

全国百强社会科学类核心期刊
中文社会科学引文索引来源期刊
中央财经大学学报

(月刊)

2019 年第 11 期

(总第 387 期)

主管单位：中华人民共和国教育部

主办单位：中央财经大学

主 编：王广谦

编辑出版：《中央财经大学学报》

编辑部

印 刷：中央财经大学印刷厂

刊 号：ISSN1000-1549
CN11-3846/F

通讯地址：北京市西直门外学院
南路 39 号

邮政编码：100081

电 话：62288381 62288382

网 址：<http://xbbjb.cufe.edu.cn>

E - mail：XBBGS@cufe.edu.cn

发 行：北京报刊发行局

订 阅：全国各地邮局

邮发代号：82-950

定价：20.00 元

目 录

· 财政税收 ·

- 地方官员变更、财政支出波动与企业系统性风险
..... 徐玉德 杨晓璇 刘剑民 (3)
- 出口退税率调整对产品出口的异质影响研究
——来自北京市出口的经验证据..... 耿 纯 (17)

· 金融保险 ·

- 加强金融监管能否促进企业“脱虚向实”？
——来自 2006—2015 年上市公司的证据 马思超 彭俞超 (28)
- 银行竞争、影子银行与货币政策有效性分析..... 周 安 (40)

· 财务与会计 ·

- 无形资产价值创造与法律归属不一致问题探究
——来自专利数据的证据..... 黄夏岚 鲁方帆 (57)
- 股权激励与过度投资：激励力度的门槛效应
..... 孙凤娥 田治威 陈丽荣 (67)

· 理论经济 ·

- 人工智能如何促进经济增长和社会福利提升？
..... 黄 旭 董志强 (76)
- 收入不平等与税收政策偏好
——基于利益相关者的视角..... 李子联 (86)

· 工商管理 ·

- 企业 OFDI 能促进中国经济高质量发展吗？
——基于产能治理视角的实证研究..... 曹献飞 裴 平 (96)
- 责任型领导与员工工作偏离行为的关系：
一个被调节的中介效应模型 王艳子 李 洋 (105)

· 区域经济 ·

- 中国地区人力资本不平等及其空间分布的动态演进 彭树宏 (115)

Contents

No. 11, 2019
(Serial No. 387)

Local Official Change, Fluctuation of Fiscal Expenditure and Enterprise Systematic Risk
..... XU Yu-de YANG Xiao-xuan LIU Jian-min (3)

The Heterogeneous Impacts of the Adjustments of Export VAT Rebate Rates on Products Export:
Empirical Evidence from the Export of Beijing GENG Chun (17)

Improvement of Banking Supervision and Enterprises' "Industrialization and Definancialization":
The Evidence From Listed Companies from 2006 to 2015 MA Si-chao PENG Yu-chao (28)

Banking Competition, Shadow Banking and Effectiveness of Monetary Policy ZHOU An (40)

Research on the Inconsistences of Value Creation and Legal Ownership of Intangible Assets:
Evidence from Patent Data HUANG Xia-lan LU Fang-fan (57)

Equity Incentive and Overinvestment: The Threshold Effect of Incentive Intensity
..... SUN Feng-e TIAN Zhi-wei CHEN Li-rong (67)

How Does Artificial Intelligence Promote Economic Growth and Social Welfare?
..... HUANG Xu DONG Zhi-qiang (76)

Income Inequality and Tax Policy Preference: An Analysis from the View of Stakeholders LI Zi-lian (86)

Can Enterprise OFDI Promote the High-quality Development of China's Economy?
An Empirical Study Based on the Perspective of Overcapacity Regulation CAO Xian-fei PEI Ping (96)

The Effect of Responsible Leadership on Employees' Workplace Deviant Behavior:
A Model of the Moderated Mediation Effect WANG Yan-zi LI Yang (105)

The Dynamic Evolution of Regional Human Capital Inequality and Its Spatial Distribution in China
..... PENG Shu-hong (115)

地方官员变更、财政支出波动与企业系统性风险

Local Official Change, Fluctuation of Fiscal Expenditure and Enterprise Systematic Risk

徐玉德 杨晓璇 刘剑民

XU Yu-de YANG Xiao-xuan LIU Jian-min

[摘要] 地方主要官员变更引致的财政支出波动会对地方经济环境产生重要影响,从而加剧当地企业面临的市场风险。笔者以2006—2016年沪深A股上市的非金融企业为研究样本,检验了官员变更引致的财政支出波动及其对企业系统性风险的影响。研究发现:官员变更会显著影响当地企业的系统性风险;财政支出对企业系统性风险存在积极和消极双重效应,二者存在倒U型关系。进一步研究发现:市场化水平较高的地区,企业系统性风险受到财政支出波动的影响较小;提高城镇化水平有利于缓解企业系统性风险。

[关键词] 官员变更 财政支出波动 系统性风险

[中图分类号] F810.45 F272.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0003-14

Abstract: The change of local officials will produce fluctuations in financial expenditure, which will have an important impact on the local economic environment. It further increases the market risks faced by local enterprises. Based on the sample of non-financial enterprises listed in Shanghai and Shenzhen A-shares from 2006 to 2016, this paper finds that the change of officials will significantly affect the systemic risk of local enterprises; fiscal expenditure has both positive and negative effects on the systemic risk of enterprises, and there is an inverted U-shaped relationship between them. Further research finds that the systemic risk of enterprises is less affected by the fluctuation of financial expenditure in areas with high level of marketization; improving the level of urbanization is conducive to alleviating the systemic risk of enterprises.

Key words: Official change Fluctuation of fiscal expenditure Systematic risk

[收稿日期] 2019-05-29

[作者简介] 徐玉德,男,1972年8月生,中国财政科学研究院研究员,博士生导师,管理学博士,主要研究方向为资本市场财务与会计、管理会计等;杨晓璇,女,1990年10月生,湖南科技大学讲师,经济学硕士,主要研究方向为宏观政策与企业财务;刘剑民,男,1971年10月生,湖南科技大学教授,硕士生导师,管理学博士,主要研究方向为政府行为与企业财务。

[基金项目] 国家社会科学基金“地方国投公司参与隐性市场资本配置的效率与对策研究”(项目编号:18BJY239);财政部会计名家培养工程项目(2018);湖南省教育厅一般项目“地方官员变更、财政支出波动性与公司投资”(项目编号:18C0315)。

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

作为市场微观主体的企业的生存与发展依赖其所处的宏观环境,特别是经济政策环境的变化。西方众多学者认为,主要官员变更的影响是宏观经济政策不稳定和非确定性的主要来源(Primiceri, 2005^[1]; Jens, 2017^[2])。中国式分权管理体制以及地方官员绩效考核机制所引致的“晋升锦标赛”(周黎安, 2007^[3]; 徐现祥等, 2007^[4]; 许成钢等, 2011^[5])赋予了官员充足的辖区经济事务管辖权力和动力。主政官员更替影响了辖区政策的连续性和稳定性,使其中的财政政策呈现出较大的周期性及波动性(贾俊雪等, 2012^[6]; 安苑和王珺, 2012^[7]),从而使企业面临的系统性风险增大,进而给企业经营带来较大影响。已有文献研究了政策波动对企业投融资、价值及现金持有的影响(靳光辉等, 2016^[8]; 才国伟等, 2018^[9]; 张兆慧和冯展斌, 2019^[10])。

一个地区的微观企业行为受制于当地的政策变化,由于不同执政官员利益诉求等方面可能存在分歧,地方官员变更和由此引发的政策变化将使地方经济发展政策产生不确定性,地方官员的晋升、离任或调任(地方官员变更)被认为是导致政策不确定性的首要原因,而制度环境的不稳定会影响当地社会经济的发展 and 运行,进而加剧当地企业所面临的市场风险。财政支出是地方政府实现经济、政治与社会诉求的重要调控手段,地方政府通过改变财政支出规模或结构,达到提高居民福利、完善城市功能、解决地方就业和追求本地区经济发展等目的。中国现行财政体制下财政支出责任分散与财政收入集中并存。财政收入的集中导致地方政府在税收决策、税收定义和税率制定方面仍然存在自由裁量权不足问题(Wong, 1997^[11]),而财政支出责任的分散化又赋予地方政府较强的财政支出独立性。

财政支出政策作为国家宏观调控政策之一,在市场经济蓬勃发展的进程中发挥着不可替代的作用。伴随着财政制度的改革,财政分权的趋势越来越明显,地方政府的经济自主权也越来越大,地方财政表现出财政支出规模的不断扩大和财政支出结构的偏向性(方红生和张军, 2009^[12]; 傅勇和张晏, 2007^[13]),财政政策呈现周期性及波动性(贾俊雪等, 2012^[6]; 安苑和王珺, 2012^[7])。地方官员出于晋升目的可能会动用一切政策手段支持本地企业和其他商业扩张,比如

扩张财政支出(郭庆旺和贾俊雪, 2006^[14]),而官员的变更则通常伴随着大量投资规划的变动,因而会带来财政支出的波动。大量研究表明,财政行为的波动会对当地的经济活动和企业环境产生显著的影响(Fatás和Mihov, 2003^[15]; Bleaney和Hallad, 2009^[16]; 安苑和王珺, 2012^[7])。

从企业内部来看,产权的异质性、高管团队的异质性以及多元化经营战略都会影响企业所面临的市场风险(余明桂等, 2013^[17]; 李文贵和余明桂, 2012^[18]; 张敏等, 2009^[19]),从外部角度来看,辖区内的公司都将受到其所在范围内的经济、政治、法律和文化环境等宏观经济因素的影响。相较西方国家,我国的地方官员变更带来的政策不确定性和由此产生的财政支出的波动性会对企业经营活动产生更大的影响。外部环境的变动会对当地企业产生不利影响,如果新晋官员与上级官员来自于同一个地区,属于同乡关系,那么因官员变更而产生的政策不确定性程度将会减小,从而会进一步抑制企业所面临的市场风险(罗党论等, 2016^[20])。一般而言,企业风险包括两类:一是企业面临的市场风险,即系统性风险;二是企业自身经营带来的非系统性风险。地方官员变更产生的财政支出波动带来的企业风险主要是系统性风险,以往研究区分并不明显,且鲜有学者关注。

地方官员变更引致财政支出波动,进而影响企业系统性风险。财政支出是地方政府调控当地经济和影响微观企业投资行为的重要手段,利用研究分析财政支出的波动性,能较清楚发现官员在激励约束机制方面的行为。从财政支出波动角度探究地方官员变更与企业系统性风险之间的关系,建立变量间的传导机制与影响路径,有助于进一步丰富和完善与政策不确定性及企业风险相关的研究。笔者以2006—2016年间我国A股市场的非金融类上市公司为研究样本,考察了因官员变更而产生的政策不确定性对当地企业系统性风险的影响,以及地方政府财政支出波动对企业系统性风险的影响。本文研究贡献在于:一是进一步明确了官员变更与企业系统性风险之间的传导路径,即地方官员变更引致当地财政支出波动,进而影响企业所面临的市场风险;二是首次对财政支出波动与企业系统性风险之间的关系进行研究,发现财政支出波动与企业系统性风险之间呈现非线性关系,即倒U型关系,从而更完善地考察了财政支出对企业系统性风险的影响力度。

二、文献综述与研究假设

官员更替相对外生于经济增长,国外学者将“官员变更事件”作为政策中不确定性的代理变量,研究其与经济类活动间的联系。官员变更与政策上的不确定性存在密不可分的联系(Bialkowski等,2008^[21]),或使政策出现明显的不确定性。地方政府在国家政治体系中占有十分重要的地位,财政分权实际上赋予了地方政府更多在经济管辖方面的发言权利(周黎安,2007^[3]),加之地方政府的大部分权利由政府官员掌握,所以,政府的各种行为会存在浓厚的个人色彩(Lei等,2015^[22])。中国省、市两级领导干部现在趋向年轻化且文化程度较高,但是由于发展环境、工作经验、个人喜好等方面的差异,每个领导干部都有自己的治理策略或意图,这往往导致官员变更前后政策的不连续性,甚至前后政策大相径庭。

政策因素如何影响企业行为已得到了广泛的研究,早期的研究从理论上阐明了企业在面临政策不确定性时会变得谨慎,减少或者延缓投资直到不确定性得以消除(Bernanke,1983^[23]; Bloom等,2007^[24]),近期的研究则提供了政策不确定性抑制企业投资支出的经验证据(Durnev,2011^[25]; Julio和Yook,2012^[26]; 陈艳艳和罗党论,2012^[27]; 徐业坤等,2013^[28]; 曹春方,2013^[29]; 贾倩等,2013^[30]; 杨海生等,2014^[31])。企业延缓投资的原因在于政策不确定性引发了企业系统性风险,目前学者主要从内部和外部两个角度对企业所面临的风险进行研究:第一,从内部角度来研究非系统性风险,如集团企业的关联交易、担保、债务会导致企业内部之间的风险传染(纳鹏杰等,2017^[32]),财务总监在高管序列中的地位越高将越有助于降低企业股价崩盘风险(蒋德权等,2018^[33])等;第二,从外部角度来研究系统性风险,如外部较强的政府规制政策和产业竞争会深化单个企业财务风险,银行贷款与企业风险承担水平显著正相关,银行业竞争加剧将显著提高企业风险承担水平(王诗雨和陈志江,2018^[34]; 郭瑾等,2017^[35]; 严楷等,2019^[36])。

在当前我国特殊的官员晋升和官员激励的制度背景下(周黎安,2007^[3]),地方政府拥有巨大的资源配置权力,新任官员和离任官员的变更过程将产生政策的波动,进而导致地方政府政策不连续性。刘海洋等(2017)^[37]发现在当前的官员激励制度下,新任官员一般会在辖区范围内进行新一轮的政策资源配置,

重建与当地企业的关系,并专注于扶持符合其业绩目标的企业,导致离任官员承诺的政策优惠和补贴在新任官员上任后无法兑现,政策环境的不确定性给企业带来系统性风险。由此提出假设1。

H1: 地方官员变更会显著影响企业系统性风险。

地方官员变更带来的财政支出波动反映了当前中国财政分权改革下地方政府财政状况的不确定性,这种不确定性将进一步影响地方政府的财政支出行为,从而影响当地企业的投资行为和面临的市场风险(Fatás and Mihov,2007^[38])。并且,学者们研究发现在中国财政体制逐步变革的过程中,地方政府经常在经济、政治的双重激励和约束机制下采取政府行为徘徊,从而导致地方政府反复的非标准和非正规的财政收支行为(陈志勇和陈莉莉,2009^[39])。地方官员的晋升、离任或调任会进一步减少对辖区内财政支出扩张的冲动,从而出现在新任官员任期开始时,地方官员对财政支出扩张的偏好较为强烈(王贤彬和徐现祥,2013^[40]),现有研究已发现,地方官员的任职特征对财政支出的影响是长期的,官员的变化将进一步增加财政支出的波动性(肖洁等,2015^[41])。

相较于西方国家,我国特殊的制度背景致使地方官员掌握较大的权力并产生巨大的影响力,在地区社会经济发展等方面往往拥有绝对的话语权(王砾等,2018^[42])。地方政府拥有发展区域经济、增大财政收入及提供公共服务等方面的职责和义务,而长期以来考核的单一化又促使地方官员更加积极发展区域经济,所以,地方官员尤其是主政官员成为影响区域政策和发展区域经济的一个主要因素(周黎安,2007^[3])。政府官员的变化可能会对政府与企业之间的现有关系产生重要影响,在上届政府任期内享受特殊待遇(如税收优惠和隐性担保等)的企业不一定能够在新政府任期内继续满足条件,也可能出现新的满足条件的企业,此时,地方官员变更引发的财政支出波动可能提高或降低企业面临的系统性风险。而且我国地方政府财政支出更多地是为了实现当地政府的诉求,往往会在对农业、基础设施、教育、科技、行政监督支出五个方面的支出做出带有明显倾向性的调整,此时,地方官员变更带来的财政支出变动可能加大或降低企业面临的系统性风险。因此,地方官员变更带来的财政支出波动对企业系统性风险产生积极和消极双重效应。由此提出假设2。

H2: 官员变更带来的财政支出波动性与企业系

统性风险之间存在非线性关系。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2006—2016 年间沪、深两市 A 股上市公司为样本。考虑到数据的可得性,删除新三板企业;由于金融行业的特殊性,剔除所有金融类企业;为避免 IPO 对财务数据的影响,删除当年 IPO 的企业;删除 2006—2016 年某一年资料缺失的上市公司;删除同时在 B 股和 H 股上市的公司;新疆地区的国有企业大部分受建设兵团掌控,地区政府无法产生较大影响,因此将此地区企业剔除。为消除两侧极端值产生的影响,我们对一系列变量实行了波动幅度为 1% 的 winsorize 处置。其余数据来自 CSMAR 数据库和 RESSET 数据库。

(二) 变量定义

本文使用 beta 系数来衡量企业系统性风险,借鉴 (Barton, 1988^[43]; 陈莉和张卓, 2005^[44]; 罗党论等, 2016^[20]) 的做法。对于官员变更导致政策的不确定性,我们采用现有文献的做法,如果新官员在当年 1 月至 6 月就职,则该年度被定义为变更年份;如果新官员从 7 月到 12 月上任,则第二年被定义为变

更年份 (曹春方, 2013^[29]; 徐业坤等, 2013^[28])。新任官员的籍贯如果与所管辖地区一致,则定义为籍贯一致 (SAME); 官员如果是博士以上的学历,则定义为高学历 (PHD)。财政支出的波动根据 Fatás 和 Mihov (2009)^[38] 的研究,基础估测公式设置为以下方程:

$$\Delta FIS_{it} = \alpha FIS_{it-1} + \beta GAP_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中, ΔFIS_{it-1} 指的是财政支出在总 GDP 中所占比例的变化; FIS_{it-1} 指的是此比例的滞后一阶数值; GAP_{it} 指的是地区产出相对不足量,对真实产出对数处理后应用 HP 滤波获取; γX_{it} 为一系列控制变量;用该回归方程的残差 (VOL) 来衡量财政支出波动。

控制变量主要包括两方面内容:一方面是公司为微观层面的变量;另一方面是地区宏观经济情况的变量。反映微观层面的变量有资产负债率 (LEV)、净资产利润率 (ROE)、发展指标托宾 Q 值 (Q)、企业规模 (SIZE);反映宏观层面的变量有 GDP 增长率 (LNGDP)、人均支出 (PCPI)、固定资产投资价格指数 (FAIPI)、职工平均工资水平 (LNWAGE)。变量统计如表 1 所示,相关变量的描述性统计如表 2 所示。

表 1 变量定义表

变量	简写	定义
企业风险	BETA	流动市值加权平均市场月收益率为基础的系统风险
任一变更	CHANGE_EITHER	虚拟变量,当年书记或市长任一的变更取值为 1,否则为 0
市长变更	SHIZHANG	虚拟变量,当年市长发生变更取值为 1,否则为 0
书记变更	SHUJI	虚拟变量,当年书记发生变更取值为 1,否则为 0
财政政策波动	VOL	Fatás 和 Mihov (2009) ^[38] 模型的残差
同乡	SAME	虚拟变量,若新任官员的籍贯与任职地一致,取值为 1,否则为 0
学历	PHD	虚拟变量,官员如果为博士学位取值为 1,否则为 0
GDP 增长率	LNGDP	实际 GDP 的对数值
人均支出	PCPI	城市居民人均可支配收入
职工平均工资水平	LNWAGE	城镇在岗职工平均工资
固定资产投资价格指数	FAIPI	各年名义投资除以对应年份的定基固定资产投资价格指数
资产负债率	LEV	总负债与总资产的比值
托宾 Q 值	Q	企业市价 (股价) / 企业的重置成本
企业规模	SIZE	企业总资产的对数
净资产利润率	ROE	企业当年末净利润 / 平均股东权益
自由现金流	CASHFLOW	经营活动产生的现金流净额与总资产的比值

资料来源:作者整理。

表 2 相关变量的描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
SHIZHANG	5 984	0.318 683	0.649 673	0.000 000	2.000 000
SHUJI	5 984	0.241 979	0.556 909	0.000 000	2.000 000
BETA	5 984	0.469 307	0.289 279	-1.566 480	1.961 890
LNGDP	5 984	4.712 594	0.022 403	4.634 729	4.757 033
PCPI	5 984	1.271 302	1.652 342	0.050 860	13.583 560
LNWAGE	5 984	10.575 980	0.422 036	9.129 676	12.678 030
FAIPI	5 874	4.626 463	0.033 636	4.564 348	4.729 863
LEV	5 984	0.375 504	0.152 454	-0.009 200	1.246 000
Q	5 984	1.438 241	2.182 991	-0.008 200	89.448 200
SIZE	5 984	19.462 120	1.503 754	13.452 800	25.929 890
ROE	5 984	1.479 042	1.380 198	0.100 000	65.356 100
CASHFLOW	5 984	16.412 970	1.520 043	5.135 151	23.765 770

资料来源：作者利用 Stata 软件计算，下同。

（三）模型设定

根据上述的理论假设，我们构建了如下两个 OLS 模型来检验：

$$\begin{aligned}
 BETA = & \alpha_0 + \alpha_1 SHIZHANG_{i,t} + \alpha_2 SIZE_{i,t} + \alpha_3 LEV_{i,t} \\
 & + \alpha_4 ROE_{i,t} + \alpha_5 Q_{i,t} + \alpha_6 LNGDP_{i,t} + \alpha_7 PCPI_{i,t} \\
 & + \alpha_8 FAIPI_{i,t} + \alpha_9 LNWAGE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)
 \end{aligned}$$

模型（1）研究了官员变更对企业系统性风险的影响，其中 *CHANGE* 表明市长和市委书记的变更。

$$\begin{aligned}
 BETA = & \alpha_0 + \alpha_1 SHIZHANG_{i,t} + \alpha_2 VOL_{i,t} + \alpha_3 VOL_{i,t} \times VOL_{i,t} \\
 & + \alpha_4 SIZE_{i,t} + \alpha_5 LEV_{i,t} + \alpha_6 ROE_{i,t} + \alpha_7 Q_{i,t} \\
 & + \alpha_8 LNGDP_{i,t} + \alpha_9 PCPI_{i,t} + \alpha_{10} FAIPI_{i,t} \\
 & + \alpha_{11} LNWAGE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)
 \end{aligned}$$

模型（2）中加入了财政支出波动以及其平方项来检验财政支出波动对企业系统性风险的影响。

四、实证结果与分析

（一）描述性统计

从表 2 可看出，企业系统性风险 *BETA* 的最大值为 1.961 89，最小值为 -1.566 48，表明不同企业因其所处行业、产权性质或生产经营情况的差异而面临不同的系统性风险，且相差较大。企业发展水平的托宾 *Q* 值的平均值为 1.438 241，说明样本企业整体发展较好；最小值为 -0.008 2，最大值为 89.448 2，差异较大，说明不同企业之间的成长发展能力也不一样。自由现金流平均值为 16.412 97，说明样本企业具备日常生产经营所需的现金流；最小值为 5.135 151，最大值为

为 23.765 77，说明不同企业之间现金流情况也相差较大。

（二）政策不确定性对企业系统性风险影响的检验结果

表 3 中列（1）是市长和市委书记变更对企业系统性风险影响的回归结果，可以看出市长变更与企业系统性风险之间呈现显著的正相关关系，系数值为 0.012 1， $p < 0.5$ ，而市委书记变更则与企业系统性风险之间的关系不明显。该结果与罗党论等（2016）^[17] 的研究一致，主要是因为市委书记主要负责党和政府的工作，而经济政策和地方政府的日常实务主要由市长负责实施。列（2）中考虑了市长或市委书记其中一人发生变更对企业系统性风险的影响，系数值为 0.022 2，符号为正，在 1% 水平上显著，回归结果进一步支持了假设 H1。

官员晋升模式的差异反映了区域资源禀赋，官员与上级官员“关系”的不同，对当地企业行为产生了重要影响（钱先航和徐业坤，2014^[45]），特别是我国社会文化中比较注重社会人脉关系。地方官员与上级官员的地缘政治关系也将对企业生产经营产生重大影响（Faccio 和 Parsley，2009^[46]），因此我们进一步考察了官员籍贯和任职地一致时对企业系统性风险的影响。表 3 列（3）的结果显示，官员籍贯与任职地相一致与企业系统性风险之间呈现显著的负相关关系，系数值为 -0.008 24，且在 5% 的水平上显著。这说明由于官员对籍贯地有感情，出于情感需要可能更加照顾家乡企业，因此会考虑帮助企业规避所面临的

市场风险。表3列(4)中考察了官员高学历水平对企业系统性风险的影响,结果显示,高学历与企业系统性风险之间呈现负相关关系,系数值为-0.00157,在

10%的水平上显著。该结果与刘海洋等(2017)^[37]的观点一致,表明拥有博士学位的高学历官员有利于降低企业系统性风险。

表3 地方官员变更与企业系统性风险的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SHIZHANG</i>	0.01210**		0.01270**	0.01270**
	-0.00525		-0.00531	-0.00532
<i>SHUJI</i>	0.00763		0.00829	0.00832
	-0.00611		-0.00616	-0.00617
<i>CHANGE_EITHER</i>		0.02220***		
		-0.00686		
<i>SAME</i>			-0.00824**	-0.00837**
			-0.01040	-0.01040
<i>PHD</i>				-0.00157*
				-0.00714
<i>LN_GDP</i>	-0.44600***	-0.45200***	-0.44900***	-0.45000***
	-0.09200	-0.09190	-0.09210	-0.09220
<i>PCPI</i>	-0.00705***	-0.00703***	-0.00722***	-0.00709***
	-0.00231	-0.00231	-0.00232	-0.00240
<i>LN_WAGE</i>	0.00497	0.00588	0.00497	0.00497
	-0.00865	-0.00867	-0.00865	-0.00865
<i>FAIPI</i>	0.16800*	0.17200*	0.17100*	0.17200*
	-0.09510	-0.09500	-0.09520	-0.09540
<i>LEV</i>	0.68100***	0.68100***	0.68100***	0.68100***
	-0.02080	-0.02070	-0.02080	-0.02080
<i>Q</i>	0.01870***	0.01870***	0.01870***	0.01870***
	-0.00147	-0.00147	-0.00147	-0.00147
<i>SIZE</i>	0.11300***	0.11300***	0.11300***	0.11300***
	-0.00324	-0.00324	-0.00324	-0.00324
<i>ROE</i>	-0.00187	-0.00203	-0.00192	-0.00191
	-0.00237	-0.00237	-0.00237	-0.00237
<i>CASHFLOW</i>	-0.04520***	-0.04510***	-0.04520***	-0.04520***
	-0.00306	-0.00306	-0.00306	-0.00306
<i>Observations</i>	5749	5749	5749	5749
<i>R-squared</i>	0.821	0.821	0.821	0.821

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,下同。

表4中进一步考察了不同的产权性质、企业规模和城市规模与企业系统性风险之间的关系。结果表明,无论是地方国企还是非国企、中小企业还是大企业、中小城市的企业还是大城市的企业,地方官员变更特

别是市长变更对企业系统性风险的回归结果均在1%的水平上显著正相关,进一步验证了地方官员变更会对企业系统性风险带来显著影响。相较于非国有企业,地方官员变更与地方国有企业在10%的水平上显著正

相关,估计系数为0.0107。这主要是因为地方国有企业大多是与国民经济和人民生活息息相关的产业,很多甚至处于地方垄断或垄断当地竞争的市场地位,对当地经济影响巨大,同时国有企业与地方政府天然的联系也导致当地官员发生变更时企业会受到更大的政策不确定性的冲击,因此地方官员变更会加剧地方国有企业的系统性风险。在地方官员变更时,大企业

与企业系统性风险之间在1%的水平上显著正相关,估计系数为0.0980。这是因为大企业规模一般较大,官员发生变更使企业高管很难及时调整公司的发展战略、收缩投资等战线、优化集团的资产配置来应对政策不确定性,而小企业“船小好掉头”,经营较为灵活,因此大企业更容易受到官员变更带来的负面影响。

表4 产权性质、企业规模和城市规模异质性与企业系统性风险的回归结果

变量	非国企	地方国企	中小企业	大企业	中小城市	大城市
非国企	-0.011 10*					
	-0.011 70					
国企		0.010 70*				
		-0.011 70				
中小城市					-0.061 40*	
					-0.073 80	
大城市						0.047 30*
						-0.073 60
中小企业			-0.098 40***			
			-0.011 70			
大企业				0.098 00***		
				-0.011 70		
SHIZHANG	0.012 20**	0.012 20**	0.010 80**	0.010 80**	0.012 10**	0.012 10**
	-0.005 25	-0.005 25	-0.005 22	-0.005 22	-0.005 25	-0.005 25
SHUJI	0.007 45	0.007 46	0.006 47	0.006 53	0.007 58	0.007 61
	-0.006 11	-0.006 11	-0.006 07	-0.006 07	-0.006 11	-0.006 11
LNGDP	-0.444 00***	-0.445 00***	-0.283 00***	-0.301 00***	-0.447 00***	-0.455 00***
	-0.092 00	-0.092 00	-0.093 50	-0.093 10	-0.092 00	-0.093 10
PCPI	-0.006 91***	-0.006 91***	-0.006 39***	-0.006 37***	-0.007 04***	-0.007 04***
	-0.002 31	-0.002 31	-0.002 29	-0.002 29	-0.002 31	-0.002 31
LNWAGE	0.005 87	0.005 77	-0.007 19	-0.007 85	0.005 05	0.004 69
	-0.008 70	-0.008 70	-0.008 72	-0.008 74	-0.008 65	-0.008 66
FAIPI	0.169 00*	0.169 00*	0.144 00	0.142 00	0.169 00*	0.168 00*
	-0.095 10	-0.095 10	-0.094 60	-0.094 60	-0.095 10	-0.095 10
LEV	0.682 00***	0.682 00***	0.679 00***	0.679 00***	0.681 00***	0.681 00***
	-0.020 80	-0.020 80	-0.020 60	-0.020 60	-0.020 80	-0.020 80
Q	0.018 70***	0.018 70***	0.017 80***	0.017 80***	0.018 60***	0.018 60***
	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 46	-0.001 46	-0.001 47	-0.001 47
SIZE	0.113 00***	0.113 00***	0.089 10***	0.089 10***	0.113 00***	0.113 00***
	-0.003 33	-0.003 33	-0.004 32	-0.004 33	-0.003 24	-0.003 24
ROE	-0.001 93	-0.001 93	-0.000 74	-0.000 73	-0.001 85	-0.001 85
	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 36	-0.002 36	-0.002 37	-0.002 37
CASHFLOW	-0.045 20***	-0.045 20***	-0.044 70***	-0.044 60***	-0.045 10***	-0.045 10***
	-0.003 06	-0.003 06	-0.003 05	-0.003 05	-0.003 06	-0.003 06
Observations	5 749	5 749	5 749	5 749	5 749	5 749
R-squared	0.821	0.821	0.823	0.823	0.821	0.821

表5列示了地区异质性地地方官员变更与财政支出波动的回归结果,无论是市长还是市委书记变更,中部地区的地方官员变更与财政支出波动之间在1%的水平上显著正相关,在市长变更时,估计系数为0.156,在市委书记变更时,估计系数为0.159。西部地区的地方官员变更与财政支出波动之间也在1%的水平上显著正相关,在市长变更时,估计系数为0.290,在市委书记变更时,估计系数为0.296。这表明在中西部地区,当地企业得到了更多政策上的支持(蓝小龙,2010^[47]),同时中西部地区政府控制企业行为的能力较强,因此地方官员变更会导致财政支

出政策的不确定性,加剧当地财政支出波动。东部地区地方官员变更与财政支出波动之间在1%的水平上显著负相关,市长变更时估计系数为-0.242,市委书记变更时估计系数为-0.247。这表明经济发展水平较高和市场化水平较高的地区政府干预企业活动的行为较少(刘娜娜,2016^[48]),同时,市场化水平较高的地区,资源要素的流动相对便利,竞争淘汰机制比较健全,市场规律可以更好地发挥作用(黄启新,2017^[49]),因此东部地区地方官员变更时财政支出波动对当地企业影响较小。

表5 地区异质性地地方官员变更与财政支出波动性的回归结果

变量	市长变更			市委书记变更		
中部	0.156 00***			0.159 00***		
	-0.022 80			-0.022 90		
西部		0.290 00***			0.296 00***	
		-0.030 70			-0.030 80	
东部			-0.242 00***			-0.247 00***
			-0.019 90			-0.020 00
LNGDP	1.762 00***	1.729 00***	1.817 00***	1.745 00***	1.714 00***	1.801 00***
	-0.258 00	-0.257 00	-0.256 00	-0.259 00	-0.258 00	-0.257 00
PCPI	0.101 00***	0.099 80***	0.108 00***	0.103 00***	0.101 00***	0.110 00***
	-0.006 54	-0.006 48	-0.006 51	-0.006 55	-0.006 49	-0.006 52
PWAGE	0.255 00***	0.260 00***	0.278 00***	0.266 00***	0.270 00***	0.289 00***
	-0.024 40	-0.024 30	-0.024 30	-0.024 40	-0.024 30	-0.024 30
FAIPI	-2.401 00***	-2.342 00***	-2.453 00***	-2.414 00***	-2.356 00***	-2.467 00***
	-0.267 00	-0.266 00	-0.265 00	-0.268 00	-0.267 00	-0.266 00
LEV	-0.064 80	-0.071 60	-0.073 20	-0.057 60	-0.064 90	-0.066 50
	-0.058 30	-0.058 10	-0.057 80	-0.058 50	-0.058 30	-0.058 00
Q	0.014 30***	0.014 00***	0.014 00***	0.014 70***	0.014 40***	0.014 40***
	-0.004 12	-0.004 11	-0.004 09	-0.004 14	-0.004 12	-0.004 10
SIZE	0.046 60***	0.040 60***	0.044 60***	0.047 40***	0.041 20***	0.045 30***
	-0.009 11	-0.009 08	-0.009 03	-0.009 14	-0.009 11	-0.009 05
ROE	-0.016 80**	-0.015 70**	-0.016 00**	-0.014 30**	-0.013 30**	-0.013 60**
	-0.006 66	-0.006 63	-0.006 60	-0.006 69	-0.006 66	-0.006 63
CASHFLOW	-0.011 40	-0.013 90	-0.012 50	-0.012 20	-0.014 70*	-0.013 20
	-0.008 61	-0.008 58	-0.008 54	-0.008 64	-0.008 61	-0.008 56
Observations	5 750	5 750	5 750	5 750	5 750	5 750
R-squared	0.574	0.577	0.582	0.572	0.575	0.579

(三) 地方官员变更、财政支出波动对企业系统性风险影响的检验结果

表6考察了地方官员变更、财政支出波动对企业

系统性风险的影响,结果显示,无论是市长还是市委书记变更,所引致的财政支出波动与企业系统性风险之间均在5%的水平上显著正相关。这是因为当处在

变更期，离任官员去向已定，缺少动力去扩大生产性建设，而新任官员刚刚上任，官员变更导致财政支出波动，加剧企业的系统性风险。在引入财政支出波动的平方项后，其平方项与企业系统性风险均在1%的水平上显著为负，估计系数为-0.013 4。这说明在变

更期后，随着新任官员的上任，在当前的官员激励制度驱动下，新任官员有着强烈的动机去改善地区经济水平和整体环境，因此会对企业系统性风险有着明显的削弱作用。由此可见，财政支出波动与企业系统性风险之间呈现倒U型关系。

表 6 地方官员变更、财政支出波动与企业系统性风险的回归结果

变量	市长变更		市委书记变更	
<i>VOL</i>		0.026 50**		0.025 80**
		-0.011 80		-0.011 80
<i>VOL</i> × <i>VOL</i>		-0.013 40***		-0.013 40***
		-0.003 85		-0.003 85
<i>SHIZHANG</i> / <i>SHUJI</i>	0.014 90***	0.013 60***	0.013 60**	0.012 50**
	-0.004 75	-0.004 78	-0.005 53	-0.005 54
<i>LNGDP</i>	-0.450 00***	-0.460 00***	-0.447 00***	-0.456 00***
	-0.091 90	-0.092 50	-0.092 00	-0.092 60
<i>PCPI</i>	-0.007 04***	-0.004 29*	-0.007 24***	-0.004 41*
	-0.002 31	-0.002 39	-0.002 31	-0.002 39
<i>PWAGE</i>	0.005 03	0.004 09	0.003 65	0.003 00
	-0.008 65	-0.008 78	-0.008 64	-0.008 77
<i>FAIPI</i>	0.173 00*	0.182 00*	0.173 00*	0.181 00*
	-0.095 00	-0.096 10	-0.095 10	-0.096 20
<i>LEV</i>	0.681 00***	0.681 00***	0.680 00***	0.680 00***
	-0.020 70	-0.020 70	-0.020 80	-0.020 70
<i>Q</i>	0.018 60***	0.018 80***	0.018 60***	0.018 70***
	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 47
<i>SIZE</i>	0.113 00***	0.114 00***	0.113 00***	0.114 00***
	-0.003 24	-0.003 24	-0.003 24	-0.003 24
<i>ROE</i>	-0.001 69	-0.001 76	-0.002 05	-0.002 10
	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 37
<i>CASHFLOW</i>	-0.045 10***	-0.045 30***	-0.045 00***	-0.045 30***
	-0.003 06	-0.003 06	-0.003 06	-0.003 06
<i>Observations</i>	5 749	5 749	5 749	5 749
<i>R-squared</i>	0.821	0.822	0.821	0.822

表 7 检验了财政支出结构对企业系统性风险的回归结果。由表 7 可知，财政支出中的科学支出与企业系统性风险在 5% 的水平上显著正相关，估计系数为 0.008 54。这是因为，科学支出一般用于提高企业的科技创新和研发水平，由于科技创新和研发活动是一项高风险、高失败率、金融支出大的活动，因此增加该项支出会使企业面临更高的系统性风险。教育支出对企业系统性风险的影响并不显著，可能因为公共教育资源分配体制的不公平，导致公共教育资源在地域、

人群、校际之间分配的差异，因而从整体上看，教育支出并未能有效降低企业系统性风险。相较于行政支出，社会保障支出与企业系统性风险之间在 5% 的水平上显著负相关，估计系数为 -0.006 28。这是因为增加社会保障支出有利于完善劳动合同体系，切实保障普通员工的切身利益，同时也有利于完善社会保险系统，为低收入人群和流动性较高的人群制定一些福利措施，让企业员工可以将更多的想法纳入工作中，从而有利于降低企业系统性风险。

表 7 财政支出结构对企业系统性风险的回归结果

变量	科学	教育	社会保障	行政管理
<i>BETA</i>	0.008 54**	0.009 13	-0.006 28**	-0.004 86*
	-0.003 45	-0.006 53	-0.004 54	-0.003 12
<i>VOL</i>	-0.010 20**	-0.012 40***	-0.012 40***	-0.011 30**
	-0.004 77	-0.004 67	-0.004 68	-0.004 71
<i>LNGDP</i>	-0.362 00***	-0.423 00***	-0.420 00***	-0.413 00***
	-0.096 90	-0.092 70	-0.092 80	-0.092 90
<i>PCPI</i>	-0.008 56***	-0.007 23***	-0.006 10***	-0.004 96*
	-0.002 56	-0.002 50	-0.002 35	-0.002 54
<i>PWAGE</i>	-0.020 10	-0.008 30	0.011 70	0.012 30
	-0.013 90	-0.013 70	-0.009 71	-0.009 44
<i>FAIPI</i>	0.119 00	0.150 00	0.143 00	0.128 00
	-0.096 70	-0.095 70	-0.096 00	-0.096 30
<i>LEV</i>	0.679 00***	0.680 00***	0.684 00***	0.684 00***
	-0.020 80	-0.020 80	-0.020 90	-0.021 00
<i>Q</i>	0.018 70***	0.018 60***	0.018 60***	0.018 90***
	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 48
<i>SIZE</i>	0.114 00***	0.114 00***	0.113 00***	0.112 00***
	-0.003 26	-0.003 25	-0.003 28	-0.003 31
<i>ROE</i>	-0.002 11	-0.001 90	-0.001 77	-0.001 14
	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 38
<i>CASHFLOW</i>	-0.045 10***	-0.045 10***	-0.044 80***	-0.044 10***
	-0.003 06	-0.003 06	-0.003 08	-0.003 09
<i>Observations</i>	5 748	5 749	5 705	5 662
<i>R-squared</i>	0.821	0.821	0.821	0.821

进一步考察地方官员变更对企业系统性风险的影响（详见表 8）发现，城镇化率与企业系统性风险之间在 10% 的水平上显著负相关，市长变更时估计系数为 0.014 6，市委书记变更时估计系数为 0.008 53。这说明城镇化能有效缓解城乡二元结构所带来的矛盾，进而缓解社会结构快速演变中的结构性矛盾。在城镇化战略中，政府投资主要用于县域经济发展所依托的中心城镇建设，这对经济社会乃至政治结构带来影响，可以有效缓解企业系统性风险。地区的人口规模和样本所处的行业特殊性（管制行业）不会对企

业系统性风险产生显著的影响。市场化进程无论是市长变更还是书记变更都与企业系统性风险在 10% 的水平上显著负相关，市长变更时估计系数为 0.003 07，市委书记变更时估计系数为 0.003 09。这主要是因为我国的经济处于转型时期，市场化程度也在逐步提高，市场化程度的不断提高，直接表明了国家逐步放宽对企业的限制，鼓励企业按照市场需求发展，有利于企业集中优势资源投入到自己擅长的领域，实现企业价值最大化，从而提高企业风险承担能力。

表 8 进一步检验地方官员变更与企业系统性风险的回归结果

变量	市长变更				市委书记变更			
城镇化率	-0.014 60*				-0.008 53*			
	-0.022 20				-0.022 20			
人口规模		0.000 23				0.000 21		

续前表

变量	市长变更				市委书记变更			
		-0.000 84				-0.000 84		
管制行业			0.003 56				0.003 31	
			-0.009 33				-0.009 34	
市场化进程				-0.003 07*				-0.003 09*
				-0.001 94				-0.001 94
LNGDP	-0.437 00***	-0.431 00***	-0.431 00***	-0.411 00***	-0.430 00***	-0.426 00***	-0.426 00***	-0.406 00***
	-0.092 70	-0.092 30	-0.092 30	-0.093 10	-0.092 80	-0.092 30	-0.092 30	-0.093 20
PCPI	-0.006 30***	-0.006 46**	-0.005 96**	-0.005 42**	-0.006 27***	-0.006 53**	-0.006 07***	-0.005 53**
	-0.002 41	-0.002 99	-0.002 35	-0.002 37	-0.002 41	-0.002 99	-0.002 35	-0.002 37
PWAGE	0.007 19	0.008 27	0.007 86	0.010 20	0.006 35	0.007 15	0.006 77	0.009 11
	-0.008 78	-0.008 88	-0.008 73	-0.008 85	-0.008 77	-0.008 87	-0.008 72	-0.008 84
FAIPI	0.152 00	0.145 00	0.146 00	0.127 00	0.149 00	0.144 00	0.145 00	0.126 00
	-0.096 00	-0.095 70	-0.095 60	-0.096 40	-0.096 10	-0.095 80	-0.095 70	-0.096 50
VOL	-0.010 80**	-0.011 50**	-0.011 30**	-0.012 50***	-0.011 70**	-0.012 10***	-0.012 00**	-0.013 10***
	-0.004 76	-0.004 70	-0.004 68	-0.004 73	-0.004 74	-0.004 69	-0.004 67	-0.004 72
LEV	0.681 00***	0.681 00***	0.680 00***	0.680 00***	0.680 00***	0.680 00***	0.679 00***	0.679 00***
	-0.020 70	-0.020 70	-0.020 80	-0.020 70	-0.020 80	-0.020 80	-0.020 80	-0.020 80
Q	0.018 80***	0.018 80***	0.018 80***	0.018 80***	0.018 80***	0.018 70***	0.018 80***	0.018 80***
	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 47	-0.001 47
SIZE	0.114 00***	0.114 00***	0.114 00***	0.113 00***	0.114 00***	0.114 00***	0.114 00***	0.113 00***
	-0.003 25	-0.003 25	-0.003 25	-0.003 25	-0.003 25	-0.003 25	-0.003 25	-0.003 25
ROE	-0.001 90	-0.001 84	-0.001 88	-0.001 77	-0.002 23	-0.002 19	-0.002 22	-0.002 10
	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 37	-0.002 37
CASHFLOW	-0.045 30***	-0.045 20***	-0.045 20***	-0.045 30***	-0.045 20***	-0.045 20***	-0.045 20***	-0.045 20***
	-0.003 06	-0.003 06	-0.003 06	-0.003 06	-0.003 06	-0.003 06	-0.003 06	-0.003 06
Observations	5 749	5 749	5 749	5 749	5 749	5 749	5 749	5 749
R-squared	0.821	0.821	0.821	0.821	0.821	0.821	0.821	0.821

(四) 稳健性检验

为进一步检验结果的稳定性，笔者首先参考俞鸿琳等（2016）^[50]选用的政府换届（*government turnover*）当作工具变量（IV），采取工具变量法（IV）进行检验，选取2006—2016年之间的样本，其中，2008—2013年，我国政府进行换届，所以设定（1，0）虚拟变量，当研究样本年份赶上政府换届年份时，赋值是1，否则赋值是0。回归结果无实质性改变（见表9），结论依然成立。然后本文又重新定义了主要解释变量，若当年市委书记或市长发生变更（包括当年市委书记、市长其中一人变更和市

委书记、市长同时发生变更）则定义政策不确定性为1，否则为0，用*CHANGE*来表示。结果表明，政策不确定性仍将增加当地企业过去一年面临的系统性风险，与之前的结论基本一致。此外，本文改变了衡量公司系统性风险的指标，借鉴已有的文献，用股票收益波动率取代BETA（张敏和黄继承，2009^[51]），结果表明，官员变动引致的政策不确定性将增加上市公司股票收益率的波动（*stock price volatility*），结论与前文一致。最后，本文还尝试控制了地方官员年龄和任期，结论也未发生变化。

表9 工具变量及更改企业系统性风险测度方法的稳健性检验

变量	SPV	IV1	IV2	CHANGE
<i>CHANGE</i>				0.011 10 ^{***}
				-0.008 00
<i>IV1</i>			0.036 90 ^{***}	
			-0.009 92	
<i>IV2</i>		-1.66e-05 ^{***}		
		-6.18E-06		
<i>VOL</i>	0.000 88 ^{***}	0.001 59 ^{***}	0.000 71 ^{***}	-6.67E-02 ^{***}
	-0.004 86	-0.004 87	-0.004 86	-0.004 83
<i>LNGDP</i>	-0.438 00 ^{***}	-0.424 00 ^{***}	-0.376 00 ^{***}	-0.436 00 ^{***}
	-0.095 90	-0.096 00	-0.097 30	-0.096 10
<i>PWAGE</i>	0.002 33 [*]	0.001 15 [*]	-0.003 15 [*]	0.003 22 [*]
	-0.009 06	-0.009 07	-0.009 17	-0.009 14
<i>FAIPI</i>	0.170 00 [*]	0.158 00	0.119 00	0.167 00 [*]
	-0.099 50	-0.099 50	-0.100 00	-0.099 80
<i>LEV</i>	-0.226 00 ^{***}	-0.227 00 ^{***}	-0.224 00 ^{***}	-0.226 00 ^{***}
	-0.021 60	-0.021 50	-0.021 50	-0.021 60
<i>Q</i>	0.028 50 ^{***}	0.028 50 ^{***}	0.028 60 ^{***}	0.028 30 ^{***}
	-0.001 53	-0.001 53	-0.001 53	-0.001 53
<i>SIZE</i>	0.108 00 ^{***}	0.108 00 ^{***}	0.108 00 ^{***}	0.107 00 ^{***}
	-0.003 37	-0.003 37	-0.003 37	-0.003 37
<i>ROE</i>	-0.006 33 ^{**}	-0.006 37 ^{***}	-0.006 92 ^{***}	-0.006 34 ^{**}
	-0.002 47	-0.002 46	-0.002 47	-0.002 46
<i>CASHFLOW</i>	-0.043 00 ^{***}	-0.043 10 ^{***}	-0.043 10 ^{***}	-0.042 80 ^{***}
	-0.003 18	-0.003 18	-0.003 18	-0.003 18
<i>Observations</i>	5 750	5 749	5 749	5 749
<i>R-squared</i>	0.369	0.821	0.821	0.821

五、结论与启示

中国财政分权和行政管理体制下,地方官员变更会引致地方财政支出规模或结构的波动,进而影响企业系统性风险。本文以市长或市委书记的变动作为地方官员变更的代理变量,检验了官员变更引致的财政支出波动性及其对企业系统性风险的影响。研究发现:(1)地方官员变动带来的财政支出波动对企业系统性风险有倒U型影响,在官员变更期以前、离任官员去向已定的情况下,地方财政支出波动会加剧企业系统性风险;在变更期以后,新

任官员在政治晋升激励下会有强烈的动机提升地区经济发展水平,优化地区经济环境,因而有助于降低企业系统性风险。(2)在市场化程度较高的地区,资源和技术等因素的流动性更高,市场竞争环境更加完善,当地企业受财政支出波动的影响较小。(3)城镇化能有效缓解城乡二元结构以及社会结构快速演变中的结构性矛盾,进而在一定程度上有效降低企业系统性风险。

本文将宏观的政策环境变化与企业因此而被动承受的系统性风险关联起来,证实了地方官员变更及财政支出波动将显著影响企业系统性风险,实证结论有

助于明晰地方官员变更引致的财政支出波动的具体传导机制及其引起的经济后果。上述研究的政策意义在于以下三个方面:

第一,健全地方官员考评晋升与重大财政支出决策责任追究制度。健全的地方官员考评晋升制度有助于激励地方官员从改善经济环境基础条件等方面优化财政支出结构,有效化解企业系统性风险,因此地方政府可考虑建立专门的企业系统性风险评估和监控机构,科学设计官员防范化解重大系统性风险的专业测评指标体系等,将防范化解重大系统性风险纳入地方政府官员考评晋升制度,减少地方经济发展决策中出现的“政绩工程”“拍脑袋”决策,杜绝地方政府官员“投机心理”带来的财政支出波动对当地企业发展产生的负面影响。同时强化地方政府领导干部权力约束机制和重大财政支出决策责任追究制度,对所有重大财政支出决策参与官员、具体决策内容、评估结果等进行备案审查,避免因工作调动、升迁等原因导致原地方官员离职而难以追责,进而从源头管控企业系统性风险。

第二,稳定的制度环境和科学的政策制定程序有利于减小企业决策的不确定性。频繁的官员变更可以有效防止官商勾结、腐败等行为,但也会导致经济政策的不连续性,使当地企业产生对未来政策环境不确定的预期,从而可能增加企业系统性风险。因此,地方政府应在严格遵循《预算法》等相关法律法规的基础上,深入贯彻落实中央关于重大事项集体决策的制度,建立健全财政支出决策反馈机制和决策后评估机制,形成科学完整的“决策链”,使财政支出决策

建立在科学可靠的基础之上,减少企业决策面临的政策不确定性带来的系统性风险。例如,在地方经济发展中的涉企规划与决策过程中广泛征求当地企业意见,成立拥有否决权的第三方专家评估队伍,规范评估程序,强化集体决策并淡化主要官员个人决策的权威性,防止因官员变动、政府换届而带来政策波动,使财政支出政策成为提高当地企业竞争力的有效手段。新任地方政府主政官员则应在遵循中央政策文件和法律法规的前提下确保相关政策的稳定性或为新政策的推行提供有效的缓冲期,尽可能降低因财政支出总额和结构调整等政策变更而引致的企业系统性风险。

第三,企业自身更应未雨绸缪、建立健全风险评估和预警机制。地方官员变更与财政支出对企业系统性风险具有显著影响,企业需要高度重视政策变化带来的系统性风险,并将系统性风险全面纳入长期战略规划制订和决策过程,切实提高战略研判与风险管理能力,最大限度降低因外部环境波动引致的系统性风险对企业永续发展可能产生的负面影响。具体而言,企业应酌情考虑从地方官员变更和财政支出信息等方面选取一系列风险评估和监测指标,构建全方位的系统性风险预警体系和防范机制,将传统企业内部的非系统性风险为主的预警机制逐步转向非系统性风险与系统性风险预警并举的风险预警机制,形成组织分工协作与功能互补的风险监管体系与监测机制,企业决策层由此可以对官员变动可能产生的系统性风险及时做出反应和应对措施,进而助推企业投融资决策的科学性与合理性。

参考文献

- [1] Primerici G E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy [J]. Review of Economic Studies, 2005 (72): 821-852.
- [2] Jens C E. Political Uncertainty and Investment: Causal Evidence from U. S. Gubernatorial Elections [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124 (3): 563-579.
- [3] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007 (7): 36-50.
- [4] 徐现祥, 王贤彬, 舒元. 地方官员与经济增长——来自中国省长、省委书记交流的证据 [J]. 经济研究, 2007 (9): 18-31.
- [5] 许成钢, 田春生, 孔田平, 王小鲁. 前苏东集团国家转型之鉴 [J]. 领导文萃, 2011 (20): 28-31.
- [6] 贾俊雪, 郭庆旺, 宁静. 财政分权、政府治理结构与县级财政解困 [J]. 管理世界, 2011 (1): 30-39.
- [7] 安苑, 王珺. 财政行为波动影响产业结构升级了吗? ——基于产业技术复杂度的考察 [J]. 管理世界, 2012 (9): 19-35, 187.
- [8] 靳光辉, 刘志远, 花贵如. 政策不确定性与企业投资——基于战略性新兴产业的实证研究 [J]. 管理评论, 2016, 28 (9): 3-16.
- [9] 才国伟, 吴华强, 徐信忠. 政策不确定性对公司投融资行为的影响研究 [J]. 金融研究, 2018 (3): 89-104.
- [10] 张兆慧, 冯展斌. 政策不确定性与企业投资——现金流敏感性 [J]. 财经论丛, 2019 (5): 64-74.
- [11] Wong C P W. Financing Local Government in the People's Republic of China [M]. Hong Kong: Oxford University Press, 1997.
- [12] 方红生, 张军. 中国地方政府竞争、预算软约束与扩张偏向的财政行为 [J]. 经济研究, 2009, 44 (12): 4-16.

- [13] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价 [J]. 管理世界, 2007 (3): 4-12, 22.
- [14] 郭庆旺, 贾俊雪. 地方政府行为、投资冲动与宏观经济稳定 [J]. 管理世界, 2006 (5): 19-25.
- [15] Fatás A, Mihov I. The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion [J]. Quarterly Journal of Economics, 2003, 118 (4): 1419-1447.
- [16] Bleaney M, Hallad H. The Resource Curse and Fiscal Policy Volatility [R]. Working Paper, 2009.
- [17] 余明桂, 李文贵, 潘红波. 管理者过度自信与企业风险承担 [J]. 金融研究, 2013 (1): 149-163.
- [18] 李文贵, 余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担 [J]. 中国工业经济, 2012 (12): 115-127.
- [19] 张敏, 张胜, 王成方, 申慧慧. 政治关联与信贷资源配置效率——来自我国民营上市公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2010 (11): 143-153.
- [20] 罗党论, 廖俊平, 王珏. 地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据 [J]. 经济研究, 2016, 51 (5): 130-142.
- [21] Bialkowski J, Gottschalk K, Wisniewski T P. Stock Market Volatility around National Elections [J]. Journal of Banking and Finance, 2008, 32 (9): 1941-1953.
- [22] Lei G, Wang W, Liu M. Political Uncertainty, Dividend Policy Adjustments and Market effects [J]. China Journal of Accounting Studies, 2015, 3 (1): 49-83.
- [23] Ben S. Bernanke. Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression [R]. NBER Working Papers 1054, 1983.
- [24] Bloom N, Bond S, Van Reenen J. Uncertainty and Investment Dynamics [J]. Review of Economic Studies, 2007, 74 (2): 391-415.
- [25] Durnev A. The Real Effect of Political Uncertainty: Elections and Investment Sensitivity to Stock Price [D]. SSRN Working Papers, 2011.
- [26] Julio B, Yook Y. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles [J]. Journal of Finance, 2012, 67 (1): 45-84.
- [27] 陈艳艳, 罗党论. 地方官员更替与企业投资 [J]. 经济研究, 2012, 47 (S2): 18-30.
- [28] 徐业坤, 钱先航, 李维安. 政治不确定性、政治关联与民营企业投资——来自市委书记更替的证据 [J]. 管理世界, 2013 (5): 116-130.
- [29] 曹春方. 政治权力转移与公司投资: 中国的逻辑 [J]. 管理世界, 2013 (1): 143-155, 157, 156, 188.
- [30] 贾倩, 孔祥, 孙铮. 政策不确定性与企业投资行为——基于省级地方官员变更的实证检验 [J]. 财经研究, 2013, 39 (2): 81-91.
- [31] 杨海生, 陈少凌, 罗党论, 余国满. 政策不稳定性与经济增长——来自中国地方官员变更的经验证据 [J]. 管理世界, 2014 (9): 13-28, 187-188.
- [32] 纳鹏杰, 雨田木子, 纳超洪. 企业集团风险传染效应研究——来自集团控股上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2017 (3): 53-60, 95.
- [33] 蒋德权, 姚振晔, 陈冬华. 财务总监地位与企业股价崩盘风险 [J]. 管理世界, 2018, 34 (3): 153-166.
- [34] 王诗雨, 陈志红. 企业财务风险衍化及其产业效应——基于规制环境和竞争环境的双重情境分析 [J]. 会计研究, 2018 (11): 56-62.
- [35] 郭瑾, 刘志远, 彭涛. 银行贷款对企业风险承担的影响: 推动还是抑制? [J]. 会计研究, 2017 (2): 42-48, 96.
- [36] 严楷, 杨箐, 赵向芳, 王红建. 银行管制放松、地区结构性竞争与企业风险承担 [J]. 南开管理评论, 2019, 22 (1): 124-138.
- [37] 刘海洋, 林令涛, 黄顺武. 地方官员变更与企业兴衰——来自地级市层面的证据 [J]. 中国工业经济, 2017 (1): 62-80.
- [38] Fatás A, Mihov I. Why Fiscal Stimulus is Likely to Work [J]. International Finance, 2009, 12 (1): 57-73.
- [39] 陈志勇, 陈莉莉. 财政体制与地方政府财政行为探讨——基于治理“土地财政”的视角 [J]. 中南财经政法大学学报, 2009 (2): 42-46, 143.
- [40] 王贤彬, 徐现祥. 地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据 [J]. 管理世界, 2008 (3): 16-26.
- [41] 肖洁, 龚六堂, 张庆华. 市委书记市长变更、财政支出波动与时间不一致性 [J]. 金融研究, 2015 (6): 94-110.
- [42] 王砾, 孔东民, 代昀昊. 官员晋升压力与企业创新 [J]. 管理科学学报, 2018, 21 (1): 111-126.
- [43] Barton S L. Diversification Strategy and Systematic risk: Another look [J]. Academy of Management Journal, 1988, 31 (1): 166-175.
- [44] 陈莉, 张卓. 中国上市公司多元化战略及其系统风险研究 [J]. 企业经济, 2005 (2): 183-185.
- [45] 钱先航, 徐业坤. 官员更替、政治身份与民营上市公司的风险承担 [J]. 经济学 (季刊), 2014, 13 (4): 1437-1460.
- [46] Faccio M, Parsley D C. Sudden Deaths: Taking Stock of Geographic Ties [J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis, 2009, 44 (3): 683-718.
- [47] 蓝小龙. 地方官员更替与投资波动 [D]. 广州: 中山大学, 2010.
- [48] 刘娜娜. 新型城镇化背景下农业人口转化的财政金融对策研究 [J]. 改革与战略, 2016 (4): 66-68.
- [49] 黄启新. 金融发展、市场化水平与产业结构升级——基于中国省际面板数据的实证分析 [J]. 广西师范大学学报 (哲学社会科学版), 2017, 53 (2): 60-68.
- [50] 俞鸿琳, 张书宇. 高管晋升激励、考核机制与国有企业研发投入 [J]. 经济科学, 2016 (5): 95-110.
- [51] 张敏, 黄继承. 政治关联、多元化与企业风险——来自我国证券市场的经验证据 [J]. 管理世界, 2009 (7): 156-164.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

出口退税率调整对产品出口的异质影响研究

——来自北京市出口的经验证据

The Heterogeneous Impacts of the Adjustments of
Export VAT Rebate Rates on Products Export:
Empirical Evidence from the Export of Beijing

耿 纯

GENG Chun

[摘要] 笔者使用北京市2013年1月至2015年6月产品层面的出口数据,研究了2014年年底国家上调部分产品出口退税率对出口的影响。通过将退税率未做调整的产品作为控制组,倍差法的实证结果表明,出口退税率调整对产品出口的影响存在明显差异:退税率上调没有增加纺织品服装类产品的出口,而对高附加值产品的出口有显著促进作用。产品层面的回归结果表明,上调高附加值产品的出口退税率使该产品相对于其他产品的出口额平均增加4.02%,政策效果明显。结合中美贸易战背景及2018年下半年我国上调出口退税率、完善出口退税政策、加快退税进度等举措,笔者认为,应形成“整体退税率与经济情况相适应,行业退税率与产业结构优化相配合”的出口退税率设置;加强监管、防范出口骗税;在WTO框架内,灵活运用出口退税政策推动我国外向型经济持续健康发展。

[关键词] 出口退税 倍差法 产品出口 异质影响

[中图分类号] F810.42 F752 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0017-11

Abstract: Based on the Beijing products' export data from January 2013 to June 2015, this paper investigates the impacts of the increase of export VAT rebate rates in 2014 on exports. By employing the products whose VAT rebate rate didn't get adjusted, our difference-in-difference estimation corroborates that the increase of VAT rebate rate doesn't promote the export of textile and apparel products, however, it has significant positive effect on the export of high value-added products. Compared with the control group, the increase of VAT rebate rate for high value-added products contributes to 4.02% more export. Considering the recent Sino-US trade war and policies of increasing VAT rebate rate, improving relevant policies, and accelerating the tax rebate process, this paper indicates that the overall level of VAT rebate rate should be in line with the economic situation, and the specific rebate rate of certain industry should be cooperate with the objective of industrial structure optimization. Strengthening supervision towards export tax fraud and making flexible use of VAT rebate policy to promote the sustainable and healthy development of China's export-oriented economy within the framework of WTO.

