



南京师范大学商学院

BUSINESS SCHOOL OF NANJING NORMAL UNIVERSITY

商言

王健安書

2017年11月刊

年轻健儿显身手 商院骄子竞风流



新时代亟待需要弘扬企业家精神

党的十八大以来，习近平总书记多次强调了企业家精神的重要性。2014年11月9日，习近平总书记在亚太经合组织工商领导人峰会上指出：“市场活力来自于人，特别是来自于企业家，来自于企业家精神。”我国新发展阶段的改革发展形势和企业家所肩负的历史使命，决定了当前必须强调进一步激发和保护企业家精神，造就优秀企业家队伍。

直面新时代主要矛盾需要弘扬企业家精神。党的十九大报告指出新时代我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。我国社会生产力水平总体上显著提高，社会生产能力在很多方面进入世界前列，更加突出的问题是发展不平衡不充分，这已经成为满足人民日益增长的美好生活需要的主要制约因素。激发和保护企业家精神，对于增强市场活力、实施创新驱动发展战略、促进经济社会持续健康发展，从而解决新时代主要矛盾具有重要意义。

深化供给侧结构性改革需要弘扬企业家精神。当前，我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，改革特别是供给侧结构性改革正在向纵深推进，急需改造提升传统产业、培育发展新动能，促进经济社会可持续发展。企业家作为现代市场经济中的一种特殊要素资源，作为企业“创新者”群体中的领头者，对企业发展具有引领作用。没有企业家的“头羊效应”，企业就难以主动适应经济新常态，焕发蓬勃生机，实现持续健康发展。

实施“一带一路”战略需要弘扬企业家精神。“一带一路”建设是我国推动新时期对外开放、实现民族复兴、主导全球治理、构建人类命运共同体的顶层设计和系统谋划，其主要内涵是政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通的“五通”。“一带一路”建设的主体是企业，无论是投资办厂、创造就业，还是海陆运输、修路架桥等，都要靠企业去做，都需要弘扬企业家精神。

坚定中国特色社会主义文化自信需要弘扬企业家精神。文化自信是一个国家、一个民族发展中更基本、更深沉、更持久的力量。企业文化是一个企业的软实力和更持久的核心竞争力。企业家是企业文化的倡导者、提炼者、设计者，又是表率者、传播者、更新者。弘扬企业家爱国敬业、敢于创新、勇于担当、艰苦奋斗的精神，培育和践行社会主义核心价值观，将极大地促进企业价值观的形成，增强企业的文化软实力

商学院工商管理系老师 顾建平



2017年11月刊

主 办:

南师大商学院大学生科学技术协会

顾 问:

潘 镇 周 燕 冷开振 李金生
汪丽萍 白俊红

指 导:(按姓氏笔画排序)

白 洋 孙 振 戎 麾
许丽华 张新星 程 曦

主 编:

姜雨睿 付文

编 委:(按姓氏笔画排序)

陈琦薇 姚 涵 周玮意 梁雅琪

网 站: <http://sxy.njnu.edu.cn/boshi/>

投 稿:

商学院学生会
科学与技术部言商编辑部

邮 箱: sxyyanshang@126.com

目 录

卷首语

卷首语.....1

要闻回顾

千里之行，始于足下
——记第一场“优帮讲堂”成功举办.....3

连线商界，对话全球
——商务英语风采大赛决赛成功举办.....4

知己知彼，步步为营
——记“金融行业面面观与求职技巧”讲座成功举办.....5

学术论坛

市场估值会影响企业技术创新吗?
——基于管理者短视视角的研究..... 6

产业集聚对绿色创新的影响
——抑制还是激励?.....18

要素市场扭曲与商业银行经营效率损失..... 26

累累硕果

因为遇见你
——记商学院新生团辅活动..... 38

点燃青春梦想之火 唱响创新创业之歌..... 39

班团建设展风采 群雄逐鹿赛英姿.....40

图说新闻

把钱上交给国家
——美国的有钱人为什么要求对自己增税.....41

义乌的华丽转身
——双十一是如何造福义乌这样的小城市的.....44

千里之行，始于足下

——记第一场“优帮讲堂”成功举办

2017年10月24日下午5点，商学院第一场“优帮讲堂”在行敏楼学生发展中心准时拉开帷幕。本次讲座邀请到了16级金融7班的蒋星宇同学和16级国际经济与贸易的崔洁同学来给17级的学弟学妹们分享自己的学习经验。



首先是蒋星宇同学给大家带来主题为“如何快速适应大学学习节奏”的讲座。在简单的自我介绍后他从“如何培养自学能力”“学会查文献和数据”及“学会根据学科特点整理笔记”这三个方面给同学们带来了自己的深刻见解。他指明学科容量和课堂容量之间的差距决定了我们大学生活中自主学习的重要性，并由此针对不同学科的学习特点介绍了具体的预习复习方式和计划。分享了很多的珍贵学习经验诸如“如何检索相关

文献”“怎样的学科适合怎样的笔记方法”及“不同学科的做题方法”等。



接下来是16级的崔洁同学带来了她学习英语口语的心得。她分别从“为什么要学”以及“常见误区”四个方面阐述了她对于口语学习的感悟。她还具体介绍了英语听说读写四个方面的学习方法和资源，并提醒大家“在学好口语的同时也不要放松平时的英语学习”。

讲座在掌声中圆满结束，与会新生表示从学长学姐的讲述中进一步明确了他们自己未来的学习计划，并希望能更好地充实未来四年的大学生活。

本次“优帮讲堂”成功地在优秀的学长学姐与大一新生之间搭建了分享帮助的桥梁，使新生能够更好更快地适应大学生活。

连线商界，对话全球

——商务英语风采大赛决赛成功举办

2017年11月16日下午4:00，南京师范大学商学院国际文化月系列活动之“言商杯”商务英语风采大赛决赛在行敏楼204顺利举行。我们荣幸邀请了外国语学院张长岚副教授、商学院白晓明老师和商学院郭进老师担任本场比赛的评委。出席本场比赛的还有30位来自不同院系、在初赛中杀出重围的选手以及积极到场观赛的同学。本次决赛的形式能更好地展示选手的个人能力和英语表达水平。



比赛共有六个主题，每一主题下的5位选手需要单独陈述成立公司的商业准备、领导经验等。和初赛中的团队协作不同，决赛采取选手在4分钟内单独展示观点的比赛形式，这给予了评委老师和观众们新一轮的视听盛宴。下午4点整，比赛正式开始。在第一轮比赛的选手总会比后出场的选手有更大的心理压力，然而作为第一组中的第一位选手，来自商学院的芮静同学用她沉稳的语调和自信的发挥惊艳了全场。她对于公司任务和产品定位的认知别具一格，台下老师和观众对她报以热烈的掌声。接下来出场的是来自心理学院的黄世容同学，她以一口标准的口语先声夺人，成功吸引了评委老师的注意。黄世容同学面对商业话题一点也不显得外行生疏，台下的观众对她精彩的表现啧啧称赞。来自商学院的吕欣然同学从市场调研、

资金周转、团队协作、心理素质四方面剖析了创业所需准备。她条理清晰的叙述、敏捷的思维、洒脱大方的展示和得体的笑容赢得了评委的赞许。让人印象深刻的还有来自商学院的方敏同学。她详细地阐述了中国社会生活中的变化，以及和我们的生活息息相关的数字化信息化的普及。她所展现出来的全球化视野和强烈的社会责任感，获得了大家的一致好评。

在每组选手演讲结束后，评委老师在选手们台风展示、商业思维、英语水平、表演能力等方面给出了细致而独到的点评。老师们对选手针对性的点评，不仅让选手们能更好地提升自己，让台下的听众也受益匪浅。比赛最后各位选手的成绩得以揭晓，来自商学院的余心悦同学以91.66的高分摘得桂冠。吕欣然、钱晨晨、陶欣宇三位同学获得二等奖。方敏、王自、阮丹羚、刘佳逸、芮静、邹馥凯六位同学获得三等奖。所有选手都是有备而来，他们抑扬顿挫的语调、指点江山的风采，赢得台下热烈的掌声。



南师学子初长成，一朝试锋，崭露头角。我校提倡素质教育，因材施教，强调培养具有国际化视野的人才。这次活动的举办，激发了同学们学习英语的热情，给予了同学们一个展现自己商业素养的机会，促进同学们的全面发展，也培养了同学们的商业头脑和国际化的视野，希望更多同学从中受益。

知己知彼，步步为营

——记“金融行业面面观与求职技巧”讲座成功举办

10月20日下午1点50分，商学院金融行业面面观与求职技巧解读讲座在行敏楼204报告厅如期举行，此次讲座邀请到了我院06级本科生校友、南开大学硕士韩晶飞，金融小伙伴合伙人、南开大学硕士周大川以及北京大学硕士、来自南京银行投行部的陈俊杰作为主讲嘉宾。他们向到场同学详细描述了金融行业的现状，并且和大家分享了自己的学习与工作经验。商学院16级辅导员程曦老师也出席了本次讲座。



讲座开始后，06级校友韩晶飞学姐先向同学们讲述了自己考研和工作实习的曲折经历，指出对梦想的热情不应仅停留在情感中，还应通过自身的不懈努力来执着追求。她还向大家介绍了金融行业对求职者财务与法律知识的高要求，鼓励大家不断在学习和实践中提升专业能力。之后主讲嘉宾周大川也与大家分享了自己求职过程，从小平台做起，在基础工作中磨炼自己，学会注重细节，脚踏实地地日常积累，增加实务经验，在工作实践中不断成长。第三位

嘉宾陈俊杰则向大家讲述了自己在职场规划之外看到的人生沿途风景，如前往山区支教，使自己的生活更有意义。



讲座第二部分是同学提问环节。在这一环节中同学们踊跃提问，问题涉及升学、未来就业、时间管理等多个方面，嘉宾们都给予了耐心详细的回答。比如就同学们关心的考研与就业孰先孰后问题，嘉宾们一针见血地指出了实习的重要作用，但也从金融行业竞争激烈的现状鼓励大家追求更高学历，获取自身长足发展。关于金融行业从业者如何处理工作压力的问题，校友韩晶飞学姐认为只有不断增加知识储备，提高工作能力才能更轻松地应对快节奏高强度的工作，给了同学们明确的指导。

下午4时左右，此次讲座圆满落幕，本次讲座让同学们从主讲嘉宾的经历中有所反省和借鉴，并对未来金融行业从业前景有了更清晰的认识，体会到职业规划的重要作用，更好地勾勒出人生蓝图。

市场估值会影响企业技术创新吗？ ——基于管理者短视视角的研究

邵丹（南京师范大学商学院研究生）李健 潘镇

摘要:从管理者“短视”角度研究市场估值对技术创新的影响机制，并在此基础上进一步研究管理者持股以及管理者任期的情境效应。以2006—2014年深圳A股制造业企业为研究对象的面板数据实证研究发现，企业的市场估值越高，则技术创新越多；管理者持股增强市场估值与技术创新之间的正向关系；管理者既有任期越长，管理者持股对市场估值与技术创新关系的正向作用越强，管理者预期任期越长，管理者持股对市场估值与技术创新关系的正向作用也越强。

1 引言

改革开放以来，中国依靠资源的高投入与高消耗，技术承接与技术扩散使得经济快速发展。然而，随着生产型能源的透支、劳动力成本的上升以及外部技术输入的放缓，中国经济增长从高速转为中高速，习近平总书记指出：中国经济结构优化升级要从要素驱动、投资驱动转为创新驱动，以创新促进经济增长。在战略管理领域，企业业绩与管理者行为之间的关系常常引起学者的兴趣，尤其是企业业绩与企业技术创新决策这两者之间的关系。对这两者的研究分化出两个阵营，相当一部分学者研究技术创新如何影响企业的业绩与价值。多数学者认为研发支出对企业价值和企业业绩具有正向影响（Hirschey和Weygandt, 1985[1]；陈海声和卢丹, 2011[2]；陈守明等, 2012[3]）。第二，此外，有少数学者研究企业业绩如何影响管理者的技术创新投入决策。一方面，Greve(2003)[4]、Chen和Miller(2007)[5]、Chen(2008)[6]和王菁等(2014)[7]从股东长期利益、内生增长视角以及股东利益和社会利益、内生和外生模式双重视角来讨论期望绩效反馈效果对研发投入的影响。例如王菁等(2014)[7]研究期望绩效反馈效果，即预期绩效与实际绩效差距对研发投资的影响。他们认为，当企业实际绩效低于期望绩效时，管理者会积极寻找解决“问题”的方法来突破现有困境，这种想法使得他们集中资源于临近完成的研发项目以同时兼顾短期绩效与长期发展，因此，企业实际绩效低

于期望绩效的情况有利于企业研发投入的增加。另一方面，部分学者认为为了追求短期业绩，管理者常常会做出减少R&D投入的决策，在这一方面有代表性的学者包括Baber等(1991)[8]、Perry和Grinaker(1994)[9]等。以Baber等(1991)[8]的研究为例，他们将企业进行分组，从分组的企业中找到接近但是未达到利润目标的企业，研究发现，这些企业的管理者避免利润下降的动机最强，其短视动机也最强，他们会通过减少R&D投资来提高短期业绩。国内学者许罡和朱卫东(2010)[10]则通过研究资产收益率的增量与R&D投资的线性关系得出结论：企业当期资产收益率的变化会影响管理层的R&D投资决策，若当期资产收益率降低，则管理者降低R&D投资。

综合国内外文献，我们可以得知，虽然有学者研究了企业业绩对技术创新投入的影响，但是资本市场压力如何影响企业创新活动却较少受到关注。基于此，本文从管理者“短视”角度切入，尝试探讨资本市场压力，即市场估值对企业技术创新决策的影响。本文将首先研究市场估值对企业技术创新的影响机制，其次，本文将在考虑股权激励的情境下，进一步研究市场估值与技术创新的关系。最后，将管理者任期分为预期任期与既有任期两个维度，纳入本文的研究框架。根据高层梯队理论，管理者不同的背景特征，如年龄、性别、教育背景和任期等，会对管理者行为与企业决策产生影响。据此，我们判断，不同的任期会影响管理者对持有公司股份的兴趣程度，进而影响企业估值与技术

创新的关系。

本文的预期贡献有以下几个方面:过去文献集中研究了企业技术创新对企业市场估值的单向效应,如 Chan 等(1990)[11]、Hall 和 Oriani(2006)[12] 和 Li 等(2012)[13]。相比之下,本文从相反角度考虑,研究市场估值对技术创新的影响。此外,对市场估值与技术创新的关系进行进一步的情境分析。管理者持股作为企业内部治理机制之一,对减少管理者“短视行为”具有重要意义。现有研究表明,随着管理者持股的增多,管理者私人利益与企业利益的联结程度增强,从而使得企业管理者增加对企业发展状况的重视程度。因此,本文探讨了在持股情境下,企业管理者是否会更加重视市场对企业的估值,从而影响技术创新投资。最后,在研究管理者持股情境效应的基础上,进一步引入管理者既有任期与预期任期两个情境变量,以此来探讨管理者的不同背景特征如何影响其管理行为。

本文其余内容安排如下:第二部分是理论与假设;第三部分为研究设计,包括样本的选择与处理、模型设定与变量的解释说明;第四部分是描述性统计、各模型的检验、稳健性检验与实证结果;最后一部分是本文结论。

2 理论与假设

2.1 市场估值与技术创新

企业市场估值指对企业的内在价值进行评估,其变化能够反映投资者所感知到的企业实力的变化,这种变化可能导致企业管理者经营决策的变化,也就是说,企业市场估值的变化可能影响企业的技术创新决策。由于技术创新的实现依赖创新动力、创新能力以及两者之间的相互作用(李健等,2016[14]),因此本文将尝试从技术创新能力与技术创新动力两方面来探讨资本市场压力,即市场估值对企业技术创新的影响。

企业估值减少会降低高管的技术创新动力。首先,根据威胁刚性理论,当个人、团体或组织感受到威胁时,他们会采取刚性行为,即以惯常的行为来应对威胁,避免偏离正常轨道(戴维奇等,2012[15])。这种行

为刚性的表现来源于两种机制,第一种机制是管理者压缩原有的信息处理范围。面对威胁时,由于压力增加,企业管理者容易变得情绪紧张、焦虑,这种负面情绪会进一步导致管理者缩小信息处理范围,使其无法对复杂的信息进行加工(王陵峰等,2011[16])。第二种机制是管理者强化控制。受到威胁的管理者倾向于集权管理,权力的集中意味着员工参与度的减少,员工无法有效发表自己的意见,新的想法被压制,这会导致企业的创新强度降低,创新结果减少(戴维奇等,2012[15])。也就是说,面对估值降低的威胁,管理者处理问题的效率下降,他们很可能将工作重点转移到预算紧缩、削减成本等方面。由于技术创新具有高不确定性与高融资成本等特点,管理者在企业估值降低的情境下可能会放弃继续投资技术创新。虽然成功的研发有助于企业获得长期竞争优势,但是面对注重追求利润与规避风险的投资者,企业管理层可能会减少研发支出以应对市场表现的恶化。此外,目前中国资本市场不够完善,普遍存在信息不对称与投机盛行的现象,外部投资者无法获得与企业经营状况有关的所有信息,难以对其做出准确的分析和判断。因此依靠企业近期盈利信息来判断企业的整体业绩就成为外部投资者最为直接和方便的途径,这种行为导致投资者过分关注企业短期绩效,忽视了长期项目投资可能的盈利(贺亚楠,2010[17])。若企业投资长期项目,例如研发投资,会导致企业短期盈利减少,从而使得资本市场对企业估值减少。因此,企业估值的降低可能会使得管理者减少技术创新投入。最后,根据代理理论,管理者比股东更加厌恶风险,因为与股东的投资风险相比,管理者的人力资本风险更加不容易分散(李培功和肖珉,2012[18]),且管理者的职业安全直接取决于公司的市场表现(Fama,1980[19])。因此,当企业估值降低时,管理者可能认为职业安全受到威胁,有动机寻求其他项目,或者是保持现有的资源利用状态不变,而不是将企业资源投资于有风险的研发项目。

企业估值减少会降低高管的技术创新能力。技术创新活动具有高融资成本与高调

整成本的特征。高融资成本意味着企业需要充足的资金,高调整成本意味着技术创新活动必须保持一贯性,因此企业的技术创新活动会面临许多财务限制(鞠晓生,2013[20]),而摆脱财务限制的方法就是进行内外部融资。估值是企业投融资、交易的前提,外部投资者是否将资金注入企业取决于企业的价值,企业的估值充分反映了投资者对企业的预期和看法(Ballas等,2012[21])。估值高的企业,表明趋利交易者对其更加青睐。企业估值降低,说明外部投资者对企业升值预期减少,可能会减少对企业进一步的投资,从而减弱企业的技术创新能力。相反,随着市场估值的增加,企业的股市表现回升,管理者的压力减少,此时他们极有可能会对企业的表现产生控制感与自信感。这种正面的感觉有利于增加管理者的内在激励,使得他们可以广泛收集信息,并且运用新颖的方法处理这些信息(李华婷,2014[22])。这种情况会促使管理者产生进行技术创新的动力,从而增加研发投入。

