

预算绩效管理改革提升了政府治理效率吗？

——基于多期双重差分模型的实证研究

Has the Budget Performance Management Reform Improved the Government Governance Efficiency?

An Empirical Study Based on Multi-period Difference-in-difference Model

于海峰 刘佳慧 赵合云

YU Hai-feng LIU Jia-hui ZHAO He-yun

[摘要] 笔者以 30 个省级政府各自的预算绩效管理改革为准自然实验，基于各省份 2000—2019 年的面板数据，利用多期双重差分固定效应模型，实证研究预算绩效管理改革对政府治理效率的影响。结果表明，预算绩效管理改革能够显著提升政府治理效率，该结论经过稳健性检验依然成立。进一步的中介效应检验发现，预算绩效管理改革提升政府治理效率的主要路径是通过对财政透明度、财政支出效率与政府行政成本等中介变量产生作用来实现的。异质性分析显示，沿海地区的预算绩效管理改革提升政府治理效率的情况明显好于内陆地区。研究结论为理解预算绩效管理改革如何提升政府治理效率提供了新的证据，也为如何利用预算绩效管理改革提升政府治理效率提供了政策启示。

[关键词] 预算绩效管理 政府治理效率 财政透明度 财政支出效率 政府行政成本

[中图分类号] F810.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 12-0003-09

Abstract: Regarding the budget performance management reform as a quasi-natural experiment, Based on 30 provincial panel data from 2000 to 2019, this paper analyzes the effect of budget performance management reform on the government governance efficiency by using multiperiod DID fixed-effects model. The empirical result turns out that the budget performance management reform can improve the efficiency of government governance, and this conclusion still holds after a series of robustness tests. Meanwhile, it is found that budget performance management reform can achieve the modernization of the national governance capabilities by influencing the intermediary variables such as fiscal transparency, fiscal expenditure efficiency and administrative cost of government. And this effect presents certain regional heterogeneity. It is found that the effect of budget performance management reform on coastal areas is significantly stronger than that of inland areas. The above conclusions not only provide new evidences to understand how the budget performance management reform improves the efficiency of government governance, but also provide the policy reference to how to use the budget performance management reform to improve the efficiency of government governance.

Key words: Budget performance management reform Governmental governance efficiency Fiscal transparency Fiscal expenditure efficiency Administrative cost of government

[收稿日期] 2021-07-08

[作者简介] 于海峰，男，1965 年 8 月生，广东财经大学教授，博士生导师，研究方向为财税理论与政策研究；刘佳慧，女，1994 年 10 月生，广东财经大学财政税务学院硕士研究生，研究方向为政府预算管理；赵合云，男，1972 年 5 月生，广东财经大学财政税务学院教授，研究方向为政府预算管理与国家治理。本文通讯作者为赵合云，联系方式为 568244097@qq.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“公司价值驱动的混合所有制改革效应研究”（项目编号：16bjy003）；广东省教育科研重点项目“减税降费推动广东经济高质量发展的效应研究”（项目编号：2019-GDXK-0001）。

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

一个国家的治理能力在很大程度上取决于它的预算能力 (Schick, 1990^[1]), 预算作为最重要的治理工具, 决定着国家治理体系和治理能力现代化的水准 (曹堂哲和施青军, 2017^[2])。因此, 作为我国具有鲜明本土特色的一项预算管理制度创新, 预算绩效管理改革受到了党和国家的高度重视, 被视为推进国家治理现代化的重要突破口 (高培勇, 2018^[3])。十九大报告明确提出要“建立全面规范透明、标准科学、约束有力的预算制度, 全面实施绩效管理”, 中共中央、国务院 2018 年 9 月颁布的《关于全面实施预算绩效管理的意见》中也指出“全面实施预算绩效管理是推进国家治理体系和治理能力现代化的内在要求”。而国家治理现代化涉及到政治、经济、社会等多个领域的治理现代化 (范逢春, 2014^[4]), 其中提升政府治理效率是政府治理现代化至关重要的一个方面。

从实践层面看, 我国预算绩效管理改革经历了从“萌芽”“试点”“全过程”到“全面”的转变, 目前正在稳步推进、不断深化。在这个过程中, 有些问题必须要回答, 比如预算绩效管理改革提升了政府治理效率吗? 具体是通过何种路径实现的? 以及怎样才能更好地利用预算绩效管理改革来提升政府治理效率呢?

从国内已有的研究来看, 虽然关于预算绩效管理的研究成果十分丰硕, 但主要集中在预算绩效管理改革的现实依据、影响因素、激励约束机制与路径等方面 (李红霞和刘天琦, 2019^[5]; 吴俊培和程文辉, 2018^[6]; 肖鹏, 2019^[7]; 马蔡琛, 2020^[8]; 崔惠玉和周伟, 2020^[9]; 王雍君, 2021^[10]), 而关于预算绩效管理改革提升政府治理效率的问题尚未引起学者们的足够重视。当然, 随着国家治理现代化进程的全面推进及预算绩效管理改革的不断深入, 部分学者已经开始关注到预算绩效管理改革对于政府治理的重要作用。如, 曹堂哲和施青军 (2017)^[2]在界定了绩效预算与政府治理的特征后, 从理论上阐述了绩效预算改革与政府治理的共生性与协同性; 何文盛和蔡泽山 (2018)^[11]从治理主体、治理工具与治理价值三个维度论述了预算绩效管理改革对推动国家治理现代化的作用机理; 李红霞和刘天琦 (2019)^[5]在分析了预算绩效管理与政府治理协同的内在机理基础上, 认为将

预算绩效管理引入政府治理是推动政府效能提升的有力举措; 张曾莲和王莹 (2021)^[12]则实证分析了预算绩效管理改革对政府行政成本的影响效果; 刘柏源等 (2019)^[13]基于 DEA-Malmquist 指数分解法实证分析了预算绩效管理改革对省级财政支出的影响。但相关研究主要还是基于理论层面的规范分析, 仅有的几个实证检验也只是评估预算绩效管理改革某一方面的成效, 没有涉及预算绩效管理改革对政府治理效率的影响。

国外的研究已表明, 预算绩效管理改革对于改善政府组织效率和政府服务效果, 提升政府治理效率具有重要意义。如, Miekatrien 和 Bram (2006)^[14]在实证检验了绩效预算改革对政府组织效率的影响后发现, 绩效预算能够有效地提升政府组织效率; Kong (2005)^[15]通过对美国地方政府进行实地调查后发现, 绩效预算的实施能够帮助地方政府提升政府服务效率, 提供更高质量的公共服务; Lu 等 (2015)^[16]认为预算绩效管理改革对于提升政府整体工作效率意义重大。

为此, 我们以我国 30 个省级政府各自的预算绩效管理改革为准自然实验, 在深入分析预算绩效管理改革提升政府治理效率的机理基础上, 实证检验预算绩效管理改革对政府治理效率的影响。本文可能的边际贡献有: (1) 在理论上阐述了预算绩效管理改革通过对财政透明度、财政支出效率与政府行政成本等中介变量产生作用来提升政府治理效率的基本路径, 揭示了预算绩效管理与政府治理间的密切联系, 这既是对预算绩效管理研究范围的拓展尝试, 也有利于丰富政府治理的研究文献。(2) 利用双重差分固定效应模型, 对预算绩效管理改革提升政府治理效率的净效应进行了实证检验, 这为通过预算绩效管理改革推进政府治理现代化提供了经验支持。(3) 利用中介效应模型, 实证识别了预算绩效管理改革提升政府治理效率的路径, 这为如何更好地利用预算绩效管理改革提升政府治理效率提供了政策启示。

二、理论分析与研究假设

政府治理问题是政府领域最关键、最重要的政治命题之一 (范逢春, 2014^[4])。政府治理的核心问题, 就是提升政府治理效率, 它直接决定了治理的其他相关问题 (刘子怡和陈志斌, 2015^[17])。政府治理效率的高低主要体现在政府权力运行的规范程度、

行政效率及政府规模 (Helliwell 和 Huang, 2008^[18]; Back 和 Handenius, 2008^[19]; 谢柳芳和韩梅芳, 2016^[20]) 等方面。另一方面, 预算绩效管理改革的本质就是通过预算规则或者程序的改变来实现预算资金的高效配置与使用 (Shaw, 2016^[21]), 这对于改善地方政府的财政透明度、提升财政支出效率及控制政府行政成本将产生直接作用。而财政透明度、财政支出效率与政府行政成本的水平高低是政府能否规范权力运行、提升行政效率及优化政府规模的重要影响因素, 对于遏制权力异化、提升行政效率及优化政府规模至关重要。所以, 预算绩效管理改革可以通过对财政透明度、财政支出效率与政府行政成本等的直接作用来最终提升政府治理效率。具体作用机理与路径如图 1 所示。

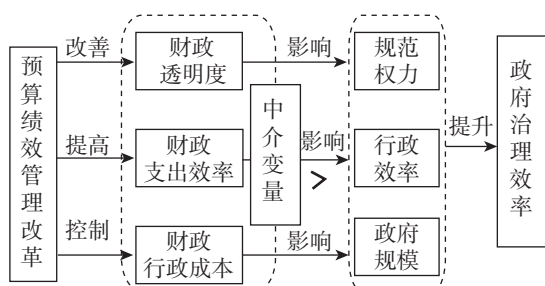


图1 预算绩效管理改革提升政府治理效率的机理与路径

(一) 预算绩效管理改革可以通过改善财政透明度来提升政府治理效率

一方面, 预算绩效管理的基本要求和制度特征之一就是预算绩效信息的公开透明 (何达基, 2007^[22]), 要求将涉及预算投入、执行、产出和反馈的一整套预算绩效管理信息依法予以公开, 接受社会各界监督, 这无疑有利于推动预算绩效信息的透明化, 提升财政透明度。另一方面, 已有研究表明, 较高的财政透明度能够全面、真实、客观地反映和监督政府公共治理权力运行的全流程 (罗伯特, 2002^[23]), 最大限度监督政府活动行为及其过程 (陈志斌和李敬涛, 2015)^[24], 这对于规范政府权力运行、解决政府行政效率偏低问题、建立更加科学的资源分配体系, 从而提升政府治理效率具有重要意义 (李春根和徐建斌, 2016^[25]; 赵合云, 2018^[26])。

(二) 预算绩效管理改革可以通过影响财政支出效率来提升政府治理效率

一方面, 预算绩效管理的本质就是通过预算规则或者程序的改变来实现预算资金的高效使用与配置

(Shaw, 2016^[21])。包括通过预算编制阶段的绩效目标管理, 以总额控制方式对决策者形成总财力约束, 来提升财政资源配置效率; 通过预算执行阶段的绩效动态跟踪, 来确保预算资金的高效使用; 通过决算阶段对绩效目标的实现程度、产出和结果进行绩效评价, 以及将评价结果作为下年预算资金分配的依据, 来促使政府部门提高支出效率。另一方面, 财政支出是政府活动和宏观政策的集中反映, 其效率提高的过程, 也是推动政府治理效率提升的过程。首先, 预算编制阶段财政资源配置效率提高过程中形成的总财力约束, 势必要求政府更好地处理政府与市场关系, 构建科学的政府组织体系, 这无疑能够在一定程度上优化政府规模。其次, 预算执行阶段中的绩效动态跟踪, 能够帮助地方政府及时纠偏自己行为, 规范政府权力运行。最后, 决算阶段的绩效评价, 能够在一定程度上倒逼地方政府高效行政, 真正提升政府部门的行政效率 (袁月和孙光国, 2019^[27])。

(三) 预算绩效管理改革可以通过控制政府行政成本来提升政府治理效率

一方面, 预算绩效管理本身是以结果为导向、以成本效益为前提所进行的改革, 可以在一定程度上优化政府行政成本结构, 减少不必要的行政成本支出, 控制政府行政成本 (张曾莲和王莹, 2021^[12])。另一方面, 控制政府行政成本, 意味着优化政府组织结构, 严控政府规模; 创新政府运行机制, 降低政府运行成本; 硬化预算约束, 规范政府权力运行等 (郭渐强和蒙登干, 2019^[28])。这不仅能够确保政府整体规模的合理性, 还可以提高政府行政效率, 有效规范政府权力运行, 最终推动政府治理效率的提升。

基于上述分析, 提出假设 1 和假设 2:

H1: 其他条件一定的情况下, 预算绩效管理改革与政府治理效率正相关, 即预算绩效管理改革能够提升政府治理效率。

H2: 预算绩效管理改革主要是通过对财政支出效率、财政透明度与政府行政成本等中介变量直接产生作用来提升政府治理效率。

三、研究设计

(一) 模型设定

考虑到我国各省份开始预算绩效管理改革的时间并不统一, 不满足经典双重差分模型的适用条件, 需要采用多期双重差分模型。此外, 在对样本面板数据

进行 Hausman 检验时发现 P 值显著,说明固定效应模型是更好的选择。因此,为检验预算绩效管理改革能否提升政府治理效率,即验证假设 1,构建如下多期双重差分固定效应模型 (1)。^①

$$Y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 Post_{i,t} \times Treat_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表地区标识, t 代表年度标识, $Y_{i,t}$ 表示被解释变量政府治理效率 ($EFFI$), $Treat$ 为政策实施分组虚拟变量, $Post$ 为政策实施时间虚拟变量, $X_{i,t}$ 代表一系列控制变量, ε_{it} 是引入的随机误差项。系数 β_1 是衡量政府治理效率的关键指标,若 $\beta_1 > 0$,说明预算绩效管理改革提升了政府治理效率,若 $\beta_1 < 0$,说明预算绩效管理改革抑制了政府治理效率。

(二) 变量选取

1. 被解释变量。

被解释变量为政府治理效率 ($EFFI$)。现有研究主要采用政府权力运行规范程度、政府规模、政府行政管理效率、政府全要素生产率等来衡量政府治理效率 (Helliwell 和 Huang, 2008^[18]; Back 和 Handenius, 2008^[19]; 谢柳芳和韩梅芳, 2016^[20]; 赵合云, 2018^[26])。考虑到预算绩效管理改革对规范政府权力运行、政府规模与行政效率的重要作用,本文借鉴谢

柳芳和韩梅芳 (2016)^[20]、赵合云 (2018)^[26] 的研究成果,利用主成分分析法对政府权力运行规范程度 (GPO)、政府规模 (GOV)、政府行政效率 ($ADMI$) 进行计算来获取,其值越大表明政府治理效率越高。其中,政府权力规范程度用每百万人口中的腐败案件数量表示,其值越小表明政府权力运行越规范;政府规模用财政总支出与地区实际 GDP 之比表示;政府行政效率用“ $1 - (\text{行政管理费} / \text{财政总收入})$ ”表示 (赵合云, 2016^[26])。

2. 解释变量。

核心解释变量为交互项 $Post \times Treat$,其系数的大小和符号表示了预算绩效管理改革对政府治理效率的提升净效应。其中,将实施预算绩效管理改革的省份取 $Treat = 1$,其他取 0;某省预算绩效管理改革的起始点及以后的时间点,取 $Post = 1$,该省尚未实施预算绩效管理改革的年份,取 $Post = 0$ 。

3. 控制变量。

借鉴张曾莲和王莹 (2021)^[12]、谢柳芳和韩梅芳 (2016)^[20] 的研究,选取了如下控制变量:开放程度 ($OPEN$)、财政自给率 (SF)、人力资本 ($EDUA$)、城镇化 (CZS)、人口密度 (PPD)。

所有变量定义详见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量描述
被解释变量	政府治理效率 ($EFFI$)	采用主成分分析法对政府权力运行规范程度 (GPO)、政府规模 (GOV)、政府行政管理效率 ($ADMI$) 计算获取
解释变量	$Treat$	实施预算绩效管理改革的省份,取 $Post = 1$,反之取 0
	$Post$	该省份实施预算绩效管理改革起点及之后的年份 $Treat$ 取 1;反之取 0
控制变量	开放程度 ($OPEN$)	进出口总额占实际 GDP 比值
	财政自给率 (SF)	各省份财政收入与财政支出的比值
	人力资本 ($EDUA$)	各省份人均受教育程度
	城镇化 (CZS)	用各省份城市人口与地区总人口之比表示
	人口密度 (PPD)	用各省份每平方公里人口数表示

(三) 样本选择与数据来源

考虑到不同省份预算绩效管理改革开始年份并不统一,其中,最早开始的湖北省于 2002 年已正式启动,较晚开始的江西省则直到 2013 年才全面启动 (各省具体开始时间详见表 2),故以我国 30 个省级政府 2000—2019 年的面板数据为研究对象 (由于西

藏直到 2017 年才开始预算绩效管理改革,且数据不全,故未纳入在内)。被解释变量政府治理效率的数据主要来源于《中国财政年鉴》《中国检察年鉴》和《中国统计年鉴》;控制变量如开放程度、财政自给率、人力资本、人口密度与城镇化等数据主要来源于《中国财政年鉴》《中国城市年鉴》和《中国统计年鉴》。

① 为避免分组变量与交乘项的共线性问题,只在模型 (1) 中保留交互项。

表 2 各省份预算绩效管理改革时间^①

地区	起始年份	相应文件
北京	2006 年	《北京市市级部门预算支出绩效考评管理暂行办法》
天津	2007 年	《天津市市级财政项目支出绩效评价管理办法（试行）》
河北	2004 年	《河北省省级经济建设部门预算绩效评价管理办法（试行）》
山西	2005 年	《山西省省级项目支出绩效评价办法（试行）》
辽宁	2004 年	《辽宁省财政专项资金绩效评价工作规程（试行）》
吉林	2009 年	《吉林省财政支出绩效评价管理暂行办法》
黑龙江	2004 年	《黑龙江省财政支出绩效评价工作暂行方案》
上海	2011 年	《上海市财政支出绩效评价管理暂行办法》
江苏	2006 年	《江苏省财政支出绩效评价办法（试行）》
浙江	2005 年	《关于认真做好财政支出绩效评价工作的通知》
安徽	2005 年	《安徽省省本级项目支出绩效考评管理办法》
福建	2011 年	《福建省财政支出绩效评价管理暂行办法》
江西	2013 年	《江西省财政支出绩效评价办法（试行）》
山东	2007 年	《山东省省级预算重点项目支出绩效考评办法（试行）》
河南	2004 年	《河南省财政支出绩效评价办法》
湖北	2002 年	《湖北省财政支出效益评价实施办法（试行）》
湖南	2005 年	《湖南省财政支出绩效评价管理（试行）办法》
广东	2004 年	《广东省财政支出绩效评价试行方案》
云南	2006 年	《云南省省级财政支出绩效评价暂行办法》

四、实证检验

（一）描述性统计

主要变量的描述性统计详见表 3。由表 3 可知，政府治理效率（*EFFI*）的均值只有 0.751，说明我国省级政府治理效率普遍不是很高，还有一定的提升空间；最大值与最小值间相差 10.873，说明不同省份之

间的政府治理效率存在较为明显的差异。同时，从控制变量的具体数值来看，不同省份的开放程度、财政自给率、人力资本、城镇化与人口密度情况也存在比较明显的差异。

（二）多期双重差分模型的基准回归结果

基准回归分两步进行：第一步，先不在模型（1）中加入任何控制变量，回归结果详见表 4 列（1）；第二步，在模型（1）中加入所有的控制变量，回归结果详见表 4 列（2）。由表 4 可知，无论是否加入控制变量，*Post*×*Treat* 系数均显著为正，说明预算绩效管理改革确实提升了政府治理效率，即假设 *H1* 得到验证。进一步分析，*Post*×*Treat* 交互项的系数在没有加入控制变量时为 0.627，但加入控制变量后降至 0.311，说明在控制住其他变量的影响后，预算绩效管理改革净提升了政府治理效率 0.311 个百分点。

表 3 变量的描述性统计

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>EFFI</i>	600	0.751	1.000	-7.681	3.192
<i>OPEN</i>	600	3.341	4.108	0.135	19.560
<i>SF</i>	600	0.511	0.189	0.148	0.951
<i>EDUA</i>	600	0.435	1.813	0.001	11.000
<i>CZS</i>	600	0.490	0.169	0.149	0.896
<i>PPD</i>	600	0.073	0.411	0.001	9.933

① 各省份预算绩效管理改革开始时间以各省份出台专门绩效评价文件的时间为准。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)
$Post \times Treat$	0.627 *** (0.076)	0.311 ** (0.117)
$OPEN$		-0.069 *** (0.018)
SF		-3.369 *** (0.803)
$EDUA$		-0.004 (0.009)
CZS		1.665 *** (0.461)
PPD		-0.045 6 * (0.023)
Constant	-0.394 *** (0.048)	-0.394 *** (0.048)
$R\text{-squared}$	0.201	0.362

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，下同。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。

使用双重差分模型的前提条件是要求实验组和处理组在政策实施前具有平行趋势。为此，选取政策实施前3年以及政策实施后5年进行平行趋势检验，检验结果详见图2。由图2可知，政策实施前系数在0附近波动且呈现上升趋势，说明实验组和对照组之间趋势基本一致，平行趋势检验通过。政策实施后系数有明显的上升趋势，表明预算绩效管理改革对政府治理效率有显著的提升效果。

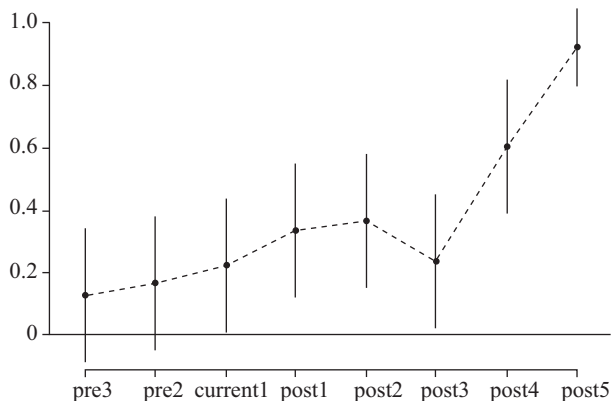


图2 平行趋势检验动态图

2. 安慰剂检验。

上文的平行趋势检验已经在一定程度上排除了内

生性问题，保证了其准确性。但由于各省份实施预算绩效管理的选择并不是完全随机的，故进一步将30个省份进行分组，每组随机抽取各省份预算绩效管理改革发生的年份，再生成随机的政策实施年份虚拟变量，重新构建安慰剂检验的预算绩效管理交互项 $Post \times Treat$ 。为防止随机小概率事件对安慰剂检验的影响，进行了500次重复循环实验，检验结果详见图3。由图3可知，重复循环实验得到的系数基本分布在0点左右，且大多数的P值大于0.1，说明基准回归结果没有受到偶然因素或者遗漏变量的影响，进一步验证了预算绩效管理改革提升政府治理效率的有效性。

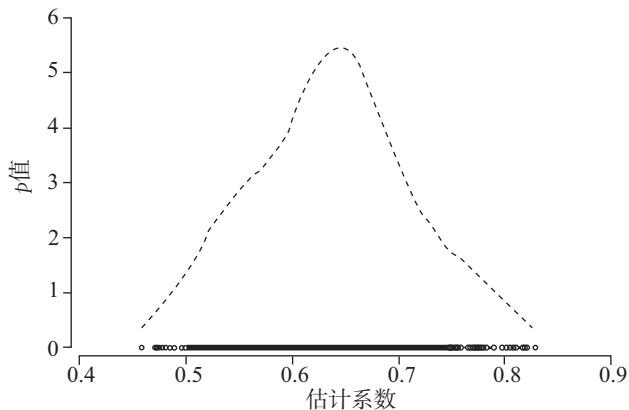


图3 安慰剂检验结果

五、影响机制检验

为检验预算绩效管理改革是否通过对财政透明度、财政支出效率与政府行政成本等中介变量产生作用来提升政府治理效率，即财政透明度、政府行政成本以及财政支出效率对于预算绩效管理改革与政府治理效率之间的影响是否存在中介效应，参考温忠麟和叶宝娟（2014）^[29]的中介效应三步法，构建如下的第二步与第三步中介效应模型。^①

$$Z_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 Post_{i,t} \times Treat_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 Post_{i,t} \times Treat_{i,t} + \beta_2 Z_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， i 代表地区标识， t 代表年度标识， Z 表示财政透明度（ GFI ）、政府行政成本（ $COST$ ）、财政支出效率（ FE ）三个中介变量。按照中介效应逐步检验流程，若模型（2）中 β_1 显著，且模型（3）中 β_2 显著，则中介效应成立。

财政透明度（ GFI ）数据来源于上海财经大学发布的《中国财政透明度报告》。政府行政成本（ $COST$ ）

① 第一步模型已包含在前文的模型（1）中。

的计算参考张曾莲 (2019)^[30] 的做法, 用一般公共支出、公共安全支出以及外交支出之和的人均支出数来表示。政府财政支出效率 (*FE*) 采用数据包络分析方法 (*DEA*) 中产出导向的规模收益可变模型

(*BCC*) 进行测算, 投入指标用人均财政支出表示, 产出指标的计算参考康锋莉 (2020)^[31] 的做法, 选取教育、医疗卫生、基础设施三方面的指标计算综合效率值。^① 具体检验结果如表 5 所示。

表 5 中介效应检验结果

变量	<i>GFI</i> 中介效应		<i>COST</i> 中介效应		<i>FE</i> 中介效应	
	模型 (2)	模型 (3)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (2)	模型 (3)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	12.840 *** (3.150)	0.258 *** (0.087)	-0.143 *** (0.020)	-0.095 (0.119)	0.028 ** (0.013)	0.289 *** (0.059)
<i>GFI</i>		0.008 *** (0.002)				
<i>COST</i>				-2.700 *** (0.470)		
<i>FE</i>						0.803 *** (0.192)
<i>OPEN</i>	-2.739 *** (0.976)	-0.054 (0.033)	2.386 *** (0.410)	0.012 *** (0.003)	-0.002 (0.016)	-0.078 *** (0.016)
<i>SF</i>	-56.210 * (28.540)	-1.383 * (0.770)	24.690 *** (8.640)	0.007 (0.103)	-2.627 *** (0.761)	-3.388 *** (0.054)
<i>EDUA</i>	-0.912 *** (0.218)	0.011 (0.007)	0.232 ** (0.107)	0.003 ** (0.001)	0.003 (0.010)	-0.003 (0.012)
<i>CZS</i>	48.480 *** (15.030)	1.472 ** (0.661)	-26.850 *** (6.659)	-0.346 *** (0.054)	0.876 ** (0.390)	1.596 *** (0.214)
<i>PPD</i>	0.381 * (0.210)	-0.020 *** (0.006)	-0.020 (0.221)	-0.039 ** (0.018)	-0.009 (0.012)	-0.039 (0.054)
<i>Constant</i>	34.220 ** (14.460)	-0.274 (0.529)	-17.400 *** (5.847)	0.035 (0.039)	0.494 (0.480)	0.904 *** (0.271)
<i>R-squared</i>	0.294	0.216	0.448	0.400	0.051	0.381

(一) 财政透明度的中介效应

由于《中国财政透明度》报告首次公布的是 2007 年的全国省级数据, 故选取了 2007—2017 年的样本数据来检验财政透明度的中介效应。其检验结果如表 5 第 2 列和第 3 列所示。其中, 第 2 列模型 (2) 的 *Post*×*Treat* 交互项的系数为 12.84, 且在 1% 的水平上显著, 表明预算绩效管理改革确实提升了财政透明度。同时, 第 3 列模型 (3) 的财政透明度 (*GFI*) 系数为 0.008 31, 且在 1% 的水平上显著, 进一步说明预算绩效管理改革可以通过改善财政透明度来提升政府治理效率, 即财政透明度的中介效应成立。

(二) 政府行政成本的中介效应

政府行政成本的中介效应检验结果如表 5 第 4 列和第 5 列所示。其中, 第 4 列模型 (2) *Post*×*Treat* 交互项的系数为 -0.143, 且在 1% 的水平上显著, 表明预算绩效管理改革与政府行政成本显著负相关, 即预算绩效管理改革能够降低政府行政成本。同时, 第 5 列模型 (3) 政府行政成本系数为 -2.7, 且在 1% 水平下显著, 进一步说明预算绩效管理改革可以通过降低政府行政成本来提升政府治理效率, 即政府行政成本的中介效应成立。

(三) 财政支出效率的中介效应

财政支出效率的中介效应检验结果如表 5 第 6 列

① 其中, 教育指标选取高等院校教职工人数占总人口数的比重、高中教职工人数占总人口数的比重、小学教职工人数占总人口数的比重作为子指标; 医疗卫生指标选取人均卫生人员数、人均医疗床位数作为子指标; 基础设施指标选取农业有效灌溉面积占总播种面积的比重、人均消费电量数、人均铁路运行里程数、人均邮电业务量作为子指标。

和第7列所示。其中,第6列模型(2) $Post \times Treat$ 交互项的系数为0.028 0,且在5%的水平上显著,说明预算绩效管理改革确实提升了财政支出效率。同时,第7列模型(3)财政支出效率(FE)的系数为0.803,且在1%的水平上显著,进一步说明预算绩效管理改革可以通过对财政支出效率的中介作用来提升政府治理效率,即财政支出效率的中介效应成立。

综上所述,预算绩效管理改革主要是通过对财政透明度、政府行政成本与财政支出效率的中介作用来提升政府治理效率,即验证了假设H2。

六、异质性分析

考虑到不同地区的经济发展水平、市场化程度及法治环境等方面存在差异,实施预算绩效管理改革的时间节点不一致,不同地区预算绩效管理改革提升政府治理效率的效果可能存在差异。因此,进一步将样本划分为沿海地区和内陆地区进行地区异质性检验。^①具体检验结果详见表6。

表6 地区异质性检验结果

变量名	沿海地区	内陆地区
$Post \times Treat$	0.353 ** (0.127)	0.164 * (0.090)
$OPEN$	-0.065 ** (0.022)	-0.286 *** (0.070)
SF	-3.175 *** (0.810)	-3.284 *** (0.751)
$EDUA$	0.004 (0.015)	-0.004 (0.017)
CZS	0.005 (0.003)	0.031 *** (0.004)
PPD	-3.772 ** (1.431)	-0.047 (0.059)
$Constant$	2.342 *** (0.645)	0.220 (0.335)
$R-squared$	0.506	0.404

由表6可知,两类地区的 $Post \times Treat$ 交互项系数均为正且在1%的水平上显著,其中,沿海地区 $Post \times Treat$ 交互项系数为0.353,不仅高于内陆地区的0.164,且高于前文基准回归结果中全国的平均水平0.311,表明预算绩效管理改革对政府治理效率的提升确实存在地区差异,沿海地区预算绩效管理改革提

升政府治理效率的情况明显好于内陆地区,也说明内陆地区的预算绩效管理改革对其政府治理效率的提升尚有较大潜力。

七、主要结论与政策建议

(一) 主要结论

以30个省级政府各自的预算绩效管理改革为准自然实验,基于各省级政府2000—2019年的面板数据,利用多期双重差分固定效应模型,实证检验了预算绩效管理改革对政府治理效率的影响。研究发现:(1)预算绩效管理改革能够显著提升政府治理效率,该结论通过平行趋势检验与安慰剂检验依然成立。(2)预算绩效管理改革主要是通过对财政透明度、财政支出效率与政府行政成本等中介变量产生作用来提升政府治理效率的。(3)预算绩效管理改革对不同地区政府治理效率的影响存在异质性,沿海地区预算绩效管理改革提升政府治理效率的情况明显好于内陆地区。

(二) 政策建议

1. 全面深化预算绩效管理改革。

考虑到预算绩效管理改革对于提升政府治理效率的重要作用,所以要从优化预算绩效管理制度、加强绩效评价结果的反馈应用、建立健全预算绩效管理激励约束机制等方面着手,推动预算绩效管理改革更加全面深入地实施,切实发挥预算绩效管理改革提升政府治理效率的作用。一是按照全面实施预算绩效管理的要求,进一步完善预算绩效管理流程,健全预算绩效标准体系,全面优化预算绩效管理制度,确保预算绩效评价结果的客观性和准确性;二是抓紧建立绩效评价结果与预算安排和政策调整挂钩机制,加强预算绩效评价结果的反馈应用,切实发挥预算绩效管理改革提升政府治理效率的作用;三是建立健全预算绩效管理激励约束机制,强化激励引导,明确责任约束,推动预算绩效管理改革全面深入实施。

2. 畅通预算绩效管理改革效应传导路径。

预算绩效管理改革主要是通过对财政透明度、财政支出效率与政府行政成本等中介变量产生作用来提升政府治理效率的。为此,首先,要大力推进预算绩效信息的公开透明,真正提升财政透明度;其次,要以全面实施预算绩效管理为突破口,解决好部分领域

^① 沿海地区包括北京、天津、上海、辽宁、山东、河北、江苏、浙江、福建、广东、海南、广西12个省(市);内陆地区包括黑龙江、吉林、安徽、河南、山西、湖北、湖南、江西、重庆、内蒙古、宁夏、甘肃、陕西、新疆、青海、四川、贵州、云南、广西18个省(市)。

财政支出的低效无效问题,切实提高财政支出效率;最后,要强调成本效益,注重结果导向,严格控制政府行政成本。

3. 加强内陆地区预算绩效管理改革的推进工作。考虑到内陆地区预算绩效管理改革对其政府治理

效率的提升尚有较大潜力,要在做好沿海地区预算绩效管理改革工作的基础上,结合内陆地区的实际情况,重点推进内陆地区预算绩效管理改革的深入实施,以更全面均衡地激发预算绩效管理改革对政府治理现代化的推动作用。

参考文献

- [1] Schick A. Capacity to Budget [M]. Washington: The Urban Institute Press, 1990: 78-86.
- [2] 曹堂哲,施青军. 绩效预算与现代政府治理的共生性与协同性分析——兼论我国预算管理改革的发展路径与方向 [J]. 广东行政学院学报, 2017 (6): 20-27.
- [3] 高培勇. 新时代中国财税体制改革的理论逻辑 [J]. 财政研究, 2018 (11): 11-16.
- [4] 范逢春. 国家治理现代化: 逻辑意蕴、价值维度与实践向度 [J]. 四川大学学报 (哲学社会科学版), 2014 (4): 86-94.
- [5] 李红霞,刘天琦. 预算绩效与政府治理: 契合性与协同性视角 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (6): 11-96.
- [6] 吴俊培,程文辉. 基于不完全信息博弈模型的预算效率激励机制设计 [J]. 财政研究, 2018 (11): 71-83.
- [7] 肖鹏. 新中国成立 70 周年政府预算理论演变、制度改革与展望 [J]. 财政监督, 2019 (19): 5-11.
- [8] 马蔡琛. 2020 后的预算绩效管理改革前瞻 [J]. 人民论坛·学术前沿, 2020 (14): 38-44.
- [9] 崔惠玉,周伟. 中期视野下预算绩效管理改革的思考 [J]. 财政研究, 2020 (1): 87-95.
- [10] 王雍君. 财政治理视角的支出整合、融资适配与复式预算: 一个分析框架 [J]. 财贸经济, 2021 (2): 5-19.
- [11] 何文盛,蔡泽山. 新时代预算绩效管理推进国家治理现代化的多元维度审视 [J]. 上海行政学院学报, 2018 (3): 4-14.
- [12] 张曾莲,王莹. 预算绩效管理改革对政府行政成本的影响: 控规模、调结构与提效益 [J]. 经济体制改革, 2021 (2): 139-145.
- [13] 刘柏源,丁志伟,张洁. 预算绩效管理改革对省级财政支出影响——基于 DEA-Malmquist 指数分解法 [J]. 地方财政研究, 2019 (2): 34-42.
- [14] Miekatrien S, Bram S. Trends in Performance Budgeting in Seven OECD countries [J]. Public Performance & Management Review, 2006, 30 (1): 30-32.
- [15] Kong D. Performance-Based Budgeting: The U. S. Experience [J]. Public Organization Review: A Global Journal, 2005 (5): 91-107.
- [16] Lu E Y, Mohr Z, Ho A T. Taking Stock: Assessing and Improving Performance Budgeting Theory and Practice [J]. Public Performance & Management Review, 2015. 38 (3): 426-458.
- [17] 刘子怡,陈志斌. 政府治理效率、财政透明度与政府会计治理工具: 信息需求的视角 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2015 (6): 54-59.
- [18] Helliwell J F, Huang H F. How Is Your Government? International Evidence Linking Good Government and Well-being [J]. British Journal of Public Administration, 2008 (3): 595-619.
- [19] Back H, Handenius A. Democracy and State Capacity: Exploring a J-Shaped Relation Governance [J]. An International Journal of Policy, Administration and Institution, 2008, 21 (2): 1-24.
- [20] 谢柳芳,韩梅芳. 政府财政信息披露在国家审计服务国家治理中的作用路径研究 [J]. 审计研究, 2016 (3): 63-70.
- [21] Shaw T. Performance Budgeting Practices and Procedures [J]. OECD Journal on Budgeting, 2016, 15 (3): 65-136.
- [22] 何达基. 绩效预算: 承诺、神话和可能性——美国的经验和对中国的挑战 [M]//刘昆. 绩效预算: 国外经验与借鉴. 北京: 中国财政经济出版社, 2007: 133-151.
- [23] 罗伯特. 公共预算系统 [M]. 槽峰,译. 北京: 清华大学出版社, 2002: 36-42.
- [24] 陈志斌,李敬涛. 政府善治目标的实现与政府会计治理效应 [J]. 会计研究, 2015 (5): 13-19.
- [25] 李春根,徐建斌. 中国财政预算透明与地区官员腐败关系研究 [J]. 当代财经, 2016 (1): 19-28.
- [26] 赵合云. 财政透明度、媒体关注与政府治理效率 [J]. 当代财经, 2018 (1): 36-43.
- [27] 袁月,孙光国. 基于国家治理视角的全面预算绩效管理研究 [J]. 财经问题研究, 2019 (4): 70-76.
- [28] 郭渐强,蒙登干. 整体政府理论视角下降低行政成本的路径研究 [J]. 四川行政学院学报, 2019 (2): 13-22.
- [29] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745.
- [30] 张曾莲. 政府行政成本对经济增长影响的空间效应与门槛效应研究 [J]. 浙江工商大学学报, 2019 (1): 73-86.
- [31] 康锋莉. “突击花钱”降低财政支出效率了吗? [J]. 财贸研究, 2020 (10): 62-70.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

直接税对地方政府支出规模的影响研究

——基于 1999—2019 年省级面板的实证分析

An Empirical Analysis of Impact of Direct Tax on the Scale of Local Government Expenditure: Based on Provincial Panel Data from 1999 to 2019

魏福成 任涵琪

WEI Fu-cheng REN Han-qi

[摘要] 自改革开放以来我国进行了多次公共部门改革,但地方政府规模依然没有走出“精简—膨胀—再精简—再膨胀”的循环。税收直接关系到财政收支,而税制结构是税收的重要内容之一,因此税制结构与政府支出规模具有紧密的关系。本文基于我国省级面板数据,以直接税占税收收入的比重(直接税占比)表征税制结构,以财政支出占 GDP 比重作为政府支出规模的指标,研究发现:直接税占比越高,越能抑制地方政府支出规模的扩张。通过更换变量度量指标、更换样本数据、缩短窗口期、被解释变量滞后一期作为控制变量等方式进行充分的稳健性和内生性检验,以上结果保持稳健。异质性分析表明,一方面随着地方政府支出规模上升,直接税占比对其影响呈现上升趋势;另一方面,直接税对地方政府支出规模的影响在西部地区不显著,在东部和中部地区有显著影响,且在东部地区影响程度更大。机制检验发现,直接税占比的上升通过减少财政幻觉,进而降低地方政府支出规模。本文最后从提高自然人纳税比重、推进结构性减税等提高直接税比重角度提出了对策建议。本文丰富了地方政府支出规模影响因素和税制结构影响效应研究,并对完善我国税制和降低政府支出规模具有重要指导意义。

[关键词] 税制结构 直接税 地方政府支出规模 财政幻觉

[中图分类号] F812.42 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 12-0012-13

Abstract: China has carried out many reforms on public sector in the past few decades, but the scale of local government still has not gone out of the cycle of “reduction-expansion-rereduction-reexpansion”. This article analyzes the influence of the proportion of tax revenue of direct tax on the the size of local government spending. We find that the higher the proportion of direct tax is, the more it can restrain the expansion of local government expenditure. Robustness and endogeneity tests are carried out and the above result remained robust. Heterogeneity analysis shows that, on the one hand, as the scale of local government expenditure increases, the proportion of direct tax has bigger influence; on the other hand, the impact of direct tax on the scale of local government expenditure is not significant in the western region, but significant in the eastern and central regions, and the impact is greater in the eastern region. The mechanism test finds that the increase in the share of direct taxes reduces the scale of local government spending by reducing the fiscal illusion. Finally, we provide suggestions to increase the proportion of tax paid by natural persons and promote structural tax reduction.