Key words: Export rebate DID method Product export Heterogeneous effect

[收稿日期] 2018-10-02

[作者简介] 耿纯,女,1989年5月生,中央财经大学中国财政发展协同创新中心讲师,研究方向为公共财政与税收。

[基金项目] 北京市社会科学界联合会青年社科人才资助项目“出口退税与北京市出口产品结构研究”(项目编号:2018QNRC24)。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

改革开放以来,中国的经济逐步进入高速发展时期,国内生产总值不断扩大,经济增速多年均在7%以上。出口作为拉动经济的三驾马车之一,对我国经济增长的贡献值得瞩目。图1展示了1994—2017年我国历年出口总额占GDP的比重,各年均均在17%以上,其中2006年最高,达到35.36%。扩大出口的好处众多,不仅可以赚取外汇,增强政府的宏观调控能力,还可以充分利用我国富余的劳动力资源,创造更多工作机会,解决国内的就业问题。此外,亦可通过贸易和投资,利用技术溢出提高国内产品质量和生产技术水平,进而带动相关产业发展,促进产业结构升级和地区经济增长。

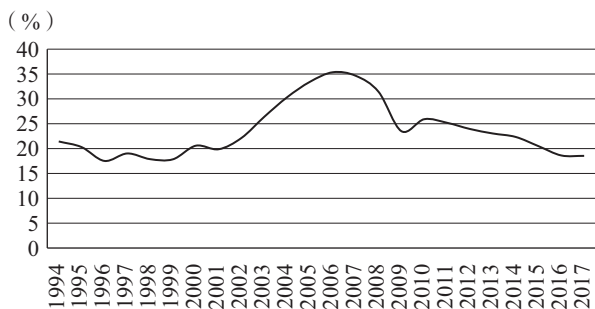


图1 1994—2017 中国出口总额占 GDP 的比重

在出口贸易发展的历程中,出口退税制度发挥了重要作用。这一制度的建立是各国对国内商品课税管辖权国际协调的结果,已被世界上大多数实行间接税的国家所采纳,成为一种国际惯例。但由于税收制度的差异,出口退税仅在征收增值税或商品劳务税的国家建立,对于以直接税为主体的国家,例如美国,由于其并不对生产企业征收间接税,因此也不涉及出口退税问题。理论上,出口退税应使出口国的产品以不含税价进入国际市场公平竞争,即采取零税率原则,使退税率等于征税率。但由于诸多因素,现实中的退税率往往低于征税率,以体现零税率原则与国家宏观调控的共同作用。这意味着,出口退税不仅是财税和外贸制度的一项重要内容,它还兼具贸易政策的功能。作为一国税制结构的自然产物,将出口退税用作贸易政策的最大优点,在于其合理性得到了WTO的

认可。国家可以通过调整出口退税率,实现调节贸易额、进而调控宏观经济的目标。例如在经济快速增长时期适当下调部分产品的出口退税率以防止经济过度膨胀,在经济不景气时适当上调部分产品的出口退税率以维持出口和就业。但是需要特别指出的是,WTO所允许的出口退税以不超过征税率有限,因此,2019年3月,我国在下调增值税税率的同时,也相应调整了出口退税率。^①

出口退税制度作为一项贸易政策,不仅可以促进进出口发展,而且能够引导产业结构调整、优化出口产品结构等。这种作用主要通过对外出口产品设置差异性的退税率来实现。在产品生产成本一定的情况下,出口退税率的高低直接决定了产品在国际市场上的竞争力——退税率越高,竞争力越强。于是,国家可以通过对鼓励生产和出口的产品设置较高的退税率,增强其国际竞争力,吸引更多企业从事这类产品的生产和出口;而对于不鼓励出口的产品,通过设置相对较低的退税率,引导资源和要素向其他产业流动。最终通过竞争机制,实现对出口产品种类的调整 and 产业结构的升级。

事实上,我国自1985年以来的出口退税实践也基本遵循了上述调整原则。表1将我国1985—2016年间的出口退税率调整分成了七个阶段,并分别对不同阶段退税率的调整原因和特点进行总结。从表1可以看到,国家对出口退税率政策的调整,不仅是对贸易和税收制度的完善,也与当时的国际国内环境息息相关。自2018年年初美国对华贸易战以来,我国于2018年10月由国务院常务会议确定了完善出口退税政策、加快退税进度的措施,以应对全球贸易摩擦。2018年9月至10月间,财政部、国家税务总局陆续发布了《关于提高机电文化等产品出口退税率的通知》(财税〔2018〕93号)和《关于调整部分产品出口退税率的通知》(财税〔2018〕123号),上调多种产品的出口退税率。由此可见,出口退税作为一种贸易调节政策,在宏观经济调控中发挥着重要作用,是我国应对外部经济冲击的重要措施。

^① 《财政部 税务总局 海关总署关于深化增值税改革有关政策的公告》(财政部 税务总局 海关总署公告2019年第39号)第三条规定:原适用16%税率且出口退税率为16%的出口货物劳务,出口退税率调整为13%;原适用10%税率且出口退税率为10%的出口货物、跨境应税行为,出口退税率调整为9%。

表 1 中国 1985—2016 年间出口退税率调整过程

	时间	退税率调整原因	退税率特点
第一阶段	1985.4.1—1993	与出口货物的流转税征税政策相适应,退税率按 270 个税目分成 4 大类 100 多个税率	退税率按出口货物的税负水平核定,档次多,比较复杂
第二阶段	1994.1.1—1995.6.30	新税制实施,简并退税率	退税率按适用税率确定,体现“征多少、退多少、不征不退”“彻底退税”的原则,简并后只有 6%、13%、17% 三档退税率
第三阶段	1995.7.1—1997	为解决出口退税规模增长过快、退税增长大大超过征税和出口额增长、出口骗税等问题	大幅降低增值税退税率,经过两次调整,之前的三档退税率分别下降到 3%、6%、9%
第四阶段	1998—2003	应对亚洲金融危机影响	提高大部分出口货物的退税率,退税率档次愈加复杂,分别出现过 3%、5%、6%、9%、11%、13%、14%、15%、16%、17% 等退税率
第五阶段	2004—2007	为解决出口退税财政负担加重、税款退付周期过长、出口骗税行为抬头等问题	陆续降低退税率;取消或降低“两高一资”产品的出口退税率,提高部分 IT 产品的出口退税率
第六阶段	2008—2009	应对国际金融危机影响	大幅提高大部分商品的出口退税率,此后出口退税率包括 5%、9%、13%、15%、16%、17% 等六档
第七阶段	2010—2016	2012 年“营改增”试点后退税率又增加两档	相对稳定期,“营改增”后新加两档退税率 6% 和 11%,出口退税率共计八档

资料来源:作者根据《出口退税指南》^[1]及相关资料整理得到。

然而,出口退税政策究竟能否如预期那样起到“削峰平谷”的作用?退税率的调整又究竟会如何影响产品出口及出口产品结构?已有研究的结论并不一致。多数文献证实了出口退税率上调对出口的促进作用(严才明,2007^[2];万莹,2007^[3];谢建国和陈莉莉,2008^[4];林龙辉等,2010^[5];范子英和田彬彬,2014^[6]);但也有研究指出这种作用仅限于短期和部分行业,个别行业所受影响并不显著,甚至与政策初衷相悖(刘穷志,2005^[7];Chao等,2006^[8];谷永芬等,2008^[9];樊琦,2009^[10];白重恩等,2011^[11];童锦治等,2012^[12])。为了进一步考查出口退税率调整的影响,本文使用 2013 年 1 月至 2015 年 6 月北京市产品层面的出口数据对财政部和国家税务总局 2014 年年底上调部分产品出口退税率的政策效果进行实证分析。产品层面的出口记录是研究贸易及相关问题最为细致的一手信息,针对出口退税的研究长期以来受贸易数据陈旧和匮乏的限制,所研究的政策多集中在 2010 年以前。本文的数据相对较新,因而有助于发现我国贸易发展的不同阶段出口退税率调整的不同影响。除数据贡献之外,本文相比于已有文献还有两个方面的创新:一是本文产品层面的分析能够关注到同

一产业或同一行业内部不同产品的差异,从而能够更为准确地考查退税率调整对产品出口的影响;二是本文将研究范围限定在北京市,相比于针对全国的整体研究,能够在一定程度上控制区域层面的混同因素,保证了研究结果的准确可靠。

全文其余部分安排如下:第二部分对相关研究进行综述;第三部分介绍本文的研究设计,包括识别策略、数据和变量情况;第四部分汇报实证结果并进行分析;第五部分从调整考查范围、改变政策前后窗口期、反事实分析三个方面进行稳健性检验;最后得到本文结论,并提出相应的政策建议。

二、文献综述

本文研究主要涉及两类文献,一是关于出口退税率变化对产品出口影响的研究。这类文献数量众多,其数据和方法从早期的国家总体出口的时间序列分析(Chao等,2001^[13];陈平和黄健梅,2003^[14];董皓和陈飞翔,2004^[15];Chen等,2006^[16];万莹,2007^[3];严才明,2007^[2]),逐步细化到行业或企业层面的面板数据和诸如倍差法等其他微观计量方法(谢建国和陈莉莉,2008^[4];林龙辉等,2010^[5];白

重恩等, 2011^[11]; 谢建国和徐婷, 2012^[17]; Chandra 和 Long, 2013^[18]; 范子英和田彬彬, 2014^[6]; 袁劲和刘啟仁, 2016^[19]; 辜娜和吴磊, 2017^[20]。绝大多数文献证实了出口退税率提高对出口的促进作用(或是出口退税率下调对出口的抑制作用), 由于计量方法和使用数据的不同, 已有研究的被解释变量有的直接使用出口总额(万莹, 2007^[3]; 谢建国和陈莉莉, 2008^[4]; 林龙辉等, 2010^[5]), 有的使用出口增长率(严才明, 2007^[2]; 范子英和田彬彬, 2014^[6]), 它们所估计出的促进作用的大小也存在差异。尽管上述文献基本证实了出口退税率调整对企业产品出口的显著影响, 但也有研究认为这种作用仅限于短期和部分行业, 个别行业受影响并不显著, 甚至与政策初衷相悖(刘穷志, 2005^[7]; Chao 等, 2006^[8]; 谷永芬等, 2008^[9]; 樊琦, 2009^[10]; 白重恩等, 2011^[11]; 童锦治等, 2012^[12])。

由于诸多文献发现了出口退税率对不同类别产品的异质影响, 有文献开始讨论出口退税的商品结构优化效应, 这是与本文相关的第二类文献。出口退税率的结构调整被认为是出口商品结构优化的直接原因(邵桂兰等, 2006^[21]; 刘盈曦和郭其友, 2014^[22]), 因此, 实行差别退税率提升和优化出口产业结构成为进一步完善出口退税政策的方向(王晓雷, 2008^[23]; 樊琦, 2009^[10])。总体上, 已有研究大多赞同出口退税政策有助于商品结构优化的判断, 认为我国差异性的出口退税率设置能够有助于促进产业结构升级, 使出口商品结构逐渐趋于合理。也有研究指出, 出口退税政策对调整产品出口量的政策效果较好, 但对改善产品出口结构的效果不理想(何欢浪和冯美珍, 2017^[24]; 康妮, 2018^[25]; 杨汝岱, 2018^[26]); 出口退税仅仅优化了加工贸易结构, 对贸易总量的结构优化作用十分有限(王世嵩和周勤, 2009^[27])。

通过对上述研究的梳理可以发现, 虽然对出口退税率调整影响对外贸易总量和结构的研究数量众多, 但研究结论并不统一, 也较少涉及具体的影响机制。这一方面是受数据和方法所限——早期的文献主要使用国家或行业层面的宏观数据, 较少有详细到产品层面的深入分析; 另一方面, 出口的影响因素众多, 我

国地区之间的贸易发展水平差异巨大, 退税因素对出口的影响在地区之间也存在不同(刘怡等, 2017^[28]), 针对全国范围的整体研究往往过于笼统而难以准确适用于某一具体地区。此外, 尽管随着海关统计数据库的使用, 一些研究将海关统计数据库与工业企业数据库进行匹配, 运用微观计量的方法研究出口退税率调整的影响, 但目前的匹配数据多数仅到2007年, 所研究的政策也主要集中在2004年的退税率调整。然而近年来, 我国的经济发展水平、出口产品结构和对外贸易环境都发生了巨大变化, 前期的研究结论能否适用于对未来出口退税政策的指导并不确定, 因而有必要对我国贸易发展的新阶段中出口退税率调整的政策效应进行重新考查。

本文从三个方面对已有研究进行改进和补充: 一是在研究层次上, 将早期国家和行业层面的分析扩展到产品层面, 使用详细到HS8位数产品^①的出口数据, 实证分析退税率调整对产品出口的影响, 以控制同一产业或同一行业内部不同产品在出口方面的异质表现; 二是在研究的时效性上, 本文使用2013年1月至2015年6月北京市产品层面的出口数据, 研究2014年出口退税率调整的影响, 相比于已有文献, 在数据和研究对象方面都更加新颖; 三是在研究范围上, 本文将研究范围限定在北京市, 通过倍差法的研究设计, 控制研究结果不受其他混同因素的影响, 确保实证结果的准确可靠。

三、研究设计

(一) 识别方法

2014年年底, 财政部和国家税务总局发布了《关于调整部分产品出口退税率的通知》(财税[2014]150号), 对以下产品的出口退税率进行调整: 一是提高部分高附加值产品、玉米加工品、纺织品服装的出口退税率; 二是取消含硼钢的出口退税; 三是降低档发^②的出口退税率。其中, 《通知》第二条涉及HS编码第72章的四种含硼钢; 第三条涉及第67章的五种假发产品; 第一条涉及产品种类较多, 包括第54至第62章的全部产品, 以及其他30多章的上百种产品。

① HS代码是一种国际贸易商品分类体系, 全称为《商品名称及编码协调制度的国际公约》(International Convention for Harmonized Commodity Description and Coding System), 简称协调制度(Harmonized System, 缩写为HS)。

② 档发: 假发的一种, 由辫发或削发加工而成, 两端处理得较平整。

由于退税率的调整只针对部分产品,且多数章中仅有部分产品的退税率被调整,这就为考查出口退税的政策效果提供了一个自然实验。又由于出口退税率的调整是由国家根据出口产品在外贸领域的重要程度确定并强制执行的,与产品本身的出口额没有直接联系,因此可以认为政策变化本身是外生的。加之此次退税率的调整只涉及部分产品,因此我们可以设置控制组和处理组,甚至进一步在行业内部设立控制组和处理组,采用倍差法考查政策实施前后不同组别的出口情况,从而识别出退税率调整对出口金额的影响。由于财税〔2014〕150号文第(二)、(三)两项规定涉及的产品较少,且退税率调整方向与第(一)项相反,因此本文在识别中剔除了(二)、(三)两项规定涉及的产品,仅考查部分高附加值产品、玉米加工品、纺织品服装出口退税率的提高对其出口金额的影响。

本文的基本回归方程如下:

$$\ln value_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_i + \beta_2 T_t + \beta_3 (R_i \times T_t) + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示产品, t 表示时间。被解释变量 $\ln value_{it}$ 为产品 i 在时间 t 的出口金额的对数,解释变量 R_i 为处理组虚拟变量,若为出口退税率调整的产品,则取值为1;若为出口退税率未调整的产品,则取值为0。 T_t 为政策发生与否的虚拟变量。由于财税〔2014〕150号文第(一)项规定自2015年1月1日起执行,因此,凡在政策发生后的样本, T_t 取值为1;在政策发生前的样本, T_t 取值为0。 X_{it} 是其他可能影响被解释变量的因素,如国际市场需求、季节性因素、产品种类等。

从回归方程式(1)可以看出,在提高出口退税率之后,控制组出口额对数的变动为 β_2 ,而处理组出口额对数的变动为 $\beta_2 + \beta_3$,因此, β_3 是提高出口退税率调整对产品出口额影响的净效应,是我们所关注的系数。如果退税率的提高可以促进产品出口,则 β_3 应该显著为正。

在识别上,基本回归部分首先使用全部样本进行,选取退税率变化的产品为处理组,退税率没有变化的产品为控制组,考查退税率提高的整体效应。考虑到政策规定涉及的产品种类不同,接下来本文分别

考查了退税率调整对纺织品服装和高附加值产品各自的影响^①。一方面,纺织品服装是我国曾经具有比较优势的产业,但近年来由于我国人口红利消退、劳动力成本上升、产业结构调整等原因,我国的比较优势相对于越南、缅甸、印度尼西亚等东南亚国家下降明显,退税率的提升是否能够促进纺织品服装的出口有待进一步考查。另一方面,高附加值产品是我国近年来鼓励发展的对象,预期上,出口退税率的提高能够促进高附加值产品的出口。

为了证明研究结果的稳健性,本文从三个方面进行稳健性检验:首先,将样本限定在产品退税率调整的小范围内,即以HS4分位产品为界,若该四分位产品中有一部分产品的退税率在调整之列,则为考查对象;若该四分位产品中的全部产品退税率未作调整或全部受到调整,则从样本中予以剔除,以使本文的控制组和处理组更有可比性。其次,考虑到政策冲击带来的影响在不同时间可能会有不同表现,加之现实经济对政策的反应可能存在时滞,因此本文在稳健性检验的第二方面改变了政策前后窗口期的设定,分别设定了政策前后1个月、3个月、6个月3个窗口期来捕捉政策效果在时间上的变化。最后,进行反事实分析,即假设在没有政策发生的时间发生了政策冲击,考查是否会出现显著的结果。

(二) 数据

本文所使用的数据来源于北京市国家税务局。出口数据包含2013年1月至2015年6月全部北京市出口申报退税的交易信息,每一条信息为一笔出口交易,内容包括报关单号、离境日期、产品代码(10位数)、产品名称、出口目的国代码、出口金额(单位为美元)等。出口退税率数据来源于国家税务总局发布的《出口退税率文库》,该文库记录了10位数,甚至更高位数HS编码的产品出口退税率,包含了考查期内所有退税率调整的信息。

在数据整理和汇总方面,本文首先将出口数据根据产品代码与出口退税率文库进行匹配,并将出口的交易数据按照产品汇总至月度,形成月度-产品的面板数据集。在基本回归部分,本文选取退税率提高的产品为处理组,退税率未变化的产品为控制组,使用加总至产品层面的月度数据考查退税率提高对出口额

① 财税〔2014〕150号文所述的玉米加工产品指产品编码为11081200、21039010、22071000、23031000、29054200、29054300、29054400、29181100、29181600、29224110的10项产品,由于数量较少,本文未对其做单独考查。

的影响。在分产品种类的讨论中,本文分别以纺织品服装和高附加值产品作为控制组,分析不同产品种类在受到退税率调整后的反应是否存在差异。基本回归部分的控制组与处理组被解释变量 $\ln value_{it}$ 的描述统计如表 2。

表 2 不同组别样本出口额对数的描述统计

		样本数	均值	标准差	最大值	最小值
控制组		841 53	11.23	2.70	21.13	0
处理组	全样本	25 572	10.48	2.42	17.13	0
	纺织品服装	21 639	10.34	2.38	17.02	0
	高附加值产品	3 816	11.33	2.49	17.13	0

表 3 不同组别部分样本出口额对数的描述统计

		样本数	均值	标准差	最大值	最小值
控制组		6 182	11.08	2.51	19.26	0.69
处理组	全样本	3 577	11.29	2.52	17.13	0
	纺织品服装	219	11.51	2.09	14.38	4.63
	高附加值产品	3 242	11.37	2.51	17.13	0

四、基本结果及分析

表 4 是用全部样本回归的实证结果,其中交叉项 $R_i \times T_i$ 的回归系数是本文重点关注的内容。回归(1)没有控制其他因素,回归(2)~回归(4)逐步控制了月份、年份、产品类别^①等固定效应,以剔除季节因素、国际市场需求、产品种类等因素可能对出口造成的影响。从系数的符号来看,无论是否控制月份、年份等固定效应,交叉项的回归系数均为负,且至少在 5% 的显著性水平上显著。这意味着出口退税率的提高反而会使产品出口额下降,参考表 2 的描述性统计,全样本处理组的对数出口金额的均值为 10.48,因此 -0.103 的回归系数意味着,平均而言,上调出口退税率的产品的出口金额反而比未作调整的产品的出口金额下降了 0.098%。这不符合我们的直觉,也与绝大多数研究其他几次出口退税率上调对产品出口影响的已有文献的结论相反。考虑到退税率的调整涉及的产品种类差异较大,接下来将分别考查不同种类的产品受到退税率提高的影响。

本文稳健性检验的第一部分是将样本限定在有退税率变化的四分位产品以内,剔除了整章产品退税率全部调整或全部未做调整的样本,并同样对其进行分产品种类的回归。这部分样本的被解释变量 $\ln value_{it}$ 的描述统计如表 3。

表 4 全样本基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
R_i	-0.730*** (0.021 2)	-0.730*** (0.021 2)	-0.730*** (0.021 2)	
T_i	-0.037 5 (0.054 9)	-0.045 7 (0.047 1)	-0.045 6 (0.046 6)	-0.028 2** (0.014 1)
$R_i \times T_i$	-0.103** (0.046 0)	-0.103** (0.046 0)	-0.103** (0.046 0)	-0.124*** (0.025 8)
月份固定效应	否	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
类别固定效应	否	否	否	是
样本数	109 725	109 725	109 725	109 725
R^2	0.014 4	0.014 4	0.014 4	0.734

注释:括号内数值为标准误,***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。下表同。

表 5 是分产品种类的回归结果,回归方程仍旧为式(1)。表 5 中列(1)~列(3)为以纺织品服装类产品为处理组的回归结果,列(4)~列(6)为以高

① 加入产品类别固定效应后,处理组系数 R_i 会被略去,后同。

附加值产品为处理组的回归结果，同样这里我们关注交叉项 $R_i \times T_i$ 的系数，同一类产品的三个回归分别是不加入其他控制变量、控制了月份和年份、同时控制时间和产品种类的回归结果。从结果可以看出，不同种类的产品受到出口退税率上调的影响确有不同：纺织品服装的交叉项系数为负，表明退税率上调反而使得纺织品服装的出口相对下降；而高附加值产品的交叉项系数为正，表明退税率上调使得这些产品的出口

相对增加。从表2的统计描述可以看到，纺织品服装类产品的对数出口金额的均值为10.34，高附加值产品的对数出口金额的均值为11.33，因此，-0.232和0.455的回归系数意味着，平均而言，政策冲击使得上调了出口退税率的纺织品服装类产品相对于其他产品的出口金额下降了2.23%，而上调了出口退税率的高附加值产品相对于其他产品的出口金额增加了约4.02%。

表5 分产品种类回归结果

	纺织品服装			高附加值产品		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
R_i	-0.853 *** (0.022 5)	-0.854 *** (0.022 5)		-0.491 *** (0.068 3)	-0.491 *** (0.068 3)	
T_i	-0.029 (0.056 8)	-0.040 (0.049 9)	-0.022 (0.014 0)	-0.029 (0.075 3)	-0.034 (0.050 8)	-0.007 (0.014 3)
$R_i \times T_i$	-0.232 *** (0.049 2)	-0.232 *** (0.049 2)	-0.245 *** (0.027 7)	0.455 *** (0.142)	0.456 *** (0.142)	0.403 *** (0.077 4)
月份固定效应	否	是	是	否	是	是
年份固定效应	否	是	是	否	是	是
类别固定效应	否	否	是	否	否	是
样本数	107 668	107 668	107 668	88 086	88 086	88 086
R^2	0.018 7	0.018 7	0.735	0.000 6	0.000 6	0.744

高附加值产品受到出口退税率上调的影响为正，这与我们的预期一致。其中可能的机制不难理解：出口退税率提高使得高附加值产品的价格优势更加明显，在国际市场上的竞争力增强，导致出口额增加。然而纺织品服装类产品受到出口退税率上调的影响为负，这一点与直觉不符。下面，本文对上述结果的稳健性进行检验，并做进一步分析和探讨。

五、稳健性检验与进一步探讨

(一) 基于四分位产品的检验

由于财税〔2014〕150号文第(一)项的出口退税率调整针对部分产品，存在部分章类的产品全部参与调整或全部未参与调整的情形。为了防止这种样

本选择上的偏误，在稳健性检验的第一部分，本文将上述样本予以剔除，仅保留在四分位产品上有部分产品出口退税率调整的样本进行分析，回归结果如表6所示。从回归结果可以看到，交叉项系数至少在5%的显著性水平上显著为正，表明出口退税率的提高会促进产品的出口。这与基本回归结果相反，但却与高附加值产品的回归结果一致。出现这一结果是因为财税〔2014〕150号文第(一)项中关于纺织品服装的出口退税率调整多是以章为单位的，即纺织品服装类的第54至62章的整章产品均受到政策影响，因而没有进入本部分的样本，所以会出现这里的回归结果和高附加值产品的回归结果一致的情形。表3的描述性统计也可以证实上述解释。

表6 基于四分位产品检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
R_i	0.139 ** (0.060 3)	0.140 ** (0.060 3)	0.139 ** (0.060 3)	
T_i	0.007 4 (0.100)	-0.002 5 (0.100)	0.040 5 (0.107)	0.026 8 (0.051 5)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
$R_i \times T_i$	0.316** (0.124)	0.316** (0.124)	0.316** (0.124)	0.389*** (0.0741)
月份固定效应	否	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
类别固定效应	否	否	否	是
样本数	9 759	9 759	9 759	9 759
R^2	0.002 4	0.002 4	0.002 4	0.705

(二) 窗宽范围的调整

由于政策冲击可能存在时滞,加之其影响在不同时段可能会有不同表现,因此政策前后窗口期的设定也可能对结果产生影响。表7是对基本回归中的窗宽范围进行调整后的回归结果^①。列(1)~列(3)的窗口期分别是政策发生前后1个月、3个月、6个月^②,本文试图以此来捕捉政策效果在时间上的变化。

从回归结果可以看出,政策效果的确存在时滞。当窗宽为1个月和3个月时,交互项系数不显著,表明整体上,出口额没有受到退税率变化的影响;而当窗宽为6个月时,交互项系数显著为负,与前文基本回归的结果一致,表明本文的结论较为稳健,政策效果在半年后较为明显。

表7 调整窗宽的回归结果

	(1)	(2)	(3)
T_i	-0.0776** (0.0343)	0.0048 (0.0333)	0.0411 (0.0333)
$R_i \times T_i$	0.0618 (0.0735)	-0.0191 (0.0501)	-0.1210*** (0.0336)
月份固定效应	否	是	是
类别固定效应	是	是	是
样本数	7 795	19 045	43 317
R^2	0.916	0.829	0.775

(三) 反事实分析

反事实分析是指假设在没有政策发生的时间发生了政策冲击,考查是否会出现显著的结果。如果回归结果显著,说明基本回归中显著的结果可能是由其他的原因所致,而非政策冲击的结果;如果回归结果不显著,则说明基本回归中的显著结果确实由政策冲击导致。

使用反事实的方法对基本回归结果的稳健性进行检验。假设政策发生在2014年1月,这里使用2013年1月至2014年12月的月度数据进行回归,结果如表8所示。列(1)、列(2)对应基本回归;列

(3)、列(4)对应纺织品服装的回归;列(5)、列(6)对应高附加值产品的回归。从结果来看,高附加值产品回归的交互项系数不显著,表明高附加值产品出口金额的提升确实是由于受到退税率提高的影响;而纺织品服装的回归系数与基本回归部分一致,均显著为负,说明纺织品服装出口的下降并非是由于退税率调整导致的,可能还存在其他的影响因素,如国内劳动力成本上升、资源环境约束压力增大、国际市场需求下降、国内产业结构调整等。此外,考虑到本文所使用的研究数据仅限于北京市,北京市纺织品服装类产品本身的特点也可能对研究结论有所影响。

① 由于这里全部控制了产品的类别固定效应,因此表示是否为处理组的变量 R_i 的系数都被略去,没有在表7中出现。

② 由于所取得的数据截止到2015年6月底,因此窗宽最长只能设定为6个月。

具体来说,北京市的纺织品服装类产品整体出口规模小,2014年仅占北京市全部出口的2.53%;北京市服装业上游产业滞后,服装面料和生产设备难以满足生产需要,导致企业生产成本低,许多高档服装生产企业长期依赖于进口国外优质流行的服装面料(李

云娥,2007^[29])。因此,北京的服装出口与其他地区相比,更多依赖国际市场的原料供给和产品需求。然而,受经济危机的影响,国际市场整体低迷,各国的出口都在萎缩,因此,这可能是导致退税率调整对纺织品服装出口的促进作用不同于预期的原因。

表 8 反事实分析的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
R_i	-0.696 0*** (0.029 7)	-0.697 0*** (0.029 7)	-0.790 0*** (0.031 5)	-0.791 0*** (0.031 5)	-0.547 0*** (0.097 3)	-0.548 0*** (0.097 3)
T_i	0.016 3 (0.052 8)	0.016 5 (0.025 5)	0.021 8 (0.054 9)	0.022 0 (0.025 9)	0.021 6 (0.077 1)	0.022 2 (0.022 8)
$R_i \times T_i$	-0.068 2 (0.042 2)	-0.068 1 (0.042 2)	-0.127 0*** (0.044 8)	-0.127 0*** (0.044 8)	0.111 0 (0.136 0)	0.112 0 (0.136 0)
月份固定效应	否	是	否	是	否	是
样本数	86 048	86 048	84 466	84 466	68 902	68 902
R^2	0.013 8	0.013 8	0.017 0	0.017 0	0.000 8	0.000 8

(四) 进一步探讨

影响产品出口的因素众多,特别是对于不同类别的产品,在成本构成、国际市场需求、出口竞争程度、国内政策支持等方面差异巨大。由于出口退税只是诸多影响产品出口因素中的一个方面,因而当退税率调整时,不同类别产品受到的影响会存在显著差异。

具体来说,纺织品服装业是典型的劳动密集产业,其成本构成中劳动力成本占比高,产品出口高度依赖国际市场需求,受东南亚等国同质竞争影响大,且由于对环境污染严重,是我国近年来淘汰和升级落后产能的重点。相比之下,高附加值产业往往与新兴产业相联系,其产品技术含量高、利润空间大,能够大量解放劳动力、降低生产成本,进而提高人们生活质量和生产效率,因此受到政策的广泛鼓励和扶持。这样一来,尽管上述两类产业的产品同时面对出口退税率上调的政策冲击,但由于发展阶段和产业政策环境的差异,更多资源流向高附加值产品的生产和出口,最终导致两类产品的出口表现迥异。

由于缺少出口企业层面的详细信息(如企业财务数据、获得的政府补助金额等),本文难以对上述讨论进行实证考查,因而此处仅以国家层面的出口数据进行说明。图2绘制了HS编码第十一类和第十八类产品的出口额(对应左坐标轴),以及全部产品的

出口总额(图中实线,为便于比较,将其对应右侧坐标轴)。其中,HS编码第十一类产品为纺织原料及纺织制品,包括第50~63章,涵盖了几乎全部的纺织品服装类产品,本文研究的出口退税率上调所涉及的纺织品服装类产品全部属于该大类。HS编码第十八类产品为光学、照相、电影、计量、检验、医疗或外科用仪器及设备、精密仪器及设备;钟表;乐器;上述物品的零件、附件。本文研究的出口退税率上调所涉及的高附加值产品大多数属于该类别。从图2中可以看到,纺织品服装类产品的出口规模较大,其变化趋势基本与全国总出口额一致。2014年后,受物价上涨、工资上升、汇率变化、国际市场竞争等影响,我国的纺织品服装类产品出口出现明显下降。然而,对于附加值较高的第十八类产品,虽然其出口也受到影响,但相对波动幅度较小,出口金额较稳定。

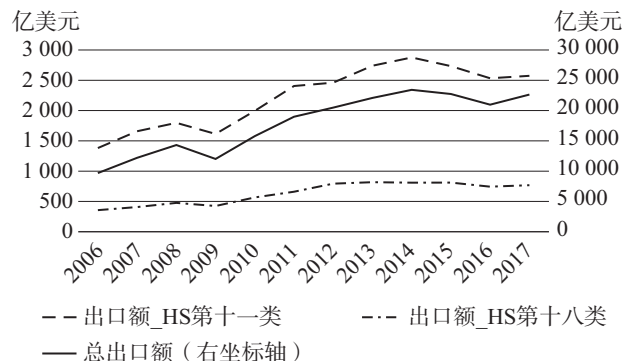


图 2 2006—2017 年部分类别产品出口额

六、结论及政策建议

作为影响出口贸易的重要政策，出口退税率的高低与产品出口密切相关。在中国经济转型的关键时期，研究出口退税率调整对产品出口的影响，对于进一步完善出口退税政策，进而应对当前复杂国际形势、保持外贸稳定增长具有重要的现实意义。本文使用北京市2013年1月至2015年6月产品层面的出口数据对2014年年底上调部分产品出口退税率的政策效果进行实证分析，发现出口退税率调整对出口的影响作用在产品层面上存在较大差异：对于中国在传统上具有比较优势的纺织品服装类产品，出口退税率提高没有显著促进出口金额的增加；而对于高附加值产品，上调出口退税率平均使得这类产品相对于其他产品的出口金额增加约4.02%，政策效果明显。调整样本范围、改变窗宽范围和反事实分析等稳健性检验证实了上述结果的稳健性。本文认为，成本构成、国际市场需求、出口竞争程度、国内政策支持等方面的差异，是导致上述异质性结果的主要原因。根据上述结论，提出以下政策建议。

第一，完善出口退税制度，维持差异化的出口退税率设置。尽管国际上许多实行出口退税制度的国家均根据零税率原则对出口产品的国内流转税采取“应退尽退”的做法，但考虑到我国的现实状况，如果对全部出口产品的增值税“应退尽退”，不仅会增加政府的退税负担，还可能加剧出口企业为骗取退税而虚报出口的违法行为，增加行政部门的监管和稽查难度。因此，对于我国现阶段而言，应当首先完善出口退税制度、提高退税效率、优化退税服务，在出口退税率方面维持差异化的退税率设置，继续将出口退税率调整作为一种政府相机抉择的宏观调控工具。

第二，维持对“两高一资”（高污染、高能耗、资源性）和面临去产能任务等产品的零退税或低退税率。通过较低的退税率设置，促使旧动能加快转型升级，破除无效供给，为优质产能发展腾挪空间。

第三，对其他传统产业设置适中的出口退税率，并尽量减少退税率调整，为企业生产和出口决策提供稳定的预期。根据本文的研究，一方面，现阶段纺织品服装业等我国具有传统比较优势产业出口越来越受到国内劳动力成本上升、资源环境压力增大、国际市场需求下降的冲击，出口退税率的上调没有能够显著

刺激其产品出口，加之我国目前正处于新旧动能转换的关键时期，为激励传统行业转型升级，不宜对其设置过高的出口退税率。但另一方面，也不适宜在短期内大幅下调传统产业产品的出口退税率，这是因为，传统产业往往固定了较多劳动力，过快地打破其发展稳态可能导致这些劳动力难以在短时间内匹配新的就业岗位，给社会经济发展和稳定造成新的问题。因此，适中并较为稳定的出口退税率设置将有助于传统产业在发展过程中循序渐进地完成转型升级。

第四，对高附加值产品、新兴产业的产品设置较高的出口退税率。当前我国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段的基本特征愈加明显，供给侧结构性改革深入推进，高技术产业、装备制造业增速明显快于一般工业，新动能快速成长，新兴产业蓬勃发展。因此，在出口退税率的设置上，也应与促进产业结构持续优化升级相配合。例如，对新一代信息技术、高端装备、生物医药、新能源汽车、新材料等新兴产业领域的相关产品设置较高的出口退税率，通过政策支持，引导生产要素向这些领域集聚，促进新兴产业加快发展和新旧动能的接续转换，提升我国出口产品的国际竞争力。

总体来说，我国当前的出口退税率设置应当遵循“整体退税率与经济情况相适应，行业退税率与产业结构优化相配合”的原则，对国家鼓励出口的、具有较大出口潜力和贸易获利大的高附加值产品和新兴产业产品设置较高的出口退税率，以刺激其生产和出口；同时对逐渐失去比较优势的传统行业设置适中的出口退税率，在稳定就业的同时，加强竞争，由市场机制对传统行业的生产和出口企业进行优胜劣汰，迫使其改变对国家出口退税的依赖，通过提升产品质量、发掘新的比较优势等方式维持市场地位，实现转型升级。

本文的研究结果对于当前贸易战背景下我国外向型经济的发展方向也具有一定的启示。一方面，我国应坚持在WTO框架范围内灵活运用出口退税政策，特别需要通过差异化的退税率设置和调整，实现协调发展、人员就业、产业结构升级、贸易调节等目标。另一方面，考虑到较高的出口退税率虽然能够在一定程度上促进正常贸易的发展，但也不可避免地为出口骗税等违法行为提供了更大的激励和操作空间。特别是在全球经济低迷时期，这一情形尤其突出（李红等，2019^[30]）。因此，还需海关、税务、银行

等多个部门加强联合,推动信息共享、强化监管,维护良好的出口市场秩序,避免提高出口退税率造成虚假贸易和骗税行为多发,多措并举,共同推动我国外向型经济持续健康发展。

参考文献

- [1] 国家税务总局货物和劳务税司. 出口退税指南 [M]. 北京: 中国税务出版社, 2014: 18-19.
- [2] 严才明. 我国出口退税政策效应分析 [J]. 涉外税务, 2007 (3): 19-22.
- [3] 万莹. 中国出口退税政策绩效的实证分析 [J]. 经济评论, 2007 (4): 62-67.
- [4] 谢建国, 陈莉莉. 出口退税与中国的工业制成品出口: 一个基于长期均衡的经验分析 [J]. 世界经济, 2008 (5): 3-12.
- [5] 林龙辉, 向洪金, 冯宗宪. 我国出口退税政策的贸易与经济效益研究——基于局部均衡模型的分析 [J]. 财贸研究, 2010, 21 (1): 33-41.
- [6] 范子英, 田彬彬. 出口退税政策与中国加工贸易的发展 [J]. 世界经济, 2014, 37 (4): 49-68.
- [7] 刘穷志. 出口退税与中国的出口激励政策 [J]. 世界经济, 2005 (6): 37-43.
- [8] Chao C, Yu E S H, Yu W. China's Import Duty Drawback and VAT Rebate Policies: A General Equilibrium Analysis [J]. China Economic Review, 2006, 17 (4): 432-448.
- [9] 谷永芬, 吴倩, 陈文宗. 出口退税政策对我国纺织行业结构调整的实证分析 [J]. 经济问题, 2008 (8): 30-32, 49.
- [10] 樊琦. 出口退税政策与我国出口商品结构优化——基于不同技术程度行业的研究 [J]. 国际贸易问题, 2009 (11): 13-19.
- [11] 白重恩, 王鑫, 钟笑寒. 出口退税政策调整对中国出口影响的实证分析 [J]. 经济学 (季刊), 2011, 10 (3): 799-820.
- [12] 童锦治, 赵川, 孙健. 出口退税、贸易盈余和外汇储备的一般均衡分析与中国的实证 [J]. 经济研究, 2012, 47 (4): 124-136.
- [13] Chao C, Chou W L, Yu E S H. Export Duty Rebates and Export Performance: Theory and China's Experience [J]. Journal of Comparative Economics, 2001, 29 (2): 314-326.
- [14] 陈平, 黄健梅. 我国出口退税效应分析: 理论与实证 [J]. 管理世界, 2003 (12): 25-31.
- [15] 董皓, 陈飞翔. 我国出口退税政策的鼓励效应 [J]. 国际贸易问题, 2004 (7): 13-16.
- [16] Chen C, Mai C, Yu H. The Effect of Export Tax Rebates on Export Performance: Theory and Evidence from China [J]. China Economic Review, 2006, 17 (2): 226-235.
- [17] 谢建国, 徐婷. 产出波动、需求转移与出口退税的出口激励效果——一个基于中国出口面板数据的研究 [J]. 世界经济研究, 2012 (6): 38-44, 88.
- [18] Chandra P, Long C. VAT Rebates and Export Performance in China: Firm-level Evidence [J]. Journal of Public Economics, 2013, 102: 13-22.
- [19] 袁劲, 刘啟仁. 出口退税如何影响异质性产品的出口——来自企业、产品和目的国三维数据的证据 [J]. 国际贸易问题, 2016 (6): 105-115.
- [20] 辜娜, 吴磊. 出口退税政策对出口贸易影响的实证分析 [J]. 统计与决策, 2017 (9): 159-162.
- [21] 邵桂兰, 毕素梅, 高金田. 出口退税新政的产业贸易影响分析 [J]. 国际贸易问题, 2006 (2): 44-47.
- [22] 刘盈曦, 郭其友. 中国差异性出口退税机制的产业结构优化效应研究——基于一般均衡模型 [J]. 云南财经大学学报, 2014, 30 (2): 45-53.
- [23] 王晓雷. 出口退税政策调整对出口规模与出口结构的影响 [J]. 国际贸易, 2008 (7): 20-26.
- [24] 何欢浪, 冯美珍. 我国稀土产品出口政策效果评估的实证检验 [J]. 世界经济研究, 2017 (11): 88-99, 136-137.
- [25] 康妮. 出口退税与中国企业的出口行为——基于2004—2013年微观企业数据的经验研究 [J]. 国际商务 (对外经济贸易大学学报), 2018 (5): 1-12.
- [26] 杨汝岱. 出口退税政策要有利于企业长期投资和产业升级 [N]. 第一财经日报, 2018-10-16 (A11).
- [27] 王世嵩, 周勤. 出口产品技术结构和出口退税政策有效性研究——基于2002—2007年省际面板数据的实证分析 [J]. 工业技术经济, 2009, 28 (12): 71-78.
- [28] 刘怡, 耿纯, 赵仲匡. 出口退税政府间分担对产品出口的影响 [J]. 经济学 (季刊), 2017, 16 (3): 1011-1030.
- [29] 李云娥. 北京服装市场调查及出口战略前景分析 [J]. 环渤海经济瞭望, 2007 (5): 55-58.
- [30] 李红, 包群, 谢娟娟. 出口退税与虚假贸易——来自失踪出口之谜的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2019, 18 (2): 661-680.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

加强金融监管能否促进企业“脱虚向实”？

——来自 2006—2015 年上市公司的证据

Improvement of Banking Supervision and Enterprises'

“Industrialization and Definancialization”:

The Evidence From Listed Companies from 2006 to 2015

马思超 彭俞超

MA Si-chao PENG Yu-chao

[摘要] 笔者利用 2006—2015 年我国 A 股上市公司财务报表数据和银监会公务员招聘公告数据研究发现，加强地区金融监管对非金融企业从事虚拟经济（持有金融资产）具有显著的抑制作用，这种抑制作用在金融发展水平较高的地区以及融资约束较弱的企业更显著。进一步研究发现，银行监管增强对非金融企业金融化的抑制作用主要是通过供给渠道，即缩减融资软约束企业的信贷从而减少非正规金融的资金供给而实现的。笔者的政策建议在于，针对信贷流向实施更加指向性的金融监管政策将能够更有效地引导金融服务于实体经济。

[关键词] 金融监管 企业金融化 影子银行

[中图分类号] F830.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0028-12

Abstract: Based on the data of financial statements of A-share listed companies in China from 2006 to 2015 and the recruitment announcement of civil servants of CBRC, this paper finds that strengthening regional financial supervision has a significant inhibitory effect on non-financial enterprises engaging in virtual economy (holding financial assets). This kind of restraint is more significant in areas with higher level of financial development and enterprises with lighter financing constraints. Further research finds that the restraint of strengthening banking supervision on the financialization of non-financial enterprises is mainly through supply channels. The strengthening of banking supervision is achieved by reducing the credit of firms with stronger financing capacity, thereby reducing the supply of funds for informal finance. The policy suggestion of this paper is that the implementation of more directional financial supervision policy for credit flow will be able to guide finance to serve the real economy more effectively.

Key words: Financial supervision Enterprise finance Shadow banking

[收稿日期] 2019-07-02

[作者简介] 马思超，男，1990年3月生，中央财经大学金融学院博士研究生，研究方向为企业金融化、企业杠杆率等；彭俞超，男，1987年10月生，中央财经大学金融学院讲师，中央财经大学丝路金融研究中心（亚投行研究中心）执行主任，研究方向为金融发展、货币政策、金融科技等。

[基金项目] 国家自然科学基金青年科学基金项目“基于企业脱实向虚行为的中国货币政策有效性研究”（项目编号：71903208）；中央高校基本科研业务费专项资金；中央财经大学科研创新团队支持计划。

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

金融与实体经济的关系是金融发展理论中的根本问题。2008年全球金融危机爆发后,在实体经济持续疲软而资产部门持续膨胀的背景下,我国经济中呈现出“脱实向虚”的趋势。越来越多的非金融企业以不同的形式参与金融活动,在国资委管理的117家央企中就有90多家在不同程度上涉足金融投资(谢家智等,2014^[1]),而2016年共有767家上市公司购买了理财产品、信托贷款、私募等金融产品,总金额达7268.76亿元^①。经济“脱实向虚”的趋势引起了党和国家领导人的密切关注。十九大报告中明确指出:“深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力,健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线。”但是,学术界鲜有研究实证检验金融监管与“脱实向虚”的关系。加强金融监管是否能够抑制企业的“脱实向虚”行为,其传导机制又是如何,是本文要解决的问题。

“脱实向虚”在宏观经济中是指资金没有流入实体经济而不断涌向虚拟经济的现象,其背后的微观机制包括银行贷款决策、家庭资产配置和企业投资选择三个方面。本文着重考虑企业的金融资产投资行为,即企业金融化问题(张成思和张步昙,2015^[2])。现有关于金融化的研究多聚焦于企业金融化对固定资产投资挤出作用以及对企业研发投资的抑制等方面(张成思和张步昙,2016^[3];王红建等,2017^[4]),较少讨论金融监管等政策对企业金融化的影响。银行在企业投资金融资产的过程中起着重要的作用。一方面,银行是资金的供给者,向企业提供了用于金融投资的资金;另一方面,银行是投资渠道的提供者,其发行理财产品或代售基金、信托合约,为企业提供了可投资的金融资产。因此,加强对银行的监管力度,将可能从金融资产供给端和需求端两条渠道抑制企业金融化行为。

关于金融监管和影子银行,较多理论研究都指出,加强宏观审慎监管是抑制影子银行发展、防范系统性金融风险的重要举措。换言之,加强金融监管将能抑制企业金融化行为。但是,有研究指出,在强监管下的监管套利是导致影子银行蓬勃发展的重要原因(Wang等,2015^[5];Acharya等,2016^[6]),也就是

说,金融监管也可能促进企业金融化。针对以上有悖的观点,本文拟提出自己的解答,即从实证上检验金融监管对企业金融化的影响,并考察金融监管影响企业金融化的传导机制。

较少研究有实证检验金融监管与企业金融化的原因,与金融监管指标难以被度量有关。在宏观层面和银行层面,通常从银行的核心资本充足率要求、风险资产权重等监管要求角度对金融监管强度进行度量。但是,在区域层面,监管要求和条文往往是全国统一的,地方金融监管机构并没有制定规则的权利。为了能够分析地方金融监管差异对企业金融化行为的影响,本文尝试性地提出了新的指标,即地方银监会的公务员招聘需求(拟招聘人数)。公务员的拟招聘人数反映了地方银监会的扩张动机。当地方银监会要加强对当地机构的金融监管时,监管工作量随之上升。地方银监会需要更多的人力资源来进行现场稽查、机构审核等工作,就会增加对公务员的招聘需求。

与目前研究企业金融化的研究类似,我们采用2006—2015年的非金融上市公司数据作为样本,利用资产负债表中的相关科目测算了企业持有金融资产的规模,实证检验了地方银监会公务员招聘需求对企业金融资产持有的影响。结果表明,当地方银监会每多招聘1个人,当地的企业金融资产投资将下降0.48%。在进一步的研究中,引入地方金融监管与地方金融发展的交乘项,我们发现,在金融发展水平更高的地区,加强金融监管对企业金融资产投资的抑制作用更强。这表明,加强金融监管主要通过抑制银行信贷供给来提高企业的融资成本,进而抑制了企业金融资产投资,而这种现象在融资软约束企业中更为明显。这表明,企业金融化的动机可能并非是预防性储蓄,而主要是“投资替代”,这也进一步佐证了金融监管通过抑制银行信贷供给而抑制企业金融资产投资的渠道。

与已有研究相比,本文的贡献在于:第一,在省一级层面,以银监会招聘人员数量刻画了银行监管力度,在度量指标上做出了创新;第二,对不同动机企业金融化进行分析,并识别出银行监管力度增加对于何种动机的金融化行为影响最大;第三,从供给和需求两个角度分析银行监管对于企业金融化行为的影响渠道。

① 数据来源:Wind数据库。

本文其余内容安排如下：第二部分是文献回顾和研究假设；第三部分是数据及模型；第四部分是实证结果分析；第五部分是结论与政策建议。

二、文献综述与研究假设

（一）非金融企业金融化的动机

近年来，金融投资活动的利润占 GDP 的比例不断扩大（Krippner, 2005^[7]；鲁春义和丁晓钦, 2016^[8]），金融化问题也受到学者的广泛关注。通常而言，金融化是指在经济运行中，金融部门的规模、地位和影响范围不断提升和扩大的过程（Palley, 2007^[9]；Epstein, 2006^[10]）。从企业层面来看，金融化最突出的表现即为非金融企业越来越多地持有金融资产（宋军, 2014^[11]；张成思和张步县, 2016^[3]）以及其利润来源中金融投资占比的持续增长（蔡明荣和任世驰, 2014^[12]）。但就动机而言，现有研究并未达成统一观点，总结已有文献，企业金融化的动机主要有三种类型，即“蓄水池”理论、“投资替代”理论和“实体中介”理论。

基于 Keyne (1936)^[13]所提出的预防性储蓄理论，Smith 和 Stulz (1985)^[14]、Stulz (1996)^[15]、胡奕明等 (2017)^[16]提出的“蓄水池”理论认为，企业持有金融资产的主要目的是抵御流动性风险。金融资产有着较强的流动性和广泛的交易市场，当企业面临由经营活动而导致的流动性风险和因融资约束而错失的投资机会时，企业能够在短时间内将所持有的金融资产在市场上交易变现，从而缓解资金压力（Ding 等, 2013^[17]）。此外，在面临经济下行以及宏观经济不确定时，企业也会储备一部分流动性较强的资产，等待适宜的投资机会，特别是那些融资能力较差的企业（Almeida 等, 2004^[18]；Demir, 2009^[19]）。实际上，以缓解融资约束的动机持有金融资产既能使企业更好地防范流动性风险，维持正常运行，也有助于企业把握投资机会，从而使金融更好地服务于实体经济的发展。

“投资替代”理论认为，当金融部门的收益率显著高于实体经济的投资收益率时，以利润为导向的企业往往就会投资金融而非实体经济，反之亦然（Orhangazi, 2008^[20]；Demir, 2009^[21]）。实体经济投资收益率的不断下降（张成思和张步县, 2015^[2]）、金融投资收益率的不断上升，以及企业对短期利益的偏好程度上升（Lakshman, 2012^[22]）都会促使企业更多

地持有金融资产并参与金融投资。以“投资替代”为动机的企业金融化行为会阻碍实体经济的发展，越来越多的资金进入金融部门，一方面会推高资产价格并扩大金融部门与生产性投资的收益率之间的差距，进一步减少实体投资对企业的吸引力；另一方面，企业将有限的资金投入金融活动可能会挤出实体投资，进而恶化经济发展（Seo 等, 2012^[23]；Akkemik 和 Özen, 2014^[24]）。从我国的情况来看，在经济形势变化时，企业金融化行为更多地与“投资替代”动机有关，而在金融环境变动时，企业金融化则更表现为“蓄水池”动机（胡奕明等, 2017^[16]）。

“实体中介”理论则从企业融资能力差异出发来解释金融化现象。Shin 和 Zhao (2013)^[25]认为，由于银行融资歧视的存在，使得低效率但融资能力强的企业在获得银行贷款后，再将资金转贷给受融资约束的企业并获取资金利息，这一现象在新兴市场国家中更为明显。由于信息不对称所导致的金融摩擦是企业充当金融中介现象的主要原因。由于存续时间短、规模较小、抗风险能力较差、管理体系不健全等因素以及银企之间存在的逆向选择和道德风险问题，中小企业和民营企业往往难以从银行获得融资（Hodgman, 1961^[26]；Stiglitz 和 Weiss, 1981^[27]），而预算软约束的存在则使银行更偏向于为国有企业、大型企业提供金融服务（Dewatripont 和 Maskin, 1995^[28]）。在发达经济体，受银行融资歧视的企业可以通过风险资本、私募股权基金、资本市场等直接融资方式获得融资，而在中国、印度等新兴市场国家，企业则只能通过影子银行等非正规金融市场获得融资。面对影子银行市场的融资需求，具有资金优势的融资软约束企业亦有盘活资金、提高资金利用效率的诉求。于是，这类企业便通过影子信贷体系，将资金提供给那些难以从正规金融市场获得资金的企业，从而充当“中介”的角色（Du 等, 2017^[29]）。实际上，这类企业金融化行为也是出于获取收益的动机，本质上与“投资替代”动机属于同一类型，只是企业参与金融活动的形式和渠道有所不同。企业的“实体中介”金融化行为主要是通过非正规金融市场或银行通道业务的形式，而“投资替代”动机的金融化则主要是通过购买理财产品、持有金融资产等形式。

（二）非金融企业金融化的渠道

首先，非金融企业金融化最简单的渠道即为直接持有金融资产而获利，在财务报表上表现为资产负债

表中交易性金融资产、衍生金融资产、买入返售金融资产、可供出售金融资产、持有至到期金融资产的增加。其中,企业持有的衍生金融资产除了部分“投资替代”性动机外,大多为对冲现货市场价格波动的套期保值行为,可将其视为“蓄水池”动机。上文所述的三种金融化动机均可通过此渠道而实现,这也是企业参与金融投资最为直接、便利的渠道。

其次,非金融企业可以通过银行通道业务^①实现企业的委托贷款、委托理财等金融服务需求,而企业“实体中介”的金融化行为则大多都是通过委托贷款和委托理财等业务而实现的。此渠道的企业金融化在财务报表上表现为资产负债表上银行理财产品、委托贷款、可供出售金融资产、持有至到期金融资产的增加。

再次,企业可以通过影子信贷中介机构参与影子信贷市场活动。这种模式下,通常企业会依托一些民间非正规金融机构(如投资类、财富管理类公司)将闲置资金借贷给资金需求方,企业则事实上成为间接放款主体,即上文所述的“实体中介”。具体运作模式主要有纯中介模式、第三方模式、债权转让等模式(马思超,2016^[30])。此渠道的企业金融化在财务报表上表现为企业其他流动资产、发放贷款及垫款的增加。

最后,非金融企业还会以设立机构的方式参与影子信贷市场活动。此模式下,企业通过出资设立小额贷款公司、财务公司或担保公司的方式参与影子信贷市场活动。小额贷款公司的注册资本金要求通常为2000万元以上,而贷款利率通常为同期银行贷款利率的四倍(目前我国商业银行一年期贷款利率约为4.35%左右,四倍银行贷款利率即为17.4%)。可以看到,投资成本不大的小额贷款公司具有极强的获利能力,这对于企业来说是不小的诱惑力。同样,企业也会通过设立担保公司涉足影子信贷市场,担保公司既能帮助上下游关联企业解决融资问题,又能实现企业在影子信贷市场中获利的诉求。此外,某些上市公司还会以设立财务公司的方式参与影子信贷活动。财务公司设立的主要目的即为企业寻找融资来源、发现投资机会、充当中介角色的功能。而在发挥中介功能时,财务公司可作为企业的“代理人”参与到委托投资及委托贷款业务中。此渠道的企业金融化在财务

报表上表现为资产负债表中持有金融机构、房地产企业股权、发放贷款及垫款的增加。

(三) 金融监管对企业金融化的影响渠道

从上文分析来看,企业金融化的渠道大多与银行直接或间接相关。企业金融化背后实际上是实体部门与金融机构相互作用的结果。如图1所示,从资金供给方面来看,以“投资替代”和“实体中介”为动机的金融化行为是将企业自有闲散资金或银行信贷资金投资于金融活动中并获取收益,是资金的供给方;在资金需求方面,面临融资约束的企业无法通过正规金融服务获得银行贷款,只能借助于影子信贷市场或非正规金融市场来获得资金,即是资金的需求方。

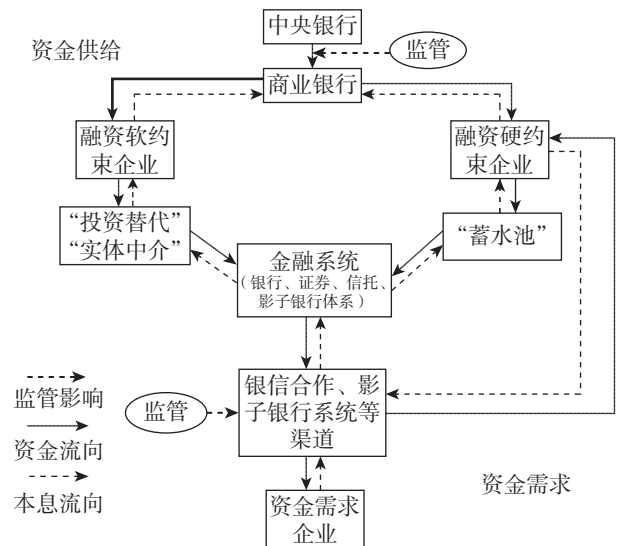


图1 企业金融化活动资金流向示意图

当银行监管力度加强时,从供给渠道来看,严监管将导致银行信贷供给在总量层面上的减少(黄宪等,2005^[31]),以往容易获得银行贷款并作为“实体中介”参与金融活动的企业也面临着信贷约束。如此一来,非正规金融市场上资金供给将随之减少,进而带来企业金融化程度的下降。若从需求渠道来看,监管力度增强导致的银行信贷下降,使得原本无法通过正规金融服务满足融资需求的企业面临更加严重的融资约束(Dewatripont和Maskin,1995^[28]),即在结构上表现为融资能力弱的企业更加难以获得融资,只能继续借助非正规金融市场寻求资金。但在严监管下,银信合作、过桥贷款等渠道均被严格控制,面对影子信贷市场中融资需求的提升,企业也无法进一步

① 参见银监发〔2014〕54号文, <http://www.cbrc.gov.cn/chinese/home/docView/27E97E0235134CBDBD5AD4F5AD0A4D42.html>。

扩大其金融化行为。基于以上分析,本文提出假设H1、H2a和H2b。

H1: 银行业监管增强,将会抑制非金融企业金融化。

H2a: 银行业监管增强对于非金融企业金融化的抑制作用主要是通过供给渠道。

H2b: 银行业监管增强对于非金融企业金融化的抑制作用主要是通过需求渠道。

如上文所述,解释非金融企业金融化动机的现有理论主要有三种:“蓄水池”理论、“投资替代”理论和“实体中介”。其中,“蓄水池”理论强调企业为了规避流动性风险而持有金融资产以备不时之需(Smith和Stulz,1985^[14];Stulz,1996^[15];胡奕明等,2017^[16]),即受融资约束越强的企业,需要持有更多的金融资产以备“不时之需”。“投资替代”和“实体中介”理论则认为,企业金融化的目的是为了获得高于实体经济投资的利润(Orhangazi,2008^[20];Demir,2009^[21])。由此可知,以“投资替代”和“实体中介”为动机的企业,其融资约束越弱,越容易获得资金,则参与金融投资的能力和动机就越强,金融化程度就越大。基于以上分析,本文提出假设H3a和H3b。

H3a: 加强银行监管对融资约束较强企业的金融化抑制作用更强。

H3b: 加强银行监管对融资约束较弱企业的金融化抑制作用更强。

三、数据及模型

(一) 数据来源与模型设计

为研究银行业监管力度对非金融企业的影响,本文选取2006—2015年我国A股上市公司财务报表数据,并剔除ST、PT及金融行业和地产行业上市公司的样本。对于企业金融化程度的度量,我们参考Demir(2009)^[21]、刘珺等(2014)^[32]、宋军和陆旸(2014)^[11]的方式,采用交易性金融资产、衍生金融资产、买入返售金融资产、发放贷款及垫款、可供出售金融资产、持有至到期金融资产、投资性房地产和其他流动资产八个科目之和与总资产相比。针对银行监管的度量,由于银监会的特殊地位,政策层面的监管要求是由国家统一规定的,已有文献对于监管的度量往往是将存贷利率限制、市场准入限制、资本要求、存款保险制度等大类监管指标进行分类度量并加

总,得出全国层面的数据,少有涉及省级层面的数据(Barth等,2004^[33];沈坤荣和李莉,2005^[34];Li,2007^[35])。

实际上,虽然监管要求和条文是全国统一的,但是各地银监会执行监管的力度往往存在着差异。通常而言,当银监会加强监管时,其工作量随之上升,需要更多的人力资源来进行现场稽查、机构审核等工作,即招聘员工数量更多,意味着监管行为更多。此外,银监会公务员招聘制度属于上报制度,当地有人员需求后才能确立招聘名额,即公告中的招聘数量为事前招聘数量(本文统计的省份银监会招聘人员数即为此数据),这也反映了当地银监会的扩张或收缩意愿。

由于目前文献中并没有研究分省份监管力度差异对企业金融化的影响,作为一种尝试并基于以上分析,本文认为对于相同的监管条文要求,招聘人员数量的多少能够间接反映当地银监会监管执行力度的大小。我们通过对公务员招聘网站相关信息的筛选,搜集了各省份银监会2006—2015年公务员招聘人员信息,并计算整理。

在设计具体度量指标时,基于稳健性考虑,我们同时采用三种方式来度量银行业监管力度。首先,使用各省份银监会公务员招聘人数与当期全国公务员招聘人数之比,以剔除全国公务员招聘大小年所带来的周期性影响,去除时间趋势;其次,采用各省份银监会公务员招聘人数与当期省份银监会招聘人数的最大之比,以剔除每年银监会招聘人员数量的差异;最后,我们还采用银监会现场检查的机构覆盖率,即现场检查密度(此数据仅有全国层面)来作为替代性指标。

依据前文假设,我们建立如下实证模型:

$$Fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 regupa_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 代表企业, t 代表年份,被解释变量 $Fin_{i,t}$ 为 i 企业 t 年份的金融化程度。 $regupa_{i,t}$ 为 i 企业所在省份 t 年的各省份银监会公务员招聘人数与 t 年全国公务员招聘人数之比。 $X_{i,t}$ 为控制变量集合,即影响企业金融化的其他因素,包括企业风险($Risk$)、销售增长率($SalesGrowth$)、杠杆率($Leverage$)、企业规模($Size$)以及是否为国企(SOE)。此外,考虑到不同地区金融发展水平的差异,对于银行业监管的需求可能存在不同,即在金融机构越多、金融规模越大的省

份,银监会的招聘需求越大,我们还将金融发展 (FD) 纳入控制变量集。出于稳健性考虑,我们也替代性地采用两种方式度量地方银行业监管力度,即 $regupm_{i,t}$ 和 $regufgl_{i,t}$ 。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义表

变量	变量名	定义	来源
<i>Fin</i>	企业金融投资	交易性金融资产、衍生金融资产、买入返售金融资产、发放贷款及垫款、可供出售金融资产、持有至到期金融资产、投资性房地产和其他流动资产八个科目之和除以总资产	CSMAR
<i>regupa</i>	银行业监管 1	各省份银监会公务员招聘人数与当期全国公务员招聘人数之比	公务员招聘公告
<i>regupm</i>	银行业监管 2	各省份银监会公务员招聘人数与当期省份银监会招聘人数的最大值之比	公务员招聘公告
<i>regufgl</i>	银行业监管 3	银监会现场检查的机构覆盖率	银监会年报
<i>Risk</i>	企业风险	企业 ROA 三年滚动方差	CSMAR
<i>SalesGrowth</i>	销售增长率	销售额对数差分	CSMAR
<i>Leverage</i>	杠杆率	负债/资产	CSMAR
<i>Size</i>	企业规模	总资产自然对数值	CSMAR
<i>SOE</i>	是否国企	Dummy, 为国有企业时取值为 1	CSMAR
<i>FD</i>	金融发展 1	城市贷款/GDP	中国城市统计年鉴
<i>HighLoan</i>	金融发展 2	Dummy, 贷款/GDP 高于当年中位数时取值为 1	中国城市统计年鉴
<i>East</i>	东部	Dummy, 位于东部时取值为 1	中国城市统计年鉴
<i>Centre</i>	中部	Dummy, 位于中部时取值为 1	中国城市统计年鉴
<i>total</i>	市场化指数	樊纲市场化指数	
<i>kz</i>	融资约束 1	KZ 指数	CSMAR
<i>oversea</i>	融资约束 2	Dummy, 出口量小于当年行业中位数时取值为 1	Wind 数据库
<i>score</i>	融资约束 3	参考阳佳余 (2012) ^[36] 的方法	CSMAR
<i>score11</i>	融资约束 4	参考吕越等 (2015) ^[37] 的方法	CSMAR

(二) 数据描述

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果,可以看出,企业金融投资即非金融企业金融化 (*Fin*) 的均值为 0.04, 虽然标准差为 0.085, 但中位数仅为 0.006 1, 表明不同的企业金融化程度存在较大差异。我国上市公司受到所有制性质、抵押品价值以及银企关系的影响,从资本市场和银行获得融资的能力不同。银行监管指标 1 (各省份银监会公务员招聘人数与当期全国公务员招聘人数之比, *regupa*) 均值为 0.066, 标准差为 0.041 9, 整体近似于正态分布, 略右偏。银行监管指标 2 (各省份银监会公务员招聘人数与当期省份银监会招聘人数的最大值之比, *regupm*) 均值大于银行监管 1, 为 0.542 8, 同样呈右偏。银行监管指标 3 (银监会现场检查的机构覆盖率, *regfgl*) 均值为 23.79, 标准差大于银行监管指标 1 和 2, 为 8.15, 同样呈右偏。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	均值	标准差	中位数	样本量
<i>Fin</i>	0.040 0	0.085 0	0.006 1	19 136
<i>regupa</i>	0.066 1	0.041 9	0.054 4	13 610
<i>regupm</i>	0.542 8	0.286 5	0.480 8	13 610
<i>regfgl</i>	23.791 2	8.152 9	20.000 0	16 555
<i>Risk</i>	0.357 9	1.030 4	0.171 0	18 554
<i>FD</i>	1.085 6	0.293 1	1.066 5	15 103
<i>SalesGrowth</i>	0.117 9	0.458 7	0.102 8	16 425
<i>Leverage</i>	0.571 8	6.716 8	0.441 0	19 136
<i>Size</i>	21.676 8	1.311 3	21.546 7	19 136
<i>SOE</i>	0.470 9	0.499 2	0.000 0	18 720

四、回归结果分析

(一) 基准模型

表 3 为银行监管力度与非金融企业金融化的回归

结果,在回归(1)~(4)中,我们逐步纳入控制变量,结果均表明随着银行监管程度的加强,企业金融化的程度会显著降低。在回归(4)中,以各省份银监会公务员招聘人数占当年均值之比来度量的银行监管力度(*regupa*)系数为-0.070 2,并在1%的水平上显著为负。这表明,在银监会公务员招聘人数越多的省份,当地非金融上市公司金融化程度越低。粗略计算可知,银行监管力度每增大1%,企业金融化程度则降低0.12%,或者说,银监会公务员多招1个人,企业金融化程度会下降0.48%。就其他控制变量而言,其系数均为负,即随着其值的增大,企业金融化程度均会下降,其中杠杆率、企业规模与国企性质等变量的系数均显著为负。由此可见,无论是从统计意义上还是经济意义上看,银行监管力度的上升均对企业金融化程度有显著的抑制作用,这印证了H1。

表3 银行监管力度与非金融企业金融化的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>regupa</i>	-0.068 9*** (0.018 7)	-0.074 1*** (0.019 4)	-0.069 0*** (0.020 5)	-0.070 2*** (0.020 6)
<i>Risk</i>		-0.000 9 (0.000 7)	-0.000 9 (0.000 7)	-0.000 9 (0.000 7)
<i>FD</i>				-0.011 0 (0.009 1)
<i>SalesGrowth</i>			-0.001 5 (0.001 3)	-0.001 6 (0.001 3)
<i>Leverage</i>			-0.005 6*** (0.001 2)	-0.005 6*** (0.001 2)
<i>Size</i>			-0.006 7*** (0.001 4)	-0.006 7*** (0.001 4)
<i>SOE</i>			-0.016 6*** (0.004 1)	-0.016 6*** (0.004 1)
常数项	0.040 8 (0.040 9)	0.044 4 (0.041 0)	0.204 8*** (0.050 5)	0.213 7*** (0.051 1)
观测值	13 177	12 920	12 174	12 174
<i>R</i> ²	0.123	0.122	0.120	0.120
样本量	1 805	1 802	1 799	1 799
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示1%、5%、10%统计水平上显著,下同。

表4汇报了采用不同方式度量银行监管力度的回归结果,即分别将各省份银监会公务员招聘人数与当期省份银监会招聘人数的最大值之比(*regupm*)和银监会现场检查的机构覆盖率(*regfgl*)作为解释变量。从表4中回归(2)和回归(4)的结果可以看出,*regupm*系数为-0.009 9,*regfgl*系数为-0.001 4,且均在1%的水平上显著。计算得,各省份银监会公务员招聘人数与当期省份银监会招聘人数的最大值之比和银监会现场检查的机构覆盖率每提高1%,非金融企业金融化程度将分别下降0.13%和0.83%。这表明各省份银监会公务员招聘人数与当年最大值之比或银监会现场检查的机构覆盖率的增高均能使得非金融企业金融化程度显著降低,即银行监管力度的增强会抑制企业金融化程度,这与上文结果一致,再次印证假设H1。

表4 采用不同方式度量银行监管力度与企业金融化的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>regupm</i>	-0.009 1*** (0.002 7)	-0.009 9*** (0.002 9)		
<i>regfgl</i>			-0.003 7*** (0.000 1)	-0.001 4*** (0.000 1)
<i>Risk</i>		-0.000 9 (0.000 7)		-0.001 0* (0.000 5)
<i>FD</i>		-0.012 0 (0.009 1)		0.000 4 (0.009 5)
<i>SalesGrowth</i>		-0.001 6 (0.001 3)		-0.001 4 (0.001 3)
<i>Leverage</i>		-0.005 6*** (0.001 2)		-0.001 8*** (0.000 6)
<i>Size</i>		-0.006 7*** (0.001 4)		-0.004 3*** (0.001 4)
<i>SOE</i>		-0.016 5*** (0.004 1)		-0.014 0*** (0.003 8)
常数项	0.039 7 (0.040 8)	0.213 2*** (0.051 1)	0.118 8*** (0.021 9)	0.206 0*** (0.051 0)
观测值	13 177	12 174	16 284	10 904
<i>R</i> ²	0.123	0.120	0.112	0.096
样本量	1 805	1 799	2 307	1 798
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

(二) 稳健性检验

为保证实证结果的有效性,本文在基准模型的基础上进行了稳健性检验。首先,考虑到本期银行监管力度可能受外生行政力量等其他因素的影响,我们采用 *regupa* 的滞后一期作为其自身的工具变量,回归结果显示 *regupa* 系数为-0.248 7,且在1%水平上显著。其次,考虑到若某省份银监会出现下海离职潮,则次年新招聘人员将显著增高,这将造成回归结果的偏误。通常而言,银行机构网点数越多则监管需求越强,进而地方监管力度越强,但银行网点数与监管人员离职率无关,即可以将银行机构网点数作为 *regupa* 的工具变量。如表5列(2)所示, *regupa* 系数为-0.43,且在1%水平上显著。最后,我们还采用系统GMM(Blundell和Bond,1998^[36])的方法对方程(1)进行回归,结果仍不改变上文结论。可以看出,在稳健性检验中, *regupa* 回归系数的绝对值均显著变大,这是因为反向因果的存在使得一部分作用在基准回归时被掩盖,但 *regupa* 回归系数的绝对值均显著为负,即随着银行监管的加强,企业金融化程度会下降。

表5 稳健性检验:两阶段工具变量与系统GMM

	(1)	(2)	(3)
	2SLS-IV	2SLS-IV	Sys-GMM
<i>regupa</i>	-0.248 7* (0.145 8)	-0.430 0*** (0.093 3)	-0.700 9*** (0.258 9)
<i>Risk</i>	-0.001 3 (0.001 1)	-0.001 3** (0.000 7)	-0.002 2 (0.007 4)
<i>FD</i>	-0.031 5** (0.012 5)	-0.018 6** (0.009 4)	0.138 0 (0.130 4)
<i>SalesGrowth</i>	-0.002 8** (0.001 4)	-0.001 7 (0.001 3)	0.004 3 (0.009 7)
<i>Leverage</i>	-0.007 3*** (0.001 5)	-0.005 5*** (0.001 2)	0.000 0 (0.001 0)
<i>Size</i>	-0.007 1*** (0.001 6)	-0.007 2*** (0.001 4)	0.006 9 (0.016 9)
<i>SOE</i>	-0.016 9*** (0.004 6)	-0.017 4*** (0.004 1)	-0.073 7 (0.087 3)
常数项			3.921 1 (4.071 3)
观测值	10 795	12 165	12 174

续前表

	(1)	(2)	(3)
	2SLS-IV	2SLS-IV	Sys-GMM
R^2	0.131	0.094	
样本量	1 778	1 790	1 799
企业固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
Anderson canon corr LM statistic	0	0	
Cragg-Donald Wald F statistic	334	543.4	
AR1 p value			0.014 9
AR2 p value			0.742 0
Hansen test p			0.761 0

(三) 区域因素

我国地域辽阔,区域经济金融发展与市场化程度差异较大,不同区域内银行监管力度与非金融企业金融化的关系可能存在不同。有鉴于此,本文参考Guariglia和Yang(2016)^[37]的方式,划分出东中西三个地区^①,并采用虚拟变量的形式引入基准模型,结果如表6所示。从回归(2)中可以看出, *regupa* 回归系数为0.143 1,且显著,即在西部地区,银行业监管力度对非金融企业金融化的抑制作用消失; *regupa_centre* 系数虽然在回归(1)中为负,且显著,但仅比 *regupa* 的系数略大。在添加控制变量后,在回归(2)中, *regupa_centre* 系数虽然为负,但不显著,说明在中部地区,银行业监管力度增强对企业金融化的降低作用在实证上无法得到支持; *regupa_east* 的系数在回归(1)和(2)中均显著为负,且大于 *regupa* 的系数,即在东部地区,银行业监管的加强对非金融企业金融化的抑制作用更强。究其原因,一方面,东部地区企业数量较多,实体投资环境更好,当金融投资渠道受到监管时,转向投资实业对企业而言也是可行的选择,而中西部地区即使加强银行监管,也缺乏实业投资机会,所以金融化下降并不明显;另一方面,东部地区市场化程度通常较高,这会使得银行监管力度的增大能够及时、有效地传导至银行业务运营层面,在供给方面缩减资金,在需求方面控制渠道,从而有效抑制企业金融化。为验证市场化程度对

① 东部沿海地区包括山东、广东、江苏、河北、浙江、海南、福建、辽宁、北京、上海和天津;中部地区包括吉林、安徽、山西、江西、河南、湖北、湖南、黑龙江和重庆;西部地区包括云南、内蒙古、四川、宁夏、广西、新疆、甘肃、西藏、贵州、陕西、青海。

银行监管抑制企业金融化的影响，本文在基准模型的基础上，以交乘项的形式纳入樊纲市场化指数，实证结果显示，在市场化越强的地区，银行监管对企业金融化的抑制作用更强，即银行监管力度的增大能够有效减缓企业金融化（见表6列（3）、列（4））。

表6 区域因素：不同区域及市场化程度下
银行监管力度与企业金融化的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>regupa</i>	0.152 8** (0.067 9)	0.143 1** (0.071 7)	0.230 1** (0.098 0)	0.234 2** (0.101 8)
<i>regupa_east</i>	-0.232 3*** (0.070 7)	-0.200 8*** (0.074 9)		
<i>regupa_centre</i>	-0.153 3** (0.077 9)	-0.110 2 (0.081 9)		
<i>regupa_total</i>			-0.037 2*** (0.013 3)	-0.034 6** (0.013 8)
<i>total</i>			0.008 0*** (0.001 9)	0.008 1*** (0.002 0)
<i>Risk</i>		-0.001 8* (0.001 0)		-0.001 7* (0.001 0)
<i>FD</i>		-0.005 9 (0.011 6)		0.000 2 (0.011 6)
<i>SalesGrowth</i>		-0.001 9 (0.001 3)		-0.001 9 (0.001 3)
<i>Leverage</i>		-0.004 6*** (0.001 1)		-0.004 6*** (0.001 1)
<i>Size</i>		-0.004 4*** (0.001 7)		-0.004 4*** (0.001 7)
<i>SOE</i>		-0.013 7*** (0.004 3)		-0.014 1*** (0.004 2)
常数项	0.037 7 (0.048 7)	0.154 4** (0.060 1)	-0.018 5 (0.050 4)	0.092 1 (0.061 8)
观测值	10 359	9 513	10 359	9 513
<i>R</i> ²	0.114	0.118	0.115	0.119
样本量	1 798	1 792	1 798	1 792
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

（四）机制分析

从上文分析来看，银行监管力度的增强会抑制企业金融化，那么造成这一结果的原因又是什么呢？为识别传导机制，我们首先从宏观层面出发，探究监管力度增强对企业金融化的抑制作用究竟是通过供给渠道还是通过需求渠道；其次，再从微观层面出发，讨论在监管来临时，主要是基于何种动机金融化行为的减少而导致的非金融企业金融化规模的下降。

1. 宏观视角下监管渠道的机制识别。

从上文分析得知，银行监管力度的增强将同时通过供给渠道和需求渠道抑制非金融企业金融化。在供给渠道，严监管主要是通过限制商业银行放贷而使得原本融资软约束的企业也面临信贷约束，以减少金融化的资金；在需求渠道，严监管主要是通过对金融业务的限制以阻碍金融化的实现渠道。

通常而言，在金融发展较好的地区，企业更容易通过正规金融体系获得融资，而银行监管力度的增大则会减少供给渠道的金融化。由此，我们可以将金融发展作为交乘项纳入回归方程，以识别银行监管对企业金融化的抑制究竟是通过需求渠道还是供给渠道。

从表7的结果来看，回归（2）中 *regupa_fd* 的系数为-0.297 3，且在1%水平上显著，这说明在金融发展较好的地区，银行监管力度的增加对金融化的抑制作用更大，即这种抑制更多的是通过供给渠道。此外，参考 He 等（2014）^[38] 的研究，我们以全社会固定资产投资资金来源中自筹资金和其他资金的占比来度量地区非正规金融的程度，并命名为 *infin*，其值越高，非正规金融程度越大。在回归（3）和（4）中，*regupa_infin* 系数为 0.588 3，即在非正规金融程度越高的地区，加强银行监管越不能缓解企业金融化程度。这也再一次证明了银行业监管增强对非金融企业金融化的抑制作用主要是通过供给渠道，即支持了 H2a。

表7 机制分析：宏观视角下监管渠道的机制识别

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>regupa</i>	0.215 9*** (0.070 0)	0.236 6*** (0.073 3)	-0.525 4** (0.251 4)	-0.534 9** (0.265 9)
<i>regupa_fd</i>	-0.274 3*** (0.064 8)	-0.297 3*** (0.068 1)		
<i>FD</i>	-0.006 6 (0.008 8)	-0.009 0 (0.009 1)		

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>regupa_infin</i>			0.578 7* (0.318 0)	0.588 3* (0.334 9)
<i>infin</i>			-0.037 7 (0.032 3)	-0.035 2 (0.034 0)
<i>Risk</i>		-0.000 9 (0.000 7)		-0.000 9 (0.000 7)
<i>SalesGrowth</i>		-0.001 6 (0.001 3)		-0.001 5 (0.001 3)
<i>Leverage</i>		-0.005 6*** (0.001 2)		-0.005 5*** (0.001 2)
<i>Size</i>		-0.006 7*** (0.001 4)		-0.006 8*** (0.001 4)
<i>SOE</i>		-0.016 7*** (0.004 1)		-0.016 8*** (0.004 1)
常数项	0.042 6 (0.041 5)	0.208 1*** (0.051 0)		0.231 6*** (0.057 3)
观测值	13 177	12 174	13 177	12 174
<i>R</i> ²	0.124	0.122	0.123	0.120
样本量	1 805	1 799	1 805	1 799
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

2. 微观视角下企业金融化动机的识别。

为从微观层面理清企业金融化的真实动机和银行监管对抑制企业金融化的机制，根据上文分析，我们采用四种方式（Kaplan 和 Zingales, 1997^[39]；阳佳余, 2012^[40]；吕越等, 2015^[41]）来度量企业融资约束程度，并分别将其作为交乘项，纳入基准模型中。从表 8 回归结果中可以看到，融资约束与银行监管力度指标（*regupa*）的交乘项系数均显著为正，即企业融资约束越强，银行监管对金融化的抑制作用越弱；融资约束越弱，监管对金融化的抑制作用则更强。也就是说，以“蓄水池”为动机持有金融资产的企业，其金融化程度不会受到监管力度变化的影响；加强银行监管对企业金融化的抑制作用主要是通过减少以“投资替代”和“实体中介”为动机的企业行为来抑制金融化。不难理解，对于融资约束较弱的企业，在

弱监管环境下，可以便捷地以低成本获得资金，投入影子信贷平台或直接购买金融资产获得收益，而在监管来临时，企业融资受到限制，金融化程度即随之下降。这支持了 H3b 而反对了 H3a。

表 8 机制分析：微观视角下企业金融化动机的识别

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>regupa</i>	-0.181 2*** (0.036 7)	-0.112 1*** (0.031 5)	-0.525 5*** (0.087 7)	-0.461 9*** (0.077 4)
<i>regupa_kz</i>	3.776 7*** (1.237 3)			
<i>kz</i>	-0.001 4 (0.001 0)			
<i>regupa_oversea</i>		7.452 9** (3.762 7)		
<i>oversea</i>		-0.002 0 (0.003 4)		
<i>regupa_score</i>			1.776 2*** (0.332 4)	
<i>score</i>			-0.000 7** (0.000 3)	
<i>regupa_score11</i>				0.595 6*** (0.116 9)
<i>score11</i>				-0.000 2* (0.000 1)
<i>Risk</i>	-0.001 4** (0.000 6)	-0.001 5*** (0.000 8)	-0.001 5* (0.000 8)	-0.001 0 (0.000 8)
<i>FD</i>	-0.004 1 (0.009 1)	0.017 8 (0.012 9)	0.015 7 (0.012 9)	-0.012 1 (0.009 2)
<i>SalesGrowth</i>	-0.002 5* (0.001 4)	-0.003 5 (0.002 2)	-0.002 4 (0.002 2)	0.000 7 (0.001 5)
<i>Leverage</i>	-0.001 3 (0.001 2)	-0.013 8*** (0.004 6)	-0.016 7*** (0.004 7)	-0.003 7*** (0.001 3)
<i>Size</i>	-0.007 3*** (0.001 5)	0.001 5 (0.002 1)	0.000 7 (0.002 1)	-0.007 1*** (0.001 7)
<i>SOE</i>	-0.011 7*** (0.004 2)	-0.007 8 (0.006 2)	-0.009 2 (0.006 2)	-0.012 7*** (0.004 7)
常数项	0.231 8*** (0.050 5)	0.018 7 (0.069 2)	0.056 4 (0.076 1)	0.227 5*** (0.053 1)
观测值	11 102	6 467	6 459	10 007

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
R^2	0.130	0.146	0.151	0.135
样本量	1 701	1 191	1 191	1 693
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

五、结论与政策建议

本文利用2006—2015年我国A股上市公司财务报表数据和银监会公务员招聘公告数据,采用固定效应模型、工具变量法和系统GMM对银行监管力度与非金融企业金融化的关系进行了实证检验。回归结果表明,随着银行监管力度的加强,企业金融化的程度会显著降低,且这一抑制作用在东部地区、市场化程度较高的地区更强,而在中西部地区则会减弱甚至消失。这是因为,在实体投资环境较好的地区,面对金融投资渠道的监管,企业能够有更多的投资选择。同时,在市场化程度较高的地区,银行监管力度的加强能够及时、有效地传导至银行业务运营层面,在供给方面缩减资金,在需求方面控制渠道,从而有效抑制企业金融化。

进一步研究发现,银行监管增强对非金融企业金

融化的抑制作用主要是通过供给渠道,即缩减融资约束企业的信贷从而减少非正规金融的资金供给而实现的。此外,在微观层面,研究发现企业受到的融资约束越强,银行监管对其金融化的抑制作用越弱,即以“蓄水池”为动机的金融化行为不会受到监管力度变化的影响。加强银行监管对企业金融化的抑制作用主要是通过减少以“投资替代”和“实体中介”为动机的企业行为来抑制金融化。

基于以上结论,本文有以下几点政策建议:首先,应加强银行监管的指向性,以定向政策抑制银行对金融化企业的资金供给,从源头上优化信贷结构。对于国有及大型企业应严格监管资金用途与流向,并引导银行等金融机构以更灵活的信贷安排及还款方式为中小企业提供金融服务。其次,对于企业金融化的监管,应区别看待“蓄水池”动机的金融化行为与“投资替代”和“实体中介”动机的企业金融化。对于后两种动机金融化行为的监管,应与非正规金融、影子银行系统、银行通道业务等监管协同推进,扼住影子银行的信贷渠道以防企业参与影子银行。最后,要进一步提高市场化程度,优化企业投资环境,并借助金融科技等新型技术方式跨越地理障碍提高中西部地区金融服务水平,引导企业从“脱实向虚”走向“脱虚向实”。

参考文献

- [1] 谢家智,王文涛,江源. 制造业金融化、政府控制与技术创新 [J]. 经济学动态, 2014, (11): 78-88.
- [2] 张成思,张步昙. 再论金融与实体经济:经济金融化视角 [J]. 经济学动态, 2015, (6): 56-66.
- [3] 张成思,张步昙. 中国实业投资率下降之谜——经济金融化视角 [J]. 经济研究, 2016, (12): 32-46.
- [4] 王红建,李茫茫,汤泰劼. 实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响 [J]. 中国工业经济, 2016, (11): 73-89.
- [5] Wang H, Wang H, Wang L, Zhou H. Shadow Banking: China's Dual-Track Interest Rate Liberalization [R]. PBC Working Paper, 2015.
- [6] Acharya V V, Qian J, Yang Z. In the Shadow of Banks: Wealth Management Products and Bank Risks [R]. NBER Working Paper, 2016.
- [7] Krippner G R. The Financialization of the American Economy [J]. Socio-Economic Review, 2005, 3 (2): 173-208.
- [8] 鲁春义,丁晓钦. 经济金融化行为的政治经济学分析——一个演化博弈框架 [J]. 财经研究, 2016, (7): 52-62.
- [9] Palley T. Financialization: What It Is and Why It Matters [R]. The Levy Economics Institute of Bard College. No. 525. Working Paper, 2007.
- [10] Epstein G A. Financialization and the World Economy [M]. Edward Elgar Publishing, 2006.
- [11] 宋军,陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的U形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据 [J]. 金融研究, 2014, (6): 111-127.
- [12] 蔡明荣,任世驰. 企业金融化:一项研究综述 [J]. 财经科学, 2014, (7): 41-51.
- [13] Keynes J M. The General Theory of Interest, Employment and Money [M]. London: Macmillan Cambridge University Press, 1936.
- [14] Smith C W, Stulz R M. The Determinants of Firms' Hedging Policies [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1985, 20 (4): 391-405.
- [15] Stulz R M. Rethinking Risk Management [J]. Journal of Applied Corporate Finance, 1996, 9 (3): 8-25.