根据上文的讨论,本文提出如下假设:

假设1:随着企业估值的降低,企业技术创新减少;随着企业估值的上升,企业技术创新增加。

2.2 管理者持股的情境效应

企业估值是投资、融资以及交易的前提,是对上市公司的一种综合判定,对于企业所有者来说,估值至关重要(张志红等,2015[23])。由利益一致性假说可知,股权激励能够使得企业高管的角色由单一的管理者转为管理者与所有者的双重身份。现有文献也表明,通过授予管理者剩余索取权能够使得管理者的利益与企业利益趋于一致(胡飞和姜子瑜,2015[24])。因此,不难判断,股权激励会使得高管改变对企业价值的重视程度,从而进一步影响企业市场估值对技术创新的作用。

股权激励指有条件的给予激励对象部分股东权益,使其与企业结成利益共同体(王明姬和刘海骅,2009[25]),由于股权激励契约的作用,持股高管会主动提高其对企业股价变化的关注度(李雪斌,2013[26])。此外,高管持股使得高管获得与其所持股份

相应的股权利益(蔡祥,2002[27]),其财富易受股价上升和下跌风险的影响(Tufano,1996[28]),因此,当拥有公司股份时,高管会对公司市场估值的变化更加敏感。由于更加重视企业的市场估值,因此持股高管相较于非持股高管,面对估值降低,其在心理上会将估值降低的威胁放大,在行为决策上会更加压缩信息的处理范围和加强管理控制,表现出更加严重的刚性。也就是说,持有公司股份的管理者在企业估值降低时,会更加注重追求利润与规避风险,更加倾向于将注意力集中在短期导向的活动,进而更大程度地削减对创新的投入。反之,估值上升意味着资本市场对企业有较为良好的评价,此时高管被解雇的风险和自身资产受到的风险都大大降低,管理者的压力明显减弱。此外,当估值上升时,企业容易吸引更多的外部资金来进行创新活动。相对于非持股高管来说,持股高管在“安全期”当中更加愿意尝试研发活动,进行技术创新,以增强企业未来的竞争优势。

基于上述讨论,本文提出如下假设:

假设2:在高管持股的情境作用下,企业估值对技术创新的正向作用增强。

2.3 管理者持股与管理者任期的交互情境效应

由高层梯队理论可知,管理者自身特性的不同以及内外环境的复杂性使得管理者对所获信息的理解侧重点不同,进一步导致其行为不同(何威风,2012[29])。与其它背景特征相比,管理者任期期限问题已经成为学者们关注的经典问题,从管理者任期这一角度切入,能够更加清晰的揭示企业技术创新活动中的管理者代理问题以及股权激励作用,且现有文献对管理者任期的研究不充分,忽略了预期任期,然而根据Dechow和Sloan(1991)[30]研究所知,预期任期会影响管理者的战略选择,预期自己很快会离任的管理者会产生短视行为(陈华东,2016[31])。因此,本文将管理者任期分为既有任期与预期任期两个部分,将其作为情境变量,进一步讨论不同任期的持股管理者对企业估值与技术创新之间关系的影响是否会具有差异性。

既有任期指管理者在任年限。首先,随着既有任期的延长,管理者的相关管理能力得到提高,其人力资本价值也会上升。为了实现自身的人力资本价值,管理者偏好接受持有企业股份(刘运国和刘雯,2007[32]);其次,既有任期的增长使得管理者对企业未来发展状况更加具有信心,因此,管理者偏好获得股份(陈华东,2016[31])。反之,既有任期较短的管理者在企业的地位不稳固,不愿意贸然进行投入资金多、风险性大的研发投入活动,且管理者对企业内外情况还不了解,信心不足,因此对股权激励的敏感性较弱。根据以上分析,本文认为,相较于既有任期较短的管理者而言,在职时间更长的管理者更愿意接受股份激励,因此,既有任期长的持股管理者会增强其对企业估值与技术创新的正向作用。

预期任期指管理者对其未来任期的预计。当管理者预期任期较短时,说明管理者即将卸任,此时“声誉效应”对管理者的影响较弱,且管理者的努力与个人所得利益和企业利益的关系被减弱,这会导致管理者对股权激励的感兴趣程度下降。相比之下,预期任期长的管理者对股权激励的敏感性较强,倾向于获得企业股份,由此可获得与所持有股份相对应的控制权以及控制权利益(蔡祥,2002[27]),在之后长时间的继任期内,手握大权的管理者能够受到较少的约束,根据自己的判断对企业的战略选择与经营活动进行规划。因此,相较于预期在任时间较短的管理者而言,预期任期长的管理者更愿意持有公司股份,从而导致其增强对企业估值与技术创新的正向作用。

基于以上分析,本文提出如下假设:假设3a:随着既有任期的增长,管理者持股对企业估值与技术创新的正向影响作用变强。

3 回归模型与变量说明

本文实证部分共构建了三个模型。为了验

证假设1,即市场估值对技术创新的正向线性关系,本文构建了回归方程(1):

$$R\&D_{i,t} = \alpha + \beta_1 * R\&D_{i,t-1} + \beta_2 * R\&D_{i,t-2} + \beta_3 * R\&D_{i,t-3} + \beta_4 * MB_{i,t-1} + \beta_5 * GROWTH_{i,t} + \beta_6 * CF_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在方程(1)中,下标*i*和*t*分别代表不同的企业与不同的年份, μ_i 是不随时间变化的个体特效效应, δ_t 表示不随个体变化的时间效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。 $R\&D_{i,t}$ 代表企业技术创新,是本文的被解释变量。参考李健等(2016)[14]的文章,本文采用R&D投入与主营业务收入的比值来测量企业技术创新。 $MB_{i,t-1}$ 代表企业市场估值,是本文的解释变量。借鉴Pastor和Veronesi(2003)[33]与李强等(2016)[34]的研究,本文采用市值账面比来衡量企业(相对)市场估值。其中,企业的市场价值由债务账面价值与股权市值两个部分组成。具体计算公式如下:(年末流通股收盘价*总股数+年末债务净值)/年末总资产。同时,考虑到时滞作用并减轻逆向因果关系,本文将解释变量市场估值 $MB_{i,t}$ 做滞后一期处理。

方程(1)中的其他变量:①企业成长性($GROWTH_{i,t}$)。企业创新投资受到不同的生命周期阶段以及市场需求状况的影响,本文借鉴沈洪波等(2010)[35]的做法,以每年的销售增长率测量企业成长性。②企业现金流($CF_{i,t}$)。企业现金流能够应对企业创新投入资金短缺的问题。③年度虚拟变量(Year Dummy)。由于回归方程中加入了时间非观察效应 δ_t ,考虑到不同年份宏观因素对技术创新投入可能的影响,本文加入*T*-1期年度虚拟变量。

本文设定回归方程(2)以验证假设2,即管理者持股对市场估值与技术创新关系的调节作用。

$$R\&D_{i,t} = \alpha + \beta_1 * R\&D_{i,t-1} + \beta_2 * R\&D_{i,t-2} + \beta_3 * R\&D_{i,t-3} + \beta_4 * MB_{i,t-1} + \beta_5 * GROWTH_{i,t} + \beta_6 * CF_{i,t} + \beta_7 * Incent_{i,t} + \beta_8 * MB_{i,t-1} * Incent_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在方程(2)中, $R\&D_{i,t}$, $MB_{i,t-1}$, $GROWTH_{i,t}$, μ_i , δ_t 与 $\varepsilon_{i,t}$ 的含义均与回归模型(1)

中的相同, $Incent_{i,t}$ 指股权激励, 本文对其采用的测量方法是将管理者股权与期权之和除以总薪酬。

$$Incent_{i,t} = \frac{0.01 * Pri_{i,t} * (Sha_{i,t} + Opt_{i,t})}{0.01 * Pri_{i,t} * (Sha_{i,t} + Opt_{i,t}) + Cash_{i,t}}$$

是计算公式。 $Pri_{i,t}$ 、 $Sha_{i,t}$ 和 $Opt_{i,t}$ 指公司 i 在第 t 年末的股票收盘价以及在第 t 年度持有的股票和期权数, $Cash_{i,t}$ 是管理者获得的薪资总数(陈华东, 2016[31])。此外, 方程(2)中使用标准化后的 $MB_{i,t-1}$ 与标准化后的 $Incent_{i,t}$ 的乘积项表示股权激励对市场估值与技术创新的情境效应。

为了验证假设 3a 和 3b, 即在考虑管理者任期的情境下, 管理者持股对市场估值与技术创新关系的影响作用, 本文采用陈华东(2016)[31]的测量方法, 将管理者任期分为既有任期 $Tenture_{i,t}$ 与预期任期 $ETenture_{i,t}$ 进行讨论。既有任期 $Tenture_{i,t}$ 以管理者在 i 公司的实际任期计算; 对于预期任期 $ETenture_{i,t}$, 本文借鉴李培功和肖珉(2012)[18]的做法, 公式如下: $Etenture_{i,t} = (Tenture_{industry,t} - Tenture_{i,t}) + (Age_{industry,t} - Age_{i,t})$ 。其中, 既有任期 $Tenture_{i,t}$ 代表管理者第 t 年时在 i 公司的已在任时间, $Tenture_{industry,t}$ 代表 i 公司所在行业的所有管理者在第 t 年为止的实际在任时间的均值, $Age_{i,t}$ 代表 i 公司管理者的年龄, $Age_{industry,t}$ 则代表 i 公司所在行业所有管理者的平均年龄。此外, 本文采用标准化后的 $MB_{i,t-1}$ 、标准化后的 $Incent_{i,t}$ 与 $Tenture_{i,t}$ 的乘积项表示管理者既有任期与管理者持股对市场估值与企业技术创新之间关系的联合情境作用, 具体见方程(3); 用标准化后的 $MB_{i,t-1}$ 、标准化后的 $Incent_{i,t}$ 与 $ETenture_{i,t}$ 的乘积项表示管理者预期任期与管理者持股对市场估值与企业技术创新之间关系的联合情境作用, 具体见方程(4)。

$$R\&D_{i,t} = \alpha + \beta_1 * R\&D_{i,t-1} + \beta_2 * R\&D_{i,t-2} + \beta_3 * R\&D_{i,t-3} + \beta_4 * MB_{i,t-1} + \beta_5 * GROWTH_{i,t} + \beta_6 * CF_{i,t} + \beta_7 * Incent_{i,t} + \beta_8 * MB_{i,t-1} * Incent_{i,t} + \beta_9 * Tenture_{i,t} + \beta_{10} * MB_{i,t-1} * Tenture_{i,t} + \beta_{11} * MB_{i,t-1} * Incent_{i,t} * Tenture_{i,t} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$R\&D_{i,t} = \alpha + \beta_1 * R\&D_{i,t-1} + \beta_2 * R\&D_{i,t-2} + \beta_3 * R\&D_{i,t-3} + \beta_4 * MB_{i,t-1} + \beta_5 * GROWTH_{i,t} + \beta_6 * CF_{i,t} + \beta_7 * Incent_{i,t} + \beta_8 * MB_{i,t-1} * Incent_{i,t} + \beta_9 * ETenture_{i,t} + \beta_{10} * MB_{i,t-1} * ETenture_{i,t} + \beta_{11} * MB_{i,t-1} * Incent_{i,t} * ETenture_{i,t} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

为了防止面板数据出现非线性关系、非平稳序列等问题, 本文对除管理者既有任期 $Tenture_{i,t}$ 与预期任期 $ETenture_{i,t}$ 之外的相关变量进行对数化处理(姜付秀等, 2008[36])。

4 研究设计与实证结果

4.1 样本及数据来源

由于我国证监会于 2006 年 1 月开始颁布《上市公司股权激励管理办法》(试行), 因此本文选择 2006—2014 年在深圳证券交易所主板上市的制造业公司为初始样本。在此基础上进行如下处理:①剔除在 2006—2014 年间被 ST、PT 的公司;②删除相关缺失值;③使用 winsorize 方法对连续变量进行缩尾和截尾处理, 以剔除异常值与极端值的不良影响。最终获得由 644 家公司的 1616 个样本观测值组成的非平衡面板数据。本文数据来自 CSMAR 数据库与 WIND 数据库, 使用的统计软件为 stata12.0。

4.2 描述性统计

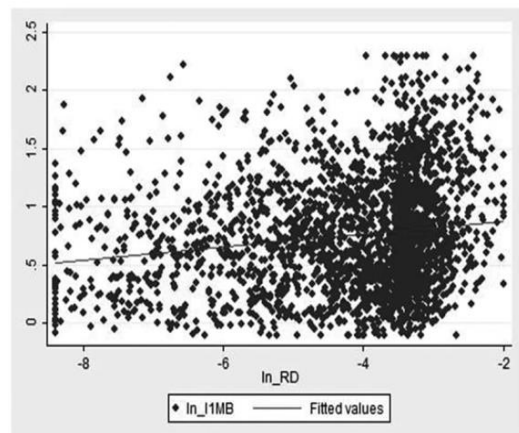


图1 市场估值与技术创新之间关系的散点图

首先, 本文对企业估值与技术创新之间的关系做一个初步的验证。图1 是样本公司市场估值与企业技术创新关系的散点图。分析散点图可以发现, 市场估值与技术创新之间存在正相关关系, 市场估值越高, 下一年的技术创新也越高, 初步验证了本文假设1。表2 是各变量的描述性统计。表2 的数据显示, 我国深圳A 股制造业上市公司的创新投入仅占主营业务收入的3.1%。这说明, 近年来, 虽然我国的技术创新能力在不断提高,

但是在制造业上市公司中,技术创新投入不多,且标准差分别为 $1.92e+08$ 和 0.022 ,这表明各公司技术创新投入差距较大。管理者持股均值为 0.335 ,说明我国制造业企业管理者的持股水平并不高。管理者既有任期均值为 3.615 年,且各企业间的差异也较大(标准差为 2.474)。管理者的预期任期水平偏低,其均值为 0.2251 年,而且企业之间的差距很显著(标准差为 7.499 ,最小值为 -22.314 ,最大值为 18.686)。管理者预期任期为负值时,说明相较于行业平均水平而言,该管理者在第 t 年前就应该离职了,如果其为正值,则说明该管理者还能在该岗位留任。

进行回归分析之前,本文对回归方程中的各个变量进Pearson相关性分析。表3中所列的分析结果表明,本文重点关注的解释变量企业市场估值($MB_{i,t-1}$)与被解释变量技术创新($R\&D_{i,t}$)的相关系数在1%的水平上显著为正,这说明滞后一期的市场估值正向影响企业技术创新,这在一定程度上为本文假设1提供了支持。但是,Pearson相关性分析得出的系数仅仅反映了两个变量之间的关系,没有考虑其他变量对被解释变量的影响,无法准确反映出变量之间的真实关系。因此,本文在接下来的部分将会在考虑控制变量的情况下进行更加严格的回归。

模型(1)报告了本文回归方程(1)的结果,检验了解释变量企业估值对被解释变量技术创新的正向影响。实证结果显示,企业估值 $MB_{i,t-1}$ 的回归系数在5%的水平上显著为正,这表明市场估值对技术创新具有正向影响,本文假设1得到验证。

模型(2)报告了回归方程(2)的实证结果,以检验管理者持股对企业估值与技术创新之间正向关系的调节作用。实证结果显示,企业估值与管理者持股的交叉项 $MB_{i,t-1} * Incent_{i,t}$ 的系数为正,且在5%的水平上显著,这表明,管理者持股增强了企业估值对技术创新的正向作用,因此,本文的理论假设2得到验证。

模型(3)和模型(4)以管理者的既有任期和预期作为调节变量,报告了回归方程(3)

和回归方程(4)的实证结果,结果表明,企业估值、管理者持股与管理者既有任期的交叉项 $MB_{i,t-1} * Incent_{i,t} * Tenure_{i,t}$ 的系数在1%的水平上显著为正,这表明,当管理者既有任期越长,管理者持股对企业估值与技术创新之间关系的调节作用越强。因此,本文的理论假设3a得到验证。此外,企业估值、管理者持股与管理者预期任期的交叉项 $MB_{i,t-1} * Incent_{i,t} * ETenure_{i,t}$ 的系数显著为正,这表明,管理者的预期任期越长,管理者持股对企业估值与技术创新之间关系的调节作用越强,因此,本文理论假设3b得到验证。

4.4 工具变量与内生性检验

回归方程(1)中可能存在的内生性问题一般来自于对相关变量,如技术创新的测量误差或是对部分变量的遗漏,这会导致固定模型和随机效应模型得出的估计量都是有偏且不一致的。针对这种情况,本文使用系统GMM估计,使用被解释变量 $R\&D_{i,t}$ 的滞后三期作为其对应的工具变量,使用解释变量 $MB_{i,t-1}$ 的滞后一期作为其对应的工具变量,具体使用`Xtdpdsys`命令进行回归。使用动态面板数据提供的“内在工具变量”解决内生性问题是一种新的途径,由Arellano和Bond于1991年提出,他们认为使用差分GMM估计可以有效解决内生性问题,这就是“Arellano-Bond”估计量。1998年Arellano和Bond将水平GMM与差分GMM进行合并,提出了系统GMM,与差分GMM相比,系统GMM可以提高估计的效率。

采用两步系统GMM方法估计参数,还需要进行相关检验,以判断误差项是否存在自相关问题以及工具变量是否有效,本文给出了AR(1)、AR(2)与Sargan检验的结果(见表4),Abond检验结果显示二阶序列相关不存在,Sargan检验结果显示无法拒绝原假设,这保证了工具变量的有效性。

此外,由于本文方程(1)中的解释变量与被解释变量可能存在双向因果关系,本文另外采用工具变量法进行两阶段估计以获得无偏结果。本文选择公司信息披露质量作为企业市场估值的工具变量。首先,企业价值信息披露不仅向外界传达该公司的历史

性信息,也传达了前瞻性信息,投资者能够通过企业价值信息披露了解该公司的未来价值并做出合理的判断与决策,降低其面临的不确定风险,从而降低公司的资本成本(郑军,2012[37])。此外,信息披露是有效监督公司高管经营决策的方式之一,信息披露质量越高,公司高管的管理行为可靠度越高,战略投资者对其的信任程度也越高,因此,企业能够获得更多的低成本融资渠道,从而提高企业的市场价值(郑军,2012[37])。而公司信息披露对技术创新没有直接影响,因此,本文选择公司信息披露质量作为企业市场估值的工具变量。参考张兵等(2009)[38]的方法,本文采用深圳证券交易所对公司信息披露质量的评级来衡量信息披露质量,信息披露质量分为四个等级,分别为优秀(A)、良好(B)、合格(C)和不合格(D),本文分别以5、4、3、2对其赋值。信息披露质量的内生性检验以及弱工具变量检验见表5。

