亮 巫景飞 白小煌

HAO Liang WU Jing-fei BAI Xiao-huang

[摘 要] 本文以上海市车牌市场为例,考察二手车牌市场限制政策的效果。通过构建理论模型,分析限制车牌二手市场对拍卖市场的影响;继而结合上海市车牌市场价格、投标人数、中标率等数据,验证理论分析的结论。研究表明:理论逻辑上,限制政策很难起到预期效果;实践效果上,“警示价”前的限制政策无法缓解价格上涨的趋势,“警示价”后的限制政策难以缓解投标人数激增和中标率下降的趋势;总体而言,限制政策并不能达到预期的效果。结合上述研究结论,本文分别从短期、中期、长期三个方面对车牌市场的管理提供了相应的政策建议。

[关键词] 车牌拍卖 二手市场 中标价格 中标率 上海车牌

[中图分类号] F062.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0080-15

Abstract: Taking the vehicle license market of Shanghai as an example, this paper aims to study the effect of the policy which imposes restrictions on the secondary market. This paper developed a theoretical model and proved its conclusion of the theoretical analysis by dissecting the restrictive secondary market policy's impact on auction market as well as studying the data including the price of vehicle license in Shanghai, the number of bidders, the bid-winning ratio, etc. The research shows that theoretically the restrictive policy barely achieved its expected effect. Practically speaking, the restrictive policy before the warning price can hardly prevent the price from increasing, the one after the warning price can neither restrain the number of bidders from growing nor stop the bid-winning ratio from dropping. Therefore, the restrictive policy can't reach its expectation in general. Based on this conclusion, the paper finally puts forward some proposals to manage the license plate market from a short-term, mid-term and long-term point of view respectively.

Key words: Vehicle license auction Secondary market Bid-winning price Bid-winning ratio
Vehicle license in Shanghai

[收稿日期] 2019-10-11

[作者简介] 郝亮 (通讯作者),男,1987年11月生,上海师范大学商学院讲师,经济学博士,研究方向为产业经济;巫景飞,男,1975年7月生,上海大学产业经济研究中心副教授,管理学博士,研究方向为产业经济;白小煌,女,1990年11月生,上海大学经济学院硕士研究生,研究方向为产业经济。

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。

① 二手车牌市场,意指非营业客车额度(即车牌)的个人转让市场。本文将上海车牌市场分为两个市场:统一拍卖市场(新车牌市场)和个人转让市场(二手车牌市场)。

一、引言

为缓解交通压力,一线城市陆续通过车牌管控政策以控制汽车数量。车牌本身并没有价值,但因其作为道路通行权的载体并被设定额度,从而具备资源的稀缺性。上海是中国最早通过车牌管控政策限制私车消费的城市,其方式是车牌额度拍卖。对进行理论研究的学者和致力于完善管理的政策制定者而言,上海车牌拍卖市场都是一个绝佳的样本,其实践过程中的经验及不足更是值得其他城市予以重点关注。因此,以上海车牌拍卖市场为例,翔实考察其管控政策的实践效果,不仅有助于进一步完善上海市车牌市场的管理,更可以举一反三,为其他城市的政策制定者提供借鉴与参考。

继2012年4月上海市车牌最低成交价格突破6万元后,2013年1月、2月和3月,车牌最低成交价格依次突破7万元、8万元、9万元,“最贵铁皮”之称当之无愧。2013年4月,上海市车牌拍卖规则增设“警示价”,有效地抑制了车牌价格上涨,并将车牌成交价格维持在7.4万元左右。然而,“警示价”的出台在抑制价格上涨的同时,也导致了投标人数的激增和中标率的骤降。2013年4月,投标人数仅为26174人;2014年5月,投标人数已突破10万人,为114121人。短短一年时间,投标人数增长超过4倍;相应地,中标率也由42%降至6.5%。为控制投标人数增长,2014年6月,上海市出台两项新规定:一是只有具备身份证、驾驶证、上海居住证明的居民才有竞拍资格;二是自2014年7月起通过拍卖获得车牌者,3年内不得再次参加拍卖。然而,在后续的4个月中,投标人数仍然持续维持在12万人以上,中标率最低时仅有5.4%。

由于针对拍卖市场的政策调整难以抑制投标人数增长,交通部门转而对二级市场进行限制。2014年9月,《上海市在用非营业性客车额度管理试行办法》规定,车牌转让必须纳入统一的拍卖平台。自2014年11月起,经拍卖取得车牌并启用满3年者,可于每月25日前办理委托拍卖手续,拍卖所得为次月拍卖场次的成交均价,且自委托之日起3年内,持有人不得再次参加车牌竞拍。这一规定事实上对二级市场进行了全方位的限制:一是途径限制,车牌转让不得私下交易而必须通过统一的拍卖平台;二是时间限制,欲转让的车牌必须要启用满3年;三是价格限

制,拍卖所得为次月拍卖场次的成交均价,即接近次月的“警示价”,基本稳定在7.4万元左右;四是资格限制,持有人一旦转让车牌,3年内不得再次竞购车牌。那么,针对二手市场的限制政策能否缓解拍卖市场上投标人数增加、中标率下降的趋势呢?本文尝试从理论模型和实证分析两个方面给出回答。

事实上,早在“警示价”之前,就已经有过对二手车牌市场的限制政策。2012年9月、2013年3月,相关政策分别从时间和价格两方面对二级市场进行了限制。从动机上看,与2014年9月的限制政策不同,这两次限制政策主要针对的是车牌价格上涨。从机理上讲,“警示价”出台前后限制二手市场的效果也可能有所不同。这是因为,“警示价”出台前拍卖市场是自由竞拍的,其价格反映市场出清价格;“警示价”实施后拍卖市场是有出价限制的,其价格不再反映市场出清价格。可以发现,“警示价”出台前后对二手市场的限制政策,其动机、机理以及可能的政策效果均会有所不同,本文将“警示价”出台前对二手市场的限制政策一并纳入研究范围,从而更全面地探讨限制二手车牌市场的政策效果。具体地,本文想要考察:“警示价”出台前的限制政策能否缓解价格上涨的趋势;“警示价”实施后的限制政策能否缓解投标人数激增、中标率骤降的趋势。

本文余下部分的内容安排如下:第二部分为文献回顾;第三部分为上海市车牌政策演变及现状概述;第四部分构建理论模型,从逻辑层面探讨限制政策的效果;第五部分通过实证分析从实践层面分析限制政策的效果;第六部分总括全文结论并提供政策建议。

二、文献回顾

上海车牌拍卖属于典型的多物品拍卖(罗维和王金桃,2009^[1])。多物品拍卖又可分为两类:一类是同时拍卖,即所有物品同时拍卖,包括歧视性拍卖、同一价格拍卖和公开加价拍卖;另一类是序贯拍卖,即多个物品按顺序逐个进行重复拍卖(许永国,2002^[2];罗维和王金桃,2009^[1])。早期的多物品拍卖研究主要关注广义收益等价定理和最优拍卖机制(Hausch, 1986^[3]; Reichert, 1968^[4]; Maskin 和 Riley, 1989^[5]; Hansen, 1988^[6])。近期国内的相关理论研究主要包括非对称情形(王彦和李楚霖,2003^[7])、最优机制(王宏,2011^[8])、双边拍卖(王雅娟和王先甲,2015^[9])、可变供给量(饶从军

等, 2012^[10])、可变边际成本(姚升保, 2010^[11])、多人投标决策(马俊和邱菀华, 2002^[12])、跳跃报价(田剑等, 2004^[13])、信息优势(赵勇等, 2009^[14])等方面的内容。也有很多研究将多物品拍卖理论广泛应用于网上拍卖(吴德胜和任星耀, 2013^[15]; 曹珂和严明义, 2017^[16])、IPO 拍卖(郑君君和张平, 2012^[17])、广告拍卖(覃朝勇等, 2014^[18])、碳排放许可证拍卖(王明荣和王明喜, 2012^[19]; 杨晶玉和李冬冬, 2018^[20])、政府招标拍卖(海江涛等, 2015^[21]; 王明喜等, 2018^[22])等经济生活的各个领域。

围绕上海车牌拍卖市场展开的研究, 大致可以分为两类。一类文献侧重于理论研究, 将上海车牌拍卖规则同经典拍卖模型进行对照, 并在此基础上探讨可能的机制优化方案。王平平 and 孙绍荣(2005)^[23]提出多个车牌同时密封拍卖的模型, 通过分析竞标人的竞价策略, 论证了该拍卖方式与第一价格密封连续拍卖能产生相同的预期收益, 且当车牌数等于(接近于)竞标人数的一半时, 拍卖收益最大; 江红(2013)^[24]通过不完全信息静态博弈模型, 对上海车牌拍卖过程中投标者的行为进行刻画分析, 解释车牌价格不断上涨的原因并提供优化方案; 侯幸等(2013)^[25]将上海车牌拍卖机制同歧视性拍卖和同一价格拍卖两种经典的多物品拍卖机制进行比较, 发现上海车牌拍卖机制对降低市场价格有一定作用, 但代价是牺牲了部分效率。荣健欣和孙宁(2015)^[26]从收入、效率、公平三个维度进行机制评估, 并提出了一个包含二手车牌配置的混合机制; Rong 等(2019)^[27]借助洛伦兹曲线和基尼系数, 给出了公平性的一种度量, 并据此提供优化车牌配置的新机制; 屈绍建和张星(2016)^[28]基于上海车牌拍卖市场, 给出一类新的最低成交价格模型, 并通过仿真研究验证了模型的有效性; 张彤等(2017)^[29]分别以一人一票及福利加权两种投票制度讨论民众对车牌拍卖、摇号及混合管制政策的态度, 结果表明混合制是政府顾虑民众公平意愿的优选政策, 而拍卖是效率优先的最优选择。另一类文献侧重于事实分析, 主要从政策比较和政策效果两方面展开研究。政策比较方面, 主要从城市交通效率(孙斌栋等, 2007^[30])、社会福利(Li, 2018^[31])、消费者成本(侯幸等, 2013^[32])、汽车市场(Xiao 等, 2013^[33])、政策执行效果和规避投机行为(王辰光等, 2014^[34])等维度比较上海车牌拍卖政策和北京

车牌摇号政策。就政策效果方面, 多数学者认可车牌拍卖政策对抑制私车数量增长(吕梁和方茜, 2010^[35])、缓解交通拥堵(刘德吉, 2008^[36]; 罗维, 2008^[37])的积极作用, 但也有学者认为“限牌”的实际“治堵”效果并不理想(胡洪彬, 2015^[38])。对车牌拍卖政策的其他质疑还体现在: 一方面拍卖收入使用情况不明(吕梁和方茜, 2010^[35]); 另一方面拍卖政策无法有效减少汽车拥有者的使用频率(罗维, 2008^[37])。

本文的研究视角侧重于政策变动对拍卖市场的影响, 这方面也有学者进行过相关研究。罗维和王金桃(2009)^[1]以及王金桃和罗维(2010)^[39]两篇文献比较了2008年1月上海车牌拍卖规则调整前后对成交价格的影响, 发现拍卖规则调整对成交价格短期会有一定影响, 但会以削弱公平性为代价, 并进一步论证了在保证公平性的前提下, 成交价格趋势将不会改变; Liao 和 Holt(2013)^[40]论证了2008年1月的上海车牌拍卖规则调整会导致效率损失; 冯苏苇(2015)^[41]将上海车牌拍卖划分为萌芽期、成长期、成熟期和强化期4个阶段, 考察政策事件对上海车牌拍卖政策绩效的影响; 陈蕾和章博(2017)^[42]分析了1986—2017年国内车牌供给政策变动对车牌配置的影响, 认为应构建特大城市车牌供给与交易机制, 实现一级市场增量车牌供给与二级市场存量车牌交易的有机结合; 冯苏苇和林昌(2018)^[43]基于管制绩效评估理论, 分析了2013年4月上海车牌拍卖市场增设“警示价”这一管制政策的有效性及其效率改进空间。

就已掌握的文献来看, 侧重理论研究的文献, 通常会将车牌配置政策抽象为拍卖理论模型以及机制设计问题, 其研究焦点更多地落在抽象后的理论经济学问题上, 对现行政策的相关评估略显不足; 侧重事实分析的文献则恰好相反, 尽管对现行政策进行了多维度的评估, 但由于缺乏必要的数理方法作支撑, 仅依靠常识逻辑和简单数据, 可能会削弱结论本身的可信度。本文认为, 就政策评估而言, 一个较为理想的研究思路应该秉承“从实践中来, 到实践中去”的原则, 通过“现实—模型—现实”的研究脉络, 将现实世界抽象为理论模型, 通过理论模型得出结论, 再用经验数据验证结论。但遗憾的是, 上述两类文献, 要么是“现实—模型”的理论研究, 要么是“现实—现实”的事实分析。特别地, 无论是上述哪类文献, 或聚焦于车牌拍卖规则调整, 或聚焦于车牌配置

政策的整体研究,却鲜有文献在理论模型或政策评估时深入分析二级市场限制政策这一类政策变动对拍卖市场的影响。本文认为,这是一个不可忽视的重要问题。通过调整二级市场,究竟能否达到调控一级市场的政策效果?这一问题的答案,不仅会对其他城市车牌配置政策产生借鉴意义,而且能为其他商品市场管控政策的优化提供参考价值。

已有相关文献涉及二级市场限制政策。陈蕾和石倩(2014)^[44]的研究包括了一部分二级市场限制政策,但一方面他们只将其简单地纳入政府调控政策的组成部分,且未包括2014年9月的限制政策;另一方面他们并未从理论逻辑上分析二级市场限制政策对拍卖市场的可能影响。荣健欣和孙宁(2015)^[26]讨论了包含二手车牌配置的混合机制,对2014年9月的二级市场限制政策提出了改进,但其研究并未分析二级市场限制政策对拍卖市场的可能影响。并且,虽然其提供的机制使得持有者愿意提供二手车牌供给,但却不能有效避免二手车牌持有者的套利行为。因此,尽管上述两篇文献已经注意到二级市场限制政策的可能影响,但由于研究侧重点的不同,引入二级市场只是出于其研究问题完整性的需要,他们并没有就二级市场限制政策对拍卖市场的影响进行系统分析。

就二手市场对一级市场的影响,已有学者围绕汽车、电子游戏、IPO等领域进行过相关研究。Esteban和Shum(2007)^[45]建立动态均衡模型考察汽车二手市场对生产厂商行为的影响;Chen等(2010)^[46]在此基础上增加了交易成本条件进行拓展研究。Shiller(2013)^[47]分析了美国二手电子游戏市场的运行规律;Ishihara和Ching(2011)^[48]假设消费者具有前瞻性且新电子游戏和二手电子游戏的替代性很低,基于日本电子游戏市场的相关数据,发现限制二手电子游戏市场对游戏公司是有利的;Ro(2014)^[49]通过构建前瞻性异质消费者模型并借助互联网相关数据进行政策模拟,考察禁止转售如何影响电子游戏公司的利润,发现二手游戏市场的存在可以增加游戏公司的利润。王春峰等(2014)^[50]从市场微观结构视角出发,实证研究了二级市场信息不对称程度对公司现金持有水平及特有价值的影响;冯玉梅等(2015)^[51]从二级市场投资者情绪角度出发,分析了我国主板、中小板和创业板三个市场IPO抑价的原因。尽管本文考察的供给方是政府,其决策目标不同于企业的利润最大化,上述文献同样在研究思路和建模方法上给予了本文很

大的启发和收获。

本文聚焦于二级市场限制政策,通过“现实—模型—现实”的研究脉络,将上海市车牌配置政策抽象为理论模型,通过理论模型从经济逻辑上分析限制政策的效果,再借助经验数据和计量经济学方法从实践结果上就理论分析的结论进行验证,从而全面系统地考察上海市车牌二手市场的限制政策能否起到预期效果。

三、上海市车牌市场政策演变及现状概述

1994年,上海市实施有底价、不公开的车牌拍卖政策,对私人牌照额度进行市场化分配,这标志着上海车牌拍卖制度正式建立。2000年1月,上海市将差别车牌拍卖政策调整为无底价、公开拍卖,并决定每月举行一次。2008年1月,上海市出台“一次投标/两次修改/幅度600元”的新拍卖规则。投标人首轮汇报一个出价,并于次轮有两次修改报价的机会,但只能在实时公布的当前最低中标价格上下300元以内进行修改。2013年4月,“警示价”政策出台,即于拍卖过程中增设“警示价”,参照当月车牌拍卖前三个月投标拍卖平均成交价格的加权平均价设定。投标人首轮出价若超过“警示价”,系统将不予接受。

可以发现,2008年1月起实施的拍卖规则属于两阶段的多物品歧视性拍卖,出价高者赢得拍卖并支付自己最终的报价。由于拍卖过程中会实时公开当前最低中标价格这一重要信息,故投标人可以据此调整出价,从而用近似市场价格的出价获得车牌(侯幸等,2013^[32])。图1绘制了2008年1月至2013年3月



图1 2008年1月至2013年3月上海市车牌拍卖最低成交价格和平均成交价格走势图

注:由于2008年2月的拍卖时间落在春节假期,为避开春节长假,2008年1月和2月的车牌拍卖集中在1月进行。

上海市车牌拍卖的最低成交价格和平均成交价格走势图。可以发现,最低成交价格曲线和平均成交价格曲线几乎是重合的,这意味着每一个赢得拍卖的投标人支付的报价基本相同。因此,尽管拍卖过程中仅会实时公开部分信息,但投标人根据该信息反馈所做出的出价调整,事实上可以起到类似于完全信息的效果,即投标人将以市场出清的价格水平获得车牌。

不过,由于修改报价的次数和幅度都受到严格限制,一旦决定了首轮报价,则修改报价的主动权并不完全掌握在自己手中,因此首轮的价格至关重要。2013年4月起实施的拍卖规则,事实上仅是增设了首轮出价的“警示价”,却对成交价格产生了重大影响。“警示价”相当于在首轮出价中设置了价格上限,由于其通常远低于市场出清的价格水平,故通常首轮出价后的最低中标价格即为“警示价”。图2绘制了2013年4月至2015年4月上海市车牌拍卖的警示价格、最低成交价格和平均成交价格走势图(2013年10月未设置警示价格)。可以发现,最低成交价格曲线和平均成交价格曲线仍然是近乎重合的,且它们与警示价格曲线差别很小。因此,“警示价”不仅形式上是首轮出价的价格上限,而且实质上也构成了整个拍卖过程的价格上限。

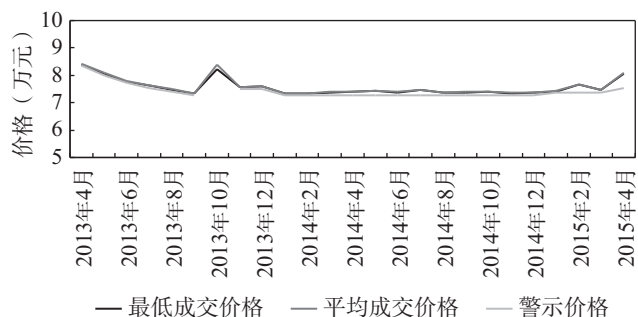


图2 2013年4月至2015年4月上海市车牌拍卖警示价格、最低成交价格、平均成交价格走势图

注:2013年10月未设置警示价格。

结合图1和图2可以看出,“警示价”实施前车

牌价格总体上呈现不断上涨的趋势,“警示价”实施后车牌价格在持续下降,最终稳定在7.4万元左右。不过,由于“警示价”出台后车牌拍卖的成交价格低于市场出清的价格水平,故将进一步加剧车牌市场供不应求的格局。图3绘制了2008年3月至2015年4月上海市车牌投放数量及投标人数走势图。可以看出,车牌投放数量相对固定,投标人数自2013年9月前基本呈现缓慢增长的趋势,自2013年9月后总体上呈现迅速增长的趋势。由于购得车牌的消费者将从车牌市场退出,但投标人数却始终呈现增长的态势,故显然该市场上总有新的消费者进入,且新消费者进入市场的速度大于已有消费者因购得车牌退出市场的速度。结合图1的价格走势,可以推断,新进入的消费者往往具有较高的支付意愿,从而推动了车牌价格的上涨。总体而言,车牌市场本身就是一个需求快速增加的市场,在供给基本恒定的情况下,市场出清的价格会逐步攀升。一旦采取了价格上限,供求失衡的状况将日趋严重。

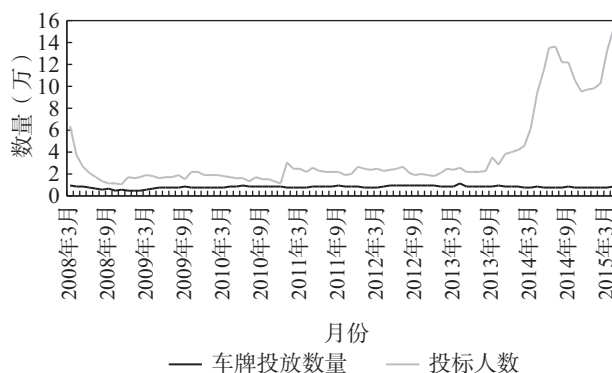


图3 2008年3月至2015年4月上海市车牌投放数量及投标人数走势图

注:2008年1月车牌投放的数量16000事实上为1月和2月两个月的额度,故该图数据始于2008年3月。

由于本文重点关注限制车牌二手市场的可能影响,故本文总结了上海市二手车牌相关政策演变过程,如表1所示。

表1

上海市二手车牌相关政策演变过程

调整时间	来源出处	政策动机	具体内容	限制方式
2012年9月	《上海市非营业客车额度拍卖管理规定》	遏制价格过快上涨	新增私车额度自启用之日起3年内,无特殊原因不得办理车辆过户转让手续	时间
2013年3月	《上海进一步加强新增机动车额度拍卖管理》	遏制价格过快上涨	自2013年3月新增机动车额度拍卖之日起,二手车车辆额度转让价格不得高于最近一次新增私车额度拍卖平均价格。	价格

续前表

调整时间	来源出处	政策动机	具体内容	限制方式
2013年3月	《市交通港口局等关于进一步加强机动车额度管理若干措施通告》	遏制价格过快上涨	自2013年4月20日起,二手车办理带额度(即带牌)过户转让手续后一年(含)内,不得再次办理交易过户、退牌、转让本市二手车业务。	时间
2014年9月	《上海市在用营业性客车额度管理试行办法》	控制投标人数 提升中标率	在用客车额度不得擅自转让,持有人确需转让的,应当纳入统一的拍卖平台进行拍卖。自2014年11月起,个人和单位经拍卖取得非营业客车额度并启用满3年的,可于每月25日前办理委托拍卖手续,拍卖收益即委托次月拍卖场次的成交均价。持有人一经签订委托拍卖协议,不得撤销委托,并自委托之日起的3年内,不得登记参加本市非营业性客车额度拍卖。	途径、时间、 价格、资质

可以看出,对二手市场的限制政策,最常见的是时间限制,即规定车牌一定时间内不得办理过户转让。如果该时间足够长,则其效果相当于关闭二手市场。需要注意的是,单纯的价格限制通常是无效的,因为买卖双方可以签订额外的私下合同,从而卖方真正得到的价格和买方实际支付的价格并不受价格限制的影响。2014年9月的限制政策则是全方位的,特别是从途径上进行了限制,即将二手市场纳入统一的拍卖平台。表面上看,这一限制政策将二手市场与拍卖市场合并,在控制二手市场价格消除投机需求的同时,将二手市场的供给转化为拍卖市场的供给。但是,由于转让二手车牌的收益较低,持牌观望以期政策变化是多数人的选择,事实上2014年11月仅有47人委托拍卖。因此,该限制政策近似于完全取缔了二手市场。

四、理论模型

本部分将根据第三部分的现状描述,构建理论模型,探讨二手市场对拍卖市场的可能影响。具体地,拟通过情形A和情形B分析在车牌市场自由竞拍时二手市场对车牌价格的可能影响,以对应“警示价”出台前限制二手市场的政策效果研究;通过情形C和情形D分析在车牌市场限价竞拍时二手市场对车牌中标率的可能影响,以对应“警示价”实施后限制二手市场的政策效果研究。

(一) 模型设定

车牌市场的基本环境界定如下:

- (1) 车牌市场存在 T 期,政府每期提供数量为 l 的新车牌。
- (2) 车牌市场第 1 期存在 1 组 n 个消费者。对消费者 i ($i=1, 2, \dots, n$),拥有车牌的价值在于能

够开车,记每期开车的效用为 μ_i ,显然每一消费者至多需要 1 张车牌。消费者可以无限期地保有车牌,但从购买车牌的下一期开始,消费者每期都有 λ 的概率不再开车。对消费者 i ,记车牌总效用为 v_i ,贴现率为 β ,则有 $v_i = \frac{\mu_i}{1-\beta(1-\lambda)}$,不妨设 $v_1 > v_2 > \dots > v_n$ (即 1, 2, ..., n 为总效用由高到低的排序)。

(3) 在每一时期 t ,有 $(1+k)^{t-1}$ ($k>0$) 组新消费者进入车牌市场,且为第 1 期消费者的 $(1+k)^{t-1}$ 重复值。

(4) $\lambda < k$,即二手市场带来的供给增加幅度低于车牌市场上的需求增加幅度。

(5) 车牌市场采用多物品密封价格拍卖。记第 t 期车牌供给量为 n_t ,则出价最高的 n_t 名消费者将赢得拍卖并支付他们的报价。若对于最后的 s 张车牌,有 $d(d>s)$ 名消费者出价相同,则他们各自以 s/d 的概率赢得拍卖。