- [16] 胡奕明, 王雪婷, 张瑾. 金融资产配置动机: “蓄水池”或“替代”? ——来自中国上市公司的证据 [J]. 经济研究, 2017, (1): 181-194.
- [17] Ding S, Guariglia A, Knight J B. Negative Investment in China: Financing Constraints and Restructuring Versus Growth [J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37 (5): 1490-1507.
- [18] Almeida H, Campello M, Weisbach M S. The Cash Flow Sensitivity of Cash [J]. The Journal of Finance, 2004, 59 (4): 1777-1804.
- [19] Demir F. Capital Market Imperfections and Financialization of Real Sectors in Emerging Markets: Private Investment and Cash Flow Relationship Revisited [J]. World Development, 2009, 37 (5): 953-964.
- [20] Orhangazi Ö. Financialisation and Capital Accumulation in the Non-Financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation on the US Economy: 1973-2003 [J]. Cambridge Journal of Economics, 2008, 32 (6): 863-886.
- [21] Demir F. Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets [J]. Journal of Development Economics, 2009, 88 (2): 314-324.
- [22] Lakshman W D. Globalisation and Financialisation: Implications for Developing Countries [R]. Working Paper, 2012.
- [23] Seo H J, Han S K, Kim Y C. Financialization and the Slowdown in Korean Firms' R&D Investment [J]. Asian Economic Papers, 2012, 11 (3): 35-49.
- [24] Akkemik K A, Özen Ş. Macroeconomic and Institutional Determinants of Financialisation of Non-Financial Firms: Case Study of Turkey [J]. South China Finance, 2014, 12 (1): 71-98.
- [25] Shin H S, Zhao L. Firms as Surrogate Intermediaries: Evidence from Emerging Economies [R]. Princeton Working Paper, 2013.
- [26] Hodgman D R. The Deposit Relationship and Commercial Bank Investment Behavior [J]. Review of Economics & Statistics, 1961, 43 (3): 257-268.
- [27] Stiglitz J E, Weiss A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information [J]. American Economic Review, 1981, 17 (3): 393-410.
- [28] Dewatripont M, Maskin E. Credit and Efficiency in Centralized and Decentralized Economies [J]. Review of Economic Studies, Access & Download Statistics, 1995, 62 (4): 541-555.
- [29] Du J, Li C, Wang Y. A Comparative Study of Shadow Banking Activities of Non-financial Firms in Transition Economies [J]. China Economic Review, 2017, 46: S35-S49.
- [30] 马思超. 中小企业影子信贷市场投融资的财务绩效研究 [D]. 北京: 中央财经大学, 2016.
- [31] 黄宪, 马理, 代军勋. 资本充足率监管下银行信贷风险偏好与选择分析 [J]. 金融研究, 2005, (7): 95-103.
- [32] 刘珺, 盛宏清, 马岩. 企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析 [J]. 金融研究, 2014, (5): 96-109.
- [33] Barth J R, Caprio G, Levine R. Bank Regulation and Supervision: What Works Best [J]. Journal of Financial Intermediation, 2004, 13 (2): 205-248.
- [34] 沈坤荣, 李莉. 银行监管: 防范危机还是促进发展? ——基于跨国数据的实证研究及其对中国的启示 [J]. 管理世界, 2005, (8): 6-23.
- [35] Li T. Banking Regulation around the World: Patterns, Determinants, and Impact [J]. Journal of Emerging Market Finance, 2007, 6 (1): 61-122.
- [36] Blundell R, Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998, 87 (1): 115-143.
- [37] Guariglia A, Yang J. A Balancing Act: Managing Financial Constraints and Agency Costs to Minimize Investment Inefficiency in the Chinese Market [J]. Journal of Corporate Finance, 2016, 36 (2): 111-130.
- [38] He Q, Xue C, Zhu C. Financial Development and Patterns of Industrial Specialization: Evidence from China [J]. Review of Finance, 2017, 21 (4): 1593-1638.
- [39] Kaplan S N, Zingales L. Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112. 1: 169-215.
- [40] 阳佳余. 融资约束与企业出口行为: 基于工业企业数据的经验研究 [J]. 经济学: 季刊, 2012, (3): 1503-1524.
- [41] 吕越, 罗伟, 刘斌. 异质性企业与全球价值链嵌入: 基于效率和融资的视角 [J]. 世界经济, 2015, (8): 29-55.

(责任编辑: 韩 嫻 张安平)

银行竞争、影子银行与货币政策有效性分析

Banking Competition, Shadow Banking and Effectiveness of Monetary Policy

周 安

ZHOU An

[摘要] 本文对银行竞争环境下影子银行效用与信贷成本之间的内在逻辑做了理论推导,并分析了银行竞争与影子银行之间的关系及其阻碍货币政策传导的机制。文章选取国内上市商业银行2007—2017年数据,对银行竞争与影子银行的关系做了实证研究,得出结论:一是中国商业银行整体竞争度不断提升,银行竞争促使影子银行规模快速攀升,实际社会融资规模提高;二是银行竞争越强,信贷成本越低,影子银行效用越高,影子银行对社会融资规模的冲击具有正向影响,且影响具有周期性递减的特点;三是影子银行规模的提升对货币政策传导的有效性具有实质性影响,影子银行对货币政策的缓释作用可能引发流动性陷阱。最后,得出相关启示:通过引导差异化经营等方式降低银行业竞争成本与弱化同质化竞争,通过强监管政策抑制影子银行规模的大幅攀升,对存量影子银行规模采取稳中有降的指导政策,逐步降低影子银行对货币政策的缓释作用,保障货币政策产出函数的预期一致性,防范经济进入流动性陷阱。

[关键词] 银行竞争 影子银行 货币政策 脉冲响应

[中图分类号] F832.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0040-17

Abstract: This paper carries out a theoretical derivation on the internal logic between the credit cost and the utility of shadow banking. Simultaneously, it analyzes the transmission mechanism of impeding the transmission of monetary policy. Selecting the data of domestic listed commercial banks between 2007 and 2017, it conducts an empirical research on the relationship between bank competition and shadow banking. The conclusions are as following: (1) The overall competition of Chinese commercial banks are gradually increasing, the bank competition promotes the rapid rising of shadow banking and the actual social financing scale are increasing. (2) The credit cost is lower, the utility of the shadow banking is higher, the shadow banking has an positive influence on the impact of the social financing scale, which shows cyclical declining. (3) The scale promotion of shadow banking has a substantial impact on the effectiveness of monetary policy transmission and the slow-release effect of shadow banking on the monetary policy can cause a liquidity trap. Finally, it puts forward some relevant enlightenments: reducing the competition cost of the banking and weaken the homogenization competition by taking the differentiated management method and others; suppressing the substantial increase of the scale of shadow banking through strictly supervision policies, adopting a stable decreasing guidance on the scale of the shadow banking to gradually reduce the slow-release impact of shadow banking on the monetary policy and ensure the expected consistency of output function of monetary policy, preventing the economy entering into the liquidity traps.

Key words: Bank competition Shadow banking Monetary policy Impulse response

[收稿日期] 2019-04-29

[作者简介] 周安,男,1989年5月生,中国人民大学财政金融学院博士研究生,现供职于中国民生银行总行金融市场部,研究方向为宏观金融,商业银行发展。

[基金项目] 中国人民大学2017年度拔尖创新人才培养资助计划。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

在当前疏解金融市场风险、经济增速换挡的大背景下,保持货币政策有效性显得尤为重要,逆周期的货币政策对平滑经济增长的作用呈现逐周期递减的特点^①。商业银行作为国家货币政策传导的重要一环,是货币政策有效性的基础。中央银行通过货币政策工具将基础货币投放入金融机构,商业银行通过自身的货币派生功能,将基础货币按照货币乘数放大,为实体经济的发展提供资金融通。然而,在实际传导过程中,商业银行之间的盈利竞争愈加激烈,息差收入整体占比逐步降低。为了降低贷款融资的成本,减少风险资产占用,规避监管约束,各家商业银行在发展过程中不断通过将资产腾挪出表或是采取表外经营等方式获取中间业务收入,以提升市场竞争力,完成盈利指标约束。因此,近年来由商业银行自身衍生出的影子银行规模不断提升,表外的资产快速膨胀,但却无法确认是否全部流入实体经济,部分资金的去向呈现层层嵌套、空转流动的现象^②。表外资金规模的推升使得货币政策很难有效控制社会融资规模的变动,从而削弱了货币政策对实体经济的传导,形成了货币政策工具与影子银行对实体经济的二元传导机制,这将会给货币政策的精准实施带来一定的困难。货币政策产出函数的失灵,使得政策制定者倾向于使用更加激进的政策工具去刺激实际利率的降低,从而促进实体经济的产出增长。当货币政策刺激达到一定程度时,实体经济的反馈呈现逐步递减甚至无反馈的现象,经济进入流动性陷阱,与此同时,影子银行规模则快速回流增长。那么,商业银行竞争如何影响影子银行规模?又是如何进一步抑制货币政策有效性、影响社会融资规模的呢?信贷成本与影子银行规模有无内在逻辑关系?

中国商业银行的发展历史较长,在古代就已经诞生了商业银行的雏形——“钱庄”,但是,现代商业

银行的发展却起步较晚。改革开放以后,商业银行职能从监管机构剥离出来,成立了现代意义上的市场化商业银行。早期的利率由国家管控,商业银行根据自身特色开展经营活动,形成互补的市场关系。随着各家商业银行股份制改造的完成,由监管机构主导开展利率市场化改革,银行之间的市场关系从互补转为竞争,且竞争程度呈现逐年上升趋势^③(如图1)。学者们对于有关商业银行竞争的研究近年来一直都没有停滞过:一是对于商业银行竞争与风险之间的关系(Beck等,2013^[1]),杨天宇和钱宇平(2013)^[2]率先在对国内125家商业银行进行非平衡面板数据回归之后,得出结论认为银行业集中度、竞争度均与银行业风险呈现正相关关系。学者们进一步研究结论支持了银行竞争增加系统性风险(郭晔和赵静,2017^[3];申创,2018^[4])。二是银行竞争对信贷成本的影响,周安(2018)^[5]研究提出商业银行竞争会提升国内信贷成本。一方面,利率市场化改革深入、经济增速换挡与金融科技的发展使得银行负债结构与经营形势改变,从而影响市场竞争环境,提升信贷成本;另一方面,脱虚向实的顶层设计与强监管的政策同商业银行考核机制之间的矛盾,加深市场同质化竞争发展,最终提升信贷成本。与此相似的,Fungacova等(2017)^[6]认为竞争对小银行信贷成本的影响尤其突出。三是银行竞争客观上减少了抵押品的存在(Hainz等,2013^[7]),由于抵押品的有限性,商业银行在高度竞争状况下,对更多的企业采取授信而非抵押的形式开展融资活动,无形中增加了社会融资规模与社会信用总规模,使得企业获取融资的机会增加(Love和Peria,2015^[8])。四是银行竞争与“融资难”话题相悖,银行竞争环境下倾向于向国有企业及大型民营企业提供融资服务,而其他企业则较难获取银行资金支持(Allen等,2018^[9])。这也就使得银行的信贷对于很多小微企业来说尤为稀缺,小微民营企业融资需求又是最为旺盛的,影子银行业务由此发展壮大。

① 2008年全球金融危机之后,央行6次降息,共计239BP,6次降准,共计3.5%,效用时滞2个季度;2011年欧洲债务危机之后,央行2次降息,共计50BP,3次降准,共计1.5%,效用时滞5个季度;2014年经济增速下滑之后,央行6次降息,共计150BP,7次降准,共计4.5%,效用时滞8个季度。

② 银监会于2017年4月发布《关于银行业风险防控工作的指导意见》(以下称《意见》)对“监管套利、空转套利、关联套利”做了相关规范。《意见》旨在抑制表外资产的快速扩张,对空转套利行为予以禁止。

③ HHIa、HHId、HHIh分别表征使用资产、存款、贷款数据计算的商业银行集中度指标。HHI、CR5指标与商业银行竞争度呈现负相关关系,H统计量与商业银行竞争度呈现正相关关系。Lerner指数衡量个体商业银行竞争度,其走势图不在此罗列。

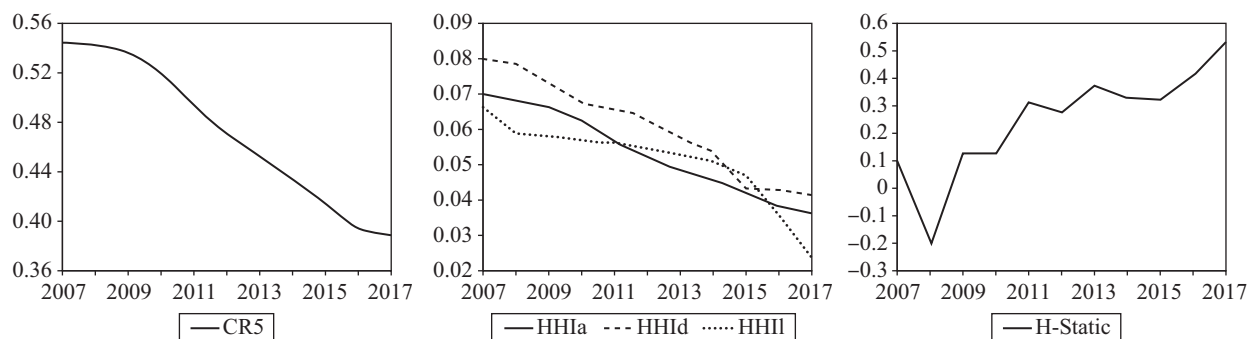


图1 银行竞争度变动趋势

资料来源：作者计算。

影子银行的概念最早诞生于2007年的美联储年会上，将影子银行定义为游离于监管体系之外、又能够与传统接受监管的商业银行体系相对应的融资类金融机构。2008年全球金融危机爆发，影子银行开始逐步进入人们的视野（Zhu, 2018^[10]）。在学界研究过程中，一般将影子银行的概念分为广义概念和狭义概念。广义上的影子银行是指在商业银行的运作体系之外，独立开展的通过货币转移来创造信用为企业提供融资行为的机构（孙国峰和贾君怡，2015^[11]；Genaioli等，2013^[12]；Claessens和Ratnovski，2014^[13]），包括非银行金融机构及互联网金融等所提供的信用创造及融资服务，如地方政府或者国有企业在自身的投融资平台开展的资金融通业务（Zhu, 2018^[10]），此类影子银行的规模因为脱离于银行体系，较难估算；狭义上的影子银行是指行使了商业银行的融资职能，但是没有按照商业银行的标准接受监管约束，甚至不受监管的金融产品或机构（何平等，2018^[14]；祝继高等，2016^[15]；郭晔和赵静，2017^[3]），狭义的影子银行一般是由银行类金融机构派生而来，但又不完全脱离商业银行而存在，如商业银行表外业务。对于影子银行的界定问题，孙国峰和贾君怡（2015）^[11]曾做了详细深入的研究与探讨，并总结出了三个界定标准：一是从参与的市场主体来看，一般指完全游离于监管体系之外或者利用政策的边界开展业务；二是从实施的活动来看，系指创新金融工具和金融活动；三是从创新市场来看，系指证券化市场或金融衍生品市场。一般来说，满足这三个条件的融资行为，即为影子银行行为。近年来，影子银行的发展与增长呈现动态化、复杂化与多样化的特点（Ehlers等，2018^[16]）。

对于银行竞争与影子银行的关系，从现有的研究来看，国外的影子银行兴起于银行竞争日益加剧的阶

段，且快速增长发生在竞争度逐步提升的时期。一方面，商业银行在监管体系之下需要对融资行为计提资本，为了在竞争中进一步降低信贷成本，提升市场竞争力，商业银行开始逐步从事影子银行业务，以规避监管，提升市场竞争力（Ahn和Breton，2014^[17]）。此外，小微企业等较难获取传统金融机构信用融资的资金需求主体，选择通过影子银行渠道来开展融资活动（Allen等，2012^[18]），缓解企业资金压力。另一方面，银行也可以通过开展影子银行业务进行高风险资金融通业务，从而规避监管对信贷范围的限制，获取超额收益。与此同时，伴随着商业银行体系的影子银行规模不断增长（如图2），引发了大家对于银行竞争加剧影子银行规模上涨的猜想。商业银行竞争程度的加剧使得传统息差业务利润越来越小，只能寻求扩大融资对象的范围、降低融资业务的成本来提升利润。国内学者郭晔和赵静（2017）^[3]经过实证分析之后得出结论，认为银行面临的监管约束越大，其通过影子银行业务应对市场上强有力竞争的行为就会越加激进，影子银行行为显著增强了存款竞争与银行系统风险之间的关系。从图2可观察得出，社会融资规模增长与影子银行规模的增长呈现一定的同向性，影子银行已经同银行信贷一道成为社会融资活动中的重要组成部分，其规模受到冲击将有可能传导至社会融资规模。从图3可知，2018年上半年的金融去杠杆政策，使得月度社会融资规模增量同比变化有了大幅下滑，从2016—2017年的同比增长，变化至2018年的同比大幅下滑。金融去杠杆政策对影子银行领域等融资行为做出了一定的限制，旨在防止金融泡沫，守住不发生系统性金融风险的底线。限制影子银行发展的金融去杠杆政策使得社会融资规模增量有了大幅下滑，这说明影子银行业务在社会融资规模量中占有较大比例。

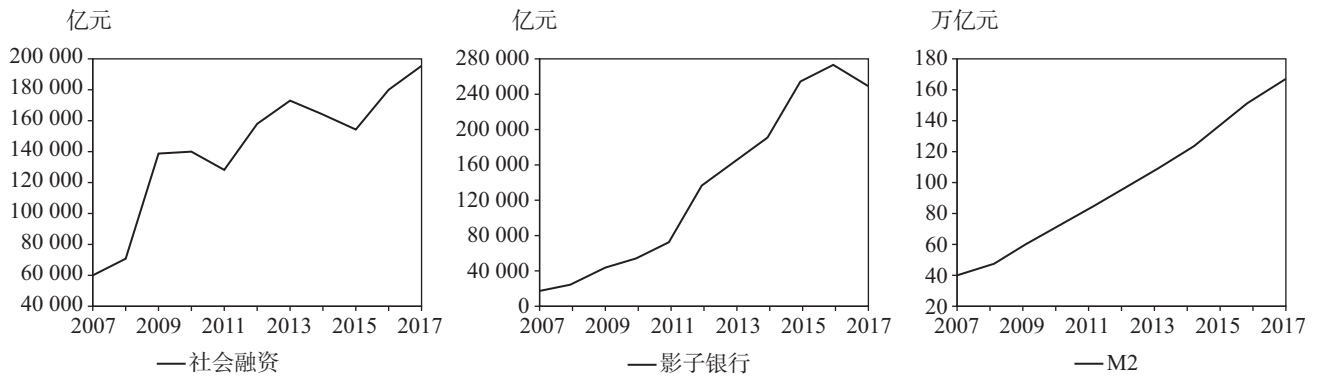


图2 影子银行规模及社会融资规模变动

资料来源：中国人民银行，上市商业银行年报，作者绘制。

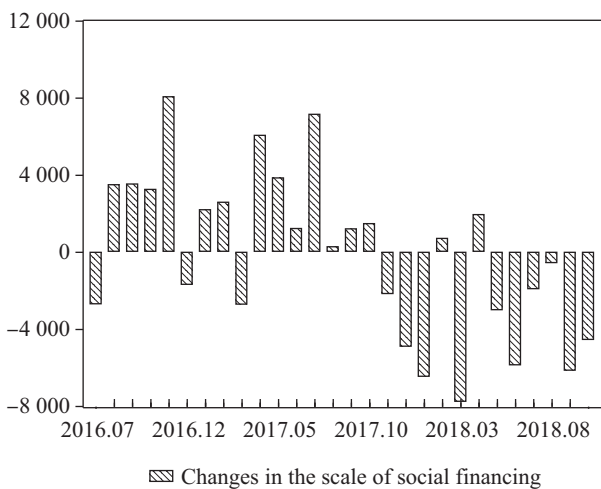


图3 社会融资规模增量同比变动

注：从2018年7月起，人民银行为了进一步完善社会融资规模统计方法，陆续将“存款类金融机构资产支持证券”“贷款核销”“地方政府专项债券”纳入社会融资规模统计。本图2018年社会融资规模月度数据采取调整前口径倒推计算得出。

资料来源：中国人民银行，作者计算。

影子银行是否对货币政策造成影响？社会上对于该问题的看法较为尖锐，一方面，部分学者认为影子银行开展金融服务的资金还需要存入银行，参与到银行的货币派生中去，因此，影子银行不影响货币政策的传导，亦不影响货币供应量；另一部分学者认为，影子银行通过影响货币乘数来影响银行的传导机制，其可以被视为一类与传统的商业银行相并行的信用创造体系，独立于金融监管和货币政策的直接调控之外（李波和伍戈，2011^[19]），因此，影子银行将对货币政策的传导造成一定的“阻碍”作用。从社会融资规模的角度来说，影子银行规模的扩大对社会信贷总规模和社会流动性水平产生相反的影响，这可能会导致金

融系统的脆弱性增加（何平等，2018^[14]）。复杂的影子银行活动，加深了金融市场的脆弱性，在遭受外部冲击时，更易于发生系统性风险。从信贷扩张的角度来说，正向的利率冲击抑制了商业银行信贷，并降低了低风险企业的杠杆，但引起了影子银行体系的扩张以及高风险企业的加杠杆行为（裘翔和周强龙，2014^[20]）。抛却经济增长带来的信贷增长，银行信贷指标与影子银行规模在一定意义上存在此消彼长的替代关系（Allen等，2018^[9]）。与此相反地，Nelson等（2018）^[21]提出，美联储紧缩的货币政策冲击会对银行的资产规模增长造成负面影响，却会扩张影子银行的规模，使得资产证券化活动频繁。诚然，货币政策的紧缩，将使得金融市场流动性趋紧，资产证券化类活动增加，叠加的影子银行融资行为快速增加。同时，影子银行通道增加了商业银行开展信贷业务的独立性，使其可以较少地受到货币政策的冲击（Gabrieli等，2018^[22]），但抑制了利率等货币政策工具的敏感性。

区别于已有研究，本文主要研究银行竞争、影子银行与货币政策有效性之间的关系，厘清流动性陷阱的成因，推导了银行竞争背景下信贷成本与影子银行规模之间的内在逻辑，探究影子银行对货币政策的冲击效应，提出相关政策性建议。文章主要贡献在以下几点：一是在现有研究的基础上，从实际出发重新定义了狭义影子银行的表征指标。由于金融创新的不断演变，影子银行存在的形式也在发生着变化，只有尽量对影子银行规模的多个口径采取统计，才能尽可能地准确度量影子银行的实际规模。二是利用多个衡量指标来考察银行竞争与影子银行之间的关系，排除因指标选取造成的系统性误差。三是分析影子银行与信贷成本之间的内在逻辑，剖析影子银行对流动性陷阱

的影响机制,提出相关应对启示。四是将影子银行对货币政策的冲击做了详细的理论分析与实证研究,解析金融去杠杆挤压影子银行的理论逻辑与实际传导机制,及其对货币政策有效性的影响。

文章篇章结构如下:第一章为引言,提出相关问题,总结当前社会生活中有关影子银行的一般性经济学规律,介绍当前学界关于银行竞争、影子银行与货币政策之间影响的研究;第二章为理论框架与分析,推导影子银行效用与银行竞争条件下的信贷成本之间的内在逻辑,阐述银行竞争、影子银行之间的理论影响逻辑与传导机制,剖析“流动性陷阱”的成因;第三章为研究方法 with 数据选取,构建实证分析的模型与框架,介绍数据来源及算法;第四章为实证结果及分析,对实证的结论做详细的分析与解释,论述当前面临的问题与逻辑;第五章为结论与启示,阐述文章得出的相关结论,提出对应建议与启示。

二、理论框架与分析

(一) 理论框架

为了研究商业银行在开展影子银行业务时的倾向性成因,我们对 Giovanni 和 Zoltan (2015)^[23] 的影子银行模型予以了改进,用以推导中国金融市场中商业银行信贷成本对影子银行规模的影响。

假设商业银行整个信贷周期有三期,分别为 $T=0, 1, 2$, 所有的银行融资行为都在有质押的前提下开展。银行的经营者承担有限责任,假设在 $T=0$ 时,拥有权益 A 。 $T=k$ 时, C_k 是所在时期的效用,那么使得总效用为:

$$U_b = C_0 + C_1 + C_2 \quad (1)$$

当 $T=0$, 客户将资金存入银行或购买银行理财,银行将资金进行放贷或投资资产,市场的单位无风险收益为 ρ_0 。 $T=2$ 时,银行按照单位数量提供利润 ρ_1 。在项目投资期间,当 $T=1$ 时,可能受到来自市场的流动性冲击^①,给定发生冲击的外生概率为 $1-\alpha$,冲击发生时,资金融入方无法偿还资金,收益必须再次投入到项目上,此时的流动性为 0。

i 代表初始投资规模,其中令 j 为受到流动性冲击而需要继续展期的业务规模。我们将流动性冲击分为两种状态:一种是发生了系统性经济危机,所有的银行都需要重新投资 ρ_j 以维持资产规模 j 不至于发生不良贷款。

另一种是没有危机,所有银行都继续以规模 i 运作。

我们使 $\rho_0 < \rho_1$, 使 l_c 与 l_{nc} 分别代表危机时与非危机时的额外影子银行收益,其中 $l_c \leq l_{nc}$ 。那么, $(\rho_0 + l_{nc})i$ 是非危机时候的资产偿还能力; $(\rho_0 + l_c)i$ 是危机时候的资产偿还能力; R 为市场的实际利率,也可以理解为无风险的投资回报; R' 为银行经营过程中获取资金的激励成本,取值为负,则 $R+R'$ 为单个商业银行的净收益。

当客户将资金存入银行,形成存款而非投资影子银行理财时, $l_c = l_{nc} = l$, 那么 l 是外生的,不受冲击的影响,其总偿还能力为 $(\rho_0 + l)i$ 。

当客户将资金投入银行理财时,即影子银行业务,那么 $l_c = 0$, $l_{nc} = \gamma l$, $\gamma > 1$ 为给定的。危机状况下(概率为 $1-\alpha$) 偿还能力为 $\rho_0 i$, 非危机状态下(概率为 α) 偿还能力为 $(\rho_0 + \gamma l)i$ 。

我们做出以下假设以约束模型。

杠杆是有限的,而非无限放大: $\rho_0 + \gamma l < \min[(R+R') + (1-\alpha)\rho, (R+R')/\alpha]$, $l = \rho - \rho_0$, 正净值 $\rho_1 > R+R'+\rho$, 再投资成本为 $\rho_0 < \rho < R+R'$, 偿还期望 $\alpha\gamma \leq 1$ 。

对于银行经营者来说,期望效用函数获取更高的利润,以获取更高的个人收入。那么有:

效用函数为:

$$\max_{i,j,l_{nc},l_c} u_b \equiv \alpha \rho_1 i + (1-\alpha)(\rho_1 - \rho)j - (R+R')i \quad (2)$$

借贷约束为:

$$(R+R')(i-A) \leq \alpha(\rho_0 + l_{nc})i + (1-\alpha)(\rho_0 + l_c - \rho)j \quad (3)$$

流动性约束为:

$$\text{如果 } l_c = l, j = i, \text{ 或者如果 } l_c = 0, j = 0 \quad (4)$$

在概率 α 下,投资项目在 $T=2$ 时完好交付 $\rho_1 i$ 。在概率 $1-\alpha$ 下,受冲击以后, ρ_j 被再投资,完成项目时交付 ρ_j 。

$\alpha \rho_1 i$ 是无冲击状态下的期望回报, $(1-\alpha)(\rho_1 - \rho)j$ 是危机状态下的期望回报, $(R+R')i$ 是信贷总成本。

借贷约束规定了两种状态下可偿还债务的总和,包括资助项目的金额数 $(i-A)$ 乘以信贷成本 $(R+R')$ 。

受冲击时,对投资者的偿还数目通常为 0, 所以 $l_c = l$, 因此, $\rho_0 + l_c = \rho$, 或者 $l_c = 0, j = 0$ 。

① 本模型的流动性冲击是指采用金融去杠杆的政策或是央行采取紧缩的货币政策导致企业部门的流动性受到较大的影响。

对于客户的存款来说, $l_c = l_{nc} = l$, 所以 $j^D = i^D$, 其效用为:

$$u^D = z^D i^D \equiv [\rho_1 - (1-\alpha)\rho - (R+R')] \frac{A}{1-\alpha(\rho_0+l)/(R+R')} \quad (5)$$

其中 z^D 是单位效用, i^D 是投资规模, 相当于 $l_c = l_{nc} = l (j=i)$ 。

对于客户的理财(影子银行业务)来说, $l_c = 0$, $l_{nc} = \gamma l$, 延伸出 $j^S = 0$ 。

$$u^S = z^S i^S \equiv [\alpha\rho_1 - R - R'] \frac{A}{1-\alpha(\rho_0+\gamma l)/(R+R')} \quad (6)$$

其中 z^S 是单位效用, i^S 是投资规模。

银行经营者倾向于让客户购买影子银行(即表外业务)产品而非存款(即表内业务), 则满足 $u^S \geq u^D$ 。我们令 $C = \alpha(\rho_0+l)$, $D = \alpha(\rho_0+\gamma l)$ 以便于计算, $C \geq 0$ 且 $D \geq 0$ 。

那么有:

$$[\rho_1 - (1-\alpha)\rho - (R+R')] \frac{A}{1-C/(R+R')} \leq (\alpha\rho_1 - R - R') \frac{A}{1-D/(R+R')} \quad (7)$$

即

$$(R+R') [(\rho_1 - \rho)(1-\alpha) + \alpha(\gamma-1)l] \leq \rho_1 D - \rho D + \alpha\rho D - \alpha\rho_1 C \quad (8)$$

因为 $\rho_1 > R + \rho$, 又有给定的 $\gamma > 1$, $0 < \alpha < 1$, 所以 $[(\rho_1 - \rho)(1-\alpha) + \alpha(\gamma-1)l]$ 为正, 故有:

$$R+R' \leq \frac{\alpha\{(\rho_0+\gamma l)[\rho_1 - \rho(1-\alpha)] - \rho_1\alpha(\rho_0+l)\}}{(\rho_1 - \rho)(1-\alpha) + \alpha(\gamma-1)l} \quad (9)$$

令

$$R^{DS} \equiv \frac{\alpha\{(\rho_0+\gamma l)[\rho_1 - \rho(1-\alpha)] - \rho_1\alpha(\rho_0+l)\}}{(\rho_1 - \rho)(1-\alpha) + \alpha(\gamma-1)l} \quad (10)$$

即 $u^S \geq u^D$ 时, $R+R' \leq R^{DS}$ 。当银行业信贷成本较高的时候, 银行的总收益快速降低, 此时银行能够从影子银行业务中获取更大效应。由于影子银行业务可以获得廉价的杠杆资金, 所以中小型商业银行在与大型商业银行开展竞争的过程中更倾向于开展影子银行业务以获取超额收益。大型商业银行的资金激励较低, 利率成本低, 利差空间更大, 对于监管机构的监管违约成本较高, 所以在保持利率增长的前提下, 开展影子银行业务的意愿较低; 中小型商业银行的资金激励较

高, 信贷成本高, 利差空间较窄, 为了降低资金成本, 更倾向于开展影子银行业务以对冲表内业务因市场竞争而减少的利润, 获取市场超额收益。银行竞争会推升信贷成本(周安, 2018^[5]), 高信贷成本导致银行利率耐受度降低, 商业银行更倾向于开展影子银行业务, 从而实现了商业银行竞争度提升推高影子银行业务规模的传导。

中央银行使用货币政策通过商业银行传导对市场调控, 在政策开始时, 宽松的货币政策能够使得市场实际利率降低。商业银行通过信贷乘数放大货币供给, 向实体经济投放资金, 形成对实体经济产出的有效刺激, 经济增长明显。随着实际利率的不断降低, 银行竞争程度加强, 利率下降放缓, 激励成本快速上升, 信贷成本整体上升, 中小商业银行的利润空间被挤压, 有效的影子银行通道将促使商业银行更加倾向于开展影子银行业务以规避监管, 获取更大效用。即货币政策加强至一定程度, 商业银行利润突破所能够通过信贷获取的最高值以后, 商业银行将停止信贷的有效投放, 转而开展影子银行业务, 以获取更高收益。而实际利率不再继续下降, 此时的影子银行以资金空转与虚拟经济投放为主, 实体经济陷入流动性陷阱, 货币政策失灵。

(二) 理论分析

为了进一步详细研究剖析金融市场的运作模式, 文章绘制了资金在家庭、商业银行、企业之间的流动关系(如图4), 并将货币政策、财政政策、监管政策纳入流动关系之中, 对商业银行资金在市场中的传导机制予以分析, 并得出相应的分析结论。

中央银行利用货币政策工具, 通过商业银行实现对市场的调节, 以寻求实现经济均衡有效增长; 财政部利用财政政策, 通过向企业补贴或增加政府购买的形式, 刺激经济的活跃性; 银保监会通过制定监管政策, 对商业银行业务开展实行合规、合法监管。当采取积极的货币政策时, 商业银行资金通过影子银行与信贷两条渠道流出, 根据之前理论推导的结论, 市场投资收益下降至一定程度时, 商业银行资金更加倾向于流入影子银行渠道。商业银行的高度竞争, 推高了银行业的整体信贷成本, 拥有较高利差空间的商业银行对收益下降的耐受度较高, 部分中小商业银行逐步被市场“挤出”, 为了增加投资收益, 提升市场竞争力, 商业银行在投资收益较低的时候选择使用影子银行的方法来腾挪资产, 开展高风险业务, 以期待获取

超额收益，提升市场竞争力。影子银行业务的繁荣会对商业银行的活期、定期储蓄业务形成一定压力，个人及家庭的存款通过投资于影子银行理财等形式，将原有的活期、定期存款转换成了不完全受中央银行设定货币乘数约束的影子银行规模。适度的影子银行发展，可以形成对商业银行信贷业务的补充，使得部分亟需资金的需求方可以快速获得融资。但是，影子银行规模的增长呈现指数型上升，与实体经济的增长完全背离，资金需求增长与资金供给增长之间的矛盾，使得影子银行增长的规模并没有投入实体经济的运转

中去。其通过嵌套、套利等模式，在金融市场中形成空转，推升市场融资成本，利用快速增长的影子规模来兑现即将到期的影子银行产品。影子银行的发展来源于商业银行竞争，其快速增长，是积累系统性风险的一个重要方式。在影子银行发展的早期及中期，经济呈现繁荣景象，高速的经济增长掩盖了潜在的风险积累。当社会整体杠杆率过高，影子银行规模的增长速度跟不上资产价格投机的增长速度，风险可能将会暴露。同理，金融去杠杆的过程应该符合市场发展的客观规律，避免引发风险。

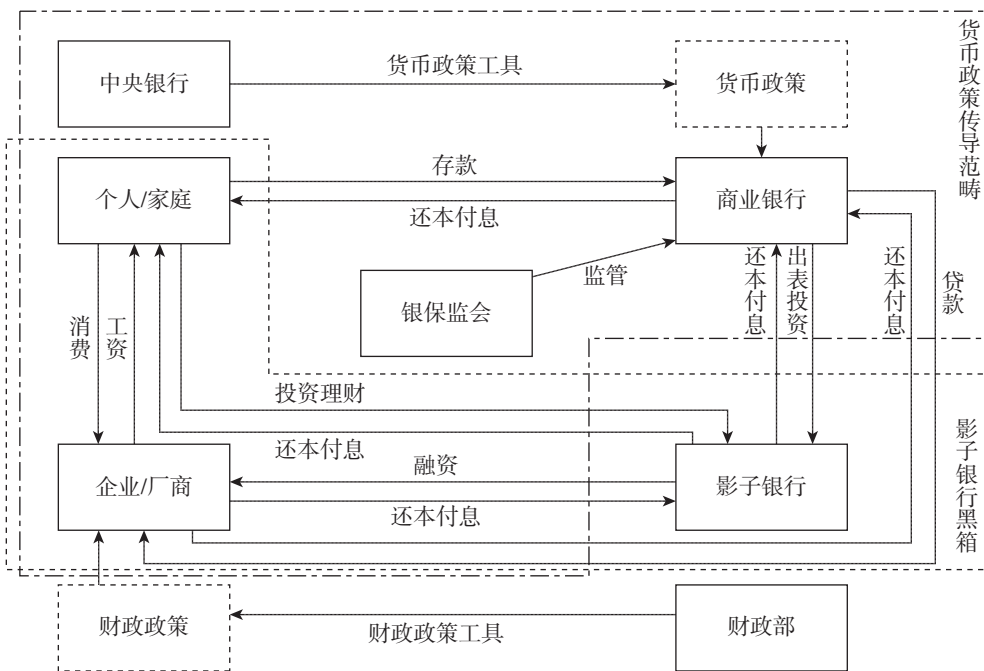


图4 影子银行与社会融资体系

资料来源：作者整理。

1. 影子银行是扩大社会融资规模的重要手段。

影子银行通过发放高风险贷款，提升了社会总的融资规模。在传统商业银行体系中，很多高风险资产无法取得融资机会，但在货币宽松、经济较快速增长条件下，这些资产违约的概率又较小。商业银行便通过将表内资金出表的形式，使用影子银行对传统信贷的替代，扩大了可开展融资业务的范围，满足了社会生产中大多数融资需求。之所以影子银行可以获取高收益，是因为监管套利的的原因，利用不同的监管政策(跨市场、跨国别等)，使得资金在不同监管政策下游走，利用低成本资金对接高收益资产，获取利润。因此，通过影子银行的方式大大增加了社会融资规模总量。在一定规模范围内，影子银行通过更加市场化的手段，提高了融资市场中资金供给方与需求方的效用，

提升了社会融资规模。此外，地方政府债务曾一直被认为是一大潜在风险，地方政府及国有企业通过建立投融资平台或其他融资渠道，开展影子银行融资 (Zhu, 2018^[10])，突破了地方政府所能够背负的债务能力上限。在一定时期内，快速提升了地方社会融资规模，加快了地方基础设施的建设，拉动区域经济的有效增长，配合“土地财政”的发展，推高了区域资产价格。这部分影子银行融资主体存在一定的系统性风险，国家已经出台相关措施抑制地方政府债务继续快速增长。

2. 影子银行对货币政策和财政政策存在一定的缓释效用。

影子银行作为依附于商业银行或是能够替代商业银行的客观存在，对货币政策和财政政策的有效传导能够起到一定的缓释作用，影响了货币政策与财政政

策函数的准确执行。当货币政策宽松时,释放出的流动性被影子银行吸收,一方面用来开展高风险融资,另一方面开展监管套利活动,两者都有可能造成资金空转,并没有将资金实际释放到实体经济中去。当财政政策宽松时,企业厂商在开展经济活动的同时,并不会将利润投入到再生产中去,而可能通过影子银行开展投资、借贷活动,没有很好地扩大产出。影子银行对货币政策与财政政策的缓释作用,使得中央银行的货币政策和财政部的财政政策效用不能够完全得到释放,进而将金融风险积累在市场中,降低了金融市场的抗风险能力。

3. 影子银行助推了社会整体杠杆率。

一是影子银行助推了资产价格的上涨,影子银行因其操作灵活、多样等特点,在资产价格上涨的过程中,起到了市场助推器的作用。无论是资本市场、房地产市场亦或是其他具有丰富金融属性的投资类产品,其价格在涨跌过程中,影子银行都为其增加了杠杆率,促进了市场价格的剧烈波动。二是影子银行增加了资金空转,因为金融机构内部资金定价的差异,影子银行业务得以在金融机构各业务之间进行空转套利,通过层层嵌套,规避监管检查,进而整体抬高了金融机构的资金成本,扩张了金融机构资产负债表的规模。三是影子银行增加了期限结构风险。商业银行将承担更多的期限结构错配的挑战,在货币宽松期,通过影子银行层层嵌套,增加市场期限结构的复杂程度。当货币政策从紧,资产收益率上升时,影子银行复杂的期限结构流动性需求最后倒逼由商业银行来承担。过度的影子银行行为使得杠杆率增加,将金融市场承受流动性冲击的能力减弱,影响了金融市场的稳定,增加了发生踩踏的可能性。除此之外,影子银行在经济活动中的“羊群效应”行为,对落实国家产业方针政策存在一定的阻碍作用,监管层面很难对影子银行的流向与实际用途做出有效的监督与管理。当前,国内总储蓄率持续下降,是杠杆率持续上升的一个明确信号^①。同期,影子银行规模却不断快速上升。

4. 影子银行与货币供应量之争。

国内外的学界研究中,普遍认为影子银行通过影响货币乘数来影响货币供应量,从而影响货币政策(何平等,2018^[14])。主要论点为影子银行在吸收资

金过程中不存在准备金制度,可以将吸收的资金全部发放出去,从而影响整个社会的货币乘数。但是,我们也应该注意到,广义的影子银行完全脱离于银行体系,确实存在这种吸收资金与发放贷款完全匹配的情况。不过,凌驾于银行体系之外的影子银行本身并不能够进行货币派生,也就是说影子银行体系的货币终究要回到商业银行体系中去,无论是以托管存款的形式还是协议存款,其都要参与到存款准备金率的提取,从而派生货币。狭义的影子银行是依附于银行体系的表外投融资活动,这部分资金全部存管在银行体系之中,是正常对货币进行派生的。因此,影子银行的存在,并不能够从根本上影响货币的派生,其游离于银行体系之外的资金终究要回到银行体系中去,并参与货币派生。可能影响到货币派生的影子银行渠道是现实中以现金开展民间借贷的影子银行业务,这部分业务中的资金并不会全部回流至银行体系中去,从而部分地影响了货币乘数,使得货币乘数人为地降低。因此,影子银行不能从根本上完全改变货币供应量,其又存在这样一种特殊形态能够对货币供应量产生影响。但是,这并不意味着影子银行对货币政策的影响就不存在,货币供应量的稳定不代表其投向能够按照既定的货币政策函数开展,影子银行对货币供应量的吸收作用客观存在。

三、研究方法 with 数据选取

对于国内影子银行规模的计算,学者们提出了很多方法,这些方法在一定时期和历史背景下能够较为准确地衡量当时的影子银行规模,但是没有一种方法是从依附于商业银行的影子银行产生的本质——规避监管、提高收益的角度来衡量。商业银行通过金融创新来规避监管政策,达到提升收益、降低成本的目的,依附影子银行的金融创新业务都存在时效性,当一家商业银行的创新业务在全国得到推广,紧随其后的其他商业银行都会效仿。当市场规模达到一定程度,监管机构会对该项业务进行评估,如果可能积累系统性风险,监管机构势必会对该业务采取监管约束,进而降低这种业务模式的存续规模;商业银行根据新的监管约束要求,继续在符合政策要求的前提下开展金融创新,获取超额收益。类似资本家通过技术

^① 依据 Wind 数据,国内总储蓄率 2010 年为 51.55%,为改革开放 40 年来最高,之后逐年降低,2016 年与 2017 年基本持平。2011 年为 50.41%,2012 年为 49.89%,2013 年为 49.69%,2014 年为 49.27%,2015 年为 48.18%,2016 年为 46.37%,2017 年为 46.38%,2018 年为 45.69%。

进步获取超额收益，等到市场整体技术进步将超额收益摊平，会有新的一波技术进步来继续获取超额收益。在计算影子银行规模的过程中，祝继高等（2016）^[15]曾使用买入返售资产作为表征影子银行的指标，从影子银行体系资金融出方的视角，分析了商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果。显然，买入返售资产在一定时期内曾是影子银行发展的一个重要手段，但是随着监管政策的趋严，买入返售业务受到限制，使用买入返售资产作为影子银行长期的表征数据有失准确。孙国锋和贾君怡（2015）^[11]曾将影子银行规模和占比的演变划分为四个阶段，每个阶段都有其鲜明的特征，在特定的历史背景下，通过不同的金融创新和需求来发展影子银行，但是文章并未给出计算依附于商业银行的影子银行规模的方法。在商业银行开展金融创新的过程中，影子银行在会计科目中的表现形式也将会发生很大的变化，因此仅选取一个时期的影子银行主要指标无法准确衡量长期的影子银行规模。本文选取存放同业及其他金融机构款项、理财余额、买入返售、衍生金融资产加总之和来衡量影子银行规模。该方法下商业银行因为个体差异而进行金融创新的早晚不会对结果形成系统误差，能够较为准确地表征一家商业银行的影子银行规模水平。因影子银行规模较大，影子银行规模指标最终以万亿元为单位，作为被解释变量。

文章选取勒纳指数、赫氏指数、市场集中度与H统计量来作为商业银行竞争度的表征指标。对于这些指标的选取，目前是学界公认的能够量化银行竞争程度的指标。一是赫氏指数（HHI），其是市场竞争各主体所占行业总规模百分比的平方和，可以用来衡量市场竞争强度。Craig和Dinger（2013）^[24]、朱晶晶等（2015）^[25]、张健华等（2016）^[26]、方芳和蔡卫星（2016）^[27]都使用赫氏指数表征过商业银行的行业竞争情况。二是勒纳指数（Lerner），其表征价格与边际成本的偏离率，Beck等（2013）^[1]、马君潞等（2013）^[28]、彭建刚等（2016）^[29]、刘莉亚等（2017）^[30]、郭晔和赵静（2017）^[3]都运用勒纳指数来表征单个商业银行的市场竞争能力。三是H统计量，表征银行收益对所有投入要素价格变化弹性的加总（余东华和马路萌，2012^[31]），

Bikker和Haaf（2002）^[32]、Weill（2013）^[33]、黄隽和汤珂（2008）^[34]、董楠等（2017）^[35]对该方法有细致的介绍和应用。四是市场集中度指标，即该行业中市场前若干家最大的企业所占市场份额的总和。Beck等（2006）^[36]、Khan等（2016）^[37]、谭之博和赵岳（2013）^[38]均用该方法计量过商业银行的市场集中度，并得出了相关结论。本文对指标的计算公式及方法不再赘述，可参考相应文献。

商业银行规模指标。本文选取商业银行资产规模的对数为规模指标，用来研究商业银行规模对影子银行的影响。商业银行的规模越大，其综合竞争能力越强，所需要通过表外业务开展高风险贷款的意愿越小，因此预期商业银行规模指标与影子银行规模呈反比。

商业银行存贷比指标。商业存贷比是指一家商业银行贷款总额与存款总额的比值。同质化竞争的情况下，一家商业银行的存贷比指标越低，其产生表外融资的可能性越高，将部分信贷资源移出表内，进而开展高风险贷款，获取高额收益。

宏观经济指标。该指标包括GDP、货币供应量、社会融资规模与物价指数。用来分析商业银行竞争对影子银行、宏观经济的冲击，同时，探究影子银行对货币政策的冲击。

非利息收入指标。该指标是取商业银行非利息收入与资产规模的比值。一家商业银行的非利息收入指标越高，表外融资业务的规模就可能越高。因为影子银行的收入计入非利息收入，而不是利息收入。影子银行规模越高，预期其表现形式就是非利息收入指标越高。在对标西方商业银行经营管理的过程中，非利息收入占比作为一个重要指标用来衡量商业银行通过服务手续费盈利的能力，客观上反映一家商业银行的持续盈利水平，国内商业银行提升非利息收入占比的重要手段就是开展影子银行业务。

资本充足率指标。资本充足率是银行的资本总额与风险加权资产的比值。开展影子银行业务的一个重要目的就是规避监管政策，减少或不进行风险资产的计提。因此，预期资本充足率与影子银行规模成正比。

实证变量指标及表征详见表1。

表1 实证变量指标及表征

指标名称	字符代表	指标含义	数据来源
影子银行规模	Shadow Banking	影子银行规模（存放同业及其他金融机构款项、理财余额、买入返售、衍生金融资产加总）	Wind年报数据

续前表

指标名称	字符代表	指标含义	数据来源
竞争度	<i>Competition (Lerner、HHI、CR5、H-static)</i>	商业银行的竞争度	Wind 宏观数据、年报数据, 银保监会网站数据, 经计算得出
商业银行规模	<i>Bank Size</i>	对资产规模取对数	Wind 年报数据
存贷比	<i>Loan-to-Deposit Ratio</i>	存贷比指标	Wind 年报数据
资本充足率	<i>Capital Adequacy Ratio</i>	资本充足率	Wind 年报数据
GDP	<i>GDP Per Capital</i>	调整后的 GDP	Wind 宏观数据
物价指数	<i>CPI</i>	物价指数	Wind 宏观数据
非利息收入	<i>Non Interest Income</i>	非利息收入/资产规模	Wind 年报数据, 央行、银监会统计数据
银行净息差	<i>Bank Net Interest</i>	利息净收入/生息资产	Wind 年报数据
货币供应量	<i>M2</i>	M2	Wind 年报数据
社会融资规模	<i>Social Financing</i>	社会融资规模总量	Wind 宏观数据
工具变量	<i>Tool</i>	国有银行为 1, 非国有银行为 0	Wind 年报数据

资料来源: 作者整理。

本文选取截至 2017 年年底在上海证券交易所和深圳证券交易所上市的 26 家上市商业银行作为样本, 相关数据时间跨度选取 2007—2017 年^①, 经过豪斯曼检验, 应建立固定效应面板数据模型。其中, 国有商业银行 5 家, 股份制商业银行 8 家, 城市商业银行 13 家。上市商业银行是资本市场对其经营、社会认可度的一个选择, 中国上市的 26 家商业银行资产规模占全国商业银行资产规模的 87.70%^②, 能够完整

地代表中国商业银行的基本情况。随着商业银行市场化的发展, 商业银行的划分标准也逐步发生着微妙的变化, 但从创造利润上来看, 部分股份制商业银行已经超越了大型商业银行, 部分城市商业银行资产规模也已经迈入了股份制商业银行的规模之列。因此, 本文实证研究过程中不再区分商业银行的类别, 其国有属性等指标对影子银行的解释影响在市场化竞争以及不断完善的公司治理中逐步弱化。

表 2 商业银行及其上市分类

上市交易所	上海证券交易所	深圳证券交易所
国有商业银行	工商银行、农业银行、中国银行、建设银行、交通银行	
股份制商业银行	民生银行、浦发银行、华夏银行、招商银行、兴业银行、光大银行、中信银行	平安银行
城市商业银行	北京银行、南京银行、无锡银行、江苏银行、杭州银行、常熟银行、上海银行、成都银行、贵阳银行、吴江银行	宁波银行、江阴银行、张家港行

资料来源: 作者整理。

文章首先建立固定效应面板数据回归模型, 对影子银行规模与勒纳指数之间的关系进行回归分析, 验证理论分析中广义上商业银行竞争与影子银行规模之间的关系。

$$Shadow_{it} = \alpha Lerner_{it} + c$$

之后, 为了进一步研究影子银行规模的影响因素, 文章依次引入存贷比、资本充足率、非利息收入、银行规模以及货币供应量等指标, 进一步探讨商业银行派生出的影子银行受银行经营状况及宏观经济指标的影响。

① 因从 2007 年 1 月 1 日起, 上市公司开始采用新的会计准则, 所以本文选取的数据时间跨度从 2007 年开始, 之前大部分商业银行正在进行股份制改造, 尚未上市, 且因为前后数据口径差异较大, 不再使用。同时, 选取上市商业银行数据而非全部商业银行数据, 因上市商业银行数据经过外部审计, 详实可靠, 能够发现一般性规律, 其他未上市商业银行自行上报数据存在统计偏差及口径差异, 故本文未选取其作为实证分析样本。

② 根据 2017 年上市商业银行年报, 计算得出上市商业银行总资产规模, 与银保监会公布的年末全行业资产规模比值计算得出。

$$Shadow_{it} = \alpha Lerner_{it} + \beta Ldr + \chi Car + \theta Nii + \delta Size + \varphi M2 + c$$

为了进一步验证商业银行竞争对影子银行规模的冲击情况,本文引入基于VAR模型的脉冲响应冲击模型。文章使用该方法分析银行业竞争对影子银行规模的影响周期,并进而深入研究影子银行对货币政策的冲击情况,分析银行业竞争对社会融资规模的影响。本文设定包含银行竞争度、影子银行规模、货币供应量、社会融资规模等指标的VAR模型, P 代表变量指标,公式如下:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_n Y_{t-n} + \varepsilon_t; Y_t = \begin{bmatrix} P_1 \\ \dots \\ P_n \end{bmatrix} \quad (11)$$

对于脉冲响应冲击方法的使用,国内已有学者使用该方法研究货币政策的稳定性。在研究货币政策冲击效应的现有文献中,中国货币政策的变量选取一般选用货币供应量指标(Sun等,2010^[39];Fan等,2011^[40])。在货币政策工具的冲击研究方面,陈浪南和田磊(2014)^[41]在SVAR框架下考察了几种主要的货币政策工具的实施对产出和价格的冲击情况,厘清了混合使用货币工具的条件下各个货币政策工具对产出和价格产生的分别影响。在外部政策冲击研究方面,金春雨和张龙(2017)^[42]在研究了我国产出、通货膨胀及就业对美联储货币政策典型时期冲击的脉冲效应之后,得出外部同向货币政策一般会对中国经济产生反向影响的结论。在预期管理影响冲击研究方面,郭豫媚等(2016)^[43]采用预期误差冲击和价格加成冲击的脉冲响应,研究了货币政策失效后预期管理的重要性,认为预期管理能够降低经济中的波动幅度。本文首次采用该方法来系统地研究商业银行派生的影子银行规模受各要素的冲击影响,同时验证理论分析部分市场实际利率与影子银行规模变动的理论推导。

四、实证结果及分析

实证结果(见表3)证实了我们的理论分析,银

行竞争会增加影子银行规模。在中国的商业银行发展历程中,利率在很长一段时期内都是受管制的,这就使得存贷款利差可以天然存在,商业银行之间没有开展业务竞争的激励与需求。随着利率市场化的推进,存贷款息差收窄,商业银行不得不通过提升竞争来获取更多的利润,在原有的贷款规模有限的前提下,以影子银行的形式开展高风险贷款,以提升市场竞争力。尤其是存在监管指标压力的时期,例如考核存贷比指标,银行不得不通过表外业务寻求突破传统业务的限制。

一方面,银行规模与影子银行规模呈现负相关关系。银行规模越大,其具有的市场势力越强,垄断市场的能力与溢价能力也就越高,开展高风险贷款的意愿降低,因此银行规模与影子银行业务规模呈现负相关关系。另一方面,银行规模越大,其受到的各方面监管以及自身的自律性也就越强,较低的资金成本可以保障存贷利差,无需开展监管套利博取高额收益。货币供应量增加影子银行规模,这与我们的理论推导与分析相吻合。宽松的货币供应量会降低市场的实际利率,使得银行业金融机构的可贷资金增多,在相应地满足表内资产使用之外,表外资产规模将会迅速增加,以满足银行流动性无需过度宽松的管理约束。资本充足率指标对于影子银行规模的影响并不显著,源于监管合规要求之下,各家商业银行的资本充足率指标并不敏感。非利息收入占比越高,影子银行规模越大。在国内商业银行向西方商业银行学习利润构成的过程中,不断追求自身非利息收入占比,西方商业银行经过数百年的发展,已经实现由融资业务为主向金融服务转型,国内商业银行想要短期内提高非利息收入的占比,只能通过资产出表获取投资收益的形式来表现,这也就印证了非利息收入占比与影子银行规模呈现正相关关系。存贷比是用当期期末贷款规模与存款规模的比值来计算的,当存贷比的比例较高时,说明一家机构对资产出表的行为相对来说较少,相应的表外影子银行的规模也就越低。总的来看,商业银行开展的影子银行规模的影响因素基本符合理论预期。

表3 固定效应面板数据实证结果

模型	Shadow Banking					
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)
Lerner	-0.7691*** (-4.43)	-0.5725*** (-2.76)	-1.5653*** (-3.97)	-1.7544*** (-4.52)	-1.7519*** (-4.87)	-1.3021*** (-3.77)
Loan-to-Deposit Ratio		0.0105* (1.71)	-0.0078 (-0.84)	-0.0136 (-1.47)	-0.0317*** (-3.37)	-0.0165* (-1.84)

续前表

模型	Shadow Banking					
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)
Capital Adequacy Ratio			0.022 5 (1.47)	0.019 9 (1.34)	-0.004 8 (-0.33)	0.012 4 (0.84)
Non Interest Income				44.014 3 ^{***} (3.02)	18.792 0 (1.30)	23.329 8 (1.60)
Bank Size					-1.273 3 ^{***} (-4.74)	-0.658 8 ^{***} (-3.60)
M2						0.023 8 ^{***} (8.66)
C	0.918 3 ^{***} (11.64)	0.115 7 (0.24)	1.586 8 ^{**} (1.98)	2.015 1 ^{**} (2.55)	15.974 0 ^{***} (5.26)	6.450 7 ^{***} (3.53)
R-squared	77.26%	77.56%	85.26%	86.22%	88.25%	85.85%
N	256	256	169	169	169	169

注：*、**、***分别表示估计值在10%、5%、1%水平上的显著，括号内为标准差。表4同。
资料来源：作者利用Eviews计算。

为了确保模型的稳健性，我们采取分步增加变量的方式来排除模型的内生性问题。实证结果（见表4）初步表明，主要变量的解释关系是稳健可靠的。为了进一步平滑因为经济增长对影子银行造成的影响，我们对影子银行规模与货币供应量规模继续做平整处理，相关结果仍然支持我们的结论。此外，我们

引入工具变量来检验，区分商业银行为大型商业银行与其他商业银行，实证结果经检验仍然成立。同时，为了检验商业银行竞争指标的表征准确度，我们选取赫氏指数、H统计量和市场集中度情况重复检验，检验结果仍然支持商业银行竞争增加影子银行规模的结论。

表4 固定效应面板数据稳健性检验实证结果

模型	Shadow Banking (处理后)					
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)
Lerner	-0.478 9 ^{***} (-5.38)				-0.245 8 (-1.25)	-0.545 3 ^{***} (-3.56)
HHII		-9.479 5 ^{***} (-9.12)				
Lerner×Tool			0.589 6 ^{***} (9.76)		-0.754 0 ^{**} (-2.37)	
CR5				-2.380 6 ^{***} (-12.93)		
H 统计量						
Loan-to-Deposit Ratio					-0.006 1 (-1.43)	-0.008 4 ^{**} (-1.99)
Capital Adequacy Ratio					0.008 0 (1.21)	0.007 0 (1.05)
Non Interest Income					9.161 2 (1.40)	10.586 3 (1.60)
Bank Size					-0.295 9 ^{**} (-2.54)	-0.388 2 ^{***} (-3.47)
M2 (处理后)					3.409 5 ^{***} (4.88)	4.199 5 ^{***} (6.73)
C	0.495 5 ^{***} (12.12)	0.745 8 ^{***} (13.72)	0.110 7 ^{***} (5.73)	1.383 9 ^{***} (15.83)	2.021 2 ^{**} (2.07)	2.694 3 (2.84)
R-squared	62.47%	69.93%	70.97%	75.88%	85.93%	85.36%
N	256	284	284	284	* 169	169

综上,我们认为实证结果得到的结论是银行竞争推升了影子银行的规模。为了进一步研究银行竞争对影子银行规模的影响周期及反应时滞,分析宏观经济指标与银行竞争指标对货币政策传导的影响,探究银行竞争对货币政策效用时滞的作用,通过建立 VAR 模型,构建脉冲效应冲击函数,实证结果如下。

从脉冲响应冲击来看(见图5),银行竞争对影子银行规模的冲击较为明显,冲击效应以第3期到第4期为峰值,随后冲击效应有所回落,直至第7期以后,有明显回落。由此可见,银行业竞争对影子银行

规模的增长影响迅速且时间较长。宏观经济指标(GDP及M2)对影子银行增长的冲击则表现出了一定的不确定性,前3期以负向影响为主,第3期至第5期以正向影响为主,最后再呈现负向影响。通胀指标对于影子银行规模的冲击相较于其他几类冲击而言,在第2期就已经达到了峰值,冲击的时效性也较强,总的来看,负向影响与正向影响交叉出现,但正向影响时期明显多于负向影响时期。经济增长与货币投放量的增加对影子银行规模的冲击具有明显的正向周期性冲击。

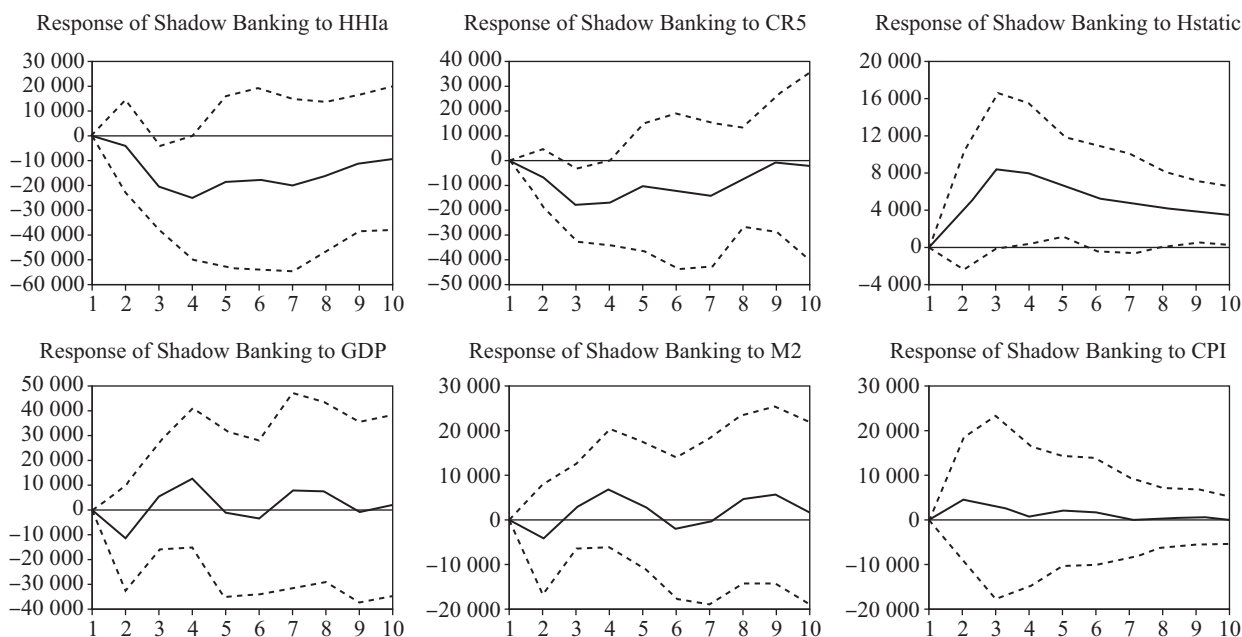


图5 银行竞争及宏观指标对影子银行规模的脉冲响应

资料来源:作者绘制。

银行竞争影响社会融资规模。商业银行竞争对社会融资规模的冲击具有一致趋同性(见图6),银行竞争冲击在第2期就达到峰值,且多个竞争指标都一致地显示正向的银行竞争将会使得社会融资规模增加,这个冲击的效果具有明显的周期性,在第2期达到峰值之后,其作用效果明显降低,甚至在第4期出现负向效用。随后,冲击正向效用继续提升,在第6期达到峰值,随后回落,这样第2周期完成。第3周期的峰值则在第9期实现,每次的冲击效用峰值都比前一次周期要低。经济增长对社会融资规模的冲击在第2期达到峰值之后,保持一个较长的冲击效用。通货膨胀对于社会融资规模的冲击在第3期达到峰值之后逐步回落,在第5期之后的影响不再明显。影子银行规模对社会融资规模的冲击与银行竞争冲击类似,