由表5可知,用信息披露质量作为工具变量,Minimum eigenvalue statistic 统计量为28.84,大于10%偏误下的临界值16.38,因此我们可以认为用信息披露质量作为工具变量不存在弱工具变量的问题。豪斯曼内生性检验的chi值为34.39,p值为0,在1%的显著水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设,故认可企业市场估值是内生变量,接下来本文使用工具变量进行估计,具体结果见表6。

表6中第二列是使用工具变量的回归结果,企业市场估值的系数为3.423,在1%的水平上显著,即企业市场估值对技术创新的作用依然是正向且显著的,由此可以推断模型(1)~模型(4)的结果是稳健的。

4.5 稳健性检验

为了保证结果的有效性,本文更换关键变量的测量指标进行稳健性检验。企业市场估值的测量方法,除了前文所用的,还存在其他测量方法。为了确保结果的稳健性,本文借鉴程咏竹(2013)[39]的研究,本文采用权益市值账面比(SZB)来度量企业(相对)市场估值,权益市值比由股权市值与期末所有者权益相比得出,其中非流通股市值由流

通股股价代替计算。稳健性检验结果如下:

模型(5)中SZB代表企业市场估值,检验市场估值与企业技术创新的关系。实证结果显示,SZB_{i,t-1}的系数为正,在5%水平上显著,这表明企业市场估值增加,企业技术创新增加。这与前文模型(1)的研究结论一致。

模型(6)进一步检验是否管理者持股越多,企业市场估值与技术创新之间的正向关系越强。结果表明,市场估值与管理者持股的乘积项SZB_{i,t-1}*Incent_{i,t}的系数为正,且在1%的水平上显著,这与前文模型(2)的结论一致,假设2得到验证。

模型(7)和模型(8)进一步检验在考虑到管理者预期任期与既有任期的情况下,管理者持股对市场估值与技术创新之间关系的情境效应。结果表明,企业估值、管理者持股与管理者既有任期的交叉项SZB_{i,t-1}*Incent_{i,t}*Tenure_{i,t}的系数在1%水平上显著为正;企业估值、管理者持股与管理者预期任期的交叉项SZB_{i,t-1}*Incent_{i,t}*ETenure_{i,t}的系数在1%水平上显著为正。这表明,管理者预期任期越长、既有任期越长,管理者持股都能增强市场估值与技术创新的正向关系。这与前文的模型(3)和模型(4)的结果一致,假设3a与假设3b得到验证。

以上结果说明本文结果不受企业市场估值测量指标的影响,具有稳健性。

5 结论

改革开放以来,中国的经济持续发展,但是仅仅依靠外国技术扩散与资源的无效率投入难以促进经济的持续高速增长。因此,我们必须积极响应习近平总书记提出的创新驱动发展战略,支持并激励企业增加技术创新的投入,以此来推动经济结构转型升级,从而为中国经济发展提供新的增长点和新动力。基于此,本文以2006—2014年中国制造业深圳上市公司为研究对象,使用线性回归方程研究企业市场估值与技术创新之间的关系。实证结果显示,企业市场估值对技术创新具有正向影响,当估值降低,即面对威胁时,管理者会出现刚性行为,这一逻

辑与龙静等(2013)[40]提出的裁员幸存者感到威胁时减少创新的逻辑一致。在此基础上,本文引入管理者持股作为情境变量,结果显示管理者持股增强了市场估值对技术创新的正向影响。本文认为股权激励将管理者个人利益与企业总体利益结合,增强了管理者对企业状况的关注度,这一观点与Wu和Tu(2007)[41]提出的观点一致,这在一定程度上提高了本文结论的可信性。最后,本文进一步考察了管理者任期——既有任期与预期任期的情境效应,结果表明,管理者既有任期与预期任期越长,股权激励对市场估值与技术创新之间关系的正向作用越强。理论假设部分提出的任期正向影响管理者股权敏感性的观点与陈华东(2016)[31]的研究结论一致。

本文在丰富学术界关于技术创新的研究的同时,也为企业管理与政府政策制定提出以下建议。首先,企业要完善其治理机制。管理者作为企业的经营管理者,与企业的所有者存在利益冲突,基于自利的目的,当市场表现不佳时,管理者倾向于在短期内提升企业市场表现,而非继续保持或增加技术创新投入,这损害了企业股东的长期利益。因此,企业应建立并完善监督与激励机制。其次,根据高管团队理论,拥有不同背景特征的管理者,其行为与经营决策也会不同。因此,企业在遴选与监督管理者时,应该考虑到管理者的背景特征,从而实行更加高效的企业管理。

参考文献:

References:

- [1]Hirschey, M., and Weygandt, J. J. Amortization Policy for Advertising and Research and Development Expenditures[J]. *Journal of Accounting Research*, 1985, 2:85-102.
- [2]陈海声, 卢丹. 研发投入与企业价值的相关性研究[J]. *软科学*, 2011, 2:20-23.
- [3]陈守明, 冉毅, 陶兴慧. R&D强度与企业价值——股权性质和两职合一的调节作用[J]. *科学学研究*, 2012, 30(3):441-448.
- [4]Greve, H. R. A Behavioral Theory of R & D Expenditures and Innovations: Evidence from Shipbuilding[J]. *Academy of Management Journal*, 2003, 46(6):685-702.
- [5]Chen, W. R., and Miller, K. D. Situational and Institutional Determinants of Firms' R & D Search Intensity[J]. *Strategic Management Journal*, 2007, 28(4):369-381.
- [6]Chen, W. Determinants of Firms' Backward and Forward-Looking R & D Search Behavior[J]. *Organization Science*, 2008, 19(4):609-622.
- [7]王菁, 程博, 孙元欣. 期望绩效反馈效果对企业研发和慈善捐赠行为的影响[J]. *管理世界*, 2014, 8:115-133.
- [8]Baber, W. R., Fairfield, P. M., and Haggard, J. A. The Effect of Concern about Reported Income on Discretionary Spending Decisions: The Case of Research and Development[J]. *The Accounting Review*, 1991, 66(4):818-829.
- [9]Perry, S., and Grinaker, R. Earnings Expectation and Discretionary Research and Development Spending[J]. *Accounting Horizons*, 1994, 8(4):43-51.
- [10]许罡, 朱卫东. 管理当局研发支出资本化选择与盈余管理动机——基于新无形资产准则研发阶段划分的实证研究[J]. *科学学与科学技术管理*, 2010, 9:39-43.
- [11]Chan, Martin, and Kensinger. Corporate Research and Development Expenditures and Share Value[J]. *Journal of Financial Economics*, 1990, 26(2):255-276.
- [12]Hall, and Oriani. Does the Market Value R & D Investment by European Firms? Evidence from A Panel of Manufacturing Firms in France, Germany, and Italy[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2006, 24(5):971-993.
- [13]Li, D., Miller, S. R., Eden, L., and Hitt, M. A. The Impact of Rule of Law

- on Market Value Creation for Local Alliance Partners in BRIC Countries[J]. *Journal of International Management*, 2012, 18(4):305-321.
- [14]李健,薛辉蓉,潘镇.制造业企业产品市场竞争、组织冗余与技术创新[J]. *中国经济问题*, 2016, 2:112-125.
- [15]戴维奇,魏江,余纯国.过往绩效与公司风险投资:高管政治网络的调节效应[J]. *科研管理*, 2012, 1:138-146.
- [16]王陵峰,龙静,刘海建.并购中组织的 LMX, TMX 对员工创新影响的实证研究—基于威胁刚性理论的视角[J]. *科学学与科学技术管理*, 2011, 6:167-171.
- [17]贺亚楠.管理者短视与创新投资行为研究[D].山西大学, 2010.
- [18]李培功,肖珉.CEO 任期与企业资本投资[J]. *金融研究*, 2012, 2:127-141.
- [19]Fama, E. Agency Problem and the Theory of the Firm[J]. *Journal of Political Economy*, 1980, 88(2):288-307.
- [20]鞠晓生.中国上市企业创新投资的融资来源与平滑机制[J]. *世界经济*, 2013, 4:138-159.
- [21]Ballas, A. A., Chalevas, C., and Tzovas, C. Market Reaction to Valuation Adjustments for Financial Instruments: Evidence from Greece[J]. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 2012, 21(1):52-61.
- [22]李华婷.裁员幸存者威胁机会感知对其创新行为的影响研究—组织支持感的调节效应[D].南京财经大学, 2014.
- [23]张志红,田昆儒,李香梅.评估师经验、收益信息透明度对估值判断影响的实验研究[J]. *会计研究*, 2015, 4:27-32.
- [24]胡飞,姜子瑜.我国上市公司股权激励与企业价值相关性研究[J]. *经济研究导刊*, 2015, 11:210-212.
- [25]王明姬,刘海骅.组织行为学[M].原子能出版社, 2009:133.
- [26]李雪斌.股权激励机理研究—基于中国企业应用实践[D].财政部财政科学研究所, 2013.
- [27]蔡祥.控制权利益、管理者股权与企业价值[J]. *财经科学*, 2002, 5:48-51.
- [28]Tufano P. Who Manages Risk? An Empirical Examination of Risk Management Practices in the Gold Mining Industry[J]. *Journal of Finance*, 1996, 51(4):1097-1137.
- [29]何威风.管理者异质性视角下企业盈余管理行为研究[J]. *经济与管理研究*, 2012, 8:109-114.
- [30]Dechow, P. M., and Sloan, R. G. Executive Incentives and the Horizon Problem: An Empirical Investigation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1991, 14(1):51-89.
- [31]陈华东.管理者任期、股权激励与企业创新研究[J]. *中国软科学*, 2016, 8:112-126.
- [32]刘运国,刘雯.我国上市公司的高管任期与 R&D 支出[J]. *管理世界*, 2007,
- [33]Pastor, L., and Veronesi, P. Stock Valuation and Learning about Profitability[J]. *Journal of Finance*, 2003, 58(5):1749-1790.
- [34]李强,谢媛,曾勇.增长期权、价值揭示与创业板公司估值[J]. *证券市场导报*, 2016, 4:49-55.
- [35]沈红波,寇宏,张川.金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2010, 6:55-64.
- [36]姜付秀,屈耀辉,陆正飞,李焰.产品市场竞争与资本结构动态调整[J]. *经济研究*, 2008, 4:99-110.
- [37]郑军.上市公司价值信息披露的经济后果研究[J]. *中国软科学*, 2012, 11:100-110.
- [38]张兵,范致镇,潘军昌.信息透明度与公司绩效—基于内生性视角的研究[J]. *金融研究*, 2009, 2:169-184.
- [39]程咏竹.不确定性与企业市场估值:来自沪深 A 股的实证研究[D].电子科技大学, 2013.

[40]龙静, 李嘉, 祝凤灵. 裁员幸存者的威胁感与资源获取对创新的影响[J]. 科研管理, 2013, 4:145-150.

[41]Wu, J. F., and Tu, R. T. CEO Stock

Option Pay and R & D Spending: A Behavioral Agency

Explanation[J]. Journal of Business Research, 2007, 60:482-492. [J]

表2 各变量描述性统计结果(2006-2014, N=644家, T=9年, NT=1616)

变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值
rd	7.66e+07	1.92e+08	15286	3.68e+09
R&D _{i,t}	0.031	0.022	0	0.127
MB _{i,t-1}	2.555	1.480	0.900	9.869
Incent _{i,t}	0.335	0.407	0	0.989
Tenture _{i,t}	3.615	2.474	0	10.000
ETenture _{i,t}	0.225	7.499	-22.314	18.686
GROWTH _{i,t}	0.280	0.340	0	2.482
CF _{i,t}	2.69e+08	4.75e+08	3941498.000	4.03e+09

表3 变量的相关系数矩阵

变量	均值	标准差	R&D _{i,t}	MB _{i,t-1}	Incent _{i,t}	Tenture _{i,t}	ETenture _{i,t}	GROWTH _{i,t}	CF _{i,t}
R&D _{i,t}	-3.941	1.269	1						
MB _{i,t-1}	0.807	0.494	0.206 ^{***}	1					
Incent _{i,t}	0.246	0.290	0.295 ^{***}	0.196 ^{***}	1				
Tenture _{i,t}	3.615	2.474	0.127 ^{***}	-0.054 [*]	0.230 ^{***}	1			
ETenture _{i,t}	0.225	7.499	-0.047 [*]	0.026	-0.084 ^{***}	-0.510 ^{***}	1		
GROWTH _{i,t}	-1.776	1.126	-0.006	0.267 ^{***}	0.059 ^{**}	-0.058 ^{**}	0.059 ^{**}	1	
CF _{i,t}	18.586	1.278	-0.238 ^{***}	-0.240 ^{***}	-0.199 ^{***}	0.006	-0.008	0.007	1

注: (1) *、**和*** 分布表示10%、5%和1%的显著性水平; (2) 显示四舍五入后保留三小数点的结果。

表4 模型(1)-模型(4)的实证结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
R&D _{i,t-1}	0.669 ^{***} (0.019)	0.660 ^{***} (0.044)	0.589 ^{***} (0.042)	0.640 ^{***} (0.046)
R&D _{i,t-2}	-0.076 ^{***} (0.019)	0.003 (0.041)	0.045 (0.058)	0.061 (0.053)
R&D _{i,t-3}	0.128 ^{***} (0.018)	0.036 [*] (0.021)	0.001 (0.036)	0.005 (0.026)
GROWTH _{i,t}	-0.102 ^{***} (0.005)	-0.119 ^{***} (0.016)	-0.080 ^{***} (0.020)	-0.093 ^{***} (0.020)
CF _{i,t}	0.080 ^{***} (0.014)	0.043 [*] (0.026)	-0.048 (0.035)	-0.001 (0.032)
MB _{i,t-1}	0.060 ^{**} (0.016)	0.174 ^{***} (0.062)	0.078 (0.079)	0.150 ^{**} (0.070)
Incent _{i,t}		-0.039 (0.039)	-0.044 ^{***} (0.037)	-0.050 (0.043)

$MB_{i,t-1} * Incent_{i,t}$		0.019** (0.009)	-0.113*** (0.033)	0.025** (0.012)
Tenture _{i,t}			0.032*** (0.008)	
ETenture _{i,t}				0.007** (0.003)
$MB_{i,t-1} * Tenture_{i,t}$			0.005 (0.005)	
$MB_{i,t-1} * ETenture_{i,t}$				0.004** (0.001)
$Incent_{i,t} * Tenture_{i,t}$				
$Incent_{i,t} * ETenture_{i,t}$				
$MB_{i,t-1} * Incent_{i,t} * Tenture_{i,t}$			0.020*** (0.005)	
$MB_{i,t-1} * Incent_{i,t} * ETenture_{i,t}$				0.004* (0.002)
共线性 VIF 值	1.03 - 1.10	1.07 - 1.23	1.08 - 1.20	1.01 - 1.20
Year Dummy 检验	2318.32***	39.96***	19.03**	8.69*
AR(1) 检验	0.220	0.246	0.273	0.253
AR(2) 检验	0.101	0.412	0.259	0.255
Sargan Test	0.522	0.854	0.990	0.993

注：(1)*、**和***分布表示10%、5%和1%的显著性水平；(2)显示四舍五入后保留三小数点的结果；(3)括号内为标准误；(4)Year Dummy报告了年度虚拟变量联合检验F值；(5)多重共线性检验报告了每个回归方程中变量的VIF取值范围。

表5 工具变量的检验

工具变量	信息披露质量
Minimum eigenvalue statistic	28.84
2SLS Size of nominal 5% Wald test	16.38 (10%)
豪斯曼检验的chi值	39.39
P - Value	0.00

表6 回归方程(1)的工具变量回归结果

技术创新	R&D _{i,t}
$MB_{i,t-1}$	3.423*** (0.729)
$CF_{i,t}$	0.053 (0.070)
$GROWTH_{i,t}$	-0.383*** (0.092)
R_sq	0.118
F	29.049

注：(1)*、**和***分布表示10%、5%和1%的显著性水平；(2)括号内为标准误。

表7 模型(5) - 模型(8)的稳健性检验结果

解释变量	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
$R\&D_{i,t-1}$	0.661 ^{***} (0.026)	0.712 ^{***} (0.045)	0.600 ^{***} (0.044)	0.692 ^{***} (0.043)
$R\&D_{i,t-2}$	-0.081 ^{***} (0.025)	-0.054 (0.041)	0.008 (0.061)	-0.018 (0.045)
$R\&D_{i,t-3}$	0.131 ^{***} (0.015)	0.052 ^{**} (0.027)	-0.013 (0.041)	0.035 (0.027)
$GROWTH_{i,t}$	-0.103 ^{***} (0.009)	-0.111 ^{***} (0.017)	-0.089 ^{***} (0.022)	-0.101 ^{***} (0.018)
$CF_{i,t}$	0.079 ^{***} (0.025)	0.063 ^{***} (0.019)	-0.022 (0.042)	0.040 (0.029)
$SZB_{i,t-1}$	0.043 ^{**} (0.017)	0.132 ^{***} (0.070)	0.128 (0.084)	0.103 (0.073)
$Incent_{i,t}$		-0.038 (0.031)	-0.043 (0.035)	-0.043 (0.041)
$SZB_{i,t-1} * Incent_{i,t}$		0.065 ^{***} (0.015)	-0.099 ^{***} (0.038)	0.075 ^{***} (0.024)
$Tenture_{i,t}$			0.033 ^{***} (0.008)	
$ETenture_{i,t}$				-0.005 (0.003)
$SZB_{i,t-1} * Tenture_{i,t}$			0.011 (0.009)	
$SZB_{i,t-1} * ETenture_{i,t}$				0.075 ^{***} (0.023)
$Incent_{i,t} * Tenture_{i,t}$				
$Incent_{i,t} * ETenture_{i,t}$				
$SZB_{i,t-1} * Incent_{i,t} * Tenture_{i,t}$			0.022 ^{***} (0.006)	
$SZB_{i,t-1} * Incent_{i,t} * ETenture_{i,t}$				0.009 ^{***} (0.003)
共线性 VIF 值	1.05 - 1.10	1.09 - 1.14	1.08 - 1.18	1.01 - 1.14
Year Dummy 检验	1074.27 [*]	42.55 ^{***}	44.77 ^{***}	30.59 ^{***}
AR(1) 检验	0.235	0.216	0.283	0.236
AR(2) 检验	0.102	0.295	0.266	0.246
Sargan Test	0.473	0.861	0.972	0.880

注：(1) *、** 和 *** 分布表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；(2) 显示四舍五入后保留三小数点的结果；(3) 括号内为标准误；(4) Year Dummy 报告了年度虚拟变量联合检验 F 值；(5) 多重共线性检验报告了每个回归方程中变量的 VIF 取值范围。