(6) 消费者 i 选择在第 t 期以 p_t 的价格购得车牌以使得其净效用的现值最大化(当然,消费者可以选择始终不竞拍车牌)。

(7) 除非不再开车,已购得车牌的消费者不会卖出车牌。若消费者于第 t 期不再开车,他将选择于当期卖出车牌。

(二) 模型构建

情形 A: 自由竞拍,二手市场关闭。

此时有 $n_t^A=l$ 。在每一期 l 张车牌的拍卖中,由保留价格最高的 l 个消费者获得车牌。消费者的保留价格意味着,若赢得拍卖后需支付此价格,则其竞拍与否无差异。若第 l 和 $l+1$ 个消费者的保留价格不同,则获得车牌的消费者将支付第 $l+1$ 个消费者的保留价格;若 l 和 $l+1$ 个消费者的保留价格相同,则获得车

牌的消费者将支付第 l 个消费者的保留价格。简言之, 获得车牌的消费者需要支付的价格由竞购与否无差异的消费者的保留价格所决定。显然, 对每一消费者, 车牌总效用越大, 则其保留价格越高。由于 $1, 2, \dots, n$ 是按车牌总效用由高到低的排序, 故每期将由序号靠前的消费者获得车牌。将第 t 期竞购与否无差异的消费者序号记作 $f(t)$, 这意味着赢得拍卖的消费者需要支付消费者 $f(t)$ 的保留价格。下面将论证, $f(t) = \langle \frac{l}{(1+k)^{t-1}} \rangle + 1$, 其中 $\langle \rangle$ 表示取整。

证明:

当 $t=1$ 时, n 个保留价格不同的消费者竞拍 l 张车牌, 显然有 $f(1) = l+1$ 成立。

当 $t=2$ 时, 有 $(1+k)$ 组新消费者进入, 由于车牌供给量不变, 则在第 1 期未能购得车牌的消费者, 在第 2 期同样无法购得车牌。此时, $f(2)$ 由 $\frac{l}{1+k}+1$ 决定。若 $\frac{l}{1+k}$ 为整数, 则意味着保留价格第 $\frac{l}{1+k}$ 高的 $l+k$ 名消费者赢得最后 $l+k$ 张车牌, 并支付第 $\frac{l}{1+k}+1$ 高消费者的保留价格, 故 $f(2) = \frac{l}{1+k}+1$; 若 $\frac{l}{1+k}$ 为非整数, 记其整数部分为 r , 则意味着保留价格第 $r+1$ 高的 $l+k$ 名消费者将竞争最后 $e < l+k$ 张车牌, 并支付第 $r+1$ 高消费者的保留价格, 故 $f(2) = r+1$ 。综上, $f(2) = \langle \frac{l}{1+k} \rangle + 1$ 。

当 $t \geq 3$ 时, 同 $t=2$ 可证。证毕。

接下来, 可以立即论证, 任一消费者不会考虑延期竞购。这是因为, $f(t)$ 为 t 的减函数, 这意味着延期竞购将会面临更多高保留价格的竞争者, 从而有 $p_{t+1} > p_t$, 故消费者不会延期竞购。消费者 $\max_t \beta^t (v_i - p_t)$, 这意味着消费者 $f(t)$ 在第 t 期的保留价格将是 $v_{f(t)}$, 而根据前文的分析, 这一价格恰为市场价格。因此:

$p_t^A = v_{f(t)}$, 价格序列 $\{p_t^A\}$ 随时期 t 逐渐上升。

情形 B: 自由竞拍, 二手市场开放。

二手市场开放后, 若某人在第 t 期购得车牌, 他可以选择在 $T \geq t+1$ 中的任意时期卖出车牌。这就意

味着, 即使车牌本身对其毫无价值, 如果存在套利空间, 他仍然可能出于投机需求购买车牌。这里称此类群体为车牌市场上的“投机者”, 以区别前文所提及的出于开车需求购买车牌的“消费者”。将第 t 期竞购与否无差异的消费者序号记作 $g(t)$, 通过施加如下假设, 可以在自由竞拍的情形下排除投机者。

假设 B1: $\frac{v_{g(t+1)}}{v_{g(t)}} \leq 1/\beta$ 对任意 t 恒成立, 即自由

竞拍时不存在跨期投机者^①。

由于不考虑跨期投机者, 故所有车牌为消费者购得。与情形 A 相比, 开放二手市场后, 从第 2 期开始, 每期车牌的供给量将增加, 此时有 $n_t^B = l + \lambda(t-1)l$ 。第一项 l 即为新车牌的数量; 第二项表示, 截至第 $t-1$ 期, 市场上共有 $(t-1)l$ 张车牌, 这些车牌的拥有者在第 t 期将有 λ 的概率不再开车并将车牌卖出, 从而形成二手车牌的供给。尽管二手市场并非通过公开拍卖形式进行交易, 但由于新车牌和二手车牌完全同质, 故在不考虑交易成本的情况下, 可以视作第 t 期的 n_t^B 张车牌全部通过一级密封价格拍卖的形式卖出。

将第 t 期竞购与否无差异的消费者序号记作 $g(t)$, 则有 $g(t) = \langle \frac{[1+\lambda(t-1)]l}{(1+k)^{t-1}} \rangle + 1$, 其中 $\langle \rangle$ 表示取整。证明思路同 $f(t)$ 表达式的证明, 不再赘述。同样地, 赢得拍卖的消费者需要支付消费者 $g(t)$ 的保留价格。

由 $\lambda < k$ 易知 $g(t)$ 为 t 的减函数, 故任一消费者不会考虑延期竞购。与情形 A 稍有不同的是, 此时竞购车牌的消费者可以在不开车后选择将车牌卖出, 故消费者:

$$\max_t \beta^t (v_i - p_t + \sum_{h=1}^{\infty} \beta^h \lambda (1-\lambda)^{h-1} p_{t+h})$$

消费者于第 t 期进行购买决策时, 很难完全推知 p_{t+h} 的具体数值。退一步讲, 即使消费者有能力推算, 他也未必会花费大量的时间精力进行这种计算。但由于需求快速增加, 他将认为有 $p_{t+h} \geq p_t$ 成立。故本文认为, 消费者将保守地认为 $p_{t+h} = p_t$,

① 现实中或许存在一定数量的跨期投机者。但图 1 表明, 2012 年 5 月份之前价格呈现平缓上涨的趋势, 这意味着投机者的获利空间并不大。如果考虑到投机者的机会成本和交易成本, 投机行为会更少。只要投机者相对于消费者的数量较少, 将其从模型中排除就不会对结论产生根本的方向性影响。

并以此为依据进行计算。由此可知,消费者将

$$\max_t \beta^t \left(v_i - \frac{1-\beta}{1-\beta+\beta\lambda} p_t \right), \text{ 因此:}$$

$p_t^B = \frac{1-\beta+\beta\lambda}{1-\beta} v_{g(t)}$, 价格序列 $\{p_t^B\}$ 随时期 t 逐渐上升^①。

情形 C: 限价竞拍, 二手车市场关闭。

不妨设此时的价格上限为 $\bar{p}$, 则有 $\bar{p} < p_t^A$ 对任意 t 恒成立。

令 $v_{j+1} \leq \bar{p} < v_j$, 这表明第 1 期的 1 组消费者中将有 j 人竞购车牌并支付 $\bar{p}$ 的价格。显然 $j > l$, 则第 1 期的 j 名消费者各有 l/j 的概率获得车牌。在第 t 期, 车牌市场上合计共有 $1 + (1+k) + \dots + (1+k)^{t-1} = \frac{(1+k)^t - 1}{k}$ 组消费者。由于 $n_t^C = l$, 故在之前的 $t-1$ 期已有 $(t-1)l$ 名消费者购得车牌并退出市场。记在第 t 期参与竞购车牌的人数为 S_t , 则 $S_t^C = \frac{(1+k)^t - 1}{k} j - (t-1)l$ 。记中标率为 η_t , 有:

$$\eta_t^C = \frac{lk}{[(1+k)^t - 1]j - (t-1)lk}$$

$S_{t+1}^C - S_t^C = (1+k)^t j - l > 0$, 即 $\{S_t^C\}$ 随时期 t 递增, 则 $\{\eta_t^C\}$ 随时期 t 逐渐下降。

情形 D: 限价竞拍, 二手车市场开放。

对价格上限 $\bar{p}$, 有 $\bar{p} < p_t^B$ 对任意 t 恒成立。

对于限价竞拍的情形, 同自由竞拍时保持一致, 本文仍然不考虑跨期投机行为。但由于拍卖市场上的价格由价格上限决定, 二手车市场上的价格反映市场出清价格, 因此必须考虑可能的当期投机行为。

假设 D1: 限价竞拍时, 车牌市场上存在数量为 m 的投机者。在每一时期 t , 他们可以选择从拍卖市场上以 $\bar{p}$ 的价格购得车牌, 并于当期立即在二手市场上以 p_t^D 的价格卖出。

假设 D2: $\frac{p_{t+1}^D}{p_t^D} \leq \frac{1}{\beta}$ 对任意 t 恒成立, 即限价竞拍时不存在跨期投机者。

由于假设 D2 排除了跨期投机者, 则在每一时期 t , 所有车牌最终仍全部由消费者获得, 只不过部分新车

牌会经由投机者在二手市场上转手。同情形 B, 此时有 $n_t^D = l + \lambda(t-1)l$, 故在之前的 $t-1$ 期有 $\sum_{t=1}^{t-1} n_t^D = (t-1)l + \frac{(t-1)(t-2)}{2} \lambda l$ 名消费者购得车牌并从车牌市场上退出。此时拍卖市场供不应求, 而二手车市场则反映市场出清价格, 故显然有 $\bar{p} < p_t^D$ 对任意 t 恒成立, 即投机行为会发生。由此可知,

$$S_t^D = \frac{(1+k)^t - 1}{k} j - (t-1)l - \frac{(t-1)(t-2)}{2} \lambda l + m$$

进一步地, 有:

$$\eta_t^D = \frac{2lk}{2[(1+k)^t - 1]j - 2(t-1)lk - (t-1)(t-2)\lambda l + 2m}$$

$$S_{t+1}^D - S_t^D = (1+k)^t j - [1 + (t-1)\lambda]l$$

$$> \{(1+k)^t - [1 + (t-1)k]\}l$$

令 $f(k) = (1+k)^t - [1 + (t-1)k]$, 则 $f'(k) = t(1+k)^{t-1} - t + 1 > 0$ 对任意 $k > 0$ 及 $t \geq 1$ 恒成立。故有 $f(k) > f(0) = 0$, 则 $S_{t+1}^D - S_t^D > 0$, 即 $\{S_t^D\}$ 随时期 t 递增, 则 $\{\eta_t^D\}$ 随时期 t 逐渐下降。

(三) 结果讨论

情形 A 与情形 B 的比较。

“警示价”出台前的二手车市场限制政策将使得价格序列由 $\{p_t^B\}$ 变为 $\{p_t^A\}$ 。通过比较价格序列 $\{p_t^A\}$ 与 $\{p_t^B\}$ 可分析此时的政策效果。

$$p_t^A = v_{f(t)}, \text{ 其中 } f(t) = \left\langle \frac{l}{(1+k)^{t-1}} \right\rangle + 1;$$

$$p_t^B = \frac{1-\beta+\beta\lambda}{1-\beta} v_{g(t)}, \text{ 其中 } g(t) = \left\langle \frac{[1+\lambda(t-1)]l}{(1+k)^{t-1}} \right\rangle + 1。$$

一方面, 对 $t \geq 2$, 有 $g(t) \geq f(t)$, 则 $v_{g(t)} \leq v_{f(t)}$, 且通常不会取等号。这反映了二手车市场开放后, 由于供给增加所导致的降价效应。另一方面, $\frac{1-\beta+\beta\lambda}{1-\beta} > 1$, 这是因为二手车市场开放后, 由于不再开车的消费者可以选择在二手市场上卖出车牌, 故其在做购买决策时会愿意额外支付一部分价格, 此即二手市场的升价效应。因此, 二手市场的开放对于价格的影响, 取决于

① 即使投机行为确于 t 期发生, 不妨设投机者将于 $t+1$ 期卖出车牌, 则这在提高 t 期价格的同时会降低 $t+1$ 期价格。换言之, 可能的投机行为会平衡各期的价格, 这将使得价格序列 $\{p_t^B\}$ 的上升趋势更为平缓。因此, 本文认为, 只要可能的投机行为并不足以左右车牌拍卖市场的成交价格, 则它对后文的分析结论并不会产生方向性的影响。

两种效应的相对大小^①。这意味着,尚无法简单断言,这种限制政策究竟是会缓解抑或是会加剧价格上涨的趋势。因此,就车牌自由竞拍的情形,理论模型的分析结果并不能从逻辑上支持“限制二手市场会缓解价格上涨”的结论。不仅如此,我们还发现,二手市场限制政策有可能适得其反地加剧价格上涨的趋势。

情形 C 与情形 D 的比较。

“警示价”实施后的二手市场限制政策将使得中标率序列由 $\{\eta_t^D\}$ 变为 $\{\eta_t^C\}$ 。通过比较中标率序列 $\{\eta_t^C\}$ 与 $\{\eta_t^D\}$ 可分析此时的政策效果。

$$\eta_t^C = \frac{lk}{[(1+k)^t - 1]j - (t-1)lk}$$

$$\eta_t^D = \frac{2lk}{2[(1+k)^t - 1]j - 2(t-1)lk - (t-1)(t-2)\lambda l + 2m}$$

显然, η_t^C 与 η_t^D 的大小关系取决于 $(t-1)(t-2)\lambda l$ 与 $2m$ 的相对大小,这事实上体现了车牌市场限价竞拍时,二手市场所引发的两种效应。一方面,二手市场的存在会增加每期的市场供给,使得更多消费者购得车牌并从车牌市场上退出,从而减少拍卖市场的竞标人数;另一方面,由于二手市场反映市场出清价格,从而与拍卖市场的限制价格存在明显价差,这将使得投机者进入拍卖市场,从而增加拍卖市场的竞标人数。具体地,二手市场究竟会缓解还是加剧中标率下降的趋势,取决于这两种效应的相对强弱。

特别地,本文简单地假定投机者数量 m 并不随时期 t 变化^②。这是因为,投机者数量主要取决于投机行为的回报率,这里可用 $\eta_t^D(p_t^D - \bar{p})/\bar{p}$ 表示。尽管 $\{p_t^D\}$ 通常随时期 t 递增,但由于 $\{\eta_t^D\}$ 随时期 t 递减,故难以简单地判断其回报率如何随时期 t 变化。由于没有足够的依据判断投机者数量会如何随时期 t 变化,且 $\{p_t^D\}$ 和 $\{\eta_t^D\}$ 的反方向变化倾向于相互抵消其影响,故本文认为 m 为不随时期 t 变化的常数。进一步地,若 $\bar{p}$ 与 p_t^D 很接近,则回报率较小;但若 $\bar{p}$ 与 p_t^D 相差较大,则因 η_t^D 很低,从而回报率也并不会太高。由此可知,投机者数量 m 通常并不会特别大。

当 t 较小时,通常有 $(t-1)(t-2)\lambda l < 2m$;当 t 较大时,却会有 $(t-1)(t-2)\lambda l > 2m$ 。这意味着,在 t 较小的短期,二手市场增加供给的效应不足以抵消其

引入投机者的效应,限制二手市场可能缓解中标率下降的趋势;但在 t 较大的长期,二手市场增加供给的效应将超过其引入投机者的效应,从而这种限制政策反而会加剧中标率下降的趋势。短期来看,限制二手市场确能缓解中标率下降的趋势;但在长期,这种限制反而会进一步加剧中标率下降的趋势。就车牌限价竞拍的情形,逻辑上来看,限制二手市场无法从根本上缓解中标率下降的趋势,它只是用长期中标率的加速下降作为代价,以此换取短期中标率下降趋势的暂时缓解,很难认为这样的政策是合意的。

五、政策效果分析

(一)“警示价”出台前对二手市场的限制政策

在第四部分中,通过分析比较情形 A 和情形 B,得到的基本结论是:车牌自由竞拍时,限制二手市场难以抑制价格上涨。这是对“警示价”出台前限制二手市场政策效果的一个推断。下面将以 2012 年 9 月的限制政策为例,分析政策出台前后的价格变化,以验证经验数据是否支持理论推断的结论。图 4 绘制了 2011 年 1 月到 2013 年 3 月上海市车牌拍卖平均成交价格走势图。

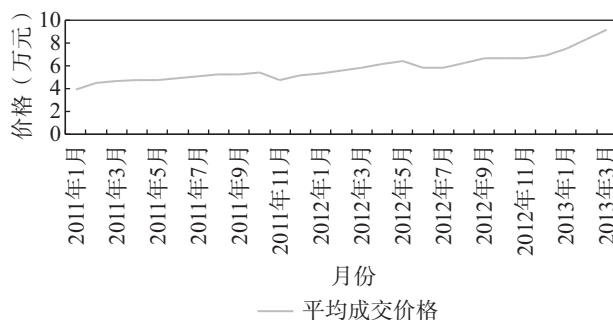


图 4 2011 年 1 月到 2013 年 3 月车牌拍卖平均成交价格走势图

观察图 4,不难发现,限制政策出台(即 2012 年 9 月)后,车牌成交价格仍呈现上涨趋势。不过,在限制政策正式出台前,上海市交通管理部门已于 2012 年 5 月宣布了“沪牌四条”,其中包括了即将实施的二手市场限制政策。因此,本次限制政策真正的生效时间应为 2012 年 5 月,故为了更为准确地考察其效果,应分析 2012 年 6 月前后的价格变化。从图

① 即使在情形 B 中引入跨期投机者,也只是加强了二手市场的升价效应,但仍然不能据此断言,升价效应必然会超过降价效应。

② 即使在“投机者数量 m 随时期 t 增加”的条件下,只要其增加的幅度相较消费者需求增加的幅度较小,仍不影响本文基本结论。

中也可发现,6月的车牌价格的确有较为明显的下降,但自7月开始,车牌价格继续呈现持续上涨的趋势,且在9月具体的限制政策出台后,并没有对这种趋势产生任何影响。价格上涨的趋势一直持续到2013年3月,此后由于开始实施“警示价”,成交价格已不再反映车牌的真实价格,故这里不再考察2013年3月之后的价格走势。直观来看,二手市场限制政策缓解车牌价格上涨趋势的效果并不明显,这与前文第四部分理论分析的结论相一致。

下面本文将进一步验证2012年6月后车牌价格走势是否发生了结构性变化,以此来验证限制政策能否起到缓解车牌价格上涨趋势的效果。

参照 Perron (1989)^[52]的做法,回归模型1如下所示:

$$p_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 DU_t + \alpha_3 DT_t + u_t \tag{1}$$

令 $t = 1$ 表示 2011 年 1 月, $t = 2$ 表示 2011 年 2 月……以此类推, $t = 27$ 表示 2013 年 3 月。特别地, $t = 18$ 表示 2012 年 6 月。对 $t < 18$, $DU_t = DT_t = 0$; 对 $t \geq 18$, $DU_t = 1$, $DT_t = t$ 。如果能够拒绝 $\alpha_2 = 0$ 的假设,则表明存在关于截距的结构性变化;如果能够拒绝 $\alpha_3 = 0$ 的假设,则表明存在关于斜率的结构性变化;反之,则不存在结构性变化。模型 1 的回归结果如表 2 所示:

表 2 车牌价格的结构性变化 (2011 年 1 月—2013 年 3 月)

自变量	因变量 p				
	Coef.	Std. Err.	t	$P > t $	95% Coef. Interval
t	0.11 ***	0.016	7.04	0.000	[0.08, 0.15]
DU	-4.69 ***	0.826	-5.67	0.000	[-6.40, -2.98]
DT	0.22 ***	0.040	5.67	0.000	[0.14, 0.30]
_cons	4.14 ***	0.165	25.16	0.000	[3.80, 4.48]
obs	27				

注: *、**、*** 分别表示显著水平为 10%、5%和 1%,下同。

上述回归结果表明,在 1% 的显著水平上可以拒绝 $\alpha_2 = 0$ 和 $\alpha_3 = 0$ 的假设,这表明 2012 年 6 月后车牌价格走势的确存在结构性变化,且这种结构性变化同时体现在截距项和斜率项上。可以发现,2012 年 6 月车牌价格的水平值会有一个突然的变化,幅度为 $0.22 \times 18 - 4.69 = -0.73$ (万元),但此后车牌价格随时间的增长速度将更快。事实上,对 $t > 4.69 / 0.22 = 21.3$,即 $t \geq 22$,增长速度加快的价格提升效应已经超过水平值突然下降的价格下降效应。换言之,相比政策实施之前,限制二手市场在短期内 ($18 \leq t \leq 21$) 会对抑制价格上涨起到一定作用,但长期来看 ($t \geq$

22) 反而会加剧价格上涨。

值得一提的是,通过图 4 很难直观发现 2012 年 6 月后价格走势的明显变化,但这里的确检测出了显著的结构性变化。一个可能的原因是,自 2012 年 12 月起,价格上涨的速度突然加快了,这在图 4 中也可明显看出。换言之,前文在 2012 年 6 月处检测到的结构性变化可能源于 2012 年 12 月起的价格上涨速度加快,而非限制政策本身。因此,下面将剔除 2012 年 12 月至 2013 年 3 月的数据,重新对模型 1 进行回归,回归结果如表 3 所示。

表 3 车牌价格的结构性变化 (2011 年 1 月—2012 年 11 月)

自变量	因变量 p				
	Coef.	Std. Err.	t	$P > t $	95% Coef. Interval
t	0.11 ***	0.013	9.01	0.000	[0.09, 0.14]
DU	-2.08	1.25	-1.66	0.113	[-4.71, 0.54]
DT	0.09	0.062	1.53	0.142	[-0.03, 0.22]
_cons	4.14 ***	0.129	32.18	0.000	[3.87, 4.41]
obs	23				

上述回归结果表明,即使在 10% 的显著水平上,仍不能拒绝 $\alpha_2=0$ 和 $\alpha_3=0$ 的假设。这表明没有证据说明 2012 年 6 月后车牌价格走势发生了结构性变化。这意味着,剔除了价格快速上涨的 4 个月的数据后,仍难以在统计意义上找到任何支持“限制政策会缓解价格上涨趋势”的证据。限制政策对车牌价格走势并没有统计意义上显著的影响。

事实上,“警示价”出台前限制二手市场以抑制价格上涨缺乏逻辑上的合理性。如前文所言,二手市场兼具降价效应和升价效应,没有足够的依据认为二手市场的存在必然加剧价格上涨。即使二手市场的存在会引发新车牌市场上可能的投机行为,它将平衡各期的价格而非从整体上推高价格。更为重要的是,车牌市场价格日益攀升的主要原因在于需求的快速增长,将其归咎于二手市场,试图从二手市场上寻求解决价格上涨问题的突破口,可能不是一种理想的政策工具。最终的实践结果表明,这样的限制政策并不能缓解价格上涨的趋势。

(二)“警示价”实施后对二手市场的限制政策

在第四部分中,通过分析比较情形 C 和情形 D,得到的基本结论是:车牌限价竞拍时,限制二手市场难以控制中标率下降。这是对“警示价”实施后限制二手市场政策效果的一个推断。“警示价”出台后,此前宣布实施的二手市场限制政策同样生效,但交通部门仍然选择于 2014 年 9 月宣布实施更为严格的限制政策并对二手市场进行全方位的限制。如前文所述,这一限制政策相当于完全取缔了二手市场。下面将分析此次限制政策前后投标人数和中标率的变化情况,以此来判断其政策效果^①。图 5 绘制了 2013 年 4 月“警示价”实施以来至 2015 年 4 月上海市新车牌市场投标人数和中标率的走势图。

观察图 5,不难发现,限制政策出台后(即 2014 年 9 月),10 月和 11 月投标人数确有明显下降,且在后续 3 个月上升缓慢;相应地,10 月和 11 月中标率有所提升,且在后续 3 个月基本保持不变。这表明

限制政策在短期能够起到一定的效果。但是,在 2015 年 3 月和 4 月,投标人数再次急剧增长,相应地中标率也快速下降,且投标人数的增长幅度和中标率的下降幅度均很大。总体来看,限制政策能够在当期影响投标人数和中标率的水平值,且在短期内可以缓解投标人数上涨及中标率下降的趋势。但是,政策效果不具有持续性,无法从根本上改变投标人数日益增多和中标率日渐下降的趋势。特别地,投标人数在短期平缓后的爆炸式增长提醒我们:短期政策效果的代价可能会在后续时期表现出来。数据所体现出的市场特征正与前文第四部分理论分析的预期结论相一致。

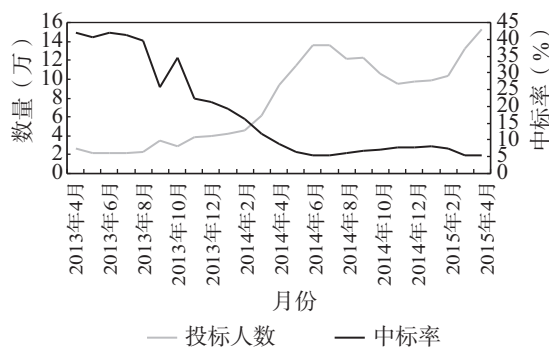


图 5 2013 年 4 月—2015 年 4 月投标人数和中标率走势图

下面将同样验证 2014 年 10 月后投标人数走势^②是否发生了结构性变化,以此来验证限制政策能否起到缓解投标人数增长趋势的效果。

回归模型 2 如下所示:

$$n_T = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 DU_T + \beta_3 DT_T + v_T \quad (2)$$