Key words: Tax structure Direct tax Scale of local government spending Fiscal illusion

[收稿日期] 2021-07-03

[作者简介] 魏福成,男,1981年9月生,中南财经政法大学财政税务学院副教授,研究方向为财政学;任涵琪,女,1996年11月生,就职于深圳华为集团有限公司,研究方向为财政学。本文通讯作者为魏福成,联系方式为 weifc@163.com。

[基金项目] 中南财经政法大学中央高校基本科研业务费青年创新项目“征税能力、制度选择与经济发展:理论与实证分析”(项目编号:2722021BZ011)。

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

地方政府支出规模一直都是学术界研究的热门问题,到底是“小社会、大政府”还是“大社会、小政府”更能促进经济的发展这一问题是很人关注的焦点。自1993年以来,我国政府机构进行了四次较大的改革,但在改革的进程中,地方政府规模不断重复着“精简—膨胀—再精简—再膨胀”的非良性循环。从经济和社会发展的角度来看,地方政府支出规模增长(即财政支出绝对规模增速超过GDP增速)有其必要性和合理性,但是我国地方政府存在支出规模过大的问题(杨友才和赖敏晖,2009^[1];张勇和古明明,2014^[2];朱龙,2015^[3];张宽等,2018^[4])。政府支出规模过大会带来诸多不良后果,包括不利于经济增长、降低资源配置效率、带来腐败和提高公众的腐败感知水平、收入分配差距过大等问题。在经济增速放缓、收入分配差距扩大、财政压力高企以及新形势下国际国内环境的当前时期,研究地方政府支出规模的影响因素,为有效控制地方政府支出规模提供理论和经验借鉴,具有重要的理论和现实意义。

从税制结构角度看,1994年实施的分税制改革,构建了中央和地方财政分配关系的基本框架,我国形成以间接税为主直接税为辅的税制结构,但税收收入构成及结构在不断发生变化。一是直接税调整较大,包括2006年取消农业税、2018年个人所得税由分类征收方式改为分类和综合相结合的征收方式等。二是间接税发生了较大的变化,包括“营改增”使营业税彻底退出历史舞台和相应扩大增值税的征税范围、近些年增值税的税率不断向下调整等。三是各类辅助性税种逐步完善,如国家更注重对环保税、资源税等绿色税收的征收。税收体制的调整促进了我国“税感时代”的到来,财税体制建设越来越受到重视,税制结构与国家政策密切相关。十八届三中全会强调深化财税体制改革、逐步提高直接税比重,十九大报告对深化税收制度改革做出了明确部署,2020年中共中央、国务院在关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见中提出通过调整税制结构加快建立现代财税制度。

税收是国家治理的重中之重,其作为一项制度安排,对国家的财政收支具有最直接的影响,所以税收是研究政府支出规模的理想视角,而以直接税和间接税占比衡量的税制结构又是税收的重要内容之一。那

么,以直接税和间接税构成的税收制度,是否以及如何影响政府支出规模?本文将对此进行深入剖析。直接税由于税负难以转移,“税负痛感”更为明显和强烈,有助于降低财政幻觉,从而使得纳税人更关注、更有动力监督政府支出行为,更有动力表达对公共品的偏好或需求,从而将影响地方政府支出行为和支出规模。因此,直接税在税收收入中的比重将对地方政府支出规模产生重要影响。本文基于我国正处在深化税制改革及地方政府支出规模过大的背景下,探究以直接税收入占税收收入比重衡量的税制结构是否影响以及如何影响地方政府支出规模,以找到两者之间的内在规律,并通过完善我国税制结构缓解我国政府支出规模过大的问题。

本文的创新和贡献主要体现在以下两个方面。第一,以我国省级地区为研究对象,从直接税占比这一税制结构角度分析了其对政府支出规模的影响效果,丰富了政府支出规模影响因素的文献,也拓展了税制结构影响效应的研究。已有文献在分析政府支出规模的影响因素时,主要集中在财政分权、经济发展水平、对外开放程度或税制结构的复杂性等方面,没有以直接税占税收比重这一税制结构角度分析其对我国地方政府支出规模的影响及作用机制,因此本文是对相关文献的重要拓展和补充。第二,基于我国省级面板的实证分析,对探究如何通过优化完善税制结构以控制地方政府规模,具有重要的现实指导意义。我国地方政府机构不断扩大、人员不断增加,财政支出占GDP比重越来越高,本文的实证分析结论及从提高自然人的纳税比重、推进结构性减税、推进财产税体系等方面提出的提高直接税的比重的对策建议,为我国通过完善直接税体系以抑制地方政府支出规模具有重要的现实指导意义。

二、相关文献综述

现有文献对政府支出规模的适度性问题及影响因素等方面进行了丰富的研究。早期文献主要从政府与市场的关系出发对政府支出规模进行了探究,并在政府职能演变过程中经历了“小政府论”到“大政府论”再到“适度政府论”的观点演变过程。关于我国政府规模适度性问题,现有研究中大多持有相似的观点,即认为我国政府支出规模偏大(朱光磊和张东波,2003^[5])。杨友才和赖敏晖(2009)^[1]基于地级市层面通过Aremy曲线关系及门槛回归发现,地

方政府规模总体上超过最优规模,且不利于经济增长的样本数占总样本数的84.5%。李村璞等(2010)^[6]、张勇和古明明(2014)^[2]、王伟强(2018)^[7]、潘凤(2018)^[8]、张宽等(2018)^[4]、徐珺(2019)^[9]等以省级层面或地级市层面为分析对象,研究发现地方政府支出规模已经对经济增长带来不利影响,表明地方政府支出规模过大。卢盛峰(2013)^[10]、朱龙(2015)^[3]、石先进和赵惠(2017)^[11]、李元旭和曾铖(2019)^[12]等发现地方政府支出规模的膨胀速度大于最优增长速度,一定程度上造成生产效率损失、抑制了资源配置效率的提升。而邓雪领和孙宗锋(2018)^[13]基于地级市实证研究发现地级市层面政府规模显著提高了个体腐败感知水平,这意味着我国地级市政府规模过大。舒心恬(2019)^[14]基于2006—2015年228个地级市数据分析发现,地方政府规模扩大可能会导致城乡收入差距上升。

已有文献对地方政府支出规模的影响因素也进行了丰富的研究,主要集中在经济发展水平、财政分权、对外开放程度等方面。就经济发展水平与地方政府支出规模间的关系,实证发现了不同的结论。一方面,有研究表明经济发展水平与地方政府支出规模呈正相关关系,如马拴友(2000)^[15]基于我国面板数据证实了这一结论;然而,另一方面也有研究得出相反的结论,即经济增长会抑制地方政府支出规模的扩张,如潘卫杰(2007)^[16]利用我国省级地区数据、安岗等(2015)^[17]采用辽宁省地级市面板数据,均得出这一结论。类似地,财政分权对地方政府支出规模的影响也存在不一致的结论。一方面财政分权可能有利于缩小地方政府支出规模,“利维坦假说”意味着财政分权可促进政府间竞争从而遏制地方政府支出规模(Buchanan, 1980^[18]),然而财政分权也可能会促进地方政府支出规模的扩张(孙群力, 2009^[19];王文剑, 2010^[20];田红宇等, 2018^[21])。关于对外开放程度对政府支出规模的影响,有研究发现对外开放程度和政府支出规模正相关(Rodrik, 1998^[22];张宽等, 2018^[4]),但也有研究发现对外开放程度与政府规模是负相关的关系(潘圆圆, 2012^[23];马雯, 2017^[24])。

有关税制结构对政府支出规模的影响研究,现有研究多是基于财政幻觉假说。相关实证研究以跨国数据、一国内面板数据或时间序列数据为分析对象,研究发现那些衡量财政幻觉的指标越大即税收弹性越大、

间接税占比越高、税制越复杂、税收的可觉察性越低、以及赤字规模越大,则政府支出规模越大(Majid, 2018^[25]; Dell'Anno 和 Dollery, 2014^[26]; Henrekson, 1988^[27])。然而,也有少量研究认为税制结构带来的财政幻觉对政府支出规模没有显著影响或不确定(West 和 Winer, 1980^[28])。近年来,我国学者也开始关注财政幻觉对政府支出规模的影响,普遍结论认为税制结构的复杂性、税制弹性及间接税制等衡量的财政幻觉会促进政府支出规模的扩张。孙琳和汤蛟伶(2010)^[29]实证分析发现税制结构越复杂,越容易导致政府规模的膨胀;郑育礼(2014)^[30]实证发现税制结构的复杂程度、间接税的隐蔽性以及税制结构的弹性程度会使得政府支出规模扩张;刘明勋和冯海波(2016)^[32]通过实证研究发现直接税能在一定程度上约束行政管理费占财政支出比重的无序膨胀。

现有文献对政府支出规模及税制结构的影响进行了一定的探究,为税制结构对政府规模的影响研究奠定了基础,但至少存在以下不足:系统分析直接税与地方政府支出规模之间关系的研究非常少,我国相关研究仅在分析财政幻觉的成因时偶有提到直接税占比等税制结构,但基本集中于理论层面,缺乏从实证角度论证我国直接税占比这一税制结构的主要维度对地方政府支出规模的影响因素。

基于已有文献的不足,本文利用我国1999—2019年的省级面板数据,以直接税收入占税收收入的比重(下文简称“直接税占比”)表征税制结构,以财政支出占GDP的比重作为政府支出规模的度量指标,建立固定效应模型分析直接税占比是否以及如何影响地方政府支出规模。研究发现就我国情况而言,直接税占比越高,则地方政府支出规模越小。通过更换度量指标、改变时间窗口、改变样本等方式进行稳健性检验,以及通过引入被解释变量滞后项解决反向因果关系的内生性问题,以上结果保持稳健。同时,异质性分析发现总体上随着地方政府支出规模的上升,直接税占比对地方政府支出规模的抑制效果更为明显,且在经济发达的东部地区要比中部地区抑制效应更强,而在西部地区则不显著。机制检验发现直接税占比的上升通过降低财政幻觉而对地方政府支出规模产生抑制作用。本文的研究有助于进一步丰富税制结构和地方政府支出规模领域的相关文献,并对相关改革和优化我国税制结构具有重要的现实指导作用。

三、理论分析与研究假设

直接税与间接税在税制中的构成和比重，是税收制度的主要维度。诸如增值税等流转税为主的间接税的税负比较容易转嫁，具有较强的隐蔽性，并且税负归宿很难判断和察觉。相反，直接税的税负难以转嫁，税负归宿清晰明了，可以有效抑制地方政府支出规模的扩张，主要有两个方面的原因。

一方面，个人所得税、财产税等直接税的纳税主体为个人，税负通常难以转移，税收和税负的承担者一目了然，因此直接税的透明度很高。高度的透明度使得直接税的纳税人清楚自己所承担的税负，也更清楚公共产品的成本分担情况，财政幻觉相对较轻。根据公共选择理论，税收本质上是纳税人支付公共商品和服务的对价，政府作为公共商品和服务的提供方，纳税人作为公共商品和服务的购买者，纳税人和政府法律地位上是平等的。普通民众在明确自己纳税人的身份和财政幻觉降低后，会更加关注政府如何使用税款、监督政府官员是否有滥用职权等行为，进而有利于约束政府行为，抑制政府支出规模的过度扩张。

另一方面，直接税高度的透明度和税负难以转移，财政幻觉降低，使得直接税的纳税人更能感受到“税负痛感”，而税收痛感程度越高，纳税人对限制政府权力范围和公务员数量以及行政经费规模等方面的偏好就越强烈，对税款使用和政府支出行为更加关注，从而有利于抑制政府支出规模的过度扩张。

综上，相对于间接税，直接税比较透明，税负难以转嫁，纳税人清楚地知道其缴纳的税负，税负痛感更强烈，从而财政幻觉会下降，这使得纳税人会降低对公共产品和服务的需求，同时也会更加关注和监督政府的支出行为、资金使用情况等，进而能有效抑制地方政府支出规模。进一步地，以直接税占税收收入的比重作为税制结构的度量指标，以财政支出占GDP的比重作为政府支出规模的度量指标，基于中国省级面板数据可得到二者的散点图及拟合关系，见图1。可以看出，直接税占比与地方政府支出规模之间具有显著的负向关系。

基于以上分析，本文提出如下两个假说：

假说1：税制结构中直接税收入占税收收入比重

越大，抑制地方政府支出规模越小。

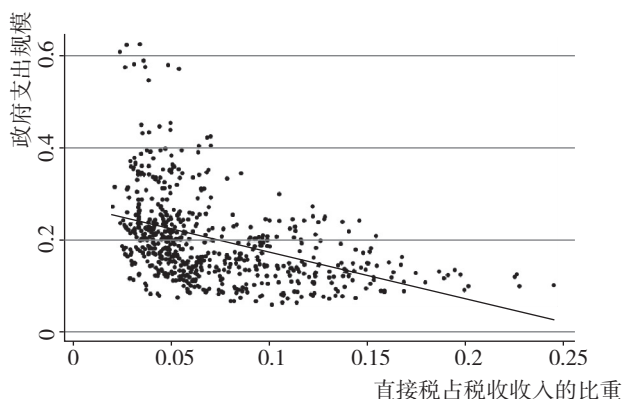


图1 直接税占比与政府支出规模

假说2：直接税通过影响财政幻觉渠道而作用于地方政府支出规模。

由于我国地区之间存在经济发展、文化等方面的较大差异，因而税制结构对政府支出规模的影响可能存在区域差异。通常情况下，西部地区经济较为落后，政府支出规模具有一定的刚性，直接税占比的提升可能对政府支出规模没有明显影响。相对于西部地区，东中部地区经济更为发达，地方政府支出的绝对规模较大，因而地方政府支出的相对规模更具有可塑性和弹性，直接税占比的上升对地方政府支出规模的抑制作用更大。进一步地，随着政府支出规模逐渐增大，地方政府支出规模更具有弹性和可变性，因此直接税占比的上升对地方政府支出规模具有更大的抑制作用。因而，本文的第三个假说如下。

假说3：直接税占比对政府支出规模的影响，存在地区差异；随着政府支出规模增大，直接税占比对政府支出规模的抑制效应会增大。

基于以上理论分析和假说，本文的逻辑框架如图2所示。

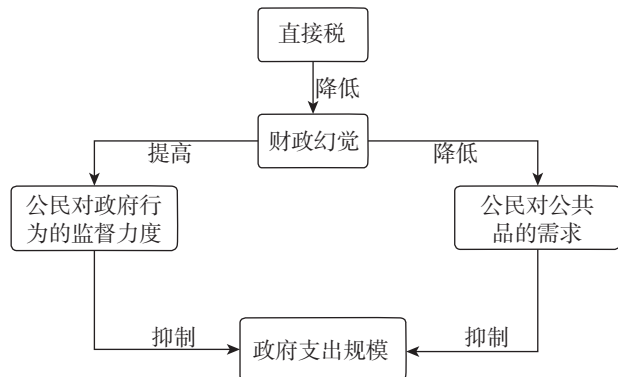


图2 本文逻辑框架

四、研究设计与描述性统计

(一) 模型设计

本文基于1999—2019年我国大陆除西藏外的30个省级行政单位构成的面板数据,采用回归分析估算以直接税占比衡量的税制结构对地方政府支出规模的影响。在对面板数据进行实证分析时,通常选择随机效应或者固定效应模型。本文根据Hausman检验的结果, P 值为0,在1%的显著水平上拒绝随机效应模型,因此选用固定效应模型进行回归分析。具体模型如下:

$$gov_{it} = \beta_0 + \beta_1 direct_{it} + \sum \alpha_j CV_{it} + \delta_i + \mu_{it} \quad (1)$$

其中: i 代表省份; t 代表年份; gov_{it} 为被解释变量,代表地方政府支出规模; $direct_{it}$ 为核心解释变量,代表直接税收入占税收收入比重; CV_{it} 为一组控制变量,包括财政分权、经济发展水平、对外开放程度、人口增长等; δ_i 表示地区固定效应; μ_{it} 为误差干扰项; β_1 即是本文核心关注的回归系数,它衡量了直接税占比对地方政府支出规模的平均影响。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。

被解释变量为地方政府支出规模。地方政府支出规模包括绝对和相对规模两种衡量指标,由于绝对规模无法进行比较,不具有相对性,本文使用相对指标。较为常见的指标有以下两种:行政管理支出占财政支出的比重(刘明勋和冯海波,2016^[31];孙琳和汤蛟伶,2010^[29])、财政支出占地区生产总值的比重(戚昌厚和岳希明,2020^[32];路遥和王振宇,2020^[33];潘卫杰,2007^[16])。本文采用已有文献中常用的衡量方法,即用地方财政支出^①占地区生产总值的比重来衡量地方政府支出规模,原因如下:第一,本文关注的是地方政府的整体支出规模,而不仅仅是行政管理支出,并且,根据前面的理论分析和假说,直接税收入占税收收入的比重不仅仅影响行政管理经费,而是对政府的所有开支产生影响。第二,即使仅从政府运转开支角度来看,行政管理经费的口径非常狭窄,并不能反映政府的运转费用,政府的运转费用广泛分散在目前按功能分类的各类支出科目中。

2. 解释变量。

本文解释变量为直接税收入占税收总收入的比重(直接税占比)。现有研究表明以直接税占比衡量的税制结构与政府支出规模之间极可能存在联系(Taghi等,2019^[34]),本文参照刘明勋和冯海波(2016)^[31]等的做法,直接税主要指由个人直接负担的税收,这类税收给纳税人带来的税负痛感更加强烈、财政幻觉更低,包括个人所得税和2006年以前的农业税,在稳健性检验中将契税和车船税也纳入直接税,但不包括企业所得税、城镇土地使用税和房产税,主要原因如下。

(1) 企业不直接“投票”,不参与财政选择的过程,且企业通常会把其缴纳的税负的一部分转嫁,因此不考虑对企业征收的税。企业所得税是由企业缴纳,城镇土地使用税大多也是企业直接负担,除了试点的重庆和上海之外,我国房产税大多向企业征收,因此本文不把企业所得税、城镇土地使用税和房产税纳入直接税进行考察。

(2) 个人所得税的纳税人也是其税负的最终承担者,其税负全部由个人直接负担;2006年之前的农业税是直接对农户进行征收,且农民缴纳农业税后无法将税负转嫁出去,所以农业税也应作为直接税进行考察。

(3) 契税是在不动产产权发生转移时对买受人征收的税种,车船税是每年对车船的所有人或者管理人在保有环节征收的税种,个人缴纳的车船税和契税也是布坎南意义上的直接税。虽然契税和车船税部分是由企业缴纳,但是个人直接负担的部分占有相当大的比重,因此在稳健性检验部分,将车船税和契税也纳入直接税中,即把车船税、契税、农业税和个人所得税之和占税收收入的比重作为衡量税制结构的指标,进一步检验基本结论的稳健性。

3. 控制变量。

(1) 财政分权。已有文献表明财政分权会影响地方政府支出规模,因此将财政分权作为控制变量。“利维坦假说”认为财政分权会刺激地方间政府进行财税竞争,有利于提高行政效率,对政府规模的扩张有抑制作用,然而也有研究表明财政分权会使地方政府支出规模进一步扩张。本文用地方政

① 2007年之前,财政支出按照一般公共预算和政府性基金预算两套账本统计的,2007年国有资本经营预算单独编制,2014年又开始编制社会保障基金预算,形成现在的“四本预算”体系。

府预算内支出占全国财政支出的比重来衡量财政分权的程度。

(2) 经济发展水平。已有研究表明经济发展水平会促进地方政府支出规模的扩张,主要包括两个方面的原因。一是经济发展的同时人们的生活水平和物质条件相应都会有所提高,也会对政府提供的公共商品和公共服务有更高的要求,这会使地方政府支出规模扩张;二是经济越发展,市场关系也越复杂,这需要政府在行政和法律方面投入更多资源,导致政府规模扩张。本文用地方人均生产总值来衡量经济发展水平。

(3) 对外开放程度。一方面,对外开放程度越高,会面临更多的国外风险以及不可控因素,政府为了应对这些外部冲击,会投入相应的人力和物力,带来政府规模扩张;另一方面,贸易程度的提高会充分调动和发挥市场资源的优势,政府干预会相应减少,因而有利于减少财政支出。本文用地方当年的进出口总额占gdp的比重衡量对外开放程度。

(4) 人口增长。一方面,人口增长能够提高公共品的利用率,减少其分摊成本,降低地方政府支出规模;另一方面,人口增长会带来政府提供公共品的数量和种类的增加,管理难度也更大,进而财政支出也会有所提高。本文用地区当年的人口增长率来衡量人口增长。

(5) 其他控制变量。根据瓦格纳法则等理论,

产业结构也是影响地方政府支出规模的重要因素,本文用第二产业占gdp的比重衡量产业结构。李和(2012)^[35]认为人口结构也会对地方政府支出规模产生影响,本文用女性人口占总人口的比重衡量人口结构。

表 1 各变量名称及含义

变量名称	衡量指标
地方政府支出规模 (<i>gov</i>)	财政支出/ <i>gdp</i>
直接税占比 (<i>direct</i>)	直接税收入/税收收入
财政支出分权 (<i>ratio</i>)	地方政府预算内支出/全国财政支出
经济发展水平 (<i>pgdp</i>)	地方人均 <i>gdp</i>
人口结构 (<i>female</i>)	女性人口/总人口
对外开放 (<i>open</i>)	地方当年进出口总额/ <i>gdp</i>
产业结构 (<i>industry</i>)	第二产业/ <i>gdp</i>
人口增长 (<i>gpop</i>)	(本年人口-上年人口)/上年人口

(三) 描述性统计和相关性分析

由表 2 可知,地方政府支出规模的最小值为 0.064 1,最大值为 0.628 4,其标准差为 0.094 3,表明各省政府支出规模存在较大差异。直接税占税收收入的比重标准差为 0.039 1,最大值为 0.245 1,而最小值为 0.020 6,这表明我国各地区各时期直接税占比差异较大。此外,变量的方差膨胀因子最大值为 1.78,所有变量的方差膨胀因子均小于 10,说明变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	膨胀因子
<i>gov</i>	630	0.201 5	0.094 3	0.064 1	0.628 4	
<i>direct</i>	630	0.071 3	0.039 1	0.020 6	0.245 1	1.36
<i>ratio</i>	630	0.026 1	0.013 3	0.003 8	0.074 0	1.62
<i>pgdp</i>	630	3.344 3	2.745 5	0.247 5	16.422 0	1.75
<i>female</i>	630	1.056 0	0.033 1	0.949 2	1.190 7	1.35
<i>open</i>	630	0.301 2	0.373 3	0.012 7	1.721 5	1.78
<i>industry</i>	630	0.454 5	0.080 8	0.162 0	0.615 0	1.44
<i>gpop</i>	630	5.404 7	2.961 0	-1.350 0	14.240 0	1.36

对所有变量进行相关性分析,结果如表 3。由表 3 可知,地方政府支出规模同核心解释变量及所有控

制变量之间的系数均显著,说明变量的选择较为合理。

表 3 相关性分析

	<i>gov</i>	<i>direct</i>	<i>ratio</i>	<i>pgdp</i>	<i>female</i>	<i>open</i>	<i>indus</i>
<i>gov</i>	1						
<i>direct</i>	-0.416 1 *	1					
<i>ratio</i>	-0.418 9 *	-0.046 3	1				

续前表

	<i>gov</i>	<i>direct</i>	<i>ratio</i>	<i>pgdp</i>	<i>female</i>	<i>open</i>	<i>indus</i>
<i>pgdp</i>	0.109 4 *	-0.290 3 *	0.335 3 *	1			
<i>female</i>	0.056 3 *	0.094 4 *	-0.153 7 *	-0.147 9 *	1		
<i>open</i>	-0.287 3 *	0.171 3 *	0.501 2 *	0.406 6 *	-0.257 9 *	1	
<i>indus</i>	-0.216 5 *	-0.208 9 *	0.213 8 *	-0.218 4 *	-0.250 9 *	-0.107 2 *	1
<i>gpop</i>	0.265 9 *	0.037 1	-0.308 7 *	-0.319 8 *	0.398 1 *	-0.283 3 *	-0.097 0 *

注：*表示在10%的置信水平上显著。

五、实证分析结果

(一) 基准回归

本文使用1999—2019年我国省级面板数据对模型进行估计。设立了不同的模型，控制不同的外生变量以达到模拟不同经济环境的目的，有助于全面考察

直接税占比对地方政府支出规模的影响。具体而言，列(1)仅把财政分权和经济发展水平作为控制变量，列(2)在列(1)的基础上加入人口结构这一控制变量，列(3)、列(4)、列(5)依次加入对外开放、产业结构、人口增长的控制变量。具体回归结果如表4所示。

表4 直接税占比对地方政府支出规模的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>direct</i>	-0.381 7 *** (-4.05)	-0.366 7 *** (-3.77)	-0.364 2 *** (-3.66)	-0.435 7 *** (-3.85)	-0.289 5 *** (-2.85)
<i>ratio</i>	3.206 1 ** (2.70)	3.206 9 ** (2.70)	3.189 3 ** (2.64)	4.277 9 *** (3.13)	4.299 6 *** (3.35)
<i>pgdp</i>	0.010 2 *** (5.17)	0.010 4 *** (5.01)	0.010 5 *** (4.79)	0.007 5 ** (2.52)	0.008 4 *** (3.02)
<i>female</i>		-0.080 0 (-0.96)	-0.077 0 (-0.89)	-0.095 1 (-1.08)	-0.012 0 (-0.17)
<i>open</i>			0.002 9 (0.28)	0.004 6 (0.27)	0.020 4 (1.43)
<i>industry</i>				-0.195 6 * (-1.81)	-0.180 8 * (-2.03)
<i>gpop</i>					-0.013 1 *** (-3.99)
<i>_cons</i>	0.110 8 *** (3.09)	0.193 5 ** (2.32)	0.189 3 ** (2.16)	0.283 6 ** (2.69)	0.241 3 *** (2.84)
样本数	630	630	630	630	630
<i>R</i> ²	0.531 4	0.532 5	0.532 5	0.552 2	0.639 4

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

根据以上回归结果直接税占比对地方政府支出规模具有显著的负向影响，从而验证了假设1。列(1)的结果表明，直接税占比的系数在1%的水平上显著为负，说明直接税占税收收入的比重每增加1个单位，地方财政支出占gdp的比重就会减少0.381 7个单位。在列(2)、列(3)、列(4)和列(5)中均在1%的水平上显著为负，这说明以上结论在不断加入更多控制变量的情况下保持稳健。

关于其他控制变量，除对外开放和人口结构外，其他变量均显著。财政分权对地方政府支出规模具有显著的正向影响，表明财政分权扩大了地方政府支出规模，这也证明了“利沃斯基假说”在中国的适用性，

主要原因在于财政分权程度越高，人们会对地方政府提出更多的需求，而政府为了政绩，也会提供更多的公共品，从而提高了财政支出。人均gdp的系数在1%的水平上显著为正，表明地方经济发展会导致地方政府支出规模的扩张，验证了“瓦格纳法则”在中国的适用性。人口增长的系数在1%的水平上显著为负，表明人口增长抑制了地方政府支出规模的扩张，这也说明了随着人口的增加，政府在提供公共商品或者服务时出现了规模经济效应。产业结构的系数显著为负，表明第二产业所占比重越大，越能抑制地方政府支出规模的扩张。

(二) 内生性问题的进一步处理

影响地方政府支出规模的因素众多, 尽管本文回归模型已经加入财政分权、经济发展水平、对外开放、人口增长等主要控制变量, 但仍然可能存在内生性问题对结论的干扰。为了解决解释变量与被解释变量互为因果关系导致的内生性问题, 将地方政府支出规模的滞后一期作为控制变量重新进行回归, 滞后一期的回归结果如表 5 所示。

根据表 5 可知, 将被解释变量地方政府支出规模的滞后一期放入回归模型中重新进行回归后, 模型整体回归结果较好, 计量模型的拟合优度均大于 0.85, 说明上述计量模型的建立比较适当。从列 (1) 到列 (5), 核心解释变量的符号都显著为负, 这表明模型的内生性问题对基准回归结果的稳健性没有产生影响, 基准回归的结果仍然是可靠的。

表 5 被解释变量滞后一期的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>direct</i>	-0.054 7 ** (-2.31)	-0.056 6 ** (-2.47)	-0.071 9 *** (-3.04)	-0.101 0 *** (-3.58)	-0.094 5 *** (-3.33)
<i>L. gov</i>	0.864 6 *** (23.11)	0.865 0 *** (23.35)	0.868 2 *** (24.15)	0.853 1 *** (19.82)	0.838 7 *** (17.11)
<i>ratio</i>	0.960 6 (1.56)	0.958 3 (1.57)	1.067 2 (1.62)	1.562 5 ** (2.06)	1.611 7 ** (2.08)
<i>pgdp</i>	0.000 1 (0.36)	0.000 1 (0.26)	-0.000 6 (-0.99)	-0.001 6 ** (-2.68)	-0.001 3 ** (-2.28)
<i>female</i>		0.010 5 (0.42)	-0.008 3 (-0.39)	-0.016 9 (-0.69)	-0.011 1 (-0.44)
<i>open</i>			-0.019 0 ** (-2.07)	-0.018 3 ** (-2.06)	-0.016 4 * (-1.99)
<i>industry</i>				-0.077 5 *** (-2.99)	-0.077 3 *** (-3.01)
<i>gpop</i>					-0.001 3 (-1.08)
<i>_cons</i>	0.011 7 (0.95)	0.000 8 (0.02)	0.026 2 (0.93)	0.066 0 * (1.85)	0.066 2 * (1.85)
样本数	600	600	600	600	600
R ²	0.894 3	0.894 4	0.895 5	0.898 7	0.899 2

(三) 稳健性检验

1. 更换核心解释变量的衡量方式。

前文介绍了契税和车船税在一定程度上也属于真正的布坎南意义上的直接税, 因此在此将更换核

心解释变量的衡量方式, 将契税、车船税、个人所得税及农业税之和占税收收入的比重作为直接税占比的衡量指标, 进一步对实证结果的稳健性进行检验。

表 6 更换核心解释变量的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>direct1</i>	-0.207 5 ** (-2.10)	-0.177 3 * (-1.74)	-0.174 1 * (-1.72)	-0.245 0 ** (-2.43)	-0.205 1 ** (-2.43)
<i>ratio</i>	4.553 0 *** (4.04)	4.481 8 *** (3.99)	4.249 5 *** (3.64)	5.237 8 *** (3.60)	4.872 9 *** (3.80)
<i>pgdp</i>	0.012 3 *** (5.48)	0.012 5 *** (5.48)	0.013 1 *** (5.54)	0.011 1 *** (3.85)	0.010 7 *** (4.53)
<i>female</i>		-0.149 1 (-1.65)	-0.117 9 (-1.24)	-0.131 6 (-1.35)	-0.019 2 (-0.27)
<i>open</i>			0.024 7 (1.36)	0.029 0 (1.60)	0.037 5 *** (2.92)
<i>industry</i>				-0.159 1 (-1.34)	-0.162 3 * (-1.87)
<i>gpop</i>					-0.014 4 *** (-4.76)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>_cons</i>	0.068 6 ** (2.09)	0.223 4 ** (2.36)	0.186 6 * (1.89)	0.262 3 ** (2.15)	0.226 2 ** (2.58)
样本数	630	630	630	630	630
R^2	0.501 1	0.504 8	0.506 8	0.519 9	0.618 3

更换核心解释变量衡量方式后的回归结果如表 6 所示。由表 6 可知,核心解释变量系数符号仍然显著为负,系数大小也同基准回归结果差异较小,其余控制变量的系数符号和大小也没有发生大的变化,这也表明基准回归结果是稳健的。

2. 更换样本数据。

考虑到直辖市的社会经济状况以及资源禀赋与其他省、自治区差别比较大,因此把北京、天津、重庆、上海这四个直辖市的观测值剔除,对剩余 26 个省的样本观测值进行回归。

剔除直辖市样本数据后的回归结果如表 7 所示。由表 7 可知,上述回归结果中核心解释变量的符号均显著为负。列(5)中,直接税占比的回归系数为-0.270 8,前文更换样本数据前且控制相同变量时的直接税占比回归系数为-0.289 5,二者的影响方向相同,系数大小也大体一致,虽然显著性略有下降,但直接税占比对地方政府支出规模的系数也在 5% 的水平上显著,其余控制变量的情况也基本相同,这再一次证明了本文基准回归结果的稳健性。

表 7 更换样本数据的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>direct</i>	-0.372 3 *** (-3.52)	-0.336 9 *** (-3.01)	-0.335 2 *** (-2.89)	-0.408 7 *** (-3.11)	-0.270 8 ** (-2.33)
<i>ratio</i>	2.589 2 ** (2.23)	2.639 2 ** (2.29)	2.623 7 ** (2.18)	3.687 9 ** (2.66)	4.460 1 *** (4.05)
<i>pgdp</i>	0.012 4 *** (3.89)	0.012 9 *** (3.99)	0.013 0 *** (3.71)	0.009 9 ** (2.34)	0.008 4 ** (2.64)
<i>female</i>		-0.222 2 * (-1.80)	-0.219 3 (-1.61)	-0.224 8 (-1.68)	-0.028 6 (-0.25)
<i>open</i>			0.002 7 (0.09)	0.008 1 (0.28)	0.010 8 (0.47)
<i>industry</i>	-0.201 0 * (-1.78)	-0.175 6 * (-1.83)			
<i>gpop</i>					-0.014 9 *** (-4.37)
<i>_cons</i>	0.125 9 *** (3.42)	0.355 9 *** (3.19)	0.352 4 ** (2.73)	0.435 8 *** (3.25)	0.278 3 ** (2.33)
样本数	546	546	546	546	546
R^2	0.533 6	0.538 4	0.538 4	0.559 1	0.646 3

3. 缩短时间窗口。

2007 年以前,我国只有一般公共预算和政府性基金预算两套账本,2007 年加入了国有资本经营预

算。在本节中,考虑到财政支出统计口径存在差异,缩短时间窗口为 2007 到 2019 年。表 8 所展示的结果表明基准回归仍是稳健的。

表 8 缩短时间窗口的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>direct</i>	-0.766 4 *** (-3.68)	-0.765 6 *** (-3.66)	-0.816 8 *** (-4.32)	-0.910 9 *** (-4.49)	-0.803 0 *** (-4.16)
<i>ratio</i>	3.381 0 ** (2.15)	3.387 6 ** (2.16)	3.3971 ** (2.14)	5.874 7 *** (3.49)	5.994 3 *** (3.80)
<i>pgdp</i>	0.009 7 *** (5.00)	0.009 7 *** (4.88)	0.009 1 *** (3.81)	0.001 2 (0.51)	0.001 4 (0.61)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>female</i>		-0.007 3 (-0.11)	-0.012 9 (-0.19)	-0.040 2 (-0.93)	-0.017 2 (-0.45)
<i>open</i>			-0.017 4 (-0.70)	-0.016 9 (-0.59)	-0.014 6 (-0.54)
<i>indus</i>				-0.375 0*** (-6.13)	-0.348 7*** (-5.72)
<i>gpop</i>					-0.005 0** (-2.74)
<i>_cons</i>	0.133 6*** (3.22)	0.140 9* (1.74)	0.157 3* (1.93)	0.328 4*** (5.50)	0.307 6*** (5.43)
样本数	390	390	390	390	390
R ²	0.384 1	0.384 2	0.385 5	0.521 0	0.532 7

六、异质性分析与机制检验

(一) 异质性分析

1. 分位数回归。

对于地方政府支出规模差别较大的省份，直接税占比对地方政府支出规模的影响可能有所不同。采用分位数回归模型，对不同的地方政府支出规模进行分组，本文就 10%、25%、50%、75%、90% 五个分位

点进行回归，结果如表 9 所示。由表 9 可知，从系数符号来看，直接税占比对地方政府支出规模始终存在显著的负向影响，从系数大小来看，当地方政府支出规模较小时，直接税占比对其影响最小；当地方政府支出规模较大时，直接税占比对其影响最大。大体上，随着地方政府支出规模的上升，直接税占比对其影响程度呈现螺旋上升趋势。

表 9 直接税占比对地方政府支出规模的影响（不同的地方政府支出规模）

	q10	q25	q50	q75	q90
<i>direct</i>	-0.670 7*** (-9.41)	-0.980 7*** (-10.39)	-0.845 0*** (-10.88)	-0.831 0*** (-6.09)	-1.188 2*** (-5.50)
<i>ratio</i>	-1.568 6*** (-6.88)	-1.697 2*** (-5.62)	-2.132 1*** (-8.59)	-2.078 5*** (-4.77)	-2.478 0*** (-3.59)
<i>pgdp</i>	0.003 9*** (3.40)	0.001 3 (0.88)	0.0047*** (3.73)	0.003 9* (1.76)	-0.002 1 (-0.59)
<i>female</i>	0.031 0 (0.37)	0.052 8 (0.48)	-0.074 6 (-0.82)	-0.333 5** (-2.09)	-0.348 4 (-1.38)
<i>open</i>	-0.051 4*** (-6.03)	-0.013 0 (-1.16)	-0.022 3** (-2.40)	-0.013 2 (-0.81)	-0.014 2 (-0.55)
<i>industry</i>	-0.180 5*** (-5.10)	-0.322 4*** (-6.88)	-0.243 2*** (-6.31)	-0.342 6*** (-5.06)	-0.536 2*** (-5.00)
<i>gpop</i>	-0.003 6*** (-3.78)	-0.000 8 (-0.64)	0.004 1*** (3.96)	0.009 1*** (5.08)	0.007 9*** (2.76)
<i>_cons</i>	0.287 7*** (3.11)	0.363 3*** (2.97)	0.465 4*** (4.62)	0.793 9*** (4.49)	1.014 6*** (3.62)
样本数	630	630	630	630	630

2. 分地区回归。

无论是经济发展水平，还是地理、人文等各方面，我国各个地区均有较大差异，这在一定程度上可能也会导致直接税占比对地方政府支出规模的影响不同。本文将各个省份分成东部、西部和中部三个地区，然后对其分别进行回归，以验证对于不同地区直接税占比对地方政府支出规模的影响是否有所不同，

回归结果如表 10 所示。

表 10 直接税占比对地方政府支出规模的影响（不同地区）

	西部地区	中部地区	东部地区
<i>direct</i>	-0.194 2 (-0.59)	-0.158 9*** (-4.61)	-0.562 1** (-2.87)
<i>ratio</i>	8.774 0*** (3.18)	4.724 0* (2.36)	0.898 0 (1.04)

续前表

	西部地区	中部地区	东部地区
<i>pgdp</i>	0.009 4 (1.07)	0.009 4 ** (2.55)	0.004 8 ** (2.71)
<i>female</i>	0.065 4 (0.35)	-0.041 6 (-0.34)	0.032 9 (0.52)
<i>open</i>	-0.103 0 (-0.75)	0.012 2 (0.13)	0.001 5 (0.16)
<i>industry</i>	-0.274 8 (-1.01)	-0.171 0 * (-2.31)	-0.202 1 ** (-2.39)
<i>gpop</i>	-0.015 1 ** (-2.35)	-0.009 4 ** (-3.23)	-0.003 5 (-1.02)
<i>_cons</i>	0.257 8 (0.99)	0.215 7 (1.51)	0.209 6 * (2.14)
样本数	231	168	231
R^2	0.666 8	0.872 0	0.625 3

由表 10 可知, 直接税占比对地方政府支出规模的影响存在区域差异, 验证了假设 3。在西部地区, 直接税占比对地方政府支出结构的影响虽然为负, 但系数并不显著; 在中部地区, 直接税占比对地方政府支出规模有显著的负效应; 而在东部地区, 直接税占比对地方政府支出规模的影响显著且系数绝对值远大于中部地区。

在西部地区, 直接税占比对地方政府支出规模没有显著影响, 主要原因可能在于西部地区本身经济发展水平落后, 而教育、医疗等大部分财政支出又比较刚性, 所以财政支出占地区生产总值的比例很大, 也就是地方政府支出规模很大, 因而直接税占比的上升, 不会对地方政府支出规模产生显著影响。而东、中部地区, 尤其是东部地区, 经济发展较快, 居民收入水平较高, 税负痛感也会比较强烈, 居民在明确自己纳税人的身份后, 会更加监督政府的行为, 避免地方政府支出规模的不合理的无序扩张, 因此在东中部地区直接税占比对地方政府支出规模有显著的抑制作用。

(二) 机制检验

接下来将基于财政幻觉检验直接税占比影响地方政府支出规模的中介作用。借鉴金雪瑶 (2017)^[36]、文娟和沈映春 (2008)^[37]、刘金全等 (2004)^[38] 等的做法, 用政府财政收入占社会商品零售总额来衡量财政幻觉, 通常情况下纳税人不知道其购买的服务和商品中的税负情况, 因此纳税人不可预见的税收成分可以用社会商品零售总额表示, 用政府财政收入度量纳税人可以预见的税收成分, 我国各地区财政收入占社会商品零售总额的比重如表 11 所示。

表 11 1999—2019 年财政收入占社会商品零售总额的比重

年份	东部地区	西部地区	中部地区	全国平均值
1999	22.44%	33.38%	21.89%	26.48%
2000	24.09%	39.58%	23.29%	29.80%
2001	26.78%	40.12%	22.30%	30.53%
2002	28.31%	40.62%	22.88%	31.37%
2003	31.26%	41.28%	25.17%	33.24%
2004	31.44%	44.11%	27.33%	35.05%
2005	32.22%	48.17%	31.61%	38.17%
2006	34.30%	51.22%	34.47%	40.86%
2007	38.13%	57.80%	35.57%	44.91%
2008	37.40%	55.50%	31.93%	42.68%
2009	37.09%	58.73%	30.60%	43.42%
2010	40.54%	65.83%	35.25%	48.64%
2011	40.47%	73.69%	39.45%	52.93%
2012	39.82%	74.80%	34.89%	51.76%
2013	39.67%	72.26%	31.57%	49.71%
2014	37.19%	67.99%	30.05%	46.84%
2015	35.16%	66.83%	28.83%	45.40%
2016	34.05%	61.77%	26.98%	42.54%
2017	33.65%	38.59%	25.04%	32.90%
2018	50.33%	91.38%	33.56%	59.67%
2019	44.96%	38.90%	30.88%	36.68%

由表 11 可知, 1999—2019 年我国各地区财政收入占社会商品零售总额的比重均小于 1, 表明存在纳税人不可预见的税收成分大于其可预见的税收成分。为检验直接税占比是否通过财政幻觉对地方政府支出规模产生影响, 借鉴温忠麟和叶宝娟 (2014)^[39] 等检验中介效应的方法构建方程, 具体设定如式 (1)~式 (3) 所示, 其中式 (1) 也是本文的基准回归模型, 式 (2) 和式 (3) 中 $czhj_{it}$ 为中介变量, 代表财政幻觉。

$$gov_{it} = C_1 + \beta_1 direct_{it} + \sum \alpha_j CV_{it} + \delta_i + \mu_{it} \quad (1)$$

$$czhj_{it} = C_2 + \beta_{11} direct_{it} + \sum \alpha_{1j} CV_{it} + \delta_i + \mu_{it} \quad (2)$$

$$gov_{it} = C_3 + \beta_{12} direct_{it} + \beta_2 czhj_{it} + \sum \alpha_{2j} CV_{it} + \delta_i + \mu_{it} \quad (3)$$

根据中介效应模型的检验程序: 第一步, 对式 (1) 进行回归, 首先分析没有中介变量时, 直接税占比对地方政府支出规模的总效应, 前文已经进行了多次回归, 已经证明了 β_1 是显著的。第二步, 对式 (2) 进行回归, 判断直接税占比对财政幻觉的影响 (β_{11})。第三步, 在式 (3) 中引入中介变量财政幻

觉进行回归, 检验直接税占比对地方政府支出规模的直接效应 (β_{12}) 和通过财政幻觉传导的中介效应 (β_2)。若 β_{11} 与 β_2 均显著, 表明中介效应存在, 在此前提下, 如果 β_{12} 不显著, 表明存在完全中介效应, 若 β_{12} 显著, 表明存在部分中介效应, 中介效应占总效应比重为 $\frac{\beta_{11} \times \beta_2}{\beta_{11} \times \beta_2 + \beta_{12}}$ 。中介效应的回归结果如表 12 所示。

表 12 直接税占比对地方政府支出规模的中介效应分析

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	gov	czhj	gov
direct	-0.289 5 *** (-2.85)	-1.464 3 *** (-3.57)	-0.257 1 ** (-2.52)
czhj			0.071 1 ** (2.39)
控制变量	Y	Y	Y
N	630	592	592
R ²	0.629 4	0.092 4	0.667 1

由表 12 可知, 列 (2) 表明直接税占比对财政幻觉也具有显著的负向影响, 列 (3) 表明, 当直接税占比和财政幻觉共同对地方政府支出规模进行回归时, 财政幻觉显著促进地方政府支出规模, 直接税占比对地方政府支出规模的影响显著为负, 但其系数的绝对值小于基准回归模型中直接税占比系数的绝对值, 且显著程度也不如列 (1) 中基准回归的结果。说明财政幻觉在直接税占比影响地方政府支出规模的过程中的中介效应显著存在, 是直接税占比影响地方政府支出规模的中介变量, 从而验证了假设 2。