产业集聚对绿色创新的影响

——抑制还是激励？

刘亮 蒋伏心 王钺（南京师范大学商学院）

摘要：通过构建综合考虑技术创新、环境、能源的绿色创新指标体系，从空间外部性的视角，探讨产业集聚水平对绿色创新的影响，并运用门槛面板模型进行实证考察。研究发现，产业集聚对绿色创新具有“U”型双门槛效应，集聚水平较低时，产业集聚抑制地区绿色创新；随着集聚水平的提高，产业集聚对绿色创新的负面作用逐渐减弱；当集聚水平跨过更高的门槛值时，产业集聚对绿色创新有激励作用。因此，应动态的处理产业集聚与绿色创新的关系，根据集聚水平的不同，制定差异化政策。

在我国区域发展的进程中，产业集聚的空间外部性促进了地区经济的发展。但在经济新常态背景下，经济的发展需要由以往粗放型的增长模式向符合“创新”、“绿色”理念的绿色创新发展模式转变。那么，产业集聚是否适应这种绿色创新型的发展模式，就成为一个值得关注的议题。

产业集聚作为相同的产业领域的企业和机构在地理上靠近并存在产业联系的空间组织形式，与地区创新、环境、资源都存在相关关系。从创新角度，新产业区理论认为，集聚内的组织（包括企业、研究和教育机构、培训组织、金融机构等）在相互信任的基础上，可以形成分工协作，这种分工协作有助于知识信息在企业间的传播，带来单一生产者所不能实现的效率与灵活性，从而提高创新效率。同时，集聚区内企业可以共享基础设施、知识外溢和劳动市场，这种共享不仅可以降低单个企业的平均成本，还有助于知识的扩散以及创新人才库的产生[1]（陈林生）。从环境角度，污染内在于产业集聚的发展过程，但根据目前的研究表明，产业集聚与环境污染的关系较为复杂。一些学者认为产业集聚是加剧环境污染的重要原因[2-4]（Virkanen; Frank; 张可），同时环境污染对产业集聚还存在反向抑制作用[4]（张可）。与之不同，有些学者认为产业集聚与环境污染之间并非简单的线性关系，产业集聚低于门槛值时，产业集聚对环境污染具有负的外部性，而产业集聚到达一定程度时将有助于改善环境污染[5-6]（李勇刚；杨仁发）。也有学者认为短期内产业

集聚将有利于改善环境污染，而长期内产业集聚的环境外部性很难确定，产业集聚与环境污染并不存在相关关系[7]（闫逢柱）。从资源角度，产业集聚以及其规模效应是区域经济增长最大的动力，区域经济发展带来的产业规模扩大以及人口集中，将消耗更多的资源。但产业和人口的集聚又促进了资源的集中利用，集聚内关联企业成为共生体，综合利用原料、能源和“三废”资源[8]（刘习平）。

目前文献多是对产业集聚与地区发展进程中创新、环境、资源等单一方面影响机制的研究，鲜有针对产业集聚对地区绿色创新可持续发展的系统分析，这也是本文的创新之处。借鉴以往学者对绿色创新的理解，本文认为绿色创新是在创新为导向的经济发展过程中遵循生态经济规律，减少对环境的破坏、资源的消耗，协调好发展过程中经济、环境、资源等因素的一种可持续发展理念。

产业集聚作为最具活力的空间组织载体，对地区绿色创新是一个长期、复杂的影响过程，其影响机制并不是各个单一方面的简单加总。因此，本文遵循整理绿色创新以及产业集聚对技术创新、环境污染、能源消耗产生影响的文献思路，选取中国省级工业企业数据，围绕产业集聚与绿色创新是否存在非线性关系展开实证研究。之所以将研究的重点集中于工业，是因为工业是推动其他产业发展的重要力量，也更需要向绿色创新发展模式转变，同时，从新经济地理学角度来讲，工业可以在地区间转移，其集聚效应

也最为显著[9](金煜)。

1 影响路径与机理

产业集聚的空间外部性对地区经济增长、全要素生产率、创新效率等具有显著影响和促进作用,但也产生环境污染和资源消耗等负外部性影响,同样,其正负外部性也会对绿色创新也会产生不同的影响。因此,本文从产业集聚正外部性和负外部性的两个角度对绿色创新的影响进行分析(见图1)。

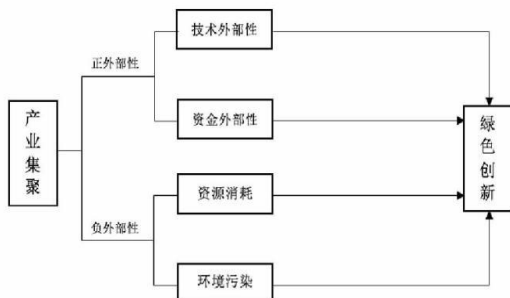


图 1 产业集聚外部性对绿色创新的影响

1.1 产业集聚对绿色创新的正外部性

产业集聚的正外部性可分为技术外部性和资金外部性[10](Scitovsky)。技术外部性是由技术上存在联系而非市场机制下所产生的外部性。资金外部性是指由于产业的前后相向关联导致的空间外部性。

1.1.1 技术外部性

产业集聚带来技术外部性,技术外部性又称知识溢出,是知识扩散的一种方式。知识管理理论将知识可划分为明晰性知识与缄默性知识,一般明晰性知识可以通过书本、期刊等标准化媒介获得和传播,而缄默性知识只能通过面对面的接触和交流来实现。明晰性知识和缄默性知识的相互转化是创新的重要部分,地理集中的企业间的直接接触与交流,有利于缄默性知识的传播,从而促进了明晰性知识与缄默性知识的相互转化,进一步提高了区域的创新能力。因此产业集聚的技术外部性促进了区域间的创新能力。此外,技术外部性具有空间根植性特性,其外部性会随着地理距离的增加而衰减,这种特性使得产业集聚度更高的区域获得更高的技术外部性,从而对创新的作用程度更高

[11](赵勇)。故而,产业集聚带来的技术外部性促进了创新能力,从而有利于地区工业绿色创新,且集聚水平越高,作用效果越明显。

1.1.2 资金外部性

产业集聚内的分工协作减少了中间投入品的投入,同时集聚内企业共享基础设施、生产和消费投入品、专业化服务、教育、劳动力市场等也降低了企业的平均成本,这种规模效应形成了资金外部性。资金外部性形成的规模报酬递增地方化,减少了对创新投入与环境治理的溢出效应,从而促进创新、减少污染。另外,集聚内的组织如上下游企业之间、政府和企业之间、产学研之间的分工协作可以发挥集体效率。一方面,组织间的分工协作提高了劳动者技能的熟练以及专业化,促进人力资本及知识的积累,促进技术创新,同时组织间的协同创新也促进了创新效率。另一方面,企业间的分工协作降低了中间投入品的价格、减少中间投入品的在途损耗,提高了资源的利用效率。因此,产业集聚的资金外部性促进了地区创新效率,同时一定程度上减少了环境污染和资源消耗,从而提高了地区工业绿色创新,且集聚水平越高,效果越明显。

1.2 产业集聚对绿色创新的负外部性

1.2.1 环境污染

一方面,空间上的企业密集,特别是污染型工业的集聚会带来环境污染。另一方面,产业集聚区内政策和设施较为完善,更容易吸引国外资本,相对于发达国家,发展中国家的环境规制水平较低,容易使集聚地区形成“污染避难所”[12](沈静)。但污染的加剧,政府会采取更严格的环境规制措施,增加对环境治理的投入,一定程度缓解了地区环境的污染。同时企业会面临更高的环境成本和集聚内产生的竞争效应,企业会选择通过改良生产工艺或提高治污支出来减缓或抵消环境成本,取得竞争优势,环境的治理过程一定程度上促进了技术的创新。所以,产业集聚对环境的影响是个动态的过程,产业集聚水平较低时,集聚会带来环境污染,此时,产业集聚不利于地区工业绿色创新能力的提高。随着集聚水平的提高达到临界值,

环境污染得到有效控制,一定程度上促进了地区生产工艺以及技术的进步,此时产业集聚促进了地区工业绿色创新。

1.2.2 资源消耗

产业集聚特别是工业的集聚以及集聚带来的人口集中将消耗更多的资源。但企业空间上的聚集,关联企业成为共生体,促进了资源的集中利用,提高了资源利用率。同时,资源的过度消耗使企业将面临更高的生产成本,企业会选择改进生产工艺降低资源消耗。因此,产业集聚处于低水平时,资源消耗降低了地区工业绿色创新。随着集聚水平的提高,资源的利用效率得到提高,此时,产业集聚促进了地区工业绿色创新。

综上所述,产业集聚水平较低时,产业集聚的技术外部性和资金外部性促进了创新水平,但产业集聚所带来了资源消耗、环境污染,不利于地区可持续发展。因此,此时产业集聚不利于工业绿色创新的提高。随着集聚水平的提高,集聚的正外部性进一步增强,资源消耗与环境污染负外部性得到有效控制,产业集聚对工业绿色创新的抑制效果减弱。产业集聚水平到达临界值,产业集聚的正外部性继续增强,负外部性减弱,同时负外部促进了地区技术创新,此时产业集聚与工业绿色创新呈正相关关系。

2 绿色创新的评价

在绿色创新能力的评价方面,大部分学者采用绿色创新效率来反映绿色创新效率的水平[13-16](Hailu A; 韩晶; 冯志军; 任耀),效率是一个相对指标,如果一个地区用较少的投入可以获得较多的期望产出以及较少的非期望产出,就认为该地区的绿色创新效率较高,效率的高低更能反映一个地区的绿色创新能力与水平,因此本文亦选择地区的绿色创新效率来表征地区绿色创新能力。

2.1 考虑非期望产出的DEA-SBM模型

绿色创新效率是综合考虑地区环境污染和能源消耗后的创新效率的评测。本文引入数据包络分析法(Data Envelopment AnalysisDEA)评测地区工业绿色创新效率问题。数据包络分析是一种衡量多输入、多

产出同类决策单元(Decision Making Unit,DMU)相对效率的方法。DEA在评价效率是可以避免主观因素所带来的影响,减少评价误差。传统DEA模型,如CCR模型、BCC模型,在评价效率中的产出均为期望产出,即产出越大效率越高。但在评价绿色创新效率时,环境污染产出则是一种产出越少、效率越高的“非期望产出”。为解决这个问题,一些学者[13-14](Hailu A;韩晶)等将非期望产出作为投入变量,但这种处理方式有违生产过程的实际意义。另外,传统的DEA模型在度量效率的方法属于线性分段和径向理论,当要素存在拥挤或松弛时,会出现决策单元的效率被高估的情况。本文利用[17]Tone提出的非角度、非径向的DEA-SBM模型来衡量绿色创新效率。DEA-SBM模型把松弛变量直接放入目标函数中,解决了决策单元被高估的情况,同时又解决了存在非期望产出的效率评价问题。

假设有n个决策单元,每个决策单元有三个向量:投入、期望产出和非期望产出,分别表示为 $x \in \times R^m, y_g \in R^{s_1}, y_b \in R^{s_2}$ 。定义矩阵X, Yg, Yb如下:

$$X = [x_1, \dots, x_n] \in R^{m \times n}$$

$$Y^g = [y_1^g, \dots, y_n^g] \in R^{s_1 \times n}$$

$$Y^b = [y_1^b, \dots, y_n^b] \in R^{s_2 \times n}$$

其中, $X > 0, Y_g > 0, Y_b > 0$ 。生产可能性集可以定义为:

$$P = \{(x, x^g, x^b) | x \geq X\lambda, y^g \leq Y^g\lambda, y^b \geq Y^b\lambda, \lambda \geq 0\} \quad (1)$$

考虑非期望产出的DEA-SBM模型如下:

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left[\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{r0}^b} \right]}$$

$$\text{s.t. } x_0 = X\lambda + s^-$$

$$y_0^g = Y^g\lambda - s^g$$

$$y_0^b = Y^b\lambda + s^b$$

$$s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0$$

(2)

s 、 sg 、 sb 分别表示投入、期望产出和非期望产出的松弛量, λ 为权重向量。效率 ρ^* 满足 $0 \leq \rho^* \leq 1$, 当 $\rho^* < 1$ 时, 认为被评价单元无效, 决策单元需要通过增加期望产出、减少投入或非期望产出改进效率。当且仅当 $\rho^* = 1$ 时, 即 $s = 0$ 、 $sg = 0$ 、 $sb = 0$ 时, 我们认为被评价单元是有效率的。

2.2 绿色创新效率的投入、产出指标

本文根据绿色创新追求“技术创新、资源节约、绿色环保”的发展内涵, 参考已有研究绿色创新效率的指标、以及数据的可获取性, 选择指标如下:

2.2.1 投入指标

(1) R&D 投入资本存量和 R&D 人员全时当量

工业部门的创新主要来自研发部门和生产部门, 资本和劳动是创新系统的基本要素。本文选 2004—2014 年规模以上工业 R&D 经费内部支出和 R&D 人员全时当量作为工业研发部门绿色创新的财力和人力资源的投入指标。

R&D 经费内部支出反映的是企业该年度创新活动投入的流量指标, 但 R&D 投入对创新的影响不仅仅局限于当期, 某一年度的 R&D 产出往往由以往年度 R&D 活动积累的成果。所以本文用永续盘存法对 R&D 资本存量进行核算。该方法的公式为:

$$K_{it} = K_{it-1}(1 - \sigma) + \sum_{m=1}^n \kappa_m I_{it-m} \quad (3)$$

其中, k_{it} 、 k_{it-1} 为 i 地区 t 时期和 $t-1$ 时期的资本存量; σ 为折旧率, 本文采用通用的做法假=15%; m 为滞后期数; κ_m 为滞后算子, 即 R&D 支出的贴现系数。 I_{it-1} 为 i 地区 $t-1$ 时期的 R&D 支出现值, 现值的计算, 本文参照朱平芳 [18] 的研究, 从 R&D 支出的用途计算。《中国科技统计年鉴》中将 R&D 支出分为日常性支出和资产性支出, 由于 2008 年之前没有公布规模以上工业 R&D 内部支出的日常性支出和资产性支出, 本文根据计算 2009—2014 年已公布的数据来衡量规模以上工业 R&D 内部支出的日常性支出和资产性支出占比。计算出支出价格指

数=87%*消费价格指数+13%*固定资产价格指数。

假设滞后期为 m , 则 $m-0$ 期的 R&D 支出构成 t 期的资本存量增量, 即当 $m=0$ 时, $\kappa_m = 1$, 否则 $\kappa_m = 0$ 。假定滞后期为 1 年, 则 (3) 式可写成 (4) 的形式:

$$K_{it} = K_{it-1}(1 - \sigma) + I_{it-1} \quad (4)$$

本文以 2003 年为基期, 基期的资本存量用下式来估计:

$$K_0 = \frac{I_0}{g + \sigma} \quad (5)$$

式中, K_0 为基期 R&D 支出资本存量, I_0 为基期 R&D 经费实际支出, g 为 R&D 支出的平均增长率, 经计算 $g=22\%$; σ 为折旧率。

(2) 劳动力

一些学者 [14—15] (韩晶; 冯志军) 在衡量企业绿色创新效率时均为考虑到生产部门的创新, 忽略了生产部门人员由于经验积累所产生的创新, 即干中学效应, 造成在衡量绿色创新效率时的偏差。本文借鉴任耀 [16] 的方法, 选取规模以上工业平均用工人数作为衡量工业生产部门绿色创新投入的指标。

(3) 资源消耗量

绿色创新追求资源节约, 能源消耗量是衡量企业绿色创新资源节约的重要指标。具体本文选取折算成标准煤的能源消耗总量作为衡量工业绿色创新效率的投入。

2.2.2 产出指标

(1) 期望产出: 发明专利和新产品收入。专利是衡量企业创新成果的重要产出, 而专利又分为发明专利、外观专利和实用新型专利, 本文选取科技含量更好的发明专利来衡量企业的创新产出。新产品收入是衡量绿色创新经济效益的重要指标, 新产品收入不仅体现了一个企业 R&D 部门创新成果的经济转化能力, 也体现了生产部门人员生产加工技艺的创新。所以本文选取规模以上工业发明专利申请数和新产品收入作为绿色创新效率的期望产出。

(2) 非期望产出指标: 工业废水、废气、

固体废物排放量

绿色创新考虑企业发展的环境效益, 本文研究工业企业的绿色创新, 必然要考虑到环境污染物的排放。工业部门的污染主要是废水、废气和固体废物, 但由于评价三者的标准不同, 本文借鉴韩晶 [14] 的方法, 将工业废水、废气、固体废物按照 0.42、0.35、0.23 的比例加权来衡量工业企业的污染排放。

下文中, 本文将不再区分地区绿色创新与绿色创新效率, 并将其统一称为绿色创新。

3 门槛模型构建

根据产业集聚对绿色创新的机理分析, 企业绿色创新可能因为产业集聚水平的不同而呈现出非线性的关系。为避免主观划分门槛的误差, 本文采用 Hansen [19] 提出的固定效应门槛回归模型:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} \cdot 1(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} \cdot 1(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中 y_{it} 、 x_{it} 为被解释变量和解释变量, μ_i 反映个体效应, q_{it} 为门槛变量, γ 为待估计的门槛值, 扰动项 ε_{it} 为独立同分布, $1(\cdot)$ 是示性函数。

本文以工业产业集聚水平作为门槛值, 考察产业集聚对工业企业绿色创新是否产生影响以及是否显著, 分别设定单一门槛模型以及双门槛模型如下(多重门槛以此类推):

greenit 其中为地区绿色创新, agglit 为产业集聚水平, strit、openit、prtit 分别为产业结构、开放程度和环境规制强度。

门槛模型的变量选取方面:

被解释变量 (green): 工业绿色创新水平, 通过考虑非期望产出的 DEA-SBM 模型评测。

核心解释变量: 产业集聚水平 (aggl), 本文利用 CR 指数测度地区产业集聚水平。

$$CR_i = \frac{x_i}{\sum_{i=1}^N x_i} \quad (9)$$

其中 CR_i 表示第 i 个省的产业集聚水

平, x_i 表示第 i 个省工业产值, N 表示省个数。

控制变量。工业企业的绿色创新不仅受产业集聚的影响, 可能还受到所处区域环境 (产业结构、技术市场环境、开放程度) 以及政府部门相关政策等多方面的影响。

产业结构 (str)。第三产业具有知识密集、技术密集、劳动密集的特点, 理论上, 层次更高的产业集聚可以给企业提供更好的创新基础和环境。地区良好的金融系统不仅有利于企业发展的稳定性, 也可以给创新活动提供物质基础。同时完善的教育、培训等第三产业有利于培养技术人才, 促进地区的技术创新。同时完备的生产性服务业等第三产业可以有效促进工业技术进步、吸收运用企业的创新成果, 提高创新效率与经济效益, 有利于促进绿色创新。本文选用地区第三产业产值占总产值的比例来表征地区产业结构。

开放程度 (open)。对外开放程度较高的地区往往竞争更激烈, 企业存在提高科技投入的内生动力。同时, 对外开放程度高的地区容易吸引外资, 也有利于引进先进技术, 一定程度促进本地区创新能力的提升。另一方面, 外资的进入, 也可能出现“污染避难所”的现象, 从而抑制了绿色创新。本文用地区进出口总额与 GDP 比值来衡量地区对外开放程度。