令 $T=1$ 表示 2013 年 4 月, $T=2$ 表示 2013 年 5 月……以此类推, $T=25$ 表示 2015 年 4 月。特别地, $T=19$ 表示 2014 年 10 月。对 $T < 19$, $DU_T = DT_T = 0$; 对 $T \geq 19$, $DU_T = 1$, $DT_T = T$ 。如果能够拒绝 $\beta_2 = 0$ 的假设,则表明存在关于截距的结构性变化;如果能够拒绝 $\beta_3 = 0$ 的假设,则表明存在关于斜率的结构性变化;反之,则不存在结构性变化。模型 2 的回归结果如表 4 所示:

① 尽管中标率能够更加直观地反映车牌市场上供不应求的状况,但由于每期车牌额度会略有不同,故事实上投标人数反而能够更准确地反映车牌市场上的需求高涨和竞争程度。

② 我们没有用如下回归模型验证中标率是否发生了结构性变化,因为中标率由车牌投放数量和投标人数的比值决定,线性回归模型显然并不适用。

表 4 投标人数的结构性变化 (2013 年 4 月—2015 年 4 月)

自变量	因变量 n				
	Coef.	Std. Err.	t	$P> t $	95% Coef. Interval
T	0.75 ***	0.081	9.25	0.000	[0.58, 0.92]
DU	-5.26	7.529	-0.70	0.492	[-20.92, 10.39]
DT	0.04	0.348	0.10	0.919	[-0.69, 0.76]
$_{cons}$	-0.87	0.881	-0.99	0.333	[-2.70, 0.96]
obs	25				

上述回归结果表明,即使在 10% 的显著水平上,仍不能拒绝 $\beta_2=0$ 和 $\beta_3=0$ 的假设。这表明没有证据说明 2014 年 10 月后投标人数走势发生了结构性变化。

前文已经分析过 2015 年 3 月和 4 月投标人数的爆炸性增长,可能是限制政策带来的负面效果在长期

中的体现。不过,尚难简单断言这两个月投标人数的爆炸性增长完全应归结为限制政策。如果这两个月投标人数的骤增本身就是异常观测值,那么它是否会掩盖可能观察到的结构性变化呢?因此,下面将剔除 2015 年 3 月和 4 月的数据,重新对模型 2 进行回归,回归结果如表 5 所示。

表 5 投标人数的结构性变化 (2013 年 4 月—2015 年 2 月)

自变量	因变量 n				
	Coef.	Std. Err.	t	$P> t $	95% Coef. Interval
T	0.75 ***	0.079	9.57	0.000	[0.59, 0.92]
DU	11.28	11.530	0.98	0.341	[-12.90, 35.47]
DT	-0.77	0.553	-1.40	0.179	[-1.93, 0.38]
$_{cons}$	-0.87	0.851	-1.03	0.318	[-2.65, 0.91]
obs	23				

上述回归结果表明,即使在 10% 的显著水平上,仍不能拒绝 $\beta_2=0$ 和 $\beta_3=0$ 的假设。这表明没有证据说明 2014 年 10 月后投标人数走势存在结构性变化。这意味着,即使剔除了投标人数骤增的 2 个月数据,也难以在统计意义上找到任何支持“限制政策会缓解投标人数上涨趋势”的证据。换言之,限制政策对投标人数走势并没有统计意义上显著的影响。

事实上,从政策搭配的角度看,“警示价”实施后对二手市场的必要限制是合理的,因为这可以有效地挤出拍卖市场上的投机需求,从而减少投标人数,提高中标率,并保证车牌尽可能地为真正想开车的消费者所得,从而真正实现“警示价”想要达到的政策效果。但是,导致投标人数激增和中标率锐减的主因是警示价格远低于市场出清价格所导致的供不应求。即使取缔二手市场以消除全部投机需求,这种

供不应求的格局仍将存在。此外,关闭二手市场会明显减少车牌市场的总供给,这将导致更多消费者留在车牌市场并参与竞标,这种需求增加效应会随时间的推移越发明显,并可能在长期完全抵消消除投机行为所带来的需求减少效应。因此,试图通过取缔二手市场来提高中标率,在逻辑上缺乏足够的理论依据。

与车牌自由竞拍时的限制政策不同,“警示价”实施后的限制政策还将带来严重的额外弊端。这是因为,“警示价”实施后,尽管拍卖市场实行了价格限制,但二手市场仍然遵循“价高者得”的方式配置资源,这仍然能够体现市场经济的特征。但是,一旦取缔二手市场,则相当于市场配置资源的方式不复存在。对急于购得车牌的消费者而言,关闭二手市场使得拍卖平台成为其获得车牌的唯一途径,而供不应求

所导致的低中标率使得他们往往需要参与多次竞拍才有可能购得车牌,对这部分消费者而言,他们的福利将会严重受损。因此,取缔二手市场,从动机上是为了更好地配合“警示价”,但从结果上却会产生新的弊端;并且,实践结果也表明,这种限制政策本身也难以缓解投标人数上涨的趋势。

六、结论与建议

本文构建理论模型,探讨在车牌市场自由竞拍和限价竞拍这两种情况下,限制二手市场的不同政策效果。继而,结合上海市车牌市场价格、投标人数及中标率等数据,通过实证分析,印证了上述理论分析的结论。研究表明:

第一,“警示价”出台前限制二手市场以抑制价格上涨缺乏逻辑上的合理性。二手市场兼具降价效应和升价效应,没有足够的依据认为二手市场的存在必然加剧价格上涨。车牌市场价格日益攀升的主要原因在于需求的快速增长,将其归咎于二手市场,试图从二手市场上寻求解决价格上涨问题的突破口,并不是一种理想的政策工具。相关数据表明,2012年9月的限制政策难以缓解价格上涨的趋势。

第二,“警示价”实施后限制二手市场具备一定的合理性,但取缔二手市场的做法缺乏理论依据。适当限制二手市场以挤出投机需求是合理的,但是取缔二手市场所带来的供给减少效应在长期可能完全抵消其需求减少效应,反而加剧中标率下降。导致投标人数激增和中标率锐减的主因是警示价格远低于市场出清价格所导致的供不应求。试图通过取缔二手市场来解决问题,不仅效果甚微,反而会因彻底放弃市场配置资源的方式而付出额外代价。相关数据表明,2014年9月的限制政策虽看似颇具短期效果,但却引发了后续投标人数的爆炸式增长和中标率的骤降;即使仅考察短期效果,仍无法从统计意义上得到支持限制政策能够缓解投标人数增加和中标率下降趋势的证据。

根据前文的研究结论,本文为上海市车牌市场的管理提供如下政策建议:

第一,从短期来看,取消将二手市场纳入统一管理政策,通过限制竞拍资格和转让年限等方式,抑制车牌市场的投机需求。将二手市场纳入统一管理的政策,完全摒弃了市场配置资源的方式,使得对车牌

评价很高的消费者无法通过高价获得车牌,严重影响了资源配置的效率。并且,这一政策的实施,并不能从根本上解决中标率持续走低的问题。故本文认为,这一限制政策成本巨大却收效甚微,总体上并不合意。事实上,没有必要完全消除车牌市场上的投机行为,将其控制在一个可以接受的限度内即可。通过限制投机者的竞拍资格、延长投机者实现套利收益的年限,都可以有效地抑制车牌市场的投机行为。需要额外提及的是,试图通过限制二手市场价格来抑制投机行为的政策很难实现其政策效果。因为投机者可与购买者签订额外的私下合约,从而投机者真正得到的价格和购买者实际支付的价格根本不受限制价格的影响。

第二,从中期来看,取消“警示价”政策,改为“限价摇号+自由竞拍”的政策组合。正如前文所述,真正引致车牌市场投机需求高涨、中标率大幅下降的并不是二手市场,而恰是“警示价”政策。可以说,“警示价”在有效控制车牌价格的同时,也不可避免地带来了这种负面效应。然而,“警示价”的负面效应还远不止于此。由于中标率很低,诸多竞拍者通过拍卖中介进行竞拍,而拍卖中介相比普通竞拍者有更为熟练的竞拍技巧和更为敏捷的修改报价的手速,从而大量车牌都为拍卖中介所得,普通竞拍者获得车牌的概率实际上远低于中标率。由此,竞拍者购得车牌的实际价格并非是接近警示价格的平均成交价格,而是要额外再加上一笔支付给拍卖中介的费用,这显然有违以“警示价”政策控制车牌价格的本意。故本文认为,当下上海市的车牌拍卖已经仅是徒具“拍卖”之名而无“拍卖”之实,不如将“警示价”取消,而相应地以“限价摇号+自由竞拍”的政策取代。所谓“限价摇号”是指,每期规定一个限定价格,愿意支付该价格的全部消费者进行摇号,中标的消费者支付限定价格并获得车牌。每期政府将车牌分为两部分,其中一部分用于“限价摇号”,另一部分用于“自由竞拍”。通过“限价摇号”方式购得的车牌,若持有者想卖出,只能通过统一的交易平台转为下一期“限价摇号”的额度,且其收益即为下一期的限定价格;通过“自由竞拍”方式购得车牌,若持有者想卖出,可进行自由交易,对其成交价格不做限制。

第三,从长期来看,放宽对车牌供给数量的限

制,采用征收交通拥堵费用、燃油税等方式解决交通拥堵问题。通过限制车牌供给数量,或许可以对缓解交通拥堵问题有所帮助,但却绝不是最好的政策方法,反而可能产生一种负激励。购得车牌的消费者可能有如下心态:既然取得车牌这么困难,一旦持有车牌可以开车,那么自然要好好享受这来之不易的权利,可开车可不开车的情形,优先选择开车。而真正造成交通拥堵的,并不在于到底有多少人在开车,而在于这些人的开车时间是否集中、这些人开车时间的总和有多长。因此,通过限制车牌供给来试图解决交通拥堵问题,显然是避重就轻、舍本逐末。从经济学的基本逻辑上讲,要限制对车的使用频率,正确的做法是增加开车的边际成本,而控制车牌数量仅是增加了开车的沉没成本,并不影响其开车频率,反而还有可能产生前文所提及的负激励。本文认为,从长期来看,唯有提高开车的边际成本,才能从根本上解决交通拥堵、环境污染等问题。故我们建议放宽对车牌数量的限制,而采用征收交通拥堵费用、燃油税等方式。当然,政府也应提高公共交通的服务水平、便捷

度和舒适度,将摇号或拍卖所得的资金用于发展公共交通,降低公共交通的使用成本,提升公众使用公共交通的意愿,放缓公众私人机动化的速度,从源头上改善和解决交通拥堵问题。

限于时间和精力和研究能力,本文尚存在两方面的不足之处。首先是本文所探讨问题的范围和边界有限。本文采用公众较为关注的中标价格、投标人数、中标率等指标来衡量二手车市场限制政策的效果,但没有充分的直接证据表明相关部门制定限制政策的唯一目标是为了控制车牌拍卖的中标价格和中标率。事实上,政策制定者可能有更为多元化的目标,车牌拍卖问题也可能不仅仅是经济学问题,而是兼顾公平问题、社会问题、政治问题。因此,本文的结论仅限于表明,通过二手车市场限制政策无法有效缓解投标价格上涨、投标人数增加、中标率下降等趋势,但并不能据此全盘否定二手车市场限制政策的合理性。其次是由于上海车牌拍卖每月进行一次,因此用于进行实证分析的数据样本量偏少,从而实证结果的稳健性在客观上可能较为薄弱。

参考文献

- [1] 罗维,王金桃. 车牌拍卖的理论研究与实证分析 [J]. 科学技术与工程, 2009 (6): 82-86.
- [2] 许永国. 拍卖经济理论综述 [J]. 经济研究, 2002 (9): 84-91, 95.
- [3] Hausch D B. Multi-object Auctions: Sequential VS Simultaneous Sales [J]. Management Science, 1986, 32 (12): 1599-1610.
- [4] Reichert O. A Models for Competitive Bidding under Uncertainty [D]. California: Stanford University, 1968.
- [5] Maskin E S, Riley J G. Optimal Multi-unit Auctions [M]//Hahn F. The Economics of Missing Markets, Information, and Games. Oxford: Oxford University Press, Clarendon Press, 1989: 312-335.
- [6] Hansen R G. Auctions with Endogenous Quantity [J]. Rand Journal of Economics, 1988 (19): 44-58.
- [7] 王彦,李楚霖. 非对称情况下的多物品拍卖 [J]. 中国管理科学, 2003, V (6): 61-65.
- [8] 王宏. 多物品网上拍卖的最优设计 [J]. 管理科学学报, 2011, 14 (12): 1-16.
- [9] 王雅娟,王先甲. 一种激励相容的多单位在线双边拍卖机制 [J]. 管理科学学报, 2015 (8): 5-15.
- [10] 饶从军,赵勇,王清. 基于可变供给量的可分离物品拍卖及其应用 [J]. 中国管理科学, 2012, V (1): 129-138.
- [11] 姚升保. 卖方边际成本可变的物品多属性逆向拍卖研究 [J]. 中国管理科学, 2010 (1): 115-121.
- [12] 马俊,邱莞华. 多物品拍卖中的多人投标决策问题研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2002 (1): 83-88.
- [13] 田剑,唐小我,马永开. 增价拍卖中投标者跳跃报价的收益效应研究 [J]. 中国管理科学, 2009 (5): 29-33.
- [14] 赵勇,陈阳,饶从军. 一种信息优势的比较和拍卖机制研究 [J]. 管理科学学报, 2009 (6): 90-99.
- [15] 吴德胜,任星耀. 网上拍卖交易机制有效性研究——来自淘宝网面板数据的证据 [J]. 南开管理评论, 2013, 16 (1): 122-137, 160.
- [16] 曹珂,严明义. 我国网上拍卖竞买者出价行为特征分析——基于函数性稀疏数据聚类方法的实证研究 [J]. 当代经济科学, 2017 (6): 115-121.
- [17] 郑君君,张平. 基于同质多物品拍卖的股权定价研究 [J]. 武汉大学学报 (哲学社会科学版), 2012 (2): 95-98.
- [18] 覃朝勇,田澎,赵黎,李相勇. 双关键词广告拍卖中广告主竞价策略 [J]. 系统管理学报, 2014 (2): 4-9.
- [19] 王明荣,王明喜. 基于帕累托最优配置的碳排放许可证拍卖机制 [J]. 中国工业经济, 2012 (5): 98-110.
- [20] 杨晶玉,李冬冬. 基于双边减排成本信息不对称的排污权二级市场拍卖机制研究 [J]. 中国管理科学, 2018 (8): 146-153.
- [21] 海江涛,钟伟俊,梅妹娥. 公共产品技术创新中政府技术获取的策略研究 [J]. 管理工程学报, 2015 (3): 172-179.

- [22] 王明喜, 胡毅, 乔晗. 非对称环境下政府采购拍卖模型及配置效率研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2018 (9): 2277-2288.
- [23] 王平平, 孙绍荣. 车辆牌照拍卖模型 [J]. 运筹与管理, 2005 (2): 77-80.
- [24] 江红. 上海市私家车牌照拍卖的博弈分析 [J]. 金融经济, 2013 (12): 172-174.
- [25] 侯幸, 胡又欣, 张彤. 车牌拍卖的实验研究 [J]. 财经科学, 2013 (12): 82-91.
- [26] 荣健欣, 孙宁. 汽车牌照配置的混合机制设计——对我国车牌配置机制改进的探讨 [J]. 财经研究, 2015 (12): 63-72.
- [27] Rong J X, Sun N, Wang D Z. A New Evaluation Criterion for Allocation Mechanisms with Application to Vehicle License Allocations in China [J]. Journal of Mechanism and Institution Design, 2019, 4: 39-86.
- [28] 屈绍建, 张星. 上海市车牌拍卖最低成交价格建模研究 [J]. 中国管理科学, 2016 (S1): 669-675.
- [29] 张彤, 侯幸, 吴昱. 效率、民意与车牌分配方式选择 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (2): 271-292.
- [30] 孙斌栋, 潘鑫, 胥建华, 赵新正. 我国特大城市交通战略的未来走向——京沪城市交通比较与启示 [J]. 城市问题, 2007 (5): 83-87.
- [31] Li S J. Better Lucky Than Rich? Welfare Analysis of Automobile Licence Allocations in Beijing and Shanghai [J]. Review of Economic Studies, 2018, 85 (4): 2389-2428.
- [32] 侯幸, 彭时平, 马焯. 北京上牌摇号与上海车牌拍卖政策下消费者成本比较 [J]. 中国软科学, 2013 (11): 63-70.
- [33] Xiao J J, Zhou X X, Hu W M. Vehicle Quota System and its Impact on the Chinese Auto Markets: A Tale of Two Cities [J/OL]. Social Science Electronic Publishing, 2013. DOI: 10.2139/ssrn.2294217.
- [34] 王辰光, 吕廷杰, 陈霞. 基于新制度经济学的私车牌照分配政策分析 [J]. 北京邮电大学学报 (社会科学版), 2014 (3): 83-88.
- [35] 吕梁, 方茜. 上海市私车牌照拍卖制度的影响分析 [J]. 科技资讯, 2010 (27): 253-254.
- [36] 刘德吉. 上海车牌拍卖的政策效应分析——基于公共政策视角 [J]. 产业与科技论坛, 2008 (1): 130-133.
- [37] 罗维. 多物品拍卖理论及其在车牌拍卖中的应用 [D]. 上海: 上海交通大学, 硕士学位论文, 2008.
- [38] 胡洪彬. 购车“限牌令”真的能够治堵吗 [J]. 现代经济探讨, 2015 (2): 39-42.
- [39] 王金桃, 罗维. 汽车牌照额度拍卖规则调整的理论分析与实证研究 [J]. 系统管理学报, 2010 (6): 610-617.
- [40] Liao E Z, Holt C A. The Pursuit of Revenue Reduction: An Experimental Analysis of the Shanghai License Plate Auction [R/OL]. (2013-07-21) [2019-08-23]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2294217.
- [41] 冯苏苇. 从事件历史研究上海私车额度拍卖政策绩效 [J]. 力学与实践, 2015 (3): 452-456.
- [42] 陈蕾, 章博. 车牌供给政策及其“补短板”: 自八城市观察 [J]. 改革, 2017 (4): 114-126.
- [43] 冯苏苇, 林昌. 车牌额度拍卖市场管制有效性及效率改进空间 [J]. 管理科学学报, 2018 (9): 17-27.
- [44] 陈蕾, 石倩. 政府调控、市场配置与车牌管制政策: 沪市例证 [J]. 改革, 2014 (2): 150-159.
- [45] Esteban S, Shum M. Durable-goods Oligopoly with Secondary Markets: The Case of Automobiles [J]. Rand Journal of Economics, 2007, 38 (2): 332-354.
- [46] Chen J W, Susanna E, Matthew S. How Much Competition Is a Secondary Market [R/OL]. (2010-01-01) [2019-08-23]. https://www.researchgate.net/publication/46443754_How_Much_Competition_Is_a_Secondary_Market.
- [47] Shiller B. Digital distribution and the prohibition of resale markets for information goods [J]. Quantitative Marketing and Economics, 2013 (11): 403-435.
- [48] Ishihara M, Ching A. Dynamic Demand for New and Used Durable Goods without Physical Depreciation: The Case of Japanese Video Games [J/OL]. Social Science Electronic Publishing, 2011. DOI: 10.2139/ssrn.2189871.
- [49] Ro J H. Pricing and Resale Market Strategy for Durable Goods: A Dynamic Equilibrium Model of Video Games [D]. Austin, The University of Texas at Austin, Doctoral thesis, 2014.
- [50] 王春峰, 孙金帅, 曲万成, 房振明. 二级市场信息不对称与公司现金持有——来自我国A股上市公司的经验证据 [J]. 管理评论, 2014 (6): 3-12.
- [51] 冯玉梅, 肖建洋, 张玲. 股市主板、中小板和创业板IPO抑价影响因素比较研究——基于一级市场信息效率和二级市场投资者情绪的检验 [J]. 东岳论丛, 2015 (4): 95-99.
- [52] Perron P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis [J]. Econometrica, 1989, 57: 1361-1401.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

制度环境对企业集团发展的影响

——基于省际面板数据的经验分析

The Impact of Institutional Environment on the Development of Business Groups: An Empirical Analysis Based on Provincial Panel Data

于换军

YU Huan-jun

[摘要] 替代制度环境的企业集团理论认为, 制度环境的完善将导致企业集团的衰落直至解散。而现实中却鲜有企业集团解散的证据。那么, 制度环境与企业集团发展的关系到底是怎样的? 笔者首次使用 2001—2008 年的中国省际企业集团数据, 实证检验了地区制度环境对集团发展的影响。研究发现, 制度环境和企业集团发展的关系是正 U 型的, 且这种正 U 型关系只适用于私有企业集团, 而制度环境对国有集团发展没有显著影响。结果表明, 替代制度环境的企业集团理论是不完全的; 私有企业集团对制度环境变化反应敏感, 因此是拥有独特优势而持续存在的组织。基于此, 笔者认为: 我国一方面应为民营企业发展创造良好的营商环境, 充分发挥私有企业集团的组织优势, 特别是其创新优势, 推动科技创新和结构转型; 另一方面应积极推动国企改革, 把国有企业打造成为独立的市场化主体。本研究及其结论丰富了制度环境影响企业集团发展的相关文献, 也为制度环境对不同所有制企业集团的影响提供了新的证据。

[关键词] 制度环境 企业集团 正 U 型 面板数据

[中图分类号] F425 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0095-12

Abstract: The theory that business groups substituting the institutional environment predicts that the improvement of the institutional environment will lead to the decline of business groups until their dissolution. However, there is little evidence of the dissolution of business groups. Therefore, what is the relationship between the institutional environment and the development of business groups? The author first uses the data of China's inter-provincial business groups from 2001 to 2008 to empirically test the effect of regional institutional environment on group development. The study finds that the relationship between the institutional environment and the development of business groups is positive U-shaped, and this positive U-shaped relationship is only applicable to private business groups, while the institutional environment has no significant impact on the development of state-owned groups. The results show that the theory that business groups substitute for institutional environment is incomplete, and private business groups are sensitive to changes in the institutional environment and therefore are organizations that have unique advantages and persist. Based on this, the author believes that China should, on the one hand, create a good business environment for the development of private enterprises, give full play to the organizational advantages of private business groups, especially their innovation advantages, and promote technological innovation and structural transformation. On the other hand, China should actively promote the reform of state-owned enterprises and build state-owned enterprises as an independent market-oriented subject. This study enriches the studies on the impact of the institutional environment on the development of business groups and provides new evidence for the impact of the institutional environment on business groups of different ownership types.