七、结论与政策建议

本文使用 1999—2019 年我国大陆 30 个省级行政单位 (不包括西藏) 的面板数据进行实证研究, 发现我国直接税占比的提升会有效抑制地方政府支出的相对规模。在进行了充分的稳健性和内生性问题处理后, 结果仍保持稳健。同时, 随着地方政府支出规模的上升, 直接税占比对其影响呈现上升趋势, 并且直接税占比上升对地方政府支出规模的影响在西部地区不显著, 在东部地区影响程度比中部地区更大。进一步的机制检验发现, 直接税占比的上升通过减少财政幻觉, 进而降低地方政府支出规模。本文的主要创新之处在于: 系统分析了直接税占比影响地方政府支出规模的作用机制及其效果, 丰富和拓展了税制结构与政府支出规模的相关文献, 并对完善我国税制和降低政府支出规模具有现实指导意义。

根据以上研究结论, 为有效抑制地方政府支出规模的扩张, 税制改革应遵循以下原则: 一是“低税率、宽税基”, 低税率将使得纳税人税收负担不至于太高, 也有助于抑制地方政府税收收入从而抑制支出规模的扩张, 而宽税基将产生更多的纳税人, 使得地方政府的支出行为能得到更多公众的关注和监督。二是提高税收和税负的透明度, 让税负的各方承担者清楚和了解自身承担的税负, 从而激励纳税人和负税人更有动力关注和监督政府支出行为, 有助于抑制地方政府支出规模的扩张。这些原则同党中央在十八届三中全会以来在税制改革上的总体思路相符。具体而言, 可以从提高自然人纳税比重、降低流转税税率、流转税价税分离等方面采取措施。

(一) 提高自然人纳税比重

自然人是关注和监督地方政府支出行为的主要群体, 自然人纳税比重的提高, 有利于社会公众更清楚知道自己纳税人的身份和承担的税负, 使越来越多的公民监督政府对税收的征收、监督政府的用税行为, 确保税收真正“取之于民, 用之于民”, 避免政府规模过度扩大。而要提高自然人的纳税比重, 最重要的是提高个人所得税比重, 以及推进财产税体系。

第一, 进一步改革个人所得税制度。一是建议用反列举的方式对个税的征税范围加以规定, 在拓展个人所得税税基的同时, 将更多自然人变为纳税人。二是加快推进以家庭为纳税单位的征收模式, 以促进家庭实际税负公平、加深个税与家庭的密切联系, 使得个人和家庭成员更关注税收。以上两种措施都将提高监督政府支出行为的人群数量和积极性。

第二, 加快开征和构建房产税制度。我国还没有真正意义上的房产税, 然而房产税对于纳税人监督税款使用和政府支出行为具有重要意义。可从以下方面着手: 一是遵循“宽税基、低税率”原则, 将个人住房全部纳入征税范围, 借鉴个税方法, 采取一定的免征面积和累进税制。二是在房产价值评估、房产登记等方面充分与社会协商。三是建立房产税征缴、使用信息公开制度。以上措施将大量房产所有者作为房产税纳税人, 并使房产税纳税人更清楚税款使用情况, 从而将提高监督政府支出行为的人群数量、积极性和监督能力。

第三, 开征和构建遗产税和赠与税体系。遗产税和赠与税不仅对实现共同富裕具有重要作用, 对于公众关注和监督政府支出行为同样至关重要。同样遵循“低税率、宽税基”原则, 对达到一定金额的遗产和

财产赠与进行征税,同时将每年的税款使用方向向社会公开。

(二) 进一步推进结构性减税,降低流转税或间接税比重

由于流转税或间接税的纳税人对税款使用不敏感,而因税负转嫁承担部分税负的负税人对于税负不清楚,因此流转税或间接税难以激励纳税人和相关负税人关注和监督政府支出行为。个人所得税、财产税等直接税税基和税负的上升带来了社会整体的税负上升,为对冲这一后果,实现“低税率低税负”原则,应进一步推进结构性减税,即降低增值税等间接税的税率,并对增值税多档税率进行减并。

(三) 流转税实行价税分离,提升公众的税负认知
尽管提高直接税比重和降低间接税比重是我国税

制改革的重要方向,但是在未来很长一段时间内流转税或间接税仍然会是占主体的税种,在这种情况下,提高流转税或间接税的税负归宿透明度对于激励公众关注地方政府支出行为和提高监督能力具有至关重要的作用。可从以下方面着手:一是全过程实行价税分离,在商品的中间环节(即非最终消费端)明确交易的商品的交易价格和应交税费,并在发票中注明,而在最终消费环节,明确消费者需要为商品所付价格及相应需要缴纳的税收金额。二是分行业、分商品种类,定期公布全社会消费环节或终端环节消费者承担的税负规模。以上两种方式将使得公众清楚自己和社会整体分别承担的流转税税负金额,这将有助于公众关注和监督地方政府支出行为,抑制地方政府支出规模的扩张。

参考文献

- [1] 杨友才,赖敏晖.我国最优政府财政支出规模——基于门槛回归的分析[J].经济科学,2009(2):34-44.
- [2] 张勇,古明明.政府规模究竟该多大?——中国政府规模与经济增长关系的研究[J].中国人民大学学报,2014(6):88-98.
- [3] 朱龙.我国地方政府规模适度化评价问题研究[D].合肥工业大学,2015:29-34.
- [4] 张宽,刘炫泽,石健峰.贸易开放、政府规模与经济增长[J].宏观质量研究,2018(1):55-72.
- [5] 朱光磊,张东波.中国政府官员规模问题研究[J].政治学研究,2003(3):91-99.
- [6] 李村璞,赵守国,何静.我国的政府规模与经济增长:1979—2008——基于非线性STR模型的实证分析[J].经济科学,2010(4):15-26.
- [7] 王伟强.我国地方政府规模是否存在过度扩张?——来自PSTR模型的经验证据[J].云南财经大学学报,2018(11):14-25.
- [8] 潘凤.对外开放、政府规模与经济增长——基于1978—2015年我国省域面板数据的实证分析[J].软科学,2018(4):31-34.
- [9] 徐珺.政治锦标赛视角下中国地方政府规模的收敛特征与最优决定[D].大连:东北财经大学,2019:33-39.
- [10] 卢盛峰.在政府规模膨胀中中国如何损失了效率?[J].华中农业大学学报,2013(2):125-132.
- [11] 石先进,赵惠.地方政府规模对工业企业资本效率的影响研究——基于空间面板模型回归的结果[J].宏观经济研究,2017(7):32-46.
- [12] 李元旭,曾铖.政府规模、技术创新和高质量发展——基于企业家精神的中介作用研究[J].复旦学报(社会科学版),2019(3):155-166.
- [13] 邓雪领,孙宗锋.经济绩效、政府规模与腐败感知差异——基于全国77个地级市的调查[J].中国行政管理,2018(2):101-108.
- [14] 舒心恬.政府规模、经济集聚与城乡收入差距——基于中国地级市数据的经验研究[D].厦门大学,2019:49.
- [15] 马拴友.政府规模与经济增长:兼论中国财政的最优规模[J].世界经济,2000(11):59-64.
- [16] 潘卫杰.对省级地方政府规模影响因素的定量研究[J].公共管理学报,2007(1):33-42.
- [17] 安岗,钱鑫,刘铭.地方政府规模影响因素的经验研究[J].财经问题研究,2015(2):72-77.
- [18] Buchanan B G. The Power to Tax: Analytical Foundations of a Fiscal Constitution [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1980: 197-217.
- [19] 孙群力.地区差异、财政分权与中国地方政府规模[J].财贸经济,2009(7):56-61.
- [20] 王文剑.中国的财政分权与地方政府规模及其结构[J].世界经济文汇,2010(5):105-119.
- [21] 田红宇,祝志勇,覃朝晖,等.财政分权、转移支付与地方政府规模[J].三峡大学学报,2018(3):63-69,86.
- [22] Rodrik D. Why Do More Open Economies Have Bigger Governments? [J]. Journal of Political Economy, 1998, 106(5): 997-1032.
- [23] 潘圆圆.我国地方政府规模的影响因素研究[D].上海:复旦大学,2012:34-49.
- [24] 马雯.贸易开放对政府支出规模的影响研究——基于35个大中城市[D].大连:东北财经大学,2017:25.
- [25] Majid M. The Tax and Petroleum Revenue Effect on Iran's Public Expenditures (1994—2015), Employing Fiscal Illusion Approach [J]. Iranian Economic Review, 2018, 22(3): 833-866.

(下转第56页)

我国基础设施投融资体制机制创新研究

——基于高质量发展视角

The Research on the Innovation of Infrastructure Investment and Financing System:
From the Perspective of High-quality Development

王秀云 王 力 叶其楚

WANG Xiu-yun WANG Li YE Qi-chu

[摘要] 改革开放以来,我国在基础设施建设领域取得了显著成就,工业、农业、城市及各项社会事业的基础设施建设迅猛发展。随着基础设施投融资体制机制改革的不断深化,在基础设施投资建设领域还面临着诸多挑战,如基础设施投资不能满足发展需求、地方政府融资平台风险加剧、社会资本和民间机构参与度下降、基础设施投资领域金融创新严重滞后、基础设施建设投融资波动风险应对机制不完善等。造成这些问题的根本原因是基础设施投资建设领域的体制机制桎梏。为此,应进一步深化我国基础设施投融资体制机制改革创新,超前规划基础设施投资建设的顶层设计,优化创新基础设施建设的投资渠道和运营模式,积极推动基础设施投资建设的金融创新,为社会资本参与基础设施投资创造优良环境,加快完善基础设施建设投融资风险应对机制。

[关键词] 高质量发展 基础设施投资 债务风险 融资创新

[中图分类号] F294 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 12-0025-09

Abstract: Since the reform and opening up, China has made remarkable achievements in the field of infrastructure construction. The infrastructure construction of industry, agriculture, cities and various social undertakings has developed rapidly. With the continuous deepening of the reform of infrastructure investment and financing system, infrastructure investment and construction face many challenges, such as infrastructure investment fails to meet development needs, the risk of local government financing platforms is increasing, the participation of social capital and non-governmental institutions is declining, the financial innovation in infrastructure investment lags behind, and the mechanism to deal with the risk of fluctuation in investment and financing of infrastructure construction is immature. The root cause of these problems is the institutional shackles of infrastructure investment and construction. Therefore, it is advisable to study further deepen the reform of the mechanism of infrastructure investment and financing system in our country, advance the planning investment in infrastructure construction of the top-level design, optimize the investment channels and operation modes of the infrastructure construction, actively promote financial innovation of the investment in infrastructure construction, create good environment for social capital to participate in infrastructure investment, improve the mechanism for responding to risks in investment and financing for infrastructure development.

Key words: High-quality development Infrastructure investment Debt risk Financing innovation

[收稿日期] 2021-07-14

[作者简介] 王秀云,女,1970年6月生,中国社会科学院大学副教授,研究方向为基础设施建设与投融资领域;王力,男,1959年9月生,中国社会科学院金融研究所研究员,研究方向为区域金融和资本市场领域研究;叶其楚,女,1993年9月生,中国社会科学院大学硕士研究生,研究方向为区域经济。本文通讯作者为王秀云,联系方式为 wangxiuy@126.com。

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

基础设施是一国经济和社会发展的基础,基础设施投资是拉动需求、保证经济增长的主要动力。我国改革开放40多年的经验证明,基础设施在促进人民生活水平提高、推动环境改善、促进产业结构调整、优化供给结构等方面做出了重要贡献。随着我国经济由高速增长向高质量发展转变,相应地对基础设施投资建设也提出了更高的要求。一方面,传统基础设施建设存在短板,难以满足新形势下居民对生产生活的需要,且旧有投融资模式、体制机制与新时代背景下人民对美好生活向往的需要不相适应,甚至会制约基础设施建设的高质量发展;另一方面,随着新一轮科技革命和产业变革的到来,以技术创新为特征的新型基础设施建设提上议事日程,逐渐成为经济发展的新动能和投资的新增长点,而且新型基础设施依托5G、人工智能、大数据、工业互联网等将会给人民的生产生活带来更多的便利,提供更好的公共服务。因此,在新时代背景下,需要认真研究基础设施领域存在的问题、面临的挑战,以及如何改进和创新旧有的投融资机制体制,以促进基础设施建设的高质量发展。

二、高质量发展与基础设施建设的内在关系

基础设施是一种基础性产业,是工业化和城市化的重要支撑。基础设施建设不仅有利于经济增长、拉动投资、促进产业升级、形成新动能,也有利于居民福利水平的提高、缩小地区差距、消除贫困、增强社会可持续发展力。这恰好契合了高质量发展的内在要求,即满足人民日益增长的美好生活需要,建设高品质的生活,最终实现全体人民的共同富裕。因此,基础设施建设与高质量发展互为依托,相互促进,相辅相成。

(一) 高质量发展与高质量基础设施的内涵

探讨基础设施与高质量发展的关系,首先应该明晰高质量基础设施的内涵,这一概念并没有准确的定义,我们可以结合高质量发展的内涵进行探讨。所谓高质量发展,就是以满足人民日益增长的对美好生活需要为基础,能够充分体现公平、高效、可持续的发展,其内容不只是经济质量和效率的提升,也包括政治、经济、社会以及生态等全方位的协调发展,是用较少的资源消耗换取较大的社会福利。

基于高质量发展的内涵,高质量基础设施应该通过构建高效、均衡、普惠、可持续发展的现代基础设

施体系来更好地为国家的经济建设服务,以满足人民的物质文化生活需要。正如习近平总书记在2019年“一带一路”国际合作高峰论坛开幕式上所指出的,高质量发展的基础设施,即:“质量高、可持续、抗风险、价格合理、包容可及”(张湘,2019^[1])。这一阐释概括出基础设施投资建设不仅要高质量高标准,还要可持续发展,既要考虑经济效率,也要考虑社会效益、环境效益,还要兼顾抗自然灾害风险的能力,同时还要价格合理、包容可及、广泛受益。因此,围绕当前我国经济社会发展目标,结合供给侧结构性改革及高质量发展理念,我们可以把高质量基础设施概括为:以人民满意为宗旨,以提质增效、绿色安全、改革创新为着力点,在兼顾存量和增量、统筹传统和新型基础设施的基础上,建设高质量、可持续、包容性和抗风险能力的现代化基础设施体系。

(二) 基础设施与经济高质量发展的相互关系

关于基础设施与经济发展之间的相互关系,特别是基础设施建设对经济发展的作用,中外学术界有不少研究成果,研究结论也见仁见智。如Henderson(2002)^[2]认为良好的基础设施投资有利于城镇化水平的提高,降低城市贫困人口数量,确保在城镇化膨胀的环境下实现经济、社会和环境的可持续发展。林毅夫和刘志强(2000)^[3]认为农村基础设施建设可以有效推动农村经济发展,减少农村贫困人口,同时也是解决三农问题的有效途径。Demurger(2021)^[4]通过研究发现,基础设施能将各区域的经济活动连成一体,有助于各地区之间优势互补,从而提高经济效率。基础设施的发展有利于缓解日益扩大的地区差距,基础设施水平的提高对于帮助内陆地区接受沿海地区的辐射有特别重要的意义。此外,Brenneman和Kerf(2002)^[5]通过研究证实,基础设施质量的提高可以使居民的受教育水平及健康状况得到明显改善,有利于经济的健康持续发展。以上研究成果充分证实了基础设施投资建设可以提高城镇化水平,缩小地区差距,减少贫困,进而促进地区经济发展。

目前,关于基础设施建设与经济高质量发展的相关研究成果还不多,只有少量文献涉及此方面内容。如向国成等(2018)^[6]指出,在技术分工水平较低的地区,应该加大对基础设施的投入,以改善基础设施条件。这不仅可以提高技术交易效率,而且可以提升经济质量效率。胡海峰等(2018)^[7]认为,保持适量水平的基础设施投资不仅是维持我国经济增长的重要

举措,而且是我国经济增长由投资驱动转向创新驱动的有效推动力。艾小青和张雪薇(2019)^[8]通过研究发现,交通基础设施通过规模经济效应和要素整合效应增强生产性服务业的增长动力,成为影响区域经济发展高质量发展的关键。

(三) 基础设施建设与经济高质量发展的内在逻辑

首先,从需求角度看,基础设施的投资建设是经济社会发展的必然要求。目前,我国正处在工业化和城镇化的加速发展期,处于总体小康向全面小康的转变期,2020年,我国的城镇化率已经超过60%,据统计我国的城镇化率以每年一个多百分点的速度在提升。这对我国的基础设施建设无论在规模上,还是类型、水平上都提出了更高的要求,而且未来随着我国经济社会不断发展,科技水平不断进步,产业结构转型升级,人民生活品质不断提高,基础设施投资建设也将朝着多元化、个性化、人文性、以人为本的高质量需求转变。其次,从供给角度看,基础设施高质量发展的实质是通过完善和优化基础设施供给结构,消除无效供给,增强有效供给;通过优化资源要素配置,提升全要素生产率,不断增强基础设施的创新力、竞争力以及对经济增长的驱动力,最终实现经济的更高质量、更富效率、更加公平、更可持续的发展。因此,无论从供给侧还是需求侧来看,基础设施投资建设的最终落脚点都是为了更好地满足经济发展的需要,满足社会公平建设的需要,满足生态环境改善的需要,这恰好与当前我国高质量发展的目标任务相吻合,即都是为了满足人民日益增长的美好生活需要,最终实现全体人民的共同富裕。

三、基于高质量发展的基础设施投融资改革创新

改革开放以来,我国交通、能源等传统基础设施对经济的快速发展发挥着举足轻重的作用。我国经济发展步入新时代,对基础设施的投资建设也提出了新的要求。2018年年底,党中央提出“六稳”的工作目标,指出在新的发展阶段我国需进一步实现稳投资战略,以确保经济持续健康发展。2020年年初,新冠疫情肆虐全球,世界经济严重下滑,我国亦不例外,在此背景下投资基础设施,特别是新型基础设施建设备受关注。可以肯定判断的是当前及未来一段时期内,我国的基础设施建设仍会有较大的市场空间和需求潜力,一方面是对传统基础设施及公共服务设施的补短板和转型升级,另一方面是加快推进新型基础

设施建设的要求,二者都需要充足的投资助力。

(一) 与人民美好生活相关的基础设施“短板”

十九大报告指出我国社会的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾。当前我国基础设施领域的不平衡不充分现象比较突出,表现在交通、物流、能源、水利、市政等传统基础设施还存在许多短板和不足,比如,国内轨道交通较为发达的地方还只局限在少数的一二线城市,而对那些快速崛起的新兴大城市,特别是中西部地区的大城市,现有公共交通体系远不能满足城市快速发展的要求。又如,随着广大农村居民收入及生活水平的提高,农村现有的公路、水利、交通物流、污水和垃圾处理、养老以及教育等基本公共服务设施越来越难以满足居民生产生活的需要(王俊岭,2019^[9])。再如,2020年的新冠疫情也暴露出我国在医疗设施、公共卫生等领域的短板,即便是在武汉这样人口密集的特大城市,医疗资源配置和公共应急能力仍显不足(贺斌,2020^[10])。这说明当前我国的基础设施供给在区域间、城乡间乃至城市间还存在着明显发展不平衡、供给不充分现象,基础设施在整体质量、综合效能和服务水平上还有待进一步完善提升。

(二) 关乎国家长远发展的新型基础设施建设

2020年《政府工作报告》提出要“加强新型基础设施建设”,特别是在应对疫情影响和推动经济恢复增长的背景下,新型基础设施建备受社会关注。新型基础设施有别于传统基础设施,二者的差异主要体现在建设内容上,传统基础设施主要指以“铁公机”为代表的公路、铁路、机场、码头、管网、能源水力、市政等基础设施。而新型基础设施则被定义为具有技术前瞻性的基础设施,包括5G基站建设、特高压、新能源汽车充电桩、城际高速铁路和城际轨道交通、大数据中心、人工智能、工业互联网等领域(邹蕴涵,2020^[11])。应该说新型基础设施是传统基础设施的信息化、数字化、智能化和绿色化的升级,也是新一轮科技革命和产业变革催生的基础设施投资新的增长点(李先军,2020^[12]),加大这些领域的投资不仅可以提高传统基础设施的质量和效率,还可以推动智能交通、智能物流、智能电网、智慧城市等的发展,满足生产者和消费者的智能化、个性化需求,而且背后更有庞大的新兴产业集群与之相关联,如,智能制造、物联网、车联网、智能驾驶、无人配送等。因此,推动新型基础设施建设有利于改造提升传

统产业,培育壮大新兴产业,促进经济转型升级和高质量发展(吴文化和向爱兵,2020^[13])。

(三)以新型基础设施投资为牵引的基础设施转型升级

促进高质量发展,需要统筹好传统与新型基础设施的关系,做好二者间的综合平衡与衔接协调。需要对传统基础设施与新型基础设施的资源进行整合,以利于彼此资源共享、设施共建、空间共用,充分提升资源要素的配置效率。这其中要以新型基础设施为牵引,加速推动传统基础设施数字化、智能化、绿色化的改造和升级。

建设新型基础设施与发展传统基础设施并不矛盾。推进新型基础设施建设并不等于弱化传统基础设施,传统基础设施在未来较长一个时期内仍将对国民经济发挥重要作用。特别是在财力物力、资源环境受限的情况下,两者需要共同分享年度投资规模和资源环境容量。无论是当下还是未来,统筹兼顾好传统与新型基础设施的建设重点、时间顺序、短板领域、存量升级、增量创新以及对土地、资金、人力等资源要素的配置能力都是十分重要的。因此,在新一轮的基础设施投资中,无论是以新型基础设施改造提升传统基础设施,还是在传统基础设施的基础上搭建新型基础设施,都应该新旧并重,双擎驱动,协同发展。

(四)市场化投融资体制机制创新

推动基础设施实现高质量发展,应不断深化基础设施的市场化改革,进行投融资体制机制创新。一是在资金来源方面应不断创新融资渠道,基础设施建设资金不再仅依靠政府财政资金,可以更多依靠市场化的融资方式,比如证券融资、信托融资及外资等渠道。二是政府应转变职能找准定位,变直接干预为宏观调控,变行政监管为主要依靠经济手段和法律手段。当然也要保留政府对市场的制约机制,如政府对基础设施的发展规划,对投资决策的最终干预,对市场准入和价格的有效监管等。三是打破垄断,引入竞争。目前基础设施投资建设中国有资本垄断的产权结构仍未打破,特别是一些经营性竞争行业。而有些领域,如管网经营还存在着不允许社会资本进入的现象,这极大地影响了基础设施的投资效率。因此,应改变过去引进竞争机制只在少数环节的简单做法,而应在基础设施投融资所有可竞争的环节引入竞争机制。

四、当前我国基础设施投融资面临的突出问题

虽然我国基础设施建设取得了举世瞩目的成

绩,投融资体制改革也有重大进展,但随着改革的深入,实践中也暴露出各种问题。这些问题从不同层面反映出来,既有政府部门,也有公共部门,还包括私营部门,而且在实践中可能还会出现更多的问题,本文通过研究梳理认为这些问题主要表现在以下方面:

(一)基础设施投资增速下滑

近年来,我国基础设施投资保持着比较快的增长速度,增速一直保持在10%以上,但自2013年以来,基础设施投资同比增长却呈下降趋势,特别是2018年,投资增速更是出现了断崖式下跌,全年增速仅为3.8%,明显低于固定资产投资增速(如图1所示),比2017年下降了15.2个百分点,这个增速不仅创下了2000年以来基建投资增速的最低水平,也远低于2018年9.7%的GDP名义增速,剔除价格因素,2018年基建投资的实际增速已接近零增长(石锦建和刘康一,2019^[14]),部分地区和行业甚至出现负增长。2019年的情况也不乐观,根据国家统计局数据,2019年全国固定资产投资增速仅为5.4%(贺斌,2020^[10])。与之相应,基建增速和经济增速也连续下滑,2019年我国基础设施投资维持在3.8%的增速。2020年由于受到疫情影响,全国固定资产投资增长2.9%,基础设施投资增长更是降到了0.9%的历史新低。

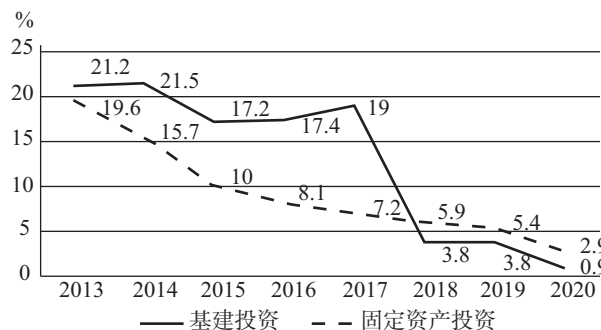


图1 2013—2020年我国固定资产投资与基建投资增速

资料来源: Wind 数据库。

造成近年基础设施投资增速下降的原因是多方面的,其中政府政策的收紧、政府预算资金下降以及融资环境不佳是主要原因。政府政策方面,为了防范地方债务风险,中央连续出台多份文件(具体文件见表1)规范地方政府投资举债行为。政策的施行虽然有助于政府控制风险,但在一定程度上却限制了地方基础设施的发展。

表1 国家层面加强地方政府投资举债管理的相关政策

文件名称	相关要求
《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发〔2014〕43号文）	提出加快建立规范的地方政府举债融资体制
《国务院关于深化预算管理制度改革的决定》（国发〔2014〕45号文）	限定了政府举债资金只能用于公益性资本支出和适度归还存量债务
《2015年地方政府一般债券预算管理办法》（财预〔2015〕47号文）	进一步规范地方政府一般债券的财务管理和预算管理
《2015年地方政府专项债券预算管理办法》（财预〔2015〕32号文）	进一步规范地方政府专项债券的财务管理和预算管理
《关于进一步规范地方政府举债融资行为的通知》（财预〔2017〕50号文）	限定其在国务院批准的限额内发行地方债券
《关于坚决制止地方政府以政府购买服务名义违法违规融资的通知》	严禁以政府购买服务名义违法违规举债
《关于规范金融企业对地方政府和国有企业投融资行为有关问题的通知》（财金〔2018〕23号文）	升级对地方政府和国有企业投融资行为的监管

资料来源：根据公开资料整理。

在资金预算方面，政府通过增加赤字率和地方专项债务额度等方式为基础设施建设提供的资金抵不过由于监管新规导致的资金缺口，从而导致了政府预算资金供给能力下降。例如，2010—2019年城市公用设施建设固定资产投资总额持续上升（见表2），但中央和地方财政拨款所占投资总额的比例却逐年下

降，尤其是地方财政拨款额度占比呈现出明显下降的趋势（见图2）。此外，目前由于我国地区间经济能力差异大，地方政府责任与财权不对等，使得基建投资资金得不到充分的保障，从而导致基础设施投资计划难以完成。

表2 2010—2019年城市公用设施建设固定资产投资资金来源

单位：亿

年份	中央财政拨款	地方财政拨款	国内贷款	债券	利用外资	自筹资金	其他资金	总计
2010	206	4 466	4 616	49	114	3 059	1 125	13 634
2011	166	4 556	3 993	112	100	3 479	1 104	13 509
2012	171	4 447	4 367	27	151	3 741	1 766	14 669
2013	148	3 573	4 218	42	62	4 714	2 378	15 135
2014	102	4 135	4 383	96	42	4 295	2 047	15 100
2015	202	4 406	3 986	189	47	4 258	2 187	15 276
2016	119	5 184	4 339	133	35	3 964	2 603	16 376
2017	290	5 466	4 987	163	29	4 998	2 312	18 245
2018	255	4 552	4 509	117	47	5 105	3 253	17 839
2019	413	5 457	5 039	392	50	4 707	2 813	18 871

资料来源：Wind 数据库。

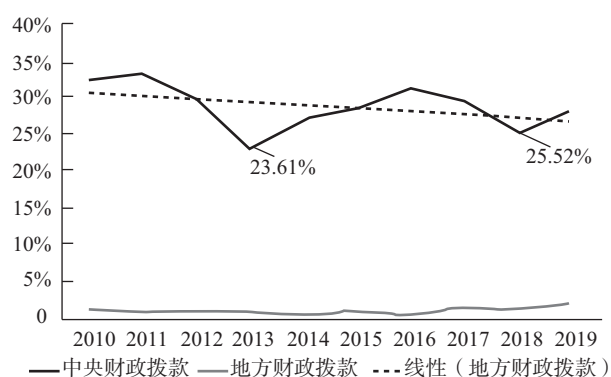


图2 2010—2019年城市公用设施建设固定资产投资中央和地方财政拨款

资料来源：Wind 数据库。

（二）地方政府融资平台债务风险增大

第一，伴随着2014年修订的预算法和《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》以及财政部于2017年出台的《关于进一步规范地方政府举债融资行为的规定》等系列文件的实施，地方政府举债融资行为得到进一步规范，但地方政府债务风险依然存在，特别是地方政府融资平台债务有明显增大趋势。首先，地方政府债及城投债的发行规模及发行数量呈总体上升趋势，根据wind数据库，2014年地方政府债发行金额仅为4 000亿，发行数量为43只，城投债发行金额16 673.1亿，发行数量为1 608只。

由图3可见,2015年地方政府债发行金额为38 350.62亿元,较2014年提升了9.6倍;发行数量为1 035只,是2014年的24倍之多。在此之后,地方政府债与城投债都呈现出整体上升的趋势。

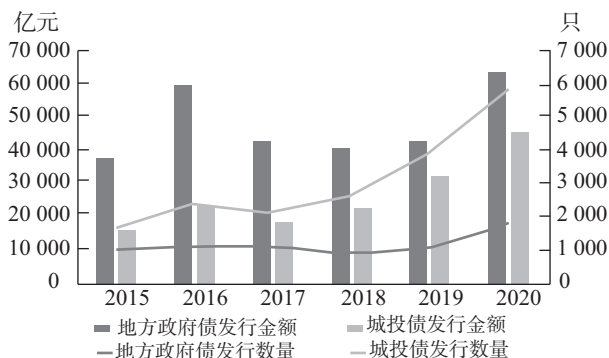


图3 2015—2020年地方政府债和城投债发行情况

资料来源: Wind 数据库。

第二,经过多年的大规模基础设施投资,地方政府及融资平台积累了较大规模的存量债务。根据IMF测算,2019年地方政府显性债务规模为21.31万亿,隐性债务为42.17万亿,隐性债务规模几乎达到显性债务的两倍。如果加上显性债务,2019年地方政府负债率高达247%。国内一些学者也对地方政府的隐性债务进行了估算,估算的结果大致在30万亿~50万亿元之间。另据中金公司资料显示,2019年年底,我国省、市、县级地方政府投融资平台连带带息负债合计超过了30万亿元,而2008年我国各类型的地方政府投融资平台的存量债务仅为1万亿元。在11年的时间里,地方政府投融资平台的债务增加了近30倍。从内部构成看,各统计口径下融资平台相关债务均超过隐性债务的八成,而且融资平台是地方政府债务最大的举债主体,占比达45.76%,政府部门和机构作为举债主体的比重为32.13%,经费补助事业单位作为举债主体的比重为10.32%,国有独资或控股企业作为举债主体的比重为9.44% (徐烁,2020^[15]) (见图4)。

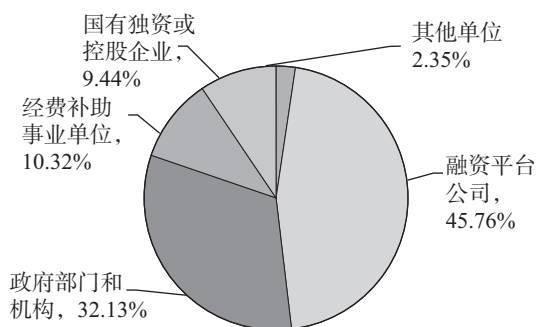


图4 2019年全国地方政府举债主体结构

资料来源: 财政部 Choice 前瞻产业研究院整理。

第三,地方政府融资平台债务上升较快。从企业部门负债扩张速度来看,根据Wind数据库统计的城投债发行主体所公布的资产负债表显示,2014—2018年的五年中,地方政府融资平台企业与其他非金融企业的资产负债表中债务上升最快、投资回报最差、偿债能力最差的部门也是地方融资平台 (程明达和祁秦,2019^[16]),图5显示出其负债增长速度已远超出除房地产企业外的其他非金融企业。

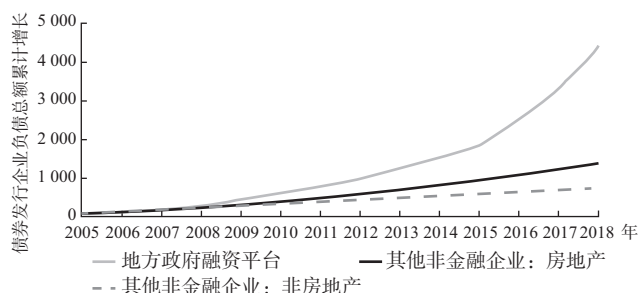


图5 地方政府融资平台与其他非金融企业负债增长情况

注: 2005年为100。

资料来源: Wind 数据库。

由此可见,地方政府及融资平台面临较大的债务存量和偿债压力,这不仅增加了财政支出负担,而且制约了未来地方政府的举债融资空间。

(三) 民间资本参与基础设施建设的积极性不高

随着我国基础设施投融资体制改革的推进,政府与社会资本合作模式取得了重大进展,但近几年社会资本尤其是民间资本投资基础设施建设的积极性不高。根据国家统计局公布的分行业数据显示,2017年我国民间投资占全部固定资产投资的比重为60.4%。其中,制造业占87.2%、农业占76.0%、文体娱乐业占57.3%;但在水电燃气、交运邮政仓储业、水利环保公用事业3大基础设施领域中仅分别占38.2%、20.3%、22.6% (陈果静,2020^[17]),明显低于其他行业。2019年我国民间固定资产投资增长4.7%,同比下降4个百分点,民间投资占比也从几年前的60%以上降至现在的56.4%。2020年民间固定资产投资289 264亿元,增长仅为1.0%。民间资本投资基础设施积极性不高主要是因为,一方面,基建领域民间投资依然存在较高准入门槛,由于基础设施领域存在投资回报周期长、资金需求大、有自然垄断属性,所以,多数注重短期利益或投资能力不强的民间资本不愿或不具备进入条件。另一方面,国家和金融机构对民营经济的支持力度不够,商业银行通常认为民营企业信用度不高、抵押担保不足、信息披

露机制不健全而对其实行信贷配给。另外,有些地方在选择合作伙伴时也不能“一视同仁”,重国企、轻民企现象较为严重,这些因素直接影响了民间资本参与基础设施投资建设的积极性。

(四) 基础设施投资领域金融创新严重滞后

目前,我国正处于金融创新的高峰期,金融产品创新、金融服务创新、多层次资本市场建设得到快速发展,但值得注意的是金融创新在基础设施领域的应用却明显不足。基础设施建设不同于一般项目建设,需要有庞大的资金支持,需要不同投资主体间的合作,更需要合理的融资模式设计,这里融资模式设计的实质就是安排不同资产回报要求和不同风险承担能力的资金到同一项目中,这一过程如果与金融创新相结合,则可以更有经济效率(黄子恒,2018^[18])。但从我国的实际情况来看,基础设施资金主要来源于地方财政、银行贷款和自筹资金(见图6),也就是说主要依靠间接融资,直接融资所占比例较少,尚未形成由债券市场、股票市场以及基金市场构成的规范完整的融资体系,融资渠道远不能满足基础设施建设对资金的需求。因此,在当前存在基础设施建设资金缺口的前提下,迫切需要在基础设施领域进行金融创新。

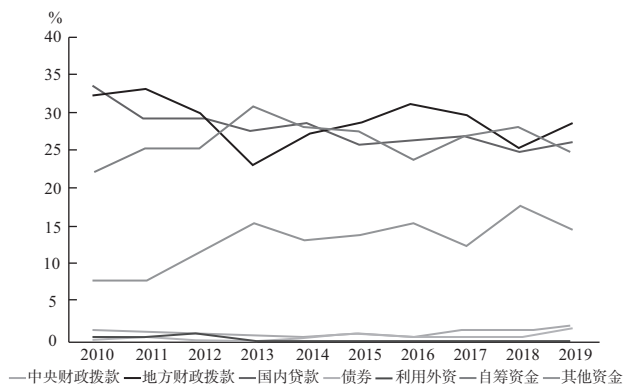


图6 2010—2019年城市公用设施
建设固定资产投资资金结构

资料来源: Wind 数据库。

(五) 基础设施建设投融资波动应对机制不完善

相较于其他投融资领域,政府在基础设施投资占据主导地位,当经济体遭遇经济下行压力时,政策倾向于加大对基础设施建设投融资从而推动经济逆周期发展。但是基础设施投资容易受到外部环境或宏观政策变化等方面的影响,从而引起基础设施投资完成额的波动。由图7可以看出,基础设施投资完成额与固定资产投资完成额累计同比趋势大致相同,但是基础设施投资完成额相较固定资产投资完成额则有较强的波动,导致波动的原因主要来自外部宏观环境、政策

变化以及资金结构变化的影响。

首先,基础设施建设投资完成额在受到经济危机冲击之后会形成明显的“下降—反弹”趋势。比如,在2008年全球金融危机的影响下从2007年的16.20%跌至3.56%,然后在2009年升至50.77%的高点;2020年新冠疫情引发的全球经济“大停摆”的冲击下跌至近十年历史最低点-26.86%,然后在2021年升至34.95%(见图7)。其次,基础设施投资完成额的波动还会受政策变化的影响。比如,2018年的基础设施投资完成额累计同比降至0.26%的主要原因在于《关于规范金融企业对地方政府和国有企业投融资行为有关问题的通知(财金〔2018〕23号文)》以“穿透原则”对基础设施建设资金的来源进行审查,从而防范地方政府债务风险,因此,相关政策会引起投资完成额的变化波动。另外,资金结构的变化使得非必要的基础设施建设支出被削减也会引起基础设施投资的波动。基础设施投资的资金来源结构在最近十几年内发生了显著的变化,国内贷款占比持续下降,自筹资金的占比持续提升且位居首要地位,国家预算内资金占比上升,地方政府预算内资金的重要性稳步提升(余永定和郑联盛,2020^[19])。因此,在高质量发展要求下,需要逐步建立完善的基础设施建设投融资波动的应对机制,使得基础设施建设能够托底经济增长,从而助力政府完成宏观调控目标。

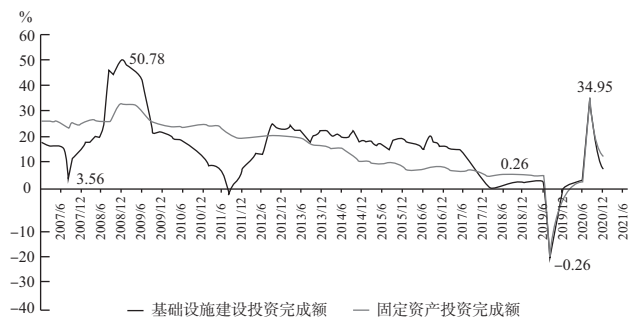


图7 2007—2021年基础设施
建设和固定资产投资完成额

资料来源: Wind 数据库。

五、推动我国基础设施实现高质量发展的政策建议

(一) 继续优化基础设施建设的投融资运营模式

目前,我国基础设施投资建设仍以地方融资平台和银行信贷等间接融资渠道为主,融资结构单一,政府负债严重。加之政府预算资金供给能力下降,对地方政府融资平台的限制增加等因素的影响,基础设施投资增长呈持续下滑趋势,这不利于基础设施的可持续

续发展和高质量发展。因此,应尽快改变基础设施投融资现状,优化基础设施建设的投融资渠道和创新投融资运营模式。

首先,可采用资本市场直接融资、民间投资、混合融资、基础设施建设基金筹募、公私合营模式、融资租赁模式等多种模式为基础设施建设筹集资金(马荣等,2019^[20])。其次,推动银行支持企业开展基础设施建设融资需求,探索定向降低基建领域存款准备金率和利率,发挥政策性银行作用,降低基建项目融资成本(李璐,2020^[21])。再次,坚持公开透明原则,通过公开招标选择投资主体,保证各方资本实现公平竞争,调动民营资本及外资参与基础设施建设的积极性,改变基础设施建设资金不足和投资资金不到位的现状。此外,规范政府和企业的投融资行为,积极探索基础设施建设可持续发展模式,在地区间开展运营模式试验并形成可参照的经验总结,不断改善升级并尝试推广。

(二) 超前规划基础设施投融资建设的顶层设计

目前,我国很多地方都不同程度地出现了政府债务风险,且呈不断上升趋势,其中一个非常重要的原因是一些地方政府进行项目建设不考虑当地实际情况,不考虑地方经济社会发展的实际需要,盲目求大求快,没有对项目规模、建设内容、投融资方案等进行认真分析和严谨论证,只关注项目如何尽快落地,项目方案缺乏可行性,决策质量不高(武文卿,2018^[22]),这直接影响了项目的可融资性,也增加了地方政府的债务风险。此外,地方政府与融资平台之间复杂的关系,也导致地方政府借助融资平台实行“明股实债”的融资模式,这不仅加大了监管审查的难度,还会形成隐性债务并增加金融市场系统性风险。因此,应从战略高度做好顶层规划设计,理清地方政府与融资平台的关系,推动地方政府的征信建设。

首先,地方政府融资平台应健全内部信用体系,积极引入央企、大型国企、省级平台公司等优质投资主体提升整体信用等级,整合优质资源和经营性资产以实现业务盈利,加快构建非标融资发展长效机制(刘立峰,2020^[23])。其次,政府应加强对融资平台的风险管控,以事先所出的资金和资产为责任限度,防止政府隐性债务过快增长。再次,监管机构出台相关政策界定地方政府与融资平台的关系,明确融资平台的责任、控制融资规模、防范金融风险。此外,金融机构应规范对融资平台的信贷支持,提升对基础设施建设项目风险识别、风险评估能力,提供有力有

效的金融支持。

(三) 为社会资本参与基础设施投融资创造优良环境

众所周知,基础设施建设具有投资规模大、建设周期长、社会效益大,但财务回报率偏低等特点。针对基础设施的这些特点要有针对性地制定指导政策,积极引导社会各方力量支持基础设施建设,特别是要吸引民间资本的力量。完善政府与社会资本合作的政策法规,合理设计投资回报机制,确保项目与公共利益相协调。从市场和技术层面引导民间资本进入“新基建”项目的融资渠道,改变以政府和国有资本为主参与基础设施建设的格局,让更多的企业成为建设的主体。

引导民间资本参与基础设施建设应从以下方面入手:一是加快落实现已出台的各项促进民间资本投资的政策、细化配套措施、持续激发民间资本参与基础设施投资的积极性。二是实施市场准入负面清单制度,不设置与项目投融资、建设、运营无关的准入条件,消除民间资本参与基础设施和公用事业领域投资的市场壁垒和隐性壁垒(任泽平等,2020^[24]),使各类市场主体都能平等地享有市场准入条件和待遇。三是政府要强化服务功能和加大政策的扶持力度。一方面应继续推进“放管服”改革,不断优化项目投资的流程,提高项目投资参与的便利化程度,配置必要的优质资源,以降低民间资本参与基础设施及公共服务建设项目的交易成本。另一方面,应对社会资本给予税收优惠和补贴,增强基础设施项目的社会吸引力,让社会投资活力得以释放。四是营造公平竞争的投融资环境,给予民营企业参与基础设施项目一视同仁的营商环境。