环境规制强度 (pr)。一方面, 政府部门实施环境规制后, 企业为达到政府设定的环境标准, 必然会增加与减少环境污染相关的投资, 从而有利于减少环境污染, 另一方面, 环境规制是政府对于企业施加的额外成本, 同时也是政府对于企业实施的一个约束条件, 这种约束条件将环境外部成本内部化, 产生挤出效应, 对于创新部门的投资必定减少, 从而导致创新产出的减少。本文用地区工业污染治理完成投资与地区 GDP 的比值来表征地区环境规制强度。

本文选取中国内地 30 个省、市、自治区的样本数据 (西藏指标缺省较多, 故不做考量), 考察期为 2004—2014 年, 原始数据来源于 2005—2015 年《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国工业统计年

鉴》、《中国环境统计年鉴》。

4 结果分析

4.1 绿色创新分析

本文运用 DEA-SBM 模型评测 2004—2014 年各省工业企业的绿色创新,考察期内全国工业绿色创新水平平均值达到 0.450,但各地区工业绿色创新水平还存在明显差异(由于篇幅,本文没有列出各地区绿色创新水平)。北京、上海的绿色创新能力平均值为 1.000,并列全国首位,说明北京和上海处于绿色创新发展的前沿。北京、上海云集许多科研院所与高校,直接推动了地方创新效率的提升,加之近年对环境的重视及高污染工业的迁出,也一定程度上缓解了地区环境污染与能源消耗。黑龙江省的绿色创新水平相对较低,这主要是由于黑龙江主要以石油、煤炭、机械为主要的工业体系,而且绝大多数为国有企业。一方面,国有企业技术创新能力薄弱、缺乏高新技术的支撑。另一方面,石油、煤炭、机械等也是高污染、高能耗的工业企业。所以造成黑龙江省绿色创新水平相对较低。

从我国四大经济区域来看,除 2013 年东北地区外,各个地区的工业绿色创新能力都平稳提升(见图 2),说明这些年我国的可持续发展战略取得了一定的成绩,地区创新意识、绿色意识得到了提高。结合图 1,东部地区的绿色创新明显优于中西部与东北地区,这与东部地区拥有较高的技术水平和较为完善的产业体系存在密切联系。中西部与东北地区的绿色创新相对较低,主要由于其工业多为高污染、高能耗的工业为主。同时东部沿海发达的地区

不符合绿色环保的企业的迁入也是造成其绿色创新水平较低的原因之一。

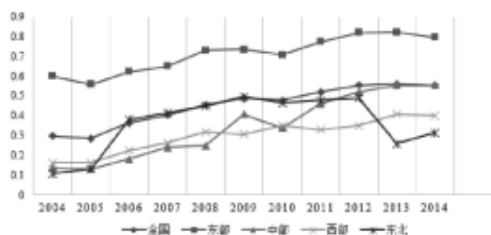


图2 地区工业绿色创新水平变动趋势

4.2 门槛回归和检验结果

本文在使用固定效应模型的基础上进行门槛检验和估计。

4.2.1 门槛检验

对于门槛模型,我们首先需要确定门槛的存在性以及门槛的个数。本文使用 Stata12 软件,利用 Hansen [19]提出的自抽样法(bootstrap)对门槛进行检验,得出的 F 统计量和 P 值见表 1。

表1 门槛存在性检验

模型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛	18.357**	0.020	100	21.521	10.821	7.201
双重门槛	14.609**	0.050	100	21.024	12.961	5.896
三重门槛	1.255	0.390	100	13.598	8.449	4.647

注: (1) **、*、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。(2) P 值和临界值均采用“自抽样法”(Bootstrap) 反复抽样 100 次得到的结果。

通过表 1,我们发现单一门槛、双重门槛在 5% 的显著性水平显著,自抽样 F 值分别为 18.357 和 14.609。而三重门槛不显著,F 值为 1.255。因此,本文下面将基于双门槛模型进行实证分析。

两个门槛的估计值和 95% 的置信区间见表 2。门槛参数的估计值我们利用似然比统计量来识别,借助图 3 和图 4 的似然比函数图,我们可以更容易了解门槛值和置信区间的估计过程。门槛参数估计值就是似然比检验统计量 LR 为 0 时的取值,双重门槛模型中门槛值、分比为 0.011 (见图 3) 和 0.027 (见图 4)。95% 的置信区间的是所有 LR 值小于 5% 水平临界值 7.35 (即图 3 和图 4 中的虚线) 构成,因此 95% 的置信区间分别为 [0.011, 0.012] (见图 3) 和 [0.023, 0.029] (见图 4)。

表2 两个门槛值和置信区间

检验	估计值	95% 的置信区间
门槛值	0.011	[0.011, 0.012]
门槛值	0.027	[0.023, 0.029]

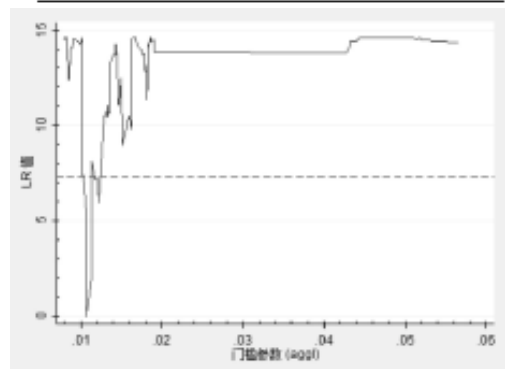


图3 第一个门槛的估计值和置信区间

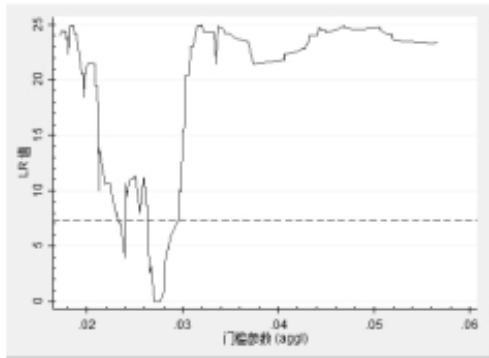


图4 第二个门槛的估计值和置信区间

依据这两个门槛值将我国各省工业产业集聚水平分为较低水平 ($agg1 \leq 0.011$)、中等水平 ($0.011 < agg1 \leq 0.027$) 和较高水平 ($agg1 > 0.027$) 三个区间。表3列式了2014年三个区间包含的省份。

表3 2014年处于门槛区间的省份名称

门槛值区间	省份分布
$agg1 \leq 0.011$	海南、青海、宁夏、贵州、甘肃、新疆、云南
$0.011 < agg1 \leq 0.027$	黑龙江、山西、重庆、广西、陕西、内蒙古、北京、吉林、天津
$agg1 > 0.027$	江西、湖南、上海、安徽、福建、四川、湖北、河北、辽宁、浙江、河南、广东、江苏、山东

注：由于篇幅所限，仅列出2014年处于门槛区间的省份。

4.2.2 模型的参数估计分析

双重门槛模型的参数估计值列式于表4

表4 门槛面板模型变量系数统计结果

green	参数估计值	T
$agg1_1 (agg1 \leq 0.011)$	-28.1993 ^{***}	-4.03
$agg1_2 (0.011 < agg1 \leq 0.027)$	-5.6950 ^{**}	-2.55
$agg1_3 (agg1 > 0.027)$	2.1383 [*]	1.74
str	1.2860 ^{***}	3.79
open	-1.3481	-1.36
pe	-18.3450 [*]	-1.95

注：***、**、* 分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。

结合表4，产业集聚与绿色创新存在相关关系，并且不是简单的线性关系。当地区产业集聚处于较低水平时，回归系数为 -28.1993，并通过1%显著性水平检验，此时，产业集聚反向抑制了地区绿色创新。当地区产业集聚水平跨越第一个门槛后，回归系数为 -5.6950，并通过5%显著性水平检验，此时，产业集聚抑制地区绿色创新，但抑制效果减弱。当地区产业集聚水平跨越第二个门槛后，回归系数为 2.1383，通过10%显著水平检验，说明产业集聚正向促进地区绿色创新。因此，产业集聚对工业绿色创新存在显著影响，并且存在U型关系，这与本文的预期相一致。产业集聚处

于较低水平（第一区间）时，集聚带来的环境污染与资源消耗阻碍了地区绿色创新，降低了地区绿色创新能力。产业集聚水平跨越第一个门槛，技术外部性和资金外部性进一步增强，集聚对绿色创新的抑制效果减弱。随着产业集聚水平跨越第二个门槛值，R&D人员、R&D资本进一步聚集，劳动市场进一步成熟，进一步促进地区知识外溢。同时，环境污染和资源消耗得到改善，此时，产业集聚有助于提高地区工业绿色创新。

控制变量中，产业结构与绿色创新显著正相关，回归系数为 1.2860，通过1%显著水平检验，一定程度上表明，地区产业结构的优化有利于地区工业绿色创新的提高。开放程度回归系数为 -1.3481，没有通过10%显著水平检验，对地区绿色创新具有不显著的负向影响。环境规制回归系数为 -18.3450，通过10%显著水平检验，一定程度上说明地区环境规制不利于绿色创新的提高。

5 结论及政策启示

本文利用我国省级面板数据为样本，构建绿色创新指标体系对各省工业绿色创新能力进行评测，并通过门槛模型研究绿色创新的影响机制，主要的研究发现有：我国工业绿色创新水平平均值为 0.450，整体水平偏低。其中东部发达地区的工业绿色创新水平最高，中部、西部以及东北地区追赶效应明显；产业集聚对绿色创新具有双门槛效应，随着集聚水平的提高，产业集聚对绿色创新的影响由负变正，呈U型，且效果显著；控制变量产业结构对绿色创新产生正向影响；开放程度对工业绿色创新产生负向影响，但效果不显著；环境规制一定程度上阻碍绿色创新发展。

结合上文的分析与讨论，从政策层面：

产业集聚不仅是促进地区经济发展的有效产业模式，在集聚水平跨越第二个门槛值后，也有有效的促进地区的绿色创新，因此，我们应动态的处理产业集聚与绿色创新之间的关系。

对于集聚水平偏低的地区，政府应积极引导建成工业园区、高新技术开发区，促进

多元化、多层次的集聚形式。同时加强集聚内的分工协作,建立健全产业上中下游合作体系,加强企业、科研机构与高校的交流与互动,大力发展与集聚内相适应的物流圈与供应链,充分发挥产业集聚的技术外部性与资金外部性,减弱集聚带来的负外部性影响。

对于集聚水平较高的地区,尽管跨越第二个门槛值,但客观地说,其产业集聚还处于初级阶段。产业集聚一部分由政府主导,计划经济色彩明显,难以有效的发挥正外部性,另一部分自发形成,存在低层次、低技术含量的问题。因此,这些地区在加强产业集群扶持力度的同时,应明确产业集聚的发展方向,构建一种由市场主导的产业融合型集群模式,使集群内的各部门、不同组织、上中下游之间形成高效的利益共同体。政府同时学习国外的先进经验,从观念上、体制上、建立完备的产业集聚生态化的保障制度体系,努力营造有利于地区绿色创新的外部环境,促进地区经济社会的协调发展。

参考文献:

- [1] 杨仁发. 产业集聚能否改善中国环境污染 [J]. 中国人口·资源与环境, 2015(02): 23—29
- [2] 任耀, 牛冲槐, 牛彤, 等. 绿色创新效率的理论模型与实证研究 [J]. 管理世界, 2014 (07) : 176 — 177
- [3] 张可, 汪东芳. 经济集聚与环境污染的交互影响及空间溢出 [J]. 中国工业经济, 2014 (06) : 70 — 82
- [4] 李勇刚, 张鹏. 产业集聚加剧了中国的环境污染吗——来自中国省级层面的经验证据 [J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2013 (05) : 97—106
- [5] 刘习平, 宋德勇. 城市产业集聚对城市环境的影响 [J]. 城市问题, 2013(03):9—15
- [6] 冯志军. 中国工业企业绿色创新效率研究 [J]. 中国科技论坛, 2013 (02):82—88
- [7] 韩晶. 中国区域绿色创新效率研究 [J]. 财经问题研究, 2012(11) : 130 — 137
- [8] 沈静, 向澄, 柳意云. 广东省污染密集型产业转移机制——基于 2000~2009 年面板数据模型的实证 [J]. 地理研究, 2012(02): 357—368
- [9] 闫逢柱, 苏李, 乔娟. 产业集聚发展与环境污染关系的考察——来自中国制造业的证据 [J]. 科学学研究, 201 (01):79—83, 120
- [10] 韩云虹. 产业集聚度测定指标的评价与改进 [J]. 工业技术经济, 2009(06):107—108
- [11] 赵勇, 白永秀. 知识溢出: 一个文献综述 [J]. 经济研究, 2009 (01) : 144— 156
- [12] 金煜, 陈钊, 陆铭. 中国的地区工业集聚: 经济地理、新经济地理与经济政策 [J]. 经济研究, 2006 (04) : 79 — 89
- [13] 陈林生. 以产业集群促进区域创新体系建设研究 [J]. 经济问题探索, 2005 (04) : 108 — 110
- [14] 朱平芳, 徐伟民. 政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究 [J]. 经济研究, 2003(06): 45 — 53, 94
- [15] FRANK A. Urban Air Quality in Larger Conurbations in the Europe-an Union [J]. Environmental Modeling and Software, 2001, 16(4) : 399 — 414
- [16] HANSEN B E. Threshold Effects in Non — dynamic Panels: Estima-tion [J]. Testing and Inference. Journal of Econometrics, 1999(93) : 345 — 368
- [17] HAILU A, VEEMAN T S. Non — parametric productivity analysiswith undesirable outputs: an application to the Canadian pulp andpaper industry [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2001 (83) : 605 — 616
- [18] SCITOVSKY T. Two Concepts of External Economies [J]. TheJournal of Political Economy, 1954: 143 — 151
- [19] TONE K. Dealing with Undesirable Outputs in DEA: A Slacks — based Measure (SBM) Approach [R]. GRIPS Research ReportSeires, 2003: 0005
- [20] VI R KANEN J. Effect of Urbanization on Metal Deposition in the Bayof Toolonlahti, Southern of Finland [J]. Marine Pollution Bulletin, 1998, 36 (9) : 729 — 738

要素市场扭曲与商业银行经营效率损失

宋凯艺（南京师范大学商学院研究生）

摘要：采用 2007~2015 年中国 16 家上市商业银行的面板数据，在测算考虑非期望产出的经营效率，以及劳动力和资本要素市场扭曲程度的基础上，采用 SBM-DEA 模型实证分析要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应。研究发现，考察期内，中国商业银行存在较为严重的要素市场扭曲问题；在考虑了商业银行的不良贷款等非期望产出后，商业银行的经营效率能够得到显著提升；劳动力要素市场扭曲对商业银行考虑非期望产出经营效率的影响效应是不显著的，而资本要素市场扭曲的影响效应显著为正。进一步分析发现，劳动力要素市场扭曲对国有商业银行经营效率的影响效应是不显著的，而资本要素市场扭曲的影响效应则显著为正，劳动力和资本要素市场扭曲对非国有商业银行经营效率的影响均是不显著的。采用门槛回归模型实证分析发现，劳动力和资本要素市场扭曲在影响商业银行经营效率的过程中均存在显著的非线性特征。

一、引言

中国的金融改革和金融市场发展从初始阶段就呈现出强制性的特征，金融制度的变迁基本上是源于自上而下的政府强制性政策供给行为，而非自下而上的市场行为主体诱致性需求行为（鲁晓东）^[1]。这其中，作为中国金融改革的重要产物，商业银行在其成长与发展过程中也深深地刻上了扭曲的烙印。虽然近年来中国一系列金融体制改革在一定程度上释放了商业银行经营的自由性和市场活力，如在 2015 年，全国人大常委会通过的《中华人民共和国商业银行法修正案（草案）》中，将商业银行存贷比等内容由法定监管指标转为流动性监测指标。但就整体而言，市场机制在中国商业银行的资源使用和要素配置方面仍然难以发挥决定性作用。特别是在中国财政分权体制和官员“晋升锦标赛”的政府治理模式下，政府部门等外部因素对干预金融部门决策具有异乎寻常的热情和积极性，地方政府为了取得更好的经济增长业绩，其往往会有较强的积极性去为那些见效快、风险低的生产性建设项目寻求融资渠道，并利用其手中的权力去干预商业银行等金融部门的信贷决策，这也产生了商业银行的要素市场扭曲。在该种情况下，商业银行的劳动力和资本等生产要素难以按照市场机制进行自由配置，也无法进入那些边际产出更高的生产领域，这将直接导致生产要素配置效率的下降，并使得商业

银行的生产过程无法达到帕累托最优状态，产生经营效率的损失。

事实上，关于商业银行经营效率的研究也一直是学界关注的热点问题之一。目前研究中，学者们大多采用数据包络分析（DEA）或者随机前沿分析（SFA）等方法对中国商业银行经营效率进行测评（Maudos and Pastor^[2]；郑录军和曹廷求^[3]；王聪和谭政勋^[4]；周逢民等^[5]；刘孟飞和张晓岚^[6]；Hou et al.^[7]），这些研究就如何优化商业银行的投入产出，降低冗余等进行了较为深入的探讨。进一步地，何蛟等^[8]认为在股权结构改革后，引入战略投资者的商业银行的成本效率和利润效率均会得到显著提升。程茂勇和赵红（2011）^[9]研究市场势力对中国商业银行经营效率的影响，发现市场势力的提高会导致商业银行成本效率的下降和利润效率的上升。毛洪涛等（2013）^[10]则分析转型体制下商业银行的战略引资和 IPO 对其效率的影响，认为中国商业银行战略引资和 IPO 具有明显的“选择效应”，即引入境外战略投资者降低了引资银行的效率，而 IPO 虽然在短期内能够提高效率，但在长期内却会产生减损效应。近年来，还有一些学者采用了其它方法对商业银行经营效率进行了测评，其中，邱兆祥和张爱武（2009）^[11]采用无成本处置壳（FDH）方法测算中国商业银行的 X 效率水平，FDH 方法估计得到的有效率商业银行数量更多，行业平均效率水平呈现逐年上升趋势，基于各

个效率指标做出的效率评价在序数意义上基本一致,国有商业银行在整个样本期平均效率水平在所有 X 效率指标上都高于其他商业银行。姜永宏和蒋伟杰^[12]基于 Hicks — Moorsteen TFP 指数方法研究了中国商业银行的效率,发现城市商业银行在技术水平和技术效率方面具有优势,国有商业银行的优势在于规模效率,而股份制商业银行的优势主要集中于范围效率。