Key words: Institutional environment Business group Positive U shape Panel data

[收稿日期] 2019-12-26

[作者简介] 于换军, 男, 1975 年 11 月生, 中国社会科学院世界经济与政治研究所助理研究员, 经济学博士, 财政部中国财政科学研究院博士后流动站博士后, 主要研究方向为组织经济学、公司金融与中国经济。

[基金项目] 国家社会科学基金专项“研究阐释党的十九大精神”(项目编号: 18VJ045)。

感谢中国社会科学院世界经济与政治研究所内部论文研讨会上各位同事的有益评论和建议, 当然, 文责自负。

一、引言

在发展中国家,市场经济体系不完善,制度环境不健全,如资本市场不发达、熟练劳动力缺乏等,制约了经济的持续发展。企业集团应运而生,并通过自身的组织优势,例如内部资本市场和内部劳动力市场,克服了发展中国家的制度缺陷(以下称“替代制度环境理论”)(Leff, 1978^[1]; Khanna 和 Palepu, 1997^[2]),成为推动经济发展的重要力量和广泛存在的组织形式。根据 Khanna 和 Yafeh (2007)^[3]的统计,企业集团在各国的占比,少的有五分之一,多的高达三分之二。同样,企业集团在中国也扮演着重要角色,其成长发端于中国经济体制改革,并在推动经济转型和经济增长方面发挥了重要作用(Keister, 1998^[4])。2008年,中国共有大型企业集团2 971家,总营业收入为27.2万亿元,占当年GDP(31.92万亿元)的比重高达85.2%。

按照替代制度环境理论,制度环境的健全将导致企业集团的优势逐步丧失(Khanna 和 Palepu, 1999^[5])。但是,已有研究证明,企业集团的绩效非但没有随着市场体系和资本市场的发展而降低(Chittoor 等, 2015^[6]; Siegel 和 Choudhury, 2012^[7]),反而有着更高的成长性(Manikandan 和 Ramachandran, 2015^[8]),甚至在一些制度环境较为成熟的发达国家,企业集团依然发挥着重要作用(Belenzon 和 Berkovitz 2010^[9])。这无疑表明:企业集团替代制度环境的理论是不完全的。企业集团不仅可以替代制度环境,还可以与制度环境发挥互补的作用。由此推论,企业集团的发展与制度环境之间可能不是线性的关系,而是存在非线性关系。那么,企业集团发展与制度环境的非线性关系又是怎样的呢?是不是说,在制度发展的早期阶段,外部制度环境不发达,企业集团主要充当替代制度环境的角色,以此获得自身的发展;而在制度环境发展的高级阶段,企业集团可以发挥与制度环境互补的作用,由此获取新的发展动力。现有研究成果仅仅关注到制度环境对企业集团发展影响的线性作用(Chittoor 等, 2015^[6]; Manikandan 和 Ramachandran, 2015^[8]; Wang 等, 2015^[10]; 黄俊和陈信元, 2011^[11]),尚无涉及制度环境与企业集团发展之间是否存在非线性关系以及什么样非线性关系方面的论述。本文旨在在现有文献基础上,从企业集团替代制度环境理论不完全的视角,运用2001—2008年

中国省际面板数据,对制度环境与企业集团发展之间是否存在非线性关系进行实证分析。并在此基础上,进一步对国有和私有企业集团进行检验,以揭示制度环境对不同所有制企业集团发展的具体影响。

二、文献回顾与假设提出

新制度经济学认为制度是经济表现的决定因素(North, 1990^[12])。Khanna 和 Palepu (1997)^[2]认为,正是发展中国家的制度环境催生了企业集团,因此企业集团的组织结构适合于大多数发展中国家的制度环境。拉詹(2015)^[13]也指出,在发展中国家,依赖金融体系的融资方式局限性太大,企业集团的组织形式在发展中国家是十分有价值的。黄俊和张天舒(2010)^[14]使用中国企业集团数据研究制度环境对企业集团发展的影响时发现,市场环境越不发达,企业集团发展程度越高。其后,黄俊和陈信元(2011)^[11]的研究表明,在我国产权保护越弱的地区,企业集团化经营对企业研发投资的提升作用越明显。Choi 等(2011)^[15]的研究发现企业集团对创新有正向显著影响,这是因为在不完善的制度环境下,企业集团通过提供和协调不同的创新要素,从而推动了创新。上述研究表明,企业集团可以克服发展中国家的制度缺陷,从而提供了支持替代制度环境理论的证据。

按照替代制度环境理论,制度环境和市场体系的不断完善,将导致企业集团的优势逐步减弱,直至企业集团最终解散(Khanna 和 Palepu, 1999^[5])。制度环境发展导致企业集团的优势丧失主要有以下两个方面的原因。一是市场体系的发展,比如风险资本的出现,使得企业集团不再拥有内部资本市场优势;二是更健全的劳动力市场以及更多的外部研发机构降低了企业集团内部科技劳动力市场的优势。这两个原因都使得企业集团对于工业发展的重要性下降了(Mahmood 和 Mitchell, 2004^[16])。但是,与替代制度环境理论预测相矛盾的是,随着制度的不断健全,市场的不断完善,现实中却鲜有企业集团解散的情形(Hobday 和 Colpan, 2010^[17])。研究多个国家的结果表明,企业集团在市场环境改善的条件下依然可以发挥重要作用。Siegel 和 Choudhury (2012)^[7]对印度企业集团的研究表明,随着印度市场体系的发展,印度企业集团依然相对独立公司保持了利润优势。Chittoor 等(2015)^[6]的研究发现,印度资本市场的发展并没有降低企业集团的重要作用。Choi 等

(2014)^[18]使用韩国制造业企业数据的研究发现,韩国的市场化改革改善了集团公司的治理,从而提高了集团公司的研发投资效率。Castellacci (2015)^[19]利用拉丁美洲国家的企业集团数据,比较了企业集团公司与独立公司的创新行为后发现,在市场、法律和劳动力制度更为健全的国家,集团公司在创新方面的表现更加优异,因此认为组织弹性理论比替代制度环境理论对上述情况更有解释力。Wang 等 (2015)^[10]对中国企业集团的研究表明,在市场化水平较高的情况下,企业集团的创新效应更加明显。Belenzon 和 Berkovitz (2010)^[9]检验了欧洲国家企业集团与创新之间的关系,他们发现,集团附属公司比独立公司更具有创新性。这说明企业集团不仅在发展中国家,而且在欧洲这样的发达市场环境中,依然发挥着重要作用。最近的研究表明,企业集团在吸引人才、培训人才、保有人才以及激励人才等方面拥有独特的优势 (Gao 等, 2017^[20]; Belenzon 和 Tsolmon, 2016^[21]; Faccio 和 O'Brien, 2020^[22]; Cestone 等, 2018^[23])。多项研究还发现,多元化企业集团的附属公司可以利用整个集团范围内的资源,因而可能在感知机会以及抓住成长机会方面更有优势 (Beckman 和 Haunschild, 2002^[24]; Manikandan 和 Ramachandran, 2015^[8])。由上述可见,企业集团可能不仅仅是一个次优反应产生的组织,而是一个有着其特定优势而持续存在的组织 (Colpan 和 Hikino, 2010^[25]; Lamin, 2013^[26]; Manikandan 和 Ramachandran, 2015^[8])。

从以上的文献回顾中可以看出,替代制度环境的集团理论是不完全的。企业集团与制度环境的关系不仅是替代的,而且是互补的。企业集团在制度环境不发达的时候,可以发挥替代制度环境的作用。随着制度环境的不断完善,企业集团转而利用制度环境优势,从而发挥互补的作用。例如,市场发展带来功能完善的法律体系更有利于企业集团内部要素的流动,资本市场的发展更有利于企业集团的市场化融资等。由于目前的研究仅仅考虑了制度环境对集团发展影响的线性作用 (Chittoor 等, 2015^[6]; Manikandan 和 Ramachandran, 2015^[8]; Wang 等, 2015^[10]; 黄俊和陈信元, 2011^[11]), 制度环境和企业集团发展是否存在非线性关系以及存在什么样的线性关系还需要我们进一步的研究。因此,我们提出假说 1。

假说 1: 制度环境对企业集团发展的影响不是线性的, 而是正 U 型的。

企业集团会对制度环境变化做出反应, 但是不同所有制企业集团对制度环境变化的敏感度是不同的。作为独立的市场化主体, 私有企业集团能够对外部环境变化做出快速而正确的反应, 而国有集团因承载了很多的政策性负担 (林毅夫和李志赞, 2004^[27]), 带有明显的政府干预特征, 因而还不是完全独立的市场化主体, 其对市场环境变化并不十分敏感。根据杨继生和阳建辉 (2015)^[28]的研究, 民营控股企业对外部环境因素的灵敏度是国有企业的 5.5 倍, 是集体企业的 6.7 倍。因此, 上述关于制度环境对企业集团发展非线性影响的假说可能仅适用于私有企业集团, 而不完全适用于国有企业集团。黄俊和张天舒 (2010)^[14]研究了制度环境对集团发展的影响, 但是他们并没有区分国有集团发展和私有集团发展。因此, 在黄俊和张天舒 (2010)^[14]研究的基础上, 笔者进一步考虑了制度环境对不同所有制企业集团发展的影响, 并提出假说 2 和假说 3。

假说 2: 制度环境对私有集团发展的影响是正 U 型的。

假说 3: 制度环境对国有集团的发展没有显著影响。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

根据以上的文献分析, 以及参考 Fan 等 (2013)^[29]、黄俊和张天舒 (2010)^[14]的研究, 我们设定计量模型如下:

$$grp1_{it} = \beta_0 + \beta_1 fnmkt_{it} + Z'_{it}\beta_2 + \tau_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$grp1_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times fnmkt_{it} + \beta_2 fnmktsq_{it} + Z'_{it}\beta_3 + \tau_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$pgrp1_{it} = \beta_0 + \beta_1 fnmkt_{it} + Z'_{it}\beta_2 + \tau_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$sgrp1_{it} = \beta_0 + \beta_1 fnmkt_{it} + Z'_{it}\beta_2 + \tau_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$pgrp1_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times fnmkt_{it} + \beta_2 fnmktsq_{it} + Z'_{it}\beta_3 + \tau_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$sgrp1_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times fnmkt_{it} + \beta_2 fnmktsq_{it} + Z'_{it}\beta_3 + \tau_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $grp1$, $pgrp1$ 和 $sgrp1$ 分别代表地区企业集团、私有企业集团和国有集团发展程度。参考黄俊和张天舒 (2010)^[14]的研究, 以企业集团在岗人员数占当地年末职工总数的比例度量集团发展程度。在稳健性检验中, 我们还采用了企业集团从业人数占当地就业人

数的比重来度量集团发展程度。*fmmkt* 为制度环境变量。我们采用以下两个指数作为制度环境的度量指标：金融自由化指数（*fmmkt*）以及市场化总指数（*mktidx*）。金融自由化指数和市场化总指数数据均来自于樊纲等编著的《中国市场化指数：各地区市场化相对进程 2011 报告》^[30]。① 由于缓解融资约束是企业集团形成的一个主要原因，我们首先使用金融自由化指数作为制度环境指标的度量。② 而在稳健性检验中我们使用了更为综合性的市场化总指数。在稳健性检验中，我们还使用 Demurger 等（2002）^[33] 的地区放权指数作为地区制度环境异质性的代理变量。此外，我们控制了地区财政赤字变量。地区财政赤字越多，政府提供公共物品的能力越低，私有集团发展的环境就越恶劣。与此相对应，Fan 等（2013）^[29] 以及黄俊和张天舒（2010）^[14] 的分析却表明，政府财政赤字越多，政府组建（国有）企业集团的可能性就越大，国有集团的发展程度可能越高。最后，我们还控制了年度哑变量以及地区哑变量。表 1 为主要变量的定义和代码。

表 1 变量定义和代码

变量	定义	代码
集团发展程度 1	企业集团在岗人数/地区年末职工人数	<i>grp1</i>
国有集团地区发展程度 1	国有企业集团在岗人数/地区年末职工人数	<i>sgrp1</i>
私有集团地区发展程度 1	私有企业集团从业人数/地区年末职工人数	<i>pgrp1</i>
集团发展程度 2	企业集团从业人数/地区就业人数	<i>grp2</i>
国有集团地区发展程度 2	国有企业集团从业人数/地区就业人数	<i>sgrp2</i>
私有集团地区发展程度 2	私有企业集团从业人数/地区就业人数	<i>pgrp2</i>
金融自由化指数	市场化指数，来自樊纲等编著的《中国市场化指数报告 2011》	<i>fmmkt</i>
制度环境	市场化指数，来自樊纲等编著的《中国市场化指数报告 2011》	<i>mktidx</i>
地区放权指数	地区 1978—1998 的平均放权指数	<i>derg</i>
财政赤字	各省份财政赤字（亿元）绝对值（对数）	<i>deficit</i>

（二）数据来源与样本

我们使用的省际企业集团数据来自国家统计局编写的《中国大企业集团》（2001—2008）。③ Yu 等（2009）^[34] 以及黄俊和张天舒（2010）^[14] 的研究都使用了这个数据库。金融自由化指数和市场化指数来自樊纲等编著的《中国市场化指数报告 2011》^[30]。地区放权指数来自 Demurger 等编著的《关于地理位置与优惠政策对中国地区经济发展的相关贡献》^[33] 的研究，各地区就业人数和年末职工数以及财政赤字来自《中国统计年鉴》。

我们的原始样本由 2001—2008 年中国大陆的 31 个省、直辖市以及自治区的数据构成，共 248 个观察值。在集团所属地的划分上，以集团总部所在地为准。由于有些样本原始数据缺失，我们对此采取相应方法进行了处理。其中，海南省 2008 年的国有集团营业收入数据缺失，我们按照海南省 2007 年的国有集团营业收入均值填补了缺失。④ 2006 年的各地区总就业人员数缺失，我们用各地区 2005 年和 2007 年的就业人数均值代替。此外，由于西藏缺失数据较多，我们从样本中剔除了西藏的数据。由于中央企业集团不属于某个地方，而且其附属公司分布较广，这使得中央企业总部所在的省份会高估当地企业集团的发展情况。譬如，北京央企总部众多，其集团就业人数或员工数由于包括了其他各地附属公司的就业人员或员工，数量远远超过了北京本地企业的就业人数或员工数，使得按照集团发展指标计算的数值不切实际。因此，我们也剔除了北京的数据。对于其他当地央企总部数量较少的地区，为了充分利用样本信息，我们暂时保留了这些省份，在稳健性检验中，我们会做进一步的剔除。最后，我们得到了 232 个观察值的平衡面板数据。为了控制极值的影响，我们对所有连续变量进行了 1% 的缩尾处理。

（三）变量描述统计与分析

表 2 为主要变量的描述统计信息。从此表中可以看出，集团发展水平的两个度量指标在各地区间均有较大差异。集团发展度量指标 1（*grp1*）的均值为 15.757%，最小值为 3.324%，最大值为 43.850%。

① 该报告中的市场化指数是一个被广泛使用的指标，其构成包括政府与市场关系、非国有经济发展、产品市场发育、要素市场发育以及中介组织发育和法律 5 个二级指标。

② 余明桂和潘红波（2010）^[31] 以及刘行和叶康涛（2014）^[32] 也使用了这个指标作为地区金融发展的度量。

③ 2008 年之后，国家统计局没有继续更新该数据库。这使得我们的数据使用受到一定的限制。

④ 剔除海南省的数据，也没有影响我们的结论。

集团发展度量指标 2 的均值为 3.596%，最小值为 0.559%，最大值为 18.9%。私有集团发展度量指标 1 的均值为 3.668%，而度量指标 2 的均值为 0.743%。国有集团发展指标在各地区间也同样存在较大差异。度量指标的变化有利于我们进行稳健性检验。金融自由化指标最大值和最小值之间也有较大差距，方差也较大。市场化指数和地区放权指数也具有同样的特征。这表明我国地区间制度环境发展程度是非常不平衡的。表 3 为主要变量相关系数矩阵。其结果表明，集团发展程度的两个代理变量的相关系数高达 0.991，而金融自由化指数和市场化总指数的相关系数也高达 0.729。地区放权指数与金融自由化指数和市场总指数的相关系数分别为 0.445 和 0.582。财政赤字变量除了与金融自由化指数和市场化总指数相关性为正值外，与其他变量的相关系数均为负值。

表 3 主要变量 Pearson 相关系数矩阵

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. <i>grp1</i>	1								
2. <i>pgrp1</i>	0.049	1							
3. <i>sgrp1</i>	0.989	-0.100	1						
4. <i>grp2</i>	0.991	-0.030	0.992	1					
5. <i>pgrp2</i>	0.182	0.908	0.046	0.122	1				
6. <i>sgrp2</i>	0.987	-0.078	0.995	0.999	0.070	1			
7. <i>fmkt</i>	0.286	0.526	-0.021	0.147	0.516	0.014	1		
8. <i>mktidx</i>	0.367	0.566	0.046	0.242	0.576	0.102	0.729	1	
9. <i>derg</i>	0.262	0.414	0.025	0.247	0.486	0.136	0.445	0.582	1
10. <i>deficit</i>	-0.079	-0.091	-0.027	-0.199	-0.200	-0.165	0.243	0.219	-0.215

四、经验研究结果与分析

使用金融自由化指数作为制度环境的代理变量，我们首先检验了制度环境与集团发展的线性关系，然后进一步检验了二者之间的非线性关系。表 4 的实证研究结果表明，在没有金融自由化指数平方项的回归中，金融自由化指数的影响为负向显著。在加入金融自由化指数平方项之后，无论是 OLS 回归，还是面板数据的固定效应回归，金融自由化指数平方项均为正向显著，而其水平项依然保持负向显著。这说明金融自由化对企业集团发展的影响是正 U 型的，因此假说 1 得到了支持。为进一步检验制度环境对不同所有制企业集团的影响，我们又将企业集团发展程度区

表 2 主要变量描述统计

stats	N	mean	sd	min	max
<i>grp1</i>	232	15.757	8.312	3.324	43.850
<i>pgrp1</i>	232	3.668	4.775	0.000	28.010
<i>sgrp1</i>	232	12.070	7.316	1.083	35.900
<i>grp2</i>	232	3.596	3.646	0.559	18.900
<i>pgrp2</i>	232	0.743	0.937	0.006	5.158
<i>sgrp2</i>	232	2.842	3.219	0.195	15.920
<i>fmkt</i>	232	6.962	2.510	1.590	11.960
<i>mktidx</i>	232	6.104	1.911	2.450	10.580
<i>derg</i>	224	0.947	0.687	0.330	2.860
<i>deficit</i>	232	5.680	0.646	3.990	6.949

注：*deficit* 为绝对值取对数。

分为私有企业集团发展和国有企业集团发展，再次进行实证分析。实证检验结果见表 5。表 5 的结果显示，对私有集团发展的影响而言，无论是 OLS 还是固定效应模型回归，金融自由化指数自身的影响均为负向显著，而其平方项均为正向显著。这说明制度环境对私有集团发展的影响不是线性的，而是正 U 型的。紧随其后，我们对国有企业集团也进行了检验，其结果表明，金融自由化对国有企业集团发展的影响并不显著。这说明，作为独立的市场化主体，私有企业集团发展对制度环境的变化比较敏感，而国有企业集团由于背负了很多的政策性负担和非经济职能，其对制度环境变化的反应并不敏感。当然，这种不敏感性所带来的影响并不都是负面的。对于一些需要发挥

国民经济控制力的国有企业,对制度环境不敏感,反而可以发挥国民经济稳定器的作用。而对于处于竞争性行业的国有企业,需要对市场信号做出迅速反应,而其对制度环境变化的不敏感则会严重削弱其竞争能力。从其他变量来看,财政赤字对私有集团发展的影响是负面的,而对国有集团发展的影响却是正面的。这与 Fan 等 (2013)^[29]、黄俊和张天舒 (2010)^[14] 的

分析结果是一致的。因此,我们的假说 2 和 3 都得到了支持。在实证分析过程中,我们通过 F 检验来确定是否应考虑个体效应。随后我们通过 Hausman 检验来确定个体效应是否应采用固定效应。检验结果支持使用面板数据的固定效应模型。因此,实证结果的解释与分析以固定效应模型的结果为主,而 OLS 回归只是作为对比和参考。

表 4 金融自由化对集团整体发展影响的实证结果

变量	因变量: 集团发展程度 1		
	OLS	OLS	FE
<i>fnmkt</i>	-0.417 ** (0.166)	-2.311 *** (0.640)	-2.311 *** (0.756)
<i>fnmkt sq</i>		0.152 *** (0.048)	0.152 ** (0.061)
<i>deficit</i>	-0.162 (1.468)	0.988 (1.320)	0.988 (2.093)
<i>constant</i>	25.728 *** (8.156)	23.780 *** (7.336)	16.390 (11.354)
<i>region FE</i>	YES	YES	YES
<i>year FE</i>	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	232	232	232
<i>R-squared</i>	0.905	0.914	0.159

注: *deficit* 为绝对值取对数。OLS 回归结果括号内为 robust standard errors, 固定效应模型结果括号内为 clustered robust standard errors。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

表 5 金融自由化对不同所有制集团发展影响的实证结果

变量	私有集团发展程度 1			国有集团发展程度 1		
	OLS	OLS	FE	OLS	OLS	FE
<i>fnmkt</i>	-0.246 ** (0.100)	-1.616 *** (0.321)	-1.616 *** (0.544)	-0.186 (0.166)	-0.705 (0.640)	-0.705 (0.796)
<i>fnmkt sq</i>		0.110 *** (0.023)	0.110 *** (0.035)		0.042 (0.048)	0.042 (0.062)
<i>deficit</i>	-1.670 * (0.986)	-0.838 (0.863)	-0.838 (1.454)	1.628 * (0.928)	1.943 ** (0.901)	1.943 (1.169)
<i>constant</i>	9.649 * (5.483)	8.239 * (4.806)	10.799 (7.978)	15.401 *** (5.148)	14.866 *** (5.003)	4.997 (6.549)
<i>region FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	232	232	232	232	232	232
<i>R-squared</i>	0.921	0.934	0.513	0.889	0.890	0.064

五、稳健性检验

为了检验上述实证结果的稳健性，我们再采用使用子样本，改变自变量、因变量、控制变量以及降低内生性影响等方法进行稳健性检验。

(一) 使用不同子样本

以上实证分析中，我们剔除了北京和西藏的样本，为了降低央企总部对所在地集团发展程度的影响，进一步剔除拥有央企总部较多的上海、广东和湖北三个省份，最后再剔除拥有央企总部的其他省份，包括辽宁、黑龙江、河北、陕西、吉林、四川、山东和湖南。每次剔除后我们都针对集团整体以及分所有制类型进一步使用固定效应模型再次回归，结果依然稳健。其中，制度环境对集团整体以及私企集团的影响依然是正U型的，而制度环境对国企集团的影响依然不显著。表6是我们剔除以上全部省份样本

后的结果。

(二) 改变自变量度量

以上分析中，我们使用了金融自由化指数作为制度环境的代理变量。为了检验制度环境指标度量的稳健性，这里使用樊纲等（2011）^[30]报告中的市场化指数作为制度环境的代理变量，然后再次进行回归，其结果依然保持稳健。表7是利用集团整体发展数据的回归结果。结果表明，市场化指数对集团整体发展程度的影响依然是正U型的。表8中分所有制的回归结果表明，市场化指数对私有集团发展的影响依然是正U型的，其本身的系数显著为负，而其平方项的系数则显著为正，且均在1%的水平上显著。而市场化指数对国有集团发展影响依然不显著。这与金融自由化指数对集团发展的影响是一致的。此外，财政赤字的影响也与金融自由化指数为制度环境变量的模型结果保持了一致。

表6 剔除央企总部所在地省份的回归结果

变量	集团整体		私有集团		国有集团	
	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE
<i>fnmkt</i>	-3.240 *** (0.909)	-3.240 *** (1.057)	-1.726 *** (0.502)	-1.726 * (0.820)	-1.541 (0.948)	-1.541 (1.212)
<i>fnmktsq</i>	0.203 *** (0.072)	0.203 ** (0.092)	0.109 *** (0.036)	0.109 ** (0.051)	0.095 (0.074)	0.095 (0.098)
<i>deficit</i>	-1.963 (1.700)	-1.963 (2.223)	-2.729 * (1.404)	-2.729 (2.212)	1.032 (1.505)	1.032 (1.394)
<i>constant</i>	21.651 *** (5.903)	32.936 *** (11.021)	17.723 *** (5.410)	20.546 * (11.706)	2.786 (5.026)	11.096 (7.183)
<i>region FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	144	144	144	144	144	144
<i>R-squared</i>	0.866	0.231	0.939	0.532	0.826	0.097

注：每个回归我们都控制了时间和地区固定效应。样本中，对连续变量进行了1%的缩尾，样本不包括北京、西藏、上海、广东、湖北、辽宁、黑龙江、河北、陕西、吉林、四川、山东和湖南。

表7 市场化指数对集团整体发展影响的实证结果

变量	因变量：集团整体发展程度1		
	OLS	OLS	FE
<i>mktidx</i>	-0.040 (0.144)	-2.891 *** (0.914)	-2.891 ** (1.212)
<i>mktidxsq</i>		0.219 *** (0.070)	0.219 ** (0.091)

续前表

变量	因变量：集团整体发展程度 1		
	OLS	OLS	FE
<i>deficit</i>	-0.535 (1.437)	1.377 (1.388)	1.377 (1.993)
<i>constant</i>	13.792 * (8.237)	11.441 (7.686)	15.907 (11.300)
<i>region FE</i>	YES	YES	YES
<i>year FE</i>	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	232	232	232
<i>R-squared</i>	0.904	0.910	0.120

注：每个回归我们都控制了时间和地区固定效应。样本中，对连续变量进行了 1% 的缩尾，样本不包括北京和西藏。

表 8 市场化指数对不同所有制集团发展影响的实证结果

变量	私有集团			国有集团		
	OLS	OLS	FE	OLS	OLS	FE
<i>mktidx</i>	0.050 (0.084)	-2.757 *** (0.653)	-2.757 ** (1.084)	-0.108 (0.131)	-0.121 (0.735)	-0.121 (1.019)
<i>mktidxsq</i>		0.216 *** (0.050)	0.216 ** (0.084)		0.001 (0.058)	0.001 (0.075)
<i>deficit</i>	-1.883 * (0.977)	-0.000 (0.881)	-0.000 (1.323)	1.453 (0.888)	1.461 (0.930)	1.461 (1.209)
<i>constant</i>	11.589 ** (5.540)	9.275 * (4.845)	9.602 (7.859)	1.648 (5.086)	1.637 (5.015)	5.825 (6.432)
<i>region FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	232	232	232	232	232	232
<i>R-squared</i>	0.919	0.937	0.533	0.889	0.889	0.055

注：每个回归我们都控制了时间和地区固定效应。样本中，对连续变量进行了 1% 的缩尾，样本不包括北京和西藏。

(三) 改变因变量度量

为了检验企业集团发展度量指标的稳健性，我们进一步使用企业集团从业人数占地区总就业人数的比重作为地区企业集团发展的度量指标 (*grp2*)，然后分别利用金融自由化指数和市场化总指数作为制度环境变量再次进行回归，回归结果见表 9。结果显示，改变集团发展度量指标后，无论是使用市场化指数，

还是以金融自由化指数作为制度环境的代理变量，制度环境对私有集团的影响均是正 U 型的，而制度环境对国有集团发展的影响依然不显著。制度环境对集团整体的影响中，金融自由化指数的影响依然不变。然而，市场化总指数对企业集团发展的影响并不显著，但是系数的符号与正 U 型的预测是一致的。因此，制度环境对集团整体的影响基本稳健。

表 9 改变集团发展度量的回归结果

变量	集团整体		私有集团		国有集团	
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
<i>fnmkt</i>	-0.493 * (0.251)		-0.340 ** (0.124)		-0.144 (0.245)	
<i>fnmkt sq</i>	0.038 * (0.020)		0.023 *** (0.008)		0.015 (0.019)	
<i>mktidx</i>		-0.518 (0.417)		-0.588 ** (0.225)		0.090 (0.353)
<i>mktidx sq</i>		0.041 (0.031)		0.045 ** (0.017)		-0.005 (0.026)
<i>deficit</i>	0.048 (0.639)	0.109 (0.585)	-0.365 (0.389)	-0.194 (0.351)	0.482 (0.319)	0.359 (0.295)
<i>constant</i>	4.715 (3.694)	4.548 (3.878)	3.248 (2.140)	3.070 (2.168)	1.088 (2.054)	1.134 (2.230)
<i>region FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	232	232	232	232	232	232
<i>R-squared</i>	0.079	0.041	0.442	0.459	0.120	0.110