(四) 积极推动基础设施投资建设的金融创新

基础设施投资建设既需要强大的内生动力,也要有良好的发展环境,更离不开重点领域和关键环节的改革。当前,在防范金融风险的前提下,应不断推动改革创新,特别是基础设施领域的金融创新,以促进基础设施持续健康发展。

一是探索基础设施领域“PPP+REITs”的融资新模式。在基础设施领域推出REITs,不仅是政府与社会资本合作模式的创新,也是解决PPP项目融资难、提高项目落地率的重要举措。由于基础设施领域不动产投资信托基金具有流动性较高、收益相对稳定、风险明确、容易把握等特点,因此,可考虑将REITs与PPP有机结合起来,一方面可以将缺乏流动性的存量资产盘活,另一方面也可以激发社会资本

参与基础设施建设的积极性。二是可以考虑扩大债券融资规模,创新债券品种,充分发挥地方专项债、企业债、中期票据、中小企业集合债券、中小企业私募债等融资工具对基础设施的支持(杨萍和杜月,2020^[25])。三是完善银行与企业的对接机制,支持设立以未来收益权或知识产权为抵押的金融产品,实行与项目建设周期及收益期相匹配的信贷期限,为基础设施建设“量身定制”精准信贷扶持。四是鼓励银行、保险等金融机构对基础设施融资提供配套支持,规范发展基础设施投资基金,加快推进市场化融资增新手段,努力提升项目的融资能力。

(五) 加快完善基础设施建设投融资的风险应对机制

由于基础设施投资极易受到外部环境、政策变化及资金结构等因素影响而发生投资波动,这不仅不利于基础设施的高质量发展,还会影响投融资主体对市

场的信心,甚至会对经济增长产生负面影响。特别是当前受疫情影响,国际国内宏观环境日趋复杂,经济发展面临较大下行压力的背景下,亟需加强研究基础设施投融资波动的应对机制,提升基础设施投资效益和投资决策管理水平,以缓解经济的下行压力。

一是加强应对宏观环境冲击的抗风险能力,结合互联网大数据技术建立基建投融资波动预测与分析系统,增强风险识别机制,对外部经济波动进行预测与提前防范。二是在投融资模式机制设计中适当考虑政策变化因素,探索不同行业的基础设施项目风险评估分析方法,构建激励相容的合约安排和科学合理的风险分担机制。三是优化基础设施建设投融资的资金结构,减轻政府的债务负担,提升基础设施质量,推动经济高质量发展。此外,加强对基建投融资风险应对机制的人才培育,推动跨学科联合的基础理论研究,加快构建我国基建投融资发展的人才梯队和理论分析框架。

参考文献

- [1] 张湘. 高质量、可持续基础设施助力“一带一路”新发展[J]. 可持续发展经济导刊, 2019(10): 45.
- [2] Henderson V. Urbanization in Developing Countries [J]. World Bank Research Observer, 2002, 17(1): 89-112.
- [3] 林毅夫, 刘志强. 中国的财政分权与经济增长[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版) 2000(4): 5-17.
- [4] Demurger S. Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China? [J]. Journal of Comparative Economics, 2001, 29(1): 95-117.
- [5] Brennen A, Kerf M. Infrastructure and Poverty Linkages: A Literature Review [M]. Mimeograph, Washington, D. C. World Bank, 2002.
- [6] 向国成, 邝劲松, 文泽宇. 研发投入提升经济发展质量的分工门槛效应研究[J]. 世界经济文汇, 2018(4): 84-100.
- [7] 胡海峰, 陈世金, 王爱萍. 改革开放40年后基础设施投资还是稳增长的法宝吗?[J]. 人文杂志, 2018(6): 11-19.
- [8] 艾小青, 张雪薇. 交通基础设施、生产性服务业发展与经济集聚——基于空间杜宾模型的实证研究[J]. 中南财经政法大学学报, 2019(8): 77-85.
- [9] 王俊岭. 透过“三驾马车”看经济: 高质量投资引领高质量发展[N]. 人民日报海外版, 2019-08-21.
- [10] 贺斌. 新一轮基建投资热的背后, 补短板还是稳预期[J]. 中国新闻周刊, 2020(9).
- [11] 邹蕴涵. 加快“新基建”对中国经济有长远意义[N]. 北京日报, 2020-03-13.
- [12] 李先军. 以新基建助推经济高质量发展[N]. 经济日报, 2020-06-16.
- [13] 吴文化, 向爱兵. 新基建与传统基建需协同发力[N]. 经济日报, 2020-09-29.
- [14] 石锦建, 刘康一. 中国基建投资的高质量发展: 误区、潜力与建议[J]. 金融理论与实践, 2019(5): 39-42.
- [15] 徐烁. 一文带你了解中国地方政府债务现状[R/OL]. (2020-03-06) [2021-08-10]. <https://www.qianzhan.com/analyst/detail/220/200305-313dc7d3.html>.
- [16] 程明达, 祁秦. 地方政府融资平台的转型路径探讨[J]. 清华金融评论, 2019(7): 54-56.
- [17] 陈果静. 新基建资金从哪儿来[N]. 经济日报, 2020-03-21.
- [18] 黄子恒. 加快推进基础设施投融资模式改革, 服务新时代高质量发展[N]. 21世纪经济报道, 2018-06-13.
- [19] 余永定, 郑联盛. 2020年下半年宏观经济政策的两难选择和基础设施投融资[R/OL]. (2020-07-18) [2020-08-15]. http://www.cf40.org.cn/news_detail/10519.html.
- [20] 马荣, 郭立宏, 李梦欣. 新时代我国新型基础设施建设模式及路径研究[J]. 经济学家, 2019(10): 58-65.
- [21] 李璐. 我国新型基础设施发展面临的问题及建议[J]. 广东经济, 2020(8): 32-37.
- [22] 武文卿. 稳投资: 重点稳基础设施投资[J]. 中国招标, 2018(12): 4-6.
- [23] 刘立峰. 有效缓解当前基础设施融资难的建议[N]. 中国经济时报, 2020-04-08.
- [24] 任泽平, 连一席, 陈栋熙. 5G时代: 新基建中美决战新一代信息技术[J]. 发展研究, 2020(8): 21-36.
- [25] 杨萍, 杜月. 高质量发展时期的基础设施投融资体制改革[J]. 宏观经济管理, 2020(5): 23-30.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

中国金融控股公司监管及优化对策研究

——基于中美比较的视角

The Research on Supervision and Its Optimization of Financial Holding Companies in China: From the Perspective of Comparison between China and the United States

王 康 朱锦强

WANG Kang ZHU Jin-qiang

[摘 要] 规范金融控股公司发展, 加强对金融控股公司的监管, 是深化我国金融改革, 推动金融综合经营和产融结合高质量发展的重要举措。美国最早诞生金融控股公司, 并建立了相应监管体系, 一些经验值得借鉴。笔者通过比较分析中美两国金融控股公司监管体系, 对我国金融控股公司的监管优化提出对策建议。研究认为, 当前中美两国对金融控股公司的监管, 在监管模式上有共同之处, 但在具体监管上仍有较大不同, 这是由两国不同的政治、经济体制决定的, 也与两国不同的金融控股公司成因相关。美国金融控股公司的监管是对高质量银行控股公司给予的业务松绑, 重点是规范引导金融混业经营; 我国金融控股公司并不是传统意义上所理解的美国金融控股公司的概念, 其主要针对的是企业集团产融结合的情形, 是企业集团内部要素传导和外部环境约束综合作用的结果, 既有企业集团内部规模、效益、质量因素的驱动作用, 也有政策和市场导向的外部诱因。研究提出, 未来我国金融控股公司的监管优化, 要进一步突出准入监管、持续监管和提升监管的全面性、权威性、协同性。

[关键词] 金融控股公司 监管 中美比较

[中图分类号] F83 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 12-0034-11

Abstract: Standardizing the development of financial holding companies and strengthening the supervision of financial holding companies are important measures to deepen the financial reform and promote the high-quality of comprehensive financial operation and the combination of industry and finance. The first financial holding company was born in the United States and the corresponding regulatory system was established afterward. Some experience can be learned from them. This paper makes comparisons on the main regulatory framework of financial holding companies between China and the United States, and puts forward measures and suggestions for the optimization of the supervision of financial holding companies in China. According to this research, the current supervision of financial holding companies in China and the U. S. has something in common in terms of supervision modes. However, there are still great differences in specific supervision, which is determined by the different political and economic systems of the two countries. In addition, the difference is related to the evolution of financial holding companies of the two countries. The supervision mode of financial holding companies in the U. S. is to loosen the business restrictions for high-quality bank holding companies, aiming at standardization and guide the financial mixed operation. While China's financial holding company is not the same as American financial holding company in traditional sense, it mainly aims at the combination of industry and finance of enterprise groups. The combination of industry and finance of holding companies in China is the result of internal factors transmission and external environment constraints. It is driven by internal scale, efficiency and quality factors, and also by external incentives, i. e. policy and market orientation. This paper proposes that the future supervision optimization of financial holding companies in China needs to be further highlighted on the access supervision, continuous supervision and enhancement of the comprehensiveness, authority and coordination of supervision.

Key words: Financial holding company Supervision Comparison between China and the United States

[收稿日期] 2020-11-22

[作者简介] 王康, 男, 1972年6月生, 中信集团董事会办公室主任, 正高级经济师, 研究方向为金融发展与监管、商业银行、公司治理; 朱锦强, 男, 1987年10月生, 中信集团董事会办公室高级经理, 管理学博士, 研究方向为金融发展与监管、产业经济、产融结合。本文通讯作者为朱锦强, 联系方式为 365071119@qq.com。

本文仅代表作者个人观点, 与所在机构无关。感谢评审人提出的修改建议, 感谢中信集团董事会办公室有关同志提出的意见, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

金融业的高质量发展,必须建设与之相适应的现代金融监管制度,必须依法将金融活动全面纳入监管,有效防范金融风险。在各类金融组织中,金融控股公司在长期的金融创新与监管博弈中应运而生,已成为国内外金融机构开展混业经营和实体企业集团实施产融结合的重要载体,也是金融监管的重点对象。溯源来看,美国银行业最早诞生了金融控股公司的雏形,1999年的《金融服务现代化法案》正式提出了金融控股公司的概念,其核心是突破美国金融监管对银行控股公司投资经营非银行业务(含实业投资)的政策限制,以适应和推动美国金融业的混业经营。

改革开放以来,随着我国企业集团投资金融业务的发展以及金融业务综合经营的纵深推进,逐渐在我国形成了一批具有中国特色的实质性金融控股公司和金融集团,比如中信集团、光大集团、招商局集团等中央(金融)企业,具有地方国资背景的国际集团、北京金控集团等,以及新希望、苏宁等民营企业集团和阿里巴巴、京东等互联网平台公司。但实际上,除2002年国务院批准中信集团、光大集团和平安集团开展金融控股公司试点外,官方少有针对金融控股公司的正式界定和专项监管。因此,金融控股公司这个“舶来品”在我国一直处于企业实践快速发展,但政府监管真空的模糊地带。直到2020年9月,在国务院发布《关于实施金融控股公司准入管理的决定》(以下简称《准入决定》)和中国人民银行正式发布《金融控股公司监督管理试行办法》(以下简称《金控办法》)后,我国才正式对金融控股公司做出官方界定和开始实施监管,并明确指出金融机构跨业投资控股形成的金融集团不属于《金控办法》的监管范畴。就此来看,当前我国以投资金融机构为核心,针对金融机构和企业集团投资经营金融业务的情形,界定出金融控股公司和金融集团两类新型的、适用于金融投资和混业经营的组织机构。

按照《金控办法》,我国金融控股公司被明确界定为由“非金融企业、自然人及经认可的法人”投资所形成,而美国金融控股公司来自符合美联储规定条件的银行控股公司。这表明,中美两国金融控股公司的投资主体是有差异的,美国是对银行控股公司的业务松绑,其核心是推动金融混业经营;而我国金融

控股公司主要针对的是企业集团投资金融机构的情形,更多聚焦于防范实业投资金融机构所产生的风险,是企业集团产融结合的结果。因此,我国金融控股公司并不是传统意义上所理解的美国金融控股公司的概念,而是具有中国特色、根据中国国情和经济金融发展实际有了全新的界定和内涵。

当前我国针对企业集团产融结合的发展,明确了以金融控股公司为核心的监管框架,对于规范金融综合经营和推动产融结合发展,实现同一企业集团控制主体下金融板块与实业板块间的风险隔离,以及防范跨机构、跨行业、跨市场间的风险传染具有重要意义。但借鉴国际经验,与美国金融控股公司的发展和监管比较来看,对我国金融控股公司所针对的业务情形以及所具有的中国特色还是认识不够,监管方面也有一些不足。据此,本文基于中美比较的视角,回顾了中美两国金融控股公司发展历程,比较了监管体系,分析了动因差异,指出了我国金融控股公司监管可能存在的问题,并提出相应优化对策建议,以期对未来我国金融控股公司的发展及监管提供有益借鉴和参考。

二、文献综述

国外对金融控股公司的研究开始于20世纪70、80年代全球金融管制放松、金融创新加快、金融机构大量从事跨境多元化经营的大背景下(王姝,2010^[1]),研究内容主要集中在金融控股公司的经营效率、风险管理及监管等三个方面。如Kara和Erzurumlu(2020)^[2]利用T检验方法和数据模型实证了金融控股公司在资源配置及管理方面的优势。Lai等(2016)^[3]通过实证分析发现金融控股公司比单一金融机构承担更大的经营风险。国外相对更加注重对金融控股公司监管的研究,集中在监管的必要性、监管内容及监管优化方面。如Half(2002)^[4]认为金融控股公司模式的选择往往受监管当局的外在压力驱使。Olafsson和Majaha-Jarthy(2005)^[5]认为切实可行的金融控股公司监管协调机制有益于避免区域金融危机的发生。美国、新加坡等国家持续强化对金融控股公司的资本监管。^[6]

国内对金融控股公司的研究起步较晚,2000年以前的研究相对零散、数量也少,不够系统化,研究的内容主要是讨论金融控股公司的职能及对资本经营的影响(舒志军,1998^[7])以及探讨金融控股公司

在债务化解（寇伟和白云，1998^[8]）等方面的具体应用。从现有文献来看，国内对金融控股公司的产生、发展和功能的系统梳理以及对国外发展经验首次进行系统化的研究，可能要数夏斌主持的金融控股公司课题以及于2001年出版的《金融控股公司研究》一书（夏斌，2001^[9]）。其后的10年，随着我国金融改革步伐的加快，对金融控股公司的研究呈现井喷式的增长，出现多部研究著作，主要是讨论金融控股公司的理论与实践（熊波，2002^[10]）、制度安排（孔令学，2005^[11]）、经营模式（凌涛，2007^[12]）、风险管控（康华平，2006^[13]）、监管制度（雷兴虎，2009^[14]）等，这些研究普遍肯定了金融控股公司对于金融发展的重要作用，指出金融控股公司的发展需要加强全面风险管理和进行系统监管。但由于我国对于实业投资金融以及金融混业经营的限制和分业监管的要求，国内对金融控股公司监管方面的研究一直处于探索阶段，且主要聚焦于监管的必要性（彭兴韵，2019^[15]）、监管立法（韩开创和刘洪波，2019^[16]）、监管模式（刘璐，2017^[17]）、监管机制和内容（高丽，2016^[18]）以及对互联网金融控股公司的监管（尹振涛，2019^[19]）等层面，这些研究比较系统地探究了我国金融控股公司的监管框架及模式，对指导我国金融控股公司监管立法做了有益探索。2019年7月26日，中国人民银行发布《金控办法》征求意见稿后，一些评论再次掀起了与金融控股公司监管相关的研究热潮（时红秀，2019^[20]）。值得注意的是，对金融控股公司监管国际经验的总结借鉴（范云朋和尹振涛，2019^[21]），始终是国内金融控股公司监管研究的重点，其中多有针对美国监管经验方面的研究（裴桂芬和李艳红，2014^[22]）。

总体看，国内外对金融控股公司监管方面的研究一直是理论研究和实践探索的重点。目前立足我国金融控股公司发展实际，已初步搭建监管体系，但相比较来看，对我国金融控股公司与外国金融控股公司的差异以及背后不同的监管逻辑、监管理念的认识还不够，在落地监管以及监管优化方面的研究也有欠缺，有待进一步深化。因此，借鉴美国等国家金融控股公司的发展与监管经验，深化对我国金融控股公司的认识，进一步优化完善金融控股公司监管体系，推动金融控股公司高质量发展，应是当前和今后一个时期我国金融控股公司理论研究和实践探索的重点。

三、中美金融控股公司发展与监管框架

（一）美国金融控股公司发展历程与监管框架

1. 美国金融控股公司发展历程。

目前，美国拥有600多家金融控股公司。早期，美国银行业为了规避地域经营限制，采取了控股公司模式，呈现出金融控股公司的雏形。经历20世纪初的大萧条后，20世纪30年代美国出台了《格拉斯-斯蒂格尔法案》，明确金融分业经营、分业监管，更进一步推动了银行控股公司的发展。其后，在长期的金融创新与监管博弈中，美国的银行控股公司逐渐走向了金融控股公司。总的来看，美国金融控股公司的演变发展与银行控股公司密不可分，大致经历了三个阶段：第一阶段是20世纪50年代以前，美国银行控股公司开始形成并缓慢发展，金融监管更加注重分业监管。第二阶段是20世纪中后期，美国银行控股公司快速发展，为金融控股公司的形成奠定基础。据统计，到20世纪80、90年代，美国银行控股公司达7000多家，是1965年时的18倍左右，资产规模占全美商业银行的近90%（夏斌，2001^[9]^{（145）}）。期间，对于金融分业经营的监管也逐步放松。第三阶段是20世纪末期以来，美国金融控股公司应运而生，标志性事件是1999年美国国会颁布《金融服务现代化法案》（Cumming和Hirtle，2001^[23]）。其后金融控股公司开始成为美国金融混业经营的主要载体并迅速发展，也得到了相应监管。2008年金融危机后，在新的金融改革中，美国总统奥巴马于2010年签署的《多德-弗兰克法案》进一步加强对金融控股公司的监管。

2. 美国金融控股公司监管框架。

《金融服务现代化法案》明确规定具备条件的银行控股公司可以申请设立为金融控股公司，并建立以美联储为核心的伞形监管框架。具体监管模式是（如图1所示）：美联储处于顶层，作为伞形监管者对金融控股公司实行综合监管，统领整个监管体系的运行，同时协调各功能监管者行为，必要时对各金融子公司直接进行限制性监管。货币监理署、州银行厅、州保险署和联邦存款保险公司以及证券交易委员会、商品期货交易委员会等机构为功能监管者，分别对各金融机构实施监管，如同伞形框架的支柱，支撑整个伞形监管体系的运行。同时，鉴于这一体系易于出现监管真空和监管重叠情形，美国建立起了各监管机构间的冲突解决和协同监管机制。

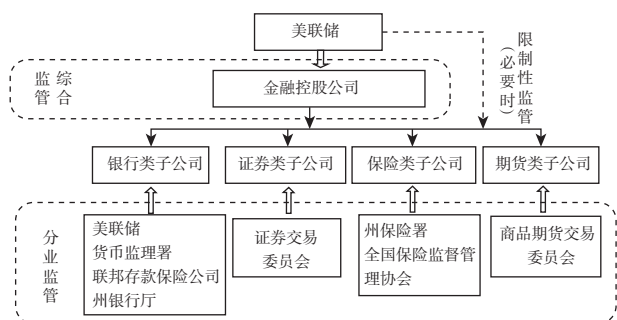


图1 美国对金融控股公司的伞形监管框架

美国对金融控股公司的监管没有形式上的独立法案，主要监管依据是《银行控股公司法》《金融服务现代化法案》和《多德-弗兰克法案》。这些法案注重资格准入监管和资格维持监管，要求金融控股公司的申请需满足两项基本要求，即“资本充足”和“管理良好”，并对金融控股公司的设立条件、业务范围、高管人员任职资格、关联交易、风险管控和数据治理等作了规定（王康和朱锦强，2021^[24]）。其中，《银行控股公司法》作为金融控股公司监管的基础法案，主要明确了银行控股公司的定义，严格限定了这类公司的经营范围，确定了设立金融控股公司的条件。《金融服务现代化法案》则明确了金融控股公司的监管框架，确保了美联储的伞状监管者地位，构建了以资格监管为主的监管体系。在资格准入监管方面，美联储要求金融控股公司的所有附属存款机构必须资本充足、管理良好以及《社区再投资法案》评级（CAR 评级）在满意级别或以上；资格维持监管方面，美联储要求金融控股公司定期提交报告，并对其检查评估（王康和朱锦强，2021^[24]）。《多德-弗兰克法案》则对金融控股公司的监管作出多项具体规定，内容涉及监管范围、并表管理、客户信息保护、投资限制、关联交易管控等方面。此外，美国对金融控股公司的监管，还涉及一些其他法案或条例。如《联邦储备法》和美联储 O 规则，对金融控股公司的关联交易管理作出具体规定；《恢复与处置准备的原则和实践》对金融控股公司的恢复计划和自我修复能力要求作出规定；《评估资本充足率时应更加关注风险转移——大型复杂金融机构并表监管框架的补充性指引》对金融控股公司资本充足率的评估和剩余风险的应对提出要求，并对危机处置作出规定；《银行控股公司和外国银行的并表监管指引》对金融控股公司的具体并表监管框架与实施作出规范。

美国对金融控股公司的监管要求适用于美国境内所有金融控股公司，但对外国金融控股公司的监管在资格准入方面更为复杂，新增提出了“综合并表监管”要求，并对“资本充足”和“管理良好”提出了其他额外监管要求，形成了“2+1+N”（如图2所示）的资格准入监管体系（王康和朱锦强，2021^[24]）。

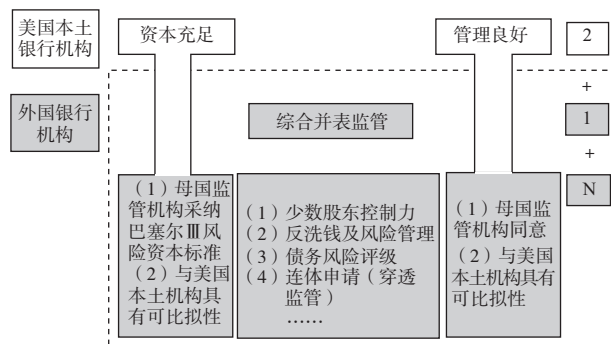


图2 美国对外国银行机构申请成为金融控股公司的“2+1+N”资格监管体系

资料来源：王康和朱锦强（2021）^[24]。

（二）中国金融控股公司发展历程与监管框架

1. 中国金融控股公司发展历程。

改革开放初期到1993年分业监管体制确立之前，我国并没有金融控股公司的概念，也谈不上对金融控股公司的监管，基本上所有金融业务都由中国人民银行统一监管，但有对非金融机构经营金融业务做过规定。1993年分业经营管理体制建立后，金融控股公司的发展受到进一步的限制，特别是1995年《商业银行法》和1998年《证券法》的颁布，使分业经营上升到了法律层面。

20世纪末，美国提出金融控股公司的概念后，我国开始加快金融控股公司的探索和试点。2002年，国务院批准中信集团、光大集团和平安集团作为金融控股公司的试点；2003年和2005年修改《商业银行法》和《证券法》时，在继续坚持商业银行不得向非银行金融机构和企业投资以及强调证券、银行、保险、信托分业经营、分业管理的基础上，增加了“国家另有规定的除外”的表述，这在一定程度上为金融控股公司开展综合经营留下了空间（连平，2018^[25]）；2012年，金融业发展和改革“十二五”规划中提出要把中信集团和光大集团办成真正规范的金融控股公司，但一直未有实质性进展。相对来讲，这一时期我国金融业市场参与主体类型不断丰富，金融机构跨业投资不断加快，金融机构在主业基础上延

伸投资其他金融机构，形成综合化金融集团，大有混业经营之势。企业集团投资金融业也日益增多，逐步形成了一批以中央（金融）企业、地方国有企业、民营企业及互联网公司等为股东或实际控制人、具有金融控股公司特征（或实际控有金融控股公司）的企业集团。但一些企业集团和金融集团，如“明天系”“华信系”“安邦系”等，逐渐暴露出风险事件，严重影响国家经济金融安全，亟需规范发展。

2017年，全国金融工作会议明确提出“严格规范金融综合经营和产融结合”；2018年3月，“健全金融控股公司监管”首次被写入政府工作报告；2018年4月，“一行两会”对非金融企业投资金融机构作出全面规范。同年，中国人民银行开展金融控股公司模拟监管试点工作，涉及招商局集团、蚂蚁金服、苏宁集团、上海国际集团和北京金控集团5家公司。随后，2019年7月，中国人民银行就金融控股公司监管办法向社会广泛征集意见；2020年9月，国务院决定对金融控股公司实行行政许可准入管理，同时中国人民银行正式发布《金控办法》，明确由中国人民银行对金融控股公司实施监管。

2. 中国金融控股公司监管框架。

我国金融控股公司监管遵循宏观审慎监管理念，按照全面、持续、穿透的原则，以并表管理为基础，对企业集团投资控股形成的金融控股公司依法准入并实施监管。具体来讲：

一是从监管框架看（如图3所示），依托现有金融监管体系，在现行分业经营、分业监管体制下，注重对金融控股公司的机构监管和对所属金融机构的功

能监管。具体来讲，中国人民银行负责对金融控股公司实施机构监管，审查批准金融控股公司的准入与退出，监管方式包括报告制度、现场检查、监管谈话、限制经营活动、限制分红等。各专业监管机构则分别对金融控股公司下属的金融子公司实施功能监管。同时，为达到协同监管的目的，提出建立各监管机构间的监管合作和信息共享机制。将中国人民银行的监管权限界定在金融控股公司层面，没有深入到具体金融机构，即维持了现有分业经营、分业监管金融体系，发挥了中央银行的宏观审慎管理职能，也可以有效避免多头监管和重复监管，有利于提升监管效率。

二是从监管侧重看，重点聚焦金融控股公司隐匿架构、逃避监管、虚假出资、公司治理缺失等风险问题。主要包括私人资本控股企业利用复杂的股权安排、关联关系等手段隐藏控制关系，民营企业集团隐匿所有权架构导致政策套利，以及利用分业监管缝隙借助外部融资循环注资、资本约束严重弱化、放大关联交易等问题。这反映出《金控办法》的出台主要是从防风险的角度出发，将企业集团通过产融结合所形成的金融控股公司纳入监管、补齐监管短板，短期内的监管定位仍突出防范金融风险。

三是从监管思路看，注重宏观审慎管理与微观审慎监管相结合。一方面注重目标导向，清晰界定监管范围，明确《金控办法》监管不涉及金融集团，并对涉及的金融机构类型、数量等提出具体要求。另一方面注重问题导向，突出防范投资金融风险，以风险管控为核心，对金融控股公司的并表管理、公司治理、统一授信协调、资本管理、关联交易管理、内部交易管控和全面风险管理等提出具体要求。

总的来看，美国金融控股公司起步早，已建立相对成熟的监管体系；我国金融控股公司发展较晚，虽已初步建立相应监管体系，但仍处于实践探索阶段。中美两国金融控股公司监管的共同点是都通过中央银行机构实施伞形监管，注重市场准入、资本充足、关联交易、信息安全保护等方面的监管，但两国在具体监管上仍有不同。

四、中美金融控股公司监管体系比较分析

中美两国对金融控股公司的监管有共同点但差异性更明显，特别是中美两国在对金融控股公司的界定和监管理念方面差异较大。这些差异是由中美两国不同的政治、经济体制决定的，也与两国不同的金融控

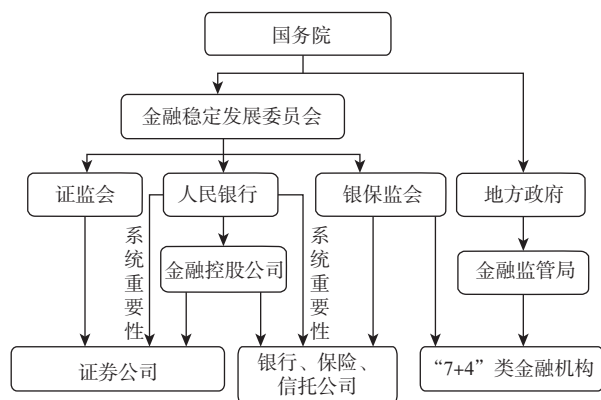


图3 中国金融监管体系中的金融控股公司监管框架

注：“7+4”类金融机构中，7类金融机构指：小额贷款公司、融资担保公司、区域性股权市场、典当行、融资租赁公司、商业保理公司、地方资产管理公司；4类金融机构指：辖区内投资公司、农业专业合作社、社会众筹机构、地方各类交易所。

股公司成因相关。

(一) 中美对金融控股公司的界定差异

美国金融控股公司的发展基础是符合美联储规定条件的银行控股公司。根据美国《银行控股公司法》，任何一家控制商业银行股权比例超过 25% 的公司，以及持有该公司股权比例超过 25% 的所有上级股东，均被视为银行控股公司，纳入监管范畴（王康和朱锦强，2021^[24]）。银行控股公司如能满足美联储系列监管要求，可以进一步向美联储申请成为金融控股公司。如果一家公司没有纳入银行控股公司的监管范畴（一般情况下持有商业银行的股权比例低于 25% 即不视为存在控制），即便其控股了多个其他类型金融机构（如同时控制证券公司、保险公司等），也无法向美联储申请成为金融控股公司。

我国金融控股公司的主要发展基础是控制两个及以上不同类型金融机构、符合一定资产规模条件的企业集团。与美国不同的是，我国任何一家企业集团，即使没有控制商业银行，但如果控制了证券公司、保险公司等不同类型的金融机构且达到一定资产规模和监管要求，都会纳入金融控股公司的监管范畴。而对于商业银行等金融机构跨业投资控股形成的金融集团，在我国现行监管体系下，却并不属于《金控办法》下由中国人民银行监管的金融控股公司，而是“具体规则另行制定”。因此，未来我国可能会形成由中国人民银行、中国银保监会、中国证监会针对不同类型金融控股公司、金融集团实施分类监管的格局（如表 1 所示）。

表 1 中美金融控股公司监管格局差异对比

类型	境内金融控股公司监管机构			美国金融控股公司监管机构
	人民银行	银保监会	证监会	美联储
非金融企业控制两个以上不同类型金融机构（含银行）	●		●	
非金融企业控制两个以上不同类型金融机构（不含银行）	●			
商业银行跨业投资形成		●		●
保险公司跨业投资形成		●		
证券公司跨业投资形成			●	

(二) 中美金融控股公司的监管理念差异

中美两国对金融控股公司实施监管都有共识。美国因金融市场发展早、体系成熟，在从分业经营转向混业经营过程中，通过对银行控股公司的监管，积累了丰富的监管经验，最终在银行控股公司监管的基础上通过对诸多法案条款修订，形成了一整套对金融控股公司的监管体系。可以说，美国对金融控股公司的监管是因银行控股公司的业务经营范围不断扩大、分业限制愈加放松的结果，是一个不断基于现实发展需要并经过充分论证后予以法律确认的过程，是渐变而不是开闸放水式的突变结果（吴秀伦，2019^[26]），是以促进竞争、提升效率为导向的，有利于最大程度地保持金融发展的稳定性和推动金融混业经营。同时，美国对金融控股公司的监管，赋予金融机构更多自主选择的权利，并保留了银行控股公司、国民银行以及金融子公司、投资银行控股公司以及单一类型的金融机构，有利于保全金融业的丰富业态。就其具体监管内容来看，美国金融控股公司的资格监管实质上是对

资质良好、有开展综合经营诉求的银行控股公司适度放松《银行控股公司法》下严格的分业经营限制，业务限制是从严到松的转变。因此，美国对金融控股公司的监管是对高质量银行控股公司给予的业务松绑，重点是规范引导金融混业经营。

我国自“一行三会”的分业监管体系建立以来，对金融控股公司的发展有过零散的监管条例或管理规定，也多次在政府规划纲要和文件中提出过加强金融控股公司监管的要求，但在实践中仅呈现出对金融控股公司的事后风险处置，而非事前、事中的监管安排。近年来，通过对“明天系”“安邦系”“海航系”等问题金融控股公司的风险化解和经验总结，中国人民银行牵头制定并发布了《金控办法》。单就这一办法出台的必要性来看，中国人民银行在意见征集说明中就明确提出，主要是“为有序整顿和约束事实上已形成的金融控股集团的风险”，针对的是“非金融企业投资形成的金融控股公司盲目向金融业扩张”的情形。从最终发布的办法来看，仍未涉及

资产占比较大的金融机构综合经营的情形,也没有对外国金融控股公司的监管。因此,目前我国对金融控股公司的监管主要是着眼防范化解金融风险,重点是对经过长期投资经营已然形成、且所控股金融机构达到一定规模的非金融企业在对外投资领域、业务规模、风险管控、公司治理、资本充足等方面提出与美国金融控股公司监管类似的限制和要求,更多是补漏洞、防风险,业务限制是从松到严的转变。因此,中国金融控股公司的监管不改变我国现行金融业分业经营、分业监管的格局,主要是为了防范企业集团产融结合和投资经营金融业务中所形成的风险,核心是补齐对企业集团投资经营金融业务的监管“短板”。

(三) 中美金融控股公司监管差异成因分析

中美两国对金融控股公司的界定及监管理念存在较大差异,这是由两国不同的政治、经济体制决定的,也与两国金融控股公司的成因差异相关。美国金融控股公司主要是为了适应和规范金融综合经营,与信息技术在金融业的广泛应用、金融产品和金融工具的创新以及金融分业经营与经济发展的不适应等有关(周春志和王莹,2021^[27]),也与当时德国、英国、日本等国家金融机构综合经营和海外扩张的蓬勃发展以及相应的金融监管改革相关,而按照目前我国《金控办法》中对于金融控股公司和金融集团的区别和界定,表明我国金融控股公司的监管主要是针对企业集团产融结合的情形。

企业集团的产融结合,可以看作是以资本要素的配置为核心,综合其他生产要素将非金融企业和金融机构通过股权关系或协议和其他安排置于同一企业集团控制主体的商业模式,是企业集团内部规模、质量和效益的要素传导与外部政策和市场环境约束综合作用的结果。在这一作用机制中,企业集团充分调动内部生产资源,形成具有资本集中效应和资金支持效应的规模驱动力,具有资源配置效应和协同发展效应的效益驱动力,以及具有风险分散效应和信息揭示效应的质量驱动力,最终从企业集团内部推动产融结合的发展,投资经营金融业务。同时,企业集团产融结合的发展和金融业务的投资经营,容易受到市场导向和政策导向的外部环境约束和影响,政策导向的影响主要体现在金融中介效应和产业政策效应方面,市场导向的影响主要体现在金融环境效应和技术创新效应方面。为进一步验证上述动因假设,本文以我国A股上市企业集团的数据为样本,采用因子分析法,对我国企业集团产融结合的动因因素进行实证分析,以探究我国金融控股公司的具体成因。具体如下:

1. 企业集团产融结合发展评价指标体系设计。

为便于因子分析,按照上述企业集团产融结合内部要素传导和外部环境约束的“三驱动”(规模驱动、效益驱动、质量驱动)、“两导向”(政策导向、市场导向)作用机理原则,选取相应指标,建立针对我国企业集团产融结合的评价指标体系(如表2所示)。

表2 企业集团产融结合发展评价指标表

指标类型			指标名称	指标编码	计算公式
内部要素传导	规模驱动	资本集中效应	权益乘数	EqMp	权益乘数=资产总额/股东权益总额
		资金支持效应	已获利息倍数	Leverage	已获利息倍数=EBIT/利息费用
	效益驱动	资源配置效应	每股收益(元)	EPS	每股收益=归属于普通股股东的当期净利润÷当期发行在外普通股的加权平均数
		协同发展效应	总资产净利率(%)	JROA	总资产净利率=净利润/平均资产总额×100%
	质量驱动	风险分散效应	流动资产周转率(次)	CAT	流动资产周转率=主营业务收入净额/平均流动资产总额
		信息揭示效应	总资产周转率(次)	TAT	总资产周转率=营业收入净额/平均资产总额
外部环境约束	政策导向	金融中介效应	财务费用(万元)	FiFee	指企业为筹集生产经营所需资金等而发生的费用
		产业政策效应	管理费用(万元)	MagFee	指企业行政管理部门为组织和管理生产经营活动而发生的各种费用
	市场导向	金融环境效应	利息净支出(万元)	IntestExp	指企业支付流动负债和经营期间长期负债计息的利息
		技术创新效应	研发支出(万元)	RD	指在研究与开发过程中所使用资产的折旧、消耗的原材料、直接参与开发人员的工资及福利费、开发过程中发生的租金以及借款费用等

2. 数据来源。

按照表2所示指标评价表,选取两部分样本数据进行实证分析。一部分是选取A股上市企业中实施过产融结合的企业集团名单。这部分数据的选择思路是:2007年,中国证监会修订信息披露规定,提出上市公司要披露公司持有其他上市公司发行的股票和证券投资(包括金融机构)的情况,以及参股非上市金融企业情况。因此,目前我国A股上市公司产融结合的数据主要来源于专项披露的持股非上市金融企业数据和在股权投资中披露的持股上市金融企业数据。本文通过Wind数据库获取了2007—2019年A股上市公司持股非上市金融企业的6188条数据(以下简称“Wind数据”);通过CSMAR数据库,在A股上市公司2007—2019年股权投资定期报告的26381条数据中,提取了投资上市金融企业的2394条数据(以下简称“CSMAR数据”),两项数据共计8582条。为便于研究,结合数据质量以及上市公司情况,剔除金融企业投资金融机构的数据、上市公司持股金融机构比例不全的数据以及ST公司数据,最终得到6616条样本数据(其中Wind数据4407条、CSMAR数据2209条)。汇总分析来看,2007—2019年期间,我国A股上市公司参与产融结合的企业集团共计713家。

另一部分是,根据表2所示的指标体系,提取各

上市企业集团历年来的指标数据。通过查阅Wind数据库和CSMAR数据库,有关指标数据从2011年开始较为全面、准确(研发支出指标从2012年开始)。因此,对于除研发支出外的所有指标,本文均采取了2011—2019年的算数平均值;研发类指标采取了2012—2019年的算数平均值。同时,对于期间内部分企业缺失的指标数据,通过查询企业年报、公司网站等方式予以补充。

3. 主因子提取。

按照因子分析法,通过SPSS 24软件对于整理出的样本数据逐步提取主因子^①。经提取,发现FiFee、MagFee、IntestExp、RD为主因子1的组成部分,EqMp、Leverage为主因子2的组成部分,CAT、TAT为主因子3的组成部分,EPS、JROA为主因子4的组成部分。为便于理解,结合各主因子的分布状态,对各主因子进行重命名(如表3所示):其中主因子1涵盖的指标全部为外部环境约束下,涉及政策导向及市场导向类指标,将其命名为外部因素导向指标(F_1);主因子2涵盖规模驱动类的所有指标,将其命名为规模驱动指标(F_2);主因子3涵盖质量驱动类的所有指标,将其命名为质量驱动指标(F_3);主因子4涵盖效益驱动类的所有指标,将其命名为效益驱动指标(F_4)。

表3 主因子提取及重命名

因子	主因子1 (F_1)	主因子2 (F_2)	主因子3 (F_3)	主因子4 (F_4)
解释指标	FiFee、MagFee、IntestExp、RD	EqMp、Leverage	CAT、TAT	EPS、JROA
指标新命名	外部因素导向指标	规模驱动指标	质量驱动指标	效益驱动指标

4. 实证结果分析。

上述实证表明,我国上市企业集团产融结合的主要因素,可以归类为外部因素导向(F_1)、规模驱动(F_2)、质量驱动(F_3)和效益驱动(F_4)四类。这一实证结果同本文前述对于企业集团产融结合动因因素的分析一致,反映出我国企业集团的产融结合正是外部环境约束与内部规模、质量、效益因素驱动的结果。同时,从动因的排序来看,外部政策导向、市场导向为首要因素,其次分别为规模驱动、质量驱动和效益驱动。这一分析结论与近年来我国企业集团产融结合的发展状况基本一致。实践中,我国企业集团在

考虑产融结合和投资经营金融业务时,首先要考虑的是政策是否允许、市场是否有发展机遇等;从内部动因来看,这类企业集团往往充满规模情结,希望通过产融结合和投资经营金融业务增大企业规模和扩大经营范围,而对于发展质量和发展效益则通常被认为是产融结合的“自然结果”。这一现象直接导致我国企业集团在2014年以前对金融业务的投资发展过快,积累了大量风险,而且这些企业集团往往是占据对应行业或区域的“头部”骨干企业,容易对金融和经济安全带来威胁,“明天系”“华信系”“海航系”等出现的风险就是典型例子。2015年以后,随着企

① 受篇幅限制,文中无法列出各因子提取的过程表格,感兴趣的读者可向作者索取。

业去杠杆政策的实施,以及金融严监管和对金融机构股东的规范清理,企业集团产融结合的发展呈现快速下降趋势,并逐渐走向规范化发展阶段。据统计,2015年我国上市企业集团中,有512家退出了对金融企业的投资,此后逐年递减,到2019年年末已不足50家。因此,目前我国对金融控股公司实施监管,是加强企业集团产融结合风险防控与推动产融结合和金融业务高质量发展的应有之举。

五、中国金融控股公司监管优化

(一) 中国金融控股公司监管可能存在的问题

与美国金融控股公司监管比较来看,我国对金融控股公司监管的权威性、全面性、协同性等方面可能还存在一些不足,具体来讲:

一是立法层次较低,监管的权威性有待进一步加强。从我国立法体系来看,虽然国务院以《准入决定》的方式对金融控股公司监管设定行政许可并对中国人民银行作了监管授权,但《金控办法》在立法层次上仍属于部门规章。由于金融控股公司监管涉及多个部门,较低的立法层次增大了监管部门间的协调难度,必然会削弱监管的权威性和监管效力。实际上,金融控股公司监管牵涉整个金融业健康发展乃至宏观经济运行,其监管法规在法律上的重要性不亚于《商业银行法》《证券法》《保险法》《基金法》《信托法》等(时红秀,2019^[20]),理应在补充完善监管规则和扩大监管范围的基础上,进一步提升立法层次。

二是监管范围仅涉及境内部分金融控股公司,全面监管力度不够。《金控办法》主要涉及企业集团产融结合的情形,而且对企业集团投资经营金融机构的类型、资产规模等都有具体要求,也不包括金融集团。此外,这一监管办法,仅针对境内金融控股公司,未考虑对外国金融控股公司的监管。因此,一定程度上,这个办法有“应急补缺”的定位,至少缺乏对外国金融控股公司、不符合条件的企业集团投资金融业务的情形(如一些地方政府投资控股的金控平台)以及金融集团综合经营三个方面的监管,难以达到对金融控股公司的全面监管。