近年来,伴随着中国要素市场扭曲现象及所产生经济效应的不断扩大,也有部分学者开始关注金融市场的要素扭曲问题。其中,邢志平和靳来群考察不同所有制部门内部金融资源错配的程度,发现政府干预是导致国有经济部门和民营经济部门内部金融资源错配的重要原因。林宏山^[14]则进一步从金融要素扭曲的角度考察了其与经济的关系,发现经济路径依赖下的金融资源扭曲对地方经济发展具有显著的抑制作用且政府主导下的政策性资金强化了这种抑制作用。汪伟和潘孝挺则从企业技术创新的视角,考察金融要素扭曲对企业技术创新活动的影响,其研究也认为当前中国的金融要素扭曲对企业的研发投入和创新成果均具有显著的抑制作用。以往的这些研究对于更为全面地认识要素市场扭曲与金融市场的关系具有积极的参考和借鉴意义,但不可否认的是,这些研究仍然存在一些不足之处:一方面,以往研究并没有考察要素市场扭曲与商业银行经营效率之间的关系。事实上,在主流经济学理论中,生产要素的最优配置是实现帕累托效率的必要前提,商业银行要素市场的扭曲势必将会对其经营效率产生重要影响。另一方面,这些研究也没有考察要素市场扭曲在影响商业银行经营效率过程中可能存在的非线性特征,即从现实的角度来说,中国商业银行快速发展的一个重要支撑就是来自于政府部门等外部因素的干预,但过度的干预势必会导致要素市场扭曲,进而对商业银行日常经营产生不利影响,忽略这一方面的考察势必也不利于科学地考察要素市场扭曲与商业银行经营效率之间的关系。

基于此,本文的边际贡献主要在于:第

一,在研究视角方面,本文以商业银行经营效率为切入点,主要考察劳动力和资本要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响,进而探讨这种影响效应可能存在的非线性特征,这有利于我们更加全面地研究要素市场扭曲对商业银行经营的影响。第二,在实证方面,本文采用 SBM — DEA 方法测算考虑商业银行不良贷款等非期望产出的经营效率,如果缺乏有效的风险防范机制,不良贷款等也会成为商业银行经营过程的产出之一,而在测算商业银行经营效率时对这种非期望产出进行控制有利于提高测算结果的精确性和可信度。第三,本文还将采用门槛面板回归模型,进一步考察要素市场扭曲在影响商业银行经营效率过程中可能存在的非线性特征。正如前文所述,在不同的要素市场扭曲程度内,其对商业银行经营效率的影响效应应当是不同的,考虑这种非线性特征的存在将有利于更加全面地认识要素市场扭曲与商业银行经营效率之间的关系。

二、模型、数据与变量

(一) 模型构建

为了进一步检验要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应,本文构建式(1)所示的面板计量经济学模型:

$$\text{Efficiency}_{it} = \alpha_0 + \beta \text{Dist}_{it} + \phi X_{jit} + \lambda_i + \mu_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示截面数, t 为时期; α 表示常数项; Efficiency 为因变量,表示商业银行的经营效率; Dist 为核心自变量,表示商业银行的要素市场扭曲指标, β 为其估计系数; X 表示 j 个控制变量,参考以往研究,本文所选取的控制变量主要包括商业银行的存款总额、投资收益、资本充足率与上市时间, ϕ 则表示相应的估计系数; λ 表示不可观测的个体效应; μ 则为随机误差项。

(二) 数据说明

考虑到数据的可获得性,本文的研究对象是中国 16 家 A 股上市商业银行,研究期限为 2007 年至 2015 年,共 240 个研究样本。这 16 家上市商业银行主要包括:中国工商银行(1)、中国建设银行(2)、中国农业

银行(3)、中国银行(4)、交通银行(5)、招商银行(6)、中信银行(7)、兴业银行(8)、浦东发展银行(9)、民生银行(10)、光大银行(11)、平安银行(12)、华夏银行(13)、北京银行(14)、宁波银行(15)和南京银行(16)。文章研究的原始数据主要来自于各上市商业银行年度报告、各期《金融统计年鉴》和网易财经等。

(三) 变量构造

1. 要素市场扭曲。

参考以往研究,本文采用生产函数法对商业银行的要素市场扭曲进行测度。关于生产函数的选择,我们将采用超越对数形式的生产函数,其用公式可以表示为:

式(2)中, y_t 表示商业银行的产出变量; λ_0 为常数项; b_l 和 b_k 分别表示商业银行的劳动力要素和资本要素, γ 为其相应的估计系数; ε 表示随机扰动项。关于以上各变量的指标选取,本文采用考察期内商业银行的贷款总额作为其产出变量的衡量指标,采用商业银行的资本净额作为其资本要素的衡量指标,劳动力要素则采用的是商业银行的雇员数。根据(2),

$$MP_{bl} = (\gamma_1 + \gamma_3 \ln b_l + \gamma_5 \ln b_k) y_t / b_l \quad (3)$$

$$MP_{bk} = (\gamma_2 + \gamma_4 \ln b_k + \gamma_5 \ln b_l) y_t / b_k \quad (4)$$

(3)和(4)中, MP_{bl} 和 MP_{bk} 分别表示劳动力和资本的边际产出。根据要素市场扭曲的定义,劳动力要素市场扭曲可以表示为劳动力的边际产出与其价格之比,而资本要素的市场扭曲则可以表示为资本的边际产出与其价格之比,即:

$$\text{Dist}_{bl} = MP_{bl} / \text{wage} \quad (5)$$

$$\text{Dist}_{bk} = MP_{bk} / \text{rate} \quad (6)$$

式(5)和(6)中, Dist_{bl} 和 Dist_{bk} 分别表示劳动力和资本要素市场的扭曲,这两个指标的含义均在于:如果取值大于1,说明该要素的应得大于实际所得,要素市场为反向扭曲;如果取值小于1,则说明该要素存在正向扭曲。 wage 为劳动力的价格,采用商业银行平均职工薪酬进行表示,并采用居民消费价格指数将其核算为2007年的不变价。 rate 表示资本的价格,即利率水平,采用商业银行的存贷款付息率之差进行

表示。下表为所测算的中国各商业银行要素市场扭曲程度及其均值(表1和图1)。

由表1可知,考察期内,中国商业银行要素市场扭曲较为严重,其中,劳动力要素市场扭曲的均值为175.6968,呈现出反向扭曲的态势,即商业银行劳动力要素的边际产量高于其工资水平。资本要素市场扭曲的均值为-13.4459,呈现出正向扭曲的态势,说明商业银行资本要素的边际产量小于0,存在资本要素的相对过剩。不仅如此,中国商业银行的劳动力要素市场扭曲程度的绝对值要高于资本要素市场扭曲的绝对值,即劳动力要素边际产量与其价格的偏离程度要高于资本要素。最后,考察期内,中国国有商业银行的劳动力要素市场扭曲程度要低于非国有商业银行,但在资本要素市场方面,国有商业银行的资本要素市场扭曲程度高于非国有商业银行。从图1所示的时间趋势来看,2007~2015年间,中国商业银行劳动力要素市场扭曲程度虽然较高,但其在总体上呈现下降趋势。而资本要素市场扭曲程度在一直保持平稳态势,其平均水平仍位于0以下。

2. 经营效率。

效率是衡量商业银行经营业绩的重要标准,它能够反映商业银行的资源利用效果和整体的经营状况(张健)然而如前文所述,以往研究在考察商业银行效率的过程中忽视了商业银行的坏账等“非期望产出”,其所采用的传统的DEA模型(CCR模型、BCC模型)等方法假设商业银行的产出均为理想产出,并没有将负外部效益等“坏”的产出纳入考虑范。但在现实的生产过程中“坏”的产出是客观存在的,如果忽略这些“坏”的产出势必导致测算结果的偏误。

为了克服传统DEA模型的缺陷, Tone(2003)^[17]在非径向非角度SBM模型的基础上,将非期望产出引入生产可能性集,建立考虑非期望产出的SBM模型,该模型既解决了投入产出松弛性问题,又解决了存在非期望产出时的效率评价问题。本文尝试采用考虑非期望产出的SBM-DEA模型,将商业银行的不良贷款作为其产出中“坏”的部分,以此对商业银行的经营效率进行测

算。考虑非期望产出的 SBM 模型如下：假定有 n 个决策单元 (DMU)，每一个 DMU 均有 m 种投入 x ， s_1 种期望产出 y^g 和 s_2 种非期望产出 y^b ，假设存在 $x \in R^m$ ， $y^g \in R^{s_1}$ ， $y^b \in R^{s_2}$ ，定义矩阵 X 、 Y^g 和 Y^b 如式 (7)、(8)、(9) 所示：

$$X = [x_1, \dots, x_n] \in R^{m \times n} \quad (7)$$

$$Y^g = [y_1^g, \dots, y_n^g] \in R^{s_1 \times n} \quad (8)$$

$$Y^b = [y_1^b, \dots, y_n^b] \in R^{s_2 \times n} \quad (9)$$

上式中， X 、 Y^g 和 Y^b 均大于 0。定义生产可能性集 P ：

$$P = \{(x, y^g, y^b) / x \geq X\lambda, y^g \leq Y^g\lambda, y^b \geq Y^b\lambda, \lambda \geq 0\} \quad (10)$$

考虑非期望产出的 SBM 方向性距离函数模型为：

$$\rho^* = \min \left(1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^n \frac{s_i^-}{x_i} \right) / \left[1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{r0}^b} \right) \right] \quad (11)$$

$$s. t. \begin{cases} x_0 = X\lambda + s^- \\ y_0^g = Y^g\lambda - s^g \\ y_0^b = Y^b\lambda + s^b \\ s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (12)$$

s^- 、 s^+ 和 s^b 分别表示投入、期望产出及非期望产出的松弛量 λ 为权重向量。目标函数数 ρ 的取值范围位于 0 到 1 之间。对于特定的评价单元 当且仅当 $\rho=1$ 且 $S^- = S^g = S^b = 0$ 时，说明决策单元有效率；如果 $\rho^* < 1$ ，说明此时决策单元是无效的，存在投入产出上改进的可能性。

实际测算过程中，需要确定商业银行的投入和产出指标。本文研究中所选取的投入指标主要是营业成本 (x_1) 与雇员数 (x_2)，“好”的产出主要是商业银行的贷款总额 (y^g)。而关于商业银行“坏”的非期望产出指标的选取，结合目前中国商业银行经营的现实情况和数据的可获得性，并参考王兵和朱宁 (2010) [18] 等学者的研究，本文选取商业银行不良贷款率作为其“坏”的产出 (y^b)。本文采用 DEA - Solver 软件测算 2007~2015 年中国 16 家上市商业

银行考虑非期望产出的经营效率，为了便于比较，本文还测算了各商业银行未考虑非期望产出的经营效率 (表 2 和图 2)。由表 2 可知，考察期内，中国 16 家上市商业银行考虑非期望产出的经营效率均值为 0.6493，这要高于未考虑非期望产出的经营效率均值 0.5253，这说明控制不良贷款等“坏”的产出后，商业银行的经营效率能够得到提升。就商业银行的性质而言，中国国有上市商业银行考虑非期望产出的经营效率高于非国有上市商业银行，而其未考虑非期望产出的经营效率要低于非国有上市商业银行，这说明在考虑非期望产出后，国有上市商业银行经营效率的提升空间也要高于非国有上市商业银行，即不良贷款等非期望产出严重抑制国有商业银行经营效率的提升。而从现实的角度来说，中国国有商业银行的不良贷款率要高于非国有商业银行，大量的坏账与不良贷款逐渐成为制约国有商业银行快速发展的关键因素，因而改善经营机制、减少不良贷款也是今后国有商业银行提高经营效率的重要举措。从图 2 所示的考虑非期望产出的商业银行经营效率均值的时间趋势来看，2007~2015 年间，在考虑不良贷款等非期望产出后，中国上市商业银行的经营效率在总体上呈现出上升趋势，即在 2007~2011 年间，其经营效率呈上升态势，而在 2011 年后，商业银行的经营效率由上升变为下降，但其平均水平仍要高于 2007 年。其中，国有上市商业银行的经营效率在整个考察期内要高于非国有上市商业银行，且亦位于平均值之上

3. 其它控制变量。

为了进一步提高实证研究结果的精确性，本文还将控制其它一些可能会影响商业银行经营效率的因素，主要包括：存款总额、投资收益、资本充足率和上市时间。

(1) 存款总额 (Deposit)

存款是商业银行重要的负债项目，也是维持其日常运营的关键资金来源。如果一个商业银行的存款总额越多，说明该银行可用于投资或贷款的资金也越多，这在维持商业银行正常运营的同时，还能够为商业银行改善经营管理、提高资源配置效率提供更大的

空间,这都有利于提高其运营效率。不仅如此,较高的存款总额或存款率是商业银行自身能力的重要体现,吸收存款越多的银行,其往往亦拥有较好的声誉和投资价值,因而也更加能够获得外部的支持。本文对商业银行的存款总额进行控制,该指标数据来源于各商业银行的年度报告。

(2) 投资收益 (Income)

商业银行是国民经济体系运行中的重要投资主体,其本身所具有的大量资本规模以及较强的融资能力等都为其开展投资活动提供了重要支撑。投资收益越高,商业银行的运营能力往往也越强,其也可能体现为商业银行的投资损失越少,这都可以说明其较好的资金配置方式,这都将对商业银行的经营效率产生重要影响。因此,我们亦将对其进行控制,选取各商业银行年度报告中的投资收益项目作为其衡量指标。

(3) 资本充足率 (Car)

银行资本总额对其风险加权资产的比率就是资本充足率,它对于银行等金融机构正常运营和发展能够提高基本的资本比率指标。能够反映商业银行的经营风险,因而也成为商业银行资产负债管理的基准目标之一(周力扬和武康平^[19])。也有学者研究发现资本充足率对商业银行的利润效率和成本效率具有显著影响,且这种影响呈现出非线性特征和非对称效应。本文将对商业银行的资本充足率进行控制,该指标数据亦来自于各商业银行发布的年度报告。

(4) 上市时间 (Time)

一般来说,商业银行的上市时间越长,其市场化运作体系越成熟,公司治理也越规范,管理层的管理水平越高,品牌形象和市场认知度也越高,这均有利于商业银行取得更高的生产率(李志辉和王文宏^[20])。因此,本文亦对商业银行的上市时间进行控制,该项指标是根据各商业银行的上市时间测算所得。表3报告了以上各指标的描述性统计结果。

三、实证结果与讨论

(一) 基准回归结果

基于公式(1)所示的面板计量经济学

模型,本文采用 Stata13 软件对其进行了估计(表4)。根据 Greene^[21]的解释,由于本文测算的创新生产效率位于0和1之间,如果直接采用普通最小二乘法回归,估计参数值会产生偏向于0的情形,因此,本文采用的是面板Tobit模型。表4中,模型(1)、(2)和(3)表示以考虑商业银行非期望产出的经营效率为因变量,分别加入劳动力要素市场扭曲、资本要素市场扭曲和其它控制变量的估计结果;模型(4)、(5)和(6)则表示以未考虑商业银行非期望产出的经营效率为因变量,分别加入劳动力要素市场扭曲、资本要素市场扭曲和其它控制变量的估计结果。

由表4可知,在考虑商业银行的不良贷款等非期望产出后,劳动力要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应是不显著的,而资本要素市场扭曲对商业银行经营效率则具有显著的正向影响,即资本要素市场扭曲越严重,商业银行的经营效率越高。这可能是因为,一方面,对于商业银行来说,由于其运行和经营的主要载体就是资本,劳动力等要素受外界干扰较小,其对商业银行经营效率的影响可能也较弱。另一方面,在中国利率市场化进程刚刚起步的情况下,地方政府等外部主体对于商业银行资金配置与使用的干预力量较大,而这也一直是商业银行运营并获取利润的常用途径。由于缺乏良好的风险防范机制,外部主体的这些干预恰好能够弥补商业银行本身在风险管控方面的不足,从而提高其经营效率。而在未考虑商业银行不良贷款等非期望产出的情况下,劳动力要素市场扭曲对于商业银行经营效率的影响效应依然是不显著的,即劳动力因素仍未构成影响商业银行经营的重要因素。然而,在未控制不良贷款等情况下,资本要素市场扭曲无法对商业银行经营效率产生显著影响,这也从另一个角度说明地方政府等外部主体在干预商业银行运营过程中确实能够帮助商业银行管控风险,减少不良贷款等非期望产出。

其它控制变量中,模型(3)和(6)结果显示,无论有没有考虑商业银行非期望产出后,存款总额对于商业银行的经营效率均具

有显著的正向影响,正如前文所述,存款是商业银行最主要的负债业务,也是其运营资本的重要来源,大量的存款有利于为商业银行的资金配置和使用提供空间,从而有利于其正常运营和经营效率提升。就投资收益来说,其对商业银行经营效率的影响效应也是显著为正的,较高的投资收益在一定程度上代表商业银行较强的资本运营能力和水平,从而也是其经营效率提升的重要标志。模型(3)结果显示,在考虑商业银行非期望产出后,资本充足率对其经营效率具有显著的正向影响,由于资本充足率是衡量商业银行经营风险的重要指标,资本充足率越高,说明商业银行对于风险的管控能力较好,这对于其降低不良贷款等非期望产出具有促进作用,因而在控制非期望产出后,商业银行的资本充足率越高,其经营效率也越高。模型(6)中,在未考虑非期望产出的经营效率的情况下,资本充足率对商业银行经营效率的影响效应是不显著的。最后,模型(3)和(6)的结果均表明商业银行的上市时间对其经营效率具有显著的正向影响,上市时间越长,商业银行的品牌形象、融资渠道和融资能力等均较强,这都有利于其提升经营效率。

(二) 考虑商业银行性质的分样本回归

就中国商业银行的性质来说,其主要可以分为国有商业银行和非国有商业银行,由于二者在产权等方面的区别,它们在要素市场扭曲方面的情况也具有显著区别,这在前文中关于要素市场扭曲测度方面已经得到了验证,而这种要素市场扭曲的区别势必也将对其经营效率产生不同的影响。这里,本文将采用分样本回归的方法,进一步考察要素市场扭曲对不同性质商业银行经营效率的影响效应(表5)。表5中,模型(7)和(8)表示以国有商业银行为样本,分别以考虑和未考虑商业银行非期望产出为因变量的模型估计结果,模型(9)和(10)则表示以非国有商业银行为样本,分别以考虑和未考虑商业银行非期望产出为因变量的模型估计结果。

由表5可知,对于国有商业银行来说,无论是否考虑非期望产出,劳动力要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应均是

不显著的,而资本要素市场扭曲的影响效应则显著为正。相对来说,在非国有商业银行中,劳动力要素市场扭曲对商业银行的经营效率也是不显著的,但资本要素市场扭曲亦无法对商业银行经营效率产生显著影响。这可能是在国有商业银行中,政府部门等外部因素对其资本使用和配置的干预力度较大,其产生资本要素市场扭曲的情况也更为严重。相对来说,非国有商业银行的市场化运行机制更为健全,政府部门等外部因素对其干扰力度也更小,因而资本要素市场扭曲无法对其经营效率产生显著影响。