在第2期达到峰值,随后回落至第4期的谷底,第2轮冲击峰值较第1轮有所回落,随后第3轮冲击继续回落,正向冲击效应也验证了我们的理论分析结果。

银行是货币政策的传导器,对货币政策效用函数起着传导作用。影子银行业务的发展,在一定程度上影响了货币政策效用函数,使得产出端偏离原有函数的目标,提高了宏观调控的难度,对货币政策调控目标形成重要挑战(李波和伍戈,2011^[19])。随着影子银行规模的增大,其对货币政策的放大效用将会愈加明显,呈现出明显的逆周期特征,在对传统间接融资体系形成有益补充的同时,也削弱了货币政策的有效性,这在央行的加息周期中表现得尤为明显(裘翔和周强龙,2014^[20])。这与我们的理论推导相一致,货币政策的刺激,在推动实体经济增长的同时,也推升了影子银行的规模。当实

际利率下降到一定程度就不再下降，货币政策的正向冲击将全部回流到影子银行规模中去，社会发展呈现出整

体杠杆率上升的特点，表现出经济金融化特征，房地产、大宗商品等具有使用价值的商品金融化趋势明显。

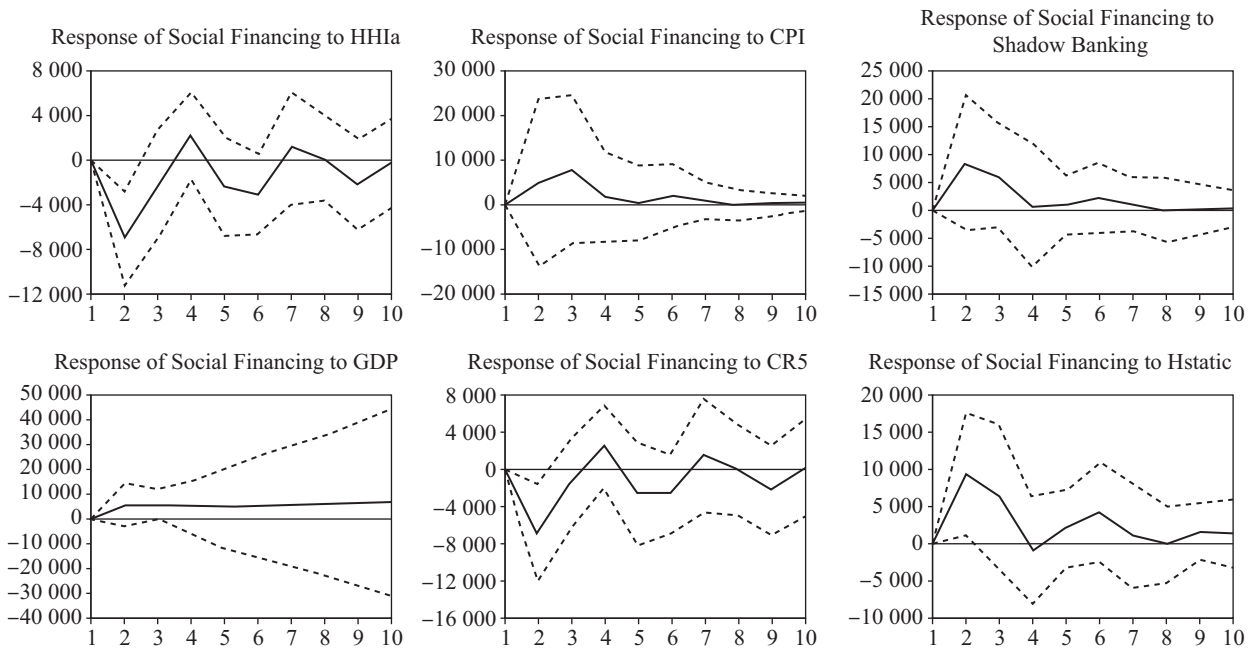


图6 银行竞争及宏观指标对社会融资规模的脉冲响应

资料来源：作者绘制。

图7是实际利率对影子银行及社会融资规模的脉冲响应。实际利率的提升，将会对影子银行规模产生负向的冲击，且冲击具有周期性递减特点。首次在第3期达到最大影响，其次在第6期，再次在第9期，基本呈现3年一个周期的特性。这也对我们的理论推导形成了实证佐证，信贷成本越低，商业银行开展影子银行业务的效用倾向就越大。实际利率对社会融资规模的冲击同样呈现负向冲击，但与影子银行规模冲击反馈不同的是，其不具备明显的周期性，在第3期达到峰值之后，逐步回落，直至冲击影响完全消除。

实际利率的上升，会加重企业的融资成本，从而降低金融活动，因此在选择对经济宏观调控的过程中，尤其是遇到经济景气下降的周期内，要谨慎使用增加实际利率的调控手段。增加实际利率，将可能降低影子银行规模，但社会融资规模也会降低，货币政策成本极为高昂。实际利率下降到一定水平，影子银行效用大幅攀升，银行倾向于叙做影子银行业务，实际利率不再降低，对实体经济刺激的正向反馈消失，这一实证结论与理论推导部分完全吻合。

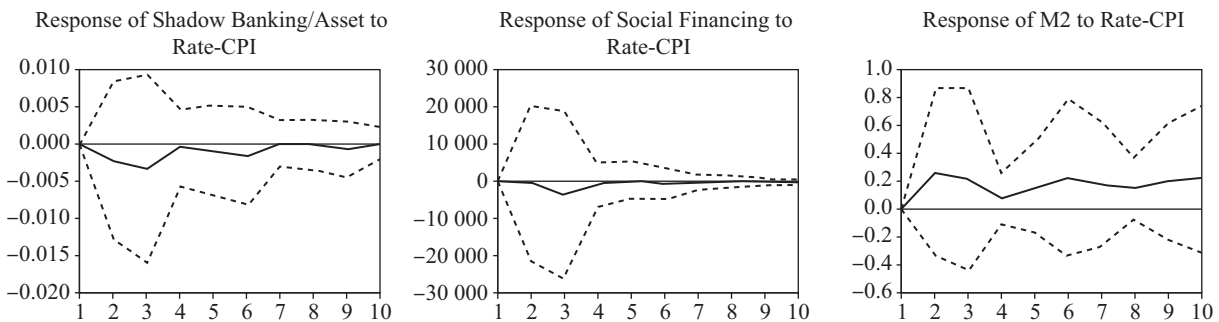


图7 实际利率对影子银行及社会融资规模的脉冲响应

资料来源：作者绘制。

图8是银行竞争及宏观指标对货币供应量的脉冲响应。银行竞争对货币政策的冲击不具备周期性。商

业银行竞争对货币供应量的影响不具备可观察的周期性，且冲击影响较为持久，影响范围较为有限。影子

银行对于货币供应量的影响周期性则很明确，在第2至第3期到达峰值，随后回落至第5期的谷底。第2周期在第7期达到峰值，于第9期回落至谷底，呈现双峰的特点。通货膨胀对于货币供应量呈现负向冲击，冲击的影响表现出一定的周期性，分别在第2期、6期和9期到达冲击的峰值。这也与现实中的经济周期与周期递减的特性相吻合，当多期影响叠加，在经济的表现中则相互抵消或增强，从而使得规律性变得模糊。

与此同时，我们也不得不认识到，影子银行业务的发展对货币政策传导的缓释作用，使得货币政策的有效性正在逐步丧失。过去10年间，货币政策对经济增长的促进作用越来越小，影响时滞越来越久，货币政策正陷入一种新的“状态”，即无论货币政策如何刺激，实际利率已经无明显下降，对经济增长的促进作用也失灵，进入“流动性陷阱”。同时，我们也应该清晰地认识到，货币政策不能解决经济增长的全部问题，其只能作为调控的一种手段，社会发展到一定阶段之后，制约经济增长的因素会有很多，无论是人口、土地、资源抑或是制度，都需要外部手段来“松”约束，促增长。

银行业的过度竞争，是对金融生态的一种破坏，也是对金融资源的非理性配置。过度竞争将会出现“银行跟在没有融资需求的大型企业后面想放贷，有实际融资需求的小微企业却跟在银行后面想贷款”的现象。同时，银行业过度竞争亦是行业整体利润下降的根本原因，随着利润率的降低，一些小型城市商业银行将面临市场出清的压力。在金融一体化的今天，金融机构之间紧密联结，任何一家商业银行被市场淘汰都有可能引发“连环违约”，爆发系统性金融风险。但是，从另外一个方面来说，没有竞争的银行业会出现效率、服务低下，不良贷款率高企的恶果。银行业的生态需要去维护，过度竞争与过度非市场化都会带来相应的问题。对于过度竞争与过度非市场化的均衡点问题，本文认为应以银行业利润率回落至经济增速以下为标准。当经济增长速度开始回落时，银行业资产规模增速必然下降，但下降幅度如果较快，则说明其因过度竞争而遭受了竞争损失。使银行内部考核约束利润增速与经济增长速度保持大致同步，能够避免金融创新等业务带来的系统性金融风险。

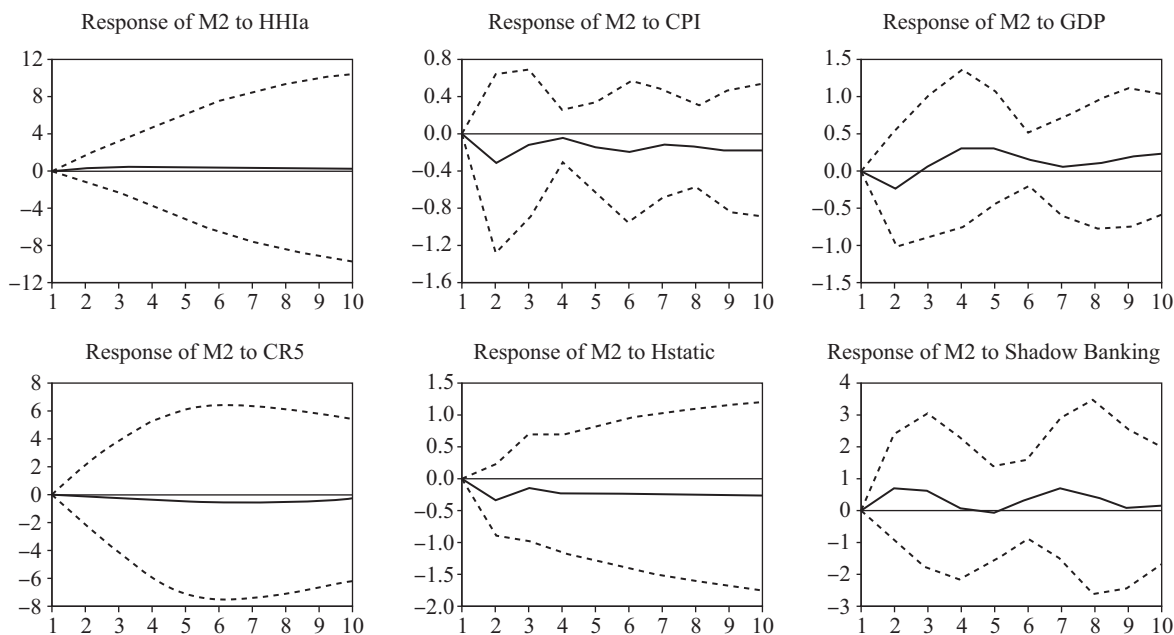


图8 银行竞争及宏观指标对货币供应量的脉冲响应

资料来源：作者绘制。

五、结论与启示

本文研究商业银行竞争、影子银行与社会融资规模之间的关系，厘清流动性陷阱形成的原因。文章介

绍了当前商业银行竞争、社会融资规模以及影子银行规模的变动情况，以及现实过程中货币政策刺激的有效性呈现周期性递减，金融去杠杆活动对社会融资规模增量的影响呈现断崖式下跌。通过理论分析推导了

信贷成本与影子银行之间的联系,分析了银行竞争与影子银行之间影响的传导机制,以及影子银行对货币政策有效性影响的渠道与机理。随后,通过实证分析验证了相关的理论推导与分析。

基于理论推导、分析与实证检验,本文得出如下结论:第一,商业银行竞争推动影子银行规模,金融监管加强、经济增速换挡、金融市场化改革深入、产品同质化趋势明显是过去10年银行业竞争度提升的主要原因。各家商业银行为了提升自身竞争能力而不断催生创新,影子银行是金融创新大背景下潜在的金融风险。《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》^①的推出,可以有效遏制银行派生的影子银行规模的进一步上升,防范蕴含的系统性金融风险提升。但我们不得不承认,温和的影子银行有利于弥补金融机构融资业务的空白,提高资金使用效率,降低民间资金成本。因此,将影子银行规模控制在一定的总量范围内,有利于达到动态市场均衡。第二,在货币政策传导过程中,影子银行增加了货币政策传导的时滞,对产业政策的导向造成扭曲,印证了李波和伍戈(2011)^[19]的结论,其对货币政策工具效力造成直接冲击。一方面,由于影子银行不受传统金融监管,对社会融资规模的冲击具有周期性递减的特点。影子银行负债在现实生活中可以投资的范围广泛,嵌套层级众多,对货币政策的传导产出函数构成了重要的挑战。另一方面,影子银行资产的范围主要集中于金融化较强的领域,对国家的产业政策等造成扭曲,大量的信贷资产通过影子银行的通道直接或间接地投向了地产等领域,增加了特定领域的杠杆规模,不利于宏观调控的有效传导。这使得金融领域(及金融化严重的实体产业)成为吸收货币的“毒瘤”,增发的货币无法继续促使实际利率下降,也无法促使经济增长,使得经济进入实际由“影子银行驱动的流动性

陷阱”。第三,影子银行等外部金融约束使得货币政策的传导出现周期递减特点,同时,当下货币政策传导机制使得仅仅依靠货币政策来解决经济问题具有一定的难度。货币政策宽松时,信贷资金向特定领域流动;货币政策趋紧时,实体经济领域杠杆被收缩,影响经济增长。在相关金融约束的前提下货币政策对于调控经济增长就会显得很难奏效,或是宽松的“副作用”大于实现经济增长的目的。

基于以上结论,本文给出相关政策启示,以期提升货币政策有效性,解决银行过度竞争所带来的问题。第一,影子银行增量规模需要得到有效的抑制。为了防止经济进入流动性陷阱,抑制影子银行的增量规模是有效提升货币政策有效性的手段,金融去杠杆的过程应该以去增量为主,从高速增长逐步转为低速增长,进而转为不增长,存量规模需要经过一段时间的自然萎缩,最后达到去杠杆的目的。逐步增加金融约束及限制金融化严重的实体产业杠杆增加,使得原有的“吸金”产业能够逐渐萎缩,最终再次达到均衡状态。第二,银行差异化经营来弱化竞争成本。影子银行规模快速上升的重要原因是商业银行之间同质化竞争的加剧,原本发放商业银行牌照时的各家特色银行,在市场竞争之下纷纷发展同质化产品,进而加剧竞争。引导各家商业银行修正自身的经营目标函数,进行差异化竞争,每家商业银行发展具备自身特色的业务,降低信贷成本,保持行业利润的稳定,防止银行业过度出清引发系统性风险。第三,寻求将影子银行业务从商业银行中剥离。商业银行在全球市场化发展超过百年,“大而不倒”的预期,使得个人投资者相信商业银行的资产兑付能力,商业银行经营者敢于开展高风险业务。将存量影子银行业务逐步从商业银行中剥离,允许其发生破产等行为,可以有效抑制个人投资者参与影子银行资产投资,同时有效抑制商业银行经营者从事表外高风险业务的需求。

参考文献

- [1] Beck T, Jonghe O D, Schepens G. Bank Competition and Stability: Cross-country Heterogeneity [J]. Journal of Financial Intermediation, 2013, 22 (2): 218-244.
- [2] 杨天宇, 钟宇平. 中国银行业的集中度、竞争度与银行风险 [J]. 金融研究, 2013 (1): 122-134.
- [3] 郭晔, 赵静. 存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究 [J]. 金融研究, 2017 (6): 81-94.
- [4] 申创. 市场集中度、竞争度与银行风险的非线性关系研究 [J]. 国际金融研究, 2018 (6): 65-75.

① 银发[2018]106号文,中国人民银行 中国银行保险监督管理委员会 中国证券监督管理委员会 国家外汇管理局关于规范金融机构资产管理业务的指导意见。

- [5] 周安. 银行竞争会提升信贷成本吗? ——来自我国上市银行的实证分析 [J]. 上海金融, 2018 (6): 23-31.
- [6] Fungacova Z, Shamshur A, Weill L. Does Bank Competition Reduce Cost of Credit? Cross-Country Evidence from Europe [J]. Journal of Banking & Finance, 2017, 83 (10): 104-120.
- [7] Hainz C, Weill L, Godlewski C L. Bank Competition and Collateral: Theory and Evidence [J]. Journal of Financial Services Research, 2013, 44 (2): 131-148.
- [8] Love I, Peria M S M. How Bank Competition Affects Firms' Access to Finance [J]. World Bank Economic Review, 2015, 29 (3): 413-448.
- [9] Allen F, Qian Y, Tu G. Entrusted Loans: A Close Look at China's Shadow Banking System [R]. Cepr Discussion Papers, 2018.
- [10] Zhu X. The Varying Shadow of China's Banking System [R]. University of Toronto Working Papers, 2018.
- [11] 孙国峰, 贾君怡. 中国影子银行界定及其规模测算——基于信用货币创造的视角 [J]. 中国社会科学, 2015 (11): 92-110.
- [12] Gennaioli N, Shleifer A, Vishny R W. A Model of Shadow Banking [J]. Journal of Finance, 2013, 68 (4): 1331-1363.
- [13] Claessens S, Ratnovski L. What is Shadow Banking? [R]. IMF Working Papers, 2014.
- [14] 何平, 刘泽豪, 方志玮. 影子银行、流动性与社会融资规模 [J]. 经济学 (季刊), 2018 (1): 45-72.
- [15] 祝继高, 胡诗阳, 陆正飞. 商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果——基于影子银行体系资金出方的实证研究 [J]. 金融研究, 2016 (1): 66-82.
- [16] Ehlers T, Kong S, Zhu F. Mapping Shadow Banking in China: Structure and Dynamics [M]. Social Science Electronic Publishing, 2018.
- [17] Ahn J H, Breton R. Securitization, Competition and Monitoring [J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 40 (1): 195-210.
- [18] Allen F, Carletti E, Qian J. Financial Intermediation, Markets, and Alternative Financial Sectors [R]. Economics Working Papers, 2012.
- [19] 李波, 伍戈. 影子银行的信用创造功能及其对货币政策的挑战 [J]. 金融研究, 2011 (12): 77-84.
- [20] 裘翔, 周强龙. 影子银行与货币政策传导 [J]. 经济研究, 2014 (5): 91-105.
- [21] Nelson B, Pinter G, Theodoridis K. Do Contractionary Monetary Policy Shocks Expand Shadow Banking? [J]. Journal of Applied Econometrics, 2018, 33 (2): 198-211.
- [22] Gabrieli T, Pilbeam K, Shi B. The Impact of Shadow Banking on the Implementation of Chinese Monetary Policy [J]. International Economics & Economic Policy, 2018 (15): 1-19.
- [23] Giovanni D, Zoltan P. A Model of Shadow Banking: Crises, Central Banks and Regulation [J]. Social Science Electronic Publishing, 2015.
- [24] Craig B R, Dinger V. Deposit Market Competition, Wholesale Funding, and Bank Risk [J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37 (9): 3605-3622.
- [25] 朱晶晶, 张玉芹, 蒋涛. 银行业市场结构影响我国企业信贷约束吗 [J]. 财贸经济, 2015 (10): 117-133.
- [26] 张健华, 王鹏, 冯根福. 银行业结构与中国全要素生产率——基于商业银行分省数据和双向距离函数的再检验 [J]. 经济研究, 2016 (11): 110-124.
- [27] 方芳, 蔡卫星. 银行业竞争与企业成长: 来自工业企业的经验证据 [J]. 管理世界, 2016 (7): 63-75.
- [28] 马君潞, 郭牧炫, 李泽广. 银行竞争、代理成本与借款期限结构——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 金融研究, 2013 (4): 71-84.
- [29] 彭建刚, 王舒军, 关天宇. 利率市场化导致商业银行利差缩窄吗? ——来自中国银行业的经验证据 [J]. 金融研究, 2016 (7): 48-63.
- [30] 刘莉亚, 余晶晶, 杨金强, 朱小能. 竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗? ——中国利率市场化进程的微观证据 [J]. 经济研究, 2017 (5): 131-145.
- [31] 余东华, 马路萌. 中国银行业竞争程度的测度分析——基于PR模型和利率非市场化 [J]. 财贸研究, 2012 (4): 106-111.
- [32] Bikker J A, Haaf K. Competition, Concentration and Their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry [J]. Journal of Banking & Finance, 2002, 26 (11): 2191-2214.
- [33] Weill L. Bank Competition in the EU: How Has It Evolved? [J]. Journal of International Financial Markets Institutions & Money, 2013, 26 (1): 100-112.
- [34] 黄隽, 汤珂. 商业银行竞争、效率及其关系研究——以韩国、中国台湾和中国大陆为例 [J]. 中国社会科学, 2008 (1): 69-86.
- [35] 董楠, 伏霖, 徐思. 直接融资对我国银行业特许权价值的影响——基于 Panzar-Rosse 模型的实证研究 [J]. 国际金融研究, 2017 (6): 65-74.
- [36] Beck T, Demirgüç-Kunt A, Levine R. Bank Concentration, Competition, and Crises: First results [J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30 (5): 1581-1603.
- [37] Khan H H, Ahmad R B, Chan S G. Bank Competition and Monetary Policy Transmission Through the Bank Lending Channel: Evidence from ASEAN [J]. International Review of Economics & Finance, 2016, 44: 19-39.
- [38] 谭之博, 赵岳. 银行集中度、企业规模与信贷紧缩 [J]. 金融研究, 2013 (10): 28-41.
- [39] Sun L, Ford J L, Dickinson D G. Bank Loans and the Effects of Monetary Policy in China: VAR/VECM Approach [J]. China Economic Review, 2010, 21 (1): 65-97.
- [40] Fan L, Yu Y, Zhang C. An Empirical Evaluation of China's Monetary Policies [J]. Journal of Macroeconomics, 2011, 33 (2): 358-371.
- [41] 陈浪南, 田磊. 基于政策工具视角的我国货币政策冲击效应研究 [J]. 经济学 (季刊), 2014 (1): 285-304.
- [42] 金春雨, 张龙. 美联储货币政策对中国经济的冲击 [J]. 中国工业经济, 2017 (1): 25-42.
- [43] 郭豫媚, 陈伟泽, 陈彦斌. 中国货币政策有效性下降与预期管理研究 [J]. 经济研究, 2016 (1): 28-41.

(责任编辑: 韩 娜 张安平)

无形资产价值创造与法律归属不一致问题探究

——来自专利数据的证据

Research on the Inconsistencies of Value Creation

and Legal Ownership of Intangible Assets:

Evidence from Patent Data

黄夏岚 鲁方帆

HUANG Xia-lan LU Fang-fan

[摘要] 文章通过分析 OECD 专利数据库中的国际合作数据, 对照世界主要国家在专利的国内发明外国所有和海外发明国内所有数据, 发现无形资产的价值创造与法律归属不一致的现象广泛存在。欧美发达国家在专利的跨国流动和利用全球研发上都体现出卓越的能力, 特别是其全球研发布局能够实现在价值链分配上的巨大获利。由于专利价值与法律权属的绑定, 中国在越来越多地成为欧美国家海外研发机构地的过程中, 就会因为无法获得与其贡献相匹配的价值而导致税收利益受损。按照 BEPS 提出的无形资产价值创造理论, 分配无形资产的收益将会给中国这样价值创造地国家带来税收利益上的修正。

[关键词] BEPS 无形资产的价值创造 专利数据

[中图分类号] F273.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0057-10

Abstract: By analyzing the international cooperation data in the OECD patent database, the article finds that the value creation of intangible assets is inconsistent with the legal attribution through the comparison of all data of foreign ownership of domestic inventions and domestic ownership of inventions made abroad in major countries in the world. Developed countries in Europe and the United States have demonstrated superior capabilities in the international transfer of patents and in the use of global research and development ability. By locating the global R&D in countries in their disposal, multinational companies of these developed countries achieve huge profit in the distribution of value chains. Due to the binding of patent value distribution and legal ownership, China is becoming a foreign research and development location for Europe and the United States, and its tax benefit is damaged because it cannot obtain the value that matches its contribution. According to the intangible asset value creation theory proposed by BEPS, the income of intangible assets will be adjusted to bring tax benefits to countries like China.

Key words: BEPS Value creation of intangible assets Patent data

[收稿日期] 2018-09-03

[作者简介] 黄夏岚, 女, 1983年5月生, 山东财经大学财政税务学院副教授, 研究方向为国际税收、税收理论与政策; 鲁方帆, 女, 1993年8月生, 就职于德勤华永会计师事务所(特殊普通合伙)北京分所, 高级审计员, 研究方向为国际税收。

[基金项目] 教育部人文社会科学研究青年基金项目“税收政策影响企业生产率的微观机制”(项目编号: 17YJCZH066)。

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

2016年6月2日,诺华集团作为跨国医药巨头在上海投资建设了一个研发中心,上海研发中心是其继美国麻省、瑞士巴塞尔之后的第三个研发中心,也是三个研发中心中规模最大的一个。^①据统计,截至2016年6月底,上海外资研发机构累计已经突破400家。落户上海的外资研发中心中,有30余家为全球研发中心,10余家为亚太区研发中心。例如,通用电气(GE)上海研发中心、诺华上海研发中心、联合利华中国研究院等,均为集团在全球布局的最高层级研发机构。^②除上海外,中国其他地区的跨国企业研发机构数量也在逐年攀升。中国现在是世界上第二大研发投资国,仅次于美国(OECD, 2011^[1])。普华永道针对全球1000家企业进行了“全球创新1000强(2007—2015)”的专题调研,结果显示,在2007年到2015年间,这1000强企业中的外资企业在中国的科研投入增长率是79%,但在美国只有34%。

跨国公司作为世界经济最活跃的因子,其研发中心的全球布局是其全球经营和战略布局的重要方面,而越来越多的跨国企业在中国设立研发中心,更是中国经济和科技实力、市场发展等因素综合作用的结果。跨国研发中心利用东道国的人力物力等资源进行研究与开发,得到的具有高额市场价值的研发成果往往是企业丰厚回报的源泉。而一旦涉及相关利润的分配则跨国公司也往往会进一步利用其全球布局,比如将专利等无形资产的法律权属放在低税率地区甚至国际避税地,从而汇集全球利润,不仅导致东道国的研发价值创造得不到应有利润分配,母国对收取的特许权使用费也征不到相应的税收。据《华尔街日报》报道,微软作为一家收入四分之三都是许可费的公司,正是由于其在爱尔兰设立的分支机构持有其全球创造的知识产权,从而汇集了大部分的全球利润。

在国际税收领域,跨国公司利用其全球研发活动布局减少其税负的做法往往涉及无形资产的转让定价问题。近年来,各国纷纷意识到自己国家的税基受到严重侵蚀,为了应对税基侵蚀和利润转移(简称BEPS)问题给国际税收秩序和各国财政带来

的挑战,二十国集团(G20)委托经济合作与发展组织(OECD)推动国际税收改革,启动了BEPS行动计划,并于2015年10月发布了15项成果报告,其中第8~10项就是关于无形资产转让定价的行动计划。而该无形资产行动计划的总原则,就是要求无形资产转让定价结果与价值创造一致。从价值创造理论来看,现有分配格局正是由于无形资产法律所有权和经济所有权的 inconsistency 导致的。

无形资产在价值创造和法律归属上不一致的问题有哪些表现呢?问题有多严重呢?世界各主要国家特别是中国在无形资产相关价值分配上的格局是怎样的?各自是怎样的地位呢?现有文献还没有从数量上给出可靠的回答。

为此,本文希望能以专利相关数据为例尝试对以上问题给出一些回答。专利作为无形资产的典型代表,是研发的重要成果,在国际上有普遍的法律规范。各国设立的专利局在受理专利申请授权的过程中也积累了丰富的专利数据,相比其他无形资产,专利的国际统计数据为进行定量分析提供了充足的资料。通过数据的分析,不仅可以从专利方面证明在国际税收领域无形资产法律所有权和经济所有权不一致的现象,还可以发现其中的特征以及各主要国家在这类无形资产上的利益格局,为进一步研究这类无形资产的转让定价以及BEPS问题提供基础。

二、理论及文献综述

无形资产的创造涉及跨国公司研发活动的全球布局,无形资产的法律归属则涉及跨国公司的知识产权等无形资产的全球布局。现实中,跨国公司的研发活动和专利等知识产权在地理上分离是一种普遍的情形,形成了无形资产创造和法律归属不一致的问题。

跨国公司集团内部的研发活动和知识产权的全球布局受到各种因素的影响。在国际环境下,除了基础设施、人力资本质量、劳动力和运营成本等非税因素,跨国公司在哪里以及如何进行研发活动、知识产权布局的选址受到各国研发税收激励政策以及其他相关税收政策的影响。最直接的是,居民国和东道国的公司税率会影响公司是否到外国进行研发以及是否将知识产权安排到某个国外的控股公司。此外,对股息

① 资料来源: <http://mt.sohu.com/20160612/n453925212.shtml>。

② 资料来源: <http://www.shanghai.gov.cn/nw2/nw2314/nw2315/nw4411/u21aw1165753.html>。

红利、资本利得、利息以及特许权使用费的预提税（不仅是公司层面的，也包括中间层以及个人债权人或者股东的个人所得税）也会影响相应决策。各国之间的税收协定、居民国和东道国之间的转让定价规则还有成本分摊协议、受控外国公司法规（CFC 规则）、反避税法规等都会对其产生影响。

跨国公司的税收筹划往往会将研发活动安排在相对税率更高的国家，特别是在研发失败概率较高的情况下可以在高税国用亏损冲减应税所得。当然跨国公司也有动力将研发活动安排到有较强研发税收激励的国家来减小整体的税收负担。等研发一旦成功形成专利等知识产权则再安排到低税率国家去，以实现全球税负的降低。

典型的跨国公司研发和专利布局的税收筹划如图 1 所示。

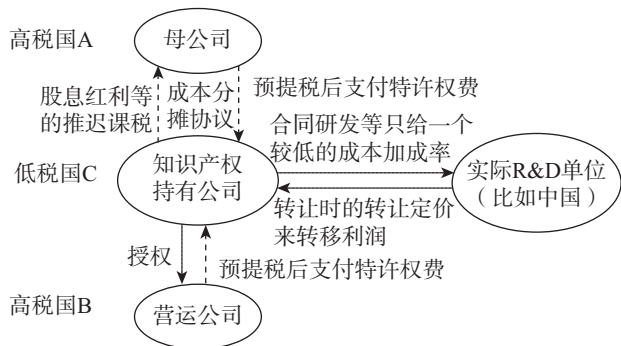


图 1 跨国公司研发和专利布局税收筹划的典型结构

A 国的公司（母公司）注资成立一家全资子公司（专利等知识产权的持有公司）于避税地 C 国，目的是作为资金和知识产权授权的中介。中介公司的资金可以完全由母公司按股权投入，这样可以避免母国借款获得利息收入的所得税，同时方便将资金投入运营分支机构（运营公司）所在的 B 国。在推迟课税的规则下，当中介公司汇集了全球特许权所得利润时，只要不分配就无需在 A 国纳税。这里的知识产权持有公司往往还会作为研发总部，而实际研发单位则布局到其他地区（可能是具有较高研发税收激励政策的国家），比如中国。这里一种方式是通过内部合同安排让实际研发的单位按成本加成获取一个较低的固定利润率，而研发总部则获取专利等无形资产的法律所有权而后通过授权给运营公司也包括母公司等来收取特许权使用费以汇集全球利润。这里的特许权使用费价格也往往是难以估价的。另外一种方式则是通过转让定价以非独立交易价格转让无形资产给

研发总部所在的中介公司，通过扭曲价格来转移利润，由于无形资产公平交易价格获取上的困难而让税局无能为力。还有一种方式就是通过成本分摊协议，这样多家分支机构都可以来分担研发成本和分享专利等的研发成果收益。在合适的安排下，这些成本分摊协议也可以让跨国公司将超过比例的利润安排到低税地区。

此外，由于税收抵免的存在，也需要考虑支付国的预提税和收入国公司税税率的相对关系，税收协定的广泛存在也影响着预提税率。还有 CFC 规则等反避税规则，由于实施 CFC 规则的国家可以在利润不分配的情况下要求对实际低税率的外国收入（包括特许权收入）按母国高税率征税，上述安排也往往会受到 CFC 规则的阻碍。

总之，正是因为专利等知识产权是最有价值的资产，是公司收入的来源，也是公司税基的重要部分，跨国公司对专利等无形资产的生产 and 所得全球布局的税收筹划在降低全球税负上的作用会很大。专利及其他无形资产对跨国公司在转移利润上的策略安排意义重大。而无形资产公平价格确定上的困难使得传统的转让定价方法等反避税规则难以操作实施。为此，无形资产的价值创造理论应运而生。

无形资产的价值创造和法律归属的相关文献主要有两方面：一方面是研发投资的国际化，体现为跨国公司到全球各地建立研发机构或用其他方式利用当地研发能力；另一方面则涉及专利等知识产权的跨国流动。而上述两个方面也会受到税收政策特别是国际税收规则的影响。

在研发国际化问题上，中国在价值链上的不断升级和研发活动的活跃引起了广泛的关注。跨国公司在寻求进入中国市场的时候，会把他们在全球价值链上的更多细分部门包括研发部门置于当地（Brandt 和 Thun, 2010^[2]）。既有的研究更多注重分析跨国公司选择在中国设立研发机构的市场、成本、技术等动机（薛澜等, 2002^[3]；梁正等, 2008^[4]；陈健和徐康宁, 2009^[5]），以及对中国的技术溢出、创新绩效等效应（刘凤朝和马荣康, 2012^[6]；王晓燕等, 2017^[7]）。讨论税收激励与中国企业研发投入关系的研究很多，但却少有研究涉及跨国公司在中国的研发投入是否受税收政策影响等问题。

Palazzi (2011)^[8] 讨论了税收对知识产权跨国流动的影响，知识产权的跨国流入和流出受到税收协

定、预提税和公司税以及外国税收抵免制度、成本分摊协议等的影响。跨国公司的全球知识产权布局也受到税收的影响。跨国公司在其全球税收战略中会特别考虑知识产权的安排,会根据自己的需要安排知识产权的权利归属地,而不管知识产权在哪里创造。一些跨国公司总部以合同研发等的模式让专设的知识产权公司(IP company)来承担研发失败的风险,而自己只支付不高的费用,而后又可以按需要在其分支机构之间转移知识产权(Finnerty等,2007^[9])。另外,跨国公司还会利用成本分摊协议、专利研发激励多的国家先升级换代再内部转让等复杂的交易来避税,而现有的转让定价规则在这方面往往束手无策,因为涉及这类无形资产的转让定价没有客观的可比对象,而只能凭主观判断(Palazzi,2011^[8])。

针对无形资产转让定价的困难,BEPS报告提出了无形资产价值创造的理论,指出在判断跨国公司集团成员是否有权获得以及如何获得无形资产收益时,除了分析无形资产的法律所有权的归属情况,更要着重分析在无形资产的形成和创造价值过程中成员公司是如何执行功能、投入资产和承担风险的(OECD,2015^[10])。韩传模和励贺林(2015)^[11]分析了OECD提出的建议,认为在判断、确认无形资产的收益归属时,要以关联交易的经济实质为切入点(而不是合同安排和法律要件)对无形资产价值创造活动进行全面深刻的分析,按贡献的大小和性质分配利益。

三、专利数据概况

BEPS行动计划提出的无形资产价值创造理论,其核心就是无形资产转让定价的结果要与价值创造相

一致。知识经济的发展使得各个企业更加重视知识产权的申请和维护。专利作为传统无形资产的一种,具有内容丰富、价值大的特点,对产品的市场价值往往具有决定性作用,特别在医药、高科技等研发强度高的行业更具有重要意义,对此各个国家也纷纷出台各种保护专利权的法律以维持此类知识产权活动的有序进行。专利活动作为知识经济最活跃又可见的部分也越来越受到大家的关注。在众多的无形资产中,专利作为代表,数据比较丰富,各国知识产权局每年在专利的申请中获得数据,通过对专利数据的定量分析可以阐明无形资产中法律所有权和经济所有权不一致的问题。

从世界范围来看,各个国家的专利申请活动呈现出连续增长的趋势,每年的专利申请总量都突破新高。但是,整个专利申请还是以发达国家为主导,发达国家每年的专利申请数量占到整个专利申请量的近70%。其中,美国、欧洲专利公约(EPC)成员国、日本、韩国作为专利申请数量最多的四个国家或地区,占到每年专利申请数量的60%左右。中国作为发展中国家的代表,其专利申请数量持续增长,占比不断提高,从表1可以看出,从2006年到2015年,中国专利申请数量从130454件增加到1101854件,占比从8%上升至45%。世界专利申请数据还体现出增长率上此消彼长的趋势,从图2可以看到,中国的专利申请的增长率一直维持两位数的高水平,在2015年专利申请增长率高达31%,而欧洲国家、日本、韩国和美国的专利申请增长平稳缓慢,其中日本大部分年份都呈现负增长,2015年这些国家除韩国有3%的增长率外,都呈现负增长,下降大约1%。

表1 按来源地(第一申请人或发明人的居住地)的全球专利申请数量(2006—2015年) 单位:件

年份	美国	EPC 成员国	日本	中国	韩国	其他	合计
2006	316 361	271 885	476 285	130 454	170 722	127 774	1 493 481
2007	337 017	279 200	461 916	162 591	172 755	116 433	1 529 912
2008	323 097	282 065	458 820	205 595	169 044	170 700	1 609 321
2009	301 518	269 943	412 520	243 993	165 462	150 195	1 543 631
2010	327 169	263 346	406 424	312 507	174 497	141 573	1 625 516
2011	339 488	283 411	416 454	439 293	183 888	138 785	1 801 319
2012	367 418	292 065	418 021	562 667	198 192	153 643	1 992 006
2013	387 191	292 986	393 687	736 644	216 608	163 198	2 190 314
2014	387 287	295 591	382 867	839 122	222 431	159 431	2 286 729
2015	383 348	291 489	378 920	1 101 854	229 374	175 350	2 470 335

数据来源:2016年世界五大知识产权局主要统计报告。

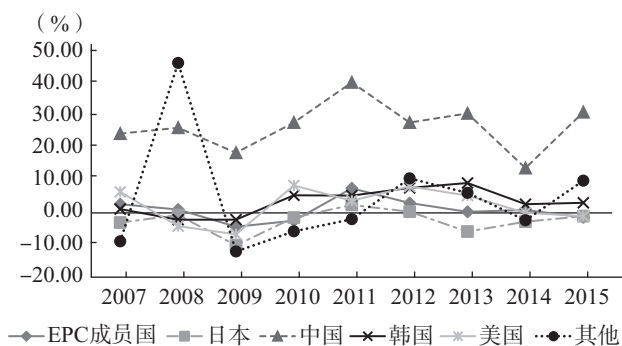


图2 世界主要国家/地区专利申请年增长率

数据来源：2016年世界五大知识产权局主要统计数据报告。

四、来自 OECD 专利数据库的证据

专利作为一种普遍的知识产权形式被人们熟知，但是专利活动又有它的特殊性。个人或者企业一般会在居住地为自己的发明申请专利，只有通过该国的专利申请授权，这项发明才算获得了该国专利法律的保护。申请授权后，发明人可以把专利授权给其他个人或企业使用，从中收取特许权使用费。

从法律角度来说，专利发明人是对发明创造的实质性特点作出创造性贡献的人，但是一般发明人只具有名誉权而不具有财产权，只能变更不能转让；专利申请人是就发明创造向专利局提出申请的人，专利通过授权后就变为专利权人，专利申请人和专利权人可以是个人或单位，他们拥有专利的财产权，可以转让专利也可以通过收取特许权使用费等形式授权其他人使用专利来获取收益。但是按照 BEPS 的无形资产价值创造理论，相关的收益分配需要从经济角度来分析，专利发明人，符合理论上的价值创造者，同时在专利这类无形资产的开发、维护、改造、更新过程中的其他参与者等也是价值创造者，应该按照价值贡献享有专利收益相应的分配。但正因为专利的法律权属一般属于专利申请人，而非上述真正贡献价值的专利发明人和其他价值贡献者，这就能从数据上提供较为详细的事实论证无形资产的价值创造和法律归属的不一致。

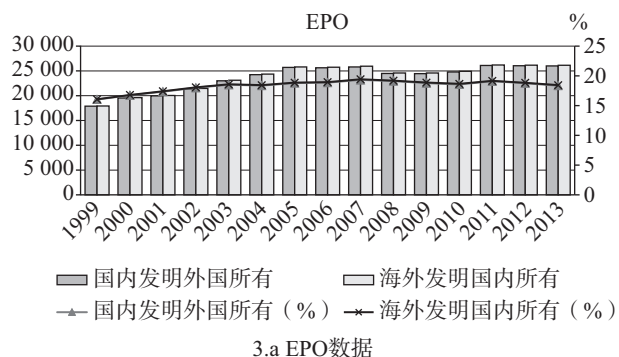
OECD 的专利数据库中统计了来自欧洲专利局 (EPO)、美国专利与商标局 (USTPO) 和专利合作协定 (PCT) 中专利数据的国际合作指标。这些指标主要有 3 类，即国内发明外国所有的专利 (foreign ownership of domestic inventions)、海外发明国内所有的专利 (domestic ownership of inventions made abroad) 和国际合作的专利 (patents with foreign co-inventor (s))。

国内发明外国所有的专利是指国内 A 国是发明者的居住国，而专利的申请却是在外国 B 国，它代表了知识从发明国到申请国的国际流动。海外发明国内所有的专利是指 B 国等海外国家是发明专利者的居住国，然后再回到 A 国国内申请专利，这一定程度上能代表跨国公司利用海外机构进行研发活动，代表研发资金的国际流动。常见的例子如 IBM - 美国在美国申请的一项专利其研发者实际上是 IBM 在德国的实验室。这对美国来说就是海外发明国内所有，而对德国来说就是国内发明外国所有。国际合作专利则是专指在研发创新活动中与外国发明者有国际合作的专利。从上述分类中我们可以发现前两个指标能明确显示出专利在发明和申请上国别的不一致，这就意味着可以表示出专利在价值贡献和法律权属上的国别不一致，这些专利数据可以帮我们厘清这一事实。

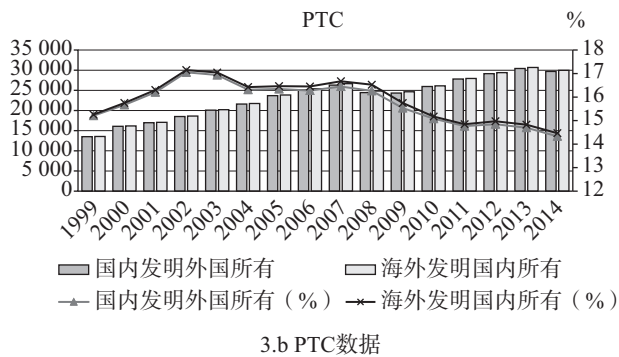
从图 3 可以看出，无论是 EPO，PTC 还是 USPTO 的数据，都显示出了国内发明外国所有和海外发明国内所有两项国际合作专利数据指标的逐年攀升。其中 EPO 数据增长相对较慢，从 1999 年的 17 000 多件增长到 2013 年的 26 000 多件，其占全部专利的比例水平比较稳定，从 16% 增长到 19% 左右。PTC 数据显示了较大的增长，从 1999 年的 13 000 多件，增加到 2014 年接近 30 000 多件，比翻倍还多，但是其占全部专利的比例水平不稳定，从 1999 年的 15% 左右到 2002 年持续增长到 17% 之后开始逐年下降，到 2014 年维持在 14% 左右。USPTO 数据中的两项指标最大，增长也最多，从 1999 年的 23 000 左右持续增长到 2013 年的 58 000 左右，增长了一倍多，其占全部专利的比例也在持续增长，从 10% 左右增长到 16%。从以上数据就能够看到专利在价值贡献和法律权属上国别不一致的情况是持续增长的，其中在美国专利与商标局申请的专利在数量、规模和增长上都更加突出，显示出美国是专利合作的大国。

为了便于进一步比较一些主要国家在专利合作上的情况，我们从上述专利数据库里同样选取了五国 (联盟) 数据，即美国、欧盟 (28 国)、日本、韩国、中国来对照分析。图 4 分别是来自 EPO、PTC 和 USPTO 三个专利局的国内发明外国所有的专利数据。可以看到来自三局的数据都是欧盟和美国大大领先于其他国家。其中：EPO 数据中所有年份上都是欧盟国家的国内发明外国所有专利最多，美国次之。日本高于韩国，中国在早年一直低于日韩，经过历年

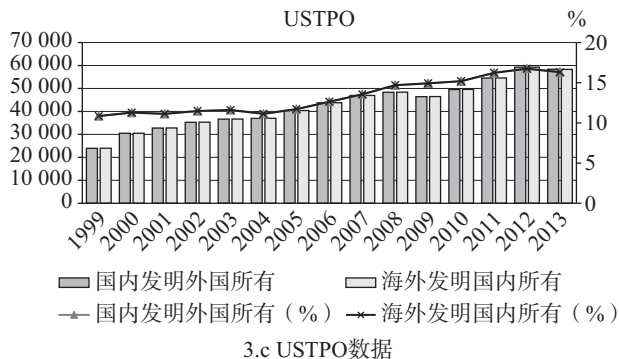
持续上升从2007年开始高于日本。PTC数据规模在三个专利局中最小，欧盟国家在大部分年份比美国略高。日本一直高于韩国，规模比较稳定。中国的趋势和EPO的一致，早年低于日韩，经过持续上升从2007年开始高于日本并维持较高增长。USTPO数据是规模最大的，其中美国在2003年前低于欧盟国家，之后一致维持高位，2011年之后开始下降，到2013又低于欧盟国家。中日韩三国的趋势和前两个专利局的数据类似，只是中国开始高于日本的时间提前到2005年。国内发明外国所有的专利数据代表的是知识的跨国流动，以上数据体现了美国和欧盟在专利发明上和跨国流动上的领先地位，而中国则体现出持续的增长和近年来达到持续高于日韩的水平。



3.a EPO数据



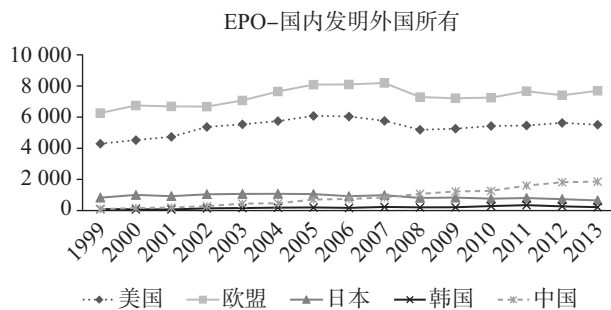
3.b PTC数据



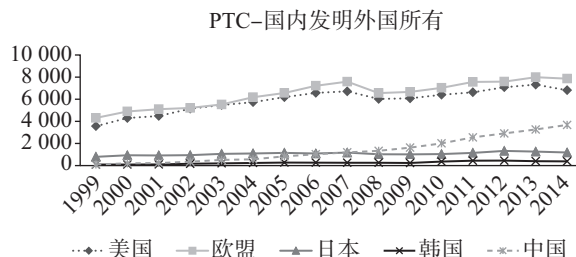
3.c USTPO数据

图3 专利数据中的合作指标——国内发明外国所有和海外发明国内所有

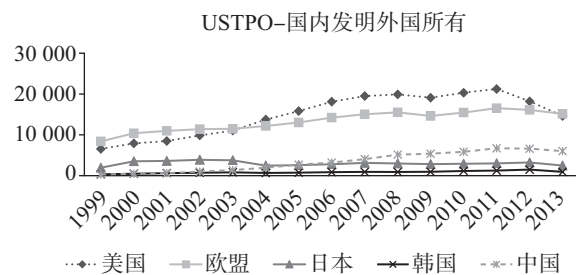
数据来源：OECD 专利数据库。



4.a EPO数据



4.b PTC数据



4.c USTPO数据

图4 国内发明外国所有的专利数据

数据来源：OECD 专利数据库。

图5给出了三个专利局在海外发明国内所有的专利数据。可以看到，欧盟和美国仍然是领先于其他三国。EPO数据中，美国在大部分年份位于最高水平，2009年后和欧盟比较接近。中日韩三国中日本的水平最高，中国次之，最后是韩国。PTC数据中美国在所有年份都最高，且维持了增长的趋势，欧盟次之，中日韩三国水平和EPO数据接近。USTPO的绝大部分数据都比同期各国在EPO和PTC中的规模大，说明这些国家在美国申请的专利数据最大。美国的水平远高于欧盟以及其他国家，可见美国在利用海外机构研发专利上的世界领先地位；欧盟次之；中国在大部分年份都超过韩国，但低于日本，由于持续增长开始越来越接近日本。

上述两组数据体现出欧美发达国家在专利合作上的领先地位，无论是在专利的跨国流动还是在利用海外机构进行专利研发上，美国都体现了最高水平。此

外，中国的持续增长不容忽视，考虑到中国的经济体量，今后超越日本可能比较容易实现，但离欧美发达国家还有较远的差距。

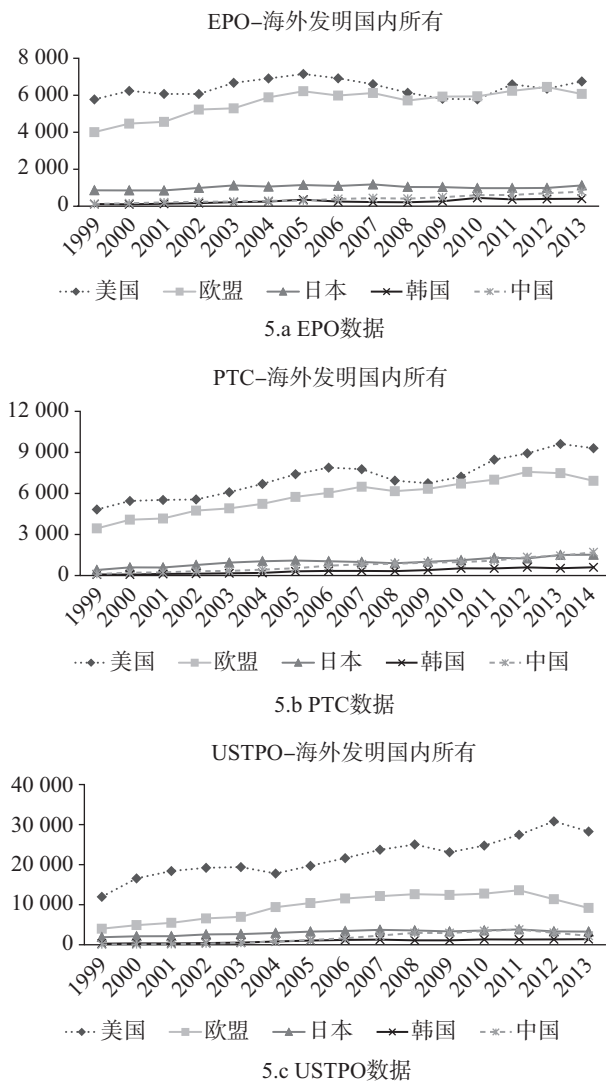


图5 海外发明国内所有的专利数据

数据来源：OECD 专利数据库。

上述数据不仅反映了专利的全球活动比较活跃，也体现出专利价值分配上的问题，即价值创造和法律归属的不一致在几个主要国家也一样比较严重，特别是美国。在国内发明外国所有的专利数据上，中国体现出惊人的增长，以及近年来对日本的超越，这都反映出中国越来越多地成为专利流出国，体现了中国在专利这项无形资产上越来越多地成为价值生产地，但却因没有获得法律权属而无法得到应得的利益分配。海外发明国内所有的专利这项数据显示，这些专利是本国居民申请的，但是海外发明意味着这些专利中的价值创造很大一部分是属于国外发明者的。在这项指

标上则是欧美国家的持续领先。这就意味着这些专利的海外发明者虽是专利价值的创造者，但现实中却往往是专利研发成本的承担者，因为没有法律权属不能获得专利带来的持续收益。在如今的全球价值链活动中，尽管像中国这样的发展中国家通过不断转型，从简单加工制造不断走向产业升级，不断深入到科技研发创新领域，但由于像专利这样的无形资产的价值和法律归属的绑定，原有的价值链分配体系不能体现实际创造者的参与，而导致参与创造价值的这些国家利益受损。如前所述，数据体现出欧美国家在利用海外研发上的卓越能力和持续增长，背后也就是这种价值分配错误格局的进一步加深和扩大。虽然中国利用海外研发的能力也在逐渐增强，但数据显示中国更重要地作为欧美国家的海外研发机构所在地而存在。这就意味着中国作为价值创造参与者在税收利益分配上的持续受损。

这里我们可以发现确保无形资产的转让定价结果和价值创造相一致的重要性。按照 BEPS 行动计划中无形资产转让定价的观点，从专利角度来说，就是应该实现专利发明人也能从无形资产的转让定价中受益，而不是拘泥于法律形式的所有权而忽视专利发明者及其所在国家的利益。按照转让定价原理，在专利发明人和专利申请人属于不同国别时，应该按照对专利的价值贡献分配专利的收益，按一定的方法以分配比例体现价值创造者专利发明者的贡献大小，实现专利发明者国家应得的收益。

总之，从 OECD 专利数据库中可以看到，以专利为代表的无形资产的价值创造与法律归属不一致的现象广泛存在，造成发达国家在价值链分配上的巨大获利，而对于中国这样越来越多地成为欧美国家海外研发机构地的发展中国家来说，就意味着拿不到与其贡献相匹配的价值而受损。为此，应该将 BEPS 行动计划中无形资产的价值创造理论尽快落实于实践，纠正上述的错位。

五、来自中国专利数据库的证据

从上述数据可以看到，中国已然是一个专利大国，在专利申请数量上持续高增长的结果就是终于从 2011 年开始超越了其他四个发达国家地区（见表 1）。一方面，中国作为重要的新兴市场成为跨国公司国际经营活动的一大中心；另一方面，我国政府近年来不断加大对科技发展的扶持力度也促进了

中国科技活动的蓬勃发展。以税收政策为例，研发费用可以加计扣除，拥有一定专利数量的企业经认定为高新技术企业后还可以得到税率优惠等，这些举措也使得中国被越来越多跨国公司选择成为海外研发机构的所在地。

中国专利数据不同于 OECD 在专利国际合作上的统计，没有按照国内发明外国所有和海外发明国内所有这种可以明显区别发明和申请上不一致的专门指标，而是统计了全部的外国向中国申请的专利以及中国向国外及港澳台地区申请的专利数量。这些指标的问题在于，外国向中国申请的专利无法区分专利发明是否在国内。这样就存在两种情况：一种是这项专利发明由跨国公司在中国的研发机构或人员完成，最终申请用跨国公司的总部等外国机构的名义来完成，另一种情况就是这项专利的发明和中国无关，为了在中国的运用得到合法保护而来中国申请。所以该数据中符合第一种情况的才是我们要针对的违背价值创造理论的情况。图 6 显示了 2007 年到 2016 年间外国在中国申请受理的专利数，同时显示了粗略模拟的国内发明外国所有专利数区间。这里参考了图 3 国内发明外国所有的专利在专利总数中的占比水平大约在 10%~19% 的区间^①，即 2007 年的 9 200 到约 17 500 件，至 2016 年的 13 300 到 25 300 件。这样不断上涨的趋势也说明了在中国专利相关的无形资产价值创造和法律归属不一致问题的严重性和扩大趋势。

根据中国知识产权局的统计数据，这些外国向中国申请的专利国别中，除了一向在专利市场上具有较强竞争力的发达国家之外，排名靠前的还包括了一些国际避税地。国际避税地作为专利的申请国别更显示了问题所在。因为国际避税地往往是不太可能进行专

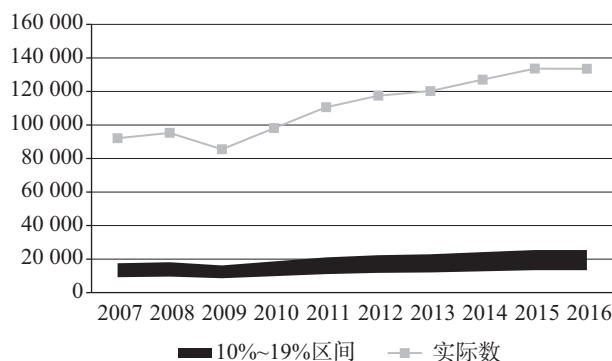


图 6 外国在中国的专利申请受理数

数据来源：中国知识产权局历年专利统计年报。

利生产需要的研发创新等活动的，更可能的情况就是跨国集团为了使专利的收益权留在国际避税地而特别安排其作为申请方将专利的法律权属归集到了这些低税甚至无税的地方，使得专利生产国和其他利润的实现国家都损失了利益。表 2 列示了外国专利在中国的申请受理情况，数量排名按 2016 年数据顺序显示了前 22 名以及其他一些知名避税地的排名。以 2016 年数据为例，开曼群岛的专利申请数量为 3 792 件，排在第 7 位，超过了英国等很多发达国家的水平。而其他的一些著名避税地如维尔京群岛、卢森堡排名也很靠前，位于第 21 和 22 位，还有爱尔兰、列支敦士登、巴巴多斯和百慕大等避税地也都有较大的申请数量。这与 Palazzi (2011)^[8] 的发现具有相似性，通过对世界国际专利局 (WIPO) 数据中主要国家在 2005—2007 年间的专利申请数量中发明者不是该国居民的数量和比例的对照，发现那些有极高外国发明比例国家和地区往往是一些基本不可能有研发活动的避税地，以此来说明跨国公司全球知识产权布局背后的避税动机。

表 2 外国专利在中国的申请受理情况 (1985—2016 年)

排序	国家和地区	总累计	1985—2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
1	日本	610 359	372 763	45 228	49 678	48 537	47 547	46 606	45 151
2	美国	432 852	250 577	32 023	33 556	34 421	38 997	43 278	41 736
3	韩国	147 747	83 787	9 860	10 793	12 916	13 994	16 397	17 560
4	德国	168 722	92 878	13 096	14 552	15 925	16 026	16 245	16 641
5	法国	64 390	38 447	4 575	5 128	5 126	5 460	5 654	5 775
6	瑞士	47 554	28 076	3 293	3 545	3 926	4 276	4 438	4 450

① 图 3 显示的三家专利机构的国内发明外国所有的专利申请数占专利总数的比例区间分别是：EPO (16%~19%)、PTC (14%~17%)、USPTO (10%~16%)。

续前表

排序	国家和地区	总累计	1985—2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
7	开曼群岛	8 743	1 368	691	805	699	1 764	3 416	3 792	
8	荷兰	51 886	35 771	3 473	3 035	2 888	3 324	3 395	3 551	
9	英国	35 256	22 547	2 275	2 273	2 455	2 674	3 032	3 113	
10	瑞典	27 823	17 205	1 963	1 988	2 119	2 337	2 211	2 461	
11	意大利	26 125	16 204	1 815	2 020	1 992	1 978	2 116	2 430	
12	加拿大	15 148	9 032	1 191	1 352	1 237	1 183	1 153	1 157	
13	芬兰	16 914	10 803	1 076	1 255	1 222	1 333	1 225	1 148	
14	新加坡	6 506	2 959	645	651	680	696	875	1 103	
15	奥地利	8 745	4 206	697	759	951	1 062	1 070	1 054	
16	丹麦	11 420	6 501	937	884	1 061	1 025	1 012	1 051	
17	澳大利亚	12 987	8 480	867	957	876	919	888	927	
18	以色列	7 094	3 564	634	686	669	764	777	919	
19	比利时	8 239	4 702	669	693	698	732	745	805	
20	西班牙	6 368	3 750	525	548	533	497	515	541	
21	维尔京群岛	4 031	2 328	286	386	443	270	318	395	
22	卢森堡	2 181	915	215	187	227	324	313	348	
其他著名 避税地	25	爱尔兰	2 216	1 166	176	213	213	244	204	242
	30	列支敦士登	1 896	1 235	155	135	105	112	154	176
	32	巴巴多斯	1 085	415	106	99	152	178	135	125
	35	百慕大群岛	1 207	566	121	129	155	134	102	83

数据来源：中国国家知识产权局历年专利统计年报。

六、总结

通过分析专利数据我们发现，以专利为代表的无形资产的法律权属与经济权属不一致的现象在世界主要国家普遍存在，而欧美发达国家在研发国际化和利用全球的研发能力上表现十分突出，这也是他们能够在国际竞争中维持高竞争力的重要手段。其跨国公司专利的全球布局也往往存在着避税动机。而中国虽然也在快速走向研发国际化的道路，但随着产业链的升级，还是处于研发能力被利用而不能获得相应价值分配的格局中。中国在三大专利局的国内发明外国所有的专利数量不断增长，份额不断增大就是证据。国际避税地作为专利申请国的现象也进一步证明了跨国公司在专利布局上的税收筹划安排。

跨国经济活动迅猛发展的今天，以专利为代表的无形资产法律权属与经济权属的不一致问题带来了越来越多的负面影响。无形资产价值创造和法律归属的不一致下，跨国公司的大量利润可以汇集到低税率的国家和地区去实现并积累。特别是科技、医药等价值主要依赖于专利等知识产权的跨国公司，其实际低税

率的实现就是主要依赖于这些无形资产的创造和布局的筹划安排来实现的。这些跨国公司极低的实际税负，带来一系列严重后果。首先，居民国和东道国的双重不征税是对相应国家税基的严重侵蚀。由于专利等无形资产价值的评估困难，上述安排下的税收流失程度也往往更难估算。其次，为了吸引投资各国而竞相降低税率、提供税收优惠政策等的有害税收竞争也会造成贸易和投资的扭曲，同时加深对其他国家税基的侵蚀。最后，在当前国际经济环境下，税收领域的国际冲突事件频发，国际税收领域的秩序被破坏，各国在税收上的合作和协调困难重重。比如最著名的就有近年欧盟对苹果的裁定，要求其向爱尔兰政府补缴130亿欧元税款的巨额处罚事件。

跨国企业大多来自于发达国家，这些跨国企业活跃在世界各地，通过分工和全球配置资源达到利益最大化。随着发展中国家市场的不断开拓，科技和经济实力日益增长，跨国企业对这些新兴市场在全球资源的配置开始有了更多的考虑，开始出现上文所述的例如在中国建立研发中心或者其他形式利用中国研发实力的布局。以专利为例，为了更好地开发新兴市场，

跨国企业通常需要在当地进行市场调研,开发出符合当地需求的产品,跨国企业雇用当地的人才进行发明创造,开发完成后跨国公司进行专利权利的申请时却往往不会在开发专利的国家或地区,而是考虑全球布局放到低税率地区甚至国际避税地。跨国公司在利用新兴市场的人力物力进行价值创造的同时,再巧妙地利用专利法律权属的全球布局将最终利润很少部分分配到新兴市场地区,大部分地留在低税率国家或地区甚至国际避税地以实现其全球税负的降低。而这正是原有国际税收规则下难以处理的,也是当前 BEPS 计划中力图重点解决的问题。

正是在此背景下, BEPS 开创性地提出了无形资产价值创造理论,希望无形资产转让定价结果与价值创造相一致,强调通过分析无形资产的形成和创造价值过程中成员公司是如何执行功能、投入资产和承担风险来确定各方的实质贡献,并按照贡献性质和大小分配利润。BEPS《无形资产转让定价报告》中将开发、提升、维护、保护和利用并列为创造无形资产价值的五大环节,让其中有贡献的都应该得到相应的利益分配。按照这样的原则分配无形资产的收益将会给

中国这样的价值创造地国家带来税收利益上的修正,并对研发活动产生更大的激励。由于无形资产的价值确定仍然是难点,实践中如何实现按贡献分配仍然缺乏可操作的规则。但从指导原则上可以看到,无形资产涉及的利益分配仍然有赖于各国之间的合作和协调,有赖于透明度的加强。任何国家的单边行动都不利于该国际税收问题的解决。在各国政府广泛关注无形资产收入低税的事实下,美国最新的《减税与就业法案》规定从 2017 年 12 月 31 日起对全球无形资产低税收入征税。这项新的全球无形资产低税收入(GILTI)的征税规定就是针对科技公司的知识产权产生的无形资产所得的征税,正是因为美国政府认为这部分收入税率过低,所以不论这些全球无形资产低税收入是否已经实际分配,美国政府都要求受控外国公司(CFC)的美国股东要把这些全球无形资产低税收入(GILTI)包含在纳税年度的总收入中。美国的单边行动将不利于无形资产价值创造和法律归属不一致问题的解决。BEPS 倡导的国际合作和协调才是可行之道。

参考文献

- [1] OECD. Technology and Industry Scoreboard 2011 [M]//OECD Science. OECD Publishing. doi: 10.1787/sti_scoreboard-2011-en. 2011.
- [2] Brandt L, Thun E. The Fight for the Middle: Upgrading, Competition, and Industrial Development in China [J]. World Development, 2011, 38(11), 1555-1574.
- [3] 薛澜, 沈群红, 王书贵. 全球化战略下跨国公司在华研发投入布局——基于跨国公司在华独立研发机构行业分布差异的实证分析 [J]. 管理世界, 2002 (3): 33-42.
- [4] 梁正, 薛澜, 朱琴, 朱雪祎. 研发全球化与本土知识交流: 对北京跨国公司研发机构的经验分析 [J]. 世界经济, 2008, 31 (2): 3-16.
- [5] 陈健, 徐康宁. 跨国公司研发全球化: 动因、地域分布及其影响因素分析 [J]. 经济学 (季刊), 2009, 8 (3): 871-890.
- [6] 刘凤朝, 马荣康. 跨国公司在华专利活动的技术溢出效应 [J]. 管理学报, 2012 (9): 1343-1348.
- [7] 王晓燕, 俞峰, 钟昌标. 研发国际化对中国企业创新绩效的影响——基于“政治关联”视角 [J]. 世界经济研究, 2017 (3): 78-86, 135.
- [8] Palazzi P. Taxation and Innovation [R]. OECD Taxation Working Papers, No. 9, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/5kg3h0sf1336-en>.
- [9] Finnerty C, Merks P, Petriccione M, Russo R. [M]. Fundamentals of International Tax Planning, 2007.
- [10] OECD. OECD/G20 Base Erosion and Profit Shifting Project [M]//Guidance on Transfer Pricing Aspects of Intangibles. 2015.
- [11] 韩传模, 励贺林. 对 BEPS 最新发展趋势的研析——基于价值创造与无形资产收益权归属视角 [J]. 税务研究, 2015 (1): 106-112.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

股权激励与过度投资：激励力度的门槛效应

Equity Incentive and Overinvestment: The Threshold Effect of Incentive Intensity

孙凤娥 田治威 陈丽荣

SUN Feng-e TIAN Zhi-wei CHEN Li-rong

[摘要] 理论上,股权激励能够缓解代理问题,达到抑制过度投资的目的,但实证中,不同研究者的研究结论却存在诸多分歧。笔者以2012—2016年A股上市公司为样本,从管理者主观感知的激励力度视角出发,利用面板门槛效应模型,实证检验了股权激励对过度投资的非线性影响。研究结果表明:影响股权激励力度的管理层持股水平、管理层货币薪酬水平以及企业业绩,均对股权激励的过度投资抑制作用存在单门槛效应;只有在管理层持股水平低于门槛值、管理层货币薪酬水平高于门槛值、企业业绩(净资产收益率)高于门槛值时,股权激励才能有效发挥其抑制过度投资的作用。为设计更好的激励机制,笔者提出了相应的政策建议。

[关键词] 股权激励 过度投资 激励力度 门槛效应

[中图分类号] F275.5 F243.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0067-09

Abstract: In theory, equity incentive can alleviate agency problem, thus inhibit excessive investment behavior. But in the empirical perspective, different researchers have different conclusions. Taking A-share listed companies from 2012 to 2016 as samples, we start from the perspective of managers' subjective perception of incentive strength, using the panel threshold effect model, the authors empirically examine the non-linear effects of equity incentive on overinvestment. The results show that: the management shareholding level, the management monetary compensation level and the enterprise performance all have the single threshold effect on the overinvestment inhibition of equity incentive; only when the shareholding level of the management is lower than the threshold value, the natural logarithm of monetary compensation level of the management is higher than the threshold value, and the corporate performance (ROE) is higher than the threshold value, equity incentive can play an effective role in restraining overinvestment. In order to design a better incentive mechanism, the authors put forward some policy suggestions.