三是监管效率与成本有待关注,相应的配套制度和操作细则亟需尽快出台。目前,《金控办法》在监管上,以机构监管为主,过于注重行政化监管手段的应用,强调“严把准入关”和对股东“资质设卡”,

这些都易于出现监管偏差,也对中国人民银行的监管履职提出了更高要求。特别是并表管理、资本管理、关联交易管理等实施细则和配套制度,亟需尽快出台,以加强对金融控股公司的监管指导和约束。

四是监管涉及多个部门的协调,容易出现多头重复监管。金融控股公司监管范围较广,既有财政部作为出资人的国有金融资本所属企业,也有国资委下属的国有实体企业,还有地方政府投资和民营资本控制的企业集团、互联网平台公司等;此外,监管还涉及其他相关方,如各级金融监管部门、行业监管者等。因此,金融控股公司的监管涉及方方面面,牵涉多个部门间监管权限和监管利益的重新划分。而目前的《金控办法》中,中国人民银行作为主监管机构与各分业监管机构之间怎样协调,只提出要“建立金融控股公司监管跨部门联合机制”和一些涉及监督管理方面的原则性内容,协作监管机制仍有待进一步优化完善。

(二) 中国金融控股公司监管优化对策

金融控股公司作为金融市场的重要组成部分,对其实施监管,既是适应金融创新发展的本质要求,也是完善金融组织体系、深化金融供给侧结构性改革和防范化解金融风险、推动金融高质量发展的重要举措,关系到企业集团产融结合的健康、可持续发展,关系到国家经济金融安全。未来我国金融控股公司的监管,需要进一步突出准入监管、持续监管和提升监管的全面性、权威性、协同性(如表4所示)。

一是优化完善准入监管体系。要逐步解决对于金融集团综合经营、外国在华金融控股公司以及不符合金融控股公司申设条件但具有金融控股公司特征类企业集团等的全面监管,实现监管全覆盖。其中,对于企业集团涉及的金融机构和金融业务,符合《金控办法》所规定申设条件的,要严格落地监管要求并持续做好监管制度的优化完善;对于不符合《金控办法》申设要求的,要由各金融监管机构继续对所属金融机构(业务)实施日常功能监管,必要时对企业集团股东实施“穿透监管”,同时注重引导这类企业集团对照《金控办法》要求,向持牌金融控股公司牌照方向高质量发展;对于金融集团,要比照《金控办法》,着手建立针对金融集团的监管体系,出台相应的监管办法,明确具体监管要求,切实将金融集团综合经营的情形全部纳入监管;对于外国在华金融控股公司,要考虑在优化完善《金控办法》及

建立对金融集团监管制度中纳入相应监管，明确监管要求，必要时对外国金融控股公司实施跨国“穿透监管”。

二是强化持续监管。一方面，要增强监管权威，进一步提升金融控股公司监管立法的效力位阶，完善

针对地方金融控股公司、外国金融控股公司以及金融集团等方面的监管制度建设。另一方面，要注重监管协同，突出跨部门、跨机构、跨行业间的协同监管，打通金融控股公司监管“最后一公里”，避免重复监管、多头监管和出现新的监管空白。

表 4 中国金融控股公司监管优化策略

优化方向	类别			优化策略	
				符合条件	不符合条件
全面监管	企业集团	金融业务 板块	境内外 金融机构	进一步优化完善《金控办法》	1. 各金融监管机构对企业集团所属金融机构实施日常功能监管，必要时对企业集团股东实施“穿透监管” 2. 引导企业集团向持牌金融控股公司方向发展
		实体产业 板块	境内外 金融机构		
全面监管	金融集团	境内外金融机构		建立针对金融集团的监管体系，出台监管办法，明确监管要求，将金融集团综合经营的情形全部纳入监管	不适用
	外国金融 控股公司	在华金融机构		在优化《金控办法》及建立对金融集团监管制度中，纳入对外国金融控股公司的监管，必要时对外国金融控股公司实施跨国“穿透监管”	不适用
权威监管	提升监管立法的效力位阶，持续优化完善金融控股公司监管法律法规体系				
协同监管	建立跨部门、跨机构、跨行业间的协同监管及共享机制				

六、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

当前中美两国对金融控股公司的监管都以中央银行为监管主体，配套各专业监管机构实施分业监管。这类伞形监管模式一定程度上实现了对金融控股公司的综合监管，有利于推动金融综合经营和防范化解金融风险。中美两国在对金融控股公司的具体监管上还有很大的不同，这是由两国不同的政治、经济体制决定的，也与两国金融控股公司的成因差异相关。美国金融控股公司的发展和监管模式是在长期的市场竞争、金融创新与监管博弈中逐步发展和完善起来的，也是多种利益集团博弈的结果，主要是为了推动金融混业经营。我国金融控股公司主要针对的是企业集团产融结合的情形，是企业集团内部要素传导和外部环境约束综合作用和动态耦合的结果，既有企业集团内部规模、效益、质量因素的驱动作用，也有政策和市场导向的外部诱因。相比较，我国金融控股公司的监管仍处于探索阶段，未来我国金融控股公司的监管优化，应考虑进一步突出准入监管、持续监管和提升监管的全面性、权威性、协同性。

(二) 政策建议

第一，坚持分业经营、分业监管的金融监管格局，探索提升金融控股公司监管立法的效力位阶。在长期的实践探索中，我国金融发展形成了分业经营、分业监管的体制机制，符合我国经济金融发展现状，应当予以坚持。要持续按照“未经批准不得从事金融业务，金融业务必须接受金融监管”的理念，确保所有金融业务纳入监管。对金融控股公司整体实施监管，是对现行金融监管格局的完善和补充，未来应在现有监管体系上，进一步优化金融控股公司监管，完善相关法律、法规和监管条例，着重提升监管立法的效力位阶，探索出台《中国金融控股公司法》。

第二，对照《金控办法》，建立针对金融集团综合经营的监管体系，出台《金融集团监管办法》，对金融集团的并表管理、资本管理、业务协同、风险防控等提出监管要求；探索对在华经营的外国金融机构实施境外业务的跨境监管，设立相应的豁免路径，要求外国金融机构在申请成为金融控股公司时，必须“连体申请”，并要求在华经营机构的控股实体均应申请成为金融控股公司，以及建立相应的资本补充计划、破产处置计划、资格维持计划等。

第三,对符合金融控股申设条件的企业集团,强化资格准入监管和持续监管,并持续优化《金控办法》;对不符合金融控股公司申设条件但具备金融控股公司情形的地方金控平台、互联网平台公司等,考虑对照《金控办法》,探索出台相应监管规则,如

《地方金融控股公司监管办法》《互联网金融业务监管办法》等,并要求其积极靠拢申请金融控股公司牌照,加快建立有效的风险管理和内控机制,做好业务调整及资本补充,逐步向持牌经营方向高质量发展。

参考文献

- [1] 王姝. 金融控股公司的生成演变、风险控制与发展研究 [D]. 成都: 西南财经大学, 2010: 3.
- [2] Kara O, Erzurumlu Y Ö. Holdinge Bağlı Şirketler ile Bağlı Olmayan Şirketlerin Finansal Oran Analizi ile Karşılaştırılması [J]. Dogus University Journal, 2020, 21 (1): 81-99.
- [3] Lai L, Hung L, Kuo C. Do Well-financial Holding Company Organized Banks in Taiwan Take More Risk? [J]. Review of Pacific Basin Financial Markets & Policies, 2016, 19 (4): 1.
- [4] Half C. Evolving Trends in the Supervision of Financial Conglomerates: A Comparative Investigation of Responses to the Challenges of Cross-Sectoral Supervision in the United States, European Union, and United Kingdom [J]. Harvard Law School International Finance Seminar, 2002: 54-67.
- [5] Olafsson T, Majaha-Jarby J. Regional Financial Conglomerates: A Case for Improved Supervision [R]. IMF Working Paper, 2005 (5): 124.
- [6] Singapore: Regulatory Framework for Financial Holding Companies. [J]. Asia Insurance Review, 2013 (5): 24.
- [7] 舒志军. 金融控股公司与资本经营 [J]. 国际金融研究, 1998 (6): 57-62.
- [8] 寇伟, 白云. 构建国有金融控股公司 解除国有企业债务负担 [J]. 中州学刊, 1998 (2): 14-17.
- [9] 夏斌. 金融控股公司研究 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2001.
- [10] 熊波. 金融控股公司理论与实践 [M]. 北京: 经济管理出版社, 2002.
- [11] 孔令学. 中国金融控股公司制度研究 [M]. 北京: 经济日报出版社, 2005.
- [12] 凌涛. 金融控股公司经营模式比较研究 [M]. 上海: 上海人民出版社, 2007.
- [13] 康华平. 金融控股公司风险控制研究 [M]. 北京: 中国经济出版社, 2006.
- [14] 雷兴虎. 论我国金融控股公司的风险防范法律机制 [J]. 中国法学, 2009 (5): 74-82.
- [15] 彭兴韵. 强化金融控股公司监管 [J]. 银行家, 2019 (8): 11-14.
- [16] 韩开创, 刘洪波. 如何加强金融控股公司的监管立法 [J]. 银行家, 2019 (2): 47-49.
- [17] 刘璐. 金融控股公司的主要监管模式 [J]. 金融纵横, 2017 (11): 86-92.
- [18] 高丽. 金融控股公司监管研究 [J]. 金融经济, 2016 (12): 75-78.
- [19] 尹振涛. 互联网金融控股公司的监管 [J]. 中国金融, 2019 (1): 57-59.
- [20] 时红秀. 金融监管要不断完善, 也要不断升级——评央行《金融控股公司监督管理试行办法(征求意见稿)》 [J]. 银行家, 2019 (8): 15-18.
- [21] 范云朋, 尹振涛. 金融控股公司的发展演变与监管研究——基于国际比较的视角 [J]. 金融监管研究, 2019 (12): 38-53.
- [22] 裴桂芬, 李艳红. 金融控股公司监管: 美国实践与中国的政策选择 [J]. 浙江金融, 2014 (2): 24-27, 61.
- [23] Cumming C M, Hirtle B J. The Challenges of Risk Management in Diversified Financial Companies [J]. Economic Policy Review-Federal Reserve Bank of New York, 2001, 7 (3): 1-17.
- [24] 王康, 朱锦强. 美国对外国银行机构和金融控股公司的监管及启示 [J]. 银行家, 2021 (2): 84-87.
- [25] 连平. 新时代中国金融控股公司研究 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2018: 166.
- [26] 吴秀伦. 美国金融控股公司发展简析 [J]. 现代管理科学, 2019 (1): 12-14.
- [27] 周春志, 王莹. 我国金融控股公司发展现状与监管思考 [J]. 中国物价, 2020 (8): 66-69.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

报纸报道与家庭商业保险投资

——基于社会保险报道的视角

Newspaper Coverage and Households' Commercial Insurance Investment

屈琳珊 何 宇 徐 翔

QU Lin-shan HE Yu XU Xiang

[摘 要] 基于各省份报纸文本与中国家庭动态调查数据,本文实证分析了社会保险报道对中国居民家庭商业保险投资的影响。回归结果显示,社保报道对家庭商业保险投资概率与投保金额都具有显著且稳健的负向影响。具体来说,社保报道显著降低了家庭不投资商业保险转为投资商业保险的概率,显著提高了家庭退出商业保险投资的概率。积极情绪的报道显著降低了家庭商业保险投资的概率,而消极情绪的报道的作用并不显著。与此同时,更高的受教育水平可以缓解社会保险报道对家庭购买商业保险行为的抑制作用。

[关键词] 报纸报道 商业保险投资 社会保险 媒体情绪

[中图分类号] F84 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 12-0045-12

Abstract: Combining the newspaper database and China Family Panel Studies (CFPS), we study the impact of social insurance newspaper coverage on household commercial insurance investment decision. We find that social insurance newspaper coverage will significantly decrease both the possibility and the premium household invest in commercial insurance. Further, the social insurance newspaper coverage will change household investment habit. It will make households less likely to start investing in commercial insurance if they did not have any investment in commercial insurance in the previous year. Family that has invested in commercial insurance before is more likely to stop investing. Next, by investigating the effects of different tones of news reports on investment decision, we discover that positive reports will suppress household commercial insurance investment. However, negative reports show no significant impact on commercial insurance investment. Households with higher level of education are less likely to be effected by the new reports.

Key words: Media coverage Commercial insurance investment Social insurance Media sentiment

[收稿日期] 2021-07-04

[作者简介] 屈琳珊,女,1992年9月生,中央财经大学经济学院博士研究生,研究方向为家庭金融;何宇,女,1991年11月生,中央财经大学经济学院博士研究生,研究方向为公司金融;徐翔,男,1988年8月生,中央财经大学经济学院副教授,研究方向为数字经济和金融发展。本文通讯作者为徐翔,联系方式为 seanyuxiang@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“数字经济的市场与产业理论研究”(项目编号:18AZD007);“中央高校基本科研业务费专项资金”项目;“中央财经大学科研创新团队支持计划”项目。

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

商业保险是居民家庭进行风险管理的重要工具,商业保险也在中国的金融保险体系中具有重要地位。自1984年复业以来,中国商业保险行业经历了快速发展,但是其综合覆盖率仍显著低于社会保险。2019年中国基本医疗保险覆盖率高达95%,拥有商业保险的家庭则不到半数^①。前期研究显示,影响商业保险购买的因素主要包括家庭的人口学和经济学特征(樊纲治和王宏扬,2015^[1];Chen等,2001^[2];Anderson和Nevin,1975^[3];何兴强和李涛,2009^[4])。近年来,居民对保险产品相关信息的掌握情况对商业保险投资的影响逐渐受到关注。报纸报道作为家庭获取信息的主要来源,能够显著影响家庭的股票投资和决策(Frank和Sanati,2018^[5];Bushee等,2020^[6])。对保险而言,中国报纸报道中关于社会保险的新闻数量比商业保险报道高出将近14倍。新闻覆盖度很高的社会保险报道是否可能导致我国居民商业保险购买率不足?本文希望能够对这一问题做出回答。

已有文献表明,媒体的报道宣传会在一定程度上起到引导舆论的作用,影响民众对政治和经济事件的看法,是民众认知重大问题的主要信息来源(李钢和孟丽君,2019^[7])。媒体报道不仅可以缓解政府、企业与家庭之间的信息不对称程度(Castleman和Page,2016^[8]),也会在传递信息的过程中对信息进行加工、转化,以更容易理解的方式向公众传递(张琦等,2016^[9])。各国政府和保险公司在提升居民保险参与率时,最常选用的方法之一就是利用媒体宣传增加居民对保险的关注程度,从而改变公众对保险的印象(Meng等,2011^[10];Aduloju等,2009^[11])。张旭阳和吴卫星(2020)^[12]研究发现,纸质媒体的理财信息渠道对家庭商业保险投资概率具有正向促进作用。中国目前各种来源的媒体中,报纸的报道是居民获取投资决策信息的重要渠道。尽管随着互联网的普及,居民的信息获取逐渐从传统媒体转向网络媒体,但根据国家互联网信息办公室发布的《互联网新闻信息服务管理规定》,只有白名单中的传统媒体具有新闻采编权,网络媒体不具有直接采编行文的权力。因此,在对于社会保险政策的相关宣传中,报纸等传统媒体仍具有相当大的影响力。

就媒体报道而言,社会保险的宣传是否会影响家

庭商业保险的购买?一方面,媒体对社会保险的宣传使得家庭对保险产品的认知改变,提升了家庭对保险的整体关注,在普遍意义上会增加对保险产品的购买,对商业保险的投资概率会上升;另一方面,如果报纸在报道社会保险的过程中过分强调其对家庭风险抵御的积极作用,则可能使得家庭产生未来的风险已经得到充分保障的错觉,从而放弃对商业保险的投资,进而降低其购买商业保险的概率。

本文利用“中国家庭追踪调查”(CFPS)数据库2010—2016年的问卷调查数据,结合中国知网“中国重要报纸全文数据库”中省级日报与保险有关的报道,实证检验社会保险报道对于家庭商业保险投资的影响。回归结果显示,社会保险的相关报道对家庭商业保险的投资概率与投保金额均具有显著且稳健的负向影响,而商业保险报道的影响则显著为正。进一步的实证研究表明,呈现积极情绪的报道抑制了家庭商业保险的投资,呈现消极情绪的报道对于家庭投资商业保险概率的影响并不显著。此外,社保报道对家庭从未投资商业保险转为投资商业保险的概率具有负向影响,但对家庭退出商业保险购买的概率具有正向作用。高教育水平可以在一定程度上缓解这种抑制作用。在运用工具变量以及增加更多的控制变量后,上述结果依然稳健。本文首次在家庭商业保险投资决策影响因素的研究中引入报纸报道,明确了报纸关于保险的报道对家庭商业保险投资的作用,扩展了媒体报道在家庭金融领域的应用,一定程度上弥补了相关领域的空白。

二、文献综述

(一) 商业保险投资的影响因素

家庭保险投资受到人口学、社会互动及金融知识等因素的影响。Zietz(2003)^[13]提出,年龄、性别、种族、受教育程度、工作情况等都会影响家庭商业保险投资决策。樊纲治和王宏扬(2015)^[1]指出,少儿人口增加会促进家庭商业保险购买,而老年人口占比提高则会降低对商业保险的需求。何兴强和李涛(2009)^[4]基于“广东社会变迁基本调查”数据发现,社会互动对家庭商业保险参与没有显著影响,这一结果与国外的研究结果存在显著不同。原因在于中国居民对保险产品的信任程度较低,使得在情景互动的机制下产生负面的示范效应。秦芳等(2016)^[14]研究发

① 根据2016年中国家庭动态调查数据显示,当时拥有商业保险的家庭仅占23.3%。

现金融知识的增加提高了家庭的商业保险参与概率和投资金额。

除上述家庭微观层面的影响因素外,宏观环境和政策的变化也对家庭商业保险投资具有重要的影响。保险在一定程度上可以减轻风险波动带来的冲击(邵全权等,2017^[15])。刘威和黄晓琪(2019)^[16]基于经济政策不确定性指数,研究了不可保的宏观风险因素对保险需求的影响。结果表明,经济政策不确定性的增加显著促进了地区保险的需求。在宏观因素中,社会保险的推广对家庭商业保险参与的选择也受到了较多关注。个体通过多种形式抵御风险,商业保险、自我保险以及社会保险都是有效抵御风险的手段,这种功能上的相似性使得社会保险等资源会对私人投资产生一定的挤出效应(秦雪征,2011^[17])。社会保险作为政府的基础社会保障措施,具有一定的强制性,且仅为居民提供最基本的保障。与之相对应地,商业保险则是居民家庭根据自己面临的风险水平及经济状况等多种复杂因素做出的避险投资决策。因此,商业保险常被视为社会保险的补充手段,用以满足居民超出社保覆盖范围内的需求(Bhattacharjya和Sapra,2008^[18];吴雨等,2017^[19])。

在社会保险政策推广的过程中,社会保险和商业保险常表现出一定的替代效应(Brown和Finkelstein,2008^[20])。Cutler和Gruber(1996)^[21]研究发现,美国1987—1992年推行的Medicaid社会保险计划对商业保险产生了显著的挤出效应。Gruber和Simon(2008)^[22]进一步验证了Medicaid的长期效应,发现社会保险对商业保险的挤出效应在10年之后仍然具有显著的效果。LoSasso和Buchmueller(2002)^[23]研究美国儿童社会保险政策时发现,政策的实施对私人商业保险的替代率高达18%~50%。中国社会保险的推行对商业保险造成的影响尚未达成一致结论。林菀娟和孟涓涓(2014)^[24]发现正式保险制度的引入会对非正式的风险分担行为产生显著的挤出效应。在一定情况下正式保险制度的推广,不仅无法增加地区居民风险覆盖水平,甚至可能进一步降低社会福利。彭浩然等(2017)^[25]发现,社会医疗保险与商业健康险的关系受到地区医保发展水平的影响,并不是简单的替代或互补的关系,两者的关系取决于社会医疗保险的保障程度。社会医疗保险发展程度较高的地区,两者呈现倒U型关系;而医保发展中等地区则表现为互补关系;在发展较差的地区中,两者关系并不显著。

(二) 报纸报道对家庭投资决策的影响

媒体报道对家庭投资决策具有重要作用,报纸作为传统媒体,其公信力使得报道的内容更加受到普通投资者的信任,从而成为居民投资的主要信息来源(廖理和张金宝,2011^[26])。家庭决策时需要对投资产品的性质、风险与收益等因素进行充分评估。而信息收集过程往往需要消耗大量的时间和精力(尹志超等,2014^[27])。Bajo和Raimondo(2017)^[28]发现,媒体报道会显著影响投资者对企业的关注情况,进而改变投资者的投资理念。Bushee等(2020)^[6]指出,媒体报道为个体投资者股票投资提供了更多易于理解的信息,但也可能在投资者有限关注的情况下,使得个体投资者未充分考虑投资可能带来的风险就仓促交易。

媒体对居民行为的影响包括直接影响渠道和间接影响渠道。媒体报道会直接引起个体认知和情绪的变化,媒体通过高频和深度的报道也会促使不同个体之间对相关话题的讨论,使得个体获得新的消息或强化行为的改变(李钢和孟丽君,2019^[7])。同时,由于媒体报道会覆盖到大量的读者,媒体所宣传的内容会逐渐变成社会的公共观念进而影响居民的行为决策,这种渠道并不需要个体直接阅读到媒体的报道就会产生相关的影响(Wakefield等,2010^[29])。

报纸中的社会保险的报道可能由以下两种机制影响家庭的投资行为:一是报纸报道可能改变了家庭的风险感受。家庭对风险的感受除来自本身对客观风险水平的感知外,也会通过媒体报道或居民互动的形式获知风险水平的变化。Wahlberg和Sjoberg(2000)^[30]指出,媒体报道是个体风险感受的主要决定因素,会影响社会整体的风险感知水平。社保的报道可能会改变家庭对未来风险水平的感受,进而影响家庭对商业保险投资的决策。二是报纸报道可能改变家庭进行长期财务规划的行为。金融投资常常是未来导向的,在做出决策时需要考虑未来的不确定性,这要求决策者具有一定的前瞻性(Tarrazo和Gutierrez,2000^[31])。保险是家庭减少不确定性的主要工具之一。如果家庭阅读到报纸报道后认为未来面临较大的风险,则会进行长期规划,增加商业保险的投资;当家庭通过报道了解社会保险的政策,认为未来风险已被社会保险覆盖,那么就会减少对商业保险的需求。

上述文献有助于我们理解报纸报道如何影响商业保险的投资行为,但是研究中仍存在一定不足。第一,尽管研究中已经发现家庭在进行商业保险投资中

缺乏决策相关信息,从而导致了中国家庭商业保险参与率较低的事实,然而获取到与保险相关的信息后是否会改善家庭商业保险的参与状况,暂时没有得到进一步研究。第二,在考虑信息对家庭金融投资的影响时,没有考虑具有相关功能产品的报道所产生的影响。在中国社会保险逐渐全面覆盖的过程中,报纸中社会保险报道对商业保险投资的影响可能比直接对商业保险的影响更加重要。

三、数据样本与模型设计

(一) 样本构建

本文主要研究省级报纸关于社会保险的报道对于辖区内家庭商业保险购买决策的影响。用于描述地区保险报道的报纸数据来自中国知网“中国重要报纸全文数据库”。为了匹配微观数据库,我们使用了中国家庭动态调查(CFPS)覆盖的25个省级行政区2010年、2012年、2014年和2016年四个年度的省级日报报道^①。省级日报的主办单位均为各级省委,报纸报道内容主要以报道各级政府政策、介绍当地民生以及社会经济文化发展情况为主。

(二) 变量构建及描述性统计

对于居民家庭商业保险的参与度,我们的定义是,如果家庭商业保险投资金额大于零,则当年购买了商业保险,否则表示家庭未进行商业保险的投资。对于核心自变量,本文参照Baker等(2016)^[32]的研究方法,选取社会保险相关的词汇,并统计其在报道中出现频率构建了相关指标。社会保险包含医疗保险、养老保险、失业保险、工伤保险和生育保险五类。报纸在报道社会保险的相关新闻时,可能仅会提及“社会保险”“五险一金”等社会保险的统称,而未对具体社会保险的分类进行提及。为了保证报纸报道的完备性,本文将报道中仅提及“社会保险”“社保”和“五险一金”等关键词的报道称为狭义社会保险报道。相应地,本文也根据关键词提取出其他社会保险的细分类别的报纸报道。总体来说,我们按照社会保险的种类分别构建了狭义社会保险报道、医疗保险报道、养老保险报道、失业保险报道、工伤保险报道、生育保险报道^②6个种类报道指标。社会保

险报道指标是包含了以上6个子类关键词中任一词语报纸报道。考虑到各省日报每年报道的总量存在较大的差异,本文在构建指标时,计算研究主题相关的报道占当年所有报道总数的比例作为报道指标。除此之外,报纸报道中对商业保险的直接报道,以及其他商业类报纸对保险的报道都是可能影响家庭商业保险投资的重要因素。因此,我们也利用统计报道中是否出现与商业保险相关的关键词的方法分别统计了两类报道的占比,并在回归中加以考虑。

表1给出了主要变量的描述性统计结果。在我们使用的报纸报道样本中,社会保险报道占所有报纸报道的5.8%,其中狭义社会保险报道、医疗保险报道和养老保险报道占比较多,分别为2.5%、3.3%和1.8%。失业保险、工伤保险和生育保险占比较少,分别为0.3%、0.3%和0.2%。这主要是由于医疗保险和养老保险在中国社会保险体系中起支柱作用,且覆盖全国多数居民,而失业保险、工伤保险和生育保险覆盖的范围人口较少,保障种类较为单一,因而相关报道也较少。省级日报中直接提及商业保险的报道占比仅为0.4%,而商业类报纸则更关注于商业保险报道,相关报道占比为1.8%。

表1 描述性统计

变量名	观测值	均值	方差	最小值	最大值
是否持有商业保险	41 430	0.181	0.385	0.000	1.000
狭义社会保险报道	41 430	0.025	0.007	0.012	0.052
医疗保险报道	41 430	0.033	0.008	0.014	0.056
养老保险报道	41 430	0.018	0.007	0.004	0.042
失业保险报道	41 430	0.003	0.001	0.001	0.007
工伤保险报道	41 430	0.003	0.001	0.001	0.006
生育保险报道	41 430	0.002	0.001	0.001	0.007
商业保险报道	41 430	0.004	0.002	0.001	0.010
社会保险报道	41 430	0.058	0.012	0.029	0.096

在2010—2016年之间,中国家庭平均商业保险投资率为18.1%,标准差为0.385。在财务决策人口统计和经济特征方面,财务决策人为男性的家庭占66.5%,财务决策人平均年龄为51.69岁,平均受教育年限约为7年。90.2%的财务决策人为已婚或同居状态。23.1%的决策人工作受雇于他人,35.4%务

① 由于数据库中未收录中共山东省委主办的《大众日报》,本文选用山东省会济南市委主办的《济南日报》作为研究对象。

② 狭义社会保险报道关键词包括:社会保险、社保、五险一金;医疗保险报道关键词包括:医疗保险、医保、新型农村合作医疗、新农合、农村合作医疗、农村新型合作医疗;养老保险报道关键词包括:养老保险、新型农村社会养老保险、新农保、城居保;失业保险报道关键词包括:失业保险、失业补助金、临时生活补助;工伤保险报道关键词包括:工伤保险;生育保险报道关键词包括:生育保险;社会保险报道包含了上述所有关键词。

农。82.1%的家庭对政府工作持正面评价,94%的决策人健康状况较好。拥有城市户口的人数占46.6%,家庭总资产平均为41.7万元,总负债为24.0万元。家庭年均收入为4.1万元,存款2.8万元。家庭花费在医疗保健方面的支出平均为4 573元,占家庭年均收入的11%。样本中家庭房屋自有的比例为86.5%,平均而言家庭为3~4人的家庭。平均14岁以下儿童比例为11.3%,65岁以上老人比例为15.9%。在省级层面,各省平均GDP为25 063.6亿元,人口平均为5 710.67万人。保险赔付支出平均为211.83亿元。各省报纸发售总量除以该省总人口后计算得到每年报纸出售人均4.1份。

(三) 基准回归模型

借鉴周广肃等(2018)^[33]的研究方法,本文使用如下Probit模型对报纸报道与家庭商业保险投资的关系进行分析。

$$\text{pr}(insurance_{ijt} = 1) = \phi(\alpha_0 + \alpha_1 news_{jkt} + \alpha_2 controls_{ijt} + \alpha_3 prov + \alpha_4 \mu_{jt})$$

其中 $insurance_{ijt}$ 表示 j 省 i 家庭在 t 年是否投资商业保险。本文因变量来自受访户对“您家用于购买商业性保险的支出是多少?”的回答。如果购买商业性保险当年有实际支出,则“是否投资商业保险”等于1,否则为0; $news_{jkt}$ 表示报纸报道指标,即 j 省 t 年对 k 类报道占当年报道总数的比例; $controls_{ijt}$ 为本文的控制变量; $prov$ 表示省份虚拟变量; μ_{jt} 表示年份虚拟变量。

四、实证结果

(一) 社会保险报道与家庭商业保险投资概率

表2汇报了社会保险报道对家庭商业保险投资概率的基准回归结果。我们分别讨论了综合社会保险报道以及6个子类的报纸报道影响。从表2列(1)可以看出,社会保险报道对家庭商业保险投资概率具有抑制作用,结果在1%的水平上显著。这表明居民家庭过度依赖社会保险的现象会随着报道的增加而越发严重。社保报道可能会通过影响家庭的风险感受或长期规划改变商业保险的投资决策。一方面,媒体报道作为家庭感知风险水平的主要决定因素,当报纸中强

调社会保险的保障作用或缺少对风险的宣传,可能使得家庭认为自己面临的风险处于较低水平,而无需进行商业保险的投资;另一方面,社会保险报道可能会改变家庭的长期财务规划行为。商业保险作为居民家庭抵御未来风险的重要工具,报纸宣传该地区社会保险发展情况,强调社会保险对未来风险的保障作用,可能使得家庭认为自己未来面临的多数风险已被社会保险所覆盖,不需要自主进行未来的长期规划,进而降低了对商业保险的投资意愿^①。

从社会保险的细分种类来看,列(3)和列(4)结果显示,社会保险中医疗保险和养老保险的报纸报道对家庭商业保险的投资概率有显著的负向影响。这表明社会保险报道的抑制作用可能主要是受到医疗保险报道和养老保险报道影响,其他社保报道类型(狭义社会保险报道、失业保险报道、工伤保险报道和生育保险报道)未发现对商业保险购买产生显著影响。可能的解释是,在中国的社会保险体系中,医疗保险和养老保险起到支柱作用,其覆盖范围远高于另外三种保险类型。根据国家医疗保障局数据,中国医保参保率已达到95%以上^②。养老保险的覆盖人数也接近10亿人,而其他三类保险仅覆盖2亿人左右^③。所有的社保报道中医疗保险和养老保险的报道比例也最多。关于报纸报道的控制变量,省级日报中对于商业保险的报道和商业类报纸中对保险的报道均对家庭商业保险购买具有正向促进作用。对此的解释是,报纸对商业保险的报道吸引了家庭对商业保险的关注,一定程度上改善了家庭因对商业保险了解较低所导致的商业保险参与度不足的情况。

表2中其他控制变量的回归结果显示,财务决策者的年龄与商业保险投资概率呈现倒U型关系。受教育年限高、拥有城镇户口的财务决策者更倾向于购买商业保险。性别和婚姻状态以及是否受雇用对于商业保险购买的影响不显著。务农家庭较少购买商业保险。此外,家庭总资产、总负债、收入、存款以及医疗花费均对商业保险购买具有显著促进作用。儿童数量较多的家庭,商业保险购买概率更高;老人数量较多的家庭,商业保险购买概率更低。这些结果均与已有文献的判断相一致(Zietz, 2003^[13];樊纲治和王宏扬, 2015^[1])。

① 受调查问卷的限制,我们暂时无法就社会保险报道对家庭商业保险影响的机制进行验证。这也是我们下一步研究的方向。

② http://www.nhsa.gov.cn/art/2020/3/30/art_7_2930.html。

③ 数据来源:国家统计局。

表2 社会保险报道对家庭商业保险投资概率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
社会保险报道	-5.307*** (1.686)						
狭义社会保险报道		-2.479 (2.708)					
医疗保险报道			-6.228*** (2.334)				
养老保险报道				-7.069*** (2.672)			
失业保险报道					-5.185 (11.824)		
工伤保险报道						17.515 (11.606)	
生育保险报道							2.271 (11.228)
商业保险报道	28.290*** (8.240)	23.820*** (8.506)	23.868*** (7.986)	21.236*** (7.904)	21.766*** (8.069)	16.846** (8.378)	20.717*** (8.036)
商业报纸保险报道	5.274*** (1.363)	5.570*** (1.365)	5.594*** (1.359)	5.801*** (1.360)	5.687*** (1.363)	5.720*** (1.358)	5.752*** (1.361)
年龄	0.035*** (0.007)	0.035*** (0.007)	0.035*** (0.007)	0.035*** (0.007)	0.035*** (0.007)	0.035*** (0.007)	0.035*** (0.007)
年龄平方	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
是否男性	-0.024 (0.023)	-0.024 (0.023)	-0.024 (0.023)	-0.024 (0.023)	-0.024 (0.023)	-0.024 (0.023)	-0.024 (0.023)
受教育年限	0.028*** (0.003)	0.028*** (0.003)	0.028*** (0.003)	0.028*** (0.003)	0.028*** (0.003)	0.028*** (0.003)	0.028*** (0.003)
是否已婚	-0.007 (0.045)	-0.008 (0.045)	-0.008 (0.045)	-0.008 (0.045)	-0.008 (0.045)	-0.008 (0.045)	-0.008 (0.045)
是否受雇	0.040 (0.028)	0.040 (0.028)	0.039 (0.028)	0.039 (0.028)	0.040 (0.028)	0.039 (0.028)	0.040 (0.028)
是否务农	-0.138*** (0.028)	-0.137*** (0.028)	-0.139*** (0.028)	-0.139*** (0.028)	-0.137*** (0.028)	-0.137*** (0.028)	-0.137*** (0.028)
对政府评价	-0.006 (0.026)	-0.007 (0.026)	-0.007 (0.026)	-0.006 (0.026)	-0.007 (0.026)	-0.008 (0.026)	-0.007 (0.026)
受访者健康状况	0.042 (0.053)	0.042 (0.053)	0.044 (0.053)	0.041 (0.053)	0.041 (0.053)	0.043 (0.053)	0.042 (0.053)
城镇户口	0.067** (0.027)	0.066** (0.027)	0.066** (0.027)	0.066** (0.027)	0.066** (0.027)	0.066** (0.027)	0.066** (0.027)
家庭总资产(对数)	0.244*** (0.014)	0.244*** (0.014)	0.244*** (0.014)	0.244*** (0.014)	0.244*** (0.014)	0.244*** (0.014)	0.244*** (0.014)
家庭总负债(对数)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)
家庭收入(对数)	0.067*** (0.010)	0.067*** (0.010)	0.067*** (0.010)	0.067*** (0.010)	0.067*** (0.010)	0.067*** (0.010)	0.067*** (0.010)
家庭存款(对数)	0.018*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.018*** (0.002)
家庭保健支出(对数)	0.036*** (0.004)	0.036*** (0.004)	0.036*** (0.004)	0.036*** (0.004)	0.036*** (0.004)	0.036*** (0.004)	0.036*** (0.004)
居住房屋是否自有	-0.236*** (0.035)	-0.237*** (0.035)	-0.236*** (0.035)	-0.237*** (0.035)	-0.237*** (0.035)	-0.237*** (0.035)	-0.237*** (0.035)
家庭规模	0.014* (0.008)	0.014* (0.008)	0.015* (0.008)	0.015* (0.008)	0.014* (0.008)	0.015* (0.008)	0.015* (0.008)
家庭中14岁以下儿童比例	0.460*** (0.075)	0.460*** (0.075)	0.461*** (0.075)	0.463*** (0.075)	0.460*** (0.075)	0.459*** (0.075)	0.460*** (0.075)
家庭中的65岁以上老人比例	-0.221*** (0.060)	-0.221*** (0.060)	-0.222*** (0.060)	-0.221*** (0.060)	-0.221*** (0.060)	-0.222*** (0.060)	-0.221*** (0.060)
GDP(对数)	-0.279* (0.158)	-0.234 (0.159)	-0.208 (0.155)	-0.198 (0.155)	-0.208 (0.155)	-0.253 (0.157)	-0.204 (0.154)
地区人口(对数)	-0.939 (1.077)	-1.193 (1.075)	-1.302 (1.068)	-1.167 (1.073)	-1.181 (1.094)	-1.582 (1.086)	-1.291 (1.077)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
人均报纸销售量	-0.094 *** (0.024)	-0.080 *** (0.024)	-0.086 *** (0.024)	-0.086 *** (0.024)	-0.075 *** (0.024)	-0.074 *** (0.024)	-0.074 *** (0.024)
观测值	41 430	41 430	41 430	41 430	41 430	41 430	41 430
控制年份	是	是	是	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是	是	是	是

注：为解释方便，表内汇报的平均边际效应而非回归系数；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的置信水平显著，括号内为边际效应的标准误。下同。

（二）不同情绪社会保险报道对于家庭商业保险投资概率的影响

已有研究表明，媒体报道情绪会显著影响投资者的投资决策行为，而不同情绪的影响在很多时候具有非对称性（Akhtar 等，2012^[34]；Tetlock，2007^[35]）。Jo 和 You（2019）^[36]指出，报纸报道在对社会保险进行宣传时，宣传的内容侧重强调社会保险对增加政府财政的负面影响，或社会保险对减轻家庭负担的积极作用，这使得家庭对政策实施的感知产生显著差异。因此，我们认为积极和消极的报道情绪可能会对家庭商业保险投资决策产生异质性影响。

为探究不同情绪的报道是否对家庭商业保险投资产生差异。我们参照 Tetlock（2007）^[35]的做法，计算了社保报道情绪。我们分别统计了知网情绪词典定义的积极词汇和消极词汇在一篇报道中出现的次数，利用（积极词汇数-消极词汇数）/（积极词汇数+消极词汇数）的方法计算出每篇报道的情绪值。通过计算发现，报纸中报道情绪为负面报道的比例^①仅为3.4%，这说明省级日报中更多的是宣传社会保险的好处，而没有站在居民的角度分析仅拥有社会保险可能导致的风险覆盖不足的问题。由于本文的样本中负面报道占比过低，我们计算了各省份每年报纸报道情绪的平均值，并按照报道情绪在平均值以上或以下作为区分，构建积极报道和消极报道变量。具体而言，若报道情绪为平均情绪以上，我们记该篇报道为积极报道，反之为消极报道。最后，我们计算了各省份报纸报道中积极报道和消极报道占总报道数的比例。

在有效区分积极报道和消极报道的基础上，本部分分析了报纸对社会保险的情绪对家庭商业保险投资概率的影响。表3给出了不同报道情绪对家庭商业保险投资概率的影响。根据表3列（1）的结果可知，与基准回归中社会保险报道的结果相比，积极的社会保险报道对家庭商业保险投资的影响呈现出更大的抑制作用。与之相对地（表3列（2）结果），消极报道对家庭商业保险的影响并不显著。列（3）同时控制了积极报道和消极报道，结果基本相同。对此的解释是，积极的报道会使居民家庭更加相信社会保险可以为家庭带来积极作用。随着对于社会保险积极报道的数量增加，家庭会更加依赖社会保险，从而忽视商业保险的风险抵御作用。对于消极报道而言，尽管社会保险报道也向家庭报道了社保政策的相关信息，但是阅读到报道后，居民更可以认识到社保实施过程中的问题以及保障的不足。因此，消极报道对家庭投资商业保险行为不存在抑制作用。列（1）~列（3）分析了报道相对情绪对家庭商业保险投资的影响。进一步地，为了降低情绪变量构建过程带来的误差，本文计算了情绪值大于0的绝对积极报道的数量所占的比例，并作为核心的解释变量进行回归分析。结果如表3列（4）所示，社会报道中绝对积极报道的比例对家庭购买商业保险的概率有显著的负向影响，与列（1）~列（3）的结果一致。综合以上结果可知，社会保险中的积极报道对家庭购买商业保险有显著的抑制作用，而消极报道对家庭商业保险投资概率未发现显著影响。

表3 不同情绪社会保险报道对家庭商业保险投资概率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
社会保险报道（积极）	-8.550 *** (2.294)		-8.561 *** (2.339)	
社会保险报道（消极）		-1.809 (3.104)	0.094 (3.170)	

① 即积极情绪词汇小于消极情绪词汇数

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
社会保险报道 (绝对积极)				-4.410 ** (1.751)
观测值	41 430	41 430	41 430	41 430
控制年份	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是

(三) 稳健性检验

上文考察了社会保险报道对家庭商业保险投资概率的影响。本节以家庭商业保险投资金额的对数作为被解释变量进行分析。从表4可以看出,与基准回归

一致,社保报道的增加会减少商业保险的投资金额。其中,积极报道对家庭投资金额影响更大,而消极报道则未发现显著影响;同时控制了两种报道情绪后,结果仍然稳健。

表4 社会保险报道对家庭商业保险投资金额的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
社会保险报道	-5.651 ** (2.259)			
社会保险报道 (积极)		-15.252 *** (4.342)		-14.829 *** (4.379)
社会保险报道 (消极)			-6.663 (5.578)	-4.193 (5.625)
观测值	41 430	41 430	41 430	41 430
控制年份	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是

家庭本身是否拥有社会保险,对于居民受社保报道的影响范围和影响程度可能存在一定影响,受数据限制,CFPS中未包含直接询问家庭是否拥有社会保险的相关问题。但是,是否拥有社会保险可能是影响社保报道发挥作用的重要因素,因而本文以2012、2014和2016年调查问卷中,“是否享有以下医疗保险”作为测度。若家庭享受“公费医疗、城镇职工医疗、城镇居民医疗保险、新农村合作医疗”的任

何一种,则认为家庭拥有社会保险。

表5给出了加入家庭是否拥有医疗保险情况后的回归结果。由于回归中使用的样本年份与基准回归存在一定差异,系数大小与基准回归相比存在一定差异,但总体而言,社会保险报道对家庭商业保险投资的影响方向和系数仍然相同,本文的核心结论稳健。我们的结果显示,拥有社会医疗保险对家庭商业保险投资具有促进作用,这与Liu等(2011)^[37]的研究结果相同。

表5 社会保险报道对家庭商业保险投资概率的影响:考虑是否具有医疗保险

	(1)	(2)	(3)	(4)
社会保险报道	-11.111 *** (2.342)			
社会保险报道 (积极)		-18.300 *** (3.182)		-18.311 *** (3.214)
社会保险报道 (消极)			-2.826 (4.027)	0.115 (4.100)
是否有医疗保险	0.130 *** (0.046)	0.133 *** (0.046)	0.130 *** (0.045)	0.133 *** (0.046)
观测值	29 332	29 332	29 332	29 332
控制年份	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是