其它控制变量中,就国有商业银行来说,在考虑非期望产出的情况下,存款总额对经营效率具有显著的正向促进作用,而对其未考虑非期望产出经营效率的影响效应是不显著的;在非国有商业银行中,无论是否考虑非期望产出,存款总额对其经营效率均具有显著的正向影响。就投资收益来说,在国有商业银行中,投资收益对考虑非期望产出经营效率的影响效应是不显著的,而对于未考虑非期望产出的经营效率则具有显著的促进作用;在非国有商业银行中,无论是否考虑非期望产出,投资收益对其经营效率的影响效应亦显著为正。就资本充足率指标来说,在考虑非期望产出的情况下,无论是在国有还是非国有商业银行中,资本充足率对其经营效率均具有显著的正向影响。但是,如果没有考虑非期望产出,资本充足率对国有和非国有商业银行经营效率的影响均是不显著的,这再次说明无论是什么性质的商业银行,资本充足率均是其控制不良贷款、防范风险的重要因素。最后,无论是在国有还是非国有商业银行中,以及无论是否控制了非期望产出,上市年数对商业银行经营效率的影响效应均显著为正,说明在任何商业银行中,上市时间越长,其品牌影响力和公司经营能力都越高,这均有利于促进其经营效率的提升。

四、进一步讨论:影响效应的非线性特征

前文研究结论表明,无论是否考虑非期

望产出,劳动力要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应均是不显著的,而资本要素市场扭曲的影响效应则呈现出一定的差异,即在考虑非期望产出的情况下,资本要素市场扭曲对商业银行经营效率具有显著的正向影响,如果未考虑非期望产出,其影响效应则不显著。这一系列研究结论背后的一个关键假设就是劳动力要素市场扭曲和资本要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应是线性的。但是,进一步的探究可以发现,这种影响效应可能呈现出非线性特征。事实上,从中国商业银行发展的历程来看,虽然政府等外部因素的干预是中国商业银行发展壮大的一个非常重要的推动因素,但是过度的要素市场扭曲势必会降低生产要素的配置效率,从而对商业银行的经营效率产生不利影响。因此,要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响可能并非是单纯的正向或负向,其可能表现为一种非线性的状态。本文将采用门槛面板回归模型,进一步研究要素市场扭曲对商业银行经营效率影响的非线性特征。参考(Hansen 1999^[22]^[23])的研究,考虑存在单一门槛,本文构建如式(12)所示的门槛面板回归模型:

式(12)中, I 为示性函数, q_{it} 表示相应的门槛变量, τ_i 为相应的未知门槛值, β_1 和 β_2 分别为 $q_{it} \leq \tau_i$ 和 $q_{it} > \tau_i$ 时要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响系数。如果存在多重门槛,模型的设定与之相似。根据Hansen的研究,在对模型参数估计过程中还需进行门槛效应的显著性检验和门槛值的真实性检验,即以上模型中的 β_1 和 β_2 之间是否存在显著性差异,以及门槛的估计值是否等于其真实值。

本文采用Stata13软件,基于固定效应模型,对式(12)所示的门槛面板回归模型进行门槛检验和估计。表6和表7分别报告了门槛的自抽样检验结果和门槛值的估计结果。其中,模型(11)和(12)分别表示以考虑和未考虑非期望产出的经营效率为因变量,以劳动力要素市场扭曲为其自身门槛变量的估计结果,模型(13)和(14)则分别表示以考虑和未考虑非期望产出的经营效率为因变量,以资本要素市场扭曲为其自

身门槛变量的估计结果。

由表6可知,模型(11)在10%的显著性水平上通过了单一门槛检验,并在1%显著性水平上通过双重门槛和三重门槛检验;模型(12)仅在5%显著性水平上通过双重门槛检验,且在10%水平上仍未通过三重门槛检验;模型(13)在1%水平上通过单一门槛检验,在10%水平上通过双重门槛检验,并在5%的显著性水平上通过了双重门槛检验;最后,模型(14)在1%水平上通过单一和双重门槛检验,并在5%水平上通过三重门槛检验。在本文的样本区间内,考虑非期望产出模型中劳动力要素市场扭曲存在三个门槛值,未考虑非期望产出模型中的劳动力要素市场扭曲存在两个门槛值,无论是否考虑非期望产出,资本要素市场扭曲均存在三个门槛值。以上各模型的门槛值及其95%置信区间如表7所示。表8报告了门槛面板回归模型的估计结果。

由表8可知,模型(11)中,在考虑非期望产出的情况下,劳动力要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应存在非线性特征。前文研究发现劳动力要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响是不显著的,但这里进一步地研究认为,如果当劳动力要素市场扭曲跨过187.725的门槛值时,其对商业银行经营效率的影响效应显著为负,说明过度的劳动力要素市场扭曲不利于商业银行经营效率的提升。其它变量的估计结果与模型(3)基本一致。模型(12)中,在未考虑非期望产出的情况下,劳动力要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应也是具有非线性特征,当其门槛值超过247.040时,其影响效应由不显著变为显著为负。模型(13)中,在考虑非期望产出的情况下,资本要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应在3.175之后是不显著的,当资本要素市场扭曲低于3.175的门槛值时,其对商业银行经营效率的影响效应变成显著为正,这说明在资本要素市场扭曲程度较低时,其可以促进商业银行经营效率的提升,但随着资本要素市场扭曲不断扩大,其对商业银行经营效率的影响将会变得不显著。与之类似地,模型(14)中,如果没有考虑非期望产

出,资本要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响也是呈现出三重门槛特征,即当资本要素市场扭曲低于 2.295 的门槛值时,其才能对商业银行经营效率产生正向影响,而如果资本要素市场扭曲程度进一步扩大,其也无法对商业银行经营效率产生影响。其余变量的估计结果与前文一致,这也说明本文的研究结论具有较好的稳健性。

五、总结与启示

作为中国经济体制改革过程中的产物,要素市场扭曲对中国金融市场发展和商业银行经营具有非常重要的影响。本文选取 2007 ~ 2015 年中国 16 家上市商业银行的面板数据,通过测算商业银行劳动力和资本要素市场扭曲,并基于 DEA - SBM 模型测算考虑商业银行的不良贷款等“非期望产出”的经营效率,进而采用计量经济学模型,实证考察要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应,得出以下结论和启示。

首先,考察期内,中国商业银行要素市场扭曲较为严重,其中,劳动力要素市场呈现出反向扭曲的态势,即商业银行劳动力要素的边际产量高于其工资水平,且资本要素市场的扭曲程度为负值,说明商业银行资本要素的边际产量小于 0,这可能是近年来中国商业银行未能将其自身的资金进行有效投资和支配,从而导致资本相对过剩,降低了商业银行资本的使用效率。中国上市商业银行考虑非期望产出的经营效率均值要高于未考虑非期望产出的经营效率均值,即在控制不良贷款等“坏”的产出后,商业银行的经营效率能够得到提升,且国有上市商业银行考虑非期望产出的经营效率高于非国有上市商业银行。

其次,在考虑商业银行不良贷款等非期望产出后,劳动力要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响效应是不显著的,而资本要素市场扭曲对商业银行经营效率则具有显著的正向影响,即资本要素市场扭曲越严重,商业银行的经营效率越高。而在未考虑商业银行不良贷款等非期望产出的情况下,劳动力和资本要素市场扭曲对于商业银行经营效率的影响效应均是不显著的,且这些影响

效应均存在显著的非线性特征。分样本研究中,无论是否考虑非期望产出,劳动力要素市场扭曲对国有商业银行经营效率的影响效应均是不显著的,而资本要素市场扭曲的影响效应则显著为正。而在非国有商业银行中,劳动力和资本要素市场扭曲对商业银行的经营效率均是不显著的。其它控制变量中,无论是否考虑非期望产出,存款总额、投资收益和上市时间对于商业银行的经营效率均具有显著的正向影响;在考虑商业银行非期望产出后,资本充足率对其经营效率具有显著的正向影响,这说明较高的资本充足率对于降低不良贷款等非期望产出具有促进作用。

尽管本文研究结果显示资本要素市场扭曲对商业银行经营效率的影响显著为正,但是在门槛面板回归模型中发现,这种影响效应存在着显著的非线性特征,即如果资本要素市场扭曲跨过一定的门槛值时,其可能无法进一步促进商业银行经营效率的提升,甚至可能会产生负面影响。同样地,劳动力要素市场扭曲在影响商业银行经营效率过程中亦存在着非线性特征,当劳动力要素市场扭曲不断扩大,其将会对商业银行经营效率产生阻碍作用。因此,从政策层面来说,劳动力和资本要素市场扭曲并非越大越好,进一步推动商业银行的利率市场化进程,通过货币市场的传导,由商业银行根据供求关系、价格信号和竞争机制等方式决定其资源的配置与使用,进而发挥市场机制在商业银行要素配置中的决定性作用,纠正商业银行内部可能存在的劳动力和资本要素市场扭曲。不仅如此,在商业银行利率市场化进程不断推动的进程中,商业银行与监管机构还需要关注其不良贷款等“非期望产出”的存在。商业银行需要进一步优化其风险管理模式,不断创新资金的运营和使用途径;而监管机构也需要不断完善监管体制,增强其监管过程的多元性和灵活性,这都有利于推动商业银行的健康运行,进而对其经营效率提升产生促进作用。

参考文献:

[1] 鲁晓东. 金融资源错配阻碍了中国的经济增长吗?

[2] Maudos J. , and Pastor J. M. , 2003. Cost and Profit Efficiency in the Spanish Banking Sector (1985 — 1996) : a Non — parametric Approach, Applied Financial Economics, Vol. 13, No. 1: 1 — 12.

[3] 郑录军, 曹廷求. 我国商业银行效率及其影响因素的实证分析

[4] 王聪, 谭政勋. 我国商业银行效率结构研究

[5] 周逢民, 张会元, 周海等. 基于两阶段关联 DEA 模型的我国商业银行效率评价。

[6] 刘孟飞, 张晓岚. 风险约束下商业银行效率及其影响因素研究

[7] Hou X. H. , Wang Q. , and Zhang Q. , 2014. Market Structure, Risk Taking, and the Efficiency of Chinese Commercial Banks, Emerging Markets Review, Vol. 20, No. 9: 75 — 88.

[8] 何蛟, 傅强, 潘璐. 股权结构改革对我国商业银行效率的影响

[9] 程茂勇, 赵红. 市场势力对银行效率影响分析——来自我国商业银行的经验数据

[10] 毛洪涛, 何熙琼, 张福华. 转型体制下我国商业银行改革对银行效率的影响——来自 1999 — 2010 年的经验证据

[11] 邱兆祥, 张爱武. 基于 FDH 方法的中国商业银行 X 效率研究

[12] 姜永宏, 蒋伟杰. 中国上市商业银行效率和全要素生产率研究——基于 Hicks — Moorsteen TFP 指数的一个分析框架

[13] 邢志平, 靳来群. 政府干预的金融资源错配效应研究——以中国国有经济部门与民营经济部门为例的分析

[14] 林宏山. 金融要素扭曲与经济发展关系研究——以福建省为例

[15] 汪伟, 潘孝挺. 金融要素扭曲与企业创新活动.

[16] 张健华. 我国商业银行效率研究的 DEA 方法及 1997 — 2001 年效率的实证研究

[17] Tone K. , 2003. Dealing With Undesirable Outputs in DEA: A Slacks — based Measure (SBM) Approach, GRI PS Research Report Series .

[18] 王兵, 朱宁. 不良贷款约束下的中国上市商业银行效率和全要素生产率研究——基于 SBM 方向性距离函数的实证分析.

[19] 周力扬, 武康平. 商业银行资本充足率的信息甄别与选择管理科学,

[20] 李志辉, 王文宏. 提升中国上市商业银行经营效率之见解

$$\ln by_{it} = \lambda_0 + \gamma_1 \ln bl_{it} + \gamma_2 \ln bk_{it} + \frac{1}{2} \gamma_3 \ln^2 bl_{it} + \frac{1}{2} \gamma_4 \ln^2 bk_{it} + \gamma_5 \ln bl_{it} \ln bk_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Efficiency_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Dist_{it} \times I(q_{it} \leq \tau_1) + \beta_2 Dist_{it} \times I(q_{it} > \tau_1) + \gamma X_{it} + \lambda_i + \mu_{it} \quad (12)$$

表 1 中国各商业银行要素市场扭曲

Bank	Distbl	Distbk	Bank	Distbl	Distbk
1	26.9618	-31.3484	11	197.7408	-9.1405
2	26.3058	-29.2159	12	97.1901	-4.4993
3	10.6903	-33.1778	13	129.5897	-6.6323
4	42.6106	-30.5838	14	176.6367	1.8361
5	160.3562	-17.7734	15	917.4754	4.2003
6	249.1982	-21.2086	16	305.3768	4.8031
7	97.4780	-10.8665	国有商业银行	26.6421	-31.0815
8	90.0203	-9.4752	非国有商业银行	225.3817	-7.5674
9	115.2867	-11.9909	平均值	175.6968	-13.4459
10	26.9618	-10.0616	/	/	/

注 “/”表示该项为空。

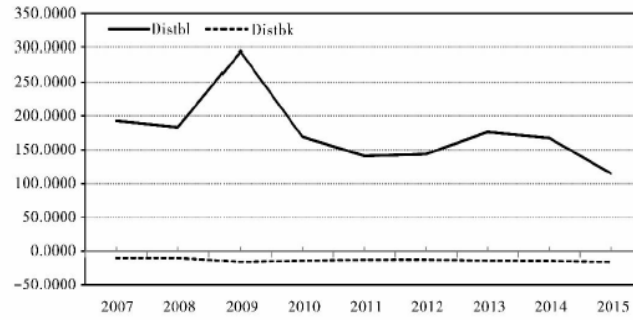


图1 2007-2015年中国商业银行要素市场扭曲均值

表2 中国各商业银行经营效率

Bank	efficiency	efficiency1	Bank	efficiency	efficiency1
1	1.0000	0.3174	11	0.5581	0.5582
2	0.7801	0.3372	12	0.5220	0.5448
3	0.3568	0.2063	13	0.5056	0.5733
4	0.7628	0.3662	14	0.8233	0.8952
5	0.6804	0.4870	15	0.3063	0.4251
6	0.9280	0.7248	16	0.3170	0.4464
7	0.8024	0.6933	国有商业银行	0.7249	0.3068
8	0.6114	0.5244	非国有商业银行	0.6521	0.5981
9	0.8332	0.7443	平均值	0.6493	0.5253
10	0.6023	0.5607	/	/	/

注：“/”表示该项为空；efficiency和efficiency1分别表示考虑和未考虑非期望产出的商业银行经营效率。

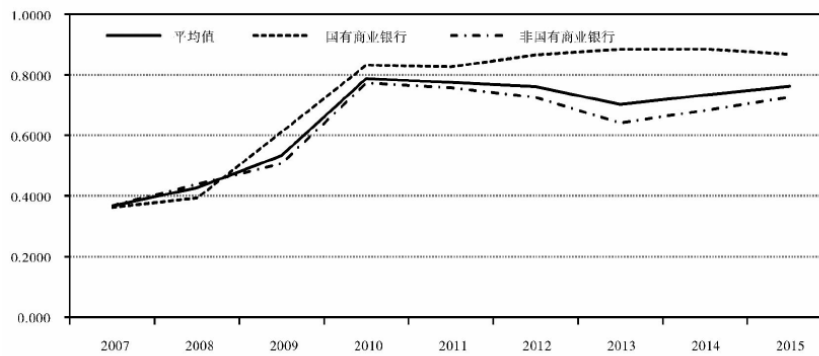


图2 2007-2015年考虑非期望产出的商业银行经营效率均值

表3 变量描述性统计结果

变量名	单位	观测值	平均值	标准差	最大值	最小值
Efficiency	1	145	0.6493	0.2877	1.0000	0.0648
Efficiency1	1	145	0.5253	0.2034	1.0000	0.0940
Dist _L	1	145	175.6968	251.5274	2021.9190	6.0689
Dist _K	1	145	-13.4459	13.0477	10.3575	-44.8482
Deposit	万元	145	399746089.6250	447337363.6893	1807020600.0000	5445543.0000
Income	万元	145	198009.9097	461185.4870	3443800.0000	-1552600.0000
Car	1	145	12.3233	2.7773	30.1400	5.7700
Time	年	145	7.2917	5.2913	25.0000	0.0000

表6 门槛效果自抽样检验

	单一门槛检验	双重门槛检验	三重门槛检验
(11)	19.401* (0.070)	21.263*** (0.000)	9.826*** (0.000)
(12)	10.955 (0.120)	14.678** (0.010)	0.222 (0.730)
(13)	38.073*** (0.003)	9.037* (0.053)	3.859** (0.043)
(14)	49.085*** (0.003)	8.618*** (0.003)	9.241** (0.020)

注：(1) ***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 水平上显著相关；(2) 表格中的数字为门槛检验过程中对应的 F 值；(3) 括号内数字为采用 Bootstrap 方法反复抽样 300 次得到的 P 值。

表4 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Constant</i>	0.6522*** (0.0553)	0.5329*** (0.0759)	-2.8296*** (0.5295)	0.4959*** (0.0398)	0.5461*** (0.0544)	0.5449 (0.4149)
<i>Dist_L</i>	-0.0000 (0.0001)	/	-0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0001)	/	0.0001 (0.0001)
<i>Dist_K</i>	/	0.0506** (0.0257)	0.0444** (0.0228)	/	-0.0091 (0.0149)	-0.0096 (0.0152)
<i>Deposit</i>	/	/	0.1931*** (0.0309)	/	/	0.1101*** (0.0239)
<i>Income</i>	/	/	0.0415*** (0.0144)	/	/	0.0233** (0.0095)
<i>Car</i>	/	/	0.0117* (0.0068)	/	/	-0.0067 (0.0045)
<i>Time</i>	/	/	0.0151*** (0.0055)	/	/	0.0164*** (0.0044)
<i>Observations</i>	144	144	117	144	144	117
<i>Wald test</i>	0.02 (0.8841)	3.88 (0.0489)	87.66 (0.0000)	6.93 (0.0085)	0.37 (0.5424)	42.17 (0.0000)
<i>LR test</i>	53.55 (0.000)	43.51 (0.000)	26.99 (0.000)	85.87 (0.000)	102.64 (0.000)	51.71 (0.000)

注：(1) ***、**、* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关；(2) 各指标估计系数的括号内数值表示标准误（双侧）；(3) “/”表示该项为空。