Key words: Equity incentive Overinvestment Incentive intensity Threshold effect

[收稿日期] 2018-08-14

[作者简介] 孙凤娥,女,1988年9月生,北京林业大学经济管理学院副教授,研究方向为财务行为与财务绩效、科技创新管理;田治威,男,1958年5月生,北京林业大学经济管理学院教授,研究方向为会计理论与实务;陈丽荣,女,1962年5月生,北京林业大学经济管理学院副教授,研究方向为会计理论与实务。

[基金项目] 全国统计科学研究重点项目“贸易开放对区域创新效率的影响效应研究”(项目编号:2018LZ31)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

投资决策是决定企业价值增值能力的重要一环,然而,经理人与所有者间的代理问题可能会导致过度投资。首先,经理人可能进行“帝国建造”(Jensen, 1986^[1]),将公司规模扩张至超过最优规模,以获取更多控制权,增大自身的影响力和替代成本,享受与公司扩张速度勾连的奖金。其次,自由现金流刺激了经理人的在职消费冲动,使其可能将自身利益凌驾于股东利益之上,站在自利的角度投资于净现值为负的项目。为解决代理问题,理论和实践中提出了诸多完善公司约束机制和激励机制的措施,股权激励是其中的重要组成部分(Jensen和Murphy, 1990^[2]),具体包括股票期权、限制性股票、股票增值权等。

股权激励能否有效缓解代理问题,减少管理者的过度投资?国内外众多学者对此展开实证研究并发现,相比非股权激励公司,推出股权激励方案的公司能有效减少代理成本(Depken等, 2006^[3]; Tzioumis, 2008^[4]),抑制投资过度行为(吕长江和张海平, 2011^[5]; 彭耿和廖凯诚, 2016^[6])。但也有学者提出,股权激励的实施导致管理者财富随企业环境的不确定增加而增长,使得薪酬合约呈现“凸”性,进而降低管理者的风险厌恶、增加投资(Ross, 2010^[7])。因此,实施股权激励制度反而使得公司更容易出现过度投资行为(唐雨虹等, 2017^[8]; 汪健等, 2013^[9])。还有一些学者通过研究得出,股权激励对过度投资的影响不显著(罗付岩, 2013^[10])。由此可见,股权激励并不一定能够抑制过度投资。那么,股权激励在何种情况下是无效的?其无效的原因何在?虽然已有学者从股权激励动机、公司治理、盈余操纵等多个视角对其原因展开探讨,但却忽视了管理者非理性带来的影响。在不同情形下,即使股东付出同样的股权激励成本,管理者主观感知到的激励力度也可能是不同的,激励效果也会有所差异。只有当管理者感知到的激励力度跨过一定门槛时,股权激励才能有效发挥其抑制过度投资的作用。为此,本文首先从管理者非理性视角出发,探讨由管理者持股水平、管理者货币薪酬水平、企业业绩决定的主观激励力度对股权激励过度投资抑制效应的影响机理,然后,以2012—2016年A股上市公司为样本,采用面板门槛回归模型,实证检验股权激励对过度投资的非线性影响。这不仅能够为现有的研究争论提供新的研究视角和理论解

释,也可为上市公司管理层激励计划的制定提供参考。

二、理论分析与研究假设

理论上,股权激励可通过协调股东与管理者的长期利益来抑制管理者的过度投资行为,但大量经验研究却表明,股权激励对过度投资没有影响,甚至加重了管理者的过度投资倾向。对此,诸多学者尝试从多种视角寻找原因。陈效东等(2016)^[11]从股权激励的动机角度对此问题进行了解释,他们认为,股权激励是否有效取决于股权激励的动机是激励型、福利型还是赎买型,福利型和赎买型动机的股权激励计划不仅不会降低代理成本,反而会导致公司的非效率投资进一步恶化。Bebchuk和Fried(2003)^[12]站在公司治理的视角解释股权激励失效的原因,认为权力较大的管理者可自定薪酬激励契约,降低行权条件,从而降低股权激励的作用。汪健等(2013)^[9]则从盈余操纵的视角探讨这一问题,认为股权激励计划实施后,由于管理者面临行权约束,为了达到规定的行权条件,其有动机对经营活动和投资活动进行操纵,因此,有可能出现过度投资行为。综上,虽然研究这一问题的视角众多,但几乎都站在管理者“理性人”的角度进行探讨,忽略了由管理者主观感知价值偏差导致的激励力度不足的影响。

导致股权激励计划效果不佳的原因可能在于,股权激励力度未达到管理者的主观期望水平。根据传统期望价值理论,股权激励力度的高低应主要取决于客观的股权激励期望价值(V_{os})与过度投资期望价值(V_{oo})的大小。当 $V_{os} \geq V_{oo}$ 时,股权激励便能够发挥抑制过度投资的作用。但现实中存在与此不符的情况,即使 V_{os} 足够高,管理者仍可能进行过度投资,传统期望价值理论对此缺乏解释力。究其原因,可能在于管理者是“非理性的”,其往往根据自己的感知能力和决策能力来对股权激励价值做出判断(Kahneman和Tversky, 1986^[13]),进而导致其对股权激励的主观感知价值偏离其客观期望价值,最终导致激励非有效。

在管理者“非理性”假设下,本文试图构造一个过度投资价值函数(V_s),探讨在 $V_{os} \geq V_{oo}$ 且二者相差不悬殊的情况下,股权激励的过度投资抑制作用失效的原因,进而探讨哪些因素影响了管理者对股权激励的主观感知价值,以及在何种条件下,股权激励

能够达到有效的激励力度。

过度投资可能导致企业业绩下降，进而达不到股权激励行权条件。因此，管理者是否过度投资主要取决于其对股权激励价值与过度投资价值的权衡比较。过度投资的最直接效应是实现企业规模扩张，进而给管理者带来薪酬提升的好处（杨瑞龙和刘江，2002^[14]），即过度投资规模（*overi*）越大，管理者货币薪酬提升数额（*MI*）越大。通常，通过规模扩张所能实现的薪酬上升空间与管理层当前薪酬水平（*M*）的高低呈负相关关系。即：*MI*为*overi*、*M*的函数，且 $MI'(overi) > 0$ ， $MI'(M) < 0$ 。假定管理者主观感知的由货币薪酬提升带来的价值为 V_m ，为*MI*和*M*的函数，即 $V_m(MI(overi, M), M)$ 。通常，*MI*越大， V_m 越大；*MI*一定时，货币薪酬基数较小的管理者感知到的价值提升幅度更大，即 $V'_m(MI) > 0$ ， $V'_m(M) < 0$ 。由此可得： $V'_m(overi) > 0$ ， $V'_m(M) < 0$ 。假设过度投资给管理者带来的其他利益价值为 V_e ，包括控制权范围扩大、超额在职消费等。综上，过度投资给管理者带来的主观感知价值提升 $V_{so} = V_m + V_e$ ， V_{so} 随着*M*的提高而降低。由此，可进一步得出 V_{so} 与 V_{oo} 的关系：当*M*较高（高于 M_0 ）时， $V_{so} < V_{oo}$ ；相反，当*M*较低（低于 M_0 ）时， $V_{so} > V_{oo}$ ，如图1所示。

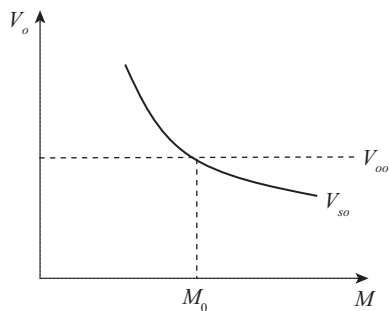


图1 过度投资价值与管理者当前薪酬水平关系图

股权激励能够给管理者带来的主要收益为：如果采取限制性股票方式，在企业经营业绩达到行权要求时，管理者可获得相应股权；如果采取股票期权方式，当行权价低于当前股价时，股东行权可获得资本利得。以股票期权为例，假定行权时的股票市场价与行权价差额为*PV*（ $PV > 0$ ）、股票期权的客观价值为 V_{oes} 、管理者的主观感知价值为 V_{ses} 。通常，*PV*越高， V_{oes} 、 V_{ses} 越大，但 V_{ses} 还受到管理者心理参照点的影响。参照依赖理论认为，人们判断某种情境下的决策是获益还是损失，是由特定的参照点决定的

（Kahneman 和 Tversky，1979^[15]）。Holte 等（2016）^[16]便以当前收入水平为参照点，通过实验检验了医师收入的参考依存性，并得出医师的收入偏好决定了其“绩效薪酬”和其他激励计划的有效性。同理，管理者对股权激励力度的判断也由其所选取的参照点决定。何者可被视为参照点？Kahneman 和 Tversky（1979）^[15]认为，决策者的现状可被当作是默认参照点。Yates 和 Stone（1992）^[17]根据参照点的特点进一步将其分为现状参照点（如当前财富状况）和非现状参照点（如目标绩效等）。另外，有学者提出了多参照点概念，如 Wang 和 Johnson（2012）^[18]提出存在“底线、现状和目标”三参照点。由此可见，当前现状是最普遍的参照点。股权激励计划制定后，管理者会将当前持股比例（ R_s ）作为判断股权激励力度的基本参照点之一。股权激励给管理者带来的价值具有敏感性递减的特点，即边际价值随管理者现有财富的增加而减少（Borger 和 Fosgerau，2008^[19]）。在 R_s 为零或较低时，股权激励给管理者带来的边际价值较高，而在 R_s 较高的情况下，股权激励的边际价值将大大降低，也就是说， $V'_{ses}(R_s) < 0$ 。综上可得 V_{oes} 、 V_{ses} 间的关系：当 $R_s > R_{s0}$ 时， $V_{ses} < V_{oes}$ ；相反，当 $R_s < R_{s0}$ 时， $V_{ses} > V_{oes}$ ，如图2所示。

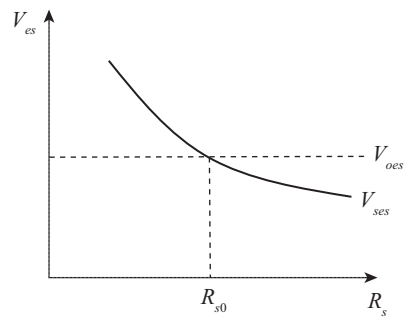


图2 股权激励价值与管理者持股水平关系图

管理者主观感知的股权激励价值（ V_{ss} ）还取决于股权激励的行权概率（ P_b ），而股权激励能否行权主要取决于公司未来能否实现股东设定的业绩目标。管理者如何判断能否达到业绩目标呢？根据“经验法则”，在面对复杂问题时，人们往往可能依靠过去的信息或经验来进行决策，依据过去的趋势对未来的走势进行估计（Shiller，1988^[20]）。这种“趋势追逐”倾向驱使管理者参照过去的业绩水平（*roe*）来判断未来达到行权目标的可能性（ P_{ob} ）。通常，*roe*越高， P_{ob} 越高；*overi*越高， P_{ob} 越低，即 $P'_{ob}(roe) > 0$ ， $P'_{ob}(overi) < 0$ 。前景理论认为，当人们面临额外的财富

收益时,会选择风险规避,而面临可能的财富损失时,会选择积极地面对风险(Tversky和Wakker,1995^[21])。P_{ob}较高意味着,在最优投资规模下,管理者有较高的概率获得股权激励,过度投资反而可能导致股权激励的丧失,即管理者面临正向绩效反馈(Iyer和Miller,2008^[22])。此时会产生“确定效应”(Machina,1987^[23]),管理者会高估确定性收益,低估风险收益,表现为盈利区域的风险规避。该情形下,管理者会尽量避免过度投资,即当P_{ob}超过某一水平(P_{ob0})时,P_{sb}与overi呈反向关系。P_{ob}较低意味着,不论管理者是否过度投资,行权概率均较低,此时会产生“反射效应”。“反射效应”意味着损失区域的风险偏好,在这种情形下,管理者会认为通过过度投资“搏一把”反而可能提高行权概率,即当P_{ob}<P_{ob0}时,P_{sb}与overi呈正向关系。由此可得P_{sb}与overi的总体关系为 $\begin{cases} P'_{sb}(overi) < 0, P_{ob} > P_{ob0} \\ P'_{sb}(overi) > 0, P_{ob} \leq P_{ob0} \end{cases}$ 。由前文可知,P'_{ob}(roe)>0,也就意味着存在roe₀,令P_{ob}(roe)=P_{ob0},即 $\begin{cases} P'_{sb}(overi) < 0, roe > roe_0 \\ P'_{sb}(overi) > 0, roe \leq roe_0 \end{cases}$ 。进一步可得P_{sb}、P_{ob}的关系:当roe>roe₀时,P_{sb}<P_{ob};当roe<roe₀时,P_{sb}>P_{ob},如图3所示。

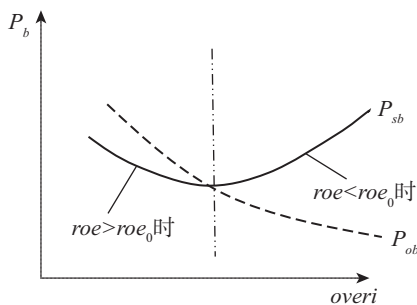


图3 股权激励行权概率与过度投资、当前业绩水平关系图

综上,可得管理者“非理性”时,过度投资价值函数V_s:

$$V_s = V_{so} - V_{ss} \quad (1)$$

管理者为“理性人”时,过度投资价值函数V_o:

$$V_o = V_{oo} - V_{os} \quad (2)$$

其中,根据前文分析可知:

$$V_{ss} = V_{ses} \times (1 - P_{sb}); V_{os} = V_{oes} \times (1 - P_{ob}) \quad (3)$$

将式(3)代入式(1)、式(2)可得:

$$V_s = V_{so} - V_{ses} \times (1 - P_{sb}); V_o = V_{oo} - V_{oes} \times (1 - P_{ob}) \quad (4)$$

本研究的前提假设是V_{os}≥V_{oo}且V_{os}、V_{oo}相差不大悬殊,即V_o≤0。只有在V_s≤0时,股权激励才能有效抑制管理者的过度投资。结合上述分析:在V_{ss}=V_{os}条件下,当M<M₀时,V_{so}>V_{oo},从而可能导致V_{s}>0,此时,股权激励失效。在V_{so}=V_{oo}、P_{sb}=P_{ob}条件下,当R_{s}>R_{s0}时,V_{ses}<V_{oes},由此导致V_{ss}<V_{os},进一步可能导致V_{s}>0。在V_{so}=V_{oo}、V_{ss}=V_{os}条件下,当roe<roe₀时,P'_{sb}(overi)>0,股权激励非但不会抑制过度投资,反而会促进过度投资。}}}}}}}}}}}

综合上述分析,提出本文研究假设:

H1: 只有在管理层持股水平低于某临界值时,股权激励计划才能有效发挥激励效应,减少过度投资。

H2: 只有在管理层货币薪酬水平跨过一定门槛时,股权激励抑制过度投资的作用才能得以有效发挥。

H3: 当盈利水平超过某一门槛值时,股权激励能有效抑制过度投资;而在盈利水平低于该门槛值时,股权激励反而会促进过度投资。

三、研究设计

(一) 模型设定与变量选取

1. 过度投资测度模型。

本文参照Richardson(2006)^[24]的预期投资模型对过度投资进行测度。企业总投资支出包括两部分:维持性投资支出、新增投资支出。维持性投资支出是维持现有投资规模下企业正常运转的支出,可根据企业折旧和摊销计算。新增投资支出是企业扩大规模时对新增项目的支出,可分为两部分,一部分是根据企业发展能力、企业规模、资本结构、现金流等测度的企业最优投资规模,另一部分为残差项,模型中将其视为非效率投资。具体模型设定如下:

$$\begin{aligned} invest_{it} = & \beta_0 + \beta_1 growth_{i,t-1} + \beta_2 lnsiz_{i,t-1} \\ & + \beta_3 lev_{i,t-1} + \beta_4 liq_{i,t-1} + \beta_5 age_{i,t-1} \\ & + \beta_6 ret_{i,t-1} + \beta_7 invest_{i,t-1} + \sum year \\ & + \sum ind + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

其中,invest_{it}为i公司t期的投资支出,invest_{it}= (构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+购买子公司及其他营业单位支付的现金-处置子公司及其他营业单位收到的现金-固定资产折旧-无形资产和其他长期资产摊销)/总资产平均余额;

$growth_{i,t-1}$ 代表企业发展能力,选取主营业务收入增长率作为代理变量; $lnsize_{i,t-1}$ 代表公司规模,以总资产平均余额的自然对数表示; $lev_{i,t-1}$ 表示资产负债率; $liq_{i,t-1}$ 表示公司流动性,以 $t-1$ 期货币资金除以总资产平均余额表示; $age_{i,t-1}$ 代表上市年龄; $ret_{i,t-1}$ 代表个股回报率。此外,控制了行业和年度。如果回归残差项为正,表示过度投资;如果残差项为负,表示投资不足。

2. 股权激励与过度投资面板门槛模型。

为检验股权激励对过度投资的非线性影响,本文设定模型(6):

$$\begin{aligned}
 overinvest_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 stock_{it}(q_{it} \leq \gamma_1) \\
 & + \alpha_3 stock_{it}(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) \\
 & + \alpha_4 stock_{it}(q_{it} > \gamma_2) + \mu_{it}
 \end{aligned} \tag{6}$$

其中: $overinvest_{it}$ 表示过度投资,以模型(5)回归正的残差项作为代理变量。 $stock_{it}$ 表示股权激励哑变量,如果公司发布了股票期权、限制性股票、股票增值权等股权激励计划,取值为1,否则,取值为0。 q_{it} 表示门槛变量,具体包括管理层持股比例($mshare$)、管理层货币薪酬水平($lnpay$)、企业业绩(roe)。管理层货币薪酬水平为董事、监事、总经理、副经理、财务负责人和公司章程规定的其他高管人员的货币薪酬总额,为了消除异方差,并减少数据的波动,后文回归中对其进行对数化处理。考虑到股权激励的行权条件通常围绕股东利益设定,故选取净资产收益率作为企业业绩的代理变量。 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 分别表示门槛值。 X_{it} 为控制变量,借鉴前人研究成果,主要选取企业规模($lnsize$)、成长性($tobinq$)、现金流水平($cash$)、资本结构(lev)、机构持股(is)、董事会规模($board$)作为控制变量。企业规模以总资产平均余额的自然对数衡量,企业规模越大,管理者控制的资源越多,过度投资倾向越严重,预期回归系数符号为正。企业成长性以Tobin-Q值衡量,企业成长性越强,说明企业处于快速发展期,投资需求越大,过度投资可能性越大,预期回归系数符号为正。现金流水平以经营活动产生的现金流量净额与期初总资产的比值衡量,企业现金流越充裕,自由现金流水平越高,管理者越便于采取过度投资等自利行为,预期回归系数符号为正。资本结构以资产负债率衡量,企业负债水平越高,管理者受到的来自债权人的监督越强,越能够抑制管理者的过度投资行为,预期回归系数符号

为负。机构持股以机构投资者持股比例衡量,机构投资者持股比例越高,来自机构投资者的有效监督越能阻碍管理者采取过度投资等自利行为,预期回归系数符号为负。 μ_{it} 为残差项。

(二) 样本与数据来源

门槛效应模型的估计要求采用平衡面板数据,如果选择的样本期较长,则由关键数据缺失导致的样本损失量较大,此外,考虑到数据的可得性,本文选取2012—2016年我国沪深交易所全部A股上市公司作为研究样本。样本筛选主要遵循以下标准:(1)剔除金融类上市公司;(2)剔除财务状况异常的ST、*ST类上市公司,以避免财务信息质量和异常值影响实证结果;(3)剔除关键数据缺失的样本。由此构造了共包含4125个观察值的平衡面板数据样本,具体数据清洗过程如表1所示。本文的基础数据主要来自国泰安(CSMAR)、Wind资讯数据库、同花顺iFinD金融数据终端。

表1 样本数据清洗过程

过度投资测算样本筛选说明	
基础样本量	13 575
剔除金融类上市公司后样本量	13 257
剔除ST、*ST公司后样本量	12 766
剔除数据缺失公司后样本量	9 655
股权激励对过度投资门槛效应检验样本说明	
基础样本量	9 655
剔除管理层持股比例缺失公司后样本量	9 435
剔除管理层货币薪酬数据缺失公司后样本量	5 705
剔除Tobin-Q值缺失公司后样本量	5 550
剔除数据不平衡公司后样本量	4 125

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表2为主要变量描述性统计结果。 $overinvest$ 的均值为0.0355,表明样本公司过度投资额占总资产平均余额的比重达到了3.55%。 $overinvest$ 的标准差为0.1731,说明样本公司间在过度投资方面存在较大差异。 $stock$ 的均值为0.1464,表明仅有14.64%的企业实施了股权激励计划。 $lnpay$ 、 $mshare$ 、 roe 的标准差分别为0.7135、19.7337、0.1359,均较高,说明样本公司在管理层货币薪酬、管理层持股水平、企业业绩间均存在较大差距。

表 2 主要变量描述性统计

统计量	<i>overinvest</i>	<i>stock</i>	<i>lnpay</i>	<i>mshare</i>	<i>lnsize</i>	<i>tobinq</i>	<i>roe</i>	<i>cash</i>	<i>lev</i>	<i>is</i>
平均值	0.035 5	0.146 4	15.235 8	13.926 1	22.104 6	2.322 8	0.070 1	0.060 3	0.398 5	40.076 5
标准差	0.173 1	0.353 6	0.713 5	19.733 7	1.138 3	2.026 0	0.135 9	0.163 7	0.198 2	23.736 4
最大值	5.956 4	1.000 0	17.949 0	84.942 5	27.355 7	31.423 2	0.690 1	6.409 5	1.112 3	185.004 8
最小值	0.000 0	0.000 0	12.922 9	0.000 0	18.674 6	0.103 6	-4.690 3	-3.224 2	0.008 0	0.000 0
中位数	0.000 0	0.000 0	15.186 1	1.038 6	21.941 1	1.789 4	0.066 3	0.052 8	0.386 3	41.518 6

表 3 为不同所有权性质企业主要变量的描述性统计结果。*overinvest* 的均值表明,非国有企业的过度投资比例(4.16%)要高于国有企业(2.42%)。从这一角度来看,非国有企业的代理问题更为严重。可能的原因在于,国企高管的政治晋升需求在一定程度上抑制了其自利行为动机。*stock* 的均值表明,国有企业股权激励实施比例(0.035 7)远小于非国有企业

(0.207 0), 国企在实施股权激励计划方面更为谨慎。主要原因可能在于, 国企治理结构较为复杂, 使其股权激励一直存在很多争议, 且很多国企的利润主要来自其资源垄断地位, 而非管理者的努力。因此, 国企股权激励计划的制定和执行存在较多困难。从 *lnpay*、*mshare*、*roe* 来看, 国企的平均高管薪酬水平要高于非国企, 但管理层持股比例和企业业绩均低于非国企。

表 3 不同所有权性质企业主要变量描述性统计

所有权性质	统计量	<i>overinvest</i>	<i>stock</i>	<i>lnpay</i>	<i>mshare</i>	<i>roe</i>
非国有	平均值	0.041 6	0.207 0	15.174 3	21.139 1	0.078 4
	标准差	0.209 0	0.405 2	0.655 5	21.231 7	0.095 1
	最大值	5.956 4	1.000 0	17.949 0	84.942 5	0.690 1
	最小值	0.000 0	0.000 0	13.269 0	0.000 0	-0.861 3
	中位数	0.000 0	0.000 0	15.122 2	14.490 7	0.070 6
国有	平均值	0.024 2	0.035 7	15.358 7	0.731 9	0.054 9
	标准差	0.068 9	0.185 5	0.688 2	2.821 6	0.188 1
	最大值	1.874 6	1.000 0	17.766 7	31.923 2	0.658 6
	最小值	0.000 0	0.000 0	12.922 9	0.000 0	-4.690 3
	中位数	0.000 0	0.000 0	15.303 2	0.003 4	0.058 5

(二) 股权激励对过度投资的非线性影响实证检验

1. 门槛效应检验。

实证研究前, 首先需检验股权激励对过度投资的影响是否存在门槛效应, 在存在门槛效应前提下进一步估计门槛值。本文主要采用 Bootstrap 方法来进行门槛效应检验。为确定门槛个数, 分别在单门槛、双门槛假设下对门槛效应进行了分析, 表 4 报告了这两种情况下得到的 *F* 统计值和采用 Bootstrap 方法模拟得到的 *P* 值。以管理层持股水平 (*mshare*) 为门槛变量进行门槛效应检验的结果显示, 在无门槛假设下, *F* 统计值为 17.04, Bootstrap 模拟得到的 *P* 值为 0.000 0, 表明在 1% 的显著性水平上拒绝原假设, 说明存在一个门槛值。随后进行双门槛检验, 在只存在 1 个门槛值假设下, *F* 值为 1.64, *P* 值为 0.900 0,

表明即使在 10% 的水平下也不能拒绝原假设, 即只存在一个门槛值。在存在门槛效应的基础上, 经检验得到的门槛值如表 5 所示, 管理层持股水平的门槛值为 22.964 5%。以管理层货币薪酬自然对数 (*lnpay*) 为门槛变量进行门槛效应检验结果表明, 单门槛效应在 5% 显著性水平上显著, 双门槛效应不显著, 表明存在货币薪酬单门槛效应, 门槛值为 14.880 2。以净资产收益率 (*roe*) 为门槛变量进行门槛效应检验结果表明, 单门槛效应在 1% 水平上显著, 双门槛效应不显著, 表明存在企业业绩单门槛效应, 门槛值为 0.005 6。综上, 在选取管理层持股水平、货币薪酬水平、企业业绩作为门槛变量时, 股权激励对过度投资的影响主要存在单门槛效应。因此, 后文主要基于单门槛模型展开讨论。

表 4 门槛效应检验结果

门槛变量	假设检验	Bootstrap LM 值		不同显著水平临界值		
		F 值	P 值	90%	95%	99%
mshare	H0: 无门槛值 H1: 存在 1 个门槛值	17.04***	0.000 0	9.114 9	10.210 4	10.210 4
	H0: 存在 1 个门槛值 H1: 存在 2 个门槛值	1.64	0.900 0	15.692 9	16.211 8	16.211 8
lnpay	H0: 无门槛值 H1: 存在 1 个门槛值	23.42**	0.020 0	12.788 1	18.869 8	24.647 4
	H0: 存在 1 个门槛值 H1: 存在 2 个门槛值	-0.40	1.000 0	11.298 9	15.436 8	29.653 1
roe	H0: 无门槛值 H1: 存在 1 个门槛值	48.22***	0.000 0	9.484 9	15.472 2	25.925 0
	H0: 存在 1 个门槛值 H1: 存在 2 个门槛值	2.70	0.500 0	6.771 9	13.413 2	13.413 2

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著, 下同。

表 5 门槛变量估计结果

门槛变量	估计值	95% 置信区间
门槛 mshare	22.964 5	[19.571 9, 25.035 6]
门槛 lnpay	14.880 2	[14.826 9, 14.914 1]
门槛 roe	0.005 6	[-0.057 4, 0.026 9]

2. 管理层持股比例的门槛效应。

表 6 列 (1) 为以管理层持股比例为门槛变量, 在单门槛效应下对模型 (6) 进行估计的结果。由表 6 可见, 在管理层持股水平低于门槛值时, 股权激励对过度投资存在显著的抑制作用; 在管理层持股水平高于门槛值时, 股权激励的系数虽然仍为负, 但变得不显著。这表明只有在管理层持股低于一定水平时, 股权激励才能发挥其抑制过度投资的作用, 假设 H1 得证。从控制变量的回归结果来看, 企业规模、现金流水平与过度投资显著正相关, 表明管理层所控制的资源越多、企业自由现金流水平越高, 管理层的自利行为空间越大。

表 6 门槛参数估计与检验结果

被解释变量: overinvest	(1)	(2)	(3)
lnsize	0.070 3*** (10.07)	0.071 8*** (10.28)	0.699 5*** (10.06)
tobinq	-0.002 1 (-1.20)	-0.002 0 (-1.17)	-0.001 7 (-0.98)

续前表

被解释变量: overinvest	(1)	(2)	(3)
cash	0.636 1*** (40.67)	0.634 6*** (40.60)	0.638 4*** (40.96)
lev	-0.006 3 (-0.21)	0.000 6 (0.02)	-0.004 5 (-0.15)
is	-0.000 2 (-0.80)	-0.000 2 (-1.21)	-0.000 3 (-1.27)
board	0.005 5* (1.79)	0.006 3** (2.05)	0.005 9* (1.92)
stock · I (mshare < 22.964 5)	-0.085 2*** (-6.26)		
stock · I (mshare ≥ 22.964 5)	-0.013 5 (-0.85)		
stock · I (lnpay < 14.880 2)		0.025 8 (1.18)	
stock · I (lnpay ≥ 14.880 2)		-0.069 3*** (-6.04)	
stock · I (roe < 0.005 6)			0.167 0*** (4.44)
stock · I (roe ≥ 0.005 6)			-0.061 3*** (-5.54)
_cons	-1.583 9*** (-10.29)	-1.623 0*** (-10.54)	-1.576 7*** (-10.28)
R ²	0.378 9	0.378 0	0.382 6
N	4 125	4 125	4 125

注: 括号中为 t 值, 下同。

3. 管理层货币薪酬的门槛效应。

表6列(2)为以管理层货币薪酬自然对数为门槛变量,在单门槛效应下对模型(6)的估计结果。在管理层货币薪酬自然对数值低于门槛值时,管理层可能更倾向于利用过度投资来扩大企业规模,从而达到提高货币薪酬的目的。因此,股权激励对过度投资的抑制作用不显著。当管理层货币薪酬自然对数值高于门槛值时,管理层通过扩大公司规模所能实现的薪酬提升幅度有限,其更倾向于努力获取股权激励收益。此时,股权激励能有效抑制管理者自利行为,表现为与过度投资间显著的负相关关系。假设H2得以验证。

4. 企业业绩的门槛效应。

表6列(3)为以净资产收益率为门槛变量,在单门槛效应下对模型(6)的估计结果。回归结果表明,在净资产收益率高于门槛值时,股权激励对过度投资具有显著的负向影响;在净资产收益率低于门槛值时,股权激励反而促进了管理者的过度投资行为。可能的原因在于,在净资产收益率较高时,管理者预计股权激励的行权概率较高,所以投资较保守。在净资产收益率较低

时,股权激励行权概率较低,管理者可能会产生赌博心态,投资于净现值小于零、但一旦成功便能够获取较高收益的项目。据此,假设H3得证。

(三) 稳健性检验

为考察上述研究结论是否稳健,本节将实证研究方法变更为面板模型分组回归,并对研究假设进行了再检验。具体地,将总样本分别按管理层持股水平、管理层货币薪酬水平、企业业绩的门槛值(22.9645、14.8802、0.0056)分为低持股水平组、高持股水平组、低货币薪酬组、高货币薪酬组、低业绩组、高业绩组,分析各样本组股权激励对过度投资的影响是否具有异质性,回归结果如表7所示。由表7可见,面板模型分组方法的参数估计结果与门槛模型估计结果基本一致。只有在低持股水平组、高货币薪酬组、高业绩组中,股权激励对过度投资具有显著的抑制作用。在其他组中,该抑制作用并未得到验证,甚至在有些组中,股权激励对过度投资发挥了促进作用。以上结果再次证实了股权激励对过度投资存在非线性影响,本文研究结论是稳健的。

表7 稳健性检验结果

被解释变量: <i>overinvest</i>	低持股水平组 (1)	高持股水平组 (2)	低货币薪酬组 (3)	高货币薪酬组 (4)	低业绩组 (5)	高业绩组 (6)
<i>stock</i>	-0.0634*** (-4.99)	0.0137 (0.57)	0.1003*** (2.68)	-0.0587*** (-4.95)	0.7049*** (4.77)	-0.0512*** (-4.80)
<i>lnsize</i>	0.1039*** (10.29)	0.1874*** (8.84)	0.2187*** (10.50)	0.0700*** (6.33)	0.3806*** (6.32)	0.0976*** (10.70)
<i>tobinq</i>	0.0083*** (3.61)	0.0012 (0.25)	-0.0087** (-2.29)	0.0069*** (2.62)	-0.0126 (-0.77)	0.0049** (2.48)
<i>cash</i>	0.5145*** (24.27)	0.3609*** (6.28)	0.5361*** (22.98)	0.6974*** (27.10)	0.2415 (0.91)	0.6400*** (42.56)
<i>lev</i>	0.0848** (2.47)	-0.3324*** (-5.13)	-0.2032*** (-3.38)	0.0275 (0.73)	-0.5223*** (-3.94)	0.0576* (1.86)
<i>is</i>	-0.0003 (-1.43)	0.0012** (2.17)	0.0011** (2.24)	-0.0009*** (-4.10)	0.0033* (1.85)	-0.0005*** (-2.71)
<i>board</i>	-0.0049 (-1.41)	0.0083 (1.25)	0.0422*** (5.00)	-0.0023 (-0.68)	0.0104 (0.60)	0.0002 (0.06)
<i>R²</i>	0.5387	0.1942	0.5627	0.2989	0.5393	0.4533
<i>N</i>	3004	1121	1161	2964	413	3712

五、结论与建议

股权激励对过度投资的抑制作用可能存在激励力度门槛效应。本文利用2012—2016年A股上市公司数据,在采用Richardson(2006)^[24]的预期投资模型测算企业过度投资水平的基础上,运用面板门槛回归模型,实证检验了股权激励对过度投资的非线性影响。

本文主要结论如下:(1)管理层持股水平对股权激励的过度投资抑制作用存在单门槛效应。管理层持股水平低于门槛值时,股权激励才能有效抑制过度投资;持股水平高于门槛值时,股权激励的过度投资抑制作用不显著。(2)管理层货币薪酬水平对股权激励过度投资抑制作用存在单门槛效应。管理层货币薪酬水平自然对数低于门槛值时,股权激励不存在显

著的过度投资抑制作用；货币薪酬高于阈值时，股权激励收益才可能高于过度投资收益，从而抑制管理者过度投资行为。（3）企业业绩对股权激励过度投资抑制作用存在单门槛效应。企业净资产收益率跨过阈值时，管理者预期股权激励行权可能性较高，从而抑制过度投资行为；净资产收益率低于阈值时，股权激励反而会加重过度投资。

本文的研究结论可带来如下启示：并非所有企业都适合采用股权激励方式来解决代理问题，当管理者主观感知的激励力度不足时，股权激励计划将失效。所以，企业应理性采用股权激励计划。对于管理层持股水平已较高的企业而言，股权激励给管理者带来的边际效应较低，企业最好采取其他激励方式。例

如，给予管理者精神层面奖励，赋予其个人价值的肯定、社会地位、卓越荣誉等。对于管理层薪酬较低的企业而言，相比股权激励，提高绩效薪酬可能是更行之有效的激励方式。对于当前业绩表现较差的企业而言，对管理层的过度激励反而可能导致“反射效应”，促使管理者采取冒进行为。因此，要缓解这类企业的代理问题，应将重点放在完善公司治理机制方面。本文可能的研究局限在于，门槛回归的研究结果主要验证了股权激励对过度投资存在非线性影响，而所测度的各门槛变量的门槛值仅针对本文所选取的实证样本，因为门槛值可能会随着样本所在行业、所在地域、所处年份等的变动而变动，因此，该门槛值并不具备绝对的通用性。

参考文献

- [1] Jensen M C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers [J]. American Economic Review, 1986, 76 (2): 323-329.
- [2] Jensen M C, Murphy K J. Performance Pay and Top-Management Incentives [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98 (2): 225-264.
- [3] Depken C A, Nguyen G X, Sarkar S K. Agency Costs, Executive Compensation, Bonding and Monitoring: A Stochastic Frontier Approach [R]. Working Paper, University of Texas at Arlington, 2006.
- [4] Tzioumis K. Why Do Firms Adopt CEO Stock Options? Evidence from the United States [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2008, 68 (1): 100-111.
- [5] 吕长江, 张海平. 股权激励计划对公司投资行为的影响 [J]. 管理世界, 2011 (11): 118-126.
- [6] 彭耿, 廖凯诚. 股权激励对企业非效率投资行为的影响研究——基于高管过度自信中介效应的视角 [J]. 财经理论与实践, 2016 (4): 44-49.
- [7] Ross S A. Compensation, Incentives, and the Duality of Risk Aversion and Riskiness [J]. Journal of Finance, 2010, 59 (1): 207-225.
- [8] 唐雨虹, 周蓉, 杨啸宇, 等. 中国上市公司股权激励实施效果研究 [J]. 财经理论与实践, 2017 (4): 57-61.
- [9] 汪健, 卢煜, 朱兆珍. 股权激励导致过度投资吗? ——来自中小板制造业上市公司的经验证据 [J]. 审计与经济研究, 2013 (5): 70-79.
- [10] 罗付岩. 股权激励能够抑制投资非效率吗 [J]. 贵州财经大学学报, 2013 (3): 29-36.
- [11] 陈效东, 周嘉南, 黄登仕. 高管人员股权激励与公司非效率投资: 抑制或者加剧? [J]. 会计研究, 2016 (7): 42-49.
- [12] Bebchuk L A, Fried J M. Executive Compensation as an Agency Problem [J]. Cepr Discussion Papers, 2003, 17 (3): 71-92.
- [13] Kahneman D, Tversky A. Rational Choice and the Framing of Decisions [J]. Journal of Business, 1986 (5): 251-278.
- [14] 杨瑞龙, 刘江. 经理报酬、企业绩效与股权结构的实证研究 [J]. 江苏行政学院学报, 2002 (1): 46-54.
- [15] Kahneman D, Tversky A. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk [J]. Econometrica, 1979, 47 (2): 263-291.
- [16] Holte J H, Sivey P, Abelsen B, et al. Modelling Nonlinearities and Reference Dependence in General Practitioners: Income Preferences [J]. Health Economics, 2016, 25 (8): 1020-1038.
- [17] Yates J F, Stone E R. Risk-taking Behavior [M]. New York: Wiley, 1992.
- [18] Wang X T, Johnson J G. A Tri-Reference Point Theory of Decision Making Under Risk [J]. Journal of Experimental Psychology General, 2012, 141 (4): 743-756.
- [19] Borger B D, Fosgerau M. The Trade-off between Money and Travel Time: A Test of the Theory of Reference-Dependent Preferences [J]. Journal of Urban Economics, 2008, 64 (1): 101-115.
- [20] Shiller J Y C R J. The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors [J]. Review of Financial Studies, 1988 (3): 195-228.
- [21] Tversky A, Wakker P. Risk Attitudes and Decision Weights [J]. Econometrica, 1995, 63 (6): 1255-1280.
- [22] Iyer D N, Miller K D. Performance Feedback, Slack, and the Timing of Acquisitions [J]. Academy of Management Journal, 2008, 51 (4): 808-822.
- [23] Machina M. Choice under Uncertainty: Problems Solved and Unsolved [J]. The Journal of Economic Perspectives, 1987 (1): 121-154.
- [24] Richardson S. Over-investment of Free Cash Flow [J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11 (2): 159-189.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

人工智能如何促进经济增长和社会福利提升?

How Does Artificial Intelligence Promote Economic Growth and Social Welfare?

黄旭 董志强

HUANG Xu DONG Zhi-qiang

[摘要] 人工智能怎样才能促进经济增长和社会福利提升? 通过拓展世代交替模型, 构建传统物质和人工智能两部门生产模型, 笔者发现: 若政府不控制人工智能部门规模, 长期经济发展会陷入停滞。在人工智能技术外生给定的情况下, 若政府对人工智能企业征税, 可以实现经济和社会福利的U型增长。以劳动密集型企业为主的国家比以资本密集型企业为主的国家更容易实现奇点跨越。为实现经济快速跨越奇点, 政府可适当增加人工智能的资本投入, 减少传统物质的资本投入。以劳动密集型企业为主的国家, 在初始阶段应对人工智能尽量少征税, 鼓励其发展, 达到一定规模后再提高征税水平, 以资本密集型企业为主的国家应控制人工智能规模。

[关键词] 人工智能 经济增长 世代交替模型 税收 社会福利

[中图分类号] F015 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0076-10

Abstract: This paper sheds light on how artificial intelligence promotes economic growth and social welfare. By expanding the overlapping generations model and developing a two-sector model of the traditional material and the artificial intelligence, we found that if the government does not control the scale of the artificial intelligence sector, the economy will stagnate in the long run. Under the assumption that the artificial intelligence technology is exogenous, if the government levies taxes on the artificial intelligence industries, the U-shape growth of economic development and social welfare can be achieved. For the countries dominated by labor-intensive industries they are easier to achieve economics singularity than those dominated by capital-intensive industries. In order to develop across the economic singularity quickly, the government can appropriately increase the capital input of artificial intelligence and reduce the investment in traditional material. Moreover, the countries dominated by labor-intensive industries should levy as little taxes on artificial intelligence industry as possible in the initial stage to encourage its development, and raise taxes after they reaches a certain scale. However, the countries dominated by capital-intensive industries should control the scale of artificial intelligence industry.

Key words: Artificial intelligence Economic growth Overlapping generations model Taxation Social welfare

[收稿日期] 2019-02-07

[作者简介] 黄旭, 男, 1985年4月生, 华南师范大学经济与管理学院博士研究生, 研究方向为应用经济学; 董志强, 男, 1974年12月生, 华南师范大学经济与管理学院、经济行为科学重点实验室、华南市场经济研究中心特聘教授, 博士生导师, 研究方向为劳动经济、新政治经济、行为和实验经济学。本文通讯作者为董志强, 联系方式为 dongzhiqiang@m.scnu.edu.cn。

[基金项目] 教育部人文社会科学规划基金项目“劳动收入份额对就业和收入不平等的影响: 理论与实证研究”(项目编号: 14YJC790109); 国家自然科学基金项目“中国劳动收入份额决定的微观机制: 基于转型背景和企业要素收入分配视角的理论和实证研究”(项目编号: 71473089)。

感谢匿名评审人提出的宝贵修改意见, 本文已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

人工智能技术的进步将对经济增长产生重大影响,极大改变人类生产和生活方式。人工智能为由人工设计的装置或系统,通过算法和数据进行学习,形成像人类一样的自主感知和决策能力,协助人类或者替代人类完成以往需要人的智力才能胜任的工作。自动化是遵循预先设置好的编程规则软件,让机器代替人类单调重复性劳动,解放人类的时间以完成更重要任务。人工智能技术是自动化一个分支,两者的相同点是都会替代人类劳动,不同点是人工智能涉及学习、判断和决策,自动化则按照预先设定程序执行任务。由于两者极其相似,西方文献并未加以严格区分。

目前文献普遍观点是人工智能将提高社会生产力,促进经济快速增长(Acemoglu等,2014^[1]; Berg等,2018^[2]; Gregory等,2016^[3])。人工智能可以通过多种渠道影响经济:首先,人工智能通过资本替代重复性工作,实现智能化生产,提高生产率。第二,人工智能可以与劳动者和资本构成互补关系,提高劳动者和资本的生产效率。第三,人工智能可以促进创新,改进现有产品和服务。第四,人工智能存在负面外溢效应和转型成本。人工智能将替代重复性任务,会给劳动力市场带来冲击,同时产生新的任务,这对劳动者技能提出了新的要求。对那些自身技能不足,面临被人工智能技术取代或部分取代的劳动者,要实现工作或岗位转换,常常具有相应的成本。第五,人工智能发展会扩大不同国家、地区、企业和劳动者的差距,占领科技制高点,将带来丰厚的利润回报。

理论方面,Hanson(2001)^[4]曾构建一个简单的外生增长模型估计人工智能对经济的影响。人工智能分为互补型和替代型两种,最初互补效应占主导地位,劳动力工资随着计算机生产率提高而增长。但最终替代效应占主导地位,导致工资下降速度与计算机价格下降速度一样快,经济则会快速增长。不过,Hanson的模型没有考虑新生工作对经济增长的影响。Autor(2015)^[5]指出,自动化的确会替代部分劳动力,但自动化同时也会产生新的劳动力需求,从而提高社会产出。Acemoglu和Restrepo(2018)^[6]构建了基于任务的生产模型,指出自动化尽管会替代过去由劳动力完成的旧任务,但也会创建新任务,新任务会增加劳动收入在社会总产出中的份额,故自动化同时具有负的替代效应和正的生产力效应。Hémous和

Olsen(2014)^[7]构建了一个直接技术变革的内生增长模型,其中自动化与低技能工人是相互替代的,和高技能工人则是互补的,而横向创新(horizontal innovation)将增加对两类劳动力的需求。经济发展遵循如下三个阶段:第一阶段,自动化程度和低技能工资都很低,收入不平等较稳定,劳动收入份额是不变的。第二阶段,随着自动化程度的逐渐提高,低技能工人工资在未来会下降,技能溢价提升,总的劳动收入份额将减少。第三个阶段,由自动化生产的产品占总产出的比例稳定,高技能工人工资增长速度高于低技能工人。Abeliansky和Prettner(2017)^[8]通过理论建模和实证检验表明,人口增长率较低的国家将率先采用和发明新的自动化技术,这反过来可能有助于他们克服人口增长下降对经济产生的负面影响。

实证研究方面,学者大多针对人工智能的某一领域,例如工业机器人、计算机资本等(Brynjolfsson等,2011^[9]; Mullainathan和Spiess,2017^[10]),利用数据考察人工智能或自动化对经济增长率的影响。生产率指标一般以全要素生产率或者劳动者生产率来测度。实证文献绝大部分支持人工智能对经济增长具有正向促进作用。Aral等(2006)^[11]利用698家大型美国公司在1998—2005年间的数据库,发现成功应用IT技术的公司会获得更大的边际收益,这有利于经济长期增长。Kromann等(2011)^[12]使用EUKLEMS和IFR(国际机器人联合会)9个不同国家10个制造业的面板数据,在行业层面发现使用工业机器人可以将全要素生产率提高5%。Graetz和Michaels(2015)^[13]使用1993—2007年17个国家的行业数据,发现工业机器人使用量增加使经济增长率平均提高约0.37%。上述实证文献数据主要来源于IFR和西方发达国家数据库。受人工智能数据制约,来自于发展中国家(包括中国)的实证研究相对较少。

Good(1966)^[14]曾率先提出“奇点”论,即人工智能快速发展超过某个界限后,会促进经济以前所未有的速度快速增长。不同学者对于奇点是否到来以及何时到来持不同看法。Upchurch和Moore(2018)^[15]认为,现在还无法预料奇点是否到来,并深入探讨了限制奇点到来的诸多因素。首先,创造出有意识的机器人、使机器像人一样思考,从技术本身来说很困难;其次,对于人工智能导致人类大面积失业的担忧甚至恐惧,会抑制人工智能的使用;最后,人工智能技术发展,受制于现实中硬件和软件的发

展。Aghion 等 (2017)^[16] 在模型中引入自动化, 分析人工智能的深化如何导致经济爆炸式增长, 得到了人工智能深化带来的快速增长路径, 发现增长不仅受资本和劳动的限制, 而且受自动化水平和寻找新创意的限制。Kurzweil (2005)^[17] 预测, 以现有速度, 2045 年左右可能会跨越技术奇点。Nordhaus (2015)^[18] 从经济学角度详细概述和讨论了奇点的前景。Nordhaus 开发了一个以奇点为特征的增长模型, 测试经济是否正在快速接近奇点。关键变量为工资、生产力增长、价格、知识产权和研发活动等, 研究发现这些变量增长速率相对较慢, 达到增长奇点大约需要一个世纪。总的来说, 经济学家对于人工智能是否会到达奇点尚未达成一致意见, 关于奇点是否到来以及何时到来需要更深入的研究和探讨。

虽然人工智能和自动化会极大地提高社会生产力, 但技术进步可能带来大面积失业的隐忧也一直存在。Marx (1867)^[19] 指出, 在资本主义制度下“所有提高劳动社会生产力的方法都是以牺牲个体工人利益为代价付诸实施的”, Keynes (2010)^[20] 担心技术进步将导致社会普遍失业。Frey 和 Osborne (2017)^[21] 使用概率分类模型, 将美国 702 种职业按被替代的风险, 分为低、中、高三类, 发现美国约 47% 的就业岗位属于高风险类别。Arntz 等 (2016)^[22] 指出 Frey 和 Osborne (2017)^[21] 研究的不足, 以职业为测度, 而不是以工作任务为测度, 容易导致自动化风险的过高估计。即使是高风险的职业, 也存在难以被自动化的任务。Arntz 根据基于任务的方法估算, 发现在 21 个经合组织国家中, 仅 9% 的工作岗位容易受自动化的影响。

人工智能也可能加剧收入不平等。已有文献从劳动收入份额减少和资本份额增加、技能溢价两个角度, 详细分析人工智能对收入不平等的影响机制和效应。DeCanio (2016)^[23] 通过拓展 CES 生产函数, 发现若劳动力和机器人资本替代弹性较大, 随着人工智能技术的发展, 总工资会下降, 收入不平等将加剧。Benzell 等 (2015)^[24] 通过建立两期 OLG 模型, 证明使用机器人可以增加资本回报率, 当代人会受益, 而后代会陷入贫困, 并预测劳动收入份额最终会下降 (经合组织成员国正在出现)。Brynjolfsson 和 McAfee (2014)^[25] 进一步指出, 资本收益增加的不平衡性是人工智能导致收入不平等加剧的重要原因。人工智能的发展会导致创新的增加, 新产品和新服务会增加资本回报, 但只有少数掌握资本的所有者受益。在技能

溢价方面, Michaels 等 (2014)^[26] 发现美国收入不平等加剧, 中低收入者的生活水平长期增长缓慢。Prettner 和 Strulik (2017)^[27] 基于研发的增长模型, 发现创新驱动的增长会导致自动化程度的提高, 技能溢价的增加, 更快的经济增长会加剧不平等。因此, 自动化可能是许多国家不平等加剧的主要驱动因素。Sachs 和 Kotliko (2012)^[28] 建立模型并通过数值模拟发现自动化会使每个新生代都比其前辈更糟糕, 同时还表明, 适当的代际政策可以用来将赢家和输家的局面转化为所有世代的共赢。Acemoglu 和 Restrepo (2018)^[29] 弥补以往研究的不足, 在建模中同时引入低技能的自动化和高技能的自动化, 研究发现自动化替代低技能工人总是增加工资不平等, 而自动化替代高技能工人会降低工资不平等。

税收被视为应对人工智能和自动化对就业和收入消极影响的重要政策工具。经济学家对这一政策工具的态度不尽一致。Conesa 等 (2009)^[30] 在世代交替模型中, 定量计算了最优的资本所得税和劳动所得税。从长远来看, 对资本进行大量征税, 而对劳动收入减税的税收制度是最佳的, 对资本的最优税率为 36%。Abbott 和 Bogenschneider (2018)^[31] 建议, 将机器人和工人一视同仁, 采取对人工智能资本进行征税的公共政策。替代型人工智能技术的发展将降低资本价格, 对机器征税并补贴工人, 有利于工人效用的提升, 并且让他们有更多的时间去寻找新的工作。Gasteiger 和 Prettner (2017)^[32] 建立了封闭经济体中的世代交替模型, 发现对机器人征税可以增加稳态下的人均产出和人均资本, 同样支持对机器征税。Guerreiro 等 (2017)^[33] 从理论上证明, 面对自动化导致的收入不平等, 采取对机器人征税的政策可以减少收入不平等。如果社会自动化水平已经很高, 大部分岗位已经被机器人替代, 则不适合采取对机器人征税的政策。因为征税不仅会降低社会总产出, 而且也不能减缓收入不平等现象。Gasteiger 和 Prettner (2017)^[32] 也指出, 对机器人征税的弊端是一方面会造成效率损失, 另一方面会让人工智能资本由国内流向国外。Ahmed (2017)^[34] 指出, 对机器人征税会抑制人们对技术创新的刺激, 导致社会福利的减少。征收的税收低于社会产出的损失, 导致社会效率的下降, 得不偿失。

在国内, 对于人工智能及其经济后果的研究才刚刚起步。曹静和周亚林 (2018)^[35] 着重分析了人工智

能对生产率和经济增长的促进作用、人工智能对劳动力就业的影响效果,以及人工智能是否引发收入不平等加剧等。孙早和侯玉琳(2019)^[36]从理论和实证两个角度,证明了工业智能化将导致中国劳动力就业结构出现“两极化”特征。

本文拓展世代交替模型,包含传统物质和人工智能两部门,讨论人工智能的发展对经济增长和社会福利的影响。本文证明,如果不对人工智能部门进行控制,长期发展下去,资本收入增加,工人工资下降,投资减少,经济将陷入停滞。如果希望人工智能带来经济的长期增长,政府需起到主导性作用,在不同时期采取不同的政策:在人工智能初始阶段尽量少征税,而在人工智能达到较大规模后,需提高税率。同时采取适当的税收转移计划,对人均资本存量和储蓄将产生积极影响,可以促进经济长期增长。本文还给出了社会企业在不同发展阶段,针对不同规模人工智能企业的税收建议。

模型同时讨论了奇点对经济的影响,税率一定时,在奇点到来前,个人资本和人均储蓄都将减少,经济发展陷入停滞。一旦跨越奇点,个人工资和储蓄都将得到提高,经济获得持续发展,即在政府对人工智能征税的前提下,经济实现U型增长。

在个人福利方面,如果没有税收控制,老年人因资本收入提高而受益,成年人因工资下降成为受害者。个人终生效用方面,随着人工智能技术进步,劳动密集型国家个人终生效用将得到提高,而资本密集型国家个人终生效用将下降。在政府对人工智能进行税收控制时,个人终生效用随着人工智能技术进步实现U型增长。

本文和西方文献的差别在于:首先,本文考虑的人工智能不是替代型的,而是新生的部门,没有直接替代劳动力岗位。其次,本文详细讨论了税率对不同时期不同规模人工智能的影响,而不是西方文献中单一的税收。最后,本文还同时讨论了奇点和税率对经济增长和个人效用的影响,弥补了以往文献的不足。

二、模型

在Diamond(1965)^[37]的世代交替模型上,Gasteiger和Prettner(2017)^[32]曾加入人工智能资本用以替代劳动力的工作。本文以世代交替模型为基础,考虑人工智能创建新的部门,但并不会直接替代

人类劳动力。假设存在一个封闭的经济体,其中有众多家庭,每个家庭的个人存活两期。人口增长率为 n ,第 t 期新生人口为 L_t ,从而第 $t+1$ 期新生人口为 $L_{t+1} = (1+n)L_t$ 。经济中只有一种最终品,该产品既能消费又能用于投资。中间品有两种,传统物质机器和人工智能机器。

(一) 代表性家庭

家庭中个人存活两期:成年期和老年期。成年期参加工作,老年期不工作,依靠个人储蓄和养老金生活,个人皆同质。代表性个人的终生效用函数为

$$U_t = \ln c_{1,t} + \beta \ln c_{2,t+1} \quad (1)$$

其中, $c_{1,t}$ 和 $c_{2,t+1}$ 分别为代表性个人在第 t 期成年人和第 $t+1$ 期老年人的消费; β 为主观折现率, $0 < \beta \leq 1$,参数值越大,意味着代表性个人的终身消费越平滑,消费更加趋于理性。不考虑闲暇。

代表性个人受到的预算约束为

$$c_{1,t} + s_t = \omega_t \quad (2)$$

$$c_{2,t+1} = (1 + r_{t+1})s_t \quad (3)$$

其中, r_{t+1} 为 $t+1$ 期实际利率, s_t 为个人储蓄,老年人消费来源于上一期储蓄 $(1 + r_{t+1})s_t$ 。

求解个人最优化效用(求解参见附录),通过一阶条件可得

$$c_{2,t+1} = \beta(1 + r_{t+1})c_{1,t} \quad (4)$$

将式(4)代入式(2)、(3)可得

$$c_{1,t} = \frac{1}{1 + \beta} \omega_t, s_t = \frac{\beta}{1 + \beta} \omega_t \quad (5)$$

(二) 企业

假定市场是完全竞争的,劳动力无弹性供给。生产要素来源于三部分,即传统物质资本、劳动力、人工智能资本,并且资本在一期内完全折旧。借鉴Acemoglu(2003)^[38],构建两部门模型,为简化分析,两部门产品无差异,替代弹性趋于无穷大。企业分成两个部门。第一个部门为传统物质生产部门,生产函数为 $Y_{1t} = K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$,其中 K_t 为第 t 期传统物质资本, L_t 为第 t 期劳动力, α 为传统资本生产弹性。第二个部门为新成立的人工智能部门,生产函数为 $Y_{2t} = A_t X_t$,其中 X_t 为人工智能机器(例如由人工智能创建的机器人),人工智能部门只有资本投入,没有劳动力参与; A_t 为外生的人工智能技术水平, A_t 值越大,表示人工智能的技术越发达, $A_t > 1$ 。

企业总产量为

$$Y_t = Y_{1t} + Y_{2t} = K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} + A_t X_t \quad (6)$$

其中 Y_t 为第 t 期社会总产出, 本文与 Gasteiger 和 Prettner (2017)^[32] 不同, 他们考虑的是人工智能直接取代人类劳动的单部门生产, 本文考虑的是两部门生产, 人工智能属于新建部门, 不直接取代劳动力。采取两部门的根本原因是为了体现人工智能部门和传统物质生产部门之间的竞争关系。新的人工智能部门完全由工业机器人等智能设备进行生产, 会挤压传统物质生产部门的规模, 对劳动力仅仅构成间接替代效应。现实微观基础是, 一家企业为劳动密集型企业, 采取传统物质资本生产方式, 而另一家企业为资本密集型企业, 采用自动化设备进行生产。两家企业发生竞争, 资本在两家企业之间流动, 但资本是无套利的, 资本价格相同的时候即为均衡状态。

市场完全竞争, 故要素价格等于要素的边际产出, 工资率和两类资本的租金率分别为:

$$\omega_t = \frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = (1 - \alpha) K_t^\alpha L_t^{-\alpha} = (1 - \alpha) k_t^\alpha \quad (7)$$

$$R_{t+1} = \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = \alpha K_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} = \alpha k_t^{\alpha-1} \quad (8)$$

$$\theta_{t+1} = \frac{\partial Y_t}{\partial X_t} = A_t \quad (9)$$

其中, ω_t 为劳动力 t 期工资, $k_t = K_t/L_t$ 为 t 期传统的人均资本, R_{t+1} 为传统物质资本的租金率, θ_{t+1} 为人工智能资本的租金率。

(三) 市场

假设资本充分自由流动, 不存在套利, 所以有

$$R_{t+1} = \theta_{t+1}, \text{ 即 } \alpha k_t^{\alpha-1} = A_t \quad (10)$$

社会总储蓄为 S_t , 其中比例为 ρ 的部分转化为传统物质资本, $1 - \rho$ 的部分转化为人工智能资本, 其中 $S_t = s_t L_t$ 。设人工智能人均资本为 $x_t = X_t/L_t$, 资本完全折旧, 从而

$$K_{t+1} = \rho S_t, X_{t+1} = (1 - \rho) S_t \quad (11)$$

将 $L_{t+1} = (1 + n)L_t$ 代入式 (10) 即得到传统物质的人均资本和人工智能人均资本的表达式:

$$k_{t+1} = \frac{\rho s_t}{1 + n}, x_{t+1} = \frac{(1 - \rho) s_t}{1 + n} \quad (12)$$

将式 (5)、(7) 代入式 (12) 可得

$$A_{t+1} = \left[\frac{(1 + n)(1 + \beta)\alpha}{\rho\beta(1 - \alpha)} \right]^{1-\alpha} A_t^\alpha \quad (13)$$

为确保 $A_{t+1} > A_t$, 假设 $0 < \rho < \min\left\{\frac{(1 + n)(1 + \beta)\alpha}{\beta(1 - \alpha)}, 1\right\}$ 。

(四) 均衡解及分析

由式 (10) 可得 $k_t = \left(\frac{\alpha}{A_t}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$, 再代入式 (7) 得

$$\omega_t = (1 - \alpha) \left(\frac{\alpha}{A_t}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (14)$$

将式 (14) 代入式 (4)、(5)、(12) 可得

$$s_t = \frac{(1 - \alpha)\beta}{(1 + \beta)} \left(\frac{\alpha}{A_t}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}, k_t = \left(\frac{\alpha}{A_t}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (15)$$

$$c_{1,t} = \frac{(1 - \alpha)}{(1 + \beta)} \left(\frac{\alpha}{A_t}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}, c_{2,t} = \frac{(1 - \alpha)\beta}{(1 + \beta)} \alpha^{1-\alpha} A_t^{2-\frac{1}{1-\alpha}} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} x_{t+1} &= \frac{(1 - \alpha)\beta(1 - \rho)}{(1 + n)(1 + \beta)} \left(\frac{\alpha}{A_t}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \\ &= \frac{(1 - \alpha)\beta}{(1 + n)(1 + \beta)} \alpha^{1-\alpha} A_t^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \alpha^{\frac{1}{1-\alpha}} A_{t+1}^{-\frac{1}{1-\alpha}} \end{aligned} \quad (17)$$

命题一: 传统物质生产部门加入人工智能生产部门的情况下, 有

1. 人工智能技术进步将造成工资下降, 进而导致个人消费减少、社会储蓄下滑、投资减少, 传统人均物质资本都将随之下降, 最终导致经济停滞。

2. 青壮年劳动力减少、人口老龄化加剧将导致社会引进更多的人工智能技术, 劳动收入份额进一步减少。

命题一的证明见附录。

Gasteiger 和 Prettner (2017)^[32] 发现, 人工智能替代传统工作岗位时, 将导致国民经济停滞。本文发现, 即使人工智能没有直接替代人类的工作岗位, 创造的是不需要劳动力参与的新岗位, 例如新开发生产线都是由人工智能来完成, 也将导致经济停滞。人工智能创造了以前没有的工作任务, 排除了人类劳动力参与, 本质上削弱了人类劳动力的地位。资本是逐利的, 若引入人工智能技术能创造丰厚利润, 则大量资金必将流入人工智能企业, 传统部门必定萎缩, 进一步导致人类工资下滑, 从而导致社会储蓄的减少, 社会储蓄的减少进而导致投资的减少, 人均资本存量的下滑必然会使得经济停滞。

有研究表明, 2005—2015 年期间, 欧美 31 个发达经济体中多达 30 个经济体的生产率增长已经放缓。例

如, 美国的增长率从 1995—2005 年间的 2.5% 下降到 2005—2015 年间的 1%, 其中资本存量投资放缓是主要原因。技术进步带来的收益, 并不一定能被全社会平等分享。人类共享技术进步带来的福利, 不仅取决于技术变革的性质和速度, 更取决于利益是如何分配的。

接下来讨论家庭个人效用部分, 将式 (15) 代入式 (1) 得

$$U_t = (1 + \beta) \ln \left[\frac{1 - \alpha}{1 + \beta} \alpha^{1-\alpha} \right] + \beta \ln \beta + \frac{1 + 2\beta}{1 - \alpha} \left(\frac{\beta}{1 + 2\beta} - \alpha \right) \ln A_t \quad (18)$$

命题二:

1. 个人成年时的工资和消费随着人工智能技术的进步而减少, 老年时的消费随着人工智能技术的进步而增加。

2. 当 $0 < \alpha \leq \frac{\beta}{1 + 2\beta}$ 时, 个人终生效用随着人工智能技术的进步而增加; 当 $\alpha > \frac{\beta}{1 + 2\beta}$ 时, 个人终生效用随着人工智能技术的进步而减少。

命题二的证明见附录。

注意到 $\frac{\beta}{1 + 2\beta}$ 关于 β 单调增, 当 $\beta = 1$ 时, $\frac{\beta}{1 + 2\beta}$ 取最大值 $\frac{1}{3}$ 。现实中, 我国的情况 α 为 0.5 左右, 很明显大于 $\frac{\beta}{1 + 2\beta}$, 个人终生效用实际上会随着人工智能技术的进步而减少。

随着人工智能技术进步, 企业劳动力需求减少, 工资下降, 成年人消费减少。人工智能技术进步会带来资本回报率提升, 所以老年人消费会增加。人工智能技术进步对社会福利的影响以牺牲成年时福利为代价; 而老年人没有参与劳动, 完全靠前期储蓄, 属于资本获利。人工智能技术进步会加剧社会不平等, 单纯想依赖人工智能技术进步解决经济增长以及人口老龄化等社会问题并不现实。政府在利益如何分配方面应该起到主导作用, 这样才能让技术红利惠及全社会。

三、税收下的人工智能

在上述模型基础上, 假设政府对人工智能部门的产出征收税率为 $\tau (0 < \tau < 1)$, 并将税收转移支付给全社会, 每个人获得 γ_t , 则个人约束条件式 (2) 变为

$$c_{1,t} + s_t = \omega_t + \gamma_t \quad (19)$$

政府向人工智能部门征税并转移支付给工人 γ_t , $L_t = \tau A_t X_t$, 两边同除 L_t 得

$$\gamma_t = \tau A_t x_t \quad (20)$$

人工智能资本的租金率受税收的影响变为 $(1 - \tau) A_t$, 从而资本无套利条件变为

$$\alpha k_t^{\alpha-1} = (1 - \tau) A_t \quad (21)$$

采用和上文同样的推导方法可得下列结果:

$$\omega^* = (1 - \alpha) \left(\frac{\alpha}{1 - \tau} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_t^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (22)$$

$$x^* = \frac{(1 - \rho)\beta(1 - \alpha) \left(\frac{\alpha}{1 - \tau} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{[(1 + n)(1 + \beta) - (1 - \rho)\beta\tau A_t] A_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} \quad (23)$$

$$k^* = \frac{\rho\beta(1 - \alpha) \left(\frac{\alpha}{1 - \tau} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{[(1 + n)(1 + \beta) - (1 - \rho)\beta\tau A_t] A_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} \quad (24)$$

$$s^* = \frac{(1 + n)\beta(1 - \alpha) \left(\frac{\alpha}{1 - \tau} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{[(1 + n)(1 + \beta) - (1 - \rho)\beta\tau A_t] A_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} \quad (25)$$

x^* 、 k^* 、 s^* 为均衡解, 分母相同, 为保证分母为正, 假设税率 $0 < \tau < \frac{(1 + n)(1 + \beta)}{(1 - \rho)\beta A_t}$ 且 $\tau < 1$, 设分母的函数为 $g(A_t) = (a - bA_t)A_t^\eta$, 其中 $a = (1 + n)(1 + \beta)$, $b = (1 - \rho)\beta\tau$, $\eta = \frac{\alpha}{1 - \alpha}$, a 、 b 、 η 均大于 0。注意 x^* 、 k^* 、 s^* 与 $g(A_t)$ 关于 A_t 的单调性是相反的。求导可得

$$g'(A_t) = \frac{bA_t^{\eta-1} \left(\frac{a\alpha}{b} - A_t \right)}{1 - \alpha} \quad (26)$$

记 $A_0 = \frac{a\alpha}{b} = \frac{(1 + n)(1 + \beta)\alpha}{(1 - \rho)\beta\tau}$, 称 A_0 为奇点。

命题三: 在人工智能技术外生给定, 且政府对人工智能进行管制并征税的条件下, 有

1. 若 $A_t \in [0, A_0]$, 则人均资本和人均储蓄都会减少, 经济陷入衰退; 若 $A_t \in (A_0, +\infty)$, 则人均资本和人均储蓄都会增加, 经济获得持续发展, 即经济增长呈现 U 型增长。

2. 奇点 A_0 与 α 、 ρ 成正比, 投资到人工智能的资本比例越高, 越容易跨越奇点, 实现经济较快转型。以劳动密集型企业为主的国家比资本密集型企业为主

的国家在技术外生的情况下更容易达到奇点。

命题三的证明见附录。

命题三的经济直觉是引入人工智能后，个人工资会持续减少。在人工智能的初始阶段，人工智能带来的经济效益不足以补贴减少的工资部分，导致人均资本和个人储蓄减少，进而导致经济陷入衰退；一旦人工智能技术超越奇点 A_0 ，人工智能带来的经济效益很大，政府转移给个人的税收超过了个人工资的下降部分，人均资本和个人储蓄都将得到提高，经济获得持续增长。奇点 A_0 越小越容易实现跨越，奇点 A_0 与 α 、 ρ 成正比， ρ 越小，则 A_0 越小， ρ 表示储蓄投资到传统物质资本的比例， ρ 越小， $1 - \rho$ 越大，表明投资到人工智能资本的比例越大，越容易实现奇点跨越。 α 越小，则 A_0 越小，即劳动密集型企业为主的国家在外生技术给定的情况下越容易跨越奇点，实现经济持续增长。这个结论拓展为发展中国家比发达国家更容易实现奇点跨越，前提是人工智能技术是外生给定的。原因在于，发展中国家工资低，资本回报率低，引入人工智能技术可以有效提高资本回报率，实现经济较快转型升级。而发达国家资本回报率已经很高，引入人工智能可能适得其反，使更多人失去工作，工资进一步下滑，储蓄减少，进而导致经济衰退。不过，现实中，很明显技术是内生的，技术不一定能实现有效扩散，为全人类所共享，所以发展中国家为实现奇点跨越要投入更多的人力物力，加快人工智能技术的开发。这对于现阶段中国很有启示意义。目前，我国对人工智能的发展尤为重视，也投入了大量的资本，这有利于资本回报率的提升，有利于全社会企业转型升级。

在清楚传统行业和人工智能水平后，政府可以对人工智能企业合理设定税率。

$$\text{记 } A_1 = \frac{a\eta}{b}, \tau_0 = \left| \frac{a\eta - e}{e(\eta - 1)} \right|, \text{ 其中 } e = (1 - \rho)\beta A_1, A_1 = \frac{a\alpha}{b(1 - \alpha)} > \frac{a\alpha}{b} = A_0, \text{ 并假设 } \tau_0 < 1。$$

命题四：为了促进经济合理有效的增长，

1. 若 $0 < \alpha \leq 1/2$ ，即传统物质生产部门的资本弹性系数较小，资本回报率不高，企业为劳动密集型。

(1) 当 $0 < A_t \leq A_1$ 时，社会人工智能技术水平还较低，潜力未充分发挥，人工智能技术水平的提升可以促进人均资本和储蓄的提高，有利于社会转型升级，政府应尽量少征税，鼓励人工智能发展。

(2) 当 $A_t > A_1$ 时，社会人工智能技术水平较

高，资本流向人工智能企业较多，为保证全社会的福利水平，政府应该对人工智能企业进行征税，税率控制在 $(0, \tau_0)$ 之间。

2. 若 $\alpha > 1/2$ ，此时传统部门资本弹性系数较大，资本回报率较高，企业为资本密集型。

(1) 当 $0 < A_t \leq A_1$ ，虽然传统部门资本回报率较高，但是社会存在一定量人工智能生产仍然有利于人均资本和储蓄的进一步提升，能促进经济进一步增长，经济增长随着税率实现 U 型增长。

(2) 当 $A_t \geq A_1$ ，人工智能技术水平过高，传统物质生产部门在人工智能的冲击下将萎缩，为防止大面积工人失业造成剧烈经济震荡，政府应对人工智能企业征重税，税率大于 τ_0 ，遏制其进一步发展。

命题四的证明参见附录。

命题四的经济直觉是：当 $0 < \alpha \leq 1/2$ ，传统部门资本回报率较低，社会面临转型升级期间，为利用人工智能的潜力，带动生产效率的提升，政府应尽量少征税，多鼓励人工智能企业发展。目前中国处于转型升级期，经济增速变缓，应该把人工智能的研发和利用放在重要位置。但当人工智能达到一定规模水平 A_1 之后，应该对人工智能的规模和发展速度进行适当控制，征收一定税收，税率控制在一定范围之内。因为人工智能增长速度如果过快，资本会迅速从传统部门转移到人工智能部门。社会面临大面积失业，财富会集中在少数拥有大量资本的人手中，贫富差距过大，不能达到技术红利惠及全社会的目的。政府在人工智能水平过高之时征税，可以加大人工智能企业成本，防止传统物质生产部门过度萎缩。另外，征收的税收又可以转移到人民手中，达到全社会共赢的愿景。

若 $\alpha > 1/2$ ，此时传统部门资本回报率较高，当 $0 < A_t \leq A_1$ 时，控制人工智能的规模并征收一定的税，有利于保持社会稳定，同时达到经济可持续发展的目的。如果人工智能规模过大，即 $A_t \geq A_1$ ，不仅经济上不划算，并且容易造成大面积失业，减少劳动力份额，造成社会极大的不公平。此时，应该对人工智能严格控制，并征收重税。白宫经济顾问委员会 (CEA) 明确提出对 AI 实际运行进行监管，包括所有与监督、认证许可和维护 AI 相关的工作。当社会企业回报率较高时，应该重点发展提高人类生产率的人工智能技术，而不是过度开发新的无人的人工智能技术。

本文命题四的结论不同于 Gasteiger 和 Prettnner (2017)^[32]，Gasteiger 和 Prettnner 仅仅考察人工智能

替代人类工作的情形,从而得出经济增长将停滞,政府管制无效的结论。而本文考虑人工智能可以形成新的部门,而不是直接替代人类,得出人工智能在政府的引导和控制之下可以实现经济增长,并实现全社会共赢的结论。

个人效用部分,由式(19)~式(25)可知

$$c_{1,t} = \frac{(1+n)(1-\alpha)\left(\frac{\alpha}{1-\tau}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{[(1+n)(1+\beta) - (1-\rho)\beta\tau A_t]A_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} \\ = \frac{(1+n)(1-\alpha)\left(\frac{\alpha}{1-\tau}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{g(A_t)} \quad (27)$$

$$c_{2,t} = \frac{(1-\tau)(1+n)(1-\alpha)\beta\left(\frac{\alpha}{1-\tau}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{[(1+n)(1+\beta) - (1-\rho)\beta\tau A_t]A_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} \\ = \frac{(1-\tau)(1+n)(1-\alpha)\beta\left(\frac{\alpha}{1-\tau}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{g(A_t)} \quad (28)$$

类似于命题三、命题四的讨论可得命题五。

命题五:

1. 若 $A_t \in [0, A_0]$, 则个人成年时和老年时消费都将随着人工智能技术的进步而减少,若 $A_t \in (A_0, +\infty)$, 则个人成年时和老年时消费都将随着人工智能技术的进步而增加。人工智能技术进步时,个人一生的效用会实现U型增长。

2. 当 $0 < A_t \leq A_1$ 时,少征税有利于个人终生效用的增加;当 $A_t \geq A_1$ 时,多征税有利于个人终生效用的增加。

命题五的经济直觉是,一旦跨越奇点,通过政府对财富的调节,可以实现个人终生效用的提升,让成年人和老年人共享技术进步的成果,实现双赢的局面。政府调控有利于社会公平,促进和谐稳定,达到共同富裕的目标。

四、结论

据埃森哲报告指出,人工智能对中国经济蕴含着巨大的增长价值。预计到2035年,人工智能背景下中国经济增长速度将接近8%,劳动生产率提高27%,中国制造业增速提高2%。^①如果合理利用人

工智能的发展,经济将获得稳步提高。本文在世代交替模型基础上进行拓展,在封闭经济体中,构建传统物质和人工智能两部门生产最终品。如果政府不引导控制人工智能的发展,资本将由传统物质部门大量流入人工智能部门,只有少数人获益,经济将最终陷入停滞。如果政府积极发挥主导作用,在不同阶段对人工智能采取不同的税收政策,能让先进的人工智能技术促进经济增长,同时提高全社会人民福祉。本文证明,劳动密集型国家因为起点低,劳动收入远低于资本收入,更容易享受技术进步带来的福利。在政府对人工智能征税的前提下,经济将实现U型增长。

另一方面,政府也要注意全社会共同富裕的愿景,针对人工智能的发展制定合理的政策。随着人工智能技术的发展,老年人和成年人收入不平等存在扩大的风险。政策制定者应采用谨慎的政策,在充分利用人工智能技术的发展提高生产率的情况下,同时采取适当的政策消除人工智能的弊端,让人工智能的成果惠及全社会。当人工智能规模比较大的时候,征收合适的人工智能税,利用税收进行转移支付,提升人民福祉。例如,提高失业补助、加强养老保险,让养老范围更宽广。人工智能的发展必然会带来一部分人的不适应,政府在技术发展的过渡时期应加强对失业者的救助,保障他们基本的生活需求。

本文在理论方面探讨了人工智能发展对经济增长和社会福利的影响,但仍然存在局限性。首先,本文并未讨论开放经济体的情形。在开放经济体的情形下,对人工智能企业征税会造成效率的损失,同时导致资本外流。政策制定者在现实中既要考虑内部效应,也要同时考虑外部影响。其次,本文考虑的人工智能技术是外生的,在现实中,技术扩散是受限制的。将技术增长内生更具有现实意义,因为发展中国家想要研发和创新,难度比发达国家大很多。对现阶段中国而言,技术研发要同时兼顾成本和未来经济效应。最后,本文另一个局限是,两部门生产的产品是同质的。现实中,人工智能技术会带来产品和创新的升级,消费者会随之产生新的需求,两种产品的异质性对工人工资、资本价格等的影响机制和效应仍然值得进一步思考。上述种种,可以作为人工智能对经济增长影响下一步研究的问题。

① 参见2017年埃森哲发布的《人工智能:经济发展新动力》咨询报告, <https://www.accenture.com/us-en/insight-artificial-intelligence-future-growth>。

附录

(一) 式(4)的推导过程

构造拉格朗日函数:

$$F = \ln c_{1,t} + \beta \ln c_{2,t+1} + \lambda_1 (c_{1,t} + s_t - \omega_t) + \lambda_2 [c_{2,t+1} - (1 + r_{t+1})s_t]$$

一阶条件为

$$\frac{\partial F}{\partial c_{1,t}} = \frac{1}{c_{1,t}} + \lambda_1 = 0, \frac{\partial F}{\partial c_{2,t+1}} = \frac{\beta}{c_{2,t+1}} + \lambda_2 = 0, \frac{\partial F}{\partial s_t} = \lambda_1 - \lambda_2(1 + r_{t+1}) = 0$$

联立消掉 λ_1 、 λ_2 , 即可得

$$c_{2,t+1} = \beta(1 + r_{t+1})c_{1,t}$$

(二) 命题一的证明

1. 根据式(13)、(14)、(15)、(16)易得 $\frac{\partial \omega_t}{\partial A_t} < 0$, $\frac{\partial s_t}{\partial A_t} < 0$, $\frac{\partial k_t}{\partial A_t} < 0$ 。

2. 由式(17)可得 $\frac{\partial x_{t+1}}{\partial n} < 0$, 人口的减少, 将导致人工智能资本的增加, 资本的份额将更大, 劳动力工

资进一步下滑, 同时人口又减少, 必定导致劳动力所占国民收入份额 $\frac{\omega_t L_t}{Y_t}$ 下降。证毕!