五、其他实证结果

(一) 异质性分析

1. 社会保险报道对家庭开始和停止商业保险购买概率的影响。

商业保险的缴费存在两种不同模式，即一次性缴费或多次缴费。在基准回归中，我们总体考虑了两种缴费模式下的社保投资情况，暂未分析多年连续缴费开始或到期导致的家庭商业保险参与变化，即受以前年度的报道或信息影响已经购买了商业保险，本年缴费仅为以前购买行为的延续，或以前多年缴费在本年终止缴费的情况。本文采用的面板数据，为我们研究家庭开始或者停止购买商业保险的决策是否受到社保报道的影响提供了数据基础。我们定义前一轮调查问卷中未购买商业保险，而本轮调查问卷中购买商业保

险的家庭为开始商业保险购买家庭。相反地，前一轮调查问卷中购买了商业保险，而本轮调查问卷中未购买商业保险的家庭为停止商业保险购买家庭。以此为基础构建 0-1 虚拟变量进行回归。

表 6 的 A 部分汇报了社保报道对家庭开始购买商业保险概率的影响。结果显示，与基准回归一致，社保报道对家庭由未购买商业保险转为购买商业保险的概率具有负向影响，结果在 1% 的水平上显著。积极的社保报道的影响更大，而消极的报道则未发现显著影响。表 6 的 B 部分汇报了社保报道对家庭停止购买商业保险概率的影响。根据结果可以看出，社保报道显著增加了居民家庭停止商业保险投资的概率。这进一步证实了我们的基准回归结果，即社保报道对家庭商业保险投资概率具有负向影响。

表 6 社会保险报道对家庭开始及停止购买商业保险概率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
A：社会保险报道对开始家庭商业保险购买的影响				
社会保险报道	-11.829 *** (2.337)			
社会保险报道（积极）		-17.701 *** (3.111)		-17.443 *** (3.132)
社会保险报道（消极）			-5.580 (3.975)	-3.031 (4.019)
B：社会保险报道对停止家庭商业保险购买的影响				
社会保险报道	11.480 *** (2.550)			
社会保险报道（积极）		10.688 *** (3.485)		8.937 ** (3.506)
社会保险报道（消极）			16.958 *** (4.414)	15.326 *** (4.452)
观测值	27 081	27 081	27 081	27 081
控制年份	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是

2. 社会保险报道对不同受教育水平居民的影响。

对于报纸报道的阅读和理解需要一定的知识作为基础。已有文献表明，受教育程度较高的居民更有能力独立处理与商业保险相关的各类信息、解读和评价保险条款（何兴强和李涛，2009^[4]）。为验证不同受教育程度的家庭受社保报道的影响，我们构建了教育水平的虚拟变量，若财务决策人受教育水平为平均值以上，则认为为高教育水平，赋值为 1，否则为 0。在回归中加入了教育水平的虚拟变量，以及教育水平与社保报道的交互项，得到如表 7 的回归结果。表 7

列（1）的结果显示，受教育水平与社保报道之间的交互项前的系数显著为正。这表明受教育水平较高的家庭，社保报道对家庭商业保险投资概率的影响较小。考虑社会保险报道的情绪，发现积极报道与受教育水平交互项前的系数显著为正，消极报道未有显著的影响。以上结果说明，受教育水平较高的家庭更容易理解报纸中对社会保险的报道，了解社保覆盖的范围。因此，更高的受教育水平可以缓解社保报道对居民家庭商业保险投资的抑制作用。

表 7 不同受教育水平、社会保险报道和家庭商业保险投资概率

	(1)	(2)	(3)	(4)
社会保险报道	-8.246 *** (2.064)			
社会保险报道 (积极)		-12.739 *** (2.806)		-12.336 *** (2.893)
社会保险报道 (消极)			-5.501 (3.898)	-1.697 (4.058)
是否高教育水平	-0.193 * (0.105)	-0.116 (0.076)	-0.119 (0.120)	-0.183 (0.123)
高教育×社会保险报道	4.380 ** (1.704)			
高教育×社会保险报道 (积极)		5.950 *** (2.268)		5.257 ** (2.472)
高教育×社会保险报道 (消极)			6.314 (4.055)	3.110 (4.427)
观测值	41 430	41 430	41 430	41 430
控制年份	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是

(二) 内生性讨论

上述社会保险报道对家庭商业保险投资的回归分析中可能存在一定的内生性问题。我们在回归中借鉴已有研究控制了家庭的人口统计和经济特征,并利用面板数据的特征减少不可观测变量的影响,因而遗漏变量问题不是本文主要的内生性来源。

本文可能存在的主要内生性的来源是反向因果问题。报纸报道是省级层面的宏观报道情况,因而受单个家庭投资行为的影响较小。但仍然存在省内多数家庭改变商业保险投资行为后,报纸报道强化对社会保险报道的可能性。报纸报道可能为了迎合居民的需求,选择性地对当地问题进行报道 (Gentzkow 和 Shapiro, 2010^[38]; Mullainathan 和 Shleifer, 2005^[39])。因此,可能存在随着居民家庭对商业保险投资和关注的增加,报纸对本地保险的发展进行报道。为了消除这种可能的反向因果问题,我们选择政府工作报告中对社会保险的提及情况,作为报纸报道的工具变量解决潜在的内生性问题。一方面,各省级政府工作报告均由省委批准,而各省级日报也是省委主办。同时,政府工作报告及省级日报都关注于当地经济民生等情况的发展,具有较高的相关度。另外,政府工作报告中,汇报的是地区整体发展态势,而不是专注于例如商业保险等具体细分行业的发展,可能对居民家庭商业保险参与无直接影响。

表 8 列 (1) 和列 (2) 分别为利用工具变量的

估计方法来评估社会保险报道对家庭商业保险投资概率及投资金额的影响。工具变量第一阶段 F 值远大于临界值 10,这意味着利用政府工作报告中对社会保险的提及次数作为工具变量,不存在弱工具变量问题。各列回归的 Wald 检验均具有 10% 的显著性水平,说明我们的回归中存在着一定的内生性问题。我们采用的工具变量可以帮助修正内生性问题带来的偏误。从结果可以看出,社保报道对家庭商业保险的投资具有显著的负向因果关系。

表 8 社保报道对家庭商业保险投资概率的影响:内生性

	(1)	(2)
社会保险报道	-27.717 ** (13.817)	-261.500 ** (127.455)
商业保险	50.237 *** (18.655)	479.378 *** (172.589)
商业报纸保险报道	2.465 (1.553)	16.677 (13.888)
观测值	41 430	41 430
其他控制变量	是	是
第一阶段 F 值	3 479.55	3 479.55
Wald test of exogeneity: χ^2	2.86	3.19
Wald test of exogeneity: P value	0.091	0.074

六、结论与政策含义

当前中国家庭商业保险参与率仍然较低,家庭通过商业保险自主管理风险意识相对不足。这就导致国家社保基金承受较大压力,中国家庭对潜在风险也缺

乏必要的应对手段。报纸媒体是居民进行金融投资的重要信息来源,其关于社会保险的报道对家庭商业保险投资行为的影响值得关注。

通过实证分析本文发现,社会保险报道降低了家庭购买商业保险的概率与实际投保金额。社会保险报道的增加不仅会降低原来未购买商业保险的家庭进行商业保险的购买概率,还会提高之前购买商业保险的家庭终止购买行为的概率。对于社会保险的积极报道抑制了家庭在商业保险上的投资,消极报道的影响不显著。我们利用政府工作报告中对社会保险的提及情况作为工具变量,回归结果依然稳健。通过异质性分析我们发现,更高的受教育水平可以缓解社会保险报

道对家庭购买商业保险行为的抑制作用。

如何有效缓解社保报道对于家庭商业保险投资的潜在负面影响?本文建议,有关部门应通过有效的媒体宣传树立民众正确的保险投资观。应鼓励媒体增加以“社会保险不能完全替代商业保险”为主题的报道和科普性宣传,帮助广大家庭树立“社会保险覆盖基本民生保障、商业保险实现避险性投资”的正确认知。此外,应建议媒体在报道社会保险相关话题时尽可能保持客观,慎重选择积极词汇,尽可能准确地报道社会保险的有限保障功能及发展情况,以减少居民家庭对于不同类型保险的保障作用的误解。

参考文献

- [1] 樊纲治,王宏扬. 家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究[J]. 金融研究, 2015(7): 170-189.
- [2] Chen R, Wong K A, Lee H C. Age, Period, and Cohort Effects on Life Insurance Purchases in the U. S. [J]. The Journal of Risk and Insurance, 2001, 68 (2): 303-327.
- [3] Anderson D R, Nevin J R. Determinants of Young Marrieds' Life Insurance Purchasing Behavior: An Empirical Investigation [J]. Journal of Risk and Insurance, 1975, 42 (3): 375-387.
- [4] 何兴强,李涛. 社会互动、社会资本和商业保险购买 [J]. 金融研究, 2009 (2): 116-132.
- [5] Frank M Z, Sanati A. How Does the Stock Market Absorb Shocks? [J]. Journal of Financial Economics, 2018, 129 (1): 136-153.
- [6] Bushee B, Cedergrén M, Michels J. Does the Media Help or Hurt Retail Investors During the IPO Quiet Period? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2020, 69 (1): 101261.
- [7] 李钢,孟丽君. 舆论对国际贸易的影响:以美国进口贸易为例 [J]. 世界经济, 2019 (8): 146-169.
- [8] Castleman B L, Page L C. Freshman Year Financial Aid Nudges an Experiment to Increase FAFSA Renewal and College Persistence [J]. Journal of Human Resources, 2016, 51 (2): 389-415.
- [9] 张琦,步丹璐,郁智. 媒体关注、报道情绪与政府“三公”预算抑制 [J]. 经济研究, 2016 (51): 72-85.
- [10] Meng Q, Yuan B, Jia L, et al. Expanding Health Insurance Coverage in Vulnerable Groups: A Systematic Review of Options [J]. Health Policy and Planning, Oxford Academic, 2011, 26 (2): 93-104.
- [11] Aduloju S A, Odugbesan A O, Oke S A. The Effects of Advertising Media on Sales of Insurance Products: A Developing-country Case [J]. The Journal of Risk Finance, Emerald Group Publishing Limited, 2009, 10 (3): 210-227.
- [12] 张旭阳,吴卫星. 媒体理财信息是否助推了家庭金融参与?——基于股票和保险的研究 [J]. 金融论坛, 2020 (2): 8-19, 80.
- [13] Zietz E N. An Examination of the Demand for Life Insurance [J]. Risk Management and Insurance Review, 2003, 6 (2): 159-191.
- [14] 秦芳,王文春,何金财. 金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析 [J]. 金融研究, 2016 (10): 143-158.
- [15] 邵全权,王博,柏龙飞. 风险冲击、保险保障与中国宏观经济波动 [J]. 金融研究, 2017 (6): 1-16.
- [16] 刘威,黄晓琪. 经济政策不确定性、地区文化与保险需求 [J]. 金融研究, 2019 (9): 39-56.
- [17] 秦雪征. 社会安全网、自我保险与商业保险:一个理论模型 [J]. 世界经济, 2011 (10): 70-86.
- [18] Bhattacharjya A S, Sapra P K. Health Insurance in China and India: Segmented Roles for Public and Private Financing [J]. Health Affairs, Health Affairs, 2008, 27 (4): 1005-1015.
- [19] 吴雨,杨超,尹志超. 金融知识、养老计划与家庭保险决策 [J]. 经济学动态, 2017 (12): 86-98.
- [20] Brown J R, Finkelstein A. The Interaction of Public and Private Insurance: Medicaid and the Long-Term Care Insurance Market [J]. American Economic Review, 2008, 98 (3): 1083-1102.
- [21] Cutler D M, Gruber J. Does Public Insurance Crowd out Private Insurance? [J]. The Quarterly Journal of Economics, Oxford Academic, 1996, 111 (2): 391-430.
- [22] Gruber J, Simon K. Crowd-out 10 Years later: Have Recent Public Insurance Expansions Crowded Out Private Health Insurance? [J]. Journal of

- Health Economics, 2008, 27 (2): 201-217.
- [23] LoSasso A T, Buchmueller T C. The Effect of the State Children's Health Insurance Program on Health Insurance Coverage [J]. NBER Working Paper, 2002, No. 9405.
- [24] 林莞娟, 孟涓涓. 越多正式保险是否越能提高风险覆盖率: 一个实验研究 [J]. 世界经济, 2014 (2): 136-160.
- [25] 彭浩然, 郑倩昀, 芮玉红. 中国社会医疗保险扩张会促进商业健康保险发展吗? [J]. 金融研究, 2017 (5): 97-110.
- [26] 廖理, 张金宝. 城市家庭的经济条件、理财意识和投资借贷行为——来自全国24个城市的消费金融调查 [J]. 经济研究, 2011 (S1): 17-29.
- [27] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择 [J]. 经济研究, 2014 (4): 62-75.
- [28] Bajo E, Raimondo C. Media Sentiment and IPO Underpricing [J]. Journal of Corporate Finance, 2017, 46: 139-153.
- [29] Wakefield M A, Loken B, Hornik R C. Use of Mass Media Campaigns to Change Health Behaviour [J]. Lancet, New York: Elsevier Science Inc, 2010, 376 (9748): 1261-1271.
- [30] Wahlberg A A F, Sjoberg L. Risk Perception and the Media [J]. Journal of Risk Research, 2000, 3 (1): 31-50.
- [31] Tarrazo M, Gutierrez L. Economic Expectations, Fuzzy Sets and Financial Planning [J]. European Journal of Operational Research, 2000, 126 (1): 89-105.
- [32] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [33] 周广肃, 樊纲, 李力行. 收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资 [J]. 世界经济, 2018 (41): 53-74.
- [34] Akhtar S, Faff R, Oliver B, Subrahmanyam A. Stock Salience and the Asymmetric Market Effect of Consumer Sentiment News [J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 36 (12): 3289-3301.
- [35] Tetlock P C. Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market [J]. The Journal of Finance, 2007, 62 (3): 1139-1168.
- [36] Jo W, You M. News Media's Framing of Health Policy and Its Implications for Government Communication: A Text Mining Analysis of News Coverage on a Policy to Expand Health Insurance Coverage in South Korea [J]. Health Policy, 2019, 123 (11): 1116-1124.
- [37] Liu H, Gao S, Rizzo J A. The Expansion of Public Health Insurance and the Demand for Private Health Insurance in Rural China [J]. China Economic Review, 2011, 22 (1): 28-41.
- [38] Gentzkow M, Shapiro J M. What Drives Media Slant? Evidence from US Daily Newspapers [J]. Econometrica, 2010, 78 (1): 35-71.
- [39] Mullainathan S, Shleifer A. The Market for News [J]. American Economic Review, 2005, 95 (4): 1031-1053.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

(上接第24页)

- [26] Dell'Anno R, Dollery B E. Comparative Fiscal Illusion: A Fiscal Illusion Index for the European Union [J]. Empirical Economics, 2014, 46 (3): 937-960.
- [27] Henrekson M. Explaining the Growth of Government in Sweden: A Disequilibrium Approach [J]. Public Choice, 1988 (57): 213-232.
- [28] Westand E G, Winer S L. Optimal Fiscal Illusion and the Size of Government [J]. Public Choice, 1980, 35 (5): 607-622.
- [29] 孙琳, 汤蛟伶. 税制结构、“财政幻觉”和政府规模膨胀 [J]. 中央财经大学学报, 2010 (11): 1-4.
- [30] 郑育礼. 财政幻觉与政府规模: 基于中国经验的分析 [J]. 经济视角, 2014 (2): 25-26.
- [31] 刘明勋, 冯海波. 税制结构如何影响政府规模——基于经济发展方式的全新解释 [J]. 当代财经, 2016 (12): 32-43.
- [32] 戚昌厚, 岳希明. 财政支出与经济发展关系——对瓦格纳法则的新解释 [J]. 经济理论与经济管理, 2020 (7): 43-57.
- [33] 路遥, 王振宇. 财政支出是否推动了经济动能转换——基于省级动态面板的系统GMM实证 [J]. 财政管理, 2020 (3): 59-69.
- [34] Taghi G, Zaroki S, Ezoji H. The Analysis of Fiscal Illusion and Budgetary Policy in Selected Developing Countries Using Dynamic Panel Data [J]. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 2019, 6 (1): 21-50.
- [35] 李和中. 中国地方政府规模与结构研究 [M]. 北京: 科学出版社, 2012.
- [36] 金雪瑶. 财政幻觉假说——来自东北老工业基地的验证 [D]. 长春: 吉林大学, 2017.
- [37] 文娟, 沈映春. 财政幻觉假说的实证检验 [J]. 北京航空航天大学学报, 2008 (1): 28-32.
- [38] 刘金全, 潘雷, 何筱薇. 我国积极财政政策的“财政幻觉”分解与计量检验 [J]. 财经研究, 2004 (12): 44-52.
- [39] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

企业审计师选择的地区同群效应研究

Regional Peer Effects on Auditor Choice

李秋梅 梁权熙

LI Qiu-mei LIANG Quan-xi

[摘要] 本文基于2004—2019年中国A股上市公司样本数据,考察了企业审计师选择的地区同群效应及其发生机制。研究发现,企业在进行审计师选择时会模仿其他同群企业的行为,即焦点企业的审计师选择标准与其所在省区其他企业的审计师选择标准显著正相关,该结论即使在通过工具变量控制内生性问题并经过一系列稳健性测试后仍然成立。进一步研究发现,“维持竞争均势”动机是驱动企业审计师选择同群效应的主要原因,具体表现为相比于不同盈利能力、规模或年龄的企业之间,具有相似盈利能力、规模或年龄的企业之间更倾向于学习模仿彼此的审计师选择行为;并且,外部的信息透明度越高、产品市场竞争越激烈,企业审计师选择的同群效应越强。本文的研究为理解我国企业审计师选择行为的潜在动因提供了一个新的重要视角。

[关键词] 审计师选择 同群效应 学习模仿

[中图分类号] F239.43 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2021)12-0057-12

Abstract: This paper investigates the regional peer effects of auditor choice and their mechanism by analyzing the data of Chinese A-share listed firms from 2004 to 2019. Empirical results show a significant regional peer effects in corporate auditor choice. The criteria of auditor choice of enterprises is significantly related to the auditor choice of other enterprises in the same provinces. This conclusion is still steady after controlling endogenous problems through instrumental variables and a series of robustness tests. The peer effects of auditor choice are mainly driven by the motivation of “maintain competitive parity”. And learning and imitating mainly exists between enterprises with similar profitability, size and age while enterprises with different profitability, size, or age do not experience this behavior. And the peer effects of auditor choice will be stronger while the transparency of external information is becoming higher and the competition in the product market is becoming more fierce.

Key words: Auditor choice Peer effect Learning and imitation

[收稿日期] 2020-04-28

[作者简介] 李秋梅,女,1989年2月生,广西财经学院工商管理学院教师,研究方向为公司治理;梁权熙,男,1979年9月生,广西大学经济学院副教授,研究方向为公司治理与资本市场。本文通讯作者为梁权熙,联系方式为 qxliang@gxu.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“政府管制、政策不确定性与企业创新行为研究”(项目编号:71762005);广西财经学院博士启动金科研项目(项目编号:BS2021031)。

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

审计师选择作为企业一种重要的外部治理机制,能够缓解企业和外部投资者之间的信息不对称问题,为外部投资者提供可靠的企业特质信息(Gul等,2010^[1])。除此之外,外部审计作为一种有效的外部监督手段,能发现与鉴别公司财务报告的缺陷(Jensen和Meckling,2007^[2]),向政府监管机构与社会公众提供更准确的信息。审计师质量的高低会影响审计师监督治理作用的发挥(Becker等,1998^[3]),高质量的审计师更专业和谨慎,更容易发现企业财务报表中存在的问题,更能确保企业会计信息的准确度和透明度,为外部投资者提供真实可靠的企业信息。

尽管审计师选择关乎企业自身未来发展,是政府监管机构、外部投资者以及社会公众了解企业的重要窗口,但企业审计师选择的决策过程对于外界来说一直是一个“暗箱”。现有关于企业审计师选择影响因素的文献主要集中于企业信息透明度与信息披露(Guedhami等,2009^[4];洪金明等,2011^[5])、政治关联(Guedhami等,2014^[6];杜兴强和周泽将,2010^[7])、产权性质(Wang等,2008^[8])、股权结构(Kim等,2019^[9])、公司治理水平(Lin和Liu,2009^[10])等方面。这些文献通常隐含地假设企业的审计师选择行为独立于其他企业,即企业选择什么样的审计师主要取决于企业本身特征和外部经济制度环境,鲜有文献考虑不同企业间审计师选择行为的相互影响或相互联系。审计师选择是企业外部治理的重要机制,不但取决于企业自身可负担、愿承担的审计成本与计划向外部释放的信息量,还可能取决于其他企业的审计师选择决策,尤其是相邻地区或相似程度较高的其他企业的审计师选择行为。

本文考察企业在进行审计师选择时是否会学习和模仿同地区其他企业的审计师选择行为,即审计师选择的地区同群效应。以往有关企业财务行为的文献通常假设企业财务决策仅为企业单个个体特征的函数,忽略了企业之间的相互影响或相互依赖关系。但在现实决策中,由于受到某种特定关系的影响(如面临相同的法律约束,处于相同经济环境与竞争市场或同处于一个生产链条等),企业在决策的过程中会有意识或无意识地学习或回应其他企业的决策行为,由此企业间决策行为相互影响,呈相同发展趋势,即企业间决策存在“同群效应”。近来学者们也发现,企业在资本结构(Leary和Roberts,2014^[11];钟田丽和

张天宇,2017^[12])、股利分配(Adhikari和Agrawal,2018^[13];Grennan,2019^[14])、高管薪酬发放(赵颖,2016^[15])以及企业避税(Bird等,2018^[16])等重要的决策行为上均存在显著的同群效应。

本文以2004—2019年中国A股上市公司为样本,从同群效应的新颖视角来考察企业审计师选择行为的影响因素及发生机制。本文可能的贡献在于:第一,不同于以往文献隐含地将企业的审计师选择行为假设为“独立事件”,本文从同群效应的独特视角考察不同企业之间的审计师选择行为如何相互影响,从而补充和拓展了企业审计师选择决定因素的文献。第二,丰富了有关企业同群效应的研究,本文发现审计师选择作为企业的一项重要财务决策,也存在显著的地区同群效应,并且这种效应主要是由企业“维持竞争均势”的动机驱动的。第三,本文的研究证实了企业审计师选择行为的地区关联性,从而为政府部门制定相关的监管政策提供理论参考,也为企业如何通过审计师选择决策维持竞争优势提供一定的启示。

本文的结构安排如下:第二部分为相关文献的回顾并提出研究假设;第三部分为模型设定及相关变量定义、描述性统计;第四部分报告和分析主要的实证结果及稳健性检验;第五部分探讨审计师选择行为同群效应的影响机制;第六部分为研究结论和启示。

二、文献回顾和研究假设

(一) 相关文献梳理

企业同群效应方面,学者们的研究证实了企业的经营决策与公司治理行为均存在显著同群效应,并在此基础上对企业同群效应的产生机制进行了研究。学者们首先对企业同群效应的存在性进行了一定的探索,发现企业并购行为(万良勇等,2016^[17])、高管薪酬发放行为(赵颖,2016^[15])、股票回购和股利发放行为(Grennan,2019^[14];Adhikari和Agrawal,2018^[13])等公司治理行为均存在显著的同群效应,并且企业同群效应主要包括地区和行业同群效应。关于行业同群效应,Dougal等(2015)^[18]指出,无论是否属于同一行业,企业融资决策对总部设在其附近的其他企业的融资决策敏感度更高;而陆蓉等(2017)^[19]也证实了企业的资本结构会受到同行业企业的影响。关于地区同群效应方面,李志生等(2018)^[20]的研究表明,企业过度负债程度与企业所在省区其他企业负债水平呈正相关关系;陆蓉和常维(2018)^[21]经研究发现,焦点企业的违规行为随着同地区其他企业违规概率的提高而增加。其次,学者们还对企业同群效应的产生机制进

行了研究,认为同群效应产生的主要机制为企业间的模仿与学习行为(Lahno和Serra-Garcia,2015^[22])。如Leary和Roberts(2014)^[11]指出,规模较小或更年轻的企业更倾向于效仿其他企业的资本结构;陆蓉和常维(2018)^[21]发现企业违规行为的地区同群效应主要源自模仿与学习行为,并且相同产权性质企业间的学习行为更明显;陆蓉等(2017)^[19]指出同群效应的影响机制是“管理者信息学习”,不确定性强和行业增长速度快的企业资本结构的同群效应更强。

审计师选择方面,学者们的文献多集中于探讨其影响因素与经济后果。一方面,关于影响企业审计师选择的因素的研究主要包括如下:Guedhami等(2009)^[4]认为重视企业信息透明的企业更倾向于聘请高质量的审计机构,而国有企业为了隐蔽通过政治关联转移企业资产而降低聘请四大审计师的可能性;Lin和Liu(2009)^[10]指出,企业审计师的选择决策过程,也是企业选择高质量审计师以向投资者传达自身财务报告可靠性、公司高治理水平或选择低质量审计师以谋取私利的权衡过程;Wang等(2008)^[8]分析了产权性质对企业审计师选择的影响,发现政府干预程度越高,地方政府控股企业聘请当地小规模会计师事务所的概率越高。另一方面,关于企业审计师选择的经济后果的文献主要有:Guedhami等(2014)^[6]研究发现,企业选择大审计师所可以有效的缓解具有政治关联企业的代理冲突,在提高企业的信息透明度的同时能够降低权益融资成本;Eshleman和Guo(2014)^[23]表明,聘请大型会计师事务所审计师后,企业报表发生财务重述行为的概率更低;Lennox和Pittman(2010)^[24]也指出,选择高质量的审计师的企业更少发生会计欺诈行为。

纵观现有研究发现,目前关于企业同群效应的研究更多的是关注企业资本结构与投融资决策方面,但鲜有文献考虑企业审计师选择行为的同群效应;而关于企业审计师选择的相关文献较为丰富,但大多数文献在研究的过程中将企业视为单独决策与行动的个体,鲜有文献将企业放入社会网络中进行探讨。鉴于此,本文基于同群效应的新颖视角,考察不同企业的审计师选择行为如何相互影响。

(二) 研究假设

1. 企业审计师选择地区同群效应的存在性假设。

经济学和管理学的研究表明,人们有激励模仿其他人的行为。企业在进行重要的决策时,为了降低决策的成本和决策的风险,通常需要学习和模仿其他企

业的决策经验(Chiu等,2013^[25])。因此,作为参照的同群企业的行为会对焦点企业的行为产生影响,焦点企业的决策函数中将包含被参照企业的相关信息。同群企业与焦点企业之间的决策行为存在信息交互现象,从而产生同群效应。Lieberman和Asaba(2006)^[26]对已有的研究进行了梳理和总结,并建立了企业模仿行为的基础理论框架,他们将企业的模仿行为动机划分为两大类:“竞争假说”(Rivalry-based Theory)和“信息学习假说”(Information-based Theory)。“竞争假说”认为,企业模仿其他企业的行为是为了保护市场份额或对冲竞争对手的激进市场行为,从而维持与竞争对手之间的竞争均势(competitive parity),降低竞争风险。基于“竞争”动机的模仿行为通常发生在具有相似的资源禀赋和市场地位的企业之间,这些企业通常是势均力敌的竞争对手,他们的市场份额和利润很容易被竞争对手所侵蚀(Peteraf,1993^[27])。在这样的环境下,企业追求差异化战略通常很困难,存在很高的风险,因而更倾向于采取同质化的策略(即模仿)来缓解竞争压力或降低竞争风险。“信息学习”假说则认为当行动与结果之间的关系高度不确定时,企业管理者更倾向于借助外部的信息进行决策,通过模仿其他企业的行为来降低结果的不确定性。

近期的不少研究发现,企业在一系列重要财务行为上,如财务杠杆(Leary和Roberts,2014^[11];李志生等,2018^[20])、股利政策(Grennan,2019^[14];Adhikari和Agrawal,2018^[13])等均倾向于学习和模仿其他企业的决策。审计师的选择是企业的一项核心的财务决策。大量的研究表明,聘请高质量的审计师有助于提高企业的公司治理效力、降低代理成本(洪金明等,2011^[5];Guedhami等,2014^[6]),提升企业的综合竞争能力(Guedhami等,2014^[6])。特别地,Pittman和Fortin(2004)^[28]发现聘请国际六大审计师的企业因提高了财务报表的质量而降低了融资成本;罗珊梅和李明辉(2015)^[29]则发现聘请高质量的审计师能够降低中国企业的融资约束。由此可见,企业聘请审计师的决策在市场竞争中具有重要的战略意义,因此企业可能为了维持与同群企业的竞争均势而模仿其他企业的审计师选择行为。

Lieberman和Asaba(2006)^[26]特别强调,环境的不确定(uncertainty)或模糊(ambiguity)对企业的模仿行为动机具有重要的影响。较高的外部环境不确定性会导致企业与企业之间的不对称性(asymmetry)或异质性(heterogeneity)增加,即在更大程度上偏

离势均力敌的竞争对手关系,从而限制或减弱企业之间的竞争压力,并增加部分企业掌握优势信息的可能性。并且外部信息不透明或不确定性降低了管理者对决策行为与结果之间关系的预测能力,此时管理者对信息的需求更强,更容易接受来自外部的信息(比如其他企业的行动所传递的信息),因而更倾向于模仿其他企业的决策行动。另外,处于同一地区(省份)的企业,面临相同的外部制度和经济环境,它们之间的竞争不仅表现在产品市场上,还表现在对银行贷款、土地、政府补贴等企业发展所需的地方经济资源的竞争上。如前所述,聘请审计师可以作为企业的一种竞争策略,聘请知名的审计机构能够向外界发送有关企业质量的正面信号,有助于提升企业获取地方经济资源的能力,但聘请高质量的审计师也通常需要支付更高的审计费用。因此,焦点企业为了维持与所在地区同群企业在获取地方经济资源方面的竞争均势,有激励模仿地区同群企业的审计师选择行为。

基于上述的分析,本文提出以下研究假设:

H1: 企业审计师选择行为具有地区同群效应,即同省份其他企业选择大所或本地小所会显著提高焦点企业选择大所或本地小所的概率。

2. 审计师选择地区同群效应的潜在发生机制。

根据 Lieberman 和 Asaba (2006)^[26]提出的分析框架,焦点企业模仿同群企业的审计师选择行为到底是出于“维持竞争均势”动机还是“信息学习”动机?根据 Lieberman 和 Asaba (2006)^[26]给出的检验企业模仿行为动机的路线图,如果企业出于“维持竞争均衡”的动机而模仿,需要同时满足以下三个条件:一是模仿企业与被模仿企业处于相同的产品市场环境或市场覆盖区域高度重叠(条件A);二是模仿企业与被模仿企业拥有相似的资源或规模(条件B);三是外部环境(或信息)不确定性比较低(条件C)。当上述三个条件均满足时,模仿企业与被模仿企业更有可能是势均力敌的竞争对手,他们之间的模仿行为更有可能是出于“维持竞争均势”动机,否则企业的模仿行为更有可能是出于“信息学习”的动机。

(1) 产品市场竞争与审计师选择同群效应。由于同一省份上市企业几乎均集中在省会城市或小部分其他发达城市中,并且由于资源的导向性,同一地区的产品线也存在一定程度的相似性,因此本文对地区同群企业的划分已在一定程度上满足条件A中同群企业间产品线和市场覆盖区域的高度重叠性的条件特征。根据“竞争假说”,企业模仿同群企业的审计师

选择行为是为了维持竞争均势甚至压制竞争对手,保持市场份额或吸引潜在的投资者,不至于在激烈的竞争环境中不落后于竞争对手。条件A及其延伸含义表明,企业在产品市场上的同质性越强,企业之间的模仿行为更有可能是出于“维持竞争均势”的动机。在一个竞争相对较弱的市场环境中,产品的差异化往往更为容易,因此企业并不需要通过模仿其他企业的审计师选择行为来向各利益相关方发送有关竞争优势的信号;但在竞争较为激烈的市场环境中,产品的差异化就更为困难,此时通过模仿行为向市场各方发送有关产品质量或竞争力的信号就显得更为重要(Adhikari 和 Agrawal, 2018^[13])。因此,“竞争假说”预期企业审计师选择的同群效应在产品市场竞争越激烈的环境中表现越强。而根据“信息学习假说”,产品市场竞争越激烈,企业之间的同质性就越强,不同企业之间的信息不对称程度越低,因而企业为信息而模仿的动力越弱,企业决策的同群效应也越弱。因此,本文提出以下对立研究假设:

H2a: 产品市场竞争越激烈,企业审计师选择同群效应越强。

H2b: 产品市场竞争越激烈,企业审计师选择同群效应越弱。

(2) 企业间的模仿与学习行为。本文从企业盈利能力、企业规模和年龄三个维度来区分企业是否具有相似的“资源”或“规模”。从条件B来看,根据“竞争假说”,盈利能力相似、规模相似或年龄相似的企业之间更有可能是势均力敌的竞争对手,因此它们更倾向于模仿彼此的决策行为来维持相对的竞争均势。而“信息学习假说”则认为,模仿行为更有可能发生在非竞争对手之间(即“资源”或“规模”差异比较大的企业之间),特别地,处于信息劣势的企业更倾向于模仿具有信息优势的企业。因此,“信息学习假说”预期盈利能力、规模或年龄差距较大的企业之间的同群效应更强。Adhikari 和 Agrawal (2018)^[13]考察了企业股利政策的同群效应,发现相比于规模、年龄差异较大的企业之间,规模相似、年龄相仿的企业之间的同群效应更强,因此他们认为企业股利政策的同群效应是由“维持竞争均势”的动机驱动的。为此,我们提出以下对立研究假设:

H3a: 盈利能力相似、企业规模相似或年龄相仿的企业之间审计师选择行为的同群效应更强。

H3b: 盈利能力相似、规模差异大或年龄差距大的企业之间审计师选择行为的同群效应更强。

(3) 外部信息环境与审计师选择同群效应。我

们借鉴 Adhikari 和 Agrawal (2018)^[13] 的做法,从外部信息不确定性来检验条件 C 是否成立。“竞争假说”认为,企业模仿行为在信息不确定性程度较低的环境中更为盛行,也就是说,企业更倾向于在信息透明度高的环境中模仿同群企业的决策行为 (Lieberman 和 Asaba, 2006^[26]; Adhikari 和 Agrawal, 2018^[13])。而“信息学习假说”认为,企业的模仿行为在很大程度上源于决策行为与结果之间联系的不确定性,外部信息环境的不确定性越高,行为与结果之间的关联性越弱,此时企业的管理者更容易接受来自外部的信息而忽视自身掌握的私有信息,更倾向于通过模仿其他企业的行为来降低决策的风险。鉴于此,本文提出以下对立研究假设:

H4a: 信息透明度越高,企业审计师选择同群效应越强。

H4b: 信息透明度越高,企业审计师选择同群效应越弱。

三、研究设计与样本数据

(一) 变量定义

1. 审计师选择。

本文主要使用两种方法定义企业审计师选择:一是使用企业是否选择国际或国内大型会计师事务所的虚拟变量代表企业选择高质量的审计服务;二是使用企业是否选择当地小规模会计师事务所作为企业对审计服务质量要求较低的代理变量。相比较而言,规模大、知名度高的会计师事务所的审计师出于诉讼动机与声誉动机更倾向于提供高质量的审计服务 (Skinner 和 Srinivasan, 2012^[30]),因此前 N 大审计师被认为是高质量审计师选择的代理变量。当企业聘请国际四大会计师事务所或聘请国内年度十大会计师事务所进行审计时, *BigN* 取值为 1, 否则为 0, 以此作为选择高质量审计服务的代理变量,检验高质量审计师选择的地区同群效应。另外,为了增加实证结果的稳健性,本文参考 Wang 等 (2008)^[8] 的做法,将聘请当地小规模会计师事务所作为低审计质量选择的代理变量,当企业聘请的审计师来自与上市公司注册地相同的非十大的会计师事务所时, *Slocal* 为 1,

否则为 0。

2. 地区同群效应代理变量。

本文参考 Bramoulle 等 (2009)^[31] 和李志生等 (2018)^[20] 的研究,使用与焦点企业相同省区不同行业的其他所有选择十大所或本地小所的企业比率作为企业审计师选择的地区同群效应代理指标。具体而言, *Peer_BigN* 为与焦点企业同一省份不同行业的其他所有选择大型会计师事务所的企业数目与同省份其他企业总数之比,以此作为选择大所的同群效应代理变量; *Peer_Slocal* 为与焦点企业同一省份不同行业其他所有选择本地小所的企业占同省份其他企业总数之比,以此作为企业选择本地小所的同群效应代理变量。

(二) 模型设定

为了检验企业审计师选择是否存在地区同群效应,本文借鉴 Leary 和 Roberts (2014)^[11]、钟田丽和张天宇 (2017)^[12] 以及 Grennan (2019)^[14] 的研究,采用二元 Logit 回归构建以下模型:

$$BigN_{ikt}(Slocal_{ikt}) = \alpha + \beta \overline{Peer}_{-ikt} + \gamma X_{ikt} + \lambda \overline{X}_{-ikt} + v_j + \tau_t + \varepsilon_{ikt} \quad (1)$$

其中, *k*、*i*、*t* 分别代表 *k* 省份、*i* 公司和第 *t* 个年度。被解释变量审计师选择分别使用企业是否选择大所 (*BigN*) 和是否选择本地小所 (*Slocal*) 的虚拟变量表示;审计师选择同群效应的代理变量,分别使用同一省份不同行业的其他企业选择大所的平均概率 (*Peer_BigN*)、选择本地小所的平均概率 (*Peer_Slocal*) 表示。*X_{ikt}* 为企业层面的控制变量,借鉴 Wang 等 (2008)^[8]、Guedhami 等 (2009)^[4]、Guedhami 等 (2014)^[6] 的研究,主要包含以下变量:独立董事比例 (*Indr*)、董事长与总经理兼任虚拟变量 (*Dual*)、第一大股东持股比例 (*Top1*)、资产回报率 (*Roa*)、现金流增长率 (*Cashflow*)、资产规模 (*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、企业年龄 (*Age*)。本文还控制了同群企业地区层面平均特征 $\overline{X}_{-ikt}$ 、年度固定效应 τ_t 与行业固定效应 v_j 。由于计算地区同群效应与地区同群企业平均特征时已将地区因素考虑在内,为了避免共线性而不再控制地区固定效应 (Grennan, 2019^[14])。变量的具体定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义表

变量符号	变量定义
<i>BigN</i>	选择大所的哑变量,当企业聘请国际“四大”或国内“十大”进行审计时取值为 1,否则为 0
<i>Slocal</i>	选择本地小所的哑变量,当企业选择与企业所在地一致的小型事务所时取值为 1,否则为 0
<i>Peer_BigN</i>	同省份企业选择大所的平均概率,等于与焦点企业同一省份不同行业的其他选择大所的企业数目/同地区其他企业总数

续前表

变量符号	变量定义
<i>Peer_Slocal</i>	同省份企业选择本地小所的平均概率, 等于与焦点企业同一省份不同行业的其他选择本地小所的企业数目/同地区其他企业总数
<i>Indr</i>	独立董事比例, 等于独立董事人数/董事会总人数
<i>Dual</i>	董事长与总经理是否兼任哑变量, 当董事长与总经理同为一人时取值为1, 否则为0
<i>Top1</i>	第一大股东持股比例, 等于企业第一大股东持股数/总股本
<i>Roa</i>	资产回报率, 等于净利润/总资产
<i>Cashflow</i>	现金流增长率, 等于(当年经营活动现金流-上一年经营活动现金流)/上一年经营活动现金流
<i>Size</i>	资产规模, 等于企业总资产取对数
<i>Lev</i>	资产负债率, 等于总负债/总资产
<i>Age</i>	企业年龄, 等于企业上市年龄取对数
<i>Indr_Peer</i>	地区同群企业独立董事比例平均值
<i>Dual_Peer</i>	地区同群企业董事长与总经理是否兼任变量平均值
<i>Top1_Peer</i>	地区同群企业第一大股东持股比例平均值
<i>Roa_Peer</i>	地区同群企业资产回报率平均值
<i>Cashflow_Peer</i>	地区同群企业现金流增长率平均值
<i>Size_Peer</i>	地区同群企业资产规模平均值
<i>Lev_Peer</i>	地区同群企业资产负债率平均值
<i>Age_Peer</i>	地区同群企业年龄平均值

(三) 样本数据

本文选取我国全部A股上市公司2004—2019年的数据作为研究样本。本文“十大”所的排名来自中国注册会计师协会官方网站发布的会计师事务所年度综合排名; 主要财务数据与公司治理数据源于国泰安数据库。本文使用证监会2012年发布的《上市公司行业分类指引》中一级行业作为行业分类标准。本文主要按照以下原则对样本进行筛选: (1) 剔除ST、*ST、暂停上市和退市的公司样本; (2) 剔除金融类上市公司样本; (3) 剔除多地上市的公司样本(如同时发行B股或H股的企业); (4) 剔除数据缺失严重的样本公司。本文对所有的连续型变量进行首尾各1%的缩尾处理, 最终企业-年度观测值为26 143个。

表2为本文主要变量的描述性统计。结果显示, 样本企业中选择大所的平均概率为38.6%, 而选择本地小所的平均概率仅为20.2%; 与焦点企业同一省份的其他企业选择大所和本地小所的平均概率分别为38.1%和20.1%。

表2 主要变量的描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>BigN</i>	26 143	0.386	0.487	0.000	1.000
<i>Slocal</i>	26 143	0.202	0.402	0.000	1.000
<i>Peer_BigN</i>	26 143	0.381	0.270	0.000	0.932
<i>Peer_Slocal</i>	26 143	0.201	0.189	0.000	0.859

续前表

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Indr</i>	26 143	0.370	0.051	0.273	0.565
<i>Dual</i>	26 143	0.255	0.436	0.000	1.000
<i>Top1</i>	26 143	0.352	0.149	0.091	0.750
<i>Roa</i>	26 143	0.045	0.058	-0.207	0.226
<i>Cashflow</i>	26 143	0.041	0.074	-0.199	0.257
<i>Size</i>	26 143	21.240	1.374	17.433	24.834
<i>Lev</i>	26 143	0.472	0.236	0.049	1.343
<i>Age</i>	26 143	2.297	1.087	0.000	7.773
<i>Indr_Peer</i>	26 143	0.370	0.010	0.304	0.406
<i>Dual_Peer</i>	26 143	0.254	0.102	0.000	0.417
<i>Top1_Peer</i>	26 143	0.352	0.032	0.226	0.543
<i>Roa_Peer</i>	26 143	0.045	0.014	-0.074	0.126
<i>Cashflow_Peer</i>	26 143	0.041	0.015	-0.028	0.118
<i>Size_Peer</i>	26 143	21.240	0.326	18.759	22.562
<i>Lev_Peer</i>	26 143	0.472	0.059	0.300	0.853
<i>Age_Peer</i>	26 143	2.297	0.707	1.214	4.786