表5 分样本回归结果

	国有商业银行		非国有商业银行	
	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Constant</i>	-18.9881*** (4.0054)	-1.7418* (0.9258)	-3.1833*** (0.5716)	-0.5033 (0.4598)
<i>Dist_L</i>	0.0165 (0.0138)	0.0020 (0.0018)	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)
<i>Dist_K</i>	0.6301** (0.2546)	0.1169** (0.0474)	-0.0085 (0.0221)	-0.0083 (0.0164)
<i>Deposit</i>	0.7785*** (0.1973)	0.0544 (0.0445)	0.2157*** (0.0323)	0.0752*** (0.0261)
<i>Income</i>	-0.0305 (0.0364)	0.0199*** (0.0065)	0.0358** (0.0149)	0.0233** (0.0109)
<i>Car</i>	0.1426*** (0.0450)	0.0078 (0.0089)	0.0187*** (0.0051)	-0.0069 (0.0052)
<i>Time</i>	0.0804*** (0.0256)	0.0219*** (0.0060)	0.0352*** (0.0053)	0.0210*** (0.0045)
<i>Observations</i>	30	30	87	87
<i>Wald test</i>	141.60 (0.0000)	402.53 (0.0000)	74.70 (0.0000)	28.34 (0.0001)
<i>LR test</i>	0.00 (1.000)	10.06 (0.001)	8.38 (0.002)	13.85 (0.000)

注：(1) ***、**、* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关；(2) 各指标估计系数的括号内数值表示标准误（双侧）；(3) “/”表示该项为空。

续表 8

<i>Dist_L_2</i>	-0.0048 (0.0038)	-0.0007 (0.0006)	/	/
<i>Dist_L_3</i>	-0.0013 (0.0033)	-0.0020 *** (0.0005)	/	/
<i>Dist_L_4</i>	-0.0138 *** (0.0033)	/	/	/
<i>Dist_K</i>	0.0214 *** (0.0079)	0.0048 (0.0142)	/	/
<i>Dist_K_1</i>	/	/	0.1278 *** (0.0288)	0.0591 *** (0.0187)
<i>Dist_K_2</i>	/	/	0.0702 ** (0.0295)	0.0879 *** (0.0178)
<i>Dist_K_3</i>	/	/	0.0696 (0.0447)	0.0501 (0.0458)
<i>Dist_K_4</i>	/	/	0.0121 (0.2259)	0.0241 (0.2129)
<i>Deposit</i>	0.1843 ** (0.0845)	0.0560 *** (0.0073)	0.1869 ** (0.0831)	0.0481 *** (0.0036)
<i>Income</i>	0.0059* (0.0034)	0.0032 *** (0.0012)	0.0051* (0.0030)	0.0034* (0.0019)
<i>Car</i>	0.0160 ** (0.0073)	0.0047 (0.0096)	0.0179 ** (0.0073)	-0.0053 (0.0042)
<i>Time</i>	0.0287* (0.0162)	0.0211* (0.0107)	0.0243 *** (0.0034)	0.0159* (0.0093)
<i>Rsq - within</i>	0.5554	0.3137	0.5517	0.4619

注：(1)、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 水平上显著相关；(2) 各指标估计系数的括号内数值表示标准误（双侧）；(3) “/”表示该项为空。

因为遇见你

——记商学院新生团辅活动

2017年11月14日至16日，和暖的日光驱散了深秋湿重的寒意，在这样明媚的天气里，商学院2017级新生团辅活动如期举行。此次团辅活动由商学院学生会心理气象站的部长们带领各个班级完成。

14日，国贸班、金融班、工商四班在学明楼219,220,312进行了团辅活动；15日，工商五班和工商六班的团辅活动在学海楼的406团辅活动室和学正楼的212教室进行；16日，学海楼的406团辅活动室进行了经济班的团辅活动。

团辅是团体辅导的简称，是一种集体性活动，旨在通过趣味游戏，缓解同学们的学习生活压力，帮助他们适应新的大学环境。

整个活动分为三个阶段，每个阶段都以游戏的形式进行，包括热身阶段（松鼠与大树）、活动阶段（心有千千结、生命线、我的五样，致大的一的我）和结束阶段（收获与感想）。

活跃气氛的小游戏当然要放在开始。

“松鼠与大树”是个考验默契和灵敏度的小游戏，主持人的口令一下，“大树”、“松鼠”做出对应的动作。相熟的朋友交换一个眼神，搭配默契；不太熟稔的同学为避免落单，也积极互动，大家享受游戏的乐趣，教室的气氛变得轻松活跃起来。



简单的热身游戏后，就进入了正式的活动阶段。第一个活动是“心有千千结”，主要是为了增进同学们的认识，促进团队互动。虽然中途遇到了一点困难，但是大家还是靠着集体的智慧和力量成功完成了挑战。之前还有点羞涩的同学们也已经完全放松下来。动过笑过，接下来迎接同学们的是极具思考意义的“生命线”环节。大家通过一根记录着自己人生的线段，回顾从前，展望未来。短暂的思考，加上随机的分享，使得对彼此的了大家对彼此更加了解。几个小游戏过后，同学们渐渐熟悉起来，我们的活动也进行到了重点部分——致大的一的我。大家按要求在信纸上写上了对集体、自我的描述和想对自己说的话，然后放入信封保存。这个活动每年举行一次，能够反映同学们自我的改变，意义深刻。此阶段最后一个活动是经典的“我的五样”，有些沉重的话题使得同学们的神情变得郑重起来。



最后，活动以每人一句的形式作结，有人表达收获，有人发表感想，大家都受益良多。

本次团辅活动在欢笑中开始，在总结中结束，以游戏的形式拉近同学们的距离，给同学们创造了一个相互接触的机会，增强了班级的凝聚力，同时也鼓励同学们以积极乐观的态度对待大学生活。

点燃青春梦想之火 唱响创新创业之歌

2017年11月9日下午，南京师范大学商学院大学生创新创业成果“分享汇”暨2018年“双创”训练计划启动仪式拉开序幕。出席本次活动的有南京师范大学学生工作处副处长恽安平、研究生院（党委工作部）综合办主任范淑云、团委副书记张玉清、教务处教学实践科科长吴浩、商学院党委书记周燕、副院长李金生等校内领导，南京飞马旅负责人蒋勇、青梦家教育投资有限公司创始人黄飞渡等校外嘉宾和我院MBA学员代表。



首先，商学院党委书记周燕老师发表致辞。周书记通过对十九大报告中关于“创新”的解读，指出创新已成为人们的共识和共同行动，商学院围绕我校高等教育大众化背景下精英人才培养目标，实施人才培养模式改革，创新的提出“四元耦合 GRIT”拔尖人才培养模式，经过持续的探索与尝试成效显著。近年以来，商学院学生获得大学生创新计划项目立项 185 项，其中国家级 11 项、省级 21 项、校级 153 项；获得“挑战杯”大学生课外学术科技作品竞赛全国特等奖、一等奖、二等奖和三等奖各 1 项；本科生在核心及以上期刊上发表学术论文 33 篇，研究生在 CSSCI 及以上期刊发表学术论文 434 篇；荣获“创青春”全国大学生创业计划竞赛金奖 2 项、银奖 3 项、铜奖 3 项，“创青春”江苏省创业计划竞赛金银铜奖共 7 项；15 位学生创业，严雨珊同学的创

业项目获得紫金创业投资基金 20 万资金支持。

进行“商创之星”颁奖和创新成果分享仪式，张玉清老师宣读了《南京师范大学商学院 2017 年大学生创新创业实践表彰通



知》，严雨珊、丁佳、路璐等十位同学荣获“商创之星”荣誉称号，张玉清老师与吴浩老师共同为他们颁奖。获奖同学代表向师生们分享了他们的创新创业项目。首先分享的是 14 级本科生严雨珊同学，她的《中国匠人传统工艺网络服务平台》现已获得紫金创投 20 万投资，并进入学校“创青春”大学生创业计划竞赛复赛。第二位分享的是 16 级硕士研究生丁佳同学，她们团队的《移动支付中的金融欺诈——风险识别、测量和防范》项目已获得了“挑战杯”大学生课外学术作品大赛江苏省一等奖，并得到了中国江苏网、扬子网报等媒体报道，已在 CSSCI 期刊发表学术论文 2 篇，此项目将在下周于上海进行“挑战杯”大学生课外学术作品大赛全国决赛。最后分享的是 16 级博士研究生路璐，她的《有限需求下的客户价值与企业价值研究》已被列入江苏省研究生科研创新计划项目，她的研究受到得到国内外同行们高度关注，已有国外教授发来合作研究邀请函。

此次大学生创新创业成果分享汇开展，分展示了商学院大学生的创新创业成果，也开启了商学院创新创业教育新篇章。

班团建设展风采 群雄逐鹿赛英姿

2017年11月13日下午四时许，南京师范大学商学院第十届班团建设成果展示在学海212进行，出席本次活动的嘉宾老师有：南京师范大学思想教育科科长蔡炳锋老师、南京师范大学学生管理科科长龚子秋老师、南京师范大学校团委组织建设部部长孔晖老师、南京师范大学大学生思想教育科党秦南老师、南京师范大学商学院16级人力班班主任白晓明老师、14级辅导员孙振老师、15级辅导员戎麾老师、南京师范大学商学院团委副书记、16级辅导员程曦老师和17级辅导员许丽华老师。在李光驰和甘雯菁同学主持下，比赛正式拉开帷幕。



16国贸班的朝廷风，可谓是给本次比赛开了个古韵的头。吏、兵、礼、户、工五部展现的是这个“小朝廷”之下的建设，班风、学风、文化、制度、班级特色面面俱到。虽说另一边同是采用古风，15工商班则以诗经为载体，风、雅、颂分别代指班级文化建设、学风班风建设和班级思想政治教育建设，在悠扬舒缓的配乐之下，一幅恢弘的画卷铺展开来。

撇开古风，15、16级人力兄弟班给现场观众和老师展示的是一种别样的风味。15人力重在班风学风、组织制度和文化特色，班徽、班训、班歌是点睛之笔。16人力则为“武林第一大派”，气势上彰显出强大的自信，他

们的筑基、修心、炼体、归元，即班风、学风、制度、文化建设更是不容小觑。再有16市营的虽简洁明了，但主题明确，学术氛围浓郁，展示的是另外一个集体的风采。四个15级班级的展示，也是别出心裁，创意感十足。金融3班的财经节目，经济班的经济大课堂，管科班的管科号战舰以及国贸班的商品出口流程展，给在场的每一位观众留下了深刻的印象。不论是“公司”股价预测，还是诚、思、学、新的班级特色，或是高科技之下的班委助手制度，考勤制度，更有班级的专利、粗加工、精加工和包装，辅导员指导为质检员检验等，都在告诉着我们，团结的力量浇灌着集体的灵魂，集体的灵魂展现的是每一个大家庭的出彩之处。



当然，16级班级同学的准备同样各有特色。工商班的三句半着实让人捧腹，五大板块的清晰逻辑将本班的特色展现得淋漓尽致；金融班的公司运营颇佳，出众之处比比皆是；经济班淡雅清新的PPT风格展现出了班级的专属特色。最后压轴出场的15级金融7班，模仿节目座谈会的形式，通过节目与现场的连线进行展示，同时邀请到老师助阵，吸引了很多同学的注意力。

这一场大赛，同学们准备充分、发挥出色，风格各异的展示给台下的观众们带来了一场视觉的盛宴。

把钱上交给国家

——美国的有钱人为什么要求对自己增税

你见过向国家要求对自己加税的人吗？

这不，美国就有一拨巨有钱的富翁强烈要求“把钱上交给国家”！美国非营利性组织“责任与财富”发起了一封联名信，超过400名美国百万富翁和亿万富翁共同签名反对国会税改方案，要求给自己增税。这些人包括亿万富翁乔治·索罗斯，洛克菲勒家族的史蒂文·洛克菲勒等。只见过哭天喊地求减税的，这群有钱人为什么强烈要求增税呢？下面的内容将告诉你答案。





只见过哭天喊地求减税的
这群有钱人咋还强烈要求加税呢？

这得先从最近的税改政策说起了

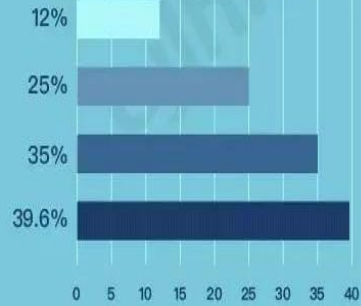
1 特朗普的税改政策

最近，美国国会众议院共和党
公布了大规模税改议案
美国的联邦企业所得税率将从



目前的35%降至20%

联邦个人收入所得税将由目前
10%至39.6%的七档税率简化为四档税率



分别为12%、25%、35%和39.6%

众议院还计划取消联邦遗产税
参议院则提议将起征点提高一倍
目前，个人继承549亿美元
(夫妇1100万美元)以上需要征收遗产税



除了这些，美国2018财年预算法案
还给税改限定了1.5万亿美元的新增赤字空间

2 这些政策意味着啥呢

川普的想法很简单



一是简化税制，让税法更简单更好懂



二是降低税负，来提高美国人的收入



三是想让美国公司现在滞留在海外的利润汇回来

3 有钱人为什么要给自己加税



联名上书的有钱人们说

给富人减税是整个减税方案的一部分
特朗普政府本来是想给国家创造更多的增长和就业
想要通过减税来重振美国经济



现在税改方案会加剧社会不平等
美国债务已经这么高了
愿意奉献自我为国家财政做贡献



不过这群精明的富豪们，真的会这么高尚吗？

当然不是，他们可都打着自己的小算盘

首先，他们可不在乎税率有多高呢
反正他们有的是方法避税

降低税负，吸引更多的企业回流，提高税收基数

在操作理想的情况下
是有利国家经济发展的

税率太高？

那我就把利润留在低税的爱尔兰

遗产税？

不过联名的富翁们可不是这样想的

没关系，用慈善基金挂个幌子就可以轻松避开了



再加上富人们有专业的避税团队进行操作
35%的所得税和15%的所得税其实没有多少区别

加税对这些有钱人来说实在算不是件事

但是特朗普一减税那可不一样了
一减税，让滞留在海外的美国公司
在国外赚的钱汇回美国，投资美国经济



那他们的避税天堂怎么办？

一部分股东和投资受刺激回到美国
国外的买卖不就损失了吗？
减的那点税还不够塞牙缝呢
这堆有钱人们当然不干了

要降低税负让他们回美国？这帮大佬才不愿意呢
毕竟跨国避税的税负太低了



其次，一减税
中小企业的税收负担降低
他们的竞争力一上来
不就是跟自己抢饭碗吗？

富人们当然不会让这种事情发生
反正不管收多少税顶级富豪们都能完美的避开
那为何不加税来帮他们解决掉中小企业呢？

没有避税能力的中小企业
在税务负担下肯定很难撑下去
这时候蛋糕可就又回到大企业的嘴里了

4

结语

表明上打着道德和高尚的大旗呼吁国家

“向我加税吧”



实际上还是关心着自己
能不能好好地避税和除掉竞争对手
不得不说这群顶级富豪们
道貌岸然的演技还真是好

义乌的华丽转身

——双十一是如何造福义乌这样的小城市的

又一年双十一过去了，全国人民共剁手，马云爸爸放声笑，淘宝、天猫 1682 亿的最终成交额是全国各地大大小小电商共同的胜利，但其中，有一个城市尤为引人关注，它就是一——义乌。



双十一是如何造福 义乌这样的小城市的？

又一年双十一过去了
全国人民共剁手，马云爸爸放声笑
淘宝、天猫1682亿的最终交易额
是全国各地大大小小的电商共同的胜利



但其中，有一个城市尤为引人关注
它就是——义乌

让我们来看看今年双十一中的义乌战绩有多么辉煌



成交额81.3亿元
同比增长57.56%



收寄快递总计
2058万件



跨境电商平台上，义乌卖家成交订单量
实现7-10倍增长，订单数突破120万单



“全球最大的
小商品集散中心”



全球瞩目的
“电商之都”

咦？义乌？那不是个全球最大的小商品批发市场吗？小商品铺主都开始开网店了？怎么回事儿？



义乌的华丽转身

作为全球最大的小商品集散中心
义乌在人们的头脑里留下的往往是
“靠着买着无数廉价小玩意富起来的地方”



在线上购物普及度越来越高的现在
义乌似乎要走向末路
但是，义乌再次让人为其的发展惊叹



从“鸡毛换糖”

→



到“全球电商”



“全球最大的
小商品集散中心”

→



全球瞩目的
“电商之都”

如今的义乌拥有：



88个电子
商务村注册地



30家
电商园



产品投入少，市场竞争优势下降明显



国内电子商务淘宝
卖家超过10万个



每年超10亿个
包裹飞往全球

2. 劳动力成本上升



这份耀眼的“成绩单”非常直接地告诉了国人：
“义乌变了！”

小商品集散中心的主要交易物是小商品
而小商品主要靠采用廉价劳动力生产

劳动力成本上升，没人来生产了
维持不下去了也是自然

“转身”前面临的困境

眼前光鲜的“电商之都”
也是从困境中一步一步走出来的
被逼到墙角，才会有接下来的转身

3. 外部市场需求大幅下降



义乌之前面临的难题可不少：



对产品质量
要求提高



人民币
升值

使义乌接到的国际订单大幅下降
这个老外眼中的“秘密武器”已不再有“杀伤力”

1. 产品附加值低

4. 地理位置为发展短板



作为一个远离都市的内陆小城
即使拥有首个内陆海关，在许多资源上仍无力把握

转型成功的原因

赚的钱不如以往多了，商人们自然想要另找出路
电商当道的今日，向线上平台发展
自然也成了义乌寻求转型的首选之路

5. 留不住人才，引不来人才

义乌的城市底蕴目前还不足以支撑它
拥有普遍高素质的人口



“商二代”们大部分只是接过父母的店铺
继续着小商品的买卖

说到往线上商铺转变
义乌本身就具备了不少极好条件

进货那是全国第一的方便

义乌本就是全球最大的



小商品集散中心

采购基地

6. 线上购物兴起，冲击实体经济



人们越来越迈不开的腿
让经营实体店铺做小本买卖的义乌更加萧条

义乌汇集了



20万余家日用
消费品生产企业

170多万种
商品

想要进货？想要补货？全国最便！
义乌的货不仅品种齐全，新品众多
而且还可以小批量订货，简直就是网货天堂

从单纯的实体经营走向了现在线上线下结合营业
义乌显然能够走得更远

倚靠着完善的产业链



新颖多样化的
商业模式 多领域城乡
均衡的产业链 高效便捷的
物流

义乌的成功转型也为许多如同它一样的
小城市提供了经验借鉴



地理位置
不占优势 产业结构和经营模式
亟待升级



更广阔的盈利空间

相信义乌老大哥探索出来的路子
小弟们结合自身把控好方向盘，也能走得通

义乌政府为“电商沃土”浇水施肥



政府给予政策支持、财政支持、人才支持
有了政府撑腰，义乌的转型之路平坦了许多

刚过去的双十一极大地造福了
以义乌为代表的这一批小城市
但他们的目标可不仅仅是在双十一中获利

它们想要赚到钱的日子
一年也就那么三百六十多天吧

转自：财经连环话

温暖聚小屋
馨香溢南师





博学经世

厚德弘商

主办方：大学生科学与技术协会

网址：<http://sxxy.wjnu.edu.cn/loshd>

邮箱：sxyequankan@126.com