(三) 命题二的证明

1. 由式(13)、(15)可知 $\frac{\partial \omega_t}{\partial A_t} < 0$, $\frac{\partial c_{1,t}}{\partial A_t} < 0$, $\frac{\partial c_{2,t+1}}{\partial A_t} > 0$, 得证。

2. 由式(18)可知, 当 $0 < \alpha \leq \frac{\beta}{1+2\beta}$ 时, $\frac{\partial U_t}{\partial A_t} > 0$; 当 $\alpha > \frac{\beta}{1+2\beta}$ 时, $\frac{\partial U_t}{\partial A_t} < 0$ 。证毕!

(四) 命题三的证明

1. 若 $A_t \in [0, A_0]$, 则 $g'(A_t) > 0$, 从而 $\frac{\partial k^*}{\partial A_t} < 0$, $\frac{\partial x^*}{\partial A_t} < 0$, $\frac{\partial s^*}{\partial A_t} < 0$ 。

若 $A_t \in (A_0, +\infty)$, 则 $g'(A_t) < 0$, 从而 $\frac{\partial k^*}{\partial A_t} > 0$, $\frac{\partial x^*}{\partial A_t} > 0$, $\frac{\partial s^*}{\partial A_t} > 0$ 。得证。

2. 根据 A_0 的解析式很容易得到 $\frac{\partial A_0}{\partial \alpha} > 0$, $\frac{\partial A_0}{\partial \rho} > 0$ 。证毕!

(五) 命题四的证明

$$x^* = \frac{(1-\rho)\beta(1-\alpha)\left(\frac{\alpha}{1-\tau}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{[(1+n)(1+\beta) - (1-\rho)\beta\tau A_t] A_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} = \frac{(1-\rho)\beta(1-\alpha)\alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_t^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{[(1+n)(1+\beta) - (1-\rho)\beta\tau A_t] (1-\tau)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}$$

k^* 、 s^* 可做同样处理, 设分母为 $f(\tau) = (a - e\tau)(1 - \tau)^\eta$, 从而

$$f'(\tau) = (1 - \tau)^{\eta-1} [(a\eta - e) + \tau e(1 - \eta)]$$

注意 x^* 、 k^* 、 s^* 与 $f(\tau)$ 关于 A_t 的单调性是相反的, 且 $a\eta - e \geq 0$ 等价于 $A_t \leq A_1$, $a\eta - e < 0$ 等价于 $A_t > A_1$ 。

1. 若 $0 < \alpha \leq 1/2$, 则 $0 < \eta \leq 1$ 。

当 $0 < A_t \leq A_1$ 时, $a\eta - e > 0$, 从而 $f'(\tau) > 0$ 恒成立, 因此 $\frac{\partial k^*}{\partial \tau} < 0$, $\frac{\partial x^*}{\partial \tau} < 0$, $\frac{\partial s^*}{\partial \tau} < 0$ 。(1) 得证。

当 $A_t > A_1$ 时, $a\eta - e < 0$, 当 $\tau \in (0, \tau_0)$ 时, $f'(\tau) < 0$, 从而 $\frac{\partial k^*}{\partial \tau} > 0$, $\frac{\partial x^*}{\partial \tau} > 0$, $\frac{\partial s^*}{\partial \tau} > 0$ 。当 $\tau \in (\tau_0, 1)$

时, $f'(\tau) > 0$, 因此 $\frac{\partial k^*}{\partial \tau} < 0$, $\frac{\partial x^*}{\partial \tau} < 0$, $\frac{\partial s^*}{\partial \tau} < 0$ 。(2) 得证。

2. 若 $\alpha > 1/2$, 则 $\eta > 1$ 。

当 $0 < A_i \leq A_1$ 时, $a\eta - e > 0$, 当 $\tau \in [0, \tau_0]$, $f'(\tau) > 0$, 因此 $\frac{\partial k^*}{\partial \tau} < 0$, $\frac{\partial x^*}{\partial \tau} < 0$, $\frac{\partial s^*}{\partial \tau} < 0$ 。当 $\tau \in (\tau_0, 1]$, $f'(\tau) < 0$, 从而 $\frac{\partial k^*}{\partial \tau} > 0$, $\frac{\partial x^*}{\partial \tau} > 0$, $\frac{\partial s^*}{\partial \tau} > 0$ 。(1) 得证。

当 $A_i > A_1$ 时, $a\eta - e < 0$ 。则 $f'(\tau) < 0$ 恒成立, 从而 $\frac{\partial k^*}{\partial \tau} > 0$, $\frac{\partial x^*}{\partial \tau} > 0$, $\frac{\partial s^*}{\partial \tau} > 0$ 。(2) 得证。

参考文献

- [1] Acemoglu D, Dorn D, Hanson G H, Price B. Return of the Solow Paradox? IT, Productivity, and Employment in US Manufacturing [J]. American Economic Review, 2014, 104 (5): 394-399.
- [2] Berg A, Buffie E F, Zanna L F. Should We Fear the Robot Revolution? (The Correct Answer is Yes) [J]. Journal of Monetary Economics, 2018, 97 (1): 117-148.
- [3] Gregory T, Salomons A, Zierahn U. Racing with or Against the Machine? Evidence from Europe [R]. ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper, 2016.
- [4] Hanson R. Economic Growth Given Machine Intelligence [R]. Technical Report, University of California, Berkeley, 2001.
- [5] Autor D H. Why Are There Still So Many Jobs? The History and Future of Workplace Automation [J]. Journal of Economic Perspectives, 2015, 29 (3): 3-30.
- [6] Acemoglu D, Restrepo P. The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment [J]. American Economic Review, 2018, 108 (6): 1488-1542.
- [7] Hémous D, Olsen M. The Rise of the Machines: Automation, Horizontal Innovation and Income Inequality [J]. Social Science Electronic Publishing, 2014, 28 (5): 4-18.
- [8] Abeliansky A, Prettnner K. Automation and Demographic Change [R]. Hohenheim Discussion Papers in Business, 2017: 2005-2017.
- [9] Brynjolfsson E, Hitt L M, Kim H H. Strength in Numbers: How Does Data-driven Decisionmaking Affect Firm Performance? [J]. Social Science Electronic Publishing, 2011, 181 (9): 3-20.
- [10] Mullainathan S, Spiess J. Machine Learning: An Applied Econometric Approach [J]. Journal of Economic Perspectives, 2017, 31 (2): 87-106.
- [11] Aral S, Brynjolfsson E, Wu D J. Which Came First, IT or Productivity? The Virtuous Cycle of Investment and Use in Enterprise Systems [C]. International Conference on Information System, DBLP, 2006.
- [12] Kromann L, Skaksen J R, Sørensen A. Automation, Labor Productivity and Employment—a Cross Country Comparison [R]. CEBR, Copenhagen Business School Working Paper, 2011.
- [13] Graetz G, Michaels G. Robots at Work: The Impact on Productivity and Jobs [R]. Centre for Economic Performance, LSE, 2015.
- [14] Good I J. Speculations Concerning the First Ultraintelligent Machine [J]. Advances in Computers. Elsevier, 1966, 6 (6): 31-88.
- [15] Upchurch M, Moore P V. Deep Automation and the World of Work [M]//Humans and Machines at Work, 2018.
- [16] Aghion P, Jones B F, Jones C I. Artificial Intelligence and Economic Growth [R]. NBER Working Paper 23928, 2017.
- [17] Kurzweil R, Press V. The Singularity Is Near: When Humans Transcend Biology [J]. Cryonics, 2005, 85 (1): 160.
- [18] Nordhaus W D. Are We Approaching an Economic Singularity? Information Technology and the Future of Economic Growth [R]. NBER Working Paper 21547, 2015.
- [19] Marx K. Das Kapital: Kritik Der Politischen Ökonomie [M]. Hamburg: Verlag von Otto Meissner, 1867.
- [20] Keynes J M. Economic Possibilities for Our Grandchildren [M]//Essays in Persuasion. London: Palgrave Macmillan, 2010: 321-332.
- [21] Frey C B, Osborne M A. The Future of Employment: How Susceptible are Jobs to Computerisation? [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2017, 114 (1): 254-280.
- [22] Arntz M, Gregory T, Zierahn U. The Risk of Automation for Jobs in OECD Countries: A Comparative Analysis [J]. OECD Social, Employment and Migration Working Papers, 2016.
- [23] DeCanio S J. Robots and Humans-Complements or Substitutes? [J]. Journal of Macroeconomics, 2016, 49 (2): 280-291.
- [24] Benzell S G, Kotlikoff L J, LaGarda G. Robots Are Us: Some Economics of Human Replacement [R]. NBER Working Paper 20941, 2015.
- [25] Brynjolfsson E, McAfee A. The Second Machine Age: Work, Progress, and Prosperity in a Time of Brilliant Technologies [M]. WW Norton & Company, 2014.

(下转第 128 页)

收入不平等与税收政策偏好

——基于利益相关者的视角

Income Inequality and Tax Policy Preference:

An Analysis from the View of Stakeholders

李子联

LI Zi-lian

[摘要] 在收入差距扩大的情形下, 税率提高的再分配政策是否能够得到有效制定和实施取决于不同经济主体从中所获利益的大小以及各自博弈能力的强弱。一般而言, 这一政策由于更有利于中低收入者, 因此会得到这些群体的支持, 但却遭受到高收入者的反对。就中国的现实而言, 长期以来所实施的“效率优先”式的收入分配政策催生了“先富群体”。这些高收入者, 抑或既得利益者因拥有强势的博弈能力而使其收入获得了“螺旋上升式”的增长, 自然也就成为了阻扰个人所得税相对税率提高的潜在群体。这就使得在收入差距扩大的情形下, 个人所得税的相对税率多年来不仅没有提高, 相反却呈现出下降的趋势。或者说, 税收政策并未对最高收入群体形成有效的调节, 相反却对中间收入群体收入水平的提高带来了抑制作用。因此, 缩小居民收入差距和缓解收入不平等, 应及时有效地提高税收免征额和应税税率。

[关键词] 收入不平等 税收政策 利益相关者

[中图分类号] F047.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0086-10

Abstract: With the income gap widening, the redistribution policy should be to levy the tax with a higher tax rate. It can be effectively formulated and implemented depending on the size of the benefits obtained by different economic entities and the strength of their game abilities. Generally speaking, this policy is more favorable to middle and low-income earners. Therefore, the policy will be supported by them. However, it was opposed by high-income earners. So far as the reality of Chinese society is concerned, the income distribution policy of “efficiency first”, which has been implemented for a long time, has given birth to the “first rich group”. These high-income earners or vested stakeholders have obtained a “spiral rising” increase in their income due to their strong gaming abilities, which surely makes them as the potential group to block the rise of the comparative rate of individual income tax. This makes the relative tax rate of individual income tax not only decreases for many years, but on the contrary, it shows a downward trend. In other words, the tax policy has not effectively adjusted the high-income group, but on the contrary, it has inhibited the income level of the middle-income group. Therefore, to narrow the income gap and alleviate the income inequality, the amount of tax exemption and the taxable rate should be raised timely and effectively.

Key words: Income inequality Tax policy Stakeholder

[收稿日期] 2018-10-02

[作者简介] 李子联, 男, 1985年1月生, 江苏师范大学商学院教授, 硕士生导师, 经济学博士, 研究方向为政治经济学和发展经济学。

[基金项目] 国家社会科学基金教育学青年项目“高等教育质量提升的经济绩效及实现机制研究”(项目编号: CFA160178); 江苏高校哲学社会科学重点研究项目“新常态下江苏经济增长动力转换和新增长点培育研究”(项目编号: 2016ZDIXM036)。

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

收入不平等本质上是由具有特定利益倾向或不平等的分配政策所带来的一种收入差距,既可以被抽象地概括为是一种分配状态,又可以被具体地理解为是一种分配制度。它不仅对人力资本积累、需求结构平衡进而长期经济增长带来了抑制作用,还对包括人际关系协调、司法执法公正和治安环境优化等社会稳定因素产生了负面影响,因此,通过制定一种可行的公共政策来降低收入不平等是我们所能“理所当然”地总结出来的“普遍性”结论。从经济学的角度,这一“普遍性”结论也就可以概括为:收入不平等将增加社会对再分配政策的需求,也就是说,旨在促进公平公正的再分配政策将随着收入不平等的恶化而增加。但是,由于社会个体存在异质性,这一类似共识的结论却引起了我们的质疑。我们关注的逻辑在于:如果社会个体按照收入水平高低而划分为不同的既得利益者,那么收入不平等将增加谁对再分配政策的需求?进一步地,如果不同利益获得者对再分配政策在需求上存有差异,那么再分配政策又是否能够获得有效支持?更进一步地,与个体相对的政府在再分配政策上将持以什么态度?对这些问题进行回答,我们不是也无法用普适的伦理准则去进行评判,而是基于新政治经济学中的利益相关者划分法来客观地观测在分配过程中不同经济主体的利益得失,并以此作为其对再分配政策支持与否的参照依据。与已有文献相比,我们的贡献在于对社会个体进行了更有效的划分,并通过更为简单的逻辑演绎比较了收入分配前后各自的利益得失,更重要的是考察了政府在其中所获得的利益。

对于收入不平等与再分配政策需求的关系,早期文献 Romer (1975)^[1]、Roberts (1977)^[2]、Meltzer 和 Richard (1981)^[3]等均对收入不平等与税收政策的关系做了经典的理论分析,且都得出收入不平等将带来税率的提高,因此,收入不平等与税收政策的需求之间具有正向的变化关系。以 Meltzer 和 Richard (1981)^[3]的研究为例,他们在一般均衡分析框架下,用多数选举制下收入再分配所获得的份额来度量政府规模,发现平均收入与中间收入比值的上升将会扩大政府的规模,也就是说,收入不平等越严重,政府通过再分配政策所获得的份额也就越大,因此这一项政策也就得以有效实施。在这一分析过程中, Meltzer

和 Richard (1981)^[3]由于对个体的生产能力进行了区分,因此这一研究同时发现个体的生产率或收入越高,其所偏好的税率就越低。在生产率达到且超过最优值后,税率与个体的生产率呈负相关关系,即个体的生产率越高,其所偏好的税率就越低,反之则反。

应当说,在 Meltzer 和 Richard (1981)^[3]的研究中,考虑个体的工作能力并不是为了对个体差异进行有效的区分,同时个体差异对税收政策的态度也不是其研究所关注的重点。在此基础上, Moene 和 Wallerstein (2001)^[4]进行了完全不一样的研究,他们将社会人群划分为无收入者、低收入者和高收入者三个群体,其中低收入者构成了社会人口的大多数,因此其政策偏好决定了再分配政策的制定与否,进一步地,他们将再分配政策定位为社会保障而非税收政策。由于这一人群的区分和政策定位,使得政府所实施的社会保障政策是否能够得到有效支持就取决于这一政策是否能够有效地覆盖各群体,特别是低收入群体所面临的风险,研究发现随着收入不平等的恶化,那些由于失业、事故和伤病而失去收入的人群同时也是中低收入群体分化出来的人群,因为收入的减少而相应地减少了保障的需求,但其所面临的风险却未发生改变,所以一项增加保障支出的公共政策并不会得到这些风险裸露人群的支持,也就是说,收入不平等与这一再分配政策存在负相关关系。这一研究之所以得出与 Meltzer 和 Richard (1981)^[3]完全不一样的结论,主要是因为两者对再分配政策的理解角度存在差异。在 Meltzer 和 Richard (1981)^[3]的研究中,再分配政策是一项富人向穷人进行财富转移的税收政策,在中间收入与平均收入比值不断下降的收入不平等情形中,这一政策能够有效地增加中间收入者的福利水平,因此这一政策能够得到占人口绝大多数人群的支持;而在 Moene 和 Wallerstein (2001)^[4]的研究中,再分配政策则是一项增加保障支出的公共政策,在收入不平等导致中间收入阶层收入下降的情况下,其对保障需求的相应下降将使其对这一政策并不“感兴趣”,因而也就难以得到大多数人的支持。

Meltzer 和 Richard (1981)^[3]、Moene 和 Wallerstein (2001)^[4]的研究分别代表了收入不平等与再分配政策需求之间具有或正或负相关关系的两种主要观点,这为后来的诸多实证分析提供了广阔的研究空间。如对于收入不平等将增加再分配政策需求的观点,众多学者分别运用跨国和个体数据进行了有效

验证,且发现两者之间具有稳健的正相关关系(Linos和West,2003^[5];尹恒等,2005^[6];Blekesaune,2007^[7];Breznau,2010^[8];Jaeger,2013^[9];Schmidt-Catran,2014^[10];李子联等,2017^[11])。但是,另有学者则基于现实所能观测到的经验现象发现收入不平等的恶化并未带来其边际税收的增加,因此,收入不平等与再分配政策需求之间在经验上具有负相关关系(Bowles和Gintis,2000^[12];Moene和Wallerstein,2003^[13];Iversen和Soskice,2006^[14];Kelly和Enns,2010^[15]等)。此外,Lübker(2007)^[16]虽然发现两者之间具有正相关关系,但这一关系却并不显著;而Kenworthy和McCall(2008)^[17]运用8个国家的截面时间序列数据进行实证分析后,却发现两者之间不具有任何的数量关系。就上述实证研究而言,变量选择和模型设置的不同极有可能导致了各自研究结论的差异(Dallinger,2010^[18];Dion和Birchfield,2010^[19])。

尽管理论分析以及实证研究得出了不同的结论,且各种观点对再分配政策存在理解上的不同,但其假设基本都是社会采取多数选举或者多数表决制,这就使得占人口大多数的中间收入阶层对政策的偏好直接决定了再分配政策的制定与否。在现实中,政策的制定和实施与否可能与具有不同施政理念的执政党联系较为紧密,因为这一现象广泛而普遍地存在于我们所能观察到的社会现实中。基于这一发现, Lee(2014)^[20]考察了左右两派政党对收入不平等情形下再分配政策制定的影响,发现左派相对于右派更愿意执行高税率政策,这一结论是基于左派比右派工资收入更低的假设而得出的。因此,其结论也可以理解为:个体的工资收入越高,收入不平等情形下其对税率提高再分配政策的支持也就越弱。实际上,生产率直接决定了个体的工资收入水平,因此生产率与税率的关系也可反映收入水平与税率的关系,这就是说, Lee(2014)^[20]与Meltzer和Richard(1981)^[3]的结论具有相似性。

综合来看,由于所关注主题的侧重点不同,

Meltzer和Richard(1981)^[3]的研究虽然考虑了个体存在生产率上的差异,但却并未循此差异而对不同个体的政策偏好进行更为深入和详尽的分析;Moene和Wallerstein(2001)^[4]、Lee(2014)^[20]虽然考虑了经济主体差异对收入不平等情形下再分配政策制定的影响,但却都只是限定在经济主体中的个体这一范围,对于个体之外的政府的偏好则均未涉及,而后者在很多国家经济决策中所发挥的作用明显不可低估和忽视。更应关注的是,由于经济主体对分配政策的偏好几乎完全依据于其从中所能获得利益的多少,因此,对收入分配中各经济主体利益得失进行有效的分析明显有助于我们理解再分配政策的制定,而这可能是我们区别于现有研究的最大不同。

二、收入分配前后不同经济主体的利益得失

借鉴Meltzer和Richard(1981)^[3]、Lee(2014)^[20]的观点,本文将再分配政策理解为税收政策,或更为严谨地说,是个人所得税政策^①。同时将经济主体分为政府和个体两种类型,其中个体在收入分配后会按照收入进行相应的分层。因为这一划分,我们可以有效地观测收入分配前后各经济主体的利益得失,并以此为基础分析各经济主体对税率提高的再分配政策的偏好程度。显然,如果经济主体在税率提高时获得了效用的提高,那么其对这一政策肯定持赞同或支持意见,反之则反。由于不同利益获得者必将对再分配政策持分歧意见,因此,这一政策是否能够有效通过则完全取决于各经济主体之间的利益权衡或博弈。与已有研究仅仅采用多数表决制不同的是,我们客观地陈列了除此之外的其他表决制度的政策选择,以此提供一个一般性的分析框架。

假设一个社会中存在三个经济个体,分别为 a 、 b 和 c ,每个个体能够依据其要素投入获得对等的收入,且理想状态下每个个体的要素投入相同,因此相对应地,各自所能获得的收入也相同,则在这一状态下,社会初始的收入分配既是平均的,又是平等的,

① 在中国的现实中,相对于个人所得税而言,企业所得税及与其相关的增值税(营业税)是政府税收的主要构成部分,但从本质上来说,个人所得税的征缴才应当是直接和间接地影响政府税收规模的重要而根本的因素。这是因为单位组织所缴纳的税收也必定来自于“民”所参与的经济活动。以企业所得税为例,雇员生产率的高低决定了企业经营利润的大小,进而决定了政府税收的多寡;而雇员生产率的高低,除了表面上与其技术水平有关外,本质上则由其带来激励的分配制度所决定。一项更为公平且有效的分配制度毫无疑问会为雇员带来正向的激励,这对促进其生产效率的提高不无裨益;反之,不平等的收入分配则将损害其生产积极性,不利于企业生产效率的提高。因此,作为一项分配制度的直接呈现,个人所得税政策的公平与否毫无疑问会直接或间接地影响着企业所得税的多寡(李子联等,2017^[11])。

同时对个体和社会而言也是公平和公正的^①。假设此时各个个体的收入分别为 y_a 、 y_b 和 y_c ，则有 $y_a = y_b = y_c$ ；同时假设这一社会实行免征额的个人所得税制度，且免征额和税率分别为 y_i ($i = a, b, c$ ，下同) 和 t ($0 \leq t \leq 1$)，则在这一初始状态下，个体 a 、 b 和 c 的收入由于均处于免征范围，因此此时的财政总税收为 0，社会处于一种完全等分且无政府自治的乌托邦状态。但是，这种状态往往会因偶然性事件，比如突发性制度的冲击而发生改变，并使得原来的分配状况变得更为不平等。为做比较，我们主要考虑常见的右偏态分配情形，并将其与正态分配的基本情形进行简单比较，而左偏态分配由于较为少见暂不考虑。

正态分配的情形可以描述为：考虑一种新的分配状态，即存在一种突发性的收入不平等分配制度安排，使得“本”应分配于个体 a 的收入 m ($m \geq 0$) 却分配给了个体 c ，也就是说，社会存在一种对部分个体而言不平等的收入分配，使得部分经济个体并未得到与其要素投入相对等的收入。在这一过程中，被分配额 m 能够反映这一不平等程度，即不平等程度随着 m 的增大而不断恶化，反之则反。由于这一分配，社会个体按照收入水平高低进行了分层，且社会平均收入与中间收入均出现了一致，即都为 y_b ，因此，社会的收入分配符合正态分布的特征，且处于 y_b 收入水平的居民将占社会总人口的绝大多数。

与正态分配不同的是，右偏态分配的情形则可以描述为：考虑一种新的分配方式，即存在一种分配制度，使得“本”应分别分配于个体 a 和 b 的收入额 m 却分配给了个体 c ，也就是说，社会的大部分财富仅聚集在占人口较少数的个体 c 中，而人口中的绝大多数，则处于低水平的收入状态之中。此时，相较于正态分配，右偏态分配的社会更为不平等，这是因为在正态分配中，社会的平均收入与中间收入是一致即正态分布的；而在右偏态分配中，社会的中间收入 y''_a 或 y''_b 则低于平均收入 y_a 或 y_b ，因此，此时的收入分配是右偏态分布的 (Moene 和 Wallerstein, 2001^[4])。由于右偏态分配在现实中更为常见，因此我们考虑此分配情形下经济个体的利益得失。可以发现，经济个

体的收入在政策冲击下分别变为：

$$\begin{aligned} y''_a &= y_a - m \\ y''_b &= y_b - m \\ y''_c &= y_c + 2m \end{aligned}$$

对于这一收入变化，在暂不考虑个体 c 收入提高而适用于更高累进税率的情况下，政府税收收入和公共服务支出由于个体 c 收入的提高而得以有效增加。假设税率 t 不变，则社会总税收 T' 增加为：

$$T' = t(y''_c - y_c) = 2tm$$

可见，即便在社会总收入不变的情况下，分配主体间收入分配结构的改变也将对一国的财政税收带来影响，也就是说，收入在个体之间的初次分配将直接影响到再次分配中个体与政府的分配分成，而后者则成了政府支持适当收入差距和制定相关税收政策以获得最大化税收的动力所在，因为在上式中不平等程度的加重和税率的提高都将直接带来政府税收的增加，

$$\text{即 } \frac{\partial T'}{\partial m} = 2t \geq 0, \quad \frac{\partial T'}{\partial t} = 2m \geq 0。$$

由于财政税收因分配政策而带来了改变，财政支出也将因此而增加。不过，在政府支出项目中，能够直接或间接地为个体带来收益的财政支出额仅为税收收入的一部分。不妨将这一部分包括转移支付在内的公共服务支出份额设为 β ($0 \leq \beta \leq 1$)，则其总支出额 $T'_i = \beta T' = 2\beta tm$ 。进一步假设这部分公共服务被分解到个体 a 、 b 和 c 的份额为 x_i ($i = a, b, c$)，且满足 $0 \leq x_i \leq 1$ ， $\sum x_i = 1$ ，则在不考虑个体“休闲”诉求的情形下，个体 a 、 b 和 c 的效用函数 $U'_i(y_i, T_{ri})$ 可以被相应地表示为：

$$\begin{aligned} U'_a &= y_a - m + 2x_a \beta tm \\ U'_b &= y_b - m + 2x_b \beta tm \\ U'_c &= y_c + 2m(1-t) + 2x_c \beta tm \end{aligned}$$

进一步地，对效用函数进行一阶求导后，收入不平等程度对个体效用的影响为：

$$\begin{aligned} \frac{\partial U'_a}{\partial m} &= -1 + 2x_a \beta t \leq 0 \text{ ②} \\ \frac{\partial U'_b}{\partial m} &= -1 + 2x_b \beta t \leq 0 \end{aligned}$$

① 平均、平等、公平和公正具有语义上的不同，平均是一种等分状态，平等、公平和公正则未必是等分；平等是一种客观原则，公平则包括主观感受的成分，平等未必是公平和公正的；公平是相对个人而言，公正则用于描述社会状态。

② 由于在右偏态分配中，个体 a 和 b 的收入水平相同，可以认为两者是社会中的同一收入阶层，因此，两者所获得的公共服务支出份额也是相同的。在此情形下， $0 \leq x_a \leq 0.5, 0 \leq x_b \leq 0.5$ ，故 $\frac{\partial U'_a}{\partial m} \leq 0$ ，下同。

$$\frac{\partial U'_c}{\partial m} = 2(1-t) + 2x_c\beta t \geq 0$$

上述一阶求导结果表明,除非政府将从高收入者 c 中所征收的财政税收全部且等分地用于对个体 a 和 b 进行转移支付,即 $x_a = x_b = 0.5$, $\beta = t = 1$,否则,收入不平等的加重将对其经济效用带来抑制作用。但在经济现实中,政府所获得的税收收入不可能全部用于对低收入者进行转移支付,也就是说,企图被定位为“大公无私正义化身”的政府所实施的“劫富济贫”式的再次分配在现实中不可能完全地存在,而收入不平等加重对低收入者的经济效用则将带来不可避免的抑制作用。也就是说,个体 a 和 b 虽然获得了部分公共服务支出,比如财政转移收入,但由于其在这一分配制度中失去了更大比例的收入,因此收入不平等降低了其经济效用,且后者随着前者的加重而不断下降。与此相反,高收入者则在这一分配过程中获得了额外的净收入,因此其经济效用得到了有效提升。由于这一差异,不同的经济个体对税率的提高也具有不同的反应,对税率 t 的求导式为:

$$\frac{\partial U'_a}{\partial m \cdot \partial t} = 2x_a\beta \geq 0$$

$$\frac{\partial U'_b}{\partial m \cdot \partial t} = 2x_b\beta \geq 0$$

$$\frac{\partial U'_c}{\partial m \cdot \partial t} = -2 + 2x_c\beta \leq 0$$

从上式来看,在收入不平等状态中,税率的提高能够有效地提高低收入者 a 和 b 的经济效用,且这一效用随着税率的提高而相应提升,因此,一项旨在缓解收入不平等程度的税收政策将能够得到低收入者 a 和 b 的有力支持。相反,税率的提高则降低了高收入者 c 从中所获得的经济效用,且其效用将随着税率的提高而不断降低,因此,提高税率的税收政策将不会得到高收入者的支持。如果社会采取多数表决制,那么代表广大居民利益的低收入者则能够有效地使提高税率的税收政策得以通过,因而也就能够有效地降低社会的不平等程度;反之,如果社会采取精英治理的政治制度,则利益既得者往往会成为左右管理决策的精英或是利益集团,相应地,提高税率的税收政策则难以获得有效通过,收入不平等程度也就将进一步恶化。在后者社会中,收入分配制度改革的最大阻力在于既得利益者的干扰,而以“壮士断腕之志”突破这些阻扰,则是将深化改革进行到底的关键。

应当要分清的是,在右偏态分配中,我们一开始就假设经济个体 a 、 b 和 c 的收入水平处于免征额范围,使得在这一分配政策的冲击下显著地提高了个体 c 的收入水平,因而也就能够获知政府的财政税收将得以增加。考虑一种与此不一样的情形,即个体 a 、 b 和 c 在一开始即须向政府纳税,在分配政策冲击后,收入下降的个体 a 和 b 免于纳税,而个体 c 则由于收入提高而适用于更高的税率,那么,政府的总税收是否因此而增加呢?不妨假设初始状态的免征额为 $y_i - m$ 而非 y_i ($i = a, b, c$),且采用税率随收入提高而提高的累进税率制度。在收入 y 满足 $y_i - m < y \leq y_i$ 时,采用税率为 t ;而当 $y_i < y \leq y_i + 2m$ 时,则采用税率为 $t + \Delta t$ 。在这一情形下,初始状态和右偏态分配状态下的财政总税收 T 和 T' 分别为:

$$T = \sum [y_i - (y_i - m)] t = 3mt$$

$$T' = (y_c + 2m - y_c)(t + \Delta t) + [y_c - (y_c - m)] t = 3mt + 2m \cdot \Delta t$$

明显地,相较于初始状态,右偏态分配的财政税收也得到了有效增加,且增加的额度为 $2m \cdot \Delta t$ 。可见,收入不平等虽然降低了大多数居民的收入水平,从而使其纳税额减少;但同时却也增加了高收入者的收入水平,从而使其从低收入者的财富中所获取的收入份额适用于更高的累进税率,这无疑增加了整个社会的总税收。因此,收入不平等的形成及其恶化将显著促进税收的增长。不能忽视的是,如果社会采用固定税率制,即 $\Delta t = 0$,那么,这一分配政策将不会带来政府总税收的增加。应当指出的是,上述所描述的分配状态是在所有个体总收入不变的假设下形成的,这一静态分析能够直接地观测到不同个体在分配前后的利益得失。但在经济现实中,不同个体之间的收入分配状况往往会因其收入增长而被掩盖,也就是说,个体能够直观地感受到其绝对收入的提高,而对于其在收入分配“蛋糕”中获得了多少相对份额则往往难以直接知晓。就后者而言,一种简单的评判思路是,如果一个个体所获得的收入增长幅度长期低于另一个个体的同一指标,那么个体之间的收入差距将不断扩大,而对应的收入不平等也将不断恶化。

三、收入不平等对不同群体收入状况的影响

从中国城乡居民的收入数据来看,中国的城乡收入分配处于右偏态的状态中,表现为城乡居民的中间收入与平均收入的比值均低于1的正态水平,表明占

人口相对多数的中间收入阶层的收入水平平均低于社会的平均值，社会财富相对集中地分布在较高收入群体之中，这一现象在2005年后农村居民的收入分配状况中尤为明显。基于这一现实判断，我们借鉴上述理论分析，通过计算和观测收入不平等影响个体收入的弹性系数 α 来进一步探讨收入不平等变化对不同收入群体收入状况的影响。对于收入不平等变化状况，本文运用不同收入组之间的泰尔指数来进行测度。之所以采用泰尔指数而非常见的基尼系数，是因为相对于基尼系数，泰尔指数能够更为敏感地观测到高收入和低收入的变化情况，而基尼系数则仅对中间收入变化反应灵敏，因此泰尔指数能够更好地观测不同群体之间的收入差距，是一个较为适用的分析变量（王少平和欧阳志刚，2008^[21]）。若以 y_i 和 y 分别表示不同收入群体的收入和总收入，以 p_i 和 p 分别表示不同收入群体的人口和总人口，则泰尔指数 TI 可以表示为：

$$TI = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{y} \left(\log \frac{y_i}{y} - \log \frac{p_i}{p} \right)$$

尽管泰尔指数依据居民收入来进行测算，但它从根本上反映了收入形成背后的分配制度，因此，以泰尔指数来表征上文理论分析中的突发性的不平等分配制度，与许多文献的处理方式一样均具有合理性。进

一步地，以泰尔指数度量的收入不平等影响个体收入的弹性系数 α 可以表示为：

$$\alpha = \frac{\Delta y_i}{\Delta TI} \cdot \frac{TI}{y_i}$$

运用城镇居民五级分组数据首先对城镇居民收入与不平等变化弹性进行计算并比较后发现：从纵向来看，不管收入分配的状况是改善还是恶化，城镇各收入组居民的收入均呈逐年扩大的趋势，表现为各群体的收入规模在泰尔指数下降即收入分配状况改善时依然在不断扩大，见表1。对于这一统计结果，我们认为其与上述理论分析并不矛盾。这是因为我们在理论分析中出于研究方便仅仅考虑了总收入不变的静态情况，而在中国的经济现实中所有居民的收入均呈不断增长的态势，这就使得在收入分配状况恶化时，即便是低收入者，其收入水平也依然在提高，只是其提高幅度因收入水平的不同而存有差别。从这一角度来说，我们无法从纵向上来判别收入不平等对某个群体或个体收入水平的影响。但从横向比较来看，两者之间的变化关系则与我们的理论分析相吻合。也就是说，收入不平等的恶化从总体上带来了高收入者的收入水平更大幅度的提高，而低收入者收入水平的提高幅度则相对较小。

表1 城镇居民不同群体的收入与不平等变化弹性

年份	低收入户	中等偏下户	中等收入户	中等偏上户	高收入户	城镇泰尔指数
2001	0.88	1.02	1.16	1.32	1.77	0.0798
2002	-0.54	-0.02	0.28	0.53	1.37	0.0927
2003	1.02	1.06	1.10	1.18	1.53	0.1006
2004	0.79	0.90	0.92	0.99	1.13	0.1140
2005	1.06	1.17	1.29	1.44	1.43	0.1251
2006	-4.07	-3.74	-3.50	-3.41	-3.26	0.1209
2007	-5.15	-5.26	-5.09	-4.91	-4.72	0.1168
2008	1.17	1.29	1.43	1.55	1.56	0.1300
2009	-9.91	-9.52	-9.37	-8.48	-7.39	0.1286
2010	-3.58	-3.55	-3.25	-2.83	-2.73	0.1239
2011*	97.27	88.38	84.22	87.09	89.03	0.1241
2012	-2.90	-2.54	-2.40	-2.09	-1.54	0.1161
2013	-6.73	-6.63	-6.04	-5.63	-6.19	0.1143
2014	-0.21	0.72	0.99	1.04	1.06	0.1243
2015	-1.96	-1.99	-2.01	-1.98	-1.23	0.1186
2016	3.74	4.44	4.91	4.96	4.79	0.1206
2017	0.07	0.09	0.10	0.91	0.13	0.2108

注：标“*”年份的数据为异常值，数据根据2001—2018年《中国统计年鉴》的原始数据整理计算而得，下同。

在表1城镇居民不同群体的收入与不平等变化弹性中，由于2011年相比于2000年的泰尔指数变化

较小，因此2011年的弹性系数出现了异常值。为能有效地消除序列的异常波动效应，我们在文中暂不考

虑异常年份的弹性数据。结果显示：在 2001—2017 年间，高收入户、中等偏上收入户、中等收入户、中等偏下收入户和低收入户每年的弹性系数按照不同群体收入由高到低的顺序出现了依次递减的规律，表明在收入不平等改善时，高收入户相对于低收入户的增收幅度较小，而在收入不平等恶化时，高收入户则获得了更大幅度的增收。

与城镇居民的收入状况相一致的是，收入不平等对农村居民不同群体收入的影响也与我们的理论相吻合。也就是说，收入不平等的恶化促进了高收

入群体收入水平更大幅度的提高，而低收入群体收入提高的幅度则相对较小。表 2 的弹性系数计算结果显示：在 2001—2017 年间，农村高收入户的弹性系数最高，其次为中等偏上收入户、中等收入户、中等偏下收入户和低收入户，因此这些群体的增收幅度依据收入水平的高低而依次呈现出了由大到小的排列特征。也就是说，在经济个体的收入水平随着经济增长而相应提高时，收入不平等使得更高收入者获得了更大幅度的增收，而使更低收入者的增收幅度相对更小。

表 2 农村居民不同群体的收入与不平等的变化弹性

年份	低收入户	中等偏下户	中等收入户	中等偏上户	高收入户	农村泰尔指数
2001	0.52	0.92	0.99	1.16	1.71	0.094 0
2002	0.57	0.46	0.48	0.58	0.80	0.101 8
2003	0.27	0.99	1.32	1.51	1.96	0.105 7
2004	-2.21	-1.99	-1.82	-1.70	-1.25	0.097 9
2005	3.67	5.87	6.48	6.72	7.23	0.099 5
2006	-7.66	-7.16	-7.40	-7.85	-6.66	0.098 1
2007*	-44.86	-52.22	-52.29	-49.56	-50.09	0.097 8
2008	13.85	16.69	18.14	18.99	18.68	0.098 6
2009	1.30	2.35	2.80	3.58	3.59	0.101 1
2010*	-51.72	-41.09	-39.96	-37.61	-35.12	0.100 7
2011	2.20	5.51	5.94	6.14	6.12	0.103 9
2012	13.72	11.27	11.67	12.21	11.53	0.105 1
2013	-3.38	-4.70	-4.08	-3.87	-3.79	0.101 8
2014	0.48	0.82	0.82	0.76	0.52	0.126 3
2015	-5.39	-4.53	-4.12	-3.93	-4.19	0.123 7
2016	-1.50	-1.08	-1.06	-1.05	-1.21	0.114 1
2017*	129.90	73.94	81.54	85.92	111.36	0.114 2

综合来看，如果将城乡居民按照不同的收入水平划分为不同的利益相关者，则收入不平等由于为高收入者带来了更大幅度的收入增长，或者更形象地说，高收入者从“做大的蛋糕”中获得了更大的份额，因此，高收入者无疑是收入不平等的既得利益者，而中低收入者则成了收入不平等感受最为敏感的群体，这一结果促成并加剧了这些群体之间的矛盾。这就是说，一项旨在缓解收入不平等的税收政策，比如提高税率或是增加征税对象的政策必将会在受到高收入者指责和反对的同时，却得到大部分中低收入者的支持。那么，收入不平等情形下，中国的税率是如何变化的呢？

四、收入不平等对税率和税收的影响

由于税率在不同收入群体中存在着差异，因此从

宏观上表征中国个人所得税税率的高低可以用个人所得税总额与总收入的比值来衡量。尽管宏观税率并不如微观数据那样能够精确地反映收入不平等所带来的差异性影响，但却可以更好地“捕捉”到群体效应，这显然是将微观家户孤立为一个互不影响的个体所难以实现的。就总收入的选择而言，如果选取的是全国城乡居民的总收入，则个人所得税总额与其比值所形成的税率 I 仅仅反映了个人所得税在总收入中的比重，对于衡量税率的高低则意义不大。鉴于此，将总收入缩小为应纳税群体的收入总额，并将个人所得税总额与其比较后所形成的税率 II 则能够较有针对性地反映税收对纳税群体的影响程度。在此基础上，将应纳税群体的收入总额扣除免征额并将税收总额与其比较后，则得到了改进过后的税率 III。对于税率 III 中的

免征额，在中国个人所得税所列的12个应税税目中，每一个税目的免征额都有所不同，比如工资薪金采用的是定额扣除，劳务报酬则采用定额扣除加定率扣除，个体工商户生产经营所得则是据实扣除，而利息、股息、红利所得和偶然所得则不作扣除。严格说来，在应纳税群体的收入总额中扣除免征额以计算本文中的税率Ⅲ，应该将上述不同税目中的不同免征额都作充分且必要的扣除。但在本文的分析中，由于我们所计算的是宏观税率，无法对居民总收入的所得来源进行一一区分和甄别，因此也就无法对不同的所得扣除不同的免征额。但是，考虑到在文中我们只是估算能够反映税率变化趋势的税率Ⅲ，且发现工资薪金是个人所得税的主要来源^①，因此，我们以工资薪金的免征额为标准来粗略地估算应税所得，这并不会影响我们的分析判断。这是因为从宏观上来讲，其他收入所得的免征额在不同年份的时间趋势是近似一致的，它对所估算税率的趋势所带来的结构性影响极小，甚至可以忽略不计。

中国在2000—2017年的时间段内经历了几次免征额的提升，其中2006年1月免征额由原来的800元提升为1600元，2008年3月提升到了2000元，2011年9月则提升到了3500元。由于在2008年和2011年均实行了两个等级的免征额，因此在计算这两个年份的免征额时，我们可以按新旧不同免征额所实施的月份为权重进行加权，加权公式为：

$$\text{加权年免征额} = \text{月免征额}_{\text{旧}} \times \text{对应月数} + \text{月免征额}_{\text{新}} \times \text{对应月数}$$

经加权计算后得出，2008年和2011年加权过后的免征额分别为23200元/年和30000元/年。根据年免征额标准，运用城镇和农村收入分组数据可以确定应纳税的收入群体，并根据其所占人口的比重进一步计算出应纳税群体的收入总额及扣除免征额后的收入总额。明显地，与税率Ⅱ相比，税率Ⅲ更具有针对性。由于达到纳税标准的群体仅为城镇相应收入户，因此在计算收入不平等对税率和税收的影响时仅以城镇泰尔指数来分析，见表3。

表3 税率和税收与收入不等的变化关系

年份	税率 I	税率 II	税率 III	$\frac{\Delta \text{税率 III}}{\Delta T}$ 或 $\frac{\Delta T}{\Delta \text{税率 III}}$	税收弹性: $\frac{\Delta T}{T} \cdot \frac{T}{T}$
2000	0.014 0	0.063 6	0.422 9	—	—
2001	0.019 2	0.081 8	0.338 1	-16.891 6	7.573 6
2002	0.020 9	0.078 1	0.205 9	-10.200 6	1.339 7
2003	0.022 0	0.049 7	0.168 5	-4.741 5	1.997 4
2004	0.023 7	0.051 4	0.133 9	-2.584 5	1.690 4
2005	0.025 2	0.052 5	0.114 3	-1.769 0	2.121 5
2006	0.025 9	0.082 8	0.338 9	-53.745 1	-5.125 8
2007	0.028 1	0.089 1	0.255 6	20.536 6	-8.887 2
2008	0.028 2	0.086 0	0.260 1	0.341 7	1.492 2
2009	0.027 0	0.081 8	0.215 0	31.119 8	-5.481 4
2010	0.028 8	0.087 7	0.201 1	3.007 2	-6.227 0
2011	0.030 8	0.093 2	0.257 4	223.847 1	123.826 9
2012	0.025 8	0.079 5	0.432 3	-22.957 8	0.627 2
2013	0.025 8	0.079 2	0.310 4	68.775 4	-8.002 5
2014	0.026 7	0.079 9	0.251 0	-5.961 0	1.483 4
2015	0.028 3	0.085 8	0.242 1	1.564 5	-3.659 0
2016	0.030 1	0.090 4	0.224 4	-8.552 1	9.810 8
2017	0.032 4	0.049 9	0.115 9	-1.203 2	0.249 0

注：税率Ⅰ的计算公式为：个人所得税总额/全国城乡居民总收入；税率Ⅱ的计算公式为：个人所得税总额/应纳税群体的总收入；税率Ⅲ的计算公式为：个人所得税总额/扣除免征额后的应税收入。

① 白景明和何平（2014）^[22]测算发现：在个人所得税中，工资、薪金所得单项金额占比就超过50%。2000—2012年工资、薪金所得占个人所得税的比重呈现逐步上升的态势，2000年该比重为42.87%，2012年这一比重上升为61.67%。比较而言，个体工商户生产、经营所得课税占个人所得税总收入的比重则呈现逐步下降的态势，2000年该比重是20.12%，2012年该比重则下降到了10.25%；同样地，利息、股息、红利所得课税占个人所得税总收入的比重也显著下滑，由2000年的28.7%下滑到了2012年的12.99%。

从2000—2017年中国个人所得税税率的变化趋势来看,2000—2005年的税率一直处于下降的状态之中,其值从42.29%下降到了11.43%;随后,2006年免征额的提高虽然将税率急剧地提升到了33.89%,但原来税率下降的趋势并未得到逆转,即便免征额从2008年3月开始提升到2000元之后,这一趋势仍在延续;2011年免征额再次得以提高后,税率从该年的25.74%上升到了2012年的43.23%。在这一变化过程中,税率之所以下降,从表象上来看主要是因为:全体居民收入的增长使得越来越多的居民成为应税主体,且在累进税率制下适用于较低级别的税率,这就拉低了原来只有高收入阶层成为应税主体时所适用的税率。在这一过程中,虽然收入不平等加重导致了高收入阶层相对收入的增长且进一步拉升了其所适用的税率,但其对税率提高的作用力度明显小于更大规模新增纳税群体对税率的降低作用,这就在城镇出现了很多年份收入不平等在加重的同时,社会所适用的税率却在不断下降。从本质上来看,在全体居民收入增长的过程中,之所以有越来越多的居民成为应税主体从而“拉低”了平均税率,是因为旨在缩小收入差距的个人所得税改革或税率提高的税收政策并未随着居民收入的增长而有效推进。如果在居民收入增长的过程中,所得税率能够相应提升,免征额额度能够及时且有效地提高,那么实际税率就不会因纳税主体规模的扩大而下降。这一解释能够被某些年份税率上升的现实所验证。我们看到,有些年份的税率出现了上升的现象,其原因与免征额提高减少了应税主体有关,可见,收入分配改革中的税收政策才是形成如上现象的关键。某些年份税率上升的现象也与应税主体相对稳定后收入的增长有关。也就是说,在应税主体规模增长乏力的情况下,其收入的不断增长带来了其适用税率的提高,从而使得社会的平均税率在上升。从这一点来说,中国税收的增长主要是中高收入群体贡献的,而最高收入群体的贡献则相对有限。综合言之,中国的税收政策并未对最高收入群体形成有效的调节,相反却对中高收入群体的收入增长带来了明显的抑制。

从税率与收入不等的关系来看,按照我们在理论分析中的解释,收入不平等加重会促使中低收入者支持税率的提高,而高收入者则支持税率的下降;相反,收入不平等缓和会促使中低收入者支持税率的下降,而高收入者则支持税率的上升。计算结果显示:除了2007年、2009—2011年的税率与收入不平等同

向变化外,其他年份两者之间均具有反向变化关系,也就是说,在大部分年份内,相对税率在收入不平等加重的情况下不升反降,而在收入不平等缓和的情况下则不降反升。这一结果进一步表明税收政策并未对最高收入者形成有效的调节,相反,中间收入阶层所受的影响则相对较大,这对于中产阶级的培育及其规模的壮大明显不利,这与我们在理论分析中所得出的结论是一致的。在上文中,在收入不平等加重的情形下,税率的提高会对高收入者的效用带来负面影响,这将促使其凭借强势的博弈能力来阻碍税率的提高,从而使得税率与收入不平等呈现出反向变化关系。从政府所获得的税收来看,除了2006—2007年和2009—2010年其与收入不等的变化弹性为负数外,其他大部分年份均为正数,这就是说,收入不平等的加重能够在很大程度上解释政府税收的增长。从这一角度来说,中国居民收入在国民收入分配格局中的占比下降,或者说,政府收入在国民收入分配格局中的占比不断上升,与初次分配中收入不平等的形成及其恶化有很大的关系。综合来看,在收入不平等加重的情形下,提高税率不仅能够有效地调节高收入阶层和培育中产阶层,还能促进政府税收的稳定增长。

五、结论和启示

从理论上来看,在收入不平等形成并加重的情形下,对税率提高的再分配政策需求是否增加,或者说这一政策是否能够得到有效的制定和实施,既取决于不同经济主体从中所获利益的大小,又取决于不同利益相关者博弈能力的强弱。对经济个体来说,收入不平等的加重将使低收入者的收益受损,而使高收入者的收益增加;中间收入阶层的利益得失则依其税收支出和公共服务所得的净额大小而定,既有可能收益增加,又有可能收益减少。对政府来说,由于社会通常采用累进税制,因此其在这一过程中所获得的税收只增不减。理论分析进一步发现:在收入不平等情形下,中低收入者往往会支持一种税率提高的再分配政策,而高收入者则对税率降低的政策更有偏好,税率提高的再分配政策是否能够有效通过取决于两者的权力博弈。一般而言,如果政策制定中采取多数表决制,则占社会人口大多数的中低收入者将使税率提高的税收政策得到有效的制定和实施;反之,如果采取精英决策制,则高收入者往往成为社会精英而使这一税率提高的再分配政策难以获得有效通过。因此,不同经济主体所获利益的多寡决定了再分配政策的需

求。不过,在现实经验中,不管是多数表决制还是精英决策制,由于利益集团的存在,税收政策的制定与否最终往往只与少数具有强势博弈能力的群体有关,而与群体本身的规模大小无关,暂不赘述。

中国收入分配所呈现的现实与我们的理论分析相吻合,即收入不平等带来了较高收入者收入水平的更大幅度提高,而较低收入者的增收幅度则相对较小。由于这一分配现实的存在,中国个人所得税的相对税率多年来并未随收入差距的扩大而提高,相反却呈现出下降的趋势。这一现象同时也说明:中国的税收增长主要来自中间收入群体纳税规模的壮大,而非来自高收入群体纳税额的提高;政策并未对最高收入群体形成有效调节,相反却对中间收入群体收入水平的提高带来了抑制作用。从这一层面来说,不平等收入分

配政策下的最大受益者仍然是最高收入阶层,而中国当下所进行的旨在缩小收入差距和促进社会公正的收入分配制度改革,显然将面临着来自于这些既得利益者的反对和阻扰。

继续深化收入分配制度改革,应有“壮士断腕”的改革魄力和“统一战线”的改革智慧。应继续加大对低收入者特别是最低收入者的补助力度,应提高税收免征额和应税税率,以使更多中等收入者能够获得更大幅度的收入增长,并使中产人群规模得到不断壮大;应增加纳税种类,使高收入者特别是最高收入者对社会总税收的增长做出更大贡献。与此同时,政府应将所增长的税收更大比例地投入于公共服务支出项目中,特别应加大惠民项目的支出,以使收入分配制度改革得到最广大人民群众的支持。

参考文献

- [1] Romer T. Individual Welfare, Majority Voting, and the Properties of a Linear Income Tax [J]. *Journal of Public Economics*, 1975, 4 (2): 163-185.
- [2] Roberts K W S. Voting over Income Tax Schedules [J]. *Journal of Public Economics*, 1977, 8 (3): 329-340.
- [3] Meltzer A H, Richard S F. A Rational Theory of the Size of Government [J]. *Journal of Political Economy*, 1981, 89 (5): 914-927.
- [4] Moene K O, Wallerstein M. Inequality, Social Insurance, and Redistribution [J]. *American Political Science Review*, 2001, 95 (4): 859-874.
- [5] Linos K, West M. Self-Interest, Social Beliefs, and Attitudes to Redistribution [J]. *European Sociological Review*, 2003, 19 (4): 393-409.
- [6] 尹恒, 龚六堂, 邹恒甫. 收入分配不平等与经济增长: 回到库兹涅茨假说 [J]. *经济研究*, 2005 (4): 17-22.
- [7] Blekesaune M. Economic Conditions and Public Attitudes to Welfare Policies [J]. *European Sociological Review*, 2007, 23 (3): 393-403.
- [8] Breznau N. Economic Equality and Social Welfare: Policy Preferences in Five Nations [J]. *International Journal of Public Opinion Research*, 2010, 22 (4): 458-484.
- [9] Jaeger M M. The Effect of Macroeconomic and Social Conditions on the Demand for Redistribution: A Pseudo Panel Approach [J]. *Journal of European Social Policy*, 2013, 23 (2): 149-163.
- [10] Schmidt-Catran A W. Economic Inequality and Public Demand for Redistribution: Combining Cross-sectional and Longitudinal Evidence [J]. *Socio-Economic Review*, 2014, 10: 1-27.
- [11] 李子联, 王爱民, 李笑. 收入分配与政府税收: “国富”的一种解释 [J]. *上海财经大学学报*, 2017 (2): 13-25.
- [12] Bowles S, Gintis H. Reciprocity, Self-Interest, and the Welfare State [J]. *Nordic Journal of Political Economy*, 2000, 26: 33-53.
- [13] Moene K O, Wallerstein M. Earnings Inequality and Welfare Spending: A Disaggregated Analysis [J]. *World Politics*, 2003, 55 (4): 485-516.
- [14] Iversen T, Soskice D. Electoral Institutions and the Politics of Coalitions: Why Some Democracies Redistribute More Than Others [J]. *American Political Science Review*, 2006, 100 (2): 165-181.
- [15] Kelly N J, Enns P K. Inequality and the Dynamics of Public Opinion: The Self-Reinforcing Link between Economic Inequality and Mass Preferences [J]. *American Journal of Political Science*, 2010, 54 (4): 855-870.
- [16] Lübker M. Inequality and the Demand for Redistribution: Are the Assumptions of the New Growth Theory Valid? [J]. *Socio-Economic Review*, 2007, 5 (1): 117-148.
- [17] Kenworthy L, McCall L. Inequality, Public Opinion and Redistribution [J]. *Socio-Economic Review*, 2008, 6 (1): 35-68.
- [18] Dallinger U. Public Support for Redistribution: What Explains Cross-National Differences? [J]. *Journal of European Social Policy*, 2010, 20 (4): 333-349.
- [19] Dion M L, Birchfield V. Economic Development, Income Inequality, and Preferences for Redistribution [J]. *International Studies Quarterly*, 2010, 54 (2): 315-334.
- [20] Lee W. Inequality and Redistribution: Political Parties May Matter [J]. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 2014, 170 (3): 482-495.
- [21] 王少平, 欧阳志刚. 中国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应 [J]. *中国社会科学*, 2008 (2): 54-66.
- [22] 白景明, 何平. 个人所得税的收入结构与税制改革 [J]. *价格理论与实践*, 2014 (9): 9-13.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

企业 OFDI 能促进中国经济高质量发展吗？

——基于产能治理视角的实证研究

Can Enterprise OFDI Promote the High-quality Development of China's Economy?

An Empirical Study Based on the Perspective of Overcapacity Regulation

曹献飞 裴平

CAO Xian-fei PEI Ping

[摘要] 产能治理是推动我国经济高质量发展的重要途径。笔者先从理论上分析了企业 OFDI 治理产能过剩的作用机制，然后利用大样本的企业微观数据，结合马氏距离匹配倍差法实证检验了企业 OFDI 对产能利用率的影响。研究表明：中国企业 OFDI 显著提升了产能利用率，且所得结论在替换被解释变量和滞后性稳健检验后依然成立；分样本比较分析发现企业 OFDI 对产能利用率的影响因企业类型不同而存在差异性，其中国有、中西部地区、资本密集型及投资于发达国家企业 OFDI 对产能利用率的提升效应显著大于民营、东部地区、劳动密集型及投资于发展中国家企业。基于此，笔者认为：我国政府应继续鼓励企业 OFDI 以化解产能过剩，分类做好企业对外投资的合理引导工作，并为企业对外投资提供便利条件，从而在微观上提升企业经营效益，在宏观上推动我国经济高质量发展。

[关键词] 对外直接投资 产能治理 高质量发展 倍差法

[中图分类号] F062.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0096-09

Abstract: Overcapacity regulation is an important way to promote the high-quality development of China's economy. This paper theoretically analyzes the mechanism of OFDI on enterprises' overcapacity regulation, then empirically tests the impact of OFDI on the enterprises' capacity utilization rate with enterprise micro data and Mahalanobis matching DID method. The result shows that Chinese enterprise OFDI significantly promotes the enterprise capacity utilization rate, and this conclusion still holds after the robust test; further analysis shows that the promotion effects vary distinctly with the enterprise types, and the effects in the state-owned, mid-west, capital intensive and investing in the developed countries enterprises are more significant than in the private, east, labor intensive and investing in the developing countries enterprises. Therefore, this paper holds that our government should continue to encourage enterprise OFDI to regulate overcapacity, and categorize and properly guide the enterprise outward investment, and provide convenient conditions for enterprise outward investment, which can improve the enterprise business performance and promote the high-quality development of China's economy.

Key words: Outward foreign direct investment Overcapacity regulation High-quality development Difference-in-difference

[收稿日期] 2019-06-12

[作者简介] 曹献飞，男，1979年11月生，南京大学经济学院在站博士后，江苏科技大学经管学院副教授，经济学博士，主要研究方向为国际贸易与投资；裴平，男，1957年4月生，南京大学经济学院教授，博士研究生导师，管理学博士，主要研究方向为国际金融。

[基金项目] 中国博士后科学基金“高质量发展阶段中国制造业 OFDI 的产能治理效应研究”（项目编号：2019M651790）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

中国自加入WTO以来,宏观经济一直保持着较高的增长率,这得益于工业的高速发展,然而由大规模投资所推动的工业高速发展也带来了一些潜在的问题,其中最典型的问题就是工业产能利用率较低。据调查统计,2012年我国钢铁行业产能已达到10亿吨左右,实际产量为7.2亿吨,约占全球产量的46%,产能利用率仅为72%,而同期水泥、电解铝、平板玻璃、船舶及光伏等行业的产能利用率也均不足75%,明显低于国际通常水平,表明中国工业行业产能过剩问题突出^[1]。这种由产能过剩所带来的市场恶性竞争、经济效益难以提高、企业倒闭或开工不足、人员下岗失业及银行不良资产等一系列问题^[2],已经严重影响到宏观经济的稳定发展。

形成新的经济增长点,治理产能过剩问题成为推动中国工业高质量发展的必由之路。近年来,中国政府在产能治理过程中积极推进“走出去”战略,鼓励企业发展对外直接投资以淘汰落后产能和转移过剩产能,积极推进国际产能和装备制造合作,促进优势产能对外合作。随着“走出去”战略的实施,对外直接投资(OFDI)步伐不断加快。据商务部统计,截至2017年中国OFDI存量金额为18 090.4亿美元,是2002年存量金额的60.5倍,全球排名从25名逐步攀升到第2名。在此背景下,从学术上深入探讨如下问题十分必要:企业OFDI治理产能过剩的作用机制是什么?如果理论上可行,那么实践上中国企业OFDI又是否化解了产能过剩问题,从而推动了宏观经济向高质量发展?