四、检验审计师选择地区同群效应的存在性

(一) 审计师选择的地区同群效应

表3为模型(1)的回归结果, 即检验上市公司审计师选择是否存在地区同群效应。列(1)和列(3)中引入了企业层面的控制变量检验企业审计师选择的同群效应。列(5)和列(7)进一步引入了地区同群企业的平均特征作为控制变量。回归结果显

示, 检验变量 *Peer_BigN* 与 *Peer_Slocal* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正, 表明同地区企业间的审计师选择决策具有显著的关联性, 即当地其他企业选择大所或选择本地小所的倾向提高时, 焦点企业也更偏向于做出与当地大部分企业一致的决策, 表明企业的审计师选择存在显著的地区同群效应。为了考察同群效应的经济显著性, 列 (2)、列 (4)、列 (6) 和

列 (8) 分别报告了对应前 1 列回归结果的边际效应。以加入同群企业地区层面控制变量的列 (6) 和列 (8) 结果为例, 同地区企业选择大所 (本地小所) 的平均概率每提高 1%, 焦点企业选择大所 (本地小所) 的概率相应提高 0.66% (0.79%), 表明企业审计师选择的地区同群效应具有显著的经济意义。上述的结果验证了研究假设 H1。

表 3 企业审计师选择同群效应的存在性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>BigN</i>	<i>BigN</i>	<i>Slocal</i>	<i>Slocal</i>	<i>BigN</i>	<i>BigN</i>	<i>Slocal</i>	<i>Slocal</i>
<i>Peer_BigN</i>	4.066*** (38.63)	0.667*** (43.62)			4.017*** (36.33)	0.658*** (40.43)		
<i>Peer_Slocal</i>			6.404*** (47.29)	0.792*** (49.33)			6.350*** (44.14)	0.785*** (45.74)
<i>Indr</i>	-0.033 (-0.11)	-0.005 (-0.11)	0.820** (2.40)	0.101** (2.40)	-0.042 (-0.14)	-0.007 (-0.14)	0.832** (2.43)	0.103** (2.43)
<i>Dual</i>	0.074** (2.01)	0.012** (2.01)	0.053 (1.24)	0.007 (1.24)	0.078** (2.10)	0.013** (2.10)	0.047 (1.09)	0.005 (1.09)
<i>Top1</i>	0.007*** (6.52)	0.001*** (6.53)	-0.006*** (-4.45)	-0.001*** (-4.45)	0.007*** (6.38)	0.001*** (6.39)	-0.006*** (-4.49)	-0.001*** (-4.49)
<i>Roa</i>	-0.759** (-2.27)	-0.125** (-2.27)	0.194 (0.51)	0.024 (0.51)	-0.727** (-2.17)	-0.120** (-2.17)	0.197 (0.52)	0.024 (0.52)
<i>Cashflow</i>	0.711*** (3.13)	0.117*** (3.13)	0.214 (0.79)	0.026 (0.79)	0.726*** (3.19)	0.119*** (3.19)	0.181 (0.67)	0.022 (0.67)
<i>Size</i>	0.214*** (14.55)	0.035*** (14.71)	-0.080*** (-4.73)	-0.010*** (-4.73)	0.219*** (14.80)	0.036*** (14.97)	-0.083*** (-4.87)	-0.010*** (-4.87)
<i>Lev</i>	-0.224** (-2.54)	-0.037** (-2.54)	-0.229** (-2.28)	-0.028** (-2.28)	-0.214** (-2.41)	-0.035** (-2.41)	-0.198* (-1.95)	-0.024* (-1.95)
<i>Age</i>	-0.175*** (-7.97)	-0.029*** (-8.01)	-0.198*** (-7.62)	-0.025*** (-7.65)	-0.193*** (-8.63)	-0.031*** (-8.68)	-0.196*** (-7.43)	-0.024*** (-7.46)
<i>Indr_Peer</i>					0.312 (0.13)	0.051 (0.13)	5.555* (1.95)	0.687* (1.95)
<i>Dual_Peer</i>					-0.065 (-0.23)	-0.011 (-0.23)	-1.228*** (-3.47)	-0.152*** (-3.46)
<i>Top1_Peer</i>					0.011 (1.48)	0.002 (1.48)	-0.002 (-0.20)	-0.001 (-0.20)
<i>Roa_Peer</i>					0.772 (0.36)	0.126 (0.36)	-0.500 (-0.19)	-0.062 (-0.19)
<i>Cashflow_Peer</i>					1.175 (0.75)	0.193 (0.75)	0.338 (0.17)	0.042 (0.17)
<i>Size_Peer</i>					-0.184* (-1.95)	-0.030* (-1.95)	-0.134 (-1.21)	-0.017 (-1.21)
<i>Lev_Peer</i>					-0.603 (-1.06)	-0.099 (-1.06)	-3.430*** (-5.13)	-0.424*** (-5.11)
<i>Age_Peer</i>					0.384*** (3.69)	0.063*** (3.69)	0.006 (0.05)	0.001 (0.05)
Constant	-7.335*** (-15.98)		-0.356 (-0.69)		-5.161** (-2.41)		2.449 (0.97)	
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	26 143	26 143	26 143	26 143	26 143	26 143	26 143	26 143
Pseudo R^2	0.264		0.215		0.264		0.217	

注: 表中括号内报告的是经稳健标准误调整的 t 统计量, *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上统计显著。下同。

(二) 稳健性检验

1. 工具变量法。

有关同群效应的研究通常会面临因反射问题 (reflection problem) (Manski, 1993^[32]) 导致的内生性偏差。具体而言, 表3虽验证了焦点企业与同群企业的审计师选择行为之间具有相似性, 但这种相似性很可能是由地区层面上相同的政治、经济、制度等因素驱动的, 而不是反映企业之间的学习和模仿行为。我们首先采用工具变量法来缓解上述的内生性问题。

关于工具变量的选择, 本文参考 Leary 和 Roberts (2014)^[11]、Adhikari 和 Agrawal (2018)^[13]、Grennan (2019)^[14] 的研究, 将经过优化后的股票特质收益率 (idiosyncratic returns) 和特质波动率 (idiosyncratic volatility) 作为企业审计师选择的工具变量。具体通过以下市场指数模型计算股票的特质收益率和特质波动率:

$$r_{ijkt} = \alpha_{ijkt} + \beta_{ijkt}^M (mkret_t - rf_t) + \beta_{ijkt}^{IND} (indret_{-ijkt} - rf_t) + \beta_{ijkt}^{REG} (regret_{-ijkt} - rf_t) + \eta_{ijkt} \quad (2)$$

$$\hat{r}_{ijkt} = \hat{\alpha}_{ijkt} + \hat{\beta}_{ijkt}^M (mkret_t - rf_t) + \hat{\beta}_{ijkt}^{IND} (indret_{-ijkt} - rf_t) + \hat{\beta}_{ijkt}^{REG} (regret_{-ijkt} - rf_t) \quad (3)$$

$$\hat{\eta}_{ijkt} = r_{ijkt} - \hat{r}_{ijkt} \quad (4)$$

其中: r_{ijkt} 为 j 行业 k 地区的 i 企业在第 t 周的股票收益率; $mkret_t$ 为总市值加权的市场收益率; rf_t 为无风险收益率, 用一年期存款利率表示; $indret_{-ijkt}$ 为剔除企业 i 后的总市值加权的行业指数收益率; $regret_{-ijkt}$ 为企业 i 所在省份的其他企业总市值加权的地区指数收益率。首先, 我们通过每家企业每一年的周股票收益率来估计模型 (2)。其次, 将模型 (2) 的回归系数代入模型 (3) 和模型 (4) 中计算每家企业的周收益率期望值 ($\hat{r}_{ijkt}$) 和特质收益率 ($\hat{\eta}_{ijkt}$)。最后, 根据周特质收益率计算年度的持有期收益率, 将其作为年度特质收益率的代理变量, 并用周特质收益率的标准差来衡量特质波动率。由此我们分解出股票价格中由市场、地区与行业层面因素解释的特质收益率与特质波动率, 并在此基础上定义 2 个工具变量: 特质收益率 (IR) 与特质波动率 (IS)。 IR 、 IS 分别为企业 i 的地区同群企业年度特质收益率与特质波动率。Adhikari 和 Agrawal (2018)^[13] 的研究证实分解出来的股票特质收益率与波动率只与企业自身特质相关; Leary 和 Roberts (2014)^[11] 也验证了企业股票特质收益率不存在截面相关或序列相关, 具备支持外生性条

件的优良统计特征。进一步地, 本文参考 Adhikari 和 Agrawal (2018)^[13] 研究控制了地区指数波动率 (Var), 避免工具变量通过地区风险渠道影响企业审计师选择行为。

表4报告了工具变量的估计结果。从列 (1)、列 (2) 第一阶段的回归结果来看, 工具变量 IR 、 IS 的系数均至少在 5% 的统计水平上显著为负, 满足相关性要求。列 (3)、列 (4) 为第二阶段回归结果, 企业审计时选择同群效应 $Peer_BigN$ 与 $Peer_Slocal$ 的系数仍在 1% 的统计水平上显著为正。工具变量的回归结果显示, 在排除市场、行业和地区层面共同因子影响后, 企业的审计师选择的地区同群效应仍然存在。

表4 工具变量回归结果

变量	第一阶段回归		第二阶段回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Peer_BigN$	$Peer_Slocal$	$BigN$	$Slocal$
IR	-12.574 *** (-16.33)	-2.700 *** (-3.13)		
IS	-18.669 *** (-15.57)	7.917 *** (5.78)		
$Peer_BigN$			3.897 *** (3.28)	
$Peer_Slocal$				4.271 *** (3.31)
Var	0.662 *** (4.39)	-2.259 *** (-8.73)	-2.356 (-0.83)	-2.259 *** (-8.73)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	26 143	26 143	26 143	26 143
Adjust R^2	0.769	0.546		

2. 其他稳健性检验。

(1) 安慰剂检验。为了排除实证结果由其他不可观测共同因素驱动的可能性, 本文进行了安慰剂检验, 即检验在随机分配同群企业时, 审计师选择的地区同群效应是否仍然存在。主要的检验逻辑在于: 如果导致企业审计师选择同向变化的主要原因在于某些不可观测因素, 那么同群效应的存在将不再依赖于如何定义同群企业。检验步骤如下: 首先计算上文估计中每个企业的同群企业数量; 其次根据焦点企业的同群企业数量在同一年度企业中随机抽取相应数量的“伪同群企业”; 接着计算“伪同群企业”选择大所或本地小所的平均概率作为“伪同群效应”的代理

变量；最后进行回归。结果^①显示，“伪同群效应”代理变量的系数均不显著，验证了企业审计师选择的地区同群效应并不来源于其他不可观测的共同因素。

(2) 企业固定效应模型。审计师选择同群效应的存在也有可能由于企业个体异质性或不随时间变化的其他因素所驱动。为了排除不随时间变化因素的干扰，本文采用企业固定效应模型再次估计模型(1)。估计结果显示，主要检验变量的系数仍在1%的水平上显著为正。

(3) 控制地区层面宏观因素的影响。首先，某一年度宏观经济政策，尤其是地区宏观政策的变化可能会引起企业决策呈现同方向变化。例如国家或地区层面相关审计政策法规的变化可能导致审计政策变化，这些因素可能影响区域内企业的审计师选择行为。本文借鉴参考Bird等(2018)^[16]的做法，加入行业与年度虚拟变量的交乘项控制地区层面的宏观政策因素的影响。回归结果表明，检验变量的系数作用方向和统计显著性并未发生改变。其次，本文进一步加入各地区宏观经济发展水平控制变量，包括各省国内生产总值的对数、人均国内生产总值、经济开放度和税收收入占比。回归结果表明本文的主要结论仍然稳健。

(4) 排除行业同群效应的影响。为了排除行业同群效应对本文主要结果的干扰，确保同群效应由地区同群所致，本文将同群企业分别定义为与焦点企业同行业同地区的企业、与焦点企业同行业不同地区的企业。回归结果显示：企业审计师选择同群效应的为同行业同地区时是显著的，但是代理变量为同行业不同地区时是不显著的，可以说明审计师选择同群效应来自同地区其他企业的影响，而同行业企业审计师选择对焦点企业的影响并不显著。

五、检验企业审计师选择同群效应的形成机制

(一) 产品市场竞争与审计师选择同群效应

根据前文的分析，如果企业审计师选择的模仿是基于“维持竞争均势”，那么这种模仿行为在竞争越激烈的市场环境中表现更强；反之如果产品市场竞争减弱了审计师选择的同群效应，则表明模仿行为更有可能是出于“信息学习”的动机。本文同时以各企业所在行业内公司数目(*Compet*)以及企业所在省份的行业内公司数目(*Compet_prov*)衡量企业面临

的竞争激烈程度，同行业的公司数量越多，表示产品市场竞争越激烈。回归结果如表5中所示，*Peer_BigN*或*Peer_Slocal*与*Compet*或*Compet_prov*交乘项的系数均显著为正。说明当企业面临的产品市场竞争越激烈，企业审计师选择的地区同群效应越强，从而验证了研究假设H2a，表明企业模仿同群企业的审计师选择行为主要是出于“维持竞争均势”的动机。

表5 产品市场竞争与审计师选择的同群效应

变量	(1) <i>BigN</i>	(2) <i>Slocal</i>	(3) <i>BigN</i>	(4) <i>Slocal</i>
<i>Compet</i> × <i>Peer_BigN</i>	0.041*** (3.42)			
<i>Compet</i> × <i>Peer_Slocal</i>		0.036** (2.10)		
<i>Compet_prov</i> × <i>Peer_BigN</i>			0.001** (2.54)	
<i>Compet_prov</i> × <i>Peer_Slocal</i>				0.001* (1.93)
<i>Compet</i>	-0.025*** (-3.72)	-0.002 (-0.80)		
<i>Compet_prov</i>			-0.001*** (-3.18)	0.000* (1.74)
<i>Peer_BigN</i>	0.752*** (16.82)		0.705*** (11.23)	
<i>Peer_Slocal</i>		0.840*** (16.25)		0.840*** (8.77)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	26 143	26 143	26 143	26 143
Pseudo <i>R</i> ²	0.305	0.218	0.305	0.214

(二) 不同类型企业之间的学习模仿效应

为了检验条件B，本部分从企业盈利能力、企业规模和企业年龄三个维度来区分具有不同资源禀赋的企业。“竞争假说”预期企业审计师选择的同群效应在具有相似盈利能力、相似的规模或年龄的企业之间表现更强；而“信息学习假说”则认为企业审计师选择的模仿行为更有可能发生在具有不同盈利能力、规模或年龄差异比较大的企业之间。借鉴陆蓉等(2017)^[19]、Adhikari和Agrawal(2018)^[13]的做法，对于每一个地区，我们分别根据企业资产回报率、企业规模和上市年龄将样本企业从大到小进行排序，并将排名前10%的企业归类为领导者(年龄较大)的企业组，排名后10%的企业为追随者(年龄较小)的企业组。对于每一家企业，重新计算与焦点企业同地区的不同组别企业的审计师选择平均概率。

表6中Panel A、Panel B和Panel C分别报告根据盈利能力、企业规模和企业年龄分组的回归结果。

① 由于篇幅有限，除工具变量法外，本文不再展示稳健性检验结果的表格，如有需要可向作者索要。

表6 不同类型企业间相互模仿机制检验

Panel A: 根据资产回报率分组				
	<i>BigN</i>		<i>Slocal</i>	
	领导企业 (1)	追随企业 (2)	领导企业 (3)	追随企业 (4)
<i>Peer_BigN_HighRoa</i>	1.037 ^{***} (4.65)	0.838 ^{***} (3.92)		
<i>Peer_BigN_LowRoa</i>	0.718 ^{***} (3.37)	1.393 ^{***} (5.45)		
<i>Peer_Slocal_HighRoa</i>			3.890 ^{***} (7.13)	1.970 ^{***} (4.59)
<i>Peer_Slocal_LowRoa</i>			-0.142 (-0.31)	2.329 ^{***} (4.93)
系数差异性检验	1.32	3.07 [*]	19.97 ^{***}	9.60 ^{***}
系数差异性检验 <i>P</i> 值	(0.250 4)	(0.079 7)	(0.000 0)	(0.001 9)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2 430	2 386	2 392	2 383
Pseudo <i>R</i> ²	0.271	0.287	0.211	0.228
Panel B: 根据企业规模分组				
	<i>BigN</i>		<i>Slocal</i>	
	领导企业 (1)	追随企业 (2)	领导企业 (3)	追随企业 (4)
<i>Peer_BigN_Large</i>	1.348 ^{***} (4.82)	0.644 ^{***} (2.80)		
<i>Peer_BigN_Small</i>	-0.089 (-0.41)	2.770 ^{***} (11.19)		
<i>Peer_Slocal_Large</i>			1.030 ^{**} (2.02)	0.765 ^{**} (2.34)
<i>Peer_Slocal_Small</i>			-0.420 (-0.96)	1.335 ^{***} (4.23)
系数差异性检验	13.79 ^{***}	29.33 ^{***}	4.45 ^{**}	1.32
系数差异性检验 <i>P</i> 值	(0.000 2)	(0.000 0)	(0.035 0)	(0.251 4)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2 351	2 327	2 221	2 307
Pseudo <i>R</i> ²	0.235	0.259	0.325	0.178
Panel C: 根据企业年龄分组				
	<i>BigN</i>		<i>Slocal</i>	
	年老企业 (1)	年轻企业 (2)	年老企业 (3)	年轻企业 (4)
<i>Peer_BigN_Old</i>	2.600 ^{***} (6.68)	1.138 ^{***} (3.04)		
<i>Peer_BigN_Young</i>	1.586 ^{***} (4.25)	1.933 ^{***} (5.63)		
<i>Peer_Slocal_Old</i>			3.389 ^{***} (7.97)	0.907 ^{**} (2.43)
<i>Peer_Slocal_Young</i>			2.189 ^{***} 3.389 ^{***}	3.588 ^{***} 0.907 ^{**}
系数差异性检验	9.58 ^{***}	2.90 [*]	4.43 ^{**}	15.42 ^{***}
系数差异性检验 <i>P</i> 值	(0.002 0)	(0.088 8)	(0.035 3)	(0.000 1)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2 433	2 405	2 411	2 403
Pseudo <i>R</i> ²	0.269	0.300	0.268	0.179

结果显示,当以 *BigN* 为因变量时,上述三种分组回归中,相同类型的企业之间的模仿学习效应更强(回归系数更大,并且大部分系数差异具有统计显著性)。例如,在 Panel B 领导企业为样本的回归(1)中, *Peer_BigN_Large* 和 *Peer_BigN_Small* 的系数分别为 1.348 和 -0.089,且 *Peer_BigN_Large* 在 1% 的水平上显著,系数差异也在 1% 的水平上显著;在以追随企业为样本的回归(2)中, *Peer_BigN_Large* 和 *Peer_BigN_Small* 的系数分别为 0.644 和 2.770,均在 1% 的水平上显著,系数差异也在 1% 的水平上显著。这些结果表明相比于盈利能力差异较大的同群企业,相似盈利能力的同群企业审计师选择对焦点审计师选择的影响更大。当以 *Slocal* 为因变量时,同类型企业之间的回归系数也比非同类型企业之间的回归系数大,系数和系数差异性检验也具备统计显著性。上述结果提供了一定的证据支持研究假设 H3a,从而验证了企业审计师选择同群效应的“竞争假说”。

(三) 外部信息环境与审计师选择同群效应

为了验证企业审计师选择同群效应是为了“维持竞争均衡”抑或“信息学习”而模仿,本文进一步检验外部信息环境对企业审计师选择同群效应的影响。本文使用同群企业的平均分析师关注度(*Analyst*)衡量企业面临的外部信息环境,其中分析师关注度用公司的分析师跟踪团队的数量表示。作为市场中重要的信息生产者和传播者,更多的分析师关注能够提高信息透明度,提升企业的信息环境质量(Kelly 和 Ljungqvist, 2012^[33])。回归结果如表 7 中列(1)、列(2)所示,同群企业的平均分析师关注程度越高,企业的审计师选择的同群效应越强,即企业审计师选择同群效应在质量更高的外部信息环境中更为显著,从而再次验证了“竞争假说”。该结论支持了假设 H4a。

表 7 外部信息环境与审计师选择的同群效应

变量	(1)	(2)
	<i>BigN</i>	<i>Slocal</i>
<i>Analyst</i> × <i>Peer_BigN</i>	0.288* (1.87)	
<i>Analyst</i> × <i>Peer_Slocal</i>		1.959*** (10.23)
<i>Analyst</i>	-0.250** (-2.26)	0.189 (1.38)
<i>Peer_BigN</i>	3.513*** (13.45)	

续前表

变量	(1)	(2)
	<i>BigN</i>	<i>Slocal</i>
<i>Peer_Slocal</i>		5.590*** (22.38)
其他控制变量	Yes	Yes
样本量	26 143	26 143
Pseudo <i>R</i> ²	0.147	0.253

六、研究结论与启示

本文从同群效应的新颖视角考察我国企业审计师选择行为的决定因素。具体而言,本文利用我国 A 股上市公司 2004—2019 年的样本数据,考察企业的审计师选择行为是否以及如何受到同一地区其他企业的审计师选择行为的影响。研究发现,企业审计师选择存在显著的地区同群效应,即同一省份其他企业选择大型会计师事务所或本地小型会计师事务所的平均概率提高时,焦点企业选择大所或本地小所的概率也随之提高。对作用机理的进一步研究发现,相比于不同盈利能力、规模或年龄的企业之间,具有相似盈利能力、规模或年龄的企业之间更倾向于学习模仿彼此的审计师选择行为;并且,外部的信息透明度越高、产品市场竞争越激烈,企业审计师选择的同群效应越强。这些结果表明企业审计师选择的同群效应主要是由企业“维持竞争均势”的动机,而不是“信息学习”的模仿动机所主导的。

本文的研究有助于补充企业经营管理活动中同群效应行为的研究,解释了我国企业审计师选择行为的地区差异化现象及其产生的原因,还具有一定的政策启示。首先,企业审计师选择行为具有地区同群效应,因此监管机构制定相应的法律法规政策时应将此考虑在内,注重考虑企业对审计质量需求的地区性差异,更准确评估相关监管政策所能达到的效果。其次,由于较容易受到相似盈利能力、相似规模或相仿年龄企业间审计师选择行为的影响,政府监督和审查企业财务状况的过程中应按企业盈利能力、企业规模或企业年龄进行分组管理,并在不同的组别中重点关注与监督影响力较大的企业财务报表,实现有针对性的监督和指引。再次,政策层应考虑在外部信息环境较好或竞争激烈程度高的情况下,企业审计师选择同群效应更强的特点,实施分时段不同治理方针的政

策,使治理更具备针对性与时效性。最后,企业在做出审计师选择决策时,可参考同地区企业的审计师选择行为,从而有助于维持企业在市场中的相对低位,降低竞争风险。

参考文献

- [1] Gul F A, Kim J B, Qiu A A. Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95 (3): 425-442.
- [2] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure [M]. *Economic Analysis of the Law: Selected Readings*. Springer Netherlands, 2007.
- [3] Becker C L, Defond M L, Jambalvo J, et al. The Effect of Audit Quality on Earnings Management [J]. *Contemporary Accounting Research*, 1998, 15 (1): 1-24.
- [4] Guedhami O, Pittman J A, Saffar W. Auditor Choice in Privatized Firms: Empirical Evidence on the Role of State and Foreign Owners [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48 (2/3): 151-171.
- [5] 洪金明,徐玉德,李亚茹.信息披露质量、控股股东资金占用与审计师选择——来自深市A股上市公司的经验证据[J].*审计研究*, 2011 (2): 107-112.
- [6] Guedhami O, Pittman J A, Saffar W. Auditor Choice in Politically Connected Firms [J]. *Journal of Accounting Research*, 2014, 52 (1): 107-162.
- [7] 杜兴强,周泽将.政治联系与审计师选择[J].*审计研究*, 2010 (2): 47-53.
- [8] Wang Q, Wong T J, Xia L. State Ownership, the Institutional Environment, and Auditor Choice: Evidence from China [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46 (1): 112-134.
- [9] Kim J B, Pevzner M, Xin X. Foreign Institutional Ownership and Auditor Choice: Evidence from Worldwide Institutional Ownership [J]. *Journal of International Business Studies*, 2019, 50 (1): 83-110.
- [10] Lin Z J, Liu M. The Impact of Corporate Governance on Auditor Choice: Evidence from China [J]. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 2009, 18 (1): 44-59.
- [11] Leary M T, Roberts M R. Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy? [J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69 (1): 139-178.
- [12] 钟田丽,张天宇.我国企业资本结构决策行为的“同伴效应”——来自沪深两市A股上市公司面板数据的实证检验[J].*南开管理评论*, 2017 (2): 58-70.
- [13] Adhikari B K, Agrawal A. Peer Influence on Payout Policies [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48: 615-637.
- [14] Grennan J P. Dividend Payments as a Response to Peer Influence [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 131 (3): 549-570.
- [15] 赵颖.中国上市公司高管薪酬的同群效应分析[J].*中国工业经济*, 2016 (2): 114-129.
- [16] Bird A, Edwards A, Ruchti T G. Taxes and Peer Effects [J]. *The Accounting Review*, 2018, 93 (5): 97-117.
- [17] 万良勇,梁娟娟,饶静.上市公司并购决策的行业同群效应研究[J].*南开管理评论*, 2016 (3): 40-50.
- [18] Dougal C, Parsons C A, Titman S. Urban Vibrancy and Corporate Growth [J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70 (1): 163-210.
- [19] 陆蓉,王策,邓鸣茂.我国上市公司资本结构“同群效应”研究[J].*经济管理*, 2017 (1): 181-194.
- [20] 李志生,苏诚,李好,孔东民.企业过度负债的地区同群效应[J].*金融研究*, 2018 (9): 74-90.
- [21] 陆蓉,常维.近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”[J].*金融研究*, 2018 (8): 172-189.
- [22] Lahno A M, Serra-Garcia M. Peer Effects in Risk Taking: Envy or Conformity? [J]. *Journal of Risk and Uncertainty*, 2015, 50 (1): 73-95.
- [23] Eshleman J D, Guo P. Do Big 4 Auditors Provide Higher Audit Quality after Controlling for the Endogenous Choice of Auditor? [J]. *Auditing A Journal of Practice & Theory*, 2014, 33 (4): 197-219.
- [24] Lennox C, Pittman J A. Big Five Audits and Accounting Fraud [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2010, 27 (1): 209-247.
- [25] Chiu P C, Teoh S H, Tian F. Board Interlocks and Earnings Management Contagion [J]. *The Accounting Review*, 2013, 88 (3): 915-944.
- [26] Lieberman M B, Asaba S. Why Do Firms Imitate Each Other? [J]. *Academy of Management Review*, 2006, 31 (2): 366-385.
- [27] Peteraf M A. The Cornerstones of Competitive Advantage: A Resource-based View [J]. *Strategic Management Journal*, 1993, 14 (3): 179-191.
- [28] Pittman J A, Fortin S. Auditor Choice and the Cost of Debt Capital for Newly Public Firms [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2004, 37: 113-136.
- [29] 罗珊梅,李明辉.社会责任信息披露、审计师选择与融资约束:来自A股市场的新证据[J].*山西财经大学学报*, 2015 (2): 105-115.
- [30] Skinner D J, Srinivasan S. Audit Quality and Auditor Reputation: Evidence from Japan [J]. *Accounting Review*, 2012, 87 (5): 1737-1765.
- [31] Bramoulle Y, Djebbari H, Fortin B. Identification of Peer Effects through Social Networks [J]. *Journal of Econometrics*, 2009, 150 (1): 41-55.
- [32] Manski C F. Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem [J]. *Review of Economic Studies*, 1993, 60 (3): 531-542.
- [33] Kelly B, Ljungqvist A. Testing Asymmetric-information Asset Pricing Models [J]. *Review of Financial Studies*, 2012, 25 (5): 1366-1413.

(学术顾问:梁上坤,责任编辑:王克方 张安平)

民营股东会提升城商行公司治理有效性吗？

Can POE Shareholders Improve the Effectiveness of Corporate Governance of City Commercial Bank?

马灿坤 洪 正 韩雨萌

MA Can-kun HONG Zheng HAN Yu-meng

[摘 要] 本文根据 2012—2019 年城商行数据，研究了民营股东对城商行公司治理有效性的影响，发现民资持股能够降低城商行受到的行政处罚，提升城商行公司治理有效性。考虑地方政府的影响后这种效应仍然存在；且在地方政府持股总和最大的分组中这种效应更为显著。而民营大股东和本地民营股东降低行政处罚效果更为显著。另外，民营股东与城商行内部和外部治理机制之间存在替代关系，即内部和外部治理机制较弱的城商行，民营股东能够更加显著降低行政处罚。本文的研究为城商行股权改革提升公司治理有效性提供了新的证据，同时丰富了混合所有制改革在银行领域的实践经验。

[关键词] 民营股东 城商行 行政处罚 公司治理有效性

[中图分类号] F832.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 12-0069-12

Abstract: We investigate how POE which hold the share of City Commercial Bank (CCB) may influence the effectiveness of corporate governance of CCB, based on 2012 – 2019 annual data. It is found that POE shareholding can reduce the administrative punishment imposed on CCB and improve the effectiveness of corporate governance. This effect still exists after considering the influence of local government, and the effect is more significant in the bank which is controlled by local government. Also, local POEs' and POEs who holding more than 5% reduce administrative punishment effect is more pronounced. In addition, there is a substitution relationship between the POE shareholding and the internal and external governance mechanism of CCB. In other words, if the internal and external governance mechanism is weaker, the POE shareholding can reduce the administrative punishment more significantly. This paper provides new evidences for the ownership reform of CCB can improve the effectiveness of corporate governance and enriches the practical experience of mixed ownership reform in the field of bank.

Key words: POE shareholder City commercial bank Administrative punishment The effectiveness of corporate governance

[收稿日期] 2020-09-17

[作者简介] 马灿坤，男，1991 年 2 月生，西南财经大学中国金融研究中心博士研究生，研究方向为中小银行公司治理、地方金融、农村金融；洪正，男，1971 年 6 月生，西南财经大学中国金融研究中心教授，博士生导师，研究方向为公司金融、银行理论、中国金融转型与发展、农村金融；韩雨萌，女，1998 年 5 月生，中央财经大学中国金融发展研究院硕士研究生，研究方向为公司金融。本文通讯作者为马灿坤，联系方式为 kakamck@163.com。

[基金项目] 国家社科基金重大项目“中国地方政府债务和金融稳定性研究”（项目编号：20&ZD081）；国家社科基金重点项目“基于最优金融分权框架的我国地方中小银行危机研究”（项目编号：21AJY002）；中央高校基本科研业务费年度培育项目“基于金融分权视角的地方银行危机监测与预警研究”（项目编号：JBK2102005）。

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

2005年以来,各地城市信用社通过改制组建城市商业银行(以下简称城商行),并建立起公司治理架构,逐步发展成为我国中小银行的重要组成部分。尽管城商行已经建立了“两会一层”的标准现代公司制度,但受制于地方政府的影响,现在的公司治理制度未能更好发挥作用,因此在发展过程中城商行也面临着较严重的问题,突出表现为地方政府干预下的关联贷款严重,隐藏着较高的贷款风险,管理效率低下,竞争力薄弱,资本约束瓶颈等问题(巴曙松等,2005^[1];周文武,2010^[2];纪志宏等,2014^[3];Zhu和Yang,2016^[4])。这些问题最终可以反映在城商行的公司治理问题上,良好的公司治理不仅对于保障城商行稳健经营和提高经营效率至关重要,而且有助于保护投资者、储户的利益。

随着经济的发展,民营企业数量、规模日益扩大。以五大行为主的国有银行不再能够满足民营企业的金融服务需求(林毅夫,2012^[5];李广子等,2016^[6]),民营企业迫切需要控制能够给自身提供融资便利的金融机构,而城商行无疑是最好的选择。与此同时地方政府基于自身国有经济比重和财政禀赋的考虑,逐步退出城商行股权(洪正等,2017^[7])。自2012年《中国银监会关于鼓励和引导民间资本进入银行业的实施意见》^①发布之后,民营资本大量承接地方政府退出的城商行股权,成为城商行股权结构中的重要部分。民营资本具有逐利性,入股城商行一方面是为寻求股权价值(银行特许经营权)的增长和股利分红,因此民营资本有动机去改善城商行的公司治理;另一方面民营资本入股可能是为获得银行牌照进而获得贷款融资便利,然而大量的关联贷款会恶化城商行的公司治理。因此,民营资本进入城商行之后改变了城商行的股权结构,但能否提高城商行公司治理有效性呢?这是本文想要探究的主要问题。

本文根据手工收集整理2012—2019年城商行相关数据,实证探究了民营股东对城商行公司治理有效性的影响和内部与外部公司治理机制之间的关系。本文的研究贡献主要体现在:第一,检验了民营股东对城商行公司治理有效性的影响。分析了民营股东地

域性质、持股比例、股东数量对公司治理有效性的影响。第二,首次采用了行政处罚作为衡量城商行公司治理有效性的代理变量,更能直接地反映公司治理所带来的变化。第三,探究了城商行内部公司治理机制与外部公司治理之间的关系,丰富了内外部公司治理机制关系的实证结论。第四,通过追溯最终控制人细分了地方政府控制和民营资本控制两类城商行,更加深入地研究了地方政府股东与民营资本股东之间的制衡关系,丰富了不同性质股东之间制衡关系的研究。本文不仅能够丰富银行公司治理有效性衡量方面的研究,同时为城商行公司治理改革提供有意义的实践指导,还扩展混合所有制改革理论、股权制衡理论在具有治理特殊性的银行业中的实践应用。

本文余下结构安排如下:第二部分进行文献回顾与分析,并提出理论假设;第三部分是研究设计,介绍数据来源、变量定义以及实证模型;第四部分实证检验民营股东对城商行行政处罚的影响;第五部分讨论民营持股与城商行内部、外部治理机制的关系;第六部分为全文结论与启示。

二、文献综述与理论假设

公司金融理论认为一般公司存在三类代理问题:第一类代理冲突为股东与经理之间的代理问题,(经理的道德风险和私人利益)(Berle和Means,1932^[8]);第二类代理冲突为大股东与中小投资者之间的代理问题(大股东的控制权收益和利益侵占)(Claessens,2000^[9];Shleifer和Vishny,1997^[10];Johnson等,2000^[11]);除此之外,还存在第三类代理问题,即股东与债权人之间的代理问题(股东的风险转移行为)(Jensen和Meckling,1976^[12])。商业银行特殊的资产负债结构(Laeven和Levine,2009^[13])、资产信息不对称(Liedorp等,2013^[14])以及严格的监管(Macey和O'Hara,2003^[15])等方面的特殊性使得商业银行公司治理所面对的问题与一般非金融企业有所不同。商业银行的公司治理除了要考虑前两类代理问题以外,还要考虑债权人以及债权人的代理人——政府和股东之间的代理问题。因此商业银行公司治理在薪酬激励(Hamid等,2011^[16])、董事会等内部治理机制(Adams和Mehran,2011^[17])和

^① 文件指出“支持民营企业参与商业银行增资扩股,鼓励和引导民间资本参与城市商业银行重组。民营企业参与城市商业银行风险处置的,持股比例可以适当放宽至20%以上。”

股权结构 (La Porta 等, 2002^[18]) 上表现出特殊性。

城商行作为商业银行的一种类型存在上述问题, 但城商行又有不同特点, 其控制权大部分被地方政府掌握。地方政府股东具有很大的特殊性: 一方面, 地方政府作为“扶助之手”对经济金融市场、产权保护落后地区具有很强的引导作用, 城商行归地方政府所有能够避免一些金融市场失灵的问题, 同时为地方经济发展, 基础设施建设提供资金支持。另一方面, 则是地方政府的“掠夺之手” (陈抗等, 2002^[19]), 城商行作为地方性银行, 地方政府有很强的动机为特定的企业提供资金便利, 甚至为政府官员晋升谋求私利 (纪志宏等, 2014^[3])。各地方政府在“锦标赛”竞争模式下 (周黎安, 2007^[20]), 竞争目标的复杂性加深了城商行的代理问题。这种观点认为国有银行远比民营银行有更深重的代理问题, 更容易产生低绩效、高风险的无效率结果 (Shleifer 和 Vishny, 1994^[21])。国内外关于银行中政府股东的实证研究也证实了上述理论分析。Lin 和 Zhang (2009)^[22]发现四大国有银行的绩效低于地方银行、股份制银行和中外合资银行, 进一步表明银行的国有股权与银行的绩效是负相关的。祝继高等 (2012)^[23]基于 2004—2009 年城商行的研究表明第一大股东性质为地方政府的城商行不良贷款率更高。由此, 引入民营资本改善城商行股权结构成为一种城商行改革的主要举措。

(一) 民资入股与股权制衡

十八大以来, “混合所有制”逐渐成为解决国有企业存在问题的主要方式之一, 也是发挥市场在资源配置中决定性作用的表现之一。“混合所有制”通过非公有资本参股国有企业以提高国有企业股权多元性, 促进各类所有制资本取长补短、共同发展的制度创新 (綦好东等, 2017^[24])。近几年“混合所有制”改革也取得了较好的效果。李广子和刘力 (2012)^[25]发现政治联系对于民营企业的价值越大, 原国有控股股东在民营化后的公司中持有股份的可能性越高, 持股比例也会越高。郑志刚等 (2013)^[26]发现具有盈利动机的民营资本会更加积极参与非上市公司的治理, 有利于降低企业的代理成本。王甄和胡军 (2016)^[27]认为国有企业转民营企业对公司绩效的提高则是隧道效应的减弱和经理人代理问题的降低两方面共同作用的结果。郝阳和龚六堂 (2017)^[28]发现“混合所有制”改革所形成的股权结构提高了公司绩效, 并且在市场化越低时异质性参股股东对绩效的影响越积

极。刘汉民等 (2018)^[29]发现央属混合所有制上市企业中降低前五大股东中国有股占比有利于提高企业绩效。但也有学者认为非国有股东在逐利天性驱动下寻求国有企业的垄断特权、政治关联等资源将影响混合所有制改革的进程 (郑志刚, 2015^[30])。我国早在 1990 年开始股份制商业银行的试点, 便有许多民营资本参与其中 (戴璐等, 2012^[31])。但是基于上市国有企业的混合所有制改革所取得经验在城商行中是否同样适用?