(四) 改变控制变量

为控制各地区不可观察的制度环境异质性,参考 Blundell 等 (1995)^[35]、Belenzon 和 Berkovitz (2010)^[9]以及 Chang 等 (2006)^[36]的做法,我们使用样本前期 21 年的历史 (1978—1998) 计算出样本前期各地区优惠政策均值,然后利用该均值作为地区

不可观察的制度环境异质性的代理变量。对于该均值,我们采用 Demurger 等 (2002)^[33]文中的地区放权指数。^①由于地区放权指数不随时间发生变化,使用固定效应模型回归无法反映其影响,我们只汇报了使用 OLS 方法的回归结果。表 10 的结果表明,改变控制变量后,回归结果依然稳健。

表 10 使用地区放权指数作为制度环境异质性变量的实证结果

变量	集团整体		私有集团		国有集团	
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>fnmkt</i>	1.210 *** (0.417)	-4.041 *** (1.084)	1.053 *** (0.233)	-2.239 *** (0.714)	0.144 (0.421)	-1.793 (1.153)
<i>fnmkt sq</i>		0.396 *** (0.078)		0.248 *** (0.062)		0.146 (0.090)
<i>deficit</i>	-1.110 (1.186)	-0.323 (1.165)	-1.490 ** (0.612)	-0.997 * (0.535)	0.429 (1.019)	0.719 (1.021)
<i>derg</i>	1.019 (0.746)	0.670 (0.702)	0.905 ** (0.453)	0.686 (0.503)	0.128 (0.701)	-0.001 (0.679)
<i>constant</i>	14.113 ** (6.126)	24.304 *** (6.208)	3.921 (3.009)	10.310 *** (3.540)	9.934 * (5.489)	13.694 ** (5.907)

① 地区放权指数中缺少重庆的数据。参见 Demurger 等 (2002)^[33] (p20, 表 2)。

续前表

变量	集团整体		私有集团		国有集团	
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>region FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	224	224	224	224	224	224
<i>R-squared</i>	0.130	0.218	0.370	0.473	0.010	0.025

(五) 内生性问题

制度环境变量可能是内生的。为降低制度环境内生性的影响,我们将制度环境变量和连续性控制变量均滞后一期,再分别利用金融自由化指数和市场化总指数作为制度环境代理变量,以及集团发展程度 1 作

为集团发展程度的度量,并采用固定效应模型进行回归。表 11 中的回归结果表明,制度环境对企业集团整体发展以及对私有集团发展的影响均为正 U 型,而制度环境对国有集团发展的影响不显著。因此,结果依然保持稳健。

表 11

自变量和控制变量滞后一期的结果

变量	集团整体		私有集团		国有集团	
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
<i>fmkt</i>	-1.821 *** (0.599)		-1.546 ** (0.595)		-0.254 (0.730)	
<i>fmktsq</i>	0.166 *** (0.056)		0.130 *** (0.040)		0.034 (0.061)	
<i>mktidx</i>		-2.420 * (1.266)		-2.130 * (1.043)		-0.237 (1.177)
<i>mktidxsq</i>		0.180 * (0.094)		0.162 ** (0.075)		0.013 (0.088)
<i>deficit</i>	0.183 (2.235)	1.023 (2.091)	-0.438 (1.182)	0.263 (1.146)	0.767 (1.729)	0.883 (1.601)
<i>constant</i>	18.091 (13.366)	17.300 (14.174)	11.157 (8.419)	9.879 (9.147)	5.971 (9.333)	6.549 (9.495)
<i>region FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	203	203	203	203	203	203
<i>R-squared</i>	0.119	0.081	0.482	0.434	0.047	0.044

注:每个回归方程的自变量和控制变量都滞后一期。

六、研究结论与展望

(一) 研究结论与启示

替代制度环境的企业集团理论认为,企业集团是对外部不发达制度环境的替代。因此,随着制度环境的逐步完善,企业集团的优势将不复存在。而相关研究表明企业集团和制度环境还可以发挥互补的作用。因此,在制度环境较为成熟的阶段,企业集团依然可

以获得进一步发展,而不是像替代制度环境理论预测的那样,逐渐衰退或者解散。那么,企业集团与制度环境的关系到底是替代的,还是互补的?笔者首次利用 2001—2008 年中国省际企业集团数据,实证检验了制度环境与企业集团发展之间的关系,并进一步考察了制度环境对不同所有制企业集团发展的影响。笔者得出如下几点主要研究结论。

第一,就理论而言,传统的“替代制度环境”

的企业集团理论是不完全的。企业集团不仅可以发挥替代制度环境的作用,还可以发挥与制度环境互补的作用。因此,“替代制度环境”的企业集团理论有待伴随企业集团的发展而进一步完善。

第二,从企业集团的作用来说,作为经济增长微观组织的企业集团,不仅仅是对不发达制度环境的次优反应,而且是有着自己独特优势而持续存在的组织。在制度环境发展的早期阶段,外部制度环境不发达,企业集团可以扮演替代制度环境的角色,从而实现自身的发展;而在制度环境发展的高级阶段,企业集团可以发挥其组织弹性,表现出与制度环境互补的作用,继续保持其竞争力。正因为如此,现实中鲜有企业集团解散的情形出现。

第三,揭示企业集团发展与制度环境之间的非线性关系,具有重要意义。通过实证检验企业集团发展与制度环境之间的关系,存在于二者之间的正U型关系得以证实,这为我们理解和深入研究制度环境与企业集团发展的关系提供了新的视角,丰富了制度环境影响企业集团发展方面的相关文献。

第四,制度环境与企业集团发展之间的正U型关系,具有作用于不同所有制企业集团的差异性。私有企业集团作为独立的主体,能够根据市场环境变化做出快速而正确的反应。所以,制度环境与企业集团发展之间的正U型关系只适用于私有企业集团;而国有企业集团由于承担了国家某些政策性负担和非经济职能,所以显示出对市场环境变化的相对不敏感。

笔者认为,从上述研究结论中至少可以获得如下管理启示。其一,我国需要进一步发挥和充分利用企业集团的组织优势,特别是其创新方面的优势,推动我国科技创新和结构转型。其二,民营企业作为独立的主体,是推动我国市场经济发展的重要力量,因此,我国应该加大对民营经济的支持力度,为民营企业发展创造良好的营商环境,助力民营经济实现更大发展。其三,积极推动国有企业改革,加大竞争性行业国企的市场化改革力度,把国有企业打造成为独立的主体。

(二) 研究局限与展望

本文的局限以及有待进一步拓展和深入探讨的相关研究课题如下。一是对于企业集团发展内生性问题,尽管笔者在本文中采取了一些技术手段来降低其内生性的影响,但是在稳健性上,不如工具变量等方法的结果稳健,后续的研究可以考虑通过寻找适当的工具变量来处理这一内生性问题。二是对于企业集团发展指标的度量,尽管我们采用了前人实操过的做法,但是依然缺乏理论依据,后续的研究可以考虑使用基于一定理论基础的集团发展度量指标做进一步的检验。三是由于数据可得性的限制,使得本文无法使用更微观层面的数据,后续的研究可以考虑使用上市公司的最新数据做实证分析。但需要注意的是,上市公司数据的局限性在于上市公司只是企业集团的一部分,并不能代表企业集团整体,因此,使用上市公司数据的研究结论也会具有一定的局限性。

参考文献

- [1] Leff N H. Industrial Organization and Entrepreneurship in the Developing Countries: The Economic Groups [J]. Economic Development & Cultural Change, 1978, 26 (4): 661-75.
- [2] Khanna T, Palepu K. Why Focused Strategies May Be Wrong for Emerging Economies [J]. Harvard Business Review, 1997, 75 (4): 41-9.
- [3] Khanna T, Yafeh Y. Business Groups in Emerging Markets: Paragons or Parasites? [J]. Journal of Economic literature, 2007, 45 (2): 331-72.
- [4] Keister, L A. Engineering Growth: Business Group Structure and Firm Performance in China's Transition Economy [J]. American Journal of Sociology, 1998, 104 (2): 404-40.
- [5] Khanna T, Palepu K. The Right Way to Restructure Conglomerates in Emerging Markets [J]. Harvard Business Review, 1999, 77 (4): 125-34.
- [6] Chittoor R, Kale P, Puranam P. Business Groups in Developing Capital Markets: Towards a Complementarity Perspective [J]. Strategic Management Journal, 2015, 36 (9): 1277-96.
- [7] Siegel J, Choudhury P. A Reexamination of Tunneling and Business Groups: New Data and New Methods [J]. Review of Financial Studies, 2012, 25 (6): 1763-98.
- [8] Manikandan K S, Ramachandran J. Beyond Institutional Voids: Business Groups, Incomplete Markets, and Organizational Form [J]. Strategic Management Journal, 2015, 36 (4): 598-617.
- [9] Belenzon S, Berkovitz T. Innovation in Business Groups [J]. Management Science, 2010, 56 (3): 519-35.
- [10] Wang C, Yi J, Kafouris M, et al. Under What Institutional Conditions Do Business Groups Enhance Innovation Performance? [J]. Journal of Bus-

- iness Research, 2015, 68 (3): 694-702.
- [11] 黄俊, 陈信元. 集团化经营与企业研发投入——基于知识溢出与内部资本市场视角的分析 [J]. 经济研究, 2011 (6): 80-92.
- [12] North D. Institutions, Institutional Change and Economic Performance [M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1990.
- [13] 拉詹, 拉古拉迈. 断层线: 全球经济潜在的危机 [M]. 北京: 中信出版社, 2015.
- [14] 黄俊, 张天舒. 制度环境、企业集团与经济增长 [J]. 金融研究, 2010 (6): 91-102.
- [15] Choi S B, Lee S H, Williams C. Ownership and Firm Innovation in a Transition Economy: Evidence from China [J]. Research Policy, 2011, 40 (3): 441-52.
- [16] Mahmood I P, Mitchell W. Two Faces: Effects of Business Groups on Innovation in Emerging Economies [J]. Management Science, 2004, 50 (10): 1348-65.
- [17] Hobday M, Colpan A M. Technological Innovation and Business Groups [M]//Asli T H. Colpan M, Lincoln J R, Oxford Handbook of Business Groups. New York: Oxford University Press, 2010.
- [18] Choi Y R, Yoshikawa T, Zahra S A, Han B H. Market-oriented Institutional Change and R&D Investments: Do Business Groups Enhance Advantage? [J]. Journal of World Business, 2014, 49 (4): 466-75.
- [19] Castellacci F. Institutional Voids or Organizational Resilience? Business Groups, Innovation, and Market Development in Latin America [J]. World Development, 2015, 70 (4): 43-58.
- [20] Gao C, Zuzul T, Jones G, Khanna T. Overcoming Institutional Voids: A Reputation-Based View of Long-Run Survival [J]. Strategic Management Journal, 2017, 38 (11): 2147-67.
- [21] Belenzon S, Tsolmon U. Market Frictions and the Competitive Advantage of Internal Labor Markets [J]. Strategic Management Journal, 2016, 37 (7): 1280-303.
- [22] Faccio M, O'brien W. Business Groups and Employment [J]. Management Science, 2020, Forthcoming.
- [23] Cestone G, Fumagalli C, Kramarz F, Pica G. Insurance between Firms: The Role of Internal Labor Markets [R]. CEPR Discussion Paper. 2018.
- [24] Beckman C M, Haunschild P R. Network Learning: The Effects of Partners' Heterogeneity of Experience on Corporate Acquisitions [J]. Administrative Science Quarterly, 2002, 47 (1): 92-124.
- [25] Colpan A M, Hikino T. Foundations of Business Groups: Towards an Integrated Framework [M]//Colpan A M, Hikino T, Lincoln J R: The Oxford Handbook of Business Groups. New York: Oxford University Press, 2010.
- [26] Lamin A. Business Groups as Information Resource: An Investigation of Business Group Affiliation in the Indian Software Services Industry [J]. Academy of Management Journal, 2013, 56 (5): 1487-509.
- [27] 林毅夫, 李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束 [J]. 经济研究, 2004 (2): 17-27.
- [28] 杨继生, 阳建辉. 行政垄断、政治庇护与国有企业的超额成本 [J]. 经济研究, 2015 (4): 52-63, 108.
- [29] Fan J P H, Wong T J, Zhang T. Institutions and Organizational Structure: The Case of State-Owned Corporate Pyramids [J]. The Journal of Law, Economics, and Organization, 2013, 29 (6): 1217-52.
- [30] 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 报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [31] 余明桂, 潘红波. 金融发展、商业信用与产品市场竞争 [J]. 管理世界, 2010 (8): 117-29.
- [32] 刘行, 叶康涛. 金融发展、产权与企业税负 [J]. 管理世界, 2014 (3): 41-52.
- [33] Demurger S, 杰夫·萨克斯, 胡永泰, 鲍曙明, 张欣. 地理位置与优惠政策对中国地区经济发展的相关贡献 [J]. 经济研究, 2002 (9): 14-23, 92.
- [34] Yu H, Lensink R, van Ees H V. Does Group Affiliation Improve Firm Performance? The Case of Chinese State-Owned Firms [J]. Journal of Development Studies, 2009, 45 (10): 1615-32.
- [35] Blundell R, Griffith R, Reenen J V. Dynamic Count Data Models of Technological Innovation [J]. Econometric Journal, 1995, 105 (429): 333-44.
- [36] Chang S J, Chung C N, Mahmood I P. When and How Does Business Group Affiliation Promote Firm Innovation? A Tale of Two Emerging Economies [J]. Organization Science, 2006, 17 (5): 637-56.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)

行政监管视角下的引智工作信用评估体系研究

The Research on the Credit Evaluation System of Introducing Intelligences Based on Perspective of Administrative Regulation

于 来

YU Lai

[摘 要] 在引进国外智力的过程中出现了很多信用缺失的现象,如伪造学历、虚假工作经历、无故离岗离职等,这严重制约了中国引智工作的后续发展。在当前的环境下,传统的引智工作监管模式难以突破现有的瓶颈。本文根据我国引智工作监管体系的发展模式,从行政监管的视角分析引智工作监管对象信用评估的主要因素,构建改进的模糊综合评价模型,并选取30家引智工作用人单位为样本,利用该模型进行实证分析,验证了该模型的适用性、稳定性和客观性。研究结果表明,本文构建的信用评估指标体系契合引智工作行政监管的需要,采用的改进模糊综合评价模型能准确地得到监管对象的信用等级,并能发现导致监管对象信用状况不佳的相关因素,对引智工作监管部门和其他政府部门信用管理办法制定和信用评估体系建设具有重要的参考作用和推广价值。

[关键词] 行政监管 引智工作 信用评估

[中图分类号] F203.9 F224 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0107-10

Abstract: As the process of introducing foreign talents to work in China, there has been many phenomena of credit deficiency, such as forged academic qualifications, false work experience, and leaving the post without any reason, which seriously restricts the follow-up development of introducing intelligences in China. In current circumstance, it is difficult to overcome the existing bottlenecks in China by traditional mode of regulatory system about introducing intelligences. According to the development module of China's introducing intelligences regulatory system, from the perspective of administrative regulation, this paper analyzes the main factors of the credit evaluation of the regulatory object, constructs an improved fuzzy comprehensive evaluation model, selects 30 intelligence-inducing employers as samples, and uses the sample to do empirical analysis, verify the applicability, stability and objectivity of the model. The research results show that the credit evaluation index system constructed in this paper meets the needs of the administrative regulation of the introducing intelligence, and the improved fuzzy comprehensive evaluation model can accurately obtain the credit rating of the regulatory object, and can find the relevant factors that lead to the poor credit status of the regulatory object. It has important reference and promotion value for the establishment of credit management measures and the construction of credit evaluation system for the regulatory departments of the introducing intelligences and other government departments.

Key words: Administrative regulation Introducing intelligence Credit Evaluation

[收稿日期] 2019-07-24

[作者简介] 于来,男,1983年7月生,中央财经大学商学院博士研究生,主要研究方向为商务信用管理。

[基金项目] 国家外国专家局引进国外智力软科学研究项目(项目编号:B0708-CMC16N7966)。

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

改进和完善引进国外人才和智力工作管理制度,是习近平总书记“择天下英才而用之”战略思想的重要举措。要深化引智工作体制机制改革,创新管理方式,研究建立统筹推进、协同共享、便捷高效、公正透明的管理体系和长效机制;要加强顶层设计,加快引智立法,营造良好的外国人来华发展法治环境。中国是引进国外人才和智力的大国,每年引进国外人才的规模超过30万,2018年,受中国各行各业聘请的外国人来华服务超过50万人次。然而,由于外国人来华工作具有特殊性,审批环节多、时间长,涉及多个部门协同,监管存在漏洞,需要主管部门减少重复审批,提高办事效率,加强对外国人来华工作的管理。2016年9月,国家外国专家局发布《关于外国人来华工作许可制度试点实施方案的通知》^[1],将“外国人入境就业许可”和“外国专家来华工作许可”整合为“外国人来华工作许可”,在北京、天津、上海等地开展试点工作,对外国人申请到中国工作实行统一准入标准和审批监管制度,对原有制度进行改革和完善。2017年3月,国家外国专家局等四部门联合发布《关于全面实施外国人来华工作许可制度的通知》^[2],对全面实施外国人来华工作许可作出统一部署,明确实施科学分类管理,加强政务信息资源共享,有效运用大数据创新监管模式,建立外国人来华工作领域的社会信用体系。

由于许可审批的严格性和有限的行业配额,来华工作的外国人、用人单位、协助办理手续的第三方中介机构这三者作为利益相关者,为实现利益最大化,在许可办理及其业务相关领域,很容易产生失信行为,如伪造材料、未按规定纳税、聘用岗位与实际用人岗位不符等。这些失信行为成本低,失信主体反复利用监管制度的漏洞,频繁发生违法违规行。引智工作主管部门受人力和技术手段所限,信息无法实现互联互通,资源无法整合协调,大量举报、投诉很难得到快速有效处理,这也是造成引智工作中出现信用缺失的重要原因。2016年4月,国务院发布《关于建立完善守信联合激励和失信联合惩戒制度加快推进社会诚信建设的指导意见》^[3],建立和完善守信联合激励和失信联合惩戒制度,加快推进社会诚信建设,要充分运用信用激励和约束手段,推动信息公开和共享,建立跨地区、跨部门、跨领域联合激励与惩

戒机制。2019年7月,国务院办公厅发布《关于加快推进社会信用体系建设构建以信用为基础的新型监管机制的指导意见》^[4],加强社会信用体系建设,进一步发挥信用在创新监管机制、提高监管能力和水平方面的基础性作用。

国务院和行政主管部门政策文件的出台推动了引智工作的信用建设和快速发展,对监管对象进行信用评估是科学有效管理外国人来华工作,控制失信行为发生的重要方式。建立引智工作信用评估体系,是主管部门对引智工作监管对象事前、事中、事后全环节监管的现代化治理实施路径,是为国家引智工作监管体系建设提供的决策支撑。

监管的核心在于对监管对象的信用评估,需要构建完善的评估体系,尤其是合适的评价指标体系和科学的评价方法两个方面。国内外学者已经进行了大量的研究,指标体系方面,Altman和Rijken(2004)^[5]等以短期偿债能力、留存收益、现金流量能力、总负债等方面构成信用评估指标。Jones等(2015)^[6]从营运资金占比、流动性和偿付能力比率、杠杆率和资本结构比率、资产周转率等财务绩效指标构建信用评估指标体系。Grunert等(2005)^[7]等主要考虑将经营能力、市场地位等非财务指标纳入信用评估指标体系。胡心瀚等(2012)^[8]等基于非参数的变量选择方法筛选出固定资产周转率、营业利润率、财务杠杆系数、净利润增长率为信用评估指标。邹小芃等(2005)^[9]等从企业基础素质分析、外部环境支持分析和企业发展潜力分析三个方面构建了包含企业财务状况、行业状况以及盈利能力增长率等方面的信用评估指标体系。马晓青(2012)等^[10]等建立了包括短期偿债能力、长期偿债能力、营运能力和盈利能力等4项财务指标和客户类型、经营状况、建立信贷关系时间等9项非财务指标构成的信用风险评估模型。张云起等(2015)^[11]等通过对电子商务平台的交易信息、政府商务信用监管信息和公共网络平台的大数据挖掘信息进行信息融合和数据分析,建立特定的信用评估模型。从学者们的研究中可以看出,随着企业信用评估研究的深化,加入非财务指标进一步丰富了企业信用评估指标体系,对更准确地研究企业信用评估起到了重要的作用。信用评价方法方面,梁琪(2003)^[12]利用MDA模型对企业财务进行失败预测。唐亮等(2011)^[13]基于面板数据构建了Logit模型对上市公司信用进行了评价。盛夏等(2016)^[14]利用数

据挖掘方法,提取相关变量对企业信用评级变动进行预测。Oreski等(2012)^[15]等利用遗传算法和人工神经网络相结合的算法对零售行业信用进行了评估。肖文兵(2007)^[16]等利用SVM模型对企业财务危机预警进行了研究。Manuel等(2014)^[17]等研究将多种算法和模型进行集成,通过综合训练结果预测了信用评估的最终结果。总的来说,企业信用评估指标体系和研究方法呈现了多元化的发展,而在引智工作研究领域,由于其特殊性和复杂性,对引智工作主体的信用评估研究还处于基础阶段,理论和实践研究均不成熟。另外,从监管对象自身出发构建信用评估体系,不能针对性地实现引智工作信用监管。

本文从行政监管的视角,首先根据我国引智工作监管体系的发展模式,分析引智工作监管对象信用评估的主要因素,构建改进的模糊综合评价模型;然后选取30家引智工作用人单位为样本,利用该模型进行了实证分析,验证了该模型的适用性、稳定性和客观性,并解释信用等级评估实证结果;最后从有效落实引智工作信用评估体系建设层面,提出了建立统一的信用管理大数据平台、开发多种类评估模型、多部门协同联动和信用评估嵌入监管等政策建议,夯实了引智工作信用监管的实施路径。

本文的创新之处在于,基于行政监管视角构建引智工作信用评估体系,契合我国新型监管机制的建设要求,形成了更适用于行政监管引智工作的信用指标体系,并建立适用于引智工作监管对象信用评估的改进模糊综合评价模型,分类评估监管对象的信用等级,提出有效的政策建议,为我国引智工作监管体系的建设提供了决策依据。

二、我国引智工作监管体系的发展模式

我国引智工作监管体系涵盖了外国人来华工作许可制度的监督实施、事中事后监管、诚信体系建设等几个方面,总体来看,主要体现出如下几个特点:

(一) 优化审批流程,重点强化服务保障

通过实行“互联网+政务服务”,实现“一网”管理外国人来华工作,即网上受理、网上预约、限时办结、实时查询、过程留痕、全程监察。通过实行实体服务窗口与网上系统服务平台融合发展,形成线上线下相辅相成、功能互补的服务模式。境外和境内申请外国人来华工作许可,申请外国人来华工作许可延期、注销的,用人单位按照“网上申请—网上预

审—受理—审查—决定”的程序,通过网上提交信息,经受理机构预审通过后,由申请人、用人单位或其委托的专门服务机构,将书面材料提交给受理机构。外国高端人才可在线提交相应电子材料,不再提交纸质材料,优化了审批流程,减少了重复审批程序。同时,对于符合条件、标准的,决定机构作出准予行政许可决定,在线生成《外国人工作许可通知》,自许可作出决定之日起10日内颁发、送达《外国人工作许可证》;不符合条件、标准的,作出不予许可的书面决定,说明理由,并告知申请人或用人单位享有依法申请行政复议或者提起行政诉讼的权利,明确了办理时限,提高了审批效率,实现了办理时限承诺,进一步压缩审批时限。2017年3月国家外国专家局出台了《外国人来华工作许可服务指南(暂行)》,列明适用范围、事项审查类型、审批依据、受理机构、决定机构、数量限制、申请条件、申请材料、基本流程、办理方式、办理时限、注意事项等内容,并附相关表格样式以及申请材料示范文本,规范了审批事项,明确了审查环节和审查内容。目前,全国外国人聘用单位在系统中注册16万家,外国人来华许可申请31万人次,已审批决定30万人次,申请新办、延期、变更5万人次。

(二) 实施科学分类管理,注重提升引智质量

遵循“鼓励高端、控制一般、限制低端”的原则,分类管理来华工作外国人,将来华工作外国人分为外国高端人才(A类)、外国专业人才(B类)、外国普通人员(C类)三类,按标准实行分类管理,更加注重能力、实绩和贡献,突出市场评价、国际同行评价等市场需求导向,综合运用计点积分制、外国人在中国工作指导目录、劳动力市场测试等政策工作,建立科学、实用的外国人才评估体系。目前,在华工作的外国高端人才(A类)4.2万人次,占比14%;外国专业人才(B类)22.2万人次,占比70%;外国普通人员(C类)10万人次,占比16%。

(三) 创新管理模式,加强信息互联互通

通过启动运行外国人来华工作服务管理系统,实施一网管理、数据共享,做到了信息资源采集方便及时、信息交换共享简单快捷。进一步加强了科技、人社、外交、公安等部门信息共享、后台认证和业务协同,确保信息公开透明,数据集中统一,政务服务更加标准化、精准化、协同化。实现来华工作外国人一人一码,终身不变,动态管理其在华工作期间的信用

记录。

(四) 事中事后监管并重, 完善以信用为核心的监管机制

针对引智工作事中事后监管特点, 实施“双随机”监管机制。随机抽取检查对象、随机选派检查人员的“双随机”抽查是外国人来华工作管理部门提升监管效能的重要途径, 除投诉举报、大数据监测、转办交办以外, 外国人来华工作管理部门对来华工作的外国人、用人单位、受委托的专门中介机构所有监督检查都通过“双随机”抽查的方式进行, 并减少对检查对象正常生活、工作和经营活动的干扰。抽查结果中有关用人单位和中介机构的信息通过外国人来华工作信用管理平台向社会公示, 外国人的个人信息记入其个人信用档案。