二、文献综述与作用机制分析

(一) 文献综述

产能过剩是世界主要经济体所面临的普遍现象。早期西方国家产能过剩大多是伴随经济危机的一种周期性产能过剩,因此一些学者曾从垄断竞争^{[3][4]}、经济波动^{[5][6]}、进入壁垒^[7]和信号传递^[8]等方面对产能过剩进行过系统的分析。然而,当产能过剩问题已不再是西方主流经济学关注热点的最近几年,随着我国产能过剩问题的蔓延和加剧,这一问题却引起了中国学者们的热议。当前中国学术界关于产能过剩的成因主要有市场失灵^{[2][9][10]}、体制扭曲^{[11][12]}、结构失衡^{[13][14]}和需求疲软^[15]等观点。关于产能治理方面

的研究,国外学者普遍认为产能过剩是市场经济的客观现象,并不一定损害经济效率,因而也就不存在产能治理问题,尽管如此,美国和日本政府仍然出台了一些淘汰落后产能、提高生产率和培育产业竞争力等方面的产业政策。中国学者主要从以下方面提出产能治理对策:一是供给侧政策,比如淘汰和退出落后产能,推动企业兼并重组,科学制定产业布局规划,加强企业科技创新等^{[16][17]};二是需求侧政策,比如扩大国内有效需求,改善需求结构,鼓励企业“走出去”等^{[18][19]};三是政府转型,比如推进政府改革和规范政府行为等^{[20][21]}。

随着中国“走出去”和“一带一路”战略的实施,有效开展对外直接投资、加强国际产能合作已成为治理我国产能过剩问题的新途径^[22]。现有相关文献主要是基于边际产业扩张理论阐述企业OFDI的产能治理效应,但是,中国作为后发型国家,企业OFDI中可转移所有权优势并不显著。中国企业投资动机除了当地生产之外,还有商贸服务、资源开发和技术寻求等多种类型,不同投资动机的企业OFDI将产生产能转移、出口贸易、投资分流和逆向技术溢出等多种经济效应^[23-25],并进而通过生产侧或需求侧影响企业的产能利用水平,因此边际产业扩张理论不足以解释我国企业OFDI的产能治理效应问题,需要根据投资动机对我国企业OFDI治理产能过剩的作用机制进行深入分析。更进一步,现有相关文献主要基于我国省级或行业面板数据测度制造业产能过剩和考察企业OFDI绩效状况,这不能体现企业的异质性特征,而且微观层面的企业OFDI行为往往存在自选择效应,从而需要基于企业层面的统计数据,采用“准自然实验”等更为准确和先进的评估方法,进行更深入细致的探索与分析。

(二) 作用机制分析

笔者在梳理相关文献基础上的进一步研究认为:企业OFDI能够通过多种途径治理产能过剩问题,并进而促进宏观经济高质量发展,且这种促进效应会因企业类型不同而存在差异性。

1. 产能转移效应。

边际产业扩张理论认为在本国趋于比较劣势的产业均应通过国际投资依次向国外转移,企业OFDI可以利用自身优势将过剩产能转移到其他国家,利用东道国的生产要素实现国际产能合作,且边际产业的转移有利于母国企业优化配置自身经济资源和生产要

素,将国内资源集中于高技术和高附加值产品的开发,从而通过促进国内产业升级化解产能过剩问题^[26]。

2. 贸易促进效应。

传统贸易理论认为企业 OFDI 在东道国就地生产销售产品会替代母国的出口贸易^[27],但也有众多经验研究表明 OFDI 与出口贸易会存在贸易互补效应,其原因在于企业 OFDI 可以更好地为客户提供服务以促进母国产品的国外销售,同时也会促进母国相关原材料和中间投入品等生产要素的出口^{[23][28]},从而通过扩大母国产品出口规模化解产能过剩问题。

3. 投资分流效应。

由于有发达国家产业成功发展经验的参照,发展中国家企业容易对有前景的产业产生共识,在该产业中出现投资潮涌现象,短时间内大量资金涌入同一产业,从而造成一轮又一轮的产能过剩问题^[9]。企业 OFDI 则可以分流国内投资资金,使得国内资金供给变得相对稀缺^[29],避免一些新兴产业出现过度投资现象,从而通过提升企业资金利用能力化解产能过剩问题。

4. 逆向技术溢出效应。

获取先进技术日益成为发展中国家 OFDI 的重要目的,企业 OFDI 可以在技术资源丰富的国家设立研发机构,充分利用东道国的技术资源和研发人员开展创新活动,同时可以在与国外企业的合作中模仿和学习先进技术和管理经验,形成国外先进技术对母国企业的逆向技术溢出^{[30][31]},从而通过提高母公司的生产效率和产品质量来化解产能过剩问题。

5. 国际竞争效应。

异质性贸易理论认为企业 OFDI 具有自我选择效应,即只有市场竞争力强的企业才会参与国际市场竞争^[32]。企业 OFDI 进入国际市场后,与其他国家具有竞争力的企业展开竞争,激烈的国际竞争使得 OFDI 企业必须不断提升产品质量,以满足市场需求和扩大市场份额^[33],同时也会促进技术创新以提升生产效率和降低生产成本,从而从消费和生产两方面化解产能过剩问题。

笔者为证实研究论点,在研究方法上主要是基于大样本的企业微观数据,测度中国工业企业产能利用率,然后结合马氏距离匹配倍差法处理样本选择偏差问题,实证检验企业 OFDI 的产能治理效应,旨在为政府制定和调整政策措施提供参考依据。

三、计量模型与数据说明

(一) 模型构建

基于倍差法和准自然实验的研究思路^{[23][34]},我们将 OFDI 企业和从未 OFDI 企业分别作为实验组和对照组。同时构造两个虚拟变量 du 和 dt ,其中 du 表示企业是否 OFDI, $du = 0$ 和 $du = 1$ 分别表示企业从未 OFDI 和 OFDI; dt 为时间二元虚拟变量, $dt = 0$ 和 $dt = 1$ 表示企业 OFDI 之前和之后的两个时期。令 cu_{it} 表示企业 i 在时期 t 的产能利用率, Δcu_i 表示企业 i 在 OFDI 前后产能利用率的变化幅度。若企业 OFDI 则将其前后两时期的产能利用率变化幅度记为 Δcu_i^1 ;若企业从未 OFDI 则将其记为 Δcu_i^0 ,因此企业 OFDI 对其产能利用率的实际影响 γ 为:

$$\begin{aligned} \gamma &= E(\gamma_i | du_i = 1) \\ &= E(\Delta cu_i^1 | du_i = 1) - E(\Delta cu_i^0 | du_i = 1) \end{aligned} \quad (1)$$

但是式(1)中 $E(\Delta cu_i^0 | du_i = 1)$ 的数值实际上是不可观测的,这是因为企业 OFDI 后其没有 OFDI 时的状态变化已经无法观测,我们在此利用匹配的方法为 OFDI 企业寻找最相近的从未 OFDI 企业。因此,我们可以用从未 OFDI 企业的产能利用率变化来替换 OFDI 企业的产能利用率变化,即 $E(\Delta cu_i^0 | du_i = 1) = E(\Delta cu_i^0 | du_i = 0)$,其中 $E(\Delta cu_i^0 | du_i = 0)$ 表示匹配后对照组企业的产能利用率变化幅度。这种用与实验组最相近的对照组来模拟假如实验组没有经过“准自然实验”时状态的处理方法即为反事实方法,所以式(1)可以转化为:

$$\begin{aligned} \gamma &= E(\gamma_i | du_i = 1) \\ &= E(\Delta cu_i^1 | du_i = 1) - E(\Delta cu_i^0 | du_i = 0) \end{aligned} \quad (2)$$

然后,依据倍差法将 OFDI 企业和从未 OFDI 企业分别作为实验组和对照组,比较两组企业在 OFDI 前后两时期产能利用率的变化幅度。如果实验组企业在 OFDI 后产能利用率变化幅度显著高于对照组企业,那么我们可以认为 OFDI 提升了企业产能利用率。具体的检验模型如下:

$$cu_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \times du + \beta_2 \times dt + \gamma \times du \times dt + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中: du 和 dt 的含义与前文一致;下标 i 和 t 分别表示企业和年份; cu_{it} 和 ε_{it} 分别表示企业的产能利用率和误差项,且 $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 。

式(3)中实验组企业在 OFDI 前后的产能利用率分别为 $\alpha_0 + \beta_1$ 和 $\alpha_0 + \beta_1 + \beta_2 + \gamma$ ，因此实验组企业的产能利用率变化幅度 $\Delta cu_i^1 = \beta_2 + \gamma$ 。而对照组企业在 OFDI 前后的产能利用率分别为 α_0 和 $\alpha_0 + \beta_2$ ，因此对照组企业的产能利用率变化幅度 $\Delta cu_i^0 = \beta_2$ 。根据式(2)可知：

$$\begin{aligned} \gamma &= E(\Delta cu_i^1 | du_i = 1) - E(\Delta cu_i^0 | du_i = 0) \\ &= \beta_2 + \gamma - \beta_2 = \gamma \end{aligned} \quad (4)$$

由式(4)可知交互项 $du \times dt$ 的系数 γ 即为企业 OFDI 对产能利用率的实际影响。如果 $\gamma > 0$ 则表示 OFDI 前后两时期实验组企业的产能利用率变化幅度大于对照组企业，这表明企业 OFDI 系统性影响了产能利用率，从而说明企业 OFDI 能够有效促进产能利用率提升。

基于稳健考虑我们还在式(3)中加入了其他控制变量和固定效应，其中控制变量包括企业规模 $scale$ 、资本结构 $caps$ 、经营时间 age 、政府补贴 $subsidy$ ，固定效应包括省份固定效应 $province$ 和行业固定效应 $industry$ 。

(二) 数据来源和变量设定

本文所采用数据来自《商务部境外投资企业(机构)名录》和《中国工业企业数据库》，实验组企业来自商务部统计数据库，对照组企业来自《中国工业企业数据库》。商务部统计数据库公布了对外直接投资的境内投资者名称、境外投资企业名称和投资东道国等信息，根据 OFDI 企业名称与《中国工业企业数据库》进行匹配，进而完善 OFDI 企业的财务数据。本文样本为 2005—2009 年间开始 OFDI 的企业，选择此时间段的原因在于：一是 2005 年之前我国 OFDI 还处于起步阶段，OFDI 企业数量极少，而之后随着我国“走出去”战略的实施 OFDI 企业数量迅猛增长；二是

2008 年前后的国际金融危机导致我国产品外需疲软，出口贸易增长速度放缓，国内产能过剩状况较为突出，研究此阶段 OFDI 与产能利用率的关系具有典型意义。本文根据研究目的仅保留本土企业样本，并进行了以下数据处理工作：一是删除企业总产值、销售额、固定资产净值等关键财务指标缺失的企业样本；二是删除企业就业人员不足 8 人的企业样本；三是删除固定资产超过总资产等不符合会计准则的指标异常企业样本。本文计量模型中变量的设定如下：

1. 被解释变量。

本文的被解释变量是企业产能利用率，借鉴 Kirkley 等(2002)^[35]、杨振兵(2016)^[36]的研究方法，将企业产能利用率分解为消费侧和供给侧产能利用率，详细计算公式如下：

$$cu_i = \frac{Y_i^d}{Y_i^*} = \frac{Y_i^d}{Y_i^p} \times \frac{Y_i^p}{Y_i^*} = SR_i \times TE_i \quad (5)$$

其中， Y_i^* 表示企业在充分利用资本和劳动生产要素时的潜在产出； Y_i^d 表示消费市场对企业产品的实际需求； Y_i^p 为企业的实际产出。企业产能利用率分解为两部分：消费侧产能利用率 SR_i 为企业产品销售率，利用企业销售额与总产值之比来计算；供给侧产能利用率 TE_i 为企业的生产效率，基于随机前沿生产函数法利用企业总产值、固定资产净值及从业人员来计算。

2. 控制变量。

企业规模 $scale$ 用企业年销售额表示；资本结构 $caps$ 用企业资产负债率表示；经营时间 age 用样本年份减去成立年份表示；政府补贴 $subsidy$ 用二元虚拟变量表示。

计量模型中被解释变量与控制变量的详细定义如表 1 所示：

表 1 模型中主要变量的定义和度量

变量类别	变量名	定义	数据形式	度量方法
被解释变量	cu	产能利用率	比重	前文所述
控制变量	$scale$	企业规模	对数	销售收入取对数
	$caps$	资本结构	比重	总负债与总资产之比
	age	经营时间	对数	(样本年份-成立年份)取对数
	$subsidy$	政府补贴	二值	政府补贴有为 1，无为 0

四、实证检验与结果分析

(一) 马氏距离匹配结果

模型 (3) 能否准确估计主要依赖于对照组企业能在多大程度上模拟实验组企业未 OFDI 时的状态, 即 $E(\Delta cu_i^0 | du_i = 0)$ 能否准确反映 $E(\Delta cu_i^0 | du_i = 1)$ 的变化。因此, 我们借鉴 Rubin (1980)^[37]、蒋冠宏和蒋殿春 (2014)^[23] 的研究思路采用马氏距离匹配法为实验组企业匹配最相似的对照组企业。该方法原理如下: 对于实验组个体 $i \in \{d_i = 1\}$ 和对照组个体 $j \in \{d_j = 0\}$, d 为二值变量, 表示个体是否属于该组, 用 D_{ij} 表示两组个体 i 和 j 之间的马氏距离, 其计算公式如下:

$$D_{ij} = (U_i - U_j)^T C^{-1} (U_i - U_j) \quad (6)$$

其中, U_i 和 U_j 分别表示两组匹配变量的向量, C 为匹配变量的协方差矩阵。通过计算 D_{ij} , 其最小值对应的对照组个体 j 就是与实验组个体 i 最接近的对照组个体。因此, 对照组个体 j 就是匹配实验寻找的对象, 即如果 D_{ij} 满足如下条件:

$$D_{ij} = \min\{(U_i - U_j)^T C^{-1} (U_i - U_j); i \in d_i, j \in d_j\} \quad (7)$$

则对照组个体 j 就是马氏距离匹配的最优值。在进行匹配之前首先需要选择决定两组个体特征 d 的变量, 本文旨在分析企业 OFDI 对产能利用率的影响, 根据相关文献^{[23][31]} 选取企业规模 $scale$ 、资本结构 $caps$ 、企业类型虚拟变量 $dtype$ (国有企业为 1, 其他类型为 0) 及地区分布虚拟变量 $darea$ (东部地区为 1, 其他地区为 0) 作为匹配变量, 从企业 OFDI 前一年分年对企业样本进行匹配。由于各年份马氏距离匹配结果相似, 本文限于篇幅只报告了 2006 年企业样本的匹配结果, 从表 2 中可以看出匹配前 OFDI 企业的企业规模、资本结构、企业类型及地区分布变量均值均远高于从未 OFDI 企业, 从 T 值检验来看高度拒绝两组企业匹配变量均值相等的原假设。匹配后两组企业的各项匹配变量均极为接近, 从 T 值检验来看接受两组企业匹配变量均值相等的原假设, 马氏距离匹配结果表明我们找到了与 OFDI 企业最相似的从未 OFDI 企业。

表 2 2006 年样本的匹配实验

	匹配前		T 值	匹配后		T 值
	实验组	对照组		实验组	对照组	
$scale$	3.738	3.196	18.67***	3.738	3.689	0.87
$caps$	0.639	0.568	13.29***	0.639	0.653	-0.56
$dtype$	0.263	0.039	23.76***	0.263	0.251	0.69
$darea$	0.827	0.731	8.65***	0.827	0.843	-0.32

注: 表中 T 检验的原假设为实验组和对照组的样本均值相等。

(二) 总体样本检验结果

我们首先利用总体样本检验了企业 OFDI 对产能利用率 cu 的影响, 回归结果如表 3 所示。表 3 列 (1) 中是仅包含虚拟变量的基准检验, 列 (2) 中加入了企业特征控制变量和省份行业固定效应。 du 的系数衡量了实验组和对照组企业产能利用率的系统性差异, 从表 3 列 (1) 和列 (2) 可以看出 du 的系数并不显著异于 0, 表明在没有 OFDI 的状态下实验组企业的产能利用率并没有系统性异于匹配对照组企业, 即马氏距离匹配法成功解决了 OFDI 自我选择效应。 dt 是表示企业 OFDI 前后的二元虚拟变量, 从表 3 列 (1) 和列 (2) 可以看出 dt 的系数显著为负, 表明随着时间的变化实验组和对照组的产能利用率均

显著下降, 这表明受国际金融危机影响我国的产能过剩问题不断加重, 这与现有研究结论^{[38][39]} 保持一致。本文核心检验变量为 $du \times dt$, 在列 (1) 的基准检验中 $du \times dt$ 的系数显著为正, 列 (2) 中控制企业特征和省份行业固定效应后 $du \times dt$ 的系数仍然显著为正。 $du \times dt$ 的系数显著为正表明模型 (3) 中的 γ 系数为正, $\gamma > 0$ 表明企业 OFDI 前后实验组企业产能利用率提升大于对照组企业, 从而企业 OFDI 能够有效化解产能过剩问题, 这同样与现有研究结论^{[22][26][33]} 保持一致。

本文同时从消费侧和生产侧考察了企业 OFDI 对产能利用率的影响, 表 3 列 (3) 中 $du \times dt$ 的系数显著为正, 表明企业 OFDI 能够通过贸易促进效应提升

消费侧产能利用率 SR ，毛其淋和许家云（2015）^[40]也研究发现中国企业 OFDI 显著促进了出口贸易；表 3 列（4）中 $du \times dt$ 的系数显著为正，表明企业 OFDI 能够通过逆向技术溢出效应提升生产侧产能利用率 TE ，蒋冠宏和蒋殿春（2014）^[31]也研究发现中国企业 OFDI 显著提升了生产效率。企业 OFDI 对产能利用率的影响可能存在滞后效应，比如企业获得 OFDI 核准后从开始投资到企业正常经营需要一定的周期，同时企业接触到国际上先进技术和管理经验后需要消化吸收才能提升企业生产效率，因此企业 OFDI 对产能利用率的影响可能存在一定的时滞。基于此分析，我们针对企业 OFDI 与产能利用率之间的关系进行了滞后性检验，回归估计结果如表 4 所示，从表 4 列（5）至列（8）可以看出 $du \times dt$ 滞后一期的系数大于当期系数， $du \times dt$ 的系数和显著性均随滞后期增加而降低，这表明企业 OFDI 对产能利用率的影响确实存在一定的滞后性，且这种影响随时间增加而呈逐步下降趋势。

关于控制变量的影响。从表 3 列（1）和列（2）可以看出企业规模变量的系数显著为正，表明企业规模与产能利用率之间呈正相关关系，其原因在于大规模企业一般因具有规模经济而生产效率较高，而且企业所占市场份额较为稳定，因而企业规模越大产能利用率越高。企业资本结构的系数显著为负，表明企业资产负债率与产能利用率之间呈负相关关系，其原因在于资产负债率越高则企业越容易融资，越有可能过度投资，且投资风险被外界所分担，因而企业产能利用率越低。企业成立时间变量的系数显著为正，表明企业成立时间与产能利用率之间呈正相关关系，其原因在于企业成立时间越长则经营管理经验越丰富，越有能力应对市场变化和维持企业的稳定经营，因而企业成立时间越长产能利用率越高。政府补贴虚拟变量的系数显著为负，表明政府补贴与产能利用率之间呈负相关关系，其原因在于政府补贴降低了企业生产成本，扭曲了生产要素市场价格，作为一种政府干预手段会导致企业非正常扩大产能，从而导致企业产能利用率变低。

表 3 总体样本检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
du	0.087 (0.93)	0.076 (0.81)	0.103* (1.85)	0.095 (1.13)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
dt	-0.193*** (-4.36)	-0.172*** (-3.17)	-0.236*** (6.83)	-0.092* (1.76)
$du \times dt$	0.217*** (5.08)	0.163*** (3.87)	0.186*** (4.35)	0.138*** (3.29)
$scale$		0.372*** (5.81)	0.413*** (7.12)	0.517*** (9.16)
$caps$		-0.276*** (-3.98)	-0.327*** (-5.02)	-0.168** (-2.19)
age		0.172*** (3.45)	0.207*** (4.86)	0.231*** (6.52)
$subsidy$		-0.267*** (-3.76)	-0.291*** (-4.95)	-0.138* (-1.72)
$_Cons$	2.136*** (6.31)	1.827*** (5.18)	1.932*** (5.35)	1.763*** (3.96)
$province$	No	Yes	Yes	Yes
$industry$	No	Yes	Yes	Yes

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内为 t 统计量值，下同。

表 4 滞后效应检验

变量	(5) 当年	(6) 滞后一年	(7) 滞后二年	(8) 滞后三年
du	0.076 (0.81)	0.095* (1.73)	0.083 (0.92)	0.068 (0.72)
dt	-0.172*** (-3.17)	-0.236*** (-5.61)	-0.191*** (-4.76)	-0.167** (-2.23)
$du \times dt$	0.163*** (3.87)	0.218*** (6.32)	0.179*** (5.03)	0.152** (1.79)
$_Cons$	1.827*** (5.18)	1.618*** (3.83)	1.723*** (4.51)	2.018*** (6.76)
$province$	Yes	Yes	Yes	Yes
$industry$	Yes	Yes	Yes	Yes

注：表 4 至表 6 中企业特征变量的估计系数与表 3 中估计结果保持一致，为节约篇幅未列出。

（三）分样本检验结果

为了更深入地分析企业 OFDI 对产能利用率的影响，本文对样本数据进行分组，进一步比较分析在不同类型企业中企业 OFDI 对产能利用率影响的差异性，估计结果如表 5 和表 6 所示，对不同分组估计结果的详细分析如下。

1. 所有制性质。

根据所有制情况将企业样本划分为国有和民营企业两类，进行分样本回归以检验 OFDI 对不同所有制企业产能利用率影响的差异性，表 5 列 (9) 国有企业样本中变量 $du \times dt$ 的系数显著大于列 (10) 民营企业样本的系数，回归结果表明与民营企业相比 OFDI 更能促进国有企业提升产能利用率。其原因可能在于：国有企业的产权性质使其具有产能过度扩张的内部激励，基于所有制的政策优惠和资源支持又为其产能扩张提供了外部激励，而且国有企业因担负就业税收等多重社会责任而面临更高的退出壁垒，这使得国有企业产能只能扩张，难以缩减，面临的产能过剩问题更为严重^{[12][14]}，因而国有企业 OFDI 对产能利用率的提升作用较高；而民营企业则难以获得足够外部资金以支持其产能扩张，面临激烈市场竞争时可以自由进出市场，面临的产能过剩问题较小，因而民营企业 OFDI 对产能利用率的提升作用较低。

2. 地区分布。

根据地区分布将企业样本划分为东部和中西部企业两类，进行分样本回归以检验 OFDI 对不同地区企业产能利用率影响的差异性，表 5 列 (11) 东部企业样本中变量 $du \times dt$ 的系数显著小于列 (12) 中西部企业样本的系数，回归结果表明与东部企业相比 OFDI 更能促进中西部企业提升产能利用率。其原因可能在于：我国的财政分权和 GDP 考核体制使得地方政府有强烈动机干预企业投资，中西部地区政府为了弥补区位优势往往会以低价供地、牺牲环境及协助融资等手段竞争资本流入，这些地方政府对企业投资的补贴性竞争扭曲了生产要素市场，导致企业面临的产能过剩问题更为严重^{[10][38]}，因而中西部企业 OFDI 对产能利用率的提升作用较高；而我国东部地区市场化程度普遍较高，地方政府对企业投资的干预较少，且民营企业比例较高，面临的产能过剩问题较小，因而东部企业 OFDI 对产能利用率的提升作用较低。

3. 行业特征。

根据行业特征将企业样本划分为资本密集型和劳动密集型企业两类，进行分样本回归以检验 OFDI 对不同行业企业产能利用率影响的差异性，表 6 列 (13) 资本密集型企业样本中变量 $du \times dt$ 的系数显著大于列 (14) 劳动密集型企业样本的系数，回归结果表明，与劳动密集型企业相比 OFDI 更能促进资本密集型企业提升产能利用率。其原因可能在于：资本

密集型行业沉没成本一般较高，企业难以自由退出市场，具有一定垄断竞争的性质，且政府产业扶持政策较多，行业过度投资问题突出，企业面临的产能过剩问题更为严重^{[39][41]}，因而资本密集型企业 OFDI 对产能利用率的提升作用较高；劳动密集型行业企业数量众多，市场竞争激烈，具有一定完全竞争的性质，企业可以自由进出市场，且劳动密集型行业具有较高的产品出口比例，企业面临的产能过剩问题普遍较小，因而劳动密集型企业 OFDI 对产能利用率的提升作用较低。

4. 投资东道国。

根据经济发展水平将投资东道国划分为发达国家和发展中国家两类，进行分样本回归以检验企业投资于不同类型国家对产能利用率影响的差异性，表 6 列 (15) 投资于发达国家企业样本中变量 $du \times dt$ 的系数显著大于列 (16) 投资于发展中国家企业样本的系数，回归结果表明，与投资于发展中国家相比企业投资于发达国家更能提升产能利用率。其原因可能在于：发达国家一般市场规模较大和技术水平较高，企业投资于发达国家主要出于市场和技术导向型动机，这既可以通过贸易促进效应来提升企业产品产销率，又能通过学习国外先进技术和管理经验来提升企业生产效率^{[23][31]}，因而企业投资于发达国家对产能利用率的提升作用较高；发展中国家一般市场规模较小，生产要素成本较低，企业投资于发展中国家主要出于资源导向型动机，则企业 OFDI 的贸易促进效应和逆向技术溢出效应均较小，因而企业投资于发展中国家对产能利用率的提升作用较低。

表 5 分样本检验 (一)

变量	(9) 国有企业	(10) 民营企业	(11) 东部企业	(12) 中西部企业
du	0.089 (0.97)	0.071 (0.68)	0.068 (0.63)	0.086 (0.92)
dt	-0.218*** (-4.73)	-0.156*** (-2.72)	-0.161*** (-2.89)	-0.195*** (-4.15)
$du \times dt$	0.192*** (5.23)	0.145*** (2.95)	0.139*** (2.82)	0.186*** (4.81)
$_Cons$	1.635*** (3.79)	2.016*** (6.71)	1.938*** (5.69)	1.676*** (3.95)
$province$	Yes	Yes	Yes	Yes
$industry$	Yes	Yes	Yes	Yes

表6 分样本检验(二)

变量	(13) 资本密集行业	(14) 劳动密集行业	(15) 发达国家	(16) 发展中国家
du	0.091 (1.18)	0.061 (0.57)	0.083 (0.96)	0.069 (0.72)
dt	-0.201*** (-4.39)	-0.158*** (-2.79)	-0.187*** (-4.23)	-0.161*** (-3.08)
$du \times dt$	0.181*** (5.43)	0.152*** (2.93)	0.176*** (5.03)	0.157*** (3.18)
$_Cons$	1.653*** (3.87)	1.967*** (6.27)	1.612*** (3.18)	1.892*** (6.12)
$province$	Yes	Yes	Yes	Yes
$industry$	Yes	Yes	Yes	Yes

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

笔者在采用《商务部境外投资企业(机构)名录》和《中国工业企业数据库》合并的大样本企业微观数据,结合马氏距离匹配法为OFDI企业寻找可供比较的对照组企业的基础上,利用倍差法实证检验了企业OFDI对产能利用率的影响,并进一步比较分析了这种影响在不同类型企业中的差异性,得出如下研究结论。

第一,我国企业OFDI能够治理产能过剩。马氏距离匹配法成功解决了企业OFDI自我选择效应, $\gamma > 0$ 表明企业OFDI前后实验组企业产能利用率提升大于对照组企业,从而企业OFDI能够有效化解产能过剩问题。稳健性检验表明企业OFDI能够通过贸易促进和逆向技术溢出效应分别提升消费侧和生产侧产能利用率,企业OFDI对产能利用率的影响存在一定的滞后性,且这种影响随时间增加而呈逐步下降趋势。

第二,不同类型企业OFDI的产能治理效应存在差异性。不同类型企业面临的产能过剩水平不同,从而导致企业OFDI的产能治理效应存在差异,其中OFDI对国有、中西部地区和资本密集型企业产能利用率的提升效应显著大于民营、东部地区和劳动密集型企业。企业投资动机不同也导致产能治理效应存在差异,其中OFDI对投资于发达国家企业产能利用率的提升效应显著大于投资于发展中国家企业。

(二) 管理启示

我们从上述研究结论中可以得到以下管理启示。

第一,在当前我国已从阶段性和结构性产能过剩演化成持续性和全面性产能过剩的环境下,政府可以通过鼓励企业OFDI以化解产能过剩问题,这在微观上可以提升企业经营效益,在宏观上则可以推动我国经济高质量发展。

第二,不同类型企业OFDI对产能利用率的影响存在差异性,政府应分类做好企业对外投资的合理引导工作,优先促进国有企业、中西部地区、资本密集行业及投资于发达国家企业的对外投资。

第三,政府应该加快双边投资谈判以减少对外投资壁垒和障碍,制定和完善推动企业对外投资的政策措施,在项目审批、资金支持及法律援助等方面为企业对外投资保驾护航,支持真正具有比较优势的企业对外投资以治理产能过剩问题。

(三) 局限与展望

本文限于统计数据中关键变量的可获得性,仅验证了企业OFDI的贸易促进和逆向技术溢出两种作用机制,并没有验证其他作用机制的存在性。未来的相关研究可以分析企业产能过剩的异质性成因,科学测度企业产能过剩水平,深入分析和验证企业OFDI治理产能过剩的多种作用机制,并比较分析不同作用机制的有效性,从而构建更具针对性的政策框架。

参考文献

- [1] 国务院发展研究中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组. 当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究——基于实地调研及微观数据的分析[J]. 管理世界, 2015(4): 1-10.
- [2] 林毅夫, 巫和懋, 邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J]. 经济研究, 2010(10): 4-19.
- [3] Chamberlin E H. The Theory of Monopolistic Competition [M]. Harvard University Press, 1933.
- [4] Barzel Y. Excess Capacity in Monopolistic Competition [J]. Journal of Political Economy, 1970, 78(5): 1142-1149.
- [5] Bourneuf A. Manufacturing Investment, Excess Capacity, and the Rate of Growth of Output [J]. American Economic Review, 1964, 54(5): 607-625.
- [6] Schwartz E. “Excess Capacity” in Utility Industries: An Inventory Theoretic Approach [J]. Land Economics, 1984, 60(1): 40-48.

- [7] Pashigian B P. Limit Price and the Market Share of the Leading Firm [J]. *Journal of Industrial Economics*, 1968, 16 (3): 165-177.
- [8] Ungern-Sternberg T V. Excess Capacity as a Commitment to Promote Entry [J]. *Journal of Industrial Economics*, 1988, 37 (2): 113-122.
- [9] 林毅夫. 潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建 [J]. *经济研究*, 2007 (1): 126-131.
- [10] 江飞涛, 耿强, 吕大国, 李晓萍. 地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理 [J]. *中国工业经济*, 2012 (6): 44-56.
- [11] 耿强, 江飞涛, 傅坦. 政策性补贴、产能过剩与中国的经济波动——引入产能利用率 RBC 模型的实证检验 [J]. *中国工业经济*, 2011 (5): 27-36.
- [12] 杨振. 激励扭曲视角下的产能过剩形成机制及其治理研究 [J]. *经济学家*, 2013 (10): 48-54.
- [13] 王立国, 高越青. 基于技术进步视角的产能过剩问题研究 [J]. *财经问题研究*, 2012 (2): 26-32.
- [14] 贺京同, 何蕾. 国有企业扩张、信贷扭曲与产能过剩——基于行业面板数据的实证研究 [J]. *当代经济科学*, 2016, 38 (1): 58-67, 126.
- [15] 张新海. 产能过剩的定量测度与分类治理 [J]. *宏观经济管理*, 2010 (1): 50-51.
- [16] 梁东黎. 转轨期企业落后产能的淘汰机制研究 [J]. *江海学刊*, 2008 (5): 64-70.
- [17] 吕建, 陈瑶雯, 范祚军. 信贷渠道在产业结构调整中的有效性分析——以产能过剩行业为例 [J]. *中央财经大学学报*, 2019 (1): 37-50.
- [18] 王立国, 宋雪. 我国居民消费能力研究——基于化解产能过剩矛盾的视角 [J]. *财经问题研究*, 2014 (3): 82-89.
- [19] 陈岩, 翟瑞端. 对外投资、转移产能过剩与结构升级 [J]. *广东社会科学*, 2015 (1): 5-16.
- [20] 于立, 张杰. 中国产能过剩的根本成因与出路: 非市场因素及其三步走战略 [J]. *改革*, 2014 (2): 40-51.
- [21] 徐齐利, 聂新伟, 范合君. 政府补贴与产能过剩 [J]. *中央财经大学学报*, 2019 (2): 98-118, 128.
- [22] 李雪松, 赵宸宇, 聂菁. 对外投资与企业异质性能利用率 [J]. *世界经济*, 2017, 40 (5): 73-97.
- [23] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应” [J]. *经济研究*, 2014, 49 (5): 160-173.
- [24] 宋林, 谢伟. 对外直接投资会挤出国内投资吗: 地区差异及影响机制 [J]. *亚太经济*, 2016 (5): 106-112.
- [25] 李梅, 柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析 [J]. *管理世界*, 2012 (1): 21-32, 66.
- [26] 史恩义, 吴彦榕. OFDI 化解过剩产能的机理及效应研究 [J]. *现代经济探讨*, 2017 (10): 46-53.
- [27] Mundell R A. International Trade and Factor Mobility [J]. *American Economic Review*, 1957, 47 (3): 321-335.
- [28] Blonigen B A. In Search of Substitution between Foreign Production and Exports [J]. *Journal of International Economics*, 1999, 53 (1): 81-104.
- [29] Desai M A, Foley C F, Hines J R. Foreign Direct Investment and the Domestic Capital Stock [J]. *American Economic Review*, 2005, 95 (2): 33-38.
- [30] Bitzer J, Kerekes M. Does Foreign Direct Investment Transfer Technology across Borders? New Evidence [J]. *Economics Letters*, 2008, 99 (3): 355-358.
- [31] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步 [J]. *世界经济*, 2014, 37 (9): 53-76.
- [32] Helpman E, Melitz M J, Yeaple S R. Export versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. *American Economic Review*, 2004, 94 (1): 300-316.
- [33] 温湖炜. 中国企业对外直接投资能缓解产能过剩吗——基于中国工业企业数据库的实证研究 [J]. *国际贸易问题*, 2017 (4): 107-117.
- [34] Heckman J J, Ichimura H, Todd P. Matching as an Econometric Evaluation Estimator [J]. *Review of Economic Studies*, 1997, 64 (4): 605-654.
- [35] Kirkley J, Paul C J M, Squires D. Capacity and Capacity Utilization in Common-pool Resource Industries [J]. *Environmental & Resource Economics*, 2002, 22 (1-2): 71-97.
- [36] 杨振兵. 有偏技术进步视角下中国工业产能过剩的影响因素分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2016 (8): 30-46.
- [37] Rubin D B. Bias Reduction Using Mahalanobis Metric Matching [J]. *Ets Research Bulletin*, 1980, 36 (2): 293-298.
- [38] 韩国高, 高铁梅, 王立国, 齐鹰飞, 王晓妹. 中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究 [J]. *经济研究*, 2011, 46 (12): 18-31.
- [39] 曲玥. 中国工业产能利用率——基于企业数据的测算 [J]. *经济与管理评论*, 2015, 31 (1): 49-56.
- [40] 毛其淋, 许家云. 中国对外直接投资促进抑或抑制了企业出口? [J]. *数量经济技术经济研究*, 2014, 31 (9): 3-21.
- [41] 董敏杰, 梁泳梅, 张其仔. 中国工业产能利用率: 行业比较、地区差距及影响因素 [J]. *经济研究*, 2015, 50 (1): 84-98.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

责任型领导与员工工作偏离行为的关系： 一个被调节的中介效应模型

The Effect of Responsible Leadership on Employees' Workplace
Deviant Behavior: A Model of the Moderated Mediation Effect

王艳子 李洋

WANG Yan-zi LI Yang

[摘要] 责任型领导风格重视企业利益相关者的负责任行为给下属塑造了学习的榜样，逐渐成为学术界和企业界热议的领导风格。已有文献侧重于探究责任型领导对员工积极工作行为的影响机理，尚无探究责任型领导是否有效降低员工工作偏离行为的作用机制问题。笔者基于社会学习理论，通过构建一个被调节的中介效应模型探究责任型领导对员工工作偏离行为的作用机制。通过对 215 份调查问卷的数据统计分析表明，责任型领导既能直接抑制员工工作偏离行为，也能通过员工道德认同的中介作用降低员工工作偏离行为；较高的领导正直度不仅强化了责任型领导对员工道德认同的正向影响，而且也强化了员工道德认同在责任型领导与员工工作偏离行为关系间的中介效应，即领导正直度越高，道德认同的中介效应越强。研究结论为领导者如何给员工树立学习榜样、提高员工道德认同进而有效抑制员工工作偏离行为提供了理论依据。

[关键词] 责任型领导 工作偏离行为 道德认同 领导正直度

[中图分类号] F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0105-10

Abstract: Responsible leadership creates a learning model for subordinates by the responsible behavior of thinking highly of stakeholders in enterprises, and has gradually become a hot leadership style in academia and business circles. The existing literatures focus on exploring the influence mechanism of responsible leadership on employees' positive work behavior, while few explores the influence mechanism of responsible leadership on reducing employees' workplace deviant behavior. Based on social learning theory, this paper constructs a moderated mediation model to explore the influence mechanism of responsible leadership on employees' workplace deviant behavior. Based on the data collected from a survey of 215 employees, this paper makes the statistical analysis and finds that responsible leadership can not only directly inhibit employees' workplace deviant behavior, but also reduce employees' workplace deviant behavior through the mediating role of employees' moral identification; leader integrity not only can strengthen the relationship between responsible leadership and employees' moral identification, but also can strengthen the mediating effect of employees' moral identification between responsible leadership and employees' workplace deviant behavior, that is to say, the higher leader integrity is, the stronger the mediating effect of employees' moral identification is. The results provide theory basis for how leaders set a learning model for employees and improve their moral identification so as to restrain employees' workplace deviant behavior.

Key words: Responsible leadership Workplace deviant behavior Moral identification Leader integrity

[收稿日期] 2019-02-26

[作者简介] 王艳子，男，1983年6月生，山西大学管理与决策研究所副教授，硕士研究生导师，管理学博士，主要研究方向为人力资源管理；李洋，男，1994年7月生，山西大学经济与管理学院硕士研究生，主要研究方向为人力资源管理。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“学习-认知视角下二元领导行为的多层效应与转换过程研究”（项目编号：71772138）；教育部人文社会科学研究青年基金项目“中国文化情境下团队领导社会网络的形成机制及对团队创造力的动态影响研究”（项目编号：14YJC630132）

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

近年来,曝光的食品安全、煤矿事故、身份信息泄露、假疫苗事件等问题,逐渐引起人们对企业社会责任的关注。在日益凸显的社会、道德、环境等问题方面,责任型领导通过履行社会责任塑造良好的企业形象,进而促进企业的可持续发展^[1]。因此,关注和履行社会责任是新时期领导者不可或缺的要素,责任型领导风格逐渐成为学术界和企业界热议的领导风格。

责任型领导风格是指领导者在行动中充分考虑个体行为对利益相关者影响的领导风格^[2]。责任型领导突破传统的上下级二元关系,将消费者、竞争者及生产商等利益相关者也作为关注的对象。已有文献侧重于探究责任型领导对员工态度和积极工作行为的影响,如员工满意度、忠诚度和工作绩效^[3],员工的道德行为和组织公民行为^[4]。员工作为与领导接触较多、利害关系最为直接的利益相关者,责任型领导会更多地考虑员工的诉求和利益。根据社会学习理论,个体行为会受到榜样作用的影响,责任型领导对利益相关者的负责任行为很容易成为员工学习和模仿的对象,使得员工更愿意去承担责任^[5],这有助于提高员工的工作热情,避免产生工作偏离行为。然而,鲜有研究涉及责任型领导对员工工作偏离行为的影响机理。鉴于此,本文基于社会学习理论,着重探索责任型领导与员工工作偏离行为之间的作用关系机理。

责任型领导作为员工的角色榜样,其道德理念会成为员工关注的焦点^[6],并潜移默化地影响员工的道德认同,例如,研究发现责任型领导对员工的道德认同有显著正向影响^[7]。此外,研究表明较高的道德认同不仅会促进员工的利他行为^[8]、组织公民行为^[9],而且对员工的反生产行为具有显著负向影响^[10]。可见,高道德认同的员工表现出符合道德伦理的利组织行为,然而迟到早退、怠工、辱骂他人等工作偏离行为与高道德认同的价值理念相悖,即较高的道德认同会抑制员工工作偏离行为。然而,道德认同是否在责任型领导与员工工作偏离行为之间起到中介作用,仍然缺少相关实证研究的支持。本文拟引入道德认同作为中介变量,探明责任型领导通过何种机制降低员工工作偏离行为。

根据社会学习理论,并不是每个领导都能够成为员工学习的榜样,这依赖于员工对领导道德品质的认

可^[11],因此,员工对领导正直度的感知会直接影响员工对责任型领导的模仿和学习。虽然责任型领导对员工负责和关心员工需求等行为会成为员工的学习榜样,但是员工对责任型领导正直程度的感知决定着员工的学习效应^[12]。如果领导者表现得言行不一,员工便会对责任型领导的行为产生质疑,此时员工会拒绝把领导作为学习的榜样。长期以来,领导正直度作为领导效能有效发挥的重要情境因素,一直未引起研究者足够的关注。因此,本文将领导正直度作为调节变量,可以更好地揭示责任型领导有效抑制员工工作偏离行为的边界作用机制。

二、理论分析与假设提出

(一) 责任型领导与员工工作偏离行为

Maak和Pless(2006)^[13]最先提出责任型领导的概念,他们把领导行为与企业社会责任两个不同的研究领域进行了理论整合,将责任型领导界定为领导者通过负责任的行为与不同的利益相关者构建和维持相互信任关系的领导风格。Oplatka(2017)^[14]认为责任型领导是领导者采取行动以使公司利益相关者受益,或避免对利益相关者和社会产生不良后果的领导风格。综合学者们的观点,本文认为责任型领导是一种领导者在管理过程中重视企业内外部利益相关者的诉求,进而促进组织可持续发展的领导风格。伦理型领导风格和责任型领导风格是两个较为相近的概念,它们都强调对道德标准的重视,不同之处在于,伦理型领导通过制定道德标准奖惩下属,责任型领导通过重视企业内外利益相关者的负责任行为潜移默化地影响下属,而且责任型领导理论将仅关注“领导者-追随者”的二元关系拓展到“领导者-利益相关者”的多元关系^[6]。

“偏离”一词通常是指“离开常规的道路”,员工在工作场所经常会表现出偷懒、迟到和早退等工作偏离行为,但如何界定工作偏离行为的概念存在一定的难度^[15]。本文参照O'Connor等(2017)^[16]对员工工作偏离行为的定义,认为工作偏离行为是指员工因违反组织的政策或制度而危害到组织或其他成员利益的行为,具体表现为故意磨洋工、破坏或偷窃公共财产、迟到早退、欺骗辱骂及不尊重同事等。需要注意的是,工作偏离行为与反生产行为、非伦理行为等概念虽然存在一定程度的相似之处^[17],但工作偏离行为具有违反组织规范和故意破坏两个显著特点,使其

可以作为一个单独的构念进行研究。

根据社会学习理论,领导作为员工的管理者,其会发挥榜样教育作用。榜样教育是指典范角色以其优秀品质将抽象的道德准则或价值观通过榜样示范具体化,个体通过对榜样的观察、学习和模仿潜移默化地影响自身的思想、行动和规范^[18]。员工工作偏离行为作为一种有损组织利益的消极工作行为,其会给企业和组织带来破坏性影响^[19],然而,责任型领导传递给下属负责任的榜样形象,有助于抑制员工做出不利于组织的工作偏离行为。首先,根据社会学习理论,领导者的行为对员工是可见的,因此,领导者容易被员工视为学习榜样^[20]。在面临与利益相关者相冲突的事件时,责任型领导关心利益相关者的诉求,他们以身作则的行为会成为员工的学习榜样,这有助于培养员工的组织责任感,使得下属在工作中遇到类似的问题时积极效仿领导者的负责任行为,兼顾组织和其他成员的利益而不是一味地考虑自身的利益^[21],尽可能减少工作偏离行为。其次,责任型领导非常强调工作中的伦理道德准则,并通过建立有效的道德准则减少员工的不道德行为^[22]。根据社会学习理论,员工在责任型领导较高伦理道德的影响下,他们会尽可能地降低不利于组织和其他成员的工作偏离行为。在责任型领导看来,员工工作偏离行为有损组织和其他成员的利益,此类行为是领导无法接受和容忍的,因此,员工会使自己的行为符合领导和组织所倡导的道德准则^[23],尽量减少工作偏离行为以免影响到他人或组织的利益。另外,责任型领导能够通过改变员工对领导魅力的感知和认可影响员工工作行为^[24]。责任型领导对员工负责任的行为能使员工感知到组织关怀,激发员工的工作积极性,员工会表现出有利于组织的工作行为,尽可能避免产生不利于组织的工作偏离行为^[25]。最后,由于责任型领导把员工视为利益主体之一,他们会在考虑员工利益诉求的基础上制定相关政策,给予员工充分的信任与支持,进而使员工感受到领导对他们的尊重^[26]。根据社会学习理论,责任型领导对员工的信任、支持与尊重有助于提高个体的学习效果,促使员工尽可能减少非伦理行为的发生^[26],可以推断责任型领导也会抑制员工工作偏离行为。

H1: 责任型领导对员工工作偏离行为有显著负向影响。

(二) 道德认同的中介作用

Aquino 和 Reed (2002)^[27]从个体的特质和行为视角出发,把道德品质具体化,对道德认同的概念界定得到了学术界的广泛认可。他们认为道德认同是个体基于一组道德品质而形成的自我概念,这些道德品质主要包括关心他人、有同情心、公平公正、友好、慷慨、勤奋努力、乐于助人、诚信、和蔼等。

根据社会学习理论,领导者的榜样作用通过影响员工的工作价值观和道德标准进而影响员工的工作行为。已有文献表明,责任型领导的道德理念和价值观会对员工的道德认同产生积极影响^[7]。首先,责任型领导表现出的伦理道德和社会责任感会对下属产生吸引力,其会成为员工学习的道德榜样^[28],进而使员工产生较强的道德认同。根据社会学习理论,领导的榜样教育将抽象的道德标准和道德规范通过行为示范具体化^[29],员工通过对责任型领导榜样示范的观察学习,将领导较高的道德准则内化为自己的工作价值观,进而提升员工的道德认同。其次,责任型领导对员工有较高的道德标准要求^[30]。根据社会学习理论,员工会把责任型领导的道德品质和道德标准作为自己做出道德行为的学习指南,责任型领导的负责任行为给员工营造良好的道德氛围,激发出员工较高的道德认知进而提高员工的道德认同;而且当员工在工作中遵循责任道德理念时,员工可以获得领导者更多的认可和支持,此时员工会把责任型领导崇高的道德标准内化为自己的价值理念,进而提高员工的道德认同^[31]。最后,责任型领导将员工作为重要的利益相关者对待,重视员工的需求与发展,员工也会学习和效仿领导的行为,关心组织或其他成员的利益^[21],进而影响员工的道德认知并提高员工的道德认同。

道德认同会影响员工的道德判断、道德选择和道德行为^[32]。首先,道德认同在个体自我概念中的核心程度存在差异,进而导致个体形成差异化的行为认知^[33]。员工在工作中表现出的迟到早退、怠工、辱骂他人等工作偏离行为与高道德认同的价值理念相悖,高道德认同的员工会在已有观念和认知框架内反省自己的行为,使个体行为与其较高的道德品质保持一致,而不会表现出工作偏离行为^[34]。其次,根据社会学习理论,高道德认同员工的道德特质容易被激活,这会引导和驱动自身去学习符合道德规范的工作行为,因此道德认同是激发员工产生道德行为的重要动机^[35]。相较于道德认同较低的员工,道德认同较

高的员工更可能产生符合道德伦理的行为动机,进而表现出组织公民行为^[17],不会产生损坏组织的工作偏离行为。最后,根据社会学习理论,员工的道德认同较高时,责任型领导会成为员工参照的道德榜样,员工能够轻易地区分出领导者所提倡的行为并进行学习和效仿,从而形成道德自我概念规范自己的工作行为,表现出对组织的利好倾向,不会做出违背道德伦理的工作偏离行为^[36]。

H2: 道德认同在责任型领导与员工工作偏离行为的关系间起中介作用。

(三) 领导正直度的调节作用

领导正直度的定义主要分为以下三类观点:一些学者认为领导正直度是指下属对领导言行一致的感知程度,该定义忽略了领导行为的道德属性,主要关注的是领导言行的一致性程度^[37];另外一些学者从领导者道德行为的角度出发,将领导正直度定义为下属感知到的领导行为的道德程度,该观点未重点关注领导的言行一致性,而是通过领导者的道德行为反映领导正直度^[38];最近,越来越多的学者认为领导正直度需要从言行一致和道德规范两个方面进行概念界定^[39]。综上,笔者认为第三种观点更加符合领导正直度的概念内涵,将领导正直度定义为领导行为的道德程度及其行为与所宣扬价值观之间的一致性程度^[39]。目前,学者们主要考察了领导正直度对员工工作态度和行为的影响,如工作满意度^[40]、建言行为^[41]、工作绩效^[42]等。由于领导正直度是员工集信任和忠诚为一体的领导品质感知,并且是领导有效性的关键要素和普遍认同的一种领导品质^[12],因此领导正直度不仅会对员工的态度和行为产生影响,还可以影响领导者自身的领导力。首先,根据社会学习理论,并非所有领导者都可以成为员工的学习榜样,只有当员工感知到领导的良好品质及个人魅力时,员工才可能更主动地学习和效仿领导的行为^[11]。当领导正直度较高时,员工感知到责任型领导的行为与其所倡导的较高的道德标准保持一致,责任型领导的行为容易获得员工的认可,这会使责任型领导能够成为员工的学习榜样^[43],员工也会以较高的道德标准要求自己,进而提升员工的道德认同。反之,当领导正直度较低时,责任型领导在员工心目中的道德形象被破坏,员工不会把领导作为学习榜样,此时责任型领导无法激发员工的道德认同。其次,根据社会学习理论,员工通过观察领导的行为,了解到哪些行为是被

期望的,进而影响自身的认知方式和行为模式。当员工感知到领导正直度较高时,责任型领导的道德标准会潜移默化地影响员工的认知^[43],进而员工会产生学习和效仿责任型领导所期望的工作行为的动机,员工通过这种替代性学习提高自身的道德认同。最后,领导正直度会影响员工对领导道德程度的感知,当领导正直度较高时,员工感知到责任型领导在行动上更加符合道德规范,此时责任型领导展现的特征与员工所期待的领导形象相吻合^[44]。根据社会学习理论,员工会通过观察学习和效仿领导负责任的行为,改变自身的工作价值观,尽可能地提升自身道德认知与行为的一致性^[45],进而提高员工自身的道德认同。

H3: 较高的领导正直度对责任型领导与员工道德认同的关系具有正向调节作用。当领导正直度较高时,责任型领导对员工道德认同的正向影响越强。

由于较高的领导正直度增强了责任型领导对员工道德认同的正向影响(假设H3),而道德认同在责任型领导与员工工作偏离行为之间起到中介作用(假设H2),因此可以推断领导正直度对道德认同的中介效应应具有调节作用(即被调节的中介作用)。根据社会学习理论,当领导正直度较高时,员工会学习和效仿责任型领导的道德标准,这有助于增加员工的道德认同,进而使员工产生有利于组织的行为,不会做出有损组织利益的工作偏离行为。

H4: 较高的领导正直度正向调节道德认同在责任型领导与员工工作偏离行为关系间的中介作用。

研究模型见图1。

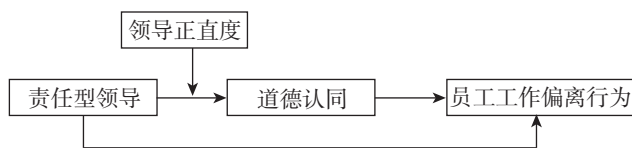


图1 研究模型

三、研究设计

(一) 研究样本

调研数据来源于山西、上海、浙江、北京等8个地区12家企业的员工,通过企业现场发放(180份)和委托管理人员发放(100份)两种方式收集数据,共发放280份问卷,回收253份问卷,剔除漏填、缺失数据等无效问卷之后共得到215份有效样本,有效回收率为76.8%。其中,男性占比37.2%,女性占比62.8%;年龄在25岁以下的占21.4%,26~35

岁占48.4%，36~45岁占19.1%，46岁及以上的占11.1%；本科及以上学历占82.8%，其中15.3%为硕士，2.3%为博士。

(二) 变量测量

本文使用国外成熟量表，采用“翻译-回译”方法对量表进行多次小组讨论，并结合6位员工填写问卷的反馈意见修订措辞，形成最终的调研量表。除人口统计学变量外，量表均采用李克特5点计分，1代表“完全不符合”，5代表“完全符合”，数字越大，代表符合程度越高。

责任型领导：借鉴 Voegtlin (2011)^[2] 的量表，采用4个题项，如“我的上级会意识到利益相关者的诉求”等。

道德认同：借鉴 Aquino 和 Reed (2002)^[27] 的量表，采用9个题项，如“成为拥有这些品质的人让我感觉良好”和“我会积极参加一些能向他人表明我拥有这些品质的活动”等。

领导正直度：借鉴 Simons 等 (2007)^[46] 的量表，采用7个题项，如“我的主管按他所倡导的价值观指引他自己的行动”等。

工作偏离行为：借鉴 Thau 等 (2007)^[34] 的量表，采用7个题项，该变量属于组织负面行为，为避免员工在填答时的社会称许性偏差，将该变量的所有题项在表述方面进行了反向处理，如“我不会在工作中公然使他人难堪”等。

控制变量：员工工作偏离行为会受到人口统计学特征的影响，因此本文选取性别、学历和年龄作为控制变量，以便降低这些控制变量对研究结果的影响。其中，学历分为4个类别，主要有大专及以下、本科、硕士和博士；年龄分为4个类别，分别为25岁及以下、26~35岁、36~45岁和46岁及以上。

(三) 研究方法

采用 SPSS17.0 和 AMOS17.0 对本文的数据进行处理与分析。首先，使用 SPSS17.0 进行 Harman 单因子分析检验数据是否存在同源方法偏差；其次，使

用 AMOS17.0 进行验证性因子分析，再次检验数据是否存在同源偏差，同时检验变量的区分效度；最后，使用 SPSS17.0 进行多元回归分析检验本文的研究假设，并通过 SPSS17.0 软件中的 PROCESS 宏程序，使用 Bootstrap 方法检验中介效应和调节效应的稳健性，以及检验被调节的中介效应，假设成立的判定标准为置信区间不包括0。

四、数据分析结果

(一) 信度和效度检验

1. 信度分析。

如表1所示，责任型领导、道德认同、领导正直度、工作偏离行为的 Cronbach's α 值分别为0.799、0.811、0.912、0.803，各变量的信度值均大于0.700的检验标准，表明量表信度良好。此外，这些变量的组合信度 CR 值分别为0.794、0.874、0.912、0.871，均大于0.600的检验标准，再次表明量表信度良好。

2. 效度分析。

在内容效度方面，本文通过查找文献选取使用较多的国外成熟量表，并通过科研小组和企业员工的多次讨论等措施对量表进行适度修订，因此，量表具有较好的内容效度。

在聚合效度方面（见表1），各变量的平均方差提取量 AVE 值介于0.523~0.599之间，均大于0.500的检验标准，表明题项能够反映各个变量的概念内涵，聚合效度良好。在区分效度方面，采用验证性因子分析（见表2），4因子模型的拟合指数高于其他模型（ $\chi^2/df = 1.827$, RMSEA = 0.062, IFI = 0.907, TLI = 0.905, CFI = 0.906），变量区分效度良好。另外，区分效度还可以通过聚合效度 AVE 的平方根和各变量的相关系数评价，由于各变量 AVE 的平方根均大于0.700（见表1），而各变量的相关系数均小于0.500（见表3），各变量 AVE 的平方根均大于它们的相关系数，区分效度良好。

表1 信度和效度分析结果

变量	Cronbach's α	组合信度 CR	聚合效度 AVE	AVE 的平方根
责任型领导	0.799	0.794	0.523	0.723
道德认同	0.811	0.874	0.560	0.748
领导正直度	0.912	0.912	0.599	0.774
工作偏离行为	0.803	0.871	0.556	0.746

(二) 同源方差检验

为了避免同源方法偏差对研究结果准确性的影响,调查问卷采用不记名方式收集数据,并对各变量的题项进行混编,采用反向题目等方式,以便进行事前控制。采用 Harman 单因子检验发现,特征值最大的因子方差解释量为 27.5%,所有因子的总体方差

解释量为 67.7%,不存在单一因子解释大部分方差的情况,因此数据不存在严重的同源偏差。而且,验证性因子分析结果表明(见表 2),4 因子模型的拟合指数高于其他模型($\chi^2/df = 1.827$, $RMSEA = 0.062$, $IFI = 0.907$, $TLI = 0.905$, $CFI = 0.906$),表明数据不存在严重的同源偏差。

表 2 验证性因子分析结果

模型	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	IFI	TLI	CFI
4 因子: <i>RL, MI, LI, WD</i>	491.490	269	1.827	0.062	0.907	0.905	0.906
3 因子: <i>RL, MI+LI, WD</i>	971.468	272	3.572	0.110	0.707	0.674	0.704
2 因子: <i>RL+MI+LI, WD</i>	1 128.721	274	4.119	0.121	0.642	0.604	0.638
1 因子: <i>RL+MI+LI+WD</i>	1 480.528	275	5.384	0.143	0.495	0.444	0.490

注: *RL* 表示责任型领导, *WD* 表示工作偏离行为, *MI* 表示道德认同, *LI* 表示领导正直度。

(三) 相关分析

相关分析结果表明(见表 3),责任型领导与员工工作偏离行为显著负相关($r = -0.299$, $p < 0.010$);责任型领导与道德认同显著正相关($r = 0.286$, $p <$

0.010);领导正直度与员工工作偏离行为显著负相关($r = -0.227$, $p < 0.010$);道德认同与员工工作偏离行为显著负相关($r = -0.512$, $p < 0.010$)。

表 3 相关分析结果

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6
1. 性别	1.630	0.493						
2. 年龄	2.200	0.903	-0.044					
3. 学历	2.030	0.648	-0.099	-0.257**				
4. 责任型领导	3.661	0.708	-0.037	0.039	0.059			
5. 道德认同	3.860	0.563	-0.024	0.109	0.083	0.286**		
6. 领导正直度	3.668	0.653	-0.088	-0.114	0.137*	0.475**	0.246**	
7. 工作偏离行为	1.745	0.599	-0.147*	-0.031	-0.146*	-0.299**	-0.512**	-0.227**

注: **表示 $p < 0.01$, *表示 $p < 0.05$, 下同。

(四) 假设检验

1. 主效应检验。

本文采用 SPSS17.0 进行回归分析检验研究假设

(见表 4),在控制人口统计学变量之后,由模型 6 可知,责任型领导对员工工作偏离行为具有显著的负向影响($\beta = -0.293$, $p < 0.010$),假设 H1 得到支持。

表 4 假设检验结果

变量	道德认同				工作偏离行为			
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
性别	-0.006	0.001	0.012	0.005	-0.170*	-0.178*	-0.173*	-0.177*
年龄	0.140	0.124	0.142	0.178*	-0.086	-0.069	-0.015	-0.012
学历	0.118	0.099	0.087	0.091	-0.185*	-0.164*	-0.125	-0.119
责任型领导		0.275**	0.202**	0.162*		-0.293**		-0.169**
道德认同							-0.504**	-0.457**
领导正直度			0.155*	0.239**				
责任型领导×领导正直度				0.236**				
ΔR^2	0.025	0.075**	0.018*	0.050**	0.055**	0.085**	0.302**	0.188**
ΔF	1.819	17.537**	4.255*	12.442**	4.065**	20.880**	22.764**	58.514**

2. 中介效应检验。

依据中介作用存在的基本条件，表4的模型6显示责任型领导对员工工作偏离行为具有显著的负向影响 ($\beta = -0.293, p < 0.010$)；模型2显示责任型领导对道德认同有显著的正向影响 ($\beta = 0.275, p < 0.010$)；模型7显示道德认同对员工工作偏离行为具有显著的负向影响 ($\beta = -0.504, p < 0.010$)，满足了道德认同存在中介作用的基本条件，可以进行下一步的中介效应检验。在模型6的基础上加入道德认同构建模型8后，责任型领导对员工工作偏离行为仍然有显著的负向影响 ($\beta = -0.169, p < 0.010$)，但该回归系数的绝对值明显小于模型6中直接效应的绝对值 ($\beta = -0.293, p < 0.010$)，表明道德认同起到部分中介作用，假设H2成立。

3. 调节效应检验。

在检验领导正直度的调节作用效果时，为降低共线性问题将数据进行了标准化处理。由表4的模型2可知，责任型领导对员工道德认同具有显著正向影响 ($\beta = 0.275, p < 0.010$)；在模型3中将领导正直度放入回归方程，责任型领导对员工道德认同依然具有显著正向影响 ($\beta = 0.202, p < 0.010$)；由模型4可知，当责任型领导与领导正直度的交互项放入回归方程后，责任型领导与领导正直度的交互项系数显著 ($\beta = 0.236, p < 0.010$)，表明领导正直度起到正向调节作用，假设H3得到支持。

为了更直观地反映领导正直度的调节作用效果，采用均值加减一个标准差绘制领导正直度的调节效应图（见图2）。简单斜率分析发现，当领导正直度较高时，责任型领导对员工道德认同的正向影响较强 ($\beta = 0.390, p < 0.010$)；当领导正直度较低时，责任型领导对员工道德认同无显著影响 ($\beta = -0.080, p > 0.050$)。不显著的原因在于员工感知到的领导正直度较低时，员工不认可责任型领导的道德行为，此时责任型领导无法发挥行为示范作用，难以通过自身的榜样作用提高员工道德认同。

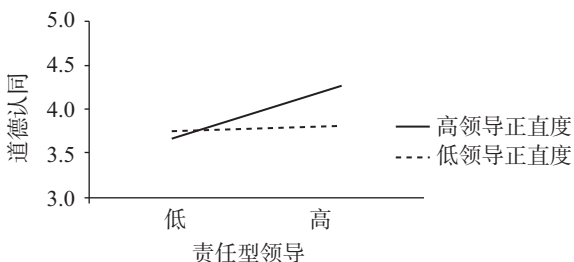


图2 领导正直度的调节效应图

4. 被调节的中介效应检验。

本文采用 SPSS 宏程序 PROCESS 中的 Bootstrap 方法检验领导正直度在均值加减一个标准差下被调节的中介效应。检验结果如表5，当领导正直度较高时，责任型领导通过道德认同作用于员工工作偏离行为的条件间接效应显著 ($\gamma = -0.132, CI = [-0.239, -0.013]$)，其95%置信区间不包含0；当领导正直度较低时，该条件间接效应不显著 ($\gamma = -0.014, CI = [-0.096, 0.064]$)，其95%置信区间包含0。根据 Preacher 等 (2007)^[47]提出的亚组分析法，道德认同在责任型领导与员工工作偏离行为间的中介效应会受到领导正直度的调节，假设H4得到支持。

表5 被调节的中介效应结果

变量	条件间接效应	标准误	下限	上限
高领导正直度	-0.132	0.058	-0.239	-0.013
低领导正直度	-0.014	0.041	-0.096	0.064

(五) 稳健性检验

为了检验道德认同的中介作用的稳健性，本文还采用 SPSS17.0 宏程序 PROCESS 中的 Bootstrap 方法进行分析，抽取样本设定为5000次，显著性的检验标准是置信区间CI不包括0。检验结果显示（见表6），责任型领导的直接影响效应达到了显著性水平 ($\gamma = -0.141, CI = [-0.242, -0.040]$)，其95%置信区间不包括0；道德认同产生的间接影响效应也达到了显著性水平 ($\gamma = -0.112, CI = [-0.187, -0.050]$)，其95%置信区间不包括0，再次表明道德认同起到部分中介效应，假设H2得到验证。

类似地，为了检验领导正直度的调节效应的稳健性，采用 SPSS17.0 宏程序 PROCESS 中的 Bootstrap 方法进行分析。检验结果显示（见表6），低领导正直度的调节效应没有达到显著性水平 ($\gamma = 0.029, CI = [-0.117, 0.174]$)，其95%置信区间包括0；高领导正直度的调节效应达到了显著性水平 ($\gamma = 0.267, CI = [0.139, 0.396]$)，其95%置信区间不包括0，表明领导正直度越高，责任型领导对员工道德认同的正向影响越强，假设H3得到验证。

由于亚组分析法在统计功效上存在一定的不足，其中一个条件间接效应显著并不能代表两个条件间接效应之差就一定显著，因此亚组分析法不足以判定是否存在被调节的中介作用。本文进一步采用 Hayes (2013)^[48]提出的系数乘法，通过责任型领导与领导

正直度的交互项对员工道德认同的回归系数和道德认同对员工工作偏离行为的回归系数的乘积（即 Index 的值）判断被调节的中介作用是否显著。本文运用 SPSS

宏程序 PROCESS 计算得到 Index 指数（见表 7），判定指标 Index 的 95% 的置信区间为 $[-0.188, -0.023]$ ，置信区间不包含 0，假设 H4 得到验证。

表 6 中介效应和调节效应的稳健性检验结果

影响效应		变量	效应	标准误	下限	上限
中介效应	直接效应	责任型领导	-0.141	0.051	-0.242	-0.040
	间接效应	道德认同	-0.112	0.035	-0.187	-0.050
调节效应		低领导正直度	0.029	0.074	-0.117	0.174
		高领导正直度	0.267	0.065	0.139	0.396

表 7 被调节的中介效应的稳健性检验结果

变量	Index	标准误	下限	上限
领导正直度	-0.090	0.041	-0.188	-0.023

五、研究结论与展望

（一）研究结论

本文基于社会学习理论，通过对 215 份调查问卷的数据统计分析，探究了责任型领导对员工工作偏离行为的作用机理，识别出员工道德认同在它们两者间的中介作用以及领导正直度的调节作用，得到如下结论：

第一，责任型领导能够有效降低员工工作偏离行为。Voegtlin (2011)^[2]和文鹏等 (2016)^[26]的研究均表明责任型领导会显著降低员工非伦理行为。尽管员工工作偏离行为和非伦理行为属于不同的研究构念，但都属于员工的消极工作行为，因此本文的研究结果再次支持了既有的研究观点，即责任型领导有助于降低员工的消极工作行为。作为一种强调社会责任的领导风格，责任型领导风格的概念在 2006 年被提出之后，目前为数不多的实证研究主要考察了责任型领导对员工积极工作行为的影响，如组织公民行为、道德行为等，较少涉及其对员工负面工作行为的影响。责任型领导在工作中采取符合伦理道德的负责任行为，在领导角色榜样的影响下，员工会学习和效仿领导类似的道德行为，促使员工不会为了自身利益而做出有损组织利益的工作偏离行为。本文通过探究责任型领导对员工工作偏离行为的影响，丰富了责任型领导在抑制员工消极工作行为方面的理论研究。

第二，责任型领导通过提升员工道德认同抑制员工工作偏离行为。领导的价值理念对塑造员工的认知及行为起到重要作用，本文证实了责任型领导之所以

会抑制员工工作偏离行为，主要是由于责任型领导影响和塑造了员工的社会认知和行为取向，员工价值观念的改变会影响个体的道德认同，道德认同的高低会决定员工是否表现出消极的工作行为。文鹏等 (2016)^[26]的研究将责任感知作为责任型领导与员工非伦理行为之间的中介变量，并指出未来研究可以将道德认同作为中介机制进行分析，因为责任型领导有助于改变员工对于自我的道德认知，通过减少员工的道德推脱或增强员工的道德认同，进而影响员工的道德决策。本文的研究结果支持了文鹏等 (2016)^[26]的推断，引入道德认同作为中介变量，有助于更好地揭示责任型领导抑制员工工作偏离行为的作用机制。

第三，较高的领导正直度不仅正向调节了责任型领导与员工道德认同的关系，而且也正向调节了员工道德认同的中介作用效果。中国儒家传统哲学强调领导者要发挥榜样作用，其行为要符合道德标准并且言行一致，因此，中国员工对领导正直度的要求表现得更加强烈。目前关于领导正直度的研究主要集中在前因变量和结果变量的研究，较少有研究将领导正直度作为领导发挥有效作用的边界条件引入，然而员工对领导正直度的感知可以帮助员工进一步判断、归因领导行为。当领导正直度较高时，员工会认可责任型领导的道德理念，此时责任型领导可以有效提升员工道德认同，进而降低员工工作偏离行为。本文的研究结果支持了 Bauman (2013)^[49]的观点，即领导正直度不仅是影响员工认同的重要因素，还会对领导效能的有效发挥产生影响。责任型领导所呈现出的行为是否出于真心实意，而并非是一种伪善行为，这反映的是领导正直品质，本文将领导正直度作为调节变量，探讨责任型领导风格影响员工道德认同进而降低员工工作偏离行为的边界条件，契合了中国独特的文化情境现象，有助于更好地解释领导道德品质特征对员工道

德品质和行为的传递效应,突破了以往主要将下属特征作为领导效能有效发挥的边界条件。

(二) 管理启示

本文的研究结论对领导者如何抑制员工工作偏离行为具有如下管理启示:其一,责任型领导能够有效抑制员工工作偏离行为,启示领导者应该树立对利益相关者负责的意识,并通过自身的表率 and 示范作用,使得员工增强对企业的责任意识,从而尽可能降低工作偏离行为。其二,责任型领导通过提升员工道德认同降低员工工作偏离行为,启示领导者要采取措施提升员工道德认同。企业中的领导者要通过利益相关者负责的道德行为潜移默化地提升员工的道德品质,通过营造良好的组织道德氛围提升员工道德认同,使得员工更好地恪守社会道德规范,正确发挥道德的正能量,从而减少员工工作偏离行为。其三,领导者在工作中要言行一致,提高员工对领导正直度的感知。领导者在日常管理工作中,要做到恪守道德标准,通过树立榜样作用使员工感知到领导正直的优良

品质,进而增强员工道德认同,避免员工产生工作偏离行为。

(三) 研究局限与展望

本研究仍然存在一定的不足:首先,本文的调研数据均由员工评价获得,未来可以采用领导-员工配对数据,由领导评价员工工作偏离行为,员工评价责任型领导、道德认同和领导正直度,以便尽可能降低数据的同源偏差问题。其次,责任型领导风格的概念由西方学者提出,虽然本文对责任型领导风格的外文量表在翻译过程中经过反复讨论和回译,但由于中西方对责任型领导风格的认知存在差异,未来可以对责任型领导风格进行本土化的量表开发,使量表更符合中国组织情境,从而提高研究结果的准确性和有效性。最后,本文仅从领导者自身因素出发,考查领导正直度对责任型领导效能的调节作用,而员工与领导在人格、价值观等方面的匹配也会影响责任型领导效能的有效发挥,未来可以分析领导下属匹配对责任型领导效能的调节作用。

参考文献

- [1] Waldman D A, Balven R M. Responsible Leadership: Theoretical Issues and Research Directions [J]. *The Academy of Management Perspectives*, 2014, 28 (3): 224-234.
- [2] Voegtlin C. Development of a Scale Measuring Discursive Responsible Leadership [J]. *Journal of Business Ethics*, 2011, 98 (1): 57-73.
- [3] 刘生敏, 刘建博. 责任型领导与员工绩效: 社会学习还是戏剧表演? [J]. *中国人力资源开发*, 2017 (1): 23-30.
- [4] Voegtlin C, Patzer M, Scherer A G. Responsible Leadership in Global Business: A New Approach to Leadership and Its Multilevel Outcomes [J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 105 (1): 1-16.
- [5] Gond J P, Igalens J, Swaen V, et al. The Human Resources Contribution to Responsible Leadership: An Exploration of the CSR-HR Interface [J]. *Journal of Business Ethics*, 2011, 98 (1): 115-132.
- [6] 文鹏, 夏玲. 责任型领导研究述评与展望 [J]. *外国经济与管理*, 2015, 37 (11): 38-49.
- [7] Watts L L, Buckley M R. A Dual-Processing Model of Moral Whistleblowing in Organizations [J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 146 (3): 669-683.
- [8] 郭晟豪, 萧鸣政. 道德认同与员工积极互惠的影响研究——组织中认同的作用差异, 调节效应与规模 [J]. *软科学*, 2017, 31 (8): 43-46.
- [9] 刘凤军, 李敬强, 杨丽丹. 企业社会责任、道德认同与员工组织公民行为关系研究 [J]. *中国软科学*, 2017 (6): 117-129.
- [10] Hardy S A, Bean D S, Olsen J A. Moral Identity and Adolescent Prosocial and Antisocial Behaviors: Interactions with Moral Disengagement and Self-Regulation [J]. *Journal of Youth and Adolescence*, 2015, 44 (8): 1542-1554.
- [11] Yaffe T, Kark R. Leading by Example: The Case of Leader OCB [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2011, 96 (4): 806-826.
- [12] Zhang G, Bai Y, Caza A. Leader Integrity and Organizational Citizenship Behaviour in China [J]. *Management and Organization Review*, 2014, 10 (2): 299-319.
- [13] Maak T, Pless N M. Responsible Leadership in a Stakeholder Society—A Relational Perspective [J]. *Journal of Business Ethics*, 2006, 66 (1): 99-115.
- [14] Oplatka I. A Call to Adopt the Concept of Responsible Leadership in Our Schools: Some Insights from the Business Literature [J]. *International Journal of Leadership in Education*, 2017, 20 (4): 1-8.
- [15] Robinson S L, Bennett R J. A Typology of Deviant Workplace Behaviors: A Multidimensional Scaling Study [J]. *Academy of Management Journal*, 1995, 38 (2): 555-572.
- [16] O'Connor P J, Stone S, Walker B R, et al. Deviant Behavior in Constrained Environments: Sensation-Seeking Predicts Workplace Deviance in Shallow Learners [J]. *Personality and Individual Differences*, 2017, 108: 20-25.
- [17] Shoaib S, Baruch Y. Deviant Behavior in a Moderated-Mediation Framework of Incentives, Organizational Justice Perception, Reward Expectancy [J]. *Journal of Business Ethics*, 2017 (2): 1-17.
- [18] Ogunfowora B. It's All a Matter of Consensus: Leader Role Modeling Strength as a Moderator of the Links between Ethical Leadership and Employee

- Outcomes [J]. *Human Relations*, 2014, 67 (12): 1467-1490.
- [19] Yang L Q, Bauer J, Johnson R E, et al. Physiological Mechanisms that Underlie the Effects of Interactional Unfairness on Deviant Behavior: The Role of Cortisol Activity [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2014, 99 (2): 310-321.
- [20] Reed M S, Evely A C, Cundill G, et al. What Is Social Learning? [J]. *Ecology and Society*, 2010, 15 (4): 1-10.
- [21] Ko J, Hur S U. The Impacts of Employee Benefits, Procedural Justice, and Managerial Trustworthiness on Work Attitudes: Integrated Understanding Based on Social Exchange Theory [J]. *Public Administration Review*, 2014, 74 (2): 176-187.
- [22] Berger R, Chong J C, Kim J B. Responsible Leadership for Multinational Enterprises in Bottom of Pyramid Countries: The Knowledge of Local Managers [J]. *Journal of Business Ethics*, 2011, 101 (4): 553-561.
- [23] Cameron K. Responsible Leadership as Virtuous Leadership [J]. *Journal of Business Ethics*, 2011, 98 (1): 25-35.
- [24] Freeman R E, Auster E R. Values, Authenticity, and Responsible Leadership [J]. *Journal of Business Ethics*, 2011, 98 (1): 15-23.
- [25] Fiori M, Krings F, Kleinlogel E, et al. Whose Side Are You on? Exploring the Role of Perspective Taking on Third-Party's Reactions to Workplace Deviance [J]. *Basic and Applied Social Psychology*, 2016, 38 (6): 318-336.
- [26] 文鹏, 夏玲, 陈诚. 责任型领导对员工揭发意愿与非伦理行为的影响 [J]. *经济管理*, 2016 (7): 82-93.
- [27] Aquino K, Reed II A. The Self-Importance of Moral Identity [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2002, 83 (6): 1423-1440.
- [28] Doh J P, Quigley N R. Responsible Leadership and Stakeholder Management: Influence Pathways and Organizational Outcomes [J]. *The Academy of Management Perspectives*, 2014, 28 (3): 255-274.
- [29] 宋萌, 杨崇耀, 唐中君. 真诚型领导对员工主观幸福感的影响: 基于社会学习理论的解释 [J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2015, 21 (5): 147-153.
- [30] Pless N M, Maak T, Waldman D A. Different Approaches toward Doing the Right Thing: Mapping the Responsibility Orientations of Leaders [J]. *The Academy of Management Perspectives*, 2012, 26 (4): 51-65.
- [31] Grant A M. Leading with Meaning: Beneficiary Contact, Prosocial Impact, and the Performance Effects of Transformational Leadership [J]. *Academy of Management Journal*, 2012, 55 (2): 458-476.
- [32] 林志扬, 肖前, 周志强. 道德倾向与慈善捐赠行为关系实证研究——基于道德认同的调节作用 [J]. *外国经济与管理*, 2014, 36 (6): 15-23.
- [33] Shin Y, Sung S Y, Choi J N, et al. Top Management Ethical Leadership and Firm Performance: Mediating Role of Ethical and Procedural Justice Climate [J]. *Journal of Business Ethics*, 2015, 129 (1): 43-57.
- [34] Thau S, Aquino K, Wittek R. An Extension of Uncertainty Management Theory to the Self: The Relationship between Justice, Social Comparison Orientation, and Antisocial Work Behaviors [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2007, 92 (1): 250-258.
- [35] May D R, Chang Y K, Shao R. Does Ethical Membership Matter? Moral Identification and Its Organizational Implications [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2015, 100 (3): 681-694.
- [36] Bavik A, Bavik Y L. Effect of Employee Incivility on Customer Retaliation Through Psychological Contract Breach: The Moderating Role of Moral Identity [J]. *International Journal of Hospitality Management*, 2015, 50: 66-76.
- [37] Palanski M E, Yammarino F J. Integrity and Leadership: A Multi-Level Conceptual Framework [J]. *The Leadership Quarterly*, 2009, 20 (3): 405-420.
- [38] Moorman R H, Grover S. Why Does Leader Integrity Matter to Followers? An Uncertainty Management-Based Explanation [J]. *International Journal of Leadership Studies*, 2009, 5 (2): 102-114.
- [39] Leroy H, Dierynck B, Anseel F, et al. Behavioral Integrity for Safety, Priority of Safety, Psychological Safety, and Patient Safety: A Team-Level Study [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2012, 97 (6): 1273-1281.
- [40] Protas D J. Relationships among Employee Perception of Their Manager's Behavioral Integrity, Moral Distress, and Employee Attitudes and Well-Being [J]. *Journal of Business Ethics*, 2013, 113 (1): 51-60.
- [41] 石冠峰, 梁鹏. 知识型员工工作自主性对建言行为的影响——领导正直度被中介的调节模型构建与检验 [J]. *科技进步与对策*, 2016, 33 (6): 135-141.
- [42] 林叶, 李燕萍. 前瞻性行为与员工的工作绩效——领导的正直性和团队政治氛围的调节作用 [J]. *商业经济与管理*, 2016 (7): 73-82.
- [43] Leroy H, Palanski M E, Simons T. Authentic Leadership and Behavioral Integrity as Drivers of Follower Commitment and Performance [J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 107 (3): 255-264.
- [44] Stahl G K, De Luque M S. Antecedents of Responsible Leader Behavior: A Research Synthesis, Conceptual Framework, and Agenda for Future Research [J]. *The Academy of Management Perspectives*, 2014, 28 (3): 235-254.
- [45] 王婷, 杨付. 领导正直的概念、测量及其展望 [J]. *心理科学*, 2018, 41 (3): 706-712.
- [46] Simons T, Friedman R, Liu L A, et al. Racial Differences in Sensitivity to Behavioral Integrity: Attitudinal Consequences, In-Group Effects, and "Trickle Down" among Black and Non-Black Employees [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2007, 92 (3): 650-682.
- [47] Preacher K J, Rucker D D, Hayes A F. Addressing Moderated Mediation Hypotheses: Theory, Methods, and Prescriptions [J]. *Multivariate Behavioral Research*, 2007, 42 (1): 185-227.
- [48] Hayes A F. *An Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach* [M]. New York: Guilford Press, 2013.
- [49] Bauman D C. Leadership and the Three Faces of Integrity [J]. *The Leadership Quarterly*, 2013, 24 (3): 414-426.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

中国地区人力资本不平等及其空间分布的动态演进

The Dynamic Evolution of Regional Human Capital Inequality and Its Spatial Distribution in China

彭树宏

PENG Shu-hong

[摘要] 人力资本是经济创新和发展的主要推动力,是导致长期区域发展差异的根本原因,地区人力资本不平等及其演化将会影响到未来地区发展格局。本文运用泰尔指数及其分解、核密度分布、重心测度及其耦合模型等多种方法,从多个角度对1985—2016年期间中国地区人力资本不平等及其空间分布的动态演化进行了研究。研究结果表明:(1)中国地区人力资本不平等的演进呈现出每隔十年一个阶段的起伏波动特征,当前处在下降周期阶段,其空间分布的极化趋势明显,呈现出高者愈高、低者愈低的“马太效应”,人力资本不平等的地区和城乡差异明显;(2)中国人力资本重心的空间变迁经历了1985—1992年的循环往复阶段、1992—2010年的东南迁移阶段和2010—2016年的向西迁移阶段,人力资本重心与经济重心的耦合程度越来越高。

[关键词] 人力资本 不平等 动态演进 泰尔指数 重心

[中图分类号] F129.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 11-0115-14

Abstract: Human capital is an important driving force for economic innovation and development, and is the root cause of long-term regional development differences. Regional human capital inequality and its evolution will affect the future regional development pattern. In this paper, Theil index and its decomposition, kernel density distribution, barycenter measurement and its coupling model are used to study the dynamic evolution of regional human capital inequality and its spatial distribution in China during 1985–2016 from multiple perspectives. The results show that: (1) the evolution of China's regional human capital inequality shows the characteristics of fluctuations in every stage of the decade. Currently, it is in the stage of decline cycle. The polarization of spatial distribution is obvious. Regional and urban-rural disparities in human capital inequality are evident; (2) the spatial change of the center of human capital in China has gone through the cyclic phase from 1985 to 1992, the southeast migration phase from 1992 to 2010 and the westward migration phase from 2010 to 2016. The coupling between the center of human capital and the center of economic gravity is getting higher and higher.

Key words: Human capital Inequality Dynamic evolution Theil index Barycenter

[收稿日期] 2019-02-26

[作者简介] 彭树宏,男,1980年9月生,江西财经大学财税与公共管理学院副教授,硕士生导师,经济学博士,研究方向为人力资本与劳动经济学。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“中国大学教育溢价:演化特征、成因解释与影响效应”(项目编号:71763007);江西省教育厅科学技术研究项目“高校扩招和产业升级背景下的大学教育回报率研究”(项目编号:GJJ170339)。

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

人力资本是凝聚在劳动者身上的能够创造个人、社会和经济福祉的知识、技能、能力等各种特质(OECD, 2007^[1])。自上世纪60年代舒尔茨、贝克尔等经济学家系统提出人力资本概念以来,众多研究均表明人力资本是经济创新和发展的主要推动力(Lucas, 1998^[2]; Romer, 1990^[3]; Galor, 2005^[4]; Acemoglu, 2011^[5])。Gennaioli等(2013)^[6]甚至认为,人力资本是解释长期区域发展差异的最重要原因。随着全球创新进程的不断加快和人工智能等新经济的迅猛发展,一方面机器人正在加速替代人类的许多低技能的重复性工作,另一方面新技术也创造了许多新的岗位需求,对工人的人力资本提出了更高的要求,未来世界各国的经济发展将越来越取决于一国人力资本的竞争力(世界银行, 2019^[7])。

改革开放以来,人力资本对中国经济增长和经济效率的提高起到了很重要的促进作用(杨建芳等, 2006^[8]; Fleisher等, 2010^[9]),同时也对地区经济和收入差距产生了重要影响(姚先国等, 2008^[10]; 陈斌开等, 2010^[11])。随着中国经济从要素投入型向创新驱动型的转变,人力资本在经济和社会发展中的重要性将进一步凸显(蔡昉, 2013^[12])^①。中国是一个地域和人口大国,各地人力资本和经济发展状况差异很大,地区发展不平衡问题一直很突出并为政府所关切。在经济发展更加倚重人力资本的情形下,地区人力资本不平等将会影响到未来地区发展的格局,这也是为何近年来各地方政府纷纷开展人才战,密集出台人才政策的根本原因。如果我们能把握地区人力资本不平等及其空间分布的动态演化规律,那么在某种程度上我们就能预测未来地区经济和社会发展的格局和变动趋势,进而采取相应的政策应对措施。

对人力资本的研究主要集中在人力资本存量的测度、人力资本投资的回报率和人力资本对经济增长的影响等方面。人力资本投资回报的研究主要是从微观的角度考察教育、健康等人力资本对个体收入等方面的影响效应,这方面的研究文献一方面着眼于因果关系的考察,在研究方法上不断实现突破(Angrist和Pischke, 2009^[13]; Heckman等, 2011^[14]; Heckman

等, 2018^[15]);另一方面着眼于研究视域的扩展,逐步从收入等劳动力市场的回报扩展到非劳动力市场回报(Lochner, 2011^[16]; Oreopoulos和Salvanes, 2011^[17]; Clark和Royer, 2013^[18])。人力资本对经济增长和收入差距影响的研究主要基于从宏观视角展开的内生增长模型,多数研究都认同人力资本是导致各国或地区之间经济增长水平差异的重要原因(Batabyal和Nijkamp, 2013^[19]; Teixeira和Queiros, 2016^[20]);当前研究正往纵深方向发展,主要体现在人力资本对经济增长的路径机制分析(Teixeira和Queiros, 2016^[20]; Murphy和Topel, 2016^[21])、人力资本与社会经济制度的相互作用(Acemoglu等, 2003^[22]; Acemoglu等, 2005^[23]; Madsen等, 2010^[24])、人力资本结构对经济增长的影响等方面(Dias, 2015^[25]; 刘智勇等, 2018^[26])。无论是人力资本投资回报的研究,还是人力资本对经济增长的影响的研究,其中的“人力资本”往往都是以简单的教育年限或健康状况指标来替代,而没有涵盖人力资本的全面内涵。

人力资本存量的测度研究则从人力资本概念本身的内涵出发,着眼于如何采用更科学的方法更准确地测度出各地的人力资本存量。其研究方法经历了支出法、收入法到综合法的演变,当前的研究进展一方面是对现有测度方法的改进(Folloni和Vittadini, 2010^[27]; Jones, 2014^[28]),另一方面是运用现有方法对发展中国家和地区,以及一国内(如省、市等)更细分的地理单元的人力资本状况进行测度(李海峥等, 2010^[29]; 李海峥等, 2013^[30]; Shah和Steinberg, 2015^[31])。这方面的研究往往只是测度出基础性的人力资本存量的数据,而缺少对这些基础性数据的进一步挖掘和分析。

虽然中国地区不平衡问题一直以来备受关注,但是相关研究主要集中在经济不平等、收入不平等、人口不平等,地区人力资本不平等研究较少(王小鲁和樊纲, 2004^[32]; 洪兴建, 2010^[33]; 刘华军等, 2014^[34]; 吴连霞和吴开亚等, 2018^[35])。主要原因是GDP、收入、人口等的统计数据健全,而人力资本的度量是一个难题,现实中缺少人力资本的统计数据。少数涉及人力资本不平等问题的研究,也均是采用教育年限来代替人力资本(陈钊等,

① 2018年以来,中国各地方政府纷纷出台名目繁多的人才政策,大力“招才引智”,开展“人才大战”,即是经济发展方式转型的内在要求和具体体现。

2004^[36]; 匡远凤, 2011^[37]; 黄杰, 2018^[38])。但人力资本的概念远比教育广泛, 一切可以提高劳动生产率的个人特质均可纳入人力资本的范畴。仅以教育来代替人力资本难免会出现测量误差, 进而影响到研究结论的科学性和相关政策的有效性。

本文采用最新发布的《中国人力资本报告 2018》的相关数据, 运用泰尔指数及其分解、核密度分布、重心测度等多种方法从多个角度对中国人力资本不平等及其空间分布的动态演化进行了研究, 以期对相关的人力资本投资政策和区域发展政策的制定提供参考依据。本文的主要贡献和特色是: (1) 首次采用经科学测算得到的全面人力资本数据进行人力资本不平等的演化研究, 能反映真实的人力资本不平等状况; (2) 首次借鉴重心的概念, 测算了中国人力资本重心的演进轨迹及其与经济重心的耦合态势; (3) 研究时期长、地区范围广、刻画角度多, 样本涵盖 1985—2016 年共 32 年中国内地全部 31 个省份的数据, 从不平等指数、核密度分布、不平等分解、重心及其耦合等多个角度开展研究; (4) 着重从跨时期的动态视角来研究地区人力资本不平等及其空间分布的动态演化, 挖掘其中的特征规律和基本事实。

二、测度方法与数据来源

(一) 人力资本不平等的测度

泰尔指数是广义熵指数簇中的特例, 由泰尔于 1967 年在其著作《经济学和信息理论》中借由信息理论中的熵概念而提出。与基尼系数相比, 泰尔指数从提出到应用的时间较短, 其更适用于按特征分组的分解, 故我们采用泰尔指数计算地区人力资本不平等并进行分解^①。泰尔指数的计算公式为:

$$T_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{h_i}{\bar{h}} \ln \left(\frac{h_i}{\bar{h}} \right) \quad (1)$$

其中, h_i 为 i 省份人均人力资本, \bar{h} 为全国平均的人均人力资本, n 为省份数目。

为了考察人力资本分布各部位的变化, 本文进一步每隔 5 年选取典型年份绘制人均人力资本的核密度分布曲线图。核密度估计量为:

$$\hat{f}(h) = \frac{1}{nd} \sum_{i=1}^n K \left(\frac{h - h_i}{d} \right) \quad (2)$$

其中, h_i 是人均人力资本, h 为人均人力资本的均值; d 为带宽, 也称光滑参数, d 越大, 所估计的密度函数 $\hat{f}(x)$ 越光滑; 函数 $K(\cdot)$ 被称为核函数, 实质是权重函数, 本文采用常用的 Epanechnikov 核函数进行计算。

将研究样本按地区分为东部、中部和西部三组, 则泰尔指数可分解为各地区组内不平等和组间不平等指数的和:

$$T_1 = \sum_{k=1}^2 v_k \lambda_k T_1^k + \sum_{k=1}^2 v_k \lambda_k \ln \lambda_k \quad (3)$$

其中, $v_k = n_k/n$ 表示第 k 组的样本份额, $\lambda_k = \mu_k/\mu$ 表示第 k 组平均的人均人力资本与总平均的人均人力资本之比, T_1^k 、 T_0^k 分别为第 k 组的泰尔第一指数和泰尔第二指数。式 (3) 右边第一项表示地区组内人力资本不平等, 第二项表示地区组间人力资本不平等。分别将组内不平等和组间不平等除以总不平等指数即得到组内不平等和组间不平等对总体不平等的贡献。

(二) 人力资本重心及其耦合的测度

假设 n 为省份个数, 其中第 i 个省份的地理坐标以其省会城市坐标 (\bar{x}_i, \bar{y}_i) 表示, 其在第 j 年的人力资本为 m_{ij} , 则第 j 年全国人力资本重心的计算公式为:

$$x_j = \frac{\sum_{i=1}^n m_{ij} \bar{x}_i}{\sum_{i=1}^n m_{ij}}, y_j = \frac{\sum_{i=1}^n m_{ij} \bar{y}_i}{\sum_{i=1}^n m_{ij}} \quad (4)$$

当 m_{ij} 分别为第 j 年的固定资本、GDP、第一产业增加值、第二产业增加值和第三产业增加值时, 可由式 (4) 分别计算第 j 年的固定资本重心、经济重心、第一产业重心、第二产业重心和第三产业重心。

第 j 年到第 k 年的重心移动距离 d_k 可由下式计算:

$$d_k = c \times \sqrt{(x_k - x_j)^2 + (y_k - y_j)^2} \quad (5)$$

式 (5) 中, (x_j, y_j) 、 (x_k, y_k) 分别表示第 j 年和第 k 年某种属性的重心坐标。 c 表示地理坐标与平面投影坐标之间的转换率, 一般取 $1^\circ = 111$ 公里来计算。

本文采用空间重叠性和变动一致性两个指标, 分

① 本文也采用泰尔第二指数进行了测算和分解, 研究结论没有变化。

别从静态和动态两个角度来评价不同重心的耦合态势。两个重心的空间重叠性用两者之间的距离来表示,距离越近则重叠性越高。若以 (x_j^h, y_j^h) 和 (x_j^e, y_j^e) 分别代表第 j 年的人力资本重心和经济重心坐标,则人力资本重心与经济重心在第 j 年的空间重叠性可由下式计算:

$$l_j = \sqrt{(x_j^h - x_j^e)^2 + (y_j^h - y_j^e)^2} \quad (6)$$

当 (x_j^e, y_j^e) 分别为第 j 年的第一产业增加值、第二产业增加值和第三产业增加值时,可由式(6)分别计算第 j 年人力资本重心与第一产业重心、第二产业重心和第三产业重心之间的空间重叠性。

两个重心之间的变动一致性以不同重心各自相对于上一时间点产生位移的矢量夹角 θ 来衡量, θ 越小则变动的方向越一致。取 θ 的余弦值作为变动一致性指数 c ,该指数越大则表示变动越一致。以 $(\Delta x_h, \Delta y_h)$ 、 $(\Delta x_e, \Delta y_e)$ 分别表示人力资本重心和经济重心相对于上一年份在经纬度坐标上的变化量($\Delta x = x_j - x_{j-1}$, $\Delta y = y_j - y_{j-1}$, j 表示年份),则 c 可由下式计算:

$$\begin{aligned} c &= \frac{(\Delta x_h^2 + \Delta y_h^2) + (\Delta x_e^2 + \Delta y_e^2)}{2\sqrt{(\Delta x_h^2 + \Delta y_h^2)(\Delta x_e^2 + \Delta y_e^2)}} \\ &\quad - \frac{(\Delta x_h - \Delta x_e)^2 + (\Delta y_h - \Delta y_e)^2}{2\sqrt{(\Delta x_h^2 + \Delta y_h^2)(\Delta x_e^2 + \Delta y_e^2)}} \\ &= \frac{\Delta x_h \Delta x_e + \Delta y_h \Delta y_e}{\sqrt{(\Delta x_h^2 + \Delta y_h^2)(\Delta x_e^2 + \Delta y_e^2)}} \quad (7) \end{aligned}$$

当 $(\Delta x_e, \Delta y_e)$ 分别为第一产业增加值、第二产业增加值和第三产业增加值时,可由式(7)分别计算人力资本重心与第一产业重心、第二产业重心和第三产业重心之间的变动一致性。

(三) 数据来源

本文所用数据来源于《中国人力资本报告2018》,该报告是中央财经大学人力资本与劳动经济研究中心的中国人力资本度量项目最新成果。该项目采用国际主流的人力资本计算方法,即Jorgenson-Fraumeni的终生收入法来测度中国人力资本。终生收入法是以个人预期生命期的终生收入的现值来衡量其人力资本水平,它能够更加准确合理地反映出教育、

健康等长期投资对人力资本积累的重要作用(李海峥等,2010^[29])。

一个地区的总人力资本是其人均人力资本和人口的乘积。中国各省份人口数量差异巨大,地区人均人力资本指标更能反映该地区劳动力质量。所以,本文在第三部分研究中国人力资本不平等及其动态演化时,选取《中国人力资本报告2018》中除上海外的全部30个省份1985—2016年的实际人均人力资本变量数据作为研究的基础数据^①。在第四部分研究中国人力资本重心变动轨迹及其与经济重心的耦合态势时,选取《中国人力资本报告2018》中全部31个省份1985—2016年实际人力资本变量数据作为基础数据指标。实际人均人力资本和实际人力资本,以1985年为基期的消费物价指数作为平减指数来调整,可以进行跨期纵向比较^②。《中国人力资本报告2018》中已有各省份分城乡的数据,本文进一步将各省份按东、中、西三大地带进行划分。东部地区包括10个省份,分别是北京、天津、河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括8个省份,分别是山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括12个省份,分别是四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古。

三、中国地区人力资本不平等及其动态演进

(一) 地区人力资本不平等的基本事实

图1是1985年和2016年人均人力资本的空间分布图。可以看出,中国人力资本的空间分布呈现出显著的非均衡特征。1985年,东、中、西部地区人均人力资本分别为4.845万元、3.090万元、2.809万元,呈依次递减态势。人均人力资本最低的8个省份依次是:青海、甘肃、山西、湖南、云南、陕西、四川、河北;人均人力资本最高的8个省份依次是:北京、天津、辽宁、浙江、广东、福建、吉林、山东。1985年,全国人均人力资本为3.502万元;最低的青海人均人力资本为2.293万元,最高的北京人均人力资本为8.565万元,两者相差2.7倍。

2016年,东、中、西部地区人均人力资本分别为34.451万元、22.677万元、18.403万元,依次递

① 由于《中国人力资本报告2018》中缺少上海的实际人均人力资本数据,所以分析样本中没有包括上海。

② 为了简化,后文中所提到的人均人力资本和人力资本均指实际人均人力资本和实际人力资本。

减态势更加明显。人均人力资本最低的8个省份依次是：青海、甘肃、西藏、云南、新疆、湖南、贵州、黑龙江；人均人力资本最高的8个省份依次是：北京、天津、浙江、江苏、广东、福建、山东、河南。2016年，全国人均人力资本为30.029万元。最低的青海人均人力资本为10.596万元，最高的北京人均人力资本为65.091万元，两者相差5.1倍。

对比1985年和2016年，全国人均人力资本由3.502万元增加到30.029万元，增加了7.6倍，年

均增长7%；最高和最低省份人均人力资本比由3.7增加到6.1。各省份人均人力资本大小不同，其增长速度也各有差异。图2是1985—2016年期间各省份人均人力资本的年均增长率，可以看到，不同省份年均增长率不一，最高的天津为7.2%，最低的青海为4.9%。图1和图2启示我们，中国地区人力资本存在着较大程度的不平等，且这种不平等会随着时间而发生动态演化。

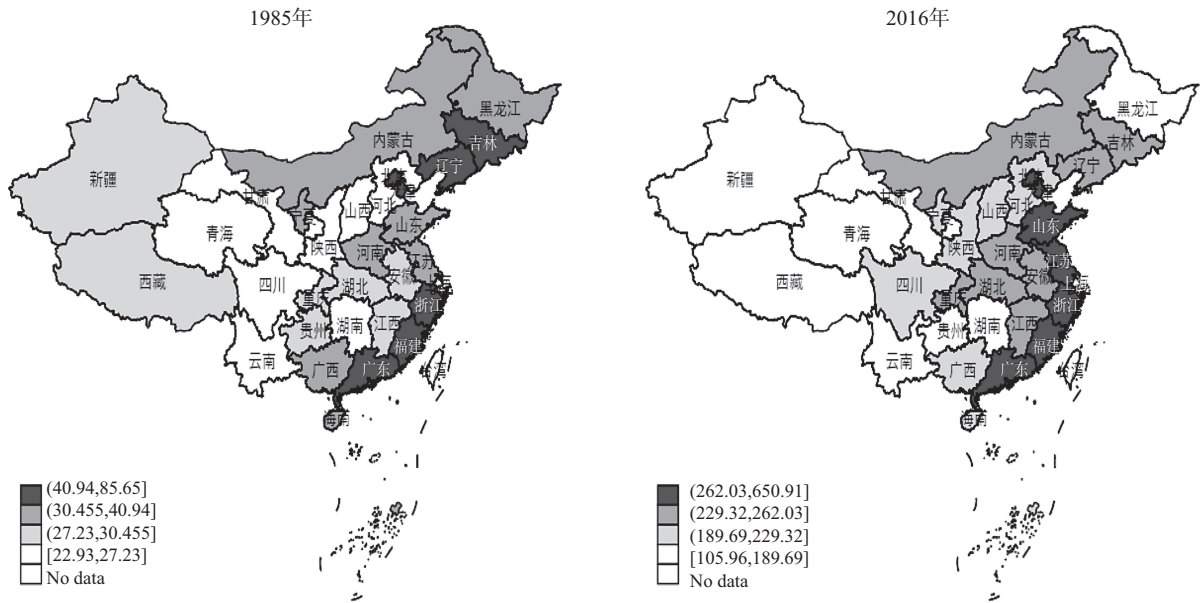


图1 1985年和2016年各省份人均人力资本分布的对比（单位：千元）

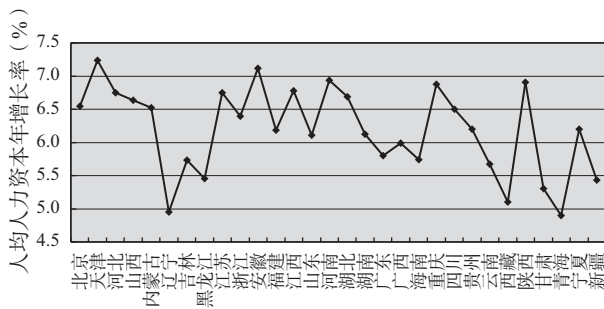


图2 1985—2016年期间各省份人均人力资本年增长率

(二) 地区人力资本不平等的动态演进

本文计算了1985—2016年期间分地区、分城乡的人力资本不平等的动态演进，结果如图3所示^①。考察期内，全国人力资本不平等的演进呈现出阶段性

的起伏特征。第一阶段为20世纪80年代，地区人力资本不平等程度较低，但一直呈现上升趋势；第二阶段为20世纪90年代，地区人力资本不平等一直呈下降趋势；第三阶段为21世纪头10年，地区人力资本不平等重新开始在小幅波动中上升；第四阶段自2011年开始至今，地区人力资本不平等持续下降。全国城镇人力资本不平等的变化趋势与全国总体人力资本不平等的变化趋势基本相同，也是每隔10年一个起伏变化。全国农村人力资本不平等在20世纪80年代和90年代均一直上升，到21世纪后一直维持在高位。自1992年以来，全国农村人力资本不平等一直高于城镇人力资本不平等；2016年，前者为后者的1.44倍。

^① 我们也同时采用泰尔第二指数、基尼系数等其他不平等指标测度了地区人力资本不平等，发现结果趋势相同，研究结论不变，为了节省篇幅，文中只展示泰尔指数的测度结果。

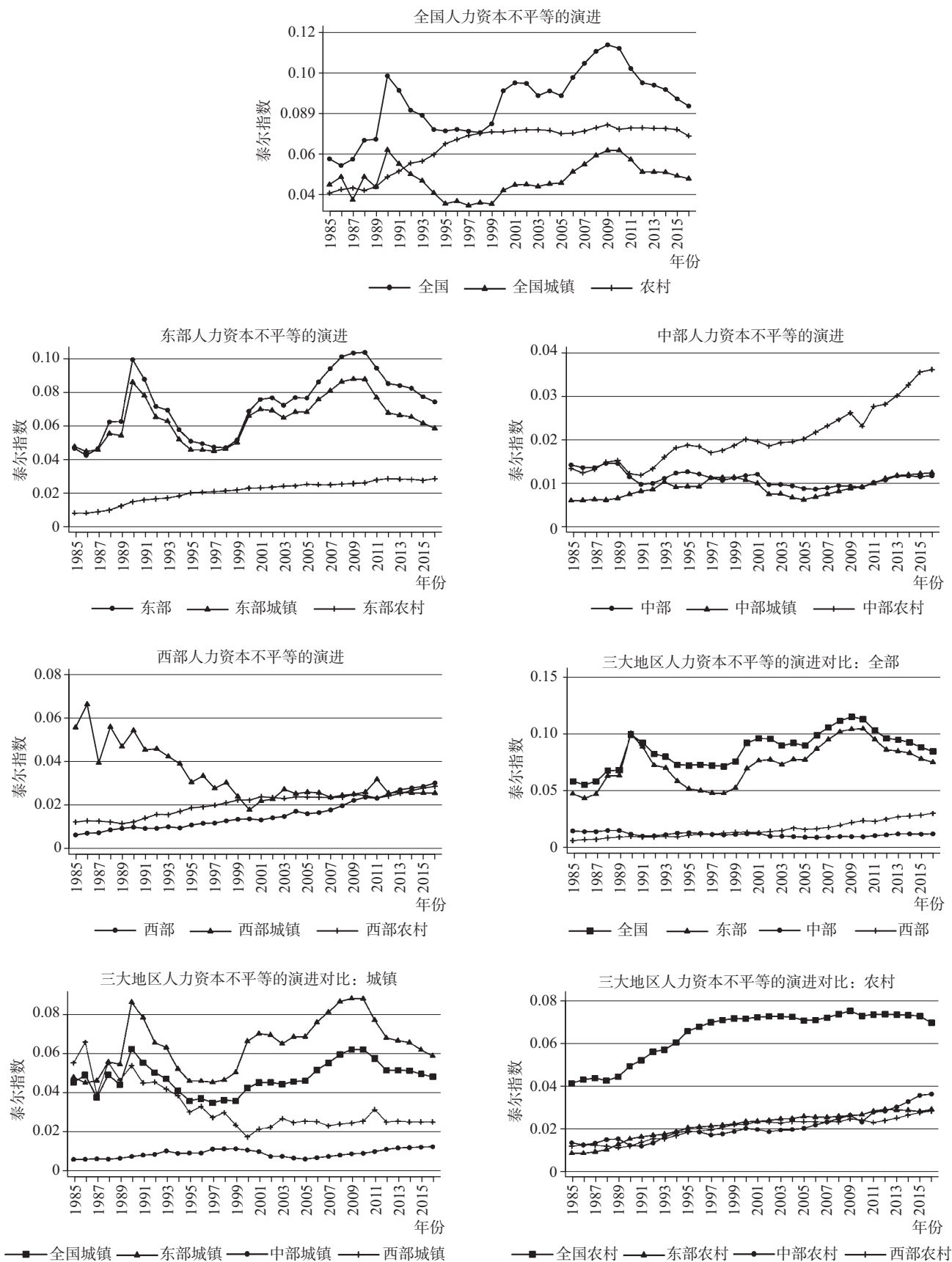


图3 地区人力资本不平等的动态演进

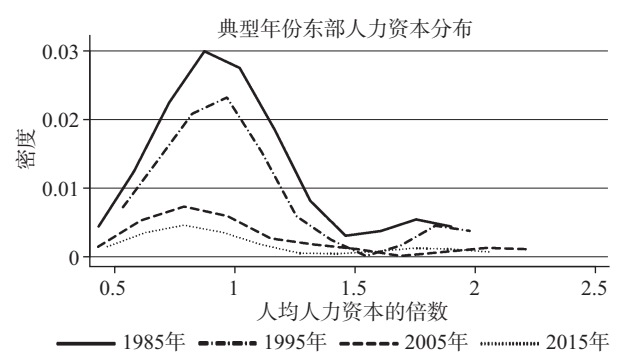
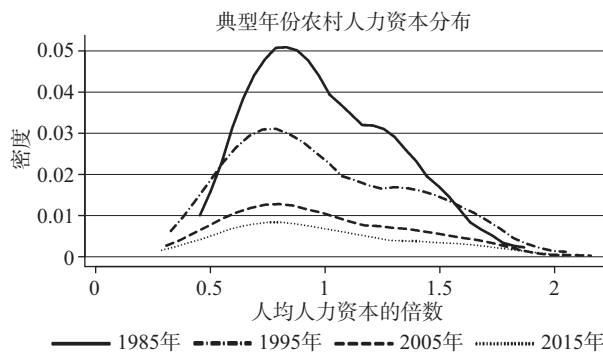
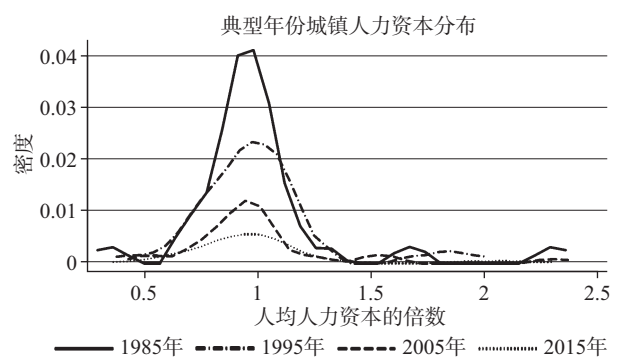
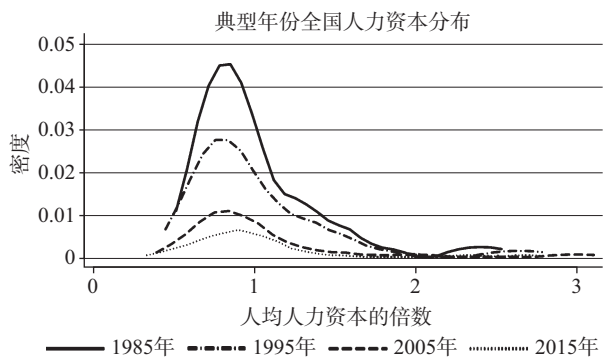
东部地区总体人力资本不平等和城镇人力资本不平等的演进趋势相同：20世纪80年代上升、90年代下降，21世纪头10年在小幅波动中上升，第二个10年持续下降。东部地区农村人力资本不平等低于城镇人力资本不平等，在考察期内一直呈上升趋势。中部地区总体人力资本不平等的演进趋势，在20世纪80年代和90年代与农村人力资本不平等的演进趋势相同，自21世纪以来则与城镇人力资本不平等的演进趋势相同。中部地区农村人力资本不平等程度一直高于城镇人力资本不平等，两者之间的差距在21世纪以来还在不断拉大。考察期内，西部地区总体人力资本不平等一直在上升。在20世纪80年代和90年代，西部城镇人力资本不平等高于农村人力资本不平等，但前者下降而后者上升；21世纪以后，两者大体相当并总体保持稳定。

从三大地区总体人力资本不平等的对比来看，东部地区人力资本不平等程度要高于中西部地区，考察期内的演进趋势与全国基本一致；近年来，东部地区人力资本不平等出现了下降态势，中部地区基本保持稳定，而西部地区则呈上升趋势。从三大地区城镇人力资本不平等的大小对比来看，东部地区最高、西部地区次之、中部地区最低；从演进趋势的对比来看，东部地区波动最大、西部地区次之、中部地区最低。

与城镇不同，三大地区农村人力资本不平等的大小和演进趋势都非常接近，考察期内呈现出逐步上升的趋势。

(三) 地区人力资本分布的动态演进

泰尔指数能从总体上反映地区人力资本分布的不均衡程度，对比不同年份的泰尔指数可以看到总体差异的变化，却无法看到人力资本分布各部位的变化。因而，我们从1985年开始，每隔10年选取一个典型年份，画人均人力资本的核密度分布，以考察中国地区人力资本分布的演化状况，如图4所示。为便于各年份间的对比，我们将各省份人均人力资本换算为该年所有省份平均的人均人力资本的倍数作为横轴。从全国人力资本的核密度分布图中可以看到，1985—2015年期间，4条核密度曲线的波峰高度越来越低，波峰宽度越来越大。这表明高人均人力资本和低人均人力资本的省份增多，中等人均人力资本的省份在减少，全国人力资本的空间分布越来越不平等。从图4中还可以看到，无论是分城乡，还是分三大地带的人力资本核密度分布图均显示出，随着时间的推移，人力资本核密度曲线越来越发散。这表明，中国地区人力资本空间分布的极化效应显现，呈现出高者愈高、低者愈低的“马太效应”。



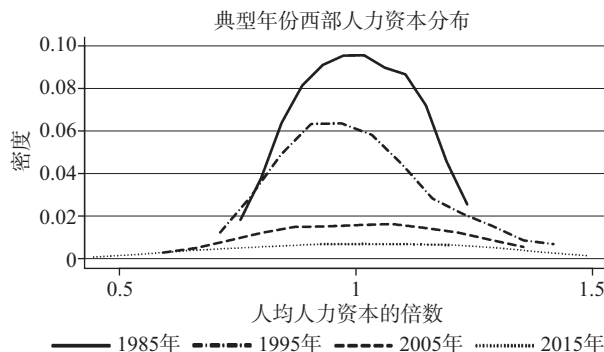
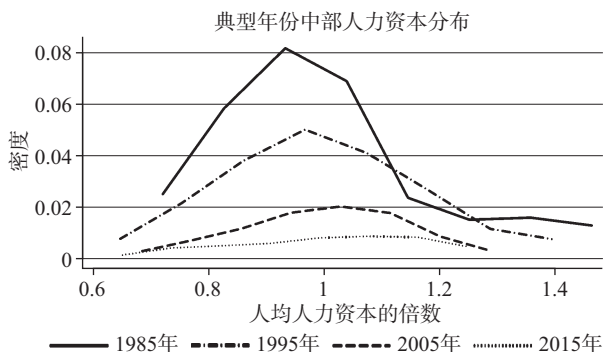


图4 典型年份人力资本分布的动态演进

从全国城镇和农村人力资本的核密度分布图的对比来看,各年份城镇人力资本核密度曲线的分布明显要比农村人力资本核密度曲线的分布集聚。这表明,相比于城镇,农村人力资本的高、低分布地区相对更多,人力资本空间不平等程度要更高。这与前述全国农村人力资本的泰尔指数高于城镇的研究结论相一致。

从三大地带的核密度分布图的对比来看,随着时间的推移,东部地区人力资本核密度分布曲线出现了正偏,数据位于均值右边的比位于左边的少,曲线右边的尾部相对于左边的尾部要长。这是少数东部省份的人均人力资本变得非常高所导致的。与之相反,中部地区人力资本核密度分布曲线出现了负偏,数据位于均值左边的比位于右边的少,曲线左边的尾部相对于右边的尾部要长。这是少数中部省份的人均人力资本变得非常低所导致的。相比之下,西部地区人力资本核密度分布曲线的偏度变化不是十分明显。

(四) 地区人力资本不平等的分解及其动态演进

我国东、中、西三大地带各方面差异巨大,全国人力资本不平等既可能来自三大地带内部的不平等,也可能来自三大地带之间的不平等。我们采用泰尔指数分解的方法,将全国人力资本不平等进行分解,分别测算三大地带内部人力资本不平等(组内)和三大地带之间人力资本不平等(组间)对全国人力资本不平等的贡献。

从全国人力资本不平等的分解图来看,三大地带之间的人力资本不平等对全国人力资本不平等的贡献在20世纪80年代呈下降趋势,自1990年开始持续上升至1997年达到最高点,之后一路下降至今。组间贡献在最高点的1997年曾达到60.2%,到2016年已降至整个样本期的最低点45.2%。组内贡献的变化则正好相反,在20世纪80年代开始上升,自1990年开始下降至1997年最低点39.8%,其后一路

上升至今,到达最高点54.8%。在1992—2006年,组间贡献大于组内贡献;在2007—2016年,则是组内贡献大于组间贡献。

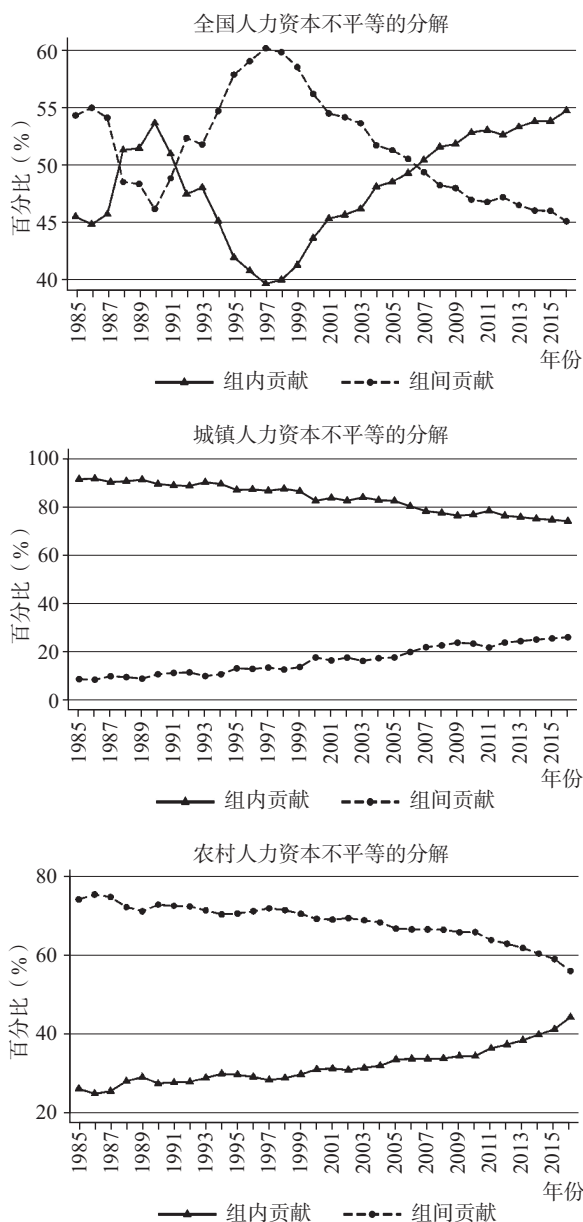


图5 人力资本不平等的分解及其动态演进

从城镇人力资本不平等的分解来看，三大地带组内的贡献一直高于组间的贡献，但在考察期内，组内贡献的份额一直不断下降，已从1985年的91.4%下降至2016年的74%；组间贡献的份额一直不断上升，已从1985年的8.6%上升至2016年的26%。农村人力资本不平等的分解结果与城镇人力资本不平等的分解结果刚好相反，三大地带组间的贡献一直高于组内的贡献，但在考察期内，组间贡献的份额一直不断下降，已从1985年的73.9%下降至2016年的55.8%；组内贡献的份额一直不断上升，已从1985年的26.1%上升至2016年的44.2%。

四、中国人力资本重心的变动轨迹及其与经济重心的耦合态势

(一) 人力资本重心与经济重心的时空变迁

1. 人力资本重心。

表1和图6给出了1985—2016年期间中国人力资本重心的分布格局与变迁。30多年来，中国人力资本重心的宏观格局较为稳定，东西方向上集中在

114.647 7°~114.926 6°之间；南北方向上集中在32.873 3°~33.403 2°之间。从1985年到2016年，中国人力资本重心总体上向西南方向移动了32.1公里（向西移动14.9公里，向南移动28.4公里），从河南省的周口市境内移动到驻马店市境内。中国人力资本重心的移动具有明显的阶段性特征。从1985年到1992年，中国人力资本重心的演变轨迹转了一个圈，经历了1985—1989年期间的东北方向移动和1990—1992年期间的西南方向移动后，几乎回到原点。经历了短暂波动后，自1994年开始，中国人力资本重心一路南移至2003年，南移幅度达46.1公里。在南移的过程中，经历了向东南和向西南的交替移动，1994—1996年期间和1999—2001年期间向东南移动，1996—1999年期间和2001—2003年期间向西南移动。2003—2008年期间，中国人力资本重心开始往东北方向移动。经历小幅波动后，自2010年开始，中国人力资本重心一路西移，6年内西移幅度达31公里。到2016年，中国人力资本重心的大致位置为（114.647 7°E，32.971 8°N），位于河南省驻马店市境内。

表1 1985—2016年中国人力资本重心分布格局及变迁

年份	空间位置 (°)		移动距离 (km)	移动方向	年份	空间位置 (°)		移动距离 (km)	移动方向
	经度	纬度				经度	纬度		
1985	114.782 0	33.227 8	—	—	2001	114.882 0	32.935 3	8.697 3	东南
1986	114.761 7	33.213 9	2.726 4	西南	2002	114.838 0	32.911 7	5.538 0	西南
1987	114.754 2	33.271 3	6.425 6	西北	2003	114.815 6	32.873 3	4.931 5	西南
1988	114.793 9	33.382 5	13.100 9	东北	2004	114.832 0	32.874 0	1.829 3	东北
1989	114.849 6	33.403 2	6.595 6	东北	2005	114.826 3	32.876 3	0.689 0	西北
1990	114.866 3	33.354 9	5.669 8	东南	2006	114.866 1	32.910 6	5.832 5	东北
1991	114.810 7	33.249 5	13.234 5	西南	2007	114.891 0	32.941 3	4.386 9	东北
1992	114.787 9	33.216 4	4.453 9	西南	2008	114.907 7	32.963 6	3.091 6	东北
1993	114.787 8	33.305 8	9.915 9	西北	2009	114.916 5	32.931 0	3.750 1	东南
1994	114.779 1	33.288 3	2.166 0	西南	2010	114.926 6	32.943 4	1.777 5	东北
1995	114.813 3	33.275 7	4.049 6	东南	2011	114.864 1	32.939 0	6.957 2	西南
1996	114.837 5	33.184 3	10.497 7	东南	2012	114.797 2	32.919 8	7.724 4	西南
1997	114.810 5	33.079 5	12.019 4	西南	2013	114.764 1	32.917 6	3.678 7	西南
1998	114.784 2	33.001 7	9.110 3	西南	2014	114.729 0	32.940 2	4.632 9	西北
1999	114.781 0	32.969 0	3.645 5	西南	2015	114.689 6	32.967 8	5.344 8	西北
2000	114.830 9	32.994 8	6.231 0	东北	2016	114.647 7	32.971 8	4.674 7	西北

总体上看，中国人力资本重心的空间变迁经历了1985—1992年的循环往复阶段、1992—2010年的东南迁移阶段和2010—2016年的向西迁移阶段。人力

资本是人口素质和劳动力质量的体现，人力资本重心的空间变迁反映了人口和劳动力要素的空间流动趋向。中国在1978年开始实施改革开放，在进行改革

试点和思想准备后,于1984年10月发布《中共中央关于经济体制改革的决定》,改革全面展开。在1985—1992年这段改革时期,中国改革的重点从农村转移到城市,从经济领域扩展到政治、社会等其他领域,改革呈现了深化和反复的特点,甚至出现了局部的挫折和混乱,以至于1988年9月中央做出《关于治理经济环境、整顿经济秩序、全面深化改革的决议》。与之对应,这段时期,中国人力资本重心呈现了先向东北移动,后向西南移动,最后几乎回到原点的循环演进态势。1992年“南巡讲话”后,党的十四大报告中明确提出建立社会主义市场经济体制的目标。1993年党的十四届三中全会通过了《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》,市场经济体制开始全面建立。在市场配置资源的情形下,“孔雀东南飞”,高素质劳动力开始加速往珠三角、长三角等东南地区流动,所以中国人力资本重心自1992年以来呈现出往东南方向移动的明显特征。2008年国际金融危机和汶川地震爆发后,中央启动四万亿投资计划,其中相当大比例用于地震灾后重建和西部基础设施投资,加之这一时期的成渝经济区建设吸引了不少资本和劳动力要素往西部聚集,所以中国人力资本重心自2010年以来呈现出一路西迁的显著特征。

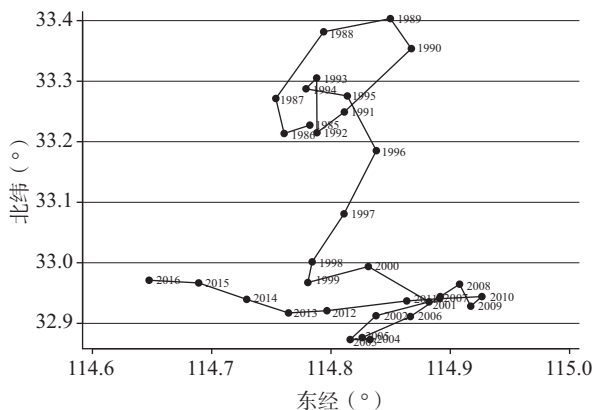


图6 中国人力资本重心的时空变迁

2. 经济重心。

图7给出了1985—2016年期间中国经济重心和三次产业重心的时空变迁轨迹。30多年来,中国经济重心的宏观格局较为稳定,东西方向上集中在 $114.878^{\circ}\text{E} \sim 115.315^{\circ}\text{E}$ 之间;南北方向上集中在 $32.795^{\circ}\text{N} \sim 33.876^{\circ}\text{N}$ 之间。从1985年到2016年,中国经济重心总体上向西南方向移动了127.4公里(向西移动42.6公里,向南移动120公里),同样从河

南省的周口市境内移动到驻马店市境内。考察期内,中国经济重心的演进总体上可以分为三个阶段:第一阶段是从20世纪80年代中期到20世纪90年代初,中国经济重心经历了先小幅向东南,后往西南的迁移;第二阶段是从20世纪90年代初期到90年代中期,中国经济重心持续向东南方向移动,此后直至21世纪头10年,经济重心基本都稳定在安徽省阜阳市临泉县境内(东经 115.2° 、北纬 33.1° 的位置附近);第三阶段是从21世纪第二个10年开始,中国经济重心开始往西南方向移动,尤以向西方向的移动幅度较大。到2016年,中国经济重心的大致位置为(114.878°E , 32.795°N),位于河南省驻马店市境内。

1985—2016年期间,第一产业重心集中分布在东经 $113.526^{\circ}\text{E} \sim 114.067^{\circ}\text{E}$ 、北纬 $32.453^{\circ}\text{N} \sim 33.338^{\circ}\text{N}$ 的区域内,经历了先总体向西,然后向东,接着再曲折中北上,最后往西南移动的变动轨迹。从1985年到2016年,第一产业重心总体上向西移动了51.5公里,向北只移动了9.6公里,重心位置前后均在河南省驻马店市境内。第二产业重心在20世纪80年代中期到90年代初期往西南方向移动;在20世纪90年代初期到90年代中期往南移动;此后10年一直停留在东经 115.65° 、北纬 33.25° 的位置附近(安徽省阜阳市太和县境内);从2008年开始,第二产业重心又开始往西南方向移动。从1985年到2016年,第二产业重心总体上向西南方向移动了267公里(向西移动143.6公里,向南移动225公里),从山东省菏泽市境内移动到河南省信阳市境内。第三产业重心在20世纪80年代中期到90年代初期,总体向西南移动;在20世纪90年代初期到90年代中期往东南移动;从20世纪90年代中期到20世纪末往东移动,此后10年的变动范围不大;从2010年开始,第三产业重心开始往西移动。从1985年到2016年,第三产业重心总体上向南移动了100公里,从河南省周口市境内移动到安徽省阜阳市境内。

(二) 人力资本重心与经济重心的耦合态势

1. 空间重叠性。

从空间重叠性来看(见图8),人力资本重心与经济重心之间的距离在1986年最大,达到91.8公里;1990年最小,为22.2公里。人力资本重心与经济重心的距离在1986—1990年期间减小,在1990—2005年期间总体上升,在2005—2016年期间总体下降。到2016年,人力资本重心与经济重心之间的距

离为 32.2 公里，两者都位于河南省驻马店市境内。从人力资本与固定资本的对比来看，人力资本重心与经济重心的距离要小于固定资本重心与经济重心的距离。近 10 年来，人力资本重心与经济重心之间的距

离越来越小，而固定资本重心与经济重心之间的距离越来越大，两者之间的差距呈现出加速扩大趋势。这表明，人力资本对经济增长的推动作用越来越大，中国经济增长的质量越来越高。

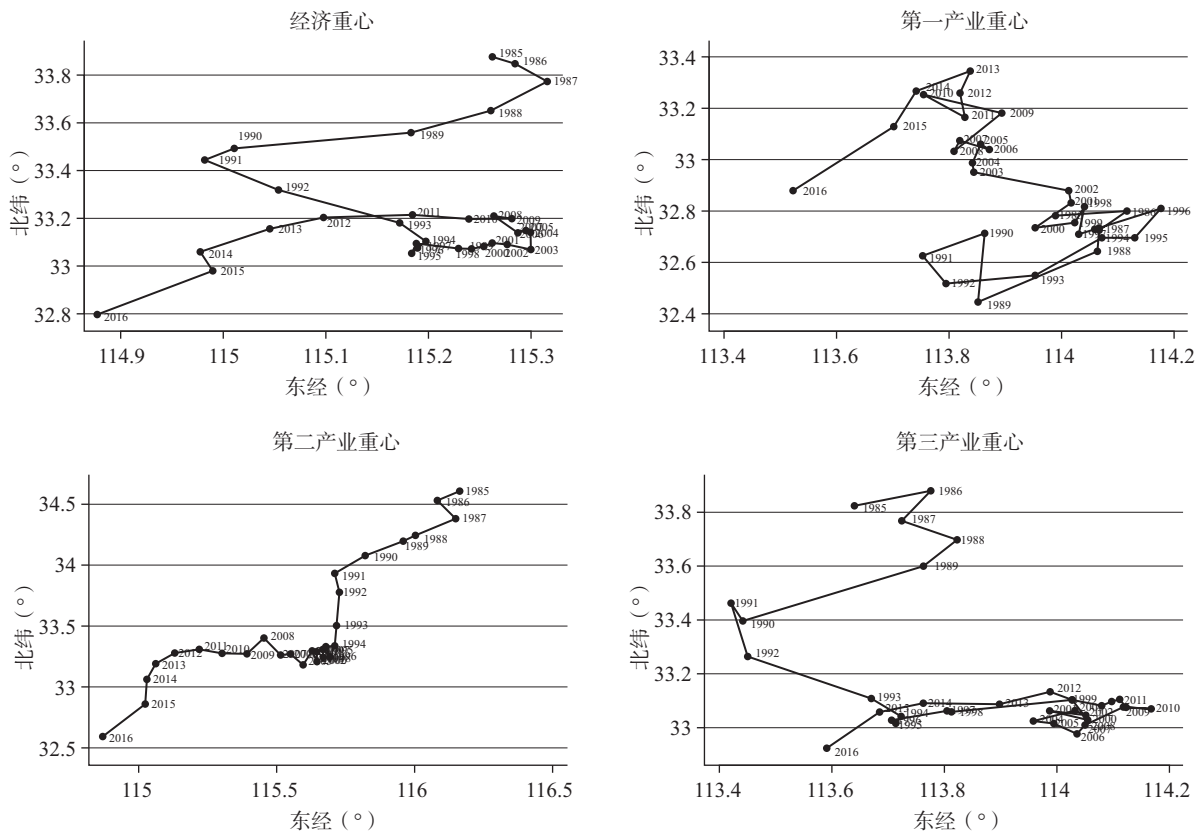


图 7 1985—2016 年中国经济和三次产业重心的时空变迁

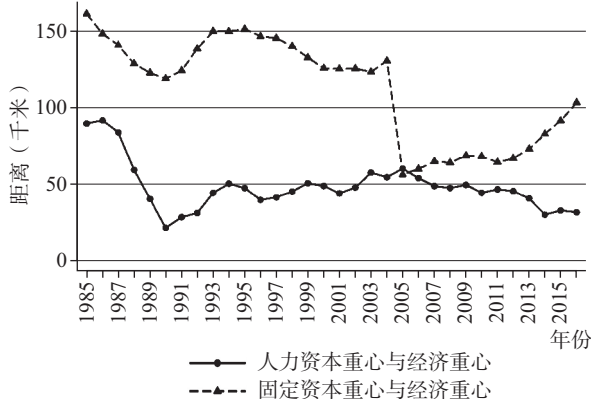


图 8 人力资本重心、固定资本重心与经济重心的空间重叠性

图 9 是人力资本重心与三次产业重心的空间重叠性的演化趋势图。从图中可以看到，人力资本重心与三次产业重心的空间距离都呈现出波浪式演进的趋势。总体上，人力资本重心与第一产业重心之间的空间距离在 20 世纪 80 年代中后期上升，90 年代初期下降，90 年代中期后上升至今；人力资本重心与第

二产业重心之间的空间距离从 1985 年开始，持续下降至 2008 年的最低点，2010 年之后快速上升至今；人力资本重心与第三产业重心之间的空间距离在 20 世纪 80 年代中后期呈下降趋势，在 20 世纪 90 年代初期短暂上升后自 1993 年开始持续下降至 2005 年，之后开始平缓上升至今。

从三次产业的对比来看，人力资本重心与第二产业之间的空间距离变化幅度最大，其次为第三产业，第一产业的变化幅度则最为平缓。人力资本重心与三次产业重心之间的相对距离大小在不同时期呈现出交替变换特征。总体上，三者之间的大小排序在 20 世纪 80 年代为“二、三、一”，90 年代初期到 2005 年为“三、二、一”，2005—2014 年为“一、三、二”，2015 年为“一、二、三”，2016 年为“二、一、三”。这种变化是三次产业相对劳动力人数和劳动力质量变化的反映。从最近的趋势来看，未来更多的人力资本将会聚集在第三产业中。

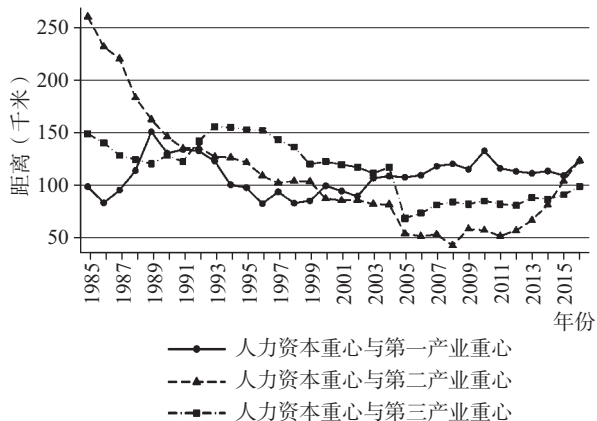


图9 人力资本重心与三次产业重心的空间重叠性

2. 变动一致性。

从动态角度看，人力资本重心与经济重心的变动方向呈现出不断变化的起伏演进特征，且波动的幅度比较大（见图10）。在1987—1988年期间，两者的变动一致性指数最低，达到-0.998，几乎完全反向变动；在1990—1991年期间，两者的变动一致性指数最高，达到0.997，几乎完全同向变动。考察期内，人力资本重心和经济重心的变动一致性指数的正负几乎各占一半，即两者同向变动的年份和反向变动的年份各占一半。在2003—2007年间，人力资本重心和经济重心的变动一致性指数为负，但2008年以来，该指数基本为正值，只有在2010年和2015年为负值。这表明，近年来人力资本与经济增长的同步性在提高。从人力资本与固定资本的对比来看，固定资本重心与经济重心的变动一致性指数同样呈现出相似的起伏波动特征，但是该波动要滞后于人力资本重心与经济重心变动一致性指数的波动。

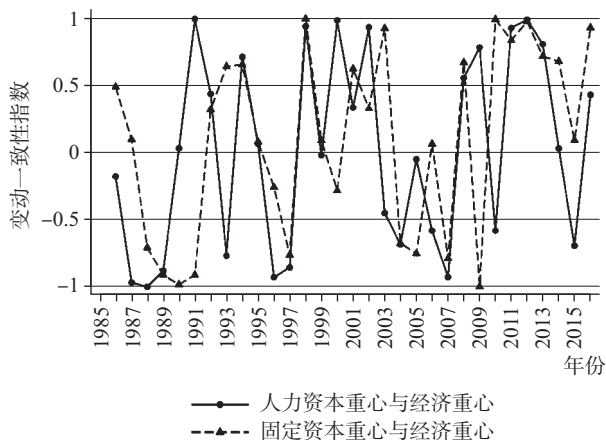


图10 人力资本重心、固定资本重心与经济重心的变动一致性

从图11可以看到，人力资本重心与三次产业重心的变动方向呈现出起伏波动特征。总体波动幅度较

大，但21世纪以来波动幅度在减小。考察期内，人力资本重心与第一产业重心的变动一致性指数在多数年份为负值，而人力资本重心与第二产业重心和第三产业重心的变动一致性指数的正负年份比例几乎各占一半。人力资本重心与第一产业重心的变动方向在2006年以来的多数情况下是反向变动，与第二产业重心和第三产业重心的变动方向分别在2008年以来和2004年以来的多数情况下是同向变动。

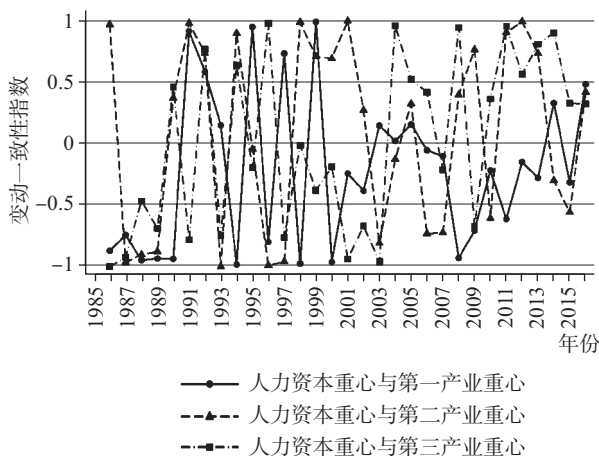


图11 人力资本重心与三次产业重心的变动一致性

五、结论与建议

本文采用《中国人力资本报告2018》的相关数据，运用泰尔指数及其分解、核密度分布、重心测度及其耦合模型等多种方法从多个角度对中国地区人力资本不平等及其空间分布的动态演化进行了研究。得到如下研究结论：（1）全国人力资本不平等的演进呈现出每隔10年一个阶段的起伏波动特征，当前处在下降周期阶段，其空间分布的极化趋势明显，呈现出高者愈高、低者愈低的“马太效应”。（2）东部地区人力资本不平等程度高于中西部地区，其演进趋势与全国相同，西部地区人力资本不平等一直呈上升趋势，中部地区总体较为平稳。（3）21世纪以来，全国和中部地区的农村人力资本不平等一直高于城镇人力资本不平等，东部地区则是农村低于城镇，西部地区两者大体相当。（4）三大地带之间的人力资本不平等对全国人力资本不平等的贡献在20世纪80年代呈下降趋势，自1990年开始持续上升至1997年达到最高点，之后一路下降至今，近10年来三大地带组间贡献已低于组内贡献。（5）从城镇人力资本不平等的分解来看，三大地带组内的贡献一直高于组间的贡献，但在考察期内，组内贡献的份额一直不断下

降；农村人力资本不平等的分解结果与城镇人力资本不平等的分解结果刚好相反。(6) 中国人力资本重心的空间变迁经历了 1985—1992 年的循环往复阶段、1992—2010 年的东南迁移阶段和 2010—2016 年的向西迁移阶段。(7) 考察期内，人力资本重心与经济重心的距离一直小于固定资本重心与经济重心的距离；近 10 年来，人力资本重心与经济重心之间的距离越来越小，而固定资本重心与经济重心之间的距离越来越大，两者之间的差距呈现出加速扩大趋势。(8) 考察期内，人力资本重心与经济重心的变动方向呈现出不断变化的起伏演进特征，2008 年以来两者的变动方向基本同向。

根据上述研究结论，本文提出如下政策建议：

(1) 要进一步破除人才跨地区流动的制度性障碍，

深化户籍、人事、社会保障等方面的制度性改革，打破人才流动的地域限制，以市场来配置人才资源，促进地区人力资本的均衡发展。(2) 要根据三大地带和城乡人力资本不平等状况的现实差异，采取差异化的区域人力资本政策，中央政府的公共教育投资要更多地向西部和中部农村地区倾斜。(3) 要针对人力资本重心西移的新趋势，结合中西部地区较低的土地成本和能源成本，在中西部地区布局一些有比较优势的战略性新兴产业，以此推动地区经济增长和区域均衡发展。(4) 要进一步转变经济发展方式，实施创新驱动，加大科技投入和产业结构调整力度，使中国经济的增长动力从“人口红利”转变到“人力资本红利”。

参考文献

- [1] OECD. Human Capital: How What You Shapes Your Life [M/OL]. [2019-01-05]. <https://www.oecd.org/insights/humancapitalhowwhatyou-knowshapessyourlife.htm>.
- [2] Lucas R E. On the Mechanics of Development Planning [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22 (1): 3-42.
- [3] Romer P. Endogenous Technological Change [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 99 (5): 71-102.
- [4] Galor O. From Stagnation to Growth: Unified Growth Theory [M]//Aghion P, Durlauf S N. *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: North Holland, 2005, 1 (A): 171-293.
- [5] Acemoglu D. *Introduction to Modern Economic Growth* [M]. Princeton: Princeton University Press, 2011.
- [6] Gennaioli N, Porta R L, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A. Human Capital and Regional Development [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (1): 105-164.
- [7] 世界银行. 工作性质的变革 [R]. 世界发展报告, 2019.
- [8] 杨建芳, 龚六堂, 张庆华. 人力资本的形成及其对经济增长的影响 [J]. *管理世界*, 2006 (5): 10-18.
- [9] Fleisher B, Li H Z, Zhao M Q. Human Capital, Economic Growth, and Regional Inequality in China [J]. *Journal of Development Economics*, 2010, 92 (2): 215-231.
- [10] 姚先国, 张海峰. 教育、人力资本与地区经济差异 [J]. *经济研究*, 2008 (5): 47-57.
- [11] 陈斌开, 张鹏飞, 杨汝岱. 政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距 [J]. *管理世界*, 2010 (1): 36-43.
- [12] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型 [J]. *中国社会科学*, 2013 (1): 56-71.
- [13] Angrist J D, Pischke J S. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion* [M]. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [14] Heckman J J, Carneiro P, Vytlačil E. Estimating Marginal Returns to Education [J]. *American Economic Review*, 2011, 101 (6): 2754-2871.
- [15] Heckman J J, Humphries J E, Veramendi G. Returns to Education: The Causal Effects of Education on Earnings, Health, and Smoking [J]. *Journal of Political Economy*, 2018, 126 (S1): S197-S246.
- [16] Lochner L. Non-Production Benefits of Education: Crime, Health, and Good Citizenship [M]//Machin S, Hanushek E A, Woessmann L. *Handbook of the Economics of Education*. Amsterdam: North Holland, 2011, 4: 183-282.
- [17] Oreopoulos P, Salvanes K G. Priceless: The Nonpecuniary Benefits of Schooling [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2011, 25 (1): 159-184.
- [18] Clark D, Royer H. The Effect of Education on Adult Mortality and Health: Evidence from Britain [J]. *The American Economic Review*, 2013, 103 (6): 2087-2120.
- [19] Batabyal A A, Nijkamp P. Human Capital Use, Innovation, Patent Protection, and Economic Growth in Multiple Regions [J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 2013, 22 (2): 113-126.
- [20] Teixeira A C, Queiros A S. Economic Growth, Human Capital and Structural Change: A Dynamic Panel Data Analysis [J]. *Research Policy*, 2016,

- 45 (8): 1636-1648.
- [21] Murphy K M, Topel R H. Human Capital Investment, Inequality, and Economic Growth [J]. *Journal of Labor Economics*, 2016, 34 (2): 99-127.
- [22] Acemoglu D, Johnson S, Robinson J, Thaicharoen Y. Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises and Growth [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50 (1): 49-123.
- [23] Acemoglu D, Johnson S, Robinson J. The Rise of Europe: Atlantic Trade, Institutional Change, and Economic Growth [J]. *American Economic Review*, 2005, 95 (3): 546-579.
- [24] Madsen J B, Islam M R, Ang J B. Catching Up to the Technology Frontier: The Dichotomy Between Innovation and Imitation [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2010, 43 (4): 1389-1411.
- [25] Dias J. Human Capital Demand in Brazil: The Effects of Adjustment Cost, Economic Growth, Exports and Imports [J]. 2015, 16 (1): 76-92.
- [26] 刘智勇, 李海峥, 胡永远, 李陈华. 人力资本结构高级化与经济增长——兼论东中西部地区差距的形成和缩小 [J]. *经济研究*, 2018 (3): 50-63.
- [27] Folloni G, Vittadini G. Human Capital Measurement: A Survey [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2010 (2): 248-279.
- [28] Jones B F. The Human Capital Stock: A Generalized Approach [J]. *The American Economic Review*, 2014, 104 (11): 3752-3777.
- [29] 李海峥, 梁赟玲, Barbara Fraumeni, 刘智强, 王小军. 中国人力资本测度与指数构建 [J]. *经济研究*, 2010 (8): 42-54.
- [30] 李海峥, 贾娜, 张晓蓓, Barbara Fraumeni. 中国人力资本的区域分布及发展动态 [J]. *经济研究*, 2013 (7): 49-62.
- [31] Shah M, Steinberg B M. Workfare and Human Capital Investment: Evidence from India [R]. NBER Working Paper, 2015.
- [32] 王小鲁, 樊纲. 中国地区差距的变动趋势和影响因素 [J]. *经济研究*, 2004 (1): 33-44.
- [33] 洪兴建. 中国地区差距、极化与流动性 [J]. *经济研究*, 2010 (12): 82-96.
- [34] 刘华军, 何礼伟, 杨赛. 中国人口老龄化的空间非均衡及分布动态演进: 1989—2011 [J]. *人口研究*, 2014 (2): 71-82.
- [35] 吴连霞, 吴开亚. 中国人口老龄化时空演化特征的比较分析 [J]. *人口研究*, 2018 (3): 51-64.
- [36] 陈钊, 陆铭, 金煜. 中国人力资本和教育发展的区域差异: 对于面板数据的估算 [J]. *世界经济*, 2004 (12): 25-31.
- [37] 匡远凤. 我国人力资本地区分布差异及其变化考探 [J]. *人口与经济*, 2011 (6): 49-56.
- [38] 黄杰. 中国人力资本的区域差异及其动态演进 [J]. *西北人口*, 2018 (6): 69-77.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

(上接第 85 页)

- [26] Michaels G, Natraj A, Van Reenen J. Has ICT Polarized Skill Demand? Evidence From Eleven Countries Over Twenty-Five Years [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96 (1): 60-77.
- [27] Prettnner K, Strulik H. The Lost Race Against the Machine: Automation, Education, and Inequality in an R&D-Based Growth Model [J]. *Center for European, Governance and Economic Development Research Discussion Papers*, 2017: 329-350.
- [28] Sachs J D, Kotlikoff L J. Smart Machines and Long-term Misery [R]. NBER Working Paper 18629, 2012.
- [29] Acemoglu D, Restrepo P. Low-Skill and High-Skill Automation [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2018, 12 (2): 204-232.
- [30] Conesa J C, Kitao S, Krueger D. Taxing Capital? Not a Bad Idea After All! [J]. *American Economic Review*, 2009, 99 (1): 25-48.
- [31] Abbott R, Bogenschneider B. Should Robots Pay Taxes? Tax Policy in the Age of Automation [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2018, 12 (2): 145.
- [32] Gasteiger E, Prettnner K. A Note on Automation, Stagnation, and the Implications of a Robot Tax [J]. *Discussion Papers*, 2017.
- [33] Guerreiro J, Rebelo S, Teles P. Should Robots be Taxed? [R]. NBER Working Paper 23806, 2017.
- [34] Ahmed S. Cryptocurrency & Robots: How to Tax and Pay Tax on Them [J]. *South Carolina Law Review*, 2017, 69 (1): 697.
- [35] 曹静, 周亚林. 人工智能对经济的影响研究进展 [J]. *经济学动态*, 2018 (1): 103-115.
- [36] 孙早, 侯玉琳. 工业智能化如何重塑劳动力就业结构 [J]. *中国工业经济*, 2019 (5): 61-79.
- [37] Diamond P A. National Debt in a Neoclassical Growth Model [J]. *The American Economic Review*, 1965, 55 (5): 1126-1150.
- [38] Acemoglu D. Labor-and Capital-Augmenting Technical Change [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1 (1): 1-37.

(责任编辑: 李 晟 张安平)