探索外国人来华工作信用管理体系, 建立信用信息归集共享和使用机制, 依托外国人来华工作管理服务系统, 实现全国各省市外国人来华工作信用信息互联互通和共享, 信用信息使用嵌入审批、监管工作流程中。一是优化了信用评价机制。根据监管对象的信用记录, 运用大数据手段进行评价分类, 及时掌握来华工作外国人的生活工作情况, 掌握其工作单位和中介机构经营活动的规律与特征, 发现违法违规线索, 提高风险预判能力, 实现了有效监管。二是加强了对失信行为主体的约束和惩戒。对严重失信主体, 及时公开披露相关信息, 便于市场识别失信行为, 防范信用风险。并将其列为重点监管对象, 依法依规采取行政性约束和惩戒措施, 从严审核许可申请, 从严控制工作许可证发放, 降低许可有效期。为特别守信主体开设“绿色通道”。对信用水平优良的诚信主体压缩工作许可审批时限, 降低审核门槛, 无犯罪记录、工作资历、专业技术或学历证明等采用承诺制。

从2017年全面启动实施外国人来华工作许可制度, 我国人才引进政策已有了长足的发展, 来华工作外国人才达到90.6万人次, 高层次人才聚集效应逐步显现。总结起来, 我国引智工作的快速发展, 除了全方位的顶层设计和行之有效的组织实施体系, 贯穿在准入审批、事中事后监管等各个环节的是信用监管的机制。一方面, 通过建立健全信用信息归集共享和使用机制, 将信用信息使用嵌入审批监管工作流程中, 为准入审批、事中事后监管提供全流程决策支持; 另一方面, 通过实施信用评级规则使管理工作透明化, 按照褒扬诚信、惩戒失信的原则, 规范监管对

象的行为, 促进了引智工作长期可持续发展。可以说, 信用管理是引智工作监管体系建设的核心。

三、引智工作信用评估体系的主要因素分析

(一) 引智监管工作对象

引智工作涉及的监管对象群体结构复杂, 既包含来华工作外国人, 也有用人单位、受委托的第三方专门机构。其中, 第三方专门机构是受用人单位委托全权办理来华工作外国人工作许可申请, 协助来华工作外国人、用人单位准备相关材料, 被授权经办网上申请, 代理提交纸质材料到窗口进行现场核验。申请来华工作的外国人, 在境外申请工作签证时需本人到我国的驻外使领馆进行面签, 入境后不需要再前往外国人来华工作管理部门现场审查。入境后的一切手续由用人单位的经办人员或受委托的专门服务机构代办。目前, 全国每年有30万来华工作外国人、17万用人单位, 以及1万家在系统中注册的受委托第三方专门中介机构。在工作许可的申请办理过程中, 17万用人单位中有超过三分之二的用人单位委托第三方专门服务机构全权代办, 由此可见, 主要监管对象是用人单位和中介机构, 中介机构凭借其了解政策, 熟悉业务流程, 利用监管漏洞, 在许可办理过程中产生一系列的虚假行为, 用人单位出于自身的利益考虑, 纵容中介机构舞弊造假。只有限制了用人单位和中介机构, 才能有效降低引智工作中失信行为的发生, 真正发挥出信用监管的作用, 引进符合市场需求的外国人才, 更好地服务于我国重大战略和经济社会发展。

(二) 信用数据的类型和特征

引智监管工作的信用数据特征主要体现在数据的模糊和不确定性, 比如评价信息, 来华工作外国人对用人单位在工作环境、薪金待遇、岗位匹配度等方面评价数据, 很难准确地界定相应的等级, 存在一定的模糊范围。另外, 数量体量巨大, 外国人主体方面, 需要征集的数据包含如伪造工作经历证明、学历证件造假、无犯罪记录证明造假、体检证明造假、无正当理由不执行聘用合同等; 用人单位主体方面, 包含如聘用合同或任职证明造假、未按规定代缴代扣税款、聘用岗位与实际用人岗位不相符、所持相关行业准入许可或资质资格证书失效而继续聘用外国人从事相关工作等信用数据; 中介机构主体方面, 包含如协助伪造许可申请材料、办理手续时欺骗外国人、泄露外国

人个人隐私等数据。

(三) 信用管理的导向

目前,我国以市场需求为导向,将来华工作外国人分为无引进数量限制的外国高端人才(A类)、根据市场需求限制的外国专业人才(B类)和严格实行配合管理的外国普通人员(C类),这是按照不同层次来华工作外国人基本条件进行的分类,依据的是外国人来华工作许可审批准入阶段的静态数据。我国的引智工作监管,旨在褒扬诚信,惩戒失信,这就需要征集与外国人在华期间行为表现相关的动态数据,如纳税情况、聘用单位岗位和实际是否相符、用人单位反馈的外国人工作表现等,制定科学的信用等级标准,针对来华工作外国人、用人单位和中间机构划分不同的信用等级,对信用状况良好的实行绿色通道、容缺受理等许可审批支持,对信用等级低的,给予禁止工作许可申请、降低许可有效期等相应的惩罚措施,实现实时监控、预警和管理的动态监管,充分发挥信用管理在引智工作管理中的引导作用。

(四) 外国人在华工作流动性

来华工作外国人在华工作期间流动性大,在一份工作合同完成后,既有回国一段时间再来华工作,也有跨省市在新单位工作的。这就对引智监管工作提出了很大的挑战,因此,一方面需要各地方外国人主管部门有完善的信用记录,另一方面需要归集工商、税务、司法、公安、海关、外交、人设等部门的数据,并运用有效的数据分析模型和方法,建设互联共享、协同监管的引智监管平台,形成协调统一、时时联动的信用监管机制。

四、引智工作信用评估模型的构建

(一) 评估方法:改进的模糊综合评价法

1. 模糊综合评价法的基本思想。

模糊综合评价法是基于模糊性和不确定性,运用模糊数学理论分析评价对象的多因素隶属级别状况,并进行综合评估的一种方法,实质是对评价对象的客观综合判断以做出等级排序。这种方法是建立在确定评价对象指标因素集和评语集基础上,进而确定各因素在评语集的隶属度并计算隶属度矩阵,结合各因素权重,最终计算出综合评价值。

2. 模糊综合评价法的改进和具体步骤。

传统模糊综合评价法,在指标权重的确定方面依赖专家个人的判断,主观性强,对评价指标的客观性

考虑不足,导致权重与实际情况差异较大。本文采用CRITIC法确定指标权重,充分考虑各指标之间的相关性,并体现出各指标所反映的实际信息量的丰富程度,提高了综合评价结果的适用性、客观性和可信性。

(1) 确定针对监管对象的评价因素集。

评价因素集分为准则层因素和指标层因素集。准则层因素集表示为:

$$X = (x_1, x_2, \dots, x_m)$$

指标层因素集表示为:

$$X_1 = (x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1n_1})$$

$$X_2 = (x_{21}, x_{22}, \dots, x_{2n_2})$$

.....

$$X_m = (x_{m1}, x_{m2}, \dots, x_{mn_m})$$

其中, m 表示准则层因素的数目, n_i 表示第 i 个指标层因素数目。

(2) 确定备择评语集。

备择评语集是不同等级的评语组成的一个模糊向量。表示为:

$$V = (V_1, V_2, \dots, V_q)$$

(3) 建立模糊评判矩阵。

通过隶属函数得出模糊综合评判矩阵,隶属函数是用来反映因素集 X 各指标对于备择评语集 V 的各指标的隶属关系。隶属函数 $U(x) \in (0, 1)$ 越接近1, x 对 U 的隶属程度也就越大;反之,当 $U(x)$ 越接近0, x 对 U 的隶属程度越低。

对于信用水平的正指标,数值越大信用水平也就越高,其指标 x 对应第 j 级评语的隶属度公式为:

$$R = U(x) = \frac{x - F'_{j+1}}{F'_j - F'_{j+1}}, F'_{j+1} < x < F'_j \quad (1)$$

对于信用水平的负指标,数值越小信用水平也就越高,其指标 x 对应第 j 级评语的隶属度公式为:

$$R = U(x) = \frac{F'_{j+1} - x}{F'_{j+1} - F'_j}, F'_j < x < F'_{j+1} \quad (2)$$

指标 x 对第 $j+1$ 级评语的隶属度为 $1 - U(x)$ 。其中,上式中的 x 为指标的实际数值, F'_j 与 F'_{j+1} 为与指标实际数值 x 相邻的两个评语等级的标准值。计算出对第 j 级和第 $j+1$ 级评语的隶属度后,指标对其余七个评语等级的隶属度均为0。隶属度评判

矩阵 R 为:

$$R = \begin{bmatrix} R_{11} & R_{12} & \cdots & R_{1q} \\ R_{21} & R_{22} & \cdots & R_{2q} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ R_{n1} & R_{n2} & \cdots & R_{nq} \end{bmatrix} \quad (3)$$

(4) 建立权重集——CRITIC 法。

CRITIC 方法是一种客观权重赋权法。它通过两个方面确定指标的客观权重: 一是对比强度, 以标准差的形式来表现同一指标各评价取值的差距, 差越大评价方案的取值差距越大。二是评价指标之间的冲突性, 以指标之间的相关性为基础, 如两个指标之间具有较强的正相关关系, 说明两个指标冲突性较低。第 j 个指标与其他指标的冲突性量化指标为:

$$\sum_{t=1}^n (1-r_{ij}) \quad (4)$$

其中 r_{ij} 为评价指标 t 和 j 之间的相关系数。

各个指标的客观权重就是以对比强度和冲突性来综合衡量的。设 c_j 表示第 j 个评价指标所包含的信息量, 则 c_j 可以表示为:

$$\delta_j \sum_{t=1}^n (1-r_{ij}) \quad (5)$$

其中 n 为同一指标的评价数量。

c_j 越大, 第 j 个评价指标所包含的信息量越大, 该指标的相对重要性也就越大, 所以第 j 个指标的客观权重:

$$W_j = \frac{c_j}{\sum_{j=1}^m c_j} \quad (6)$$

其中 m 为所有指标的数量。

(5) 计算综合隶属度矩阵。

根据前述的模糊评判矩阵 R 和“三等九级制”的量化值向量 F , 从而得到综合隶属度矩阵 G , 即:

$$G = R \times F = \begin{bmatrix} R_{11} & R_{12} & \cdots & R_{1q} \\ R_{21} & R_{22} & \cdots & R_{2q} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ R_{N1} & R_{N2} & \cdots & R_{Nq} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \vdots \\ F_q \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G_1 \\ G_2 \\ \vdots \\ G_N \end{bmatrix} \quad (7)$$

(6) 计算评价对象的综合得分。

在计算出综合隶属度矩阵后, 计算评价对象的综

合得分 Y :

$$Y = W \times G = (W_1, W_2, \cdots, W_N) \times \begin{bmatrix} G_1 \\ G_2 \\ \vdots \\ G_N \end{bmatrix} \quad (8)$$

(7) 确定信用等级。

根据得到的评价对象的综合得分 Y 判定用人单位的信用等级情况。得分在 90~100 之间的用人单位信用等级为 AAA 级; 80~89 之间的用人单位信用等级为 AA 级; 依次类推。

五、实证分析

(一) 数据来源及标准化处理

本文数据来源于外国人来华工作管理服务系统, 选取了 30 家用人单位为研究对象, 基于引智工作的保密性, 本文隐去这些用人单位的名称, 以 FE1, FE2, ..., FE30 进行编码。样本充分考虑了用人单位规模、聘用外国人人数、地域分布等因素, 更加全面综合地进行科学化选取。首先需要将数据进行标准化处理, 目的是解决不同量纲数据的可比性问题。本文对原始矩阵进行标准化处理所选择的方法是 min-max 标准化。该标准化处理过程将原始数据转化, 以使调整后的数据的所有值都落在 0~1 的范围内。将原始数据进行 min-max 标准化的计算公式如下。

正向指标数据的标准化处理公式:

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_j)}{\max(x_j) - \min(x_j)} \quad (9)$$

负向指标数据的标准化处理公式:

$$x'_{ij} = \frac{\max(x_j) - x_{ij}}{\max(x_j) - \min(x_j)} \quad (10)$$

其中, x'_{ij} 为标准化处理后矩阵 $X' = (x'_{ij})_{m \times n}$ 中的元素。

(二) 建立指标体系

建立引智工作监管对象信用评估体系。根据全面性、科学性、客观性、可操作性原则, 在行政监管的视角下, 充分考虑用人单位的行为数据, 构建涵盖用人单位基本能力信息、业务办理信息、评价反馈信息和行为表现信息四大指标体系, 具体内容见图 1。

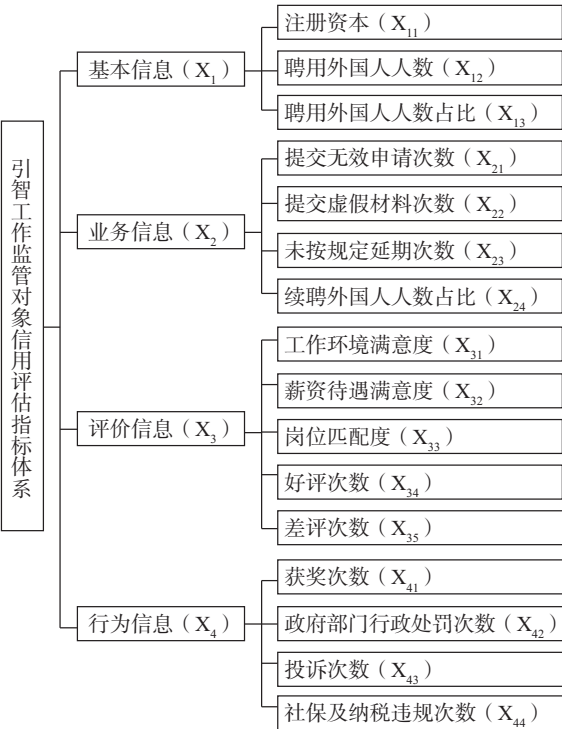


图 1 引智工作监管对象信用评估指标体系

(三) 指标权重的确定

具体步骤是：根据收集到的 30 家用人单位的 16 个指标数据，首先根据公式（4）得到相关系数矩阵，根据公式（5）和公式（6），利用 matlab 程序软件计算出各指标的权重见表 1。

表 1 引智工作监管对象信用评估指标权重

指标	X ₁₁	X ₁₂	X ₁₃	X ₂₁	X ₂₂	X ₂₃	X ₂₄	X ₃₁
权重	0.012 4	0.040 1	0.013 6	0.024 5	0.201 1	0.013 8	0.021	0.011 9
指标	X ₃₂	X ₃₃	X ₃₄	X ₃₅	X ₄₁	X ₄₂	X ₄₃	X ₄₄
权重	0.010 3	0.019 6	0.018 7	0.043 5	0.050 8	0.287 1	0.127 1	0.104 5

(四) 计算各指标层的隶属度

根据前文隶属度函数，以 FE_7 用人单位为例，进行隶属度的计算，对于正向指标的隶属度，采用公式

- (1) 进行计算；对于负向指标的隶属度采用公式
- (2) 进行计算。

在计算各指标隶属之前，通过 min-max 方法将各评语集所对应的最大值进行标准化处理，即将 F 进行标准化处理。标准化处理结果 F' 如下所示。

$$F' = \begin{bmatrix} F'_1 = 1.000 \\ F'_2 = 0.875 \\ F'_3 = 0.750 \\ F'_4 = 0.625 \\ F'_5 = 0.500 \\ F'_6 = 0.375 \\ F'_7 = 0.250 \\ F'_8 = 0.125 \\ F'_9 = 0.000 \end{bmatrix}$$

对正向指标的隶属度，以聘用外国人人数（ X_{12} ）为例，其真实值位于 BBB 级 0.625 和 BB 级 0.500 之间，所以指标 X_{12} 对于 BBB 级隶属度为 0.686 9，而指标 X_{12} 对于 BB 级隶属度则为 0.313 1。因此，指标 X_{12} 对于评语集的隶属度向量为（0，0，0，0.686 9，0.313 1，0，0，0，0）。同样，依据该方法可以到其他正向指标对于评语集的隶属度向量。

对于负向指标的隶属度，以投诉次数（ X_{43} ）为例，其真实值位于 AA 级 0.875 和 A 级 0.75 之间，所以指标 X_{43} 对于 A 级隶属度为 0.257 1，而指标 X_{43} 对于 AA 级隶属度则为 0.742 9。因此，指标 X_{43} 对于评语集的隶属度向量为（0，0.742 9，0.257 1，0，0，0，0，0，0）。依据该方法可以到其他负向指标对于评语集的隶属度向量。

所有指标对于评语集的隶属度向量构成模糊评判矩阵（详见表 2）。在此，本文仅呈现出用人单位 FE_7 的模糊评判矩阵 R_{E_1} ，其余用人单位的模糊评判矩阵不再一一列出。

表 2 模糊评判矩阵

指标	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	CC	C
X ₁₁	0	0	0	0	0	0.586 9	0.413 1	0	0
X ₁₂	0	0	0	0.686 9	0.313 1	0	0	0	0
X ₁₃	0	0.221 1	0.778 9	0	0	0	0	0	0
X ₂₁	0.657 4	0.342 6	0	0	0	0	0	0	0
X ₂₂	0	0	0	0	0	0.148 3	0.851 7	0	0
X ₂₃	0	0	0	0	0	0	0	1	0
X ₂₄	0	0	0	0.129 1	0.870 9	0	0	0	0
X ₃₁	0	0	0	0	0	0	0	0.835 6	0.164 4

续前表

指标	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	CC	C
X_{32}	0	0	0.351 1	0.648 9	0	0	0	0	0
X_{33}	0	0	0	0	0.289 6	0.710 4	0	0	0
X_{34}	0	0	0.935 7	0.064 3	0	0	0	0	0
X_{35}	0	0	0	0	0.566 7	0.433 3	0	0	0
X_{41}	0	0.589 7	0.410 3	0	0	0	0	0	0
X_{42}	0	0	0.251 0	0.749 0	0	0	0	0	0
X_{43}	0	0	0	0	0	0.752 9	0.247 1	0	0
X_{44}	0.752 9	0.247 1	0	0	0	0	0	0	0

(五) 模糊综合向量的计算

在确定出各指标的隶属度及模糊评判矩阵后, 首先运用公式(7)可以计算出综合隶属度矩阵 G_{FE_7} , 具体结果如下:

$$\begin{aligned}
 G_{FE_7} &= R_{FE_7} \times F \\
 &= (45.869, 66.869, 82.211, 96.574, 41.483, \\
 &\quad 30, 61.291, 28.356, 73.511, 52.896, \\
 &\quad 79.357, 55.667, 85.897, 72.51, 47.529, \\
 &\quad 97.529)^T
 \end{aligned}$$

在计算出综合隶属度矩阵后, 运用公式(8)计算评价对象 FE_7 的综合评价值 Y_{FE_7} , 即结合各指标的综合权重 W 将该用人单位的综合隶属度矩阵集成为相应的分值。其具体计算过程如下:

$$\begin{aligned}
 Y_{FE_7} &= W \times G_{FE_7} \\
 &= (0.012 4, 0.040 1, 0.013 6, 0.024 5,
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &0.201 1, 0.013 8, 0.021 0, 0.011 9, \\
 &0.010 3, 0.019 6, 0.018 7, 0.043 5, \\
 &0.050 8, 0.287 1, 0.127 1, 0.104 5) \\
 &\times (45.869, 66.869, 82.211, 96.574, \\
 &41.483, 30, 61.291, 28.356, 73.511, \\
 &52.896, 79.357, 55.667, 85.897, \\
 &72.51, 47.529, 97.529)^T \\
 &= 64.23
 \end{aligned}$$

因此, 根据信用等级“三等九级制”分数集合, 我们评判 FE_7 能力为“BBB级”信用。

(六) 实证分析结果与讨论

以 FE_7 为用人单位例进行运算, 最终得出了 FE_7 综合评价值和信用等级水平。依据同样的步骤, 得到30家聘用外国人的用人单位及信用等级状况, 如表3所示。

表3 聘用外国人用人单位综合评价值及等级

用人单位	综合评价值	等级	用人单位	综合评价值	等级
FE_1	59.70	BB	FE_{16}	87.00	AA
FE_2	30.08	CCC	FE_{17}	73.17	A
FE_3	54.93	BBB	FE_{18}	60.67	BBB
FE_4	50.55	BB	FE_{19}	69.18	BBB
FE_5	31.27	CCC	FE_{20}	30.29	CCC
FE_6	80.97	AA	FE_{21}	33.84	CCC
FE_7	64.23	BBB	FE_{22}	78.10	A
FE_8	50.28	BB	FE_{23}	86.59	AA
FE_9	69.88	BBB	FE_{24}	72.60	A
FE_{10}	38.15	CCC	FE_{25}	69.93	BBB
FE_{11}	60.16	BBB	FE_{26}	40.28	B
FE_{12}	79.28	A	FE_{27}	60.88	BBB
FE_{13}	79.88	A	FE_{28}	78.15	A
FE_{14}	48.15	B	FE_{29}	55.16	BB
FE_{15}	50.16	BB	FE_{30}	47.85	B

表3结果显示,30家聘用外国人的用人单位信用等级状况总体偏低。有9家用人单位的信用等级处于A等水平,其中,仅有3家用人单位的信用等级为AA级,6家用人单位信用等级为A级。16家用人单位信用等级处于B级水平,其中,8家用人单位的信用等级为BBB级,5家用人单位的信用等级为BB级,3家用人单位的信用等级为B级。评级为CCC级的5家单位为FE₂、FE₅、FE₁₀、FE₂₀和FE₂₁。以用人单位FE₅为例,该单位规模实力较弱,聘用外国人数占比和续聘外国人数占比低,工作环境满意度、薪酬待遇满意度、岗位匹配度都比较低,而且还具有相对较高的差评次数和投诉次数,此外该单位还收到过政府相关部门的行政处罚。再看用人单位FE₆,其信用等级是AA,查看分析原始数据,其在工作环境满意度、薪酬待遇满意度、岗位匹配度三个方面优势明显,还获得过行业协会颁发的奖项。

本模型是在行政监管视角下结合用人单位基本信息、业务办理信息、评价信息和行为信息制定的模型。选择模糊综合评价法以应对引智工作评价指标的不确定性和模糊性,并克服了传统的模糊综合评价法存在的依赖主观判断而评价结果不够客观等方面的局限;针对指标权重,采用CRITIC法确定指标客观权重,非常注重对用人单位的客观情况进行分析,使得评估结果更加具有客观性和合理性。

本模型通过信用等级分类可以找出信用等级较低的用人单位,进一步深入剖析用人单位所存在的问题,有助于用人单位修复其信用水平。本研究所构建的模型可以对引智工作主管部门制定外国人来华工作信用管理制度提供有效依据,进一步推动其梳理征信渠道及实现方式,并结合外国人来华工作管理现状,制定诚信和失信认定办法以及诚信奖励与失信惩戒措施,同时将量化信用评估结果用于外国人来华工作许可审批和监管。此外,本模型可以帮助引智工作用人单位在业务办理和日常经营中,及时掌握自身发展的实际情况,从客观层面把握信用评估结果,从而制定有效的信用修复和经营发展战略。模型同样适用于其他行政部门的信用评估,尤其是对存在准入业务行政审批和事中事后监管工作的政府部门具有极其良好的适用性。

六、结论与政策建议

本研究是在引智工作信用问题突出和现有监管

体系存在瓶颈的背景下提出的。由于现阶段引智工作信用监管存在着严重的不足,迫切需要对引智工作构建一套完整的信用评估体系。为确保信用评估的有效性,需要对信用评估体系建设加大支持,通过建立统一的信用管理大数据平台、开发多种类评估模型、多部门协同联动、信用评估嵌入监管等手段,达到切实有效信用监管的目的,最终建立健全良性运转的信用评估体系。建议从以下几个方面进行改进:

(一) 转变监管模式:建立统一信用管理的大数据平台

随着外国人来华工作体量的不断增加,急需建设统一的大数据平台,建立完整、准确、科学的来华工作外国人、用人单位和中介机构的信用信息数据库是构建信用监管体系的前提和基础,发挥数据在信用监管中的价值。大数据平台包括数据采集、数据预处理、数据存储及管理、数据分析及挖掘、数据展现和应用等内容。数据采集接入主要包含政务公开数据、三方数据和外国人来华工作管理服务系统中信用数据。数据预处理主要完成对已接收数据的抽取、辨析等操作。大数据存储与管理是利用存储器把采集到的数据存储起来,建立相应的数据库,并进行管理和调用。数据挖掘是从大量的、不完全的、有噪声的、模糊的、随机的实际应用数据中,提取隐含在其中、事先未知、潜在有用的信息和知识。同时要建立以信用评估主体维度划分的风险数据集市,集成数据计算结果,实现全面监控和预警。

(二) 创新监管手段:利用好评估模型和方法进行科学决策

有效利用评估模型是进行监管科学决策的重要支撑,通过信用评价模型与方法进行信用评价,形成信用等级,并及时动态更新数据,随时掌握监管对象信用情况。同时要结合外国人来华工作业务办理的全流程,对用人单位、中介机构、外国人三类主体分别建立多种评估模型,除信用评估模型外,还要建立反欺诈模型、准入模型、风险预警模型、黑名单入库出库模型、红名单入库出库模型,从多角度、多方位、多层次对来华工作外国人信用数据指标进行统计分析,在各流程节点利用模型进行评估决策,优化业务流程,提高审批效率,为政府业务决策提供信息保障,为引智工作监管提供科学的信用依据。

(三) 构建监管机制：构建多层次监管部门协同联动机制

外国人来华工作信用监管作为复杂的系统工作，在客观上越来越要求政府提供综合协调、综合治理的体制机制。因此，多部门的协同联动是实现引智工作有效监管的关键所在，以整合各行政管理部门来华工作外国人信用信息资源、完善征信记录为基础，实现信用信息共享。结合引智工作主管部门的外国人来华工作信用管理办法，制定诚信奖励与失信惩戒措施，加强对外国人来华工作进行监管，达到褒扬诚信、惩治失信的目的。此外，各级监管部门在国家监管部门的统筹下，贯彻实施双随机联动抽查制度，合理有序实施检查，避免监管力量分散，提高监管效能。同时，建立各区域联席监管会议制度，合理分工、明确职责，协同有序地开展来华工作外国人的信用监管工作。

(四) 提升监管效果：信用评估嵌入监管各个环节

要充分利用引智工作信用评估的结果，体现信用评估体系的价值。将信用评估嵌入到来华外国人工作管理审批全流程，从申请注册、添加经办人、提交外国人业务办理申请和事后监管等流程，建立健全信用信息体系，实现全国各省市外国人来华工作信用信息互联互通和共享，最大限度发挥信用信息作用。用人单位申请注册时，利用信用评估对用人单位信息真实性进行核验，校验其是否满足准入条件，判断其是否存在风险。用人单位添加经办人时，对经办人信息真实性进行核验、实名认证，校验其是否满足准入条件，判断其是否存在风险。事后监管过程中，利用信用评估模型对主体的信用信息定时更新，发现风险及时预警。

参考文献

- [1] 国家外国专家局. 关于外国人来华工作许可制度试点实施方案的通知: 外专发 [2016]151号 [A]. 2016-09-27.
- [2] 国家外国专家局, 人力资源社会保障部, 外交部, 公安部. 关于全面实施外国人来华工作许可制度的通知: 外专发 [2017]40号 [A]. 2017-03-28.
- [3] 国务院. 关于建立完善守信联合激励和失信联合惩戒制度加快推进社会诚信建设的指导意见国发: [2016] 33号 [A]. 2016-05-30.
- [4] 国务院办公厅. 关于加快推进社会信用体系建设构建以信用为基础的新型监管机制的指导意见: 国办发 [2019]35号 [A]. 2019-07-09.
- [5] Altman E I, Rijken H A. How Rating Agencies Achieve Rating Stability [J]. Journal of Banking & Finance, 2004 (11): 2679-2714.
- [6] Jones S, Johnstone D, Wilson R. An Empirical Evaluation of the Performance of Binary Classifiers in the Prediction of Credit Ratings Changes [J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 56: 72-85.
- [7] Grunert J, Norden L, Weber M. The Role of Non-financial Factors in Internal Credit Ratings [J]. Journal of Banking and Finance, 2005 (2): 509-531.
- [8] 胡心瀚, 叶五一, 缪柏其. 上市公司信用风险分析模型中的变量选择 [J]. 数理统计与管理, 2012 (6): 1117-1124.
- [9] 邹小芑, 余君, 钱英. 企业信用评估指标体系与评价方法研究 [J]. 数理统计与管理, 2005 (1): 37-44.
- [10] 马晓青, 刘莉亚, 胡乃红, 王静. 小企业信用评估的模型构建与实证分析 [J]. 财经研究, 2012 (5): 28-37.
- [11] 张云起, 孙军峰, 王毅, 耿勇, 张雷. 信联网商务信用体系建设 [J]. 中央财经大学学报, 2015 (4): 90-99.
- [12] 梁琪. 企业信用风险的主成分判别模型及其实证研究 [J]. 财经研究, 2003 (1): 52-57.
- [13] 唐亮, 张北阳, 陈守东. 我国上市公司信用风险评价和度量——基于面板数据 Logit 模型的实证分析 [J]. 工业技术经济, 2011 (2): 140-147.
- [14] 盛夏, 李斌, 张迪. 基于数据挖掘的上市公司信用评级变动预测 [J]. 统计与决策, 2016 (15): 159-162.
- [15] Oreski S, Oreski D, Oreski G. Hybrid System with Genetic Algorithm and Artificial Neural Networks and Its Application to Retail Credit Risk Assessment [J]. Expert Systems with Applications, 2012, 39 (16): 12605-12617.
- [16] 肖文兵, 费奇, 万虎. 基于支持向量机的信用评估模型及风险评价 [J]. 华中科技大学学报 (自然科学版), 2007 (5): 23-26.
- [17] Manuel F, Eva C, Senén B, Dinani A. Do We Need Hundreds of Classifiers to Solve Real World Classification Problems? [J]. Journal of Machine Learning Research, 2014, 10 (15): 3133-3181.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

互联网普及、线上政务与“抗疫”非营利性组织的信息披露质量

——基于居家隔离情境下“两微一端”信息披露的经验证据

Internet Popularization, Online Government and the Quality of Information Disclosure of “Anti-epidemic” Charity Organizations: Empirical Evidences Based on the Information Disclosure in the Home Isolation Situation

李 哲

LI Zhe

[摘 要] 当社会公共危机发生时, 非营利组织的信息披露显得至关重要。本文以新冠肺炎早期(2020年1月11日至2月19日之间)各地区官方指定非营利性组织为研究对象, 实证检验了互联网普及率对抗疫款物信息披露的影响及其作用机制。研究发现, 地区互联网普及率能够显著促进非营利组织的信息披露质量提升。进一步研究发现, 非营利性组织的“两微一端体系”(微信公众号、官方微博和官方网站)越健全, 则上述关系越明显; 互联网普及率在疫情上升阶段对非营利组织信息披露质量的促进作用更大, 但是在疫情下降阶段的促进作用有限。本文的结论有助于进一步认识抗疫款物的信息披露规律, 推动披露者、使用者、监管者对本地官方指定非营利性组织的共同治理。

[关键词] 互联网普及 线上政务 非营利性组织 信息披露质量

[中图分类号] F233 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 05-0117-12

Abstract: When the social public crisis occurs, the information disclosure of non-profit organizations become extremely crucial of public concerns. In this paper, the early stage of COVID-19 (from January 11 to February 19, 2020) was taken as the research object, and the impact of Internet penetration rate on the information disclosure was tested. It is found that the penetration rate of regional Internet can significantly improve the quality of information disclosure of non-profit organizations. Further research found that the more complete the “WeChat, microblog and official website” of charity organizations, the more obvious the above relationship was. The Internet penetration rate has a greater promoting effect on the quality of information disclosure of non-profit organizations in the rising stage of the epidemic, but a limited promoting effect in the declining stage of the epidemic. The conclusion of this paper is helpful to further understand the information disclosure of charity, and to promote the governance by charitable organizations, users and regulators.

Key words: Internet popularization Online government Charitable organization Quality of information disclosure

[收稿日期] 2020-03-01

[作者简介] 李哲, 男, 1987年1月出生, 中央财经大学会计学院讲师, 研究方向为社会责任履行、政府与非营利组织会计。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“证券交易所信息披露监管的长短期治理效果研究: 基于问询函和后续披露的文本分析”(项目编号: 71902210); 教育部人文社会科学研究青年项目“中国会计年度起讫日期的国际接轨路径研究”(项目编号: 19YJC630092); 中央高校基本科研业务费专项资金和中央财经大学科研创新团队支持计划资助“资本市场参与者个体特质与行为研究: 基于多学科融合视角”(项目编号: 校 20190111); 北京高校高精尖学科“金融安全工程”2020年度应急项目“新冠疫情冲击下的中国金融安全研究”项目“新冠肺炎疫情与慈善组织信息披露质量”。

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

2019—2020年新冠肺炎的爆发引起了全社会的关注,并产生限制出行的公共政策,互联网政务公开在公民普遍居家隔离的情境下显得更为重要。相比1998年的长江和松花江洪涝灾害、2008年的四川汶川地震和南方雨雪冰冻灾害等公共危机,本次新冠肺炎爆发过程中,互联网已成为普通公众参与意识的有形代表。受限于外出不便的因素,缺少了实地探访渠道的公众普遍通过互联网了解抗疫款物的收纳和投放,互联网也成为了非营利性组织接受公众监督的重要渠道。

互联网帮助信息使用者更有效地获取信息,推动了服务型政府建设及信息公开。中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的第44次《中国互联网络发展状况统计报告》显示,截至2019年6月,全国59.6%网民使用线上政务办事。各级政府及非营利组织普遍采用微信公众号、官方微博和官方网站(下文简称“两微一端”)的线上布局,推动互联网政务信息公开向移动、即时、透明的方向发展。2019年上半年,我国297个地级行政区政府已开通了“两微一端”等新媒体传播渠道,总体普及率达88.9%。互联网传播出“中华慈善总会发票事件”“大肚女孩苏田田事件”“郭美美炫富事件”等信息,对于公益非营利性组织的公信力形成一定的负面影响^①。

互联网的普及使得公众监督更为有效,而公众监督是一种重要的外部治理机制,对组织行为起到监督和规范作用。我国的互联网普及率还未达到全民覆盖,存在着比较明显的区域差异。在互联网普及率高的地区,非营利组织信息披露也相对健全。例如,杭州是我国互联网企业普及率最高的城市,而“杭州市红十字会公布捐赠使用明细”的消息也在互联网上受到热搜,不但每天公布捐赠款物的收支情况,而且每一元的善款都得到公示^②。互联网不但帮助抗疫非营利性组织提高了信息披露效率,也帮助有意愿监督非营利性组织的利益相关者降低了信息获取成本。与以往相似,慈善机构的信息披露在此次疫情中仍然暴

露出了不足,互联网的普及引导着公众视野,导致涉事非营利组织承担不菲的声誉成本。作为连接公民参与意识和危机救助的桥梁,互联网的普及对非营利组织产生了“合规”和“声誉”的双重挑战。

本次疫情为研究非营利组织信息披露反应提供了合适的情境。由于各省份互联网普及率指标具有明显的差异,而且互联网在不同地理区域的渗透取决于互联网服务提供商提供数字基础设施的能力,因此被Hoberg等(2019)^[1]看作是外生的。即便研究设计具有潜在的内生性,高质量的互联网普及率很大程度上取决于该地区的人口分布和地理特征,而这些特征便于本文构建有效的工具变量,进而对可能存在的内生性问题进行识别和控制(Roberts和Whited,2013^[2])。中国互联网络信息中心(CNNIC)迄今发布的44次《中国互联网络发展状况统计报告》均显示,中国互联网发展、普及和应用存在区域发展不平衡问题。受经济发展、教育和社会整体信息化水平等因素的制约,中国互联网呈现东部发展快、西部发展慢的特点,存在着明显的区域差异,有足够的变异度来进行研究设计。此次疫情的发生、蔓延、抑制具有阶段性和不可预知性,是典型的自然实验。

基于新冠肺炎疫情的发展过程,本文以2020年1月11日—2月19日之间各地级市慈善总会和红十字会^③为研究样本,手工搜集了慈善总会和红十字会的组织人员信息、捐赠物资收发信息不定期披露,以及定期会计和审计报告。结合新政府会计准则和民间非营利组织会计报表指南的要求,利用机器学习的手段对各地慈善机构信息披露进行文本分析,考察公共性危机是否会提高非营利性组织信息披露质量。本文系统地考察了互联网普及率对非营利组织信息披露质量的影响,并检验了“两微一端”健全程度对上述关系的调节机制,以期验证互联网普及率的治理效应。实证结论发现,互联网普及促进了非营利组织与社会公众之间的契约合法性危机,在公共危机阶段,对于非营利组织信息披露质量具有显著的推动作用,可明显提高信息披露的及时性和相关性。

① 民政部中民慈善捐助信息中心监测数据显示,受2011年5月公布的某慈善机构财务问题影响,2011年6月—8月全国公益非营利性组织接收的捐赠数额仅为8.4亿元,环比降幅近九成。

② 网易新闻:连1元钱都公示!杭州红十字会迅速冲上热搜硬核, <https://3g.163.com/news/article/F4D4DKGE05149BN1.html>; 网易浙江:杭州红十字会:收支每天公布, <http://zj.news.163.com/20/0201/10/F49UAU0U04099C50.html>。

③ 根据民政部《关于非营利性组织、红十字会依法规范开展疫情防控慈善募捐等活动指引》,各地普遍指定红十字会和慈善总会作为抗疫款物接收的非营利组织。部分地市有例外情况,例如湖北省还纳入了省青少年发展基金会作为接受社会捐赠的主体。

本文从如下两个方面进一步丰富了现有文献: (1) 拓展了非营利组织信息披露质量的影响因素研究, 从公共危机发展过程的视角加深了对非营利组织信息披露规律的认识。既有研究主要从信息供给方角度通过讨论非营利组织的组织特征和理事会特征来研究非营利组织信息披露的影响因素, 但在公共性危机爆发过程中, 信息需求的增长速度可能诱发信息供给的严重短缺, 因此本文从互联网普及进程来考察信息需求方的诉求, 将“两微一端”线上政务纳入非营利组织信息披露质量分析框架之中, 有助于厘清互联网普及率对信息披露质量影响的作用机制, 扩充了对非营利组织信息披露质量影响因素的认知。(2) 拓展了互联网应用的经济后果研究。既有研究已经证明了互联网应用对于信息披露向交互式的转变 (Matsumoto 等, 2011^[3]; Drake 等, 2012^[4]; Blankespoor 等, 2014^[5]; Miller 和 Skinner, 2015^[6])。本文的发现证明在公共危机的特殊情境下, 互联网应用能够显著提高非营利组织的信息披露水平。

二、制度背景和研究假设

(一) 非营利性组织信息披露的制度背景

非营利组织的信息披露质量对于其公信力的建立有着至关重要的作用 (Dye, 2001^[7])。借鉴英、美国家非营利组织信息披露机制, 我国的制度设计也包括自愿性信息披露、强制性信息披露和中介机构补充三部分组成。结合委托代理理论、声誉模型和信号传递理论, 信息共享与绩效考核是非营利组织信息披露机制的重要组成 (刘丽珑和李建发, 2015^[8]; 张志远等, 2019^[9])。

根据《民间非营利组织会计制度》和《慈善法》等国家有关法律法规的规定, 民间非营利组织捐赠业务的信息披露是法定要求, 在合规性中具有重要地位。接受疫情防控社会捐赠的官方指定非营利组织应当按照疫情防控工作要求, 在做好捐赠款物接收、登记及会计核算工作基础上, 及时准确、依法主动向社会公开相关信息。按规定, 非营利组织应对捐赠款物的管理做到账实相符、公开透明。接受捐赠后要根据物资接收清单和资金到账凭据等及时登记造册。对捐赠资金要做好相关账务处理, 及时入账; 对捐赠物资要明确仓库或指定地点存放, 指定专人负责, 办理好签收手续, 并做好出入库明细台账登记。

根据民政部《关于非营利性组织、红十字会依法规范开展疫情防控慈善募捐等活动指引》, 各地普遍指定红十字会和慈善总会作为抗疫款物接收的非营利组织。慈善总会和红十字会报表要像上市公司一样精确, 而且需要披露重大变动事项, 并对重大的捐助项目进行专项审计。从国家级的非营利组织信息披露来看, 慈善总会的定期信息披露开始较早, 自 1995 年开始在网站上公布审计报告。红十字会的定期信息披露开始较晚, 2008 年“512 汶川特大地震”后才开始披露审计报告。据本文作者梳理, 多地慈善总会、红十字会的财物发放信息披露截至 2019 年年末仍然难以满足《民间非营利组织会计制度》的要求, 存在财务监管缺失等初级阶段特征。

仅依靠国家出台的强制信息披露正式制度, 并不足以推动非营利机构完善审计报告 (上海市审计学会课题组等, 2017^[10])。从 2016 年立法纳入审计范围开始, 红十字会的审计报告才附上相关会计报表。但是, 仅通过立法的制度规定很难促进非盈利组织信息披露的落地。2017 年之前, 红十字会的会计报告仅有两页纸, 并且采用单式记账, 且账目比较粗略。由于披露过于简单, 难以从这份报告上查询到足量信息。直到 2018 年, 红十字会的报表终于上了十页, 概括性地披露了大额捐款。然而, 公众关注的慈善信息, 诸如慈善机构负责人及团队背景、项目资金使用情况、办公行政成本比例等却未能有效披露。中民慈善捐助信息中心发布的《2010 年度中国慈善透明报告》显示, 完全不披露和仅少量披露此类信息的非营利性组织比例高达 75%。

在此次疫情期间, 中国审计署再次启动危机管理中的追踪审计, 官方指定的抗疫非营利组织对款物接受和去向进行了频率更高的披露, 但其细致性被信息使用者拿来与其他优秀民营非营利性组织相比。在捐赠物资品名、受捐人名、物资单品信息等具体信息的披露方面, 公众在追查中又暴露出一系列管理问题与报告错误, 对非营利组织的公信力形成压力。

(二) 理论分析与研究假设

互联网对组织行为的监督和规范作用颠覆性地改变了信息的数量、类型及其传播方式 (Miller 和 Skinner, 2015^[6]), 进而影响资本市场信息披露、信息中介、投资者行为等 (Blankespoor 等, 2014^[5]; 何贤杰等, 2016^[11])。但是, 现有研究更多地单纯考察新闻媒体对资本市场参与者行为的影响, 较少关注

到互联网普及进程如何影响非营利组织信息披露质量及其治理水平。

互联网作为一种有效的信息中介,能够减少公众与非营利组织之间的信息不对称(Wood, 1997^[12]; Miller, 2006^[13])。非营利组织利用互联网对抗疫物资信息进行收集,增强对社会公众的信息披露。在治理理论中,声誉机制和监督机制是互联网平台行使治理功能的两个主要机制。由于目前非营利性组织的独立性越来越高,互联网普及率对其治理作用行使的机制也与对公司绩效的机制相类似。

一方面,获取信息的方式越便捷,则信息获取的成本越低(Kogan等, 2017^[14])。互联网通过承载和对传播事件的大量报道,增大舆论压力,启动政府介入机制,使得政府对相关组织、事件的调查与监督概率增大(Miller, 2006^[13]; Dyck等, 2008^[15])。在这种情况下,组织管理者在信息披露上不得不采取更为公开、透明的制度,其出现的漏洞与错误也更容易被政府派出的专业人士发现(Patten, 1992^[16])。信息使用者借助互联网平台,发挥其监督机制与声誉治理机制共同对非营利组织的信息披露产生影响。信息使用者对组织的监督力度越大,出于政府调查的介入以及维护自身声誉的动机,非营利性组织对自身信息披露质量的要求也会越高,越会达到及时性、准确性和完整性。

另一方面,互联网普及促使非营利组织的评价呈现及时化倾向。在公共危机下,如果有透明的外部监督,组织管理者为了维护自身以及组织声誉,将对信息进行更为谨慎、准确、透明的披露(Dowling和Pfeffer, 1975^[17]; Hurst, 2004^[18]; Suddaby等, 2017^[19]; 李百兴等, 2018^[20])。在我国资本市场上,由于声誉机制不完善而使得声誉治理机制的作用不强(周开国等, 2016^[21]),对于非营利性组织而言,声誉将会影响到组织的公信力,而公信力决定一个慈善公益组织是否能够获得必要的或基本的资源(李萧薇等, 2020^[22])。为保证声誉与社会的正面评价,非营利组织对于网民的信息需求也会更加关注。可推知,互联网平台通过其监督机制与声誉治理机制共同对非营利组织的信息披露产生影响。具体而言,出于政府调查的介入以及维护自身声誉的动机,非营利性

组织对自身信息披露质量的要求会更高,达到及时性、准确性和完整性。

由此本文提出假设1。

H1: 互联网普及率越高,非营利性组织对抗疫物资收支的信息披露质量越高。

三、实证模型与变量定义

(一) 样本数据来源

为获取抗疫慈善机构的特征信息,本文作者组织研究助理人员,自2020年1月11日开始获取各地级市红十字会和慈善总会(又称慈善协会)逐日的网站信息。从293个地级市中,共查到红十字会网站179个(其中可获得有效信息的网站136个)、慈善总会网站159个(其中可获得有效信息的网站116个)。由于部分城市的慈善机构并未设置网站,但有“应对新冠肺炎疫情接受社会捐赠和使用情况公示”通过微信公众号、官方微博或者地方性新闻媒体的慈善板块(列明非营利组织名称)公布,本文也将此部分样本放入检验中。

2019新冠肺炎(COVID-19/2019-nCoV)疫情状况的时间序列数据来源为“丁香园”网站^①。对原始数据进行了如下清理:(1)删除2月12日湖北省新增新冠肺炎病例激增14840例(含临床诊断病例13332例)的日期。根据国家卫健委印发的诊疗方案,湖北以外地区的诊断标准没有变化,因此其他省份的样本保留不变。(2)手工剔除存在重复统计的数据,河南省部分市级数据存在“南阳(含邓州)”及“邓州”两条数据,因此在求和时“邓州”的数据会被重复计算,本文对其进行了矫正处理。

(二) 变量定义

1. 被解释变量:非营利组织信息披露质量的度量。

为度量抗疫慈善机构“两微一端”的信息披露质量特征,本文采用了四种度量,分别是:(1)逐日披露及时性(Daily_Disclosure)。当日是否披露抗击“新冠肺炎病毒感染的肺炎”疫情本级接收社会捐赠现金的公示。(2)接受捐赠信息的相关性(Detailed_Receive)。捐赠物资接收信息的披露质量,即是否具体到日期、捐赠者姓名或单位名称、金额

① 该网站披露的全国疫情地图详见: <https://ncov.dxy.cn/ncovh5/view/pneumonia?scene=2&clicktime=1579582238&enterid=1579582238&from=singlemesssage&isappinstalled=0>

或品名数量^①; (3) 捐赠款物使用信息的相关性 (*Detailed_Dispatch*)。捐赠物资发放信息的披露质量, 即是否具体到日期、受赠者姓名或单位名称、金额或品名数量。考虑到捐赠款物按规定区分定向捐赠和非定向捐赠进行管理, 本文对没有依法标注定向捐赠的条目视同非定向捐赠。(4) 信息披露的可理解性 (*Literal_Explain*)。是否配有“抗击新冠肺炎疫情防控募捐情况”或“接收社会捐赠情况公告”。

2. 解释变量: 互联网普及率。

本文手工整理了中国互联网络信息中心 (CNNIC) 发布的 44 次《中国互联网络发展状况统计报告》。在过去的 20 年里, 中国的互联网接入质量和普及范围发生了巨大的变化。21 世纪初, 中国互联网普及率不足 1%。截至 2019 年 6 月, 59.6% 的网民使用线上政务办事。互联网已经成为最重要的信息交换媒介。为了衡量中国的互联网普及率, 本文从中国互联网络信息中心发布的报告中收集网民人数。中国互联网络信息中心是中国互联网基础设施的官方管理机构, 从 1998 年开始每半年发布一次报告, 描述互联网基础设施的最新发展和中国各省份互联网用户的统计数据。这些报告还分别提供了中国互联网用户数量、互联网基础设施以及互联网普及率。需要注意的是, 所有省份的互联网普及情况并没有以每年相同的速度增长 (Hoberg 等, 2019^[1])。

从上述情况可以推知, 互联网竞争差异导致各地区互联网普及率存在较大变异度, 本文在主回归中采用各省份互联网用户数占常住人口比重作为互联网普及率 (*Penetration*)。在稳健性检验中, 本文纳入两类替代性度量指标, 分别是各省份的人均互联网端口数 (个/人) (*Interport_Pop*) 以及各省份人均互联网 CN 域名数 (个/百人) (*CNDomain_Pop*)。

3. 控制变量。

根据 Bernerth 和 Aguinis (2016)^[23] 的控制变量遴选原则, 结合本项目的数据可获性, 本文纳入模型的控制变量包括如下五个类别: (1) 为测量新冠病毒疫情的发展情况, 本文使用前一日累计确诊人数/常住人口数 (*AccumuConfirmed_Pop_{t-1}*) 作为主要解

释变量。由于目前各省份公布的 2019 统计年鉴仅涉及 2018 年年末的地级市人口数, 因此用该年度的常住人口数予以替代。在稳健性检验中, 本文将地级市非营利组织信息披露改用省级非营利组织信息披露, 因此疫情指标也改用了本省份的确诊和死亡人数。(2) 为了控制主管部门的监督情况, 本文控制了政府网站关注 (*Government_Focus*)、分管市领导的性别 (*Female_DuputyMayor*) 和年龄 (*Age_DuputyMayor*)。(3) 为了控制历史信息披露惯性^②, 本文控制了上一年度非营利组织是否对外发布受捐赠物资收发情况 (*Donation_Disclosure_{y-1}*)、上一年度非营利组织是否对外发布审计报告 (*Auditreport_Disclosure_{y-1}*)、上一年非营利组织是否披露部门预算 (*Departmental_Budget_{y-1}*)。(4) 为了控制非营利组织自身特征和外部竞争, 本文控制了本机构距离武汉市华南海鲜市场球面地理直线距离 (Km) 的自然对数 (*Distance_Wuhan*)、本机构成立的年数 (*EstAge*)、本地民间慈善机构数量的自然对数 (*PrivateCharity*)。(5) 本文还控制了城市固定效应 (*City Fixed Effect*) 和日期固定效应 (*Day Fixed Effect*)。

(三) 模型设置

第一, 本文采用模型 (1) 来检验互联网普及是否影响非营利组织信息披露质量。其中, 因变量 *NGO_Disclosure_{i,t}* 分别由 *i* 地区 *t* 日的逐日披露及时性 (*Daily_Disclosure*)、接受捐赠信息的相关性 (*Detailed_Receive*)、捐赠款物使用信息的相关性 (*Detailed_Dispatch*)、信息披露的可理解性 (*Literal_Explain*) 来度量。式 (1) 中主要解释变量 *Penetration_{i,y-1}* 代表上一年的互联网普及程度。*ControlVariables_{i,t-1}* 为一组控制变量, 由上一期的数值来度量, 具体定义见表 1。若本文假设 1 成立, 则 β_1 的系数应显著为正。

$$NGO_Disclosure_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times CNInter_Penetration_{i,y-1} + \gamma \times Controls_{i,t-1} + \varepsilon \quad (1)$$

本文还控制了城市固定效应 (*City Fixed Effect*) 和日期固定效应 (*Day Fixed Effect*)。变量的定义和度量见表 1。

① 需要说明的是, 新《慈善法》要求“涉及国家秘密、商业秘密、个人隐私的信息以及捐赠人、慈善信托的委托人不同意公开的姓名、名称、住所、通讯方式等信息, 不得公开”。鉴于绝大多数机构的信息披露中注明了捐赠人信息, 仅极少捐赠条目列为“匿名人士”, 我们对明确标注的条目均视为具有信息的相关性。

② 《慈善法》和《民间非营利组织会计制度》均规定: “非营利性组织应当每年向社会公开其年度工作报告和财务会计报告。具有公开募捐资格的非营利性组织的财务会计报告须经审计。”

表1 变量定义和测量

类别和名称	定义和测量
被解释变量	
<i>Daily_Disclosure_t</i>	逐日披露及时性。当日是否披露抗击“新冠肺炎病毒感染的肺炎”疫情本级接收社会捐赠现金的公示
<i>Detailed_Receive_t</i>	捐赠款物接受信息的相关性。当日捐赠物资接收信息的披露质量,即是否具体到日期、捐赠者姓名或单位名称、金额或品名数量
<i>Detailed_Dispatch_t</i>	捐赠款物使用的相关性。当日捐赠物资发放信息的披露质量,即是否具体到日期、受赠者姓名或单位名称、金额或品名数量
<i>Literal_Explain_t</i>	可理解性。当日是否配有“抗击新冠肺炎疫情防控募捐情况”或“接收社会捐赠情况公告”
解释变量	
<i>Penetration_{y-1}</i>	上一年度各省份互联网普及率
<i>Interport_Pop_{y-1}</i>	上一年度各省份互联网端口数(万个)/常住人口数(万人)
<i>CNDomain_Pop_{y-1}</i>	上一年度各省份互联网CN域名数(万个)/常住人口数(万人)
调节变量	
<i>W&W&W_{y-1}</i>	上一年度末是否建立了“两微一端”(微信、微博、官方网站)的政务公开系统
控制变量	
<i>AccumuConfirmed_Pop_{t-1}</i>	上一日的累计确诊人数/常住人口数(万分比)
<i>Government_Focus_{t-1}</i>	上一日所在地人民政府信息公开栏目中是否有社会公益事业专栏(包括脱贫攻坚、社会救助、社会福利、教育、医疗卫生、环境保护、减税降费、灾害事故救援、公共文化体育、食品药品安全、实施乡村振兴战略)
<i>Donation_Disclosure_{y-1}</i>	上一年度是否对外发布受捐赠物资收发情况
<i>Auditreport_Disclosure_{y-1}</i>	上一年度是否对外发布审计报告
<i>Departmental_Budget_{y-1}</i>	上一年度是否披露部门预算
<i>Female_DuputyMayor_{t-1}</i>	上一日的分管市领导性别。女性取1,男性取0
<i>Age_DuputyMayor_{t-1}</i>	上一日的分管市领导年龄
<i>Distance_Wuhan</i>	本机构距离武汉市华南海鲜市场球面地理直线距离(Km)的自然对数
<i>EstAge_{y-1}</i>	上一年度末本机构成立的年数
<i>PrivateCharity_{t-1}</i>	上一日的本地民间慈善机构数量的自然对数
工具变量	
<i>Hill</i>	所在省份的山区比例(Chang等,2015 ^[24])
<i>PopGrowth_Lag5year</i>	前五年(2013—2018年)的年均人口增长率

四、实证结果

(一) 变量描述性统计与分析

本文的描述性统计见表2。统计样本包括293个地级市,共查到红十字会网站179个(其中可获得有效信息的网站136个)、慈善总会网站159个(其中可获得有效信息的网站116个)。*Daily_Disclosure*的均值为0.597,说明超过一半的官方指定慈善机构能做到每天披露;*Detailed_Receive*和*Detailed_Dispatch*的均值分

别为0.782和0.329,可见抗疫款物接收信息的披露详细程度远高出发放信息的披露详细程度;*Literal_Explain*的均值为0.298,说明配有文字解释信息的比例约为30%。

从解释变量的描述性统计可以看出,网络普及率(*Penetration*)的均值为61.2%,超过半数;互联网端口密度的均值为0.513,意味着大约每两个人拥有一个互联网端口;互联网CN域名密度的均值为0.014,意味着每一万人中有1.4个互联网CN域名。

表 2 描述性统计

变量名称	N	Mean	Std	P10	Median	P90
<i>Daily_Disclosure</i>	9 370	0.597	0.891	0.000	1.000	1.000
<i>Detailed_Receive</i>	5 602	0.782	1.120	0.000	1.000	1.000
<i>Detailed_Dispatch</i>	5 602	0.329	0.891	0.000	0.000	1.000
<i>Literal_Explain</i>	5 602	0.298	0.209	0.000	0.000	1.000
<i>Penetration</i>	5 602	0.612	0.102	0.434	0.576	0.697
<i>Interport_Pop</i>	5 602	0.513	0.136	0.351	0.470	0.710
<i>CNDomain_Pop</i>	5 602	0.014	0.030	0.002	0.010	0.028
<i>AccumuConfirmed_Pop</i>	9 370	0.720	0.829	0.160	0.620	52.000
<i>Government_Focus</i>	9 370	0.728	1.929	0.000	1.000	1.000
<i>Donation_Disclosure</i>	9 370	0.210	0.615	0.000	0.000	1.000
<i>Auditreport_Disclosure</i>	9 370	0.519	0.392	0.000	1.000	1.000
<i>Departmental_Budget</i>	9 370	0.301	0.618	0.000	0.000	1.000
<i>Female_DuputyMayor</i>	9 370	0.031	0.039	0.000	0.000	0.000
<i>Age_DuputyMayor</i>	9 370	52.000	0.682	47.000	51.000	57.000
<i>Distance_Wuhan</i>	9 370	3.203	0.910	1.468	3.121	3.475
<i>EstAge</i>	9 370	13.000	0.990	8.000	13.000	16.000
<i>PrivateCharity</i>	9 370	0.301	0.392	0.000	0.477	1.320

(二) 实证结果

表 3 列示了互联网普及率对非营利性组织信息披露质量的影响。一方面,从列(1)的回归结果可以看出,互联网普及率越高,对非营利组织信息披露及

时性的促进作用越大。另一方面,从列(2)~列(4)的回归结果可以看出,互联网普及率越高,对非营利组织信息披露相关性的促进作用越大。具体表现为更详细的披露内容且伴随文字信息的解读。

表 3 互联网普及率对非营利性组织信息披露质量的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Daily_Disclosure_t</i>	<i>Detailed_Receive_t</i>	<i>Detailed_Dispatch_t</i>	<i>Literal_Explain_t</i>
<i>Penetration_{y-1}</i>	0.077 *** (5.40)	0.002 * (1.86)	0.002 ** (2.43)	0.012 ** (2.18)
<i>Government_Focus_{t-1}</i>	0.002 *** (9.31)	0.002 *** (3.62)	-0.000 (-0.87)	0.003 *** (3.91)
<i>AccumuConfirmed_Pop_{t-1}</i>	0.136 *** (4.33)	0.003 *** (4.37)	0.001 * (1.76)	0.016 * (1.84)
<i>Donation_Disclosure_{y-1}</i>	0.001 (0.40)	0.002 ** (2.09)	0.030 *** (4.77)	0.004 (1.14)
<i>Auditreport_Disclosure_{y-1}</i>	-0.001 (-1.38)	0.000 (0.19)	0.008 ** (2.19)	0.003 (0.49)

续前表

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Daily_Disclosure_t</i>	<i>Detailed_Receive_t</i>	<i>Detailed_Dispatch_t</i>	<i>Literal_Explain_t</i>
<i>Departmental_Budget_{y-1}</i>	0.256 *** (9.33)	0.034 *** (8.38)	0.037 *** (4.62)	0.009 (0.94)
<i>Female_DuputyMayor_{t-1}</i>	0.032 *** (21.61)	0.029 *** (7.78)	0.004 (1.33)	-0.012 ** (-2.12)
<i>Age_DuputyMayor_{t-1}</i>	-0.001 ** (-2.46)	-0.001 (-1.17)	-0.007 *** (-6.36)	0.001 (1.47)
<i>Distance_Wuhan</i>	-0.001 ** (-1.96)	-0.001 *** (-2.85)	-0.001 * (-1.75)	-0.002 *** (-2.98)
<i>EstAge_{y-1}</i>	0.003 * (1.72)	-0.002 (-0.65)	0.024 ** (2.45)	0.007 (0.95)
<i>PrivateCharity_{y-1}</i>	0.000 (-0.46)	0.001 (0.82)	0.009 *** (5.34)	0.002 ** (2.51)
<i>Constant</i>	0.030 *** (8.08)	0.043 ** (2.51)	0.019 (1.14)	-0.023 (-0.62)
Fixed Effects	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day
Obs	9 370	5 602	5 602	5 602
<i>Adj. R²/Pseudo R²</i>	0.024	0.269	0.081	0.066

注：括号内为 *t* 值，* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ，下同。回归中按照地级市代码进行了 Cluster by city 的处理，并利用 Robust 选项控制了异方差问题，表 4、表 5、表 6、表 8 同。

五、进一步分析

(一) 信息披露平台的横截面分析：“两微一端”健全程度的差异

本文利用横截面分析，从非营利组织“两微一端”的健全程度来考察外部监督是否强化了疫情对

非营利性组织信息披露质量的促进作用。从表 4 的实证结果可以看出，互联网普及率 (*Penetration_{y-1}*) 和“两微一端”健全程度 (*W&W&W_{y-1}*) 的交叉项在列 (1)、列 (2) 和列 (3) 显著，说明非营利组织自身的信息平台建设在一定程度上有助于强化互联网的信息监督作用，对本文假设起到了佐证作用。

表 4 “两微一端”健全程度的横截面分析

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Daily_Disclosure_t</i>	<i>Detailed_Receive_t</i>	<i>Detailed_Dispatch_t</i>	<i>Literal_Explain_t</i>
<i>Penetration_{y-1}</i>	0.082 *** (6.05)	0.002 * (1.82)	0.001 ** (2.48)	0.012 ** (2.29)
<i>Penetration_{y-1} * W&W&W_{y-1}</i>	0.003 *** (8.97)	0.001 *** (3.50)	0.001 *** (5.74)	0.000 (1.14)
<i>W&W&W_{y-1}</i>	-0.001 (-1.60)	-0.001 (-0.68)	-0.003 (-1.58)	-0.002 (-0.64)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed Effects	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day
Obs	256	5 602	5 602	5 602
<i>Adj. R²/Pseudo R²</i>	0.024	0.269	0.081	0.066

（二）分疫情阶段的横截面分析：本次疫情上升阶段和下降阶段的差异

根据 2 月 18 日召开的国务院联防联控机制新闻发布会，本次疫情的高点被确定为 2 月 3 日，疫情形势自当日出现向好变化。在向好发展的环境下，抗疫慈善机构是否会松懈信息披露动机，是否继续巩固现有防控过程中所积累的信息披露成果，是本文关注的

重点。由表 5 的结果可以看出，本次疫情上升阶段（2020 年 1 月 11 日至 2 月 3 日）和疫情下降阶段（2020 年 2 月 4 日至 2 月 19 日）相比，网络普及率对于非营利组织信息披露的促进作用在逐日披露信息（*Daily_Disclosure_t*）以及款物实用信息（*Detailed_Dispatch_t*）方面存在显著差异。

表 5 分疫情阶段的横截面分析：本次疫情上升阶段和疫情下降阶段的差异

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Daily_Disclosure_t</i>		<i>Detailed_Receive_t</i>		<i>Detailed_Dispatch_t</i>		<i>Length_Disclosure_t</i>	
	Increase	Decrease	Increase	Decrease	Increase	Decrease	Increase	Decrease
<i>Penetration_{t-1}</i>	0.007 *** (4.84)	-0.001 (-0.52)	0.002 *** (4.65)	0.001 * (1.83)	0.002 ** (2.21)	-0.001 (-1.28)	0.007 ** (2.41)	0.003 * (1.82)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	5 701	3 109	3 437	1 875	3 437	1 875	3 437	1 875
<i>Adj. R²</i>	0.015	0.017	0.531	0.321	0.015	0.013	0.018	0.016
Chi2 Value (Prob>chi2)	5.35 **		1.82		4.72 **		0.97	

六、稳健性检验

（一）替代性解释变量

为了避免由于测量误差导致的虚假推断，本文引入了两种互联网普及率的替代性变量，分别是互联网端口密度以及互联网 CN 域名密度。其中，互联网端

口密度（*Interport_Pop*）为互联网端口数（万个）/常住人口数（万人）；而互联网 CN 域名密度（*CNDomain_Pop*）为互联网 CN 域名数（百个）/常住人口数（万人）。从表 6 回归结果看出，本文的发现依然稳健成立。

表 6 替代性解释变量

变量名称	<i>AccumuConfirmed&Suspect_Pop_{t-1}</i>				<i>Accumu_Death_Cured_Ratio_{t-1}</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Daily_Disclosure_t</i>	<i>Detailed_Receive_t</i>	<i>Detailed_Dispatch_t</i>	<i>Literal_Explain_t</i>	<i>Daily_Disclosure_t</i>	<i>Detailed_Receive_t</i>	<i>Detailed_Dispatch_t</i>	<i>Literal_Explain_t</i>
<i>Penetration_{t-1}</i>	0.026 **	0.002 (1.21)	0.002 * (1.91)	0.006 ** (2.03)	0.073 *** (7.10)	0.001 (1.55)	0.006 * (1.92)	0.006 * (1.82)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed Effects	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day
Obs	9 370	5 602	5 602	5 602	9 370	5 602	5 602	5 602
<i>Adj. R²/Pseudo R²</i>	0.024	0.269	0.081	0.066	0.024	0.269	0.081	0.065

（二）工具变量回归

由于各省份互联网普及率指标具有明显的变异性，而且互联网在不同地理区域的渗透取决于互联网服务提供商提供数字基础设施的能力，因此被Hoberg等（2019）^[1]看作是外生的。即便研究设计具有潜在的内生性，高质量的互联网普及率很大程度上取决于该地区的人口分布、地理特征，而这些特征便于本文构建有效的工具变量，对可能存在的内生性问题进行识别和控制（Roberts和Whited，2013^[2]）。因此，各省份互联网普及率的差异特征使本文有足够的力量和变化来测试本文的关键假设。为了控制中国互

联网发展、普及和应用过程中存在的区域发展不平衡问题，本文使用工具变量回归。受人口增长、地理环境等因素的制约，中国互联网呈现东部发展快、西部发展慢的特点。为了更干净地识别互联网普及本身的影响，本文考虑引入以下两个方面的控制变量。一是借鉴Chang等（2015）^[19]的研究，纳入地理地形因素中的山区占比（*Hill*）；二是借鉴Hoberg等（2019）^[1]的研究，纳入前五年的人口增长速度（*PopGrowth_Lag5year*）。表7为工具变量回归的结果，可以看出代表非营利组织信息披露质量的四个指标均和互联网普及率之间保持稳健的正向关系。

表7 工具变量回归

变量名称	第一阶段	第二阶段			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>CNInter_Penetration_{t-1}</i>	<i>Daily_Disclosure_t</i>	<i>Detailed_Receive_t</i>	<i>Detailed_Dispatch_t</i>	<i>Literal_Explains_t</i>
<i>Penetration_{t-1}</i>		0.012 *** (3.32)	0.002 *** (3.46)	0.001 * (1.78)	0.013 ** (2.20)
<i>Hill</i>	-0.003 * (-1.87)				
<i>PopGrowth_Lag5year</i>	0.012 *** (7.19)				
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed Effects	Prov	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day
Obs	9 370	9 370	5 602	5 602	5 602
Centered R^2	0.215	0.034	0.223	0.071	0.065
Weak IV F Statistics		1 088.51	1 090.857	332.191	1 090.857
Hansen's J Statistics		2.162	2.256	2.203	2.212
Hansen's P Value		0.591	0.617	0.602	0.605

（三）排除曾出现低级披露错误的非营利性组织样本

本文研究助理在手工搜集各地抗疫慈善机构网站信息的过程中发现了大量低级错误的历史信息。例如，某省级慈善总会披露出大量1900年的捐赠信息，而该机构成立于20世纪90年代，但是披露了大量晚清时期的捐赠信息，且记账单位为人民币。疫区某地

级市红十字会披露出大量金额为666元或者0.1元的捐赠信息，捐赠者为知名企业，不符合公民认知的常识。本文将有过此类错误的510个样本（涉及15个地级市）删除，以考察更为干净的效应，回归结果见表8。可看出，排除“懒政”干扰后，本文的主要结论依然稳健成立。

表 8 排除曾出现低级披露错误的非营利性组织样本

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Daily_Disclosure_t</i>	<i>Detailed_Receive_t</i>	<i>Detailed_Dispatch_t</i>	<i>Literal_Explain_t</i>
<i>Penetration_{y-1}</i>	0.010 *** (4.60)	0.002 *** (3.62)	0.003 ** (2.53)	0.011 ** (2.44)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed Effects	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day
Obs	8 730	4 606	4 606	4 606
<i>Adj. R²/Pseudo R²</i>	0.033	0.218	0.070	0.065

(四) 省级红十字会和慈善总会的数据

为了确保数据具有高颗粒度，本文主回归采用了地级市层面的抗疫慈善机构特征信息。在稳健性检验中，本文采用省级红十字会和慈善总会的数据。相应地，本文所使用的解释变量也改用本省份确诊人数，回归模型和主回归保持一致。区别在于：（1）不再控制分管副市长的性别和年龄，改为分管副省长的性

别和年龄（*Female_DuputyMayor_{t-1}*和 *Age_DuputyMayor_{t-1}*）；（2）不再控制市政府和武汉华南海鲜市场的距离，改为控制省政府和武汉华南海鲜市场的距离（*Distance_Wuhan*）。从表 9 的列（2）~列（4）回归结果可以看出，网络普及率对省级慈善机构的信息披露相关性的促进作用稳健存在。

表 9 省级红十字会和慈善总会的数据

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Daily_Disclosure_t</i>	<i>Detailed_Receive_t</i>	<i>Detailed_Dispatch_t</i>	<i>Literal_Explain_t</i>
<i>Penetration_{y-1}</i>	0.020 (1.22)	0.003 *** (2.79)	0.001 * (1.76)	0.017 ** (2.27)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed Effects	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day	Prov, Day
Obs	2 040	1 840	1 840	1 840
<i>Adj. R²/Pseudo R²</i>	0.018	0.133	0.061	0.103

注：回归中按照省（自治区、直辖市）码进行了 Cluster by province 的处理，并利用 Robust 选项控制了异方差问题。

七、结论

本次疫情为研究非营利组织在互联网不断普及的背景下做出的信息披露反应提供了绝好的机会。本文基于新冠病毒疫情发展过程的时间序列数据，考察了区域互联网普及率对各地非营利性组织政府会计披露的影响。本文手工搜集和查阅了全国 293 个地级市中 136 个红十字会网站、116 个慈善总会网站的信息披露数据，对两大慈善机构的防疫善款收支的披露情况进行分类整理，对疫情发展过程中的信息披露进行了客观摘录。本文的主要实证结果发现，在公共危机阶段，互联网普及率对于非营利组织信息披露质量具有显著的推动作用，可显著提高信息披露的及时性和相关性。本文所利用的时间区间虽然较短，但本文从以

下四个方面设计稳健性检验以确保结论的可靠性。其一，采用两类替代变量来度量互联网普及率；其二，利用地理因素和人口增长为工具变量来缓解内生性问题；其三，排除了历史上存在低级披露错误的非营利组织样本；其四，从地市级非营利组织样本更改为省级样本。如上稳健性检验均证明本文的主要发现成立。

在进一步分析中，本文发现“两微一端”的健全程度具有显著的调节效应，健全的“两微一端”可以增强本文主回归的显著性。本文还发现互联网普及率在疫情上升阶段对非营利组织信息披露质量的促进作用更大，但是在疫情下降阶段的促进作用有限。根据本文研究结果，可获得如下政策启示：应加速互联网普及速度和“两微一端”线上政务的建设速度，

从根源上改变非营利性组织信息披露的旧有模式,而不只是局限为特殊事件发生时的阶段性改善。虽然疫情期间多个因素的刺激都使得慈善机构的信息披露质

量呈现了好转的趋势,但是对历史事件后续发展的研究,本文发现信息披露质量出现了阶段性的质量降低,说明需要制度的长效保障。

参考文献

- [1] Hoberg G, Li B Y, Phillips G M. U.S. Innovation and Chinese Competition for Innovation Production [J]. Social Science Electronic Publishing, 2019.
- [2] Roberts M R, Whited T M. Endogeneity in Empirical Corporate Finance I [J]. Handbook of the Economics of Finance, 2013, 2: 493-572.
- [3] Matsumoto D, Pronk M, Roelofsen E. What Makes Conference Calls Useful? The Information Content of Managers' Presentations and Analysts' Discussion Sessions [J]. The Accounting Review, 2011, 86 (4): 1383-1414.
- [4] Drake M S, Roulstone D T, Thornock J R. Investor Information Demand: Evidence from Google Searches around Earnings Announcements [J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50 (4): 1001-1040.
- [5] Blankespoor E, Miller G S, White H D. The Role of Dissemination in Market Liquidity: Evidence from Firms' Use of Twitter [J]. The Accounting Review, 2014, 89 (1): 79-112.
- [6] Miller G, Skinner D. The Evolving Disclosure Landscape: How Changes in Technology, the Media, and Capital Markets Are Affecting Disclosure [J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53 (2): 221-239.
- [7] Dye R A. An Evaluation of "Essays on Disclosure" and the Disclosure Literature in Accounting [J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 32 (1-3): 181-235.
- [8] 刘丽琨, 李建发. 非营利组织信息透明度改进研究——基于全国性基金会的经验证据 [J]. 厦门大学学报 (哲学社会科学版), 2015 (6): 91-101.
- [9] 张志远, 宋洋, 王嘉伟. 三方利益相关者博弈下公司内部控制质量研究 [J]. 审计研究, 2019 (6): 50-60.
- [10] 上海市审计学会课题组, 林忠华. 政策措施落实情况跟踪审计实务研究 [J]. 审计研究, 2017 (3): 12-18.
- [11] 何贤杰, 王孝钰, 赵海龙, 等. 上市公司网络新媒体信息披露研究: 基于微博的实证分析 [J]. 财经研究, 2016 (3): 16-27.
- [12] Wood D J. Toward a Theory of Stakeholder Identification and Salience: Defining the Principle of Who and What Really Counts [J]. Academy of Management Review, 1997, 22 (4): 853-886.
- [13] Miller G. The Press As a Watchdog for Accounting Fraud [J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44 (5): 1001-1033.
- [14] Kogan L, Papanikolaou D, Seru A, et al. Technological Innovation, Resource Allocation, and Growth [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2017, 132 (2): 665-712.
- [15] Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia [J]. The Journal of Finance, 2008, 63 (3): 1093-1135.
- [16] Patten D M. Intra-industry Environmental Disclosures in Response to the Alaskan Oil Spill: A Note on Legitimacy Theory [J]. Accounting, Organizations and Society, 1992, 17 (5): 471-475.
- [17] Dowling J, Pfeffer J. Organizational Legitimacy: Social Values and Organizational Behavior [J]. Pacific Sociological Review, 1975, 18 (1): 122-136.
- [18] Hurst J W. The Legitimacy of the Business Corporation in the Law of the United States, 1780-1970 [M]. The Lawbook Exchange, Ltd., 2004.
- [19] Suddaby R, Bitektine A, Haack P. Legitimacy [J]. Academy of Management Annals, 2017, 11 (1): 451-478.
- [20] 李百兴, 王博, 卿小权. 企业社会责任履行、媒体监督与财务绩效研究——基于 A 股重污染行业的经验数据 [J]. 会计研究, 2018 (7): 64-71.
- [21] 周开国, 应千伟, 钟畅. 媒体监督能够起到外部治理的作用吗? ——来自中国上市公司违规的证据 [J]. 金融研究, 2016 (6): 193-206.
- [22] 李萧薇, 刘铁忠, 张湖波, 董金阳. 公众社区参与意愿对危化品危害利益相关者感知的影响 [J]. 管理评论, 2020, 32 (1): 298-308.
- [23] Bernerth J B, Aguinis H. A Critical Review and Best-Practice Recommendations for Control Variable Usage [J]. Personnel Psychology, 2016 69 (1): 229-283.
- [24] Chang Y C, Hong H G, Tiedens L, et al. Does Diversity Lead to Diverse Opinions? Evidence from Languages and Stock Markets [J]. Social Science Electronic Publishing, 2015.

(责任编辑: 袁 淳 张安平)