国内外关于股权制衡的研究认为, 股权制衡能在一定程度上抑制控股股东侵害中小股东利益的行为, 有利于提高公司业绩和价值 (Shleifer 和 Vishny, 1986^[32]; La Porta 等, 1999^[33]), 这也是将民营资本引入国有企业进行股份制改造的理论基础。股权制衡能够提高企业创新投入和降低融资成本。唐跃军和左晶晶 (2014)^[34]发现家族或自然人控股的上市公司的其他大股东制衡有助于提高研发与创新投入。王运通和姜付秀 (2017)^[35]发现当公司内大股东数量越多、非控股大股东持股越多时, 大股东更容易发挥监督作用, 公司的债务融资成本越低。当然, 不同性质的制衡股东具有不同的制衡效果。一方面, 民营股东制衡效果更佳。涂国前和刘峰 (2010)^[36]发现与一股独大的公司相比, 国有股东制衡公司更可能被民营控股股东掏空, 民营股东制衡公司更不可能被民营控股股东掏空。郝云宏和汪茜 (2015)^[37]以“鄂武商”为案例, 探讨了上市公司民营第二大股东对国有第一大股东的制衡机制, 发现民营参股股东可以通过引入关系股东、争夺董事会席位以及运用法律制度等路径制衡大股东。另一方面, 简单股权混合不能改善公司绩效表现, 混合主体多样性才能提升公司绩效 (马连福等, 2015^[38])。郝阳和龚六堂 (2017)^[28]发现国有资本之间的股权多元化对公司绩效没有正面影响。综合上述文献分析, 提出本文假设 1:

假设 1: 民营资本股东能够制衡地方政府股东, 提高城商行公司治理有效性。

(二) 银行公司治理结构与治理有效性

我国商业银行内外部公司治理机制差异性非常显著。曹廷求等 (2005)^[39]发现山东 245 个银行样本中不同类型、不同地域的银行董事会、监事会、内控制度、激励制度存在显著的差异。郑志刚和范建军 (2007)^[40]得出国有上市商业银行股权结构较差, 董事会和监事会独立性较差, 利益相关者之间的平衡较

差的结论。郑志刚和吕秀华 (2009)^[41]发现上市公司董事会独立性与大股东监督、管理层薪酬激励等治理机制的治理效果互相加强 (互补)。

学界对于公司治理有效性一般采用经营绩效和风险控制来衡量。曹廷求和陈丽萍 (2012)^[42]发现公司治理评价指数越高,城商行的经营绩效 EPS 则越高。雷光勇和王文 (2014)^[43]实证发现政府治理 (市场化指数)对商业银行的资本充足率监管差值、贷款质量和经营业绩均产生重要影响。郝臣等 (2015)^[44]发现公司治理水平与我国上市金融机构风险承担显著负相关,股东治理与我国上市公司风险承担显著负相关。

地理距离上的差异会导致信息不对称程度的差异,进而导致公司治理有效性的差异。孙亮和刘春 (2014)^[45]认为随着公司异地独立董事比例的提高,公司代理成本增加,但异地经营效率提升。罗进辉等 (2017)^[46]发现独立董事地理距离与公司的双重代理成本均呈现显著的 U 型曲线关系。地理距离对独立董事监督职能的影响会因公司的产权性质和外部制度环境而存在强弱差异,可以认为这种地域远近的差异在股东身上也能够体现。李万福等 (2020)^[47]发现本地机构持股更有助于提升应计质量和降低盈余噪音。宋常和李晓楠 (2021)^[48]发现具有本地优势的本地民营股东,拥有本地城商行的“软信息”,信息不对称程度更低,监督城商行、抑制地方政府的成本更低,对城商行更有监督效率。公司的大股东为维护自身的利益,能够对管理层起到良好的监督作用,缓解委托代理问题,降低代理成本 (Shleifer 和 Vishny, 1986^[32])。国内学者也有类似的经验证据,大股东能够降低上市公司的代理成本 (Chen 等, 2019^[49])、提升公司价值 (Jiang 等, 2019^[50]) 和提高投资回报 (Jiang 等, 2018^[51])。罗宏和黄婉 (2020)^[52]发现多个大股东并存能够改善公司的信息环境,提升公司治理效应。城商行中持股在 5% 以上的民营大股东能够对城商行施加重大影响,出于维护自身利益能够更为有效地提升公司治理有效性。因此有如下假设 2:

假设 2: 本地民营股东和民营大股东能够更加显著提升城商行公司治理有效性。

透过股权结构,学者们对管理层董事会结构和监事会结构进行了大量研究,以发现提高公司治理有效

性的方式。蔡贵龙等 (2018^[53]) 发现政府放权意愿越高,非国有股东持股比例和委派董事、监事、高管的比例都显著越高。祝继高等 (2012)^[23]发现独立董事对银行大股东的“掏空行为”有着明显的抑制作用。郝臣等 (2015)^[44]发现监事会规模越大,会议次数越多,对高管的监督越到位,金融机构风险承担就越低。刘运国等 (2016)^[54]发现非国有股东通过委派高管进入国企高层参与经营决策的方式,能够有效提升国企内部控制质量和会计信息质量 (曾诗韵等, 2017^[55]),积极监督和约束高管投机行为并完善国企高管薪酬激励契约 (蔡贵龙等, 2018^[56])。刘汉民等 (2018)^[29]发现提高非国有董事占比有利于提高企业绩效。田利辉等 (2016)^[57]发现政府控股公司的两权分离有助于减少资金占用、增加股利分配、降低关联交易,也能减轻社会性负担和降低经理人代理成本。

自从 La porta 等 (1998)^[58]开展法律制度与金融投资者权利或者说公司治理保障之间关系的研究开始,内部公司治理机制、外部公司治理机制的关系成为国内学者研究的重点。郑志刚和吕秀华 (2009)^[41]发现董事会独立性与法律对投资者权利的保护和股权制衡等治理机制存在替代关系。盛丹和刘灿雷 (2016)^[59]发现外部监管提高了国有企业的生产利润,改善了国有企业的经营绩效。贺炎林等 (2014)^[60]发现股权集中度对公司业绩产生了正向显著影响,但东部的正向影响显著低于西部。原因是东部地区的法律制度和市场竞争等外部治理环境优于西部地区,对管理层形成了更为有效的替代了大股东的监督功能,因此法律制度和市场竞争等外部治理环境是大股东对管理者监督的一种替代机制。因此本文提出假设 3:

假设 3: 民营股东与城商行内部公司治理机制、外部治理机制之间存在替代关系。

三、研究设计

(一) 样本选择

本文以 2012—2019 年的城商行数据为样本,截止到 2020 年 6 月 30 日,全国共有 135 家城商行^①。通过城商行年度报告手工收集整理了城商行公司治理数据;通过 wind 数据库获取了城商行相关公司前十大股东数据、其他特征变量和宏观经济数据;通过银保监会网站获取银行分支机构数据以及行政处罚数

① 数据来源:银保监会《银行业金融机构法人名单》(截至 2020 年 6 月 30 日)。

据；通过中国注册会计师协会网站获取会计师事务所年度排名信息。鉴于部分城商行未披露年度报告，无法获取相关公司治理和股权数据，因此实证样本数为650个左右。

(二) 变量选择

1. 被解释变量。

为验证民营资本入股城商行对其公司治理的影响，本文采用城商行受到的行政处罚次数（*Punishment*）作为公司治理有效性的代理变量。根据《中国银行业监督管理委员会行政处罚办法》第88条有关“公开行政处罚信息”的规定，银监会自2015年9月起，在其网站上陆续公开了近年来各级银监部门开出的行政处罚信息（以下简称“罚单”）细节。行政处罚次数是城商行每年受到各地方银保监分局行政处罚的次数，行政处罚的对象包括对城商行（总行、分行、支行等）的处罚和对涉事人员的处罚；行政处罚的内容包括对银行经营层面违规操作^①和银行员工管理层面违规操作^②。本文统计时，按照行政处罚决定书文号，对每个城商行受到处罚次数加总，即加总次数包括了对城商行本身和城商行从业人员的处罚次数。

2. 解释变量。

民资持股比例（*Share*）。根据年报披露的前十大股东，按照 Shleifer 和 Vishny（1997）^[10]的方法，追溯其最终控制人，借鉴洪正等（2017）^[7]的分类，按照最终控制人的性质，将股东分为中央政府、地方政府、民营股东（包括自然人股东）、外资股东四类，将所有分类为民营股东的股权比例加总就得到民资持

股比例。其他解释变量包括民营股东数量（*Sharenum*）、本地民资持股比例（*Dom_Share*）、民营大股东持股比例（*Share5*）。

地方政府持股比例（*Local*）。地方国资委持股、地方财政厅持股、地方国有企业持股加总得到，上述主体按照最终控制人的性质分类都为地方政府。

之所以将民营股东持股比例加总，是因为考虑到计算中央政府和地方政府的股权比例是将国有企业和政府部门分别按照归属地计入中央政府和地方政府，如地方财政厅和地方国企同时归属于地方政府管辖，因此共同归于地方政府。如果民营股东按照单个股东计算，则与中央政府和地方政府相比显得悬殊，单个民营股东（小股东）为了防止地方政府（大股东）的“掏空行为”（*tunneling*），会联合起来制衡地方政府行为；另一方面城商行股份制改造引入民营股东时，是同时引入几个民营企业，可以认为某种程度上同时引入的民营企业存在一定的共同利益，可以共同行动^③。

3. 其他变量。

控制变量分为衡量城商行银行基本特征和地方经济特征两类。城商行基本特征包括公司年限（*Age*）、银行资产规模（*Size*）、银行外部竞争总和（*Compete*）；地方经济特征则包括地级市 GDP（*GDP*）和省级非国有\国有工业企业负债率差额（*D_Liability*）。

调节变量分为以董事会专门委员会个数（*Spboard*）和监事会人数（*Supervis*）为代表的内部治理机制以及以会计师事务所排名（*Rank100*）的外部治理机制。具体变量说明如表1所示。

表1 变量定义与计算方法

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义与计算方法
被解释变量	行政处罚次数	<i>Punishment</i>	城商行（总行、分行、支行等及其从业人员）受到各省银监局、各地区银监分局的行政处罚次数
解释变量	民资持股比例	<i>Share</i>	前十大股东中民营股东持股比例总和
	民营股东数量	<i>Sharenum</i>	前十大股东中民营股东个数
	本地民资持股比例	<i>Dom_Share</i>	前十大股东中本地民营股东持股比例总和
	民营大股东持股比例	<i>Share5</i>	前十大股东中持股5%以上民营股东持股比例总和

① 比如办理无真实贸易背景的银行承兑汇票业务、信贷业务违规、违规办理同业业务等。

② 比如经营管理不善，履职不到位，内控失效，私自违规出借证照、私自违规借用汇票业务专用章，贷款尽职调查不到位及贷款资金被挪用、变相虚增存款等。

③ 关鑫和齐晓飞（2015）^[61]认为股东间合作的构建与维系，是在充分权衡经济因素、制度因素及情感与行为因素的基础上做出的有限理性选择，短期合作的股东会优先考虑经济因素，而长期合作的股东则优先考虑信任、情感和行为偏好。国外学者 Basu 等（2017）^[62]也发现多个大股东更倾向通过合作监督来提升收益。

续前表

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义与计算方法
调节变量	董事会专门委员会个数	<i>Spboard</i>	董事会专门委员会个数
	监事会人数	<i>Supervis</i>	监事会人数
	会计师事务所排名	<i>Rank100</i>	城商行聘请会计师事务所排名是否是前一百
控制变量	地方政府持股比例	<i>Local</i>	前十大股东中地方政府股东持股比例总和
	城商行年限	<i>Age</i>	城商行存续年限, 数据时点减去成立时期
	城商行资产规模	<i>Size</i>	城商行年报公布的总资产规模并取对数
	外部竞争程度	<i>Compete</i>	城商行所在地其他各种类型银行在该地设立的所有分支机构总和
	地级市 GDP	<i>GDP</i>	城商行所在地地级市年度 GDP 总额并取对数
	省级非国有 \ 国有工业企业负债率差额	<i>D_Liability</i>	城商行所在各省规模级以上工业企业中, 非国有工业企业负债率与国有工业企业负债率之差

(三) 实证设计

为了探究民营股东对城商行公司治理有效性的影响, 首先设定基准模型为民资持股比例 (*Share*) 对城商行受到的行政处罚次数的影响, 同时将民营股东数量 (*Sharenun*) 作为稳健性检验 (模型 1); 随后在基准回归中加入地方政府持股比例 (*Local*), 考虑股权制衡下民资持股股东对行政处罚的影响, 同时按照前十大股东中民资持股总和与地方政府持股总和孰大分组进行回归, 探究不同控制权结构下城商行受到行政处罚次数的影响 (模型 2), 以验证假设 1。然后替换模型 (2) 中解释变量为本地民资持股比例 (*Dom_Share*) 和民营大股东持股比例 (*Share5*) 探究对城商行行政处罚次数的影响以验证假设 2。最后引入内部和外部公司治理机制调节变量, 探究民营股东治理效应与内部、外部公司治理机制之间的关系 (模型 3), 以验证假设 3。具体如下:

$$Punishment_{it} = \beta_1 Share_{it} + Control'_{it} \beta$$

$$+ \sum Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Punishment_{it} = \beta_1 Share_{it} + \beta_2 Local_{it} + Control'_{it} \beta + \sum Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Punishment_{it} = \beta_1 Share_{it} + \beta_2 Govern_{it} + \beta_3 Govern_{it} \times Share_{it} + \beta_4 Local_{it} + Control'_{it} \beta + \sum Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, *Control'_{it}* 表示控制变量, 包括公司年限 (*Age*)、资产规模 (*Size*)、外部竞争程度 (*Compete*)、地级市 GDP (*GDP*)、省级非国有/国有工业企业负债率差额 (*D_Liability*)。Govern_{it} 分别为董事会治理 (*Spboard*)、监事会治理 (*Supervis*) 以及外部公司治理 (*Rank100*)。∑ Year_t 表示时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项, 模型 (1) 至模型 (3) 均采用负二项模型, 且使用聚类稳健标准误进行异方差调整。

(四) 变量描述性统计

变量的描述性统计见表 2。

表 2 变量描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Age</i>	1 017	14.291	6.179	15.000	1.000	34.000
<i>Size</i>	863	16.126	1.165	16.156	8.937	19.428
<i>Compete</i>	1 031	709.026	683.286	470.000	51.000	3 908.000
<i>Punishment</i>	1 031	1.530	3.323	0.000	0.000	31.000
<i>Spboard</i>	689	5.300	1.268	5.000	0.000	8.000
<i>Supervis</i>	701	7.103	2.024	7.000	3.000	14.000
<i>Rank100</i>	726	0.810	0.393	1.000	0.000	1.000
<i>GDP</i>	986	7.942	0.929	7.934	5.561	10.549

续前表

变量名称	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>D_Liability</i>	1 031	-0.041	0.051	-0.034	-0.219	0.096
<i>Share</i>	739	28.494	18.700	28.070	0.000	91.900
<i>Sharenum</i>	665	5.105	2.571	5.000	0.000	10.000
<i>Dom_Share</i>	676	19.365	14.444	16.670	0.000	81.900
<i>Share5</i>	624	18.979	14.310	15.340	0.000	88.900
<i>Local</i>	741	29.354	18.792	27.720	0.000	96.490

四、实证结果与分析

(一) 民营股东对城商行行政处罚的影响

从表3回归(1)和回归(2)可以知道民资持股比例对城商行受到的行政处罚次数有显著负向影响;同样由回归(3)和回归(4)可知民营股东数量对于城商行受到的行政处罚次数也有显著负向影响。初步表明,民资入股城商行,不管从股权比例还是股东数量上都可以降低城商行受到的行政处罚次数。

数。控制变量方面,城商行总资产规模能够降低受到的行政处罚次数,具有一定规模的城商行业务运营模式成熟,风险控制良好,因此能够降低行政处罚次数。省级非国有与国有工业企业负债率差值越大,金融深化程度越低,越会显著增加城商行行政处罚次数。GDP越高的地区,经济发展程度越高,城商行分行数量众多业务范围广泛,受到的行政处罚次数自然与GDP成正相关关系。

表3 民营股东对城商行行政处罚的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Punishment</i>	<i>Punishment</i>	<i>Punishment</i>	<i>Punishment</i>
<i>Share</i>	-0.022 8 *** (-5.03)	-0.019 5 *** (-3.62)		
<i>Sharenum</i>			-0.150 4 *** (-4.67)	-0.121 6 *** (-3.45)
<i>Age</i>		-0.019 7 (-1.29)		-0.022 2 (-1.37)
<i>Size</i>		-0.136 2 ** (-1.98)		-0.149 8 ** (-2.10)
<i>Compete</i>		0.000 0 (0.01)		-0.000 0 (-0.08)
<i>D_Liability</i>		4.971 1 *** (2.83)		3.936 3 ** (2.18)
<i>GDP</i>		0.274 4 ** (1.99)		0.327 7 ** (2.25)
<i>Lnalpha_cons</i>	0.676 2 *** (6.09)	0.550 7 *** (4.46)	0.695 6 *** (6.09)	0.581 5 *** (4.65)
Time control	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	739	641	665	584

注:括号内为*t*值,异方差经cluster-robust调整。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。下同。

(二) 民资持股与地方政府制衡对行政处罚影响

表4列示了民营资本股东和地方政府股东对城商行行政处罚影响的对比。回归(5)和回归(6)分

别对比了民营资本和地方政府的单独影响,发现*Share*能够显著负向影响行政处罚,而*Local*则不显著;回归(7)则同时考虑民营资本和地方政府的影

响, 仍然是 *Share* 显著负向影响行政处罚而 *Local* 不显著。回归 (8) 和回归 (9) 则进行了分组考察, 在民营资本组中, *Share* 显著负向影响行政处罚而 *Local* 不显著; 在地方政府组中, 同样是 *Share* 显著降低行政处罚次数, 但 *Local* 不显著。上述结果可以说明与地方政府持股相比, 民营资本持股确实能够改善城商行公司治理, 降低受到的行政处罚。值得注意的是, 在地方政府组中, *Share* 的系数绝对值 0.023 7

大于民营资本组中系数绝对值 0.015 7, 同时也大于回归 (5) 和回归 (7) 中的系数, 这表明是民营资本入股城商行对地方政府股东形成制衡, 抑制地方政府股东的“掏空行为”, 改善了城商行公司治理, 进而降低了受到的行政处罚, 提升了城商行公司治理有效性。回归 (1)~回归 (9) 验证了假设 1, 民营股东能够制衡地方政府股东显著降低了城商行受到的行政处罚次数, 提升了城商行公司治理有效性。

表 4 民营股东、地方政府与城商行行政处罚

	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>Punishment</i>	<i>Punishment</i>	<i>Punishment</i>	<i>Punishment</i>	<i>Punishment</i>
	全样本	全样本	全样本	民营资本组	地方政府组
<i>Share</i>	-0.019 5 *** (-3.62)		-0.022 6 *** (-3.66)	-0.015 7 * (-1.85)	-0.023 7 ** (-2.21)
<i>Local</i>		0.002 5 (0.59)	-0.006 9 (-1.35)	-0.003 7 (-0.36)	-0.008 4 (-1.51)
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	641	643	641	293	348

注: 为节约版面, 表格省略了控制变量的展示, 如需要可向作者索取。下同。

降低城商行受到的行政处罚次数, 提升公司治理有效性主要源于城商行股权结构的改变, 也就是民资入股包括民资持股比例的增加和民营股东数量的增加, 形成对地方政府股东的股权制衡。本文样本中, 地方政府股权总和最大时, 第一大股东为地方政府, 在引导城商行为地方经济发展服务过程中, 为了融资便利、地方经济的快速发展, 地方政府可能会操纵城商行违规经营等^①。此时民营资本对其制衡作用最大, 通过派驻董事、独立董事、股东监事、外部监事以及高级管理人员, 进而制衡地方政府在城商行经营过程存在的违规违法行为, 降低城商行受到的行政处罚次数。城商行公司治理有效性的提升直接来源于民资持股可能有两方面原因: 一方面, 在引导民资入股城商行之前, 为了吸引更多优质民间资本进入城商行, 地方政府有动机把城商行经营好而提高吸引力; 另一方面, 随着民营资本的进入, 城商行中民资持股比例增加和民营股东数量增加, 在各个民营股东之间

的联合制衡与监督作用下, 地方政府股东不得不保证民营股东的利益, 使得城商行的运营规范化和合法化, 有效提升了城商行公司治理有效性。

(三) 民营大股东和本地民营股东的作用

本小节进一步讨论民营股东中的民营大股东和本地民营股东。一方面, 在我国持股超过 5% 以上的股东在股份公司中权力与义务方面均做了特别的规定和要求, 民营大股东之于城商行也不例外, 对城商行有重要的影响力; 另一方面, 民营大股东基于自身利益更有动力去改善监督管理层, 制衡地方政府股东, 改善公司治理。而本地民营股东的发展依托于本地城商行服务, 为了更好服务自己, 本地民营股东更有激励动机和地方政府抗争, 除此之外本地民营股东与外地民营股东相比对本地城商行拥有信息优势, 本地民营股东与本地城商行之间不存在信息不对称, 更能够对城商行施加影响。

① 我们同样检验了地方政府持股对行政处罚的影响, 结果发现在全样本、分组样本中均不显著。即地方政府持股对行政处罚没有影响, 地方政府既不会促使城商行进行更多违规的事项, 也不会抑制城商行的违规事项。从一定程度上可以说明城商行不存在地方政府庇护的情况, 进而导致更多的违规。此处感谢匿名审稿人的指正。

如表5列示,回归(10)中民营大股东能够显著负向影响城商行行政处罚,回归(11)中加入地方政府持股后仍然显著负向影响行政处罚,两个回归中Share5系数绝对值(0.0233和0.0235)均分别大于对应回归(5)和回归(7)中Share系数绝对值(0.0195和0.0226),表明民营大股东比民营股东更加能够降低城商行行政处罚。而回归(12)中本地民营股东持股比例对于城商行行政处罚有显著负向

影响,回归(13)中加入地方政府持股后本地民营股东持股比例系数仍然显著负向影响行政处罚,同样的两个回归系数绝对值(0.0214和0.0243)均分别大于对应的回归(5)和回归(7)中Share系数绝对值(0.0195和0.0226)。回归结果验证了假设2本地民营股东和民营大股东能够更加显著降低城商行受到的行政处罚。

表5 民营大股东和本地民营股东对城商行行政处罚的影响

	(10) <i>Punishment</i>	(11) <i>Punishment</i>	(12) <i>Punishment</i>	(13) <i>Punishment</i>
<i>Share5</i>	-0.0233*** (-3.11)	-0.0235*** (-3.15)		
<i>Dom_Share</i>			-0.0214*** (-3.17)	-0.0243*** (-3.21)
<i>Local</i>		-0.0007 (-0.14)		-0.0053 (-1.13)
Control variable	No	Yes	No	Yes
Time control	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	536	536	585	585

五、内部和外部治理机制的调节效应

公司治理分为内部公司治理与外部公司治理。内部公司治理机制包括董事会治理机制和监事会治理机制。董事会治理机制主要包括了独立董事制度和董事会专门委员会制度。独立董事制度是现代公司普遍存在的制度,该制度是否能够提升公司治理有效性目前仍然存在争议。参考相关文献的研究(郑志刚和吕秀华,2009^[41];祝继高等,2012^[23];曹廷求和朱博文,2013^[63];雷光勇和王文,2014^[43]),考虑银行业的特殊性,并根据现实实践经验,本文选择城商行的董事会专门委员会个数和监事会人数作为衡量内部公司治理机制的代理变量。

董事会专门委员会中比一般公司会增加风险管理委员会和关联交易委员会,董事会专门委员会个数越多,董事会权力结构越分散,董事会越不容易被大股东或者内部人控制。董事会专门委员会个数越多,表明董事会治理机制越完善(Adams和Mehran,2003^[64])。监事会对公司业务活动进行监督和检查的法定必设和常设机构,在监事会治理机制中,监事会人数越多,履行监督职能越广泛。本文采用监事会人数作为

监事会治理机制的代理变量,监事会人数越多,表明监事会治理机制越有效。

外部公司治理机制包括控制权市场、法制环境、产品竞争市场,外部监管如专业协会、会计师事务所、交易所等等。在我国银行业作为一个特殊行业,银行业股东资格存在严格限制,银行股权转让存在严格控制,几乎不存在控制权市场,其他外部治理机制也存在相类似的问题。本文在考虑各种外部治理机制代理变量衡量方面的可行性后,考虑使用会计师事务所排名来衡量外部治理机制。按照会计师事务所排名标准,排名前一百名的会计师事务所拥有较强的业务能力和较高业务标准,且多为全国性的会计师事务所。这类会计师事务所为了保持竞争力和业内良好的声誉,一般不会与城商行形成共谋为城商行出具虚假财务报告或者放松审计标准;城商行聘请该类会计师事务所也可以向股东、消费者发出城商行“质量”可靠的信号。相反,排名不在前一百名的会计师事务所一般为本地的会计师事务所,可能会与城商行存在联系,城商行聘请该类会计师事务所可能出于人情关系或者其他业务联系,这样可能存在会计师事务所所在审计时出现偏差或者包庇城商行的情况。基于此,将

聘请排名在前一百名会计师事务所的城商行认为拥有强的外部治理机制，相反则是弱的外部治理机制。考虑上述内部和外部公司治理机制后，民营持股对城商行行政处罚的影响是否有变化，我们进行了调节效应分析。

表6的回归(14)检验了民营股东与董事会治理的关系。*Share*系数显著为负，*Spboard*系数显著为负，表明民营股东和董事会治理都能够降低行政处罚次数；但交互项系数0.0164显著为正，表明民营股东和董事会治理之间存在替代效应。*Spboard*的均值为5.3000，平均意义上替代效应为 $5.3000 \times 0.0164 = 0.0869$ ，仍然小于*Share*系数绝对值。即平均意义上，考虑董事会专门委员会个数的替代效应后，民营资本仍然能够降低行政处罚。董事会专门委员会个数越多，表示董事会的治理机制越健全，回归(14)说明在董事会治理机制不健全的城商行中，民营资本降低城商行作用越明显。

回归(15)检验了民营资本与监事会治理的关系。*Share*系数显著为负，*Supervis*系数显著为负，表明民营股东和监事会治理都能够降低行政处罚次数；但交互项系数0.0071显著为正，表明民营股东和董事会治理之间存在替代效应。*Supervis*的均值为7.1030，平均意义上替代效应为 $7.1030 \times 0.0071 = 0.0504$ ，仍然小于*Share*系数绝对值。即平均意义上，考虑监事会人数的调节效应后，民营资本仍然能够降低城商行行政处罚。一定程度上监事会人数越多，可以表明监事会治理能力越高，监事会治理机制越好，回归(15)表明监事会治理机制越弱的城商行中，民营资本降低行政处罚的作用越明显。

回归(16)检验了民营资本与外部治理的关系。*Share*系数显著为负，*Rank100*系数显著为负^①，表明民营股东和外部治理都能够降低行政处罚次数；但交互项系数0.0352显著为正，表明民营股东和外部治理之间存在替代效应。如果会计师事务所排名在前一百名，则交互项为0.0352，民营资本对行政处罚的影响为 $-0.0538 + 0.0352 = -0.0186$ ；如果会计师事务所排名在前一百名，则交互项为0，民营资本对行政处罚的影响为-0.0538。很显然，会计师事务所排名在前一百名之外的城商行中，即外部治理机制越弱的城商行中，民营资本持股降低行政处罚的

作用越明显。

表6 内部和外部治理机制的替代效应

	(14) <i>Punishment</i> 董事会治理	(15) <i>Punishment</i> 监事会治理	(16) <i>Punishment</i> 外部治理
<i>Share</i>	-0.114 4 *** (-6.39)	-0.077 5 *** (-3.88)	-0.053 8 *** (-4.45)
<i>Spboard</i>	-0.290 4 *** (-2.84)		
<i>Share</i> × <i>Spboard</i>	0.016 4 *** (5.02)		
<i>Supervis</i>		-0.126 7 * (-1.68)	
<i>Share</i> × <i>Supervis</i>		0.007 1 *** (2.84)	
<i>Rank100</i>			-0.632 6 (-1.60)
<i>Rank100</i> × <i>Share</i>			0.035 2 *** (2.72)
<i>Local</i>	-0.005 2 (-1.15)	-0.007 3 (-1.52)	-0.007 3 (-1.47)
Control variable	Yes	Yes	Yes
Time control	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	554	560	578

综上所述，回归结果验证了假设3，民营持股与城商行内部和外部治理机制之间存在替代关系。在内部治理机制（董事会治理机制、监事会治理机制）和外部治理机制（会计师事务所）较弱的城商行中民营资本股东降低城商行受到的行政处罚次数更为显著。

六、结论与启示

根据2012—2019年城商行相关数据，实证研究了民营股东对城商行公司治理有效性的影响。本文的结论主要有以下两点：

第一，民营持股比例和民营股东数量能够显著降低城商行受到的行政处罚次数，考虑地方政府的影响后，民营股东降低行政处罚的作用仍然存在；当地方政府持股比例大于民营持股比例时，这种效应更为显著。进一步研究发现，与城商行所在地一致的本地民营股东和持股比例大于5%的民营股东能够更加显著

① *Rank100*的*P*值为0.109，可近似认为在10%水平上显著。

降低城商行受到的行政处罚。

第二,考虑内部治理机制和外部治理机制的调节效应后,发现民营持股与以董事会专门委员会个数、监事会人数为代表的内部公司治理机制和以会计师事务所为代表的外部治理机制之间存在替代关系,即对于内部和外部治理机制较差的城商行,民营股东降低城商行受到的行政处罚更加显著有效。

未来对城商行公司治理的改革中,仍应引入民营

资本制衡地方政府,优先考虑本地的民营资本、引导其增加对城商行持股份额,在监管上加强制度建设以防止民营资本对城商行“掏空”。对以“两会一层”为主的内部公司治理机制进行符合城商行服务地方经济、服务中小微企业定位的改革,完善以会计师事务所、银保监会监督等为主的外部公司治理机制。形成一个民营资本股东与地方政府股东制衡、内部与外部公司治理机制契合的城商行公司治理结构。

参考文献

- [1] 巴曙松,刘孝红,牛播坤.转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究[J].金融研究,2005(5):25-37.
- [2] 周文武.城市商业银行公司治理的特殊性与有效性研究[J].武汉金融,2010(1):53-55.
- [3] 纪志宏,周黎安,王鹏,赵鹰妍.地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据[J].金融研究,2014(1):1-15.
- [4] Zhu W, Yang J. State Ownership, Cross-border Acquisition, and Risk-taking: Evidence from China's Banking Industry [J]. Journal of Banking & Finance, 2016, 71: 133-153.
- [5] 林毅夫.新结构经济学[M].北京大学出版社,2012.
- [6] 李广子,熊德华,刘力.中小银行发展如何影响中小企业融资?——兼析产生影响的多重中介效应[J].金融研究,2016(12):82-98.
- [7] 洪正,张硕楠,张琳.经济结构、财政禀赋与地方政府控股城商行模式选择[J].金融研究,2017(10):87-102.
- [8] Berle A, Means G. The Modern Corporation and Private Property [M]. New York: MacMillan, 1932.
- [9] Claessens S, Djankov S, Lang L H P. The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58 (1/2): 81-112.
- [10] Shleifer A, Vishny R W. A Survey of Corporate Governance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (2): 737-783.
- [11] Johnson S, La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Tunneling [J]. American Economic Review, 2000, 90 (2): 22-27.
- [12] Jensen M, Meckling W. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360.
- [13] Laeven L, Levine R. Bank Governance, Regulation and Risk Taking [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 93 (2): 259-275.
- [14] Liedorp F, Mosch R, Crujisen C V D, Haan J D. Transparency of Banking Supervisors [J]. IMF Economic Review, 2013, 61 (2): 310-335.
- [15] Macey J R, O'Hara M. The Corporate Governance of Banks [J]. Economic Policy Review, 2003, 9 (1): 91-107.
- [16] Hamid M, Alan M, Joel S. Corporate Governance and Banks: What Have We Learned from the Financial Crisis? [R]. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, 2011.
- [17] Adams R B, Mehran H. Bank Board Structure and Performance: Evidence from Large Bank Holding [J]. Journal of Financial Intermediation, 2011, 21 (2): 243-267.
- [18] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Government Ownership of Banks [J]. The Journal of Finance, 2002, 57 (1).
- [19] 陈抗, Hillman A L, 顾清扬. 财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手 [J]. 经济学(季刊), 2002 (1): 111-113.
- [20] 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.
- [21] Shleifer A, Vishny R W. Politicians and Firms [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109 (4): 995-1025.
- [22] Lin X, Zhang Y. Bank Ownership Reform and Bank Performance in China [J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33 (1): 20-29.
- [23] 祝继高, 饶品贵, 鲍明明. 股权结构、信贷行为与银行绩效——基于我国城市商业银行数据的实证研究 [J]. 金融研究, 2012 (7): 31-47.
- [24] 綦好东, 郭骏超, 朱炜. 国有企业混合所有制改革: 动力、阻力与实现路径 [J]. 管理世界, 2017 (10): 8-19.
- [25] 李广子, 刘力. 民营化与国有股权退出行为 [J]. 世界经济, 2012 (10): 113-142.
- [26] 郑志刚, 殷慧峰, 胡波. 我国非上市公司治理机制有效性的检验——来自我国制造业大中型企业的证据 [J]. 金融研究, 2013 (2): 142-155.
- [27] 王甄, 胡军. 控制权转让、产权性质与公司绩效 [J]. 经济研究, 2016 (4): 146-160.
- [28] 郝阳, 龚六堂. 国有、民营混合参股与公司绩效改进 [J]. 经济研究, 2017 (3): 124-137.
- [29] 刘汉民, 齐宇, 解晓晴. 股权和控制权配置: 从对等到非对等的逻辑——基于央属混合所有制上市公司的实证研究 [J]. 经济研究,

- 2018 (5): 177-191.
- [30] 郑志刚. 国企公司治理与混合所有制改革的逻辑和路径 [J]. 证券市场导报, 2015 (6): 4-12.
- [31] 戴璐, 陈曦, 魏冰清. 国外商业银行改革研究综述及其启示 [J]. 金融论坛, 2012 (4): 76-80.
- [32] Shleifer A, Vishny R W. Large Shareholders and Corporate Control [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94 (3): 461-488.
- [33] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Corporate Ownership Around the World [J]. The Journal of Finance, 1999, 54 (2): 471-517.
- [34] 唐跃军, 左晶晶. 所有权性质、大股东治理与公司创新 [J]. 金融研究, 2014 (6): 177-192.
- [35] 王运通, 姜付秀. 多个大股东能否降低公司债务融资成本 [J]. 世界经济, 2017 (10): 121-145.
- [36] 涂国前, 刘峰. 制衡股东性质与制衡效果——来自中国民营化上市公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2010 (11): 132-142.
- [37] 郝云宏, 汪茜. 混合所有制企业股权制衡机制研究——基于“鄂武商控制权之争”的案例解析 [J]. 中国工业经济, 2015 (3): 148-160.
- [38] 马连福, 王丽丽, 张琦. 混合所有制的序选择: 市场的逻辑 [J]. 中国工业经济, 2015 (7): 5-20.
- [39] 曹廷求, 郑录军, 段玲玲. 山东省银行类金融机构公司治理机制比较 [J]. 金融研究, 2005 (10): 74-87.
- [40] 郑志刚, 范建军. 国有商业银行公司治理机制的有效性评估 [J]. 金融研究, 2007 (6): 53-62.
- [41] 郑志刚, 吕秀华. 董事会独立性的交互效应和中国资本市场独立董事制度政策效果的评估 [J]. 管理世界, 2009 (7): 133-144.
- [42] 曹廷求, 陈丽萍. 城市商业银行治理有效性的实证研究——基于银行治理评价的分析 [J]. 金融论坛, 2012 (12): 35-41.
- [43] 雷光勇, 王文. 政府治理、风险承担与商业银行经营业绩 [J]. 金融研究, 2014 (1): 110-123.
- [44] 郝臣, 李维安, 王旭. 中国上市金融机构是否有效治理——风险承担视角 [J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2015, 35 (11): 12-21, 45.
- [45] 孙亮, 刘春. 公司为什么聘请异地独立董事? [J]. 管理世界, 2014 (9): 131-142.
- [46] 罗进辉, 黄泽悦, 朱军. 独立董事地理距离对公司代理成本的影响 [J]. 中国工业经济, 2017 (8): 101-120.
- [47] 李万福, 赵青扬, 张怀, 谢勇. 内部控制与异质机构持股的治理效应 [J]. 金融研究, 2020 (2): 188-206.
- [48] 宋常, 李晓楠. 城市商业银行属地原则放松对银行绩效的影响——基于重力去管制模型 [J]. 经济理论与经济管理, 2021 (1): 96-112.
- [49] Chen F, Huyghebaert N, Lin S, et al. Do Multiple Large Shareholders Reduce Agency Problems in State-controlled Listed Firms? Evidence from China [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2019, 57 (10): 1-21.
- [50] Jiang F, Cai X, Jiang Z, et al. Multiple Large Shareholders and Dividends: Evidence from China [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2019, 57.
- [51] Jiang F, Cai W J, Xue W, Bing Z. Multiple Large Shareholders and Corporate Investment [J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 50: 66-83.
- [52] 罗宏, 黄婉. 多个大股东并存对高管机会主义减持的影响研究 [J]. 管理世界, 2020 (8): 163-178.
- [53] 蔡贵龙, 柳建华, 马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励 [J]. 管理世界, 2018 (5): 137-149.
- [54] 刘运国, 郑巧, 蔡贵龙. 非国有股东提高了国有企业的内部控制质量吗? ——来自国有上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2016 (11): 61-68.
- [55] 曾诗韵, 蔡贵龙, 程敏英. 非国有股东能改善会计信息质量吗? ——来自竞争性国有上市公司的经验证据 [J]. 会计与经济研究, 2017 (4): 30-46.
- [56] 蔡贵龙, 郑国坚, 马新啸, 卢锐. 国有企业的政府放权意愿与混合所有制改革 [J]. 经济研究, 2018 (9): 99-115.
- [57] 田利辉, 叶瑶, 张伟. 两权分离与上市公司长期回报: 利益侵占还是简政释权 [J]. 世界经济, 2018 (7): 49-72.
- [58] La Porta R, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A, Vishny R W. Law and Finance [J]. Journal of Political Economy, 1998, 106 (6): 1113-1155.
- [59] 盛丹, 刘灿雷. 外部监管能够改善国企经营绩效与改制成效吗? [J]. 经济研究, 2016 (10): 97-111.
- [60] 贺炎林, 张瀛文, 莫建明. 不同区域治理环境下股权集中度对公司业绩的影响 [J]. 金融研究, 2014 (12): 148-163.
- [61] 关鑫, 齐晓飞. 上市公司股东间合作机制构建研究 [J]. 中国工业经济, 2015 (2): 115-127.
- [62] Basu N, Paeglis I, Toffanin M. Reading between the Blocks [J]. Journal of Corporate Finance, 2017, 45: 294-317.
- [63] 曹廷求, 朱博文. 银行治理影响货币政策传导的银行贷款渠道吗? ——来自中国银行业的证据 [J]. 金融研究, 2013 (1): 107-121.
- [64] Adams R B, Mehran H. Is Corporate Governance Different for Bank Holding Companies? [J]. Economic Policy Review, 2003, 9 (1): 123-142.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

育儿补贴、经济增长与代际不平等： 理论模型与政策模拟

Rearing Subsidies, Economic Growth and Intergenerational Inequality: Theoretical Model and Policy Simulation

张 昭 杨澄宇 龚 婧

ZHANG Zhao YANG Cheng-yu GONG Jing

[摘 要] 本文沿用经典的世代交叠一般均衡框架，将育儿成本内生化，并分析相应的育儿补贴政策与公共教育政策对经济增长和代际不平等的影响。研究发现，在政府预算平衡条件下，育儿补贴的政策强度与育儿补贴税和公共教育税均正相关，前者为直接效应，后者则为间接效应。基于理论模型得到的经济增长拉弗曲线揭示了育儿补贴税和公共教育税对经济增速的非线性影响，这隐含了最优税率的存在。本文结合中国实际数据的校准分析表明，理论模型的数值分析结果很好地刻画了中国经济增长的实际情况。进一步的政策模拟显示，当前中国的育儿补贴和公共教育支出水平都低于相应的最优水平，还有提升空间；然而政府部门在调整育儿补贴和公共教育支出政策时，可能在经济增速与代际不平等之间面临权衡。

[关键词] 育儿补贴 人力资本 经济增长 一般均衡 增长拉弗曲线

[中图分类号] F061.2 F124.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 12-0081-13

Abstract: This paper internalizes the cost of child-rearing and analyzes the effect of the subsidy policy and public education policy on economic growth rate by constructing an overlapping generation equilibrium model. In our model, the policy intensity of child-rearing subsidies is positively related to child-rearing subsidy tax (direct effect) and public education tax (indirect effect). Additionally, The Growth Laffer Curves based on the model reveal non-linear influences from child-rearing subsidy tax and public education tax on economic growth rate, which implies the existence of optimal tax rates. We then calibrate the model to Chinese economy and find that both of the real child-rearing subsidy tax rate and public education tax rate could be increased, for they are lower than their optimal levels. However, there is a trade-off between economic growth rate and intergenerational inequality for the governments in the policy adjustment of child-rearing subsidy and public education.

Key words: Child-rearing subsidy Human capital Economic growth Generation equilibrium Growth laffer curve

[收稿日期] 2021-05-12

[作者简介] 张昭，男，1989年4月生，西安交通大学经济与金融学院助理教授，研究方向为宏观经济发展与不平等；杨澄宇，男，1969年2月生，北京师范大学经济与工商管理学院教授，博士生导师，研究方向为宏观经济与收入分配；龚婧，1994年7月生，北京师范大学经济与工商管理学院硕士研究生，研究方向为经济增长与不平等。本文通讯作者为杨澄宇，联系方式为 cyang@bnu.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“一般均衡视角下相对贫困演变、测量及长效解决机制研究”（项目编号：20CJY018）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

中国经济经历了长达30多年的高速增长之后,逐步进入中高速增长阶段。经济增速转换与当前中国人口结构的老龄化密切相关。随着在1950—1980年代高出生率时期出生人口逐步退出劳动力市场,工作年龄人口开始逐年递减(Cai和Wang, 2010^[1])。为了应对“老龄少子化”对经济增长的不利影响,十八大之后,中国政府通过先后实施“单独二胎”“全面二胎”等政策逐步放开了生育。然而,近年来,中国的人口增长水平并不及预期。根据第七次全国人口普查数据显示^①,全国人口与2010年第六次全国人口普查数据相比,年平均增长率为0.53%,为以往七次普查的最低水平。当前中国新生婴儿数量为近年来最低水平,甚至低于建国初的水平,但此时却与建国初的背景迥异:建国之初,我国人口基数不到目前一半,所以新生婴儿数量保持在较低水平;目前,中国人口已经超过14亿,较高的育儿成本降低了适龄夫妇的生育意愿(郑真真等, 2009^[2])。所谓育儿成本(Cost of Child-rearing),是指父母在子女的生育、养育和教育过程中所投入的时间或经济成本。以生育成本为例,有学者通过估算发现,广州、重庆、武汉等大城市的二孩生育成本已超过70万元,即使南昌和潍坊这样的中小城市,二孩生育成本也高达50万元(王志章和刘天元, 2017^[3])。

一定程度上讲,育儿成本、生育行为和收入水平之间存在相互依存的关系。生育率之所以下降是因为收入增速放缓难以应付育儿成本上升,同时生育行为也会导致预期收入下降(李子联, 2016^[4];靳卫东等, 2018^[5])。为了应对较高育儿成本的不利影响,近年来中国各级政府已经出台不少育儿激励政策。例如,2016年12月,国务院出台的《“十三五”卫生计生与健康规划的通知》(国发〔2016〕77号)就曾指出,应当“完善计划生育家庭奖励和扶助政策体系,加大对计划生育家庭的扶助力度”;2016年以来,北京、天津、辽宁、吉林、黑龙江、山东、上海和广东等省份出台的人口与计划生育条例中均增加了女方的产假和男方的陪护产假,其中女方产假在基本产假98天基础上增加了30天到82天不等,男方陪护产

假为7天到15天不等;2018年12月,国务院印发的《个人所得税专项附加扣除暂行办法》(国发〔2018〕41号)第五条规定,“纳税人的子女接受全日制学历教育的相关支出,按照每个子女每月1000元的标准定额扣除”;2019年5月,国务院发布了《关于促进3岁以下婴幼儿照护服务发展的指导意见》(国办发〔2019〕15号),鼓励试行育儿假;2021年3月,十三届全国人大四次会议通过的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》所提出的“积极应对人口老龄化国家战略”也曾指出,“增强生育政策包容性……减轻家庭生育、养育、教育负担,释放生育政策潜力”;2021年5月,中共中央政治局会议指出,进一步优化生育政策,实施一对夫妻可以生育三个子女政策及配套支持措施,此后《关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》、《关于做好支持三孩政策生育保险工作的通知》相继出台。综上所述可以看出,针对降低育儿成本的补贴政策体系已经在不断完善之中(韩凤芹和曹蕊, 2020^[6])。

育儿成本增加导致父母不得不在子女数量-质量之间权衡,这意味着育儿政策激励既要注重人口数量目标,更应当与提升人口质量的公共教育政策相匹配,进而为经济的长期可持续增长奠定人力资本基础。因此,如何确定合适的育儿补贴政策,以及如何实现育儿补贴政策与公共教育政策最优匹配,从而提高长期的经济增长速度,是本文关心的核心问题。结合前人的研究,我们将育儿成本引入人力资本积累以及家庭的最优化选择当中,进而在动态一般均衡框架下推导出经济增长拉弗曲线,以反映经济增长速度与育儿补贴税、公共教育税之间的动态关系。研究发现:(1)在政府预算平衡条件下,育儿补贴的政策强度与育儿补贴税率、公共教育税率均密切相关,前者属于直接效应,后者则属于经济增长引致的间接效应。(2)基于理论模型推导出的经济增长拉弗曲线(Growth Laffer Curve)揭示了经济增长速度与育儿补贴税、公共教育税之间存在的非线性关系,这意味着存在与最高经济增速相对应的最优税率。(3)政府部门在对育儿补贴和公共教育政策工具进行调整时,需要在经济增长与代际不平等之间进行权衡。本文的研究有助于厘清育儿补贴、经济增长以及代

① 数据引自《第七次全国人口普查公报(第1—8号)》,国家统计局,2021年5月。

际消费不平等之间的理论关系,可以为“十四五”规划和2035年远景目标所提出的“推动实现适度生育水平”和“促进人口长期均衡发展”提供理论依据和政策参考。

二、文献回顾

关于育儿成本的研究可以追溯到20世纪50年代。Leibenstein (1957)^[7]将成本效用分析引入家庭生育决策当中,形成了成本效用理论,以揭示生育成本与生育意愿的反向关系。此后,Becker也将家庭效用最大化引入生育行为分析当中,形成了所谓的质量-数量替代理论(Becker, 1976^[8]),以反映父母在生育子女“数量”和“质量”之间的权衡关系:既定收入条件下,当子女养育成本低于可能的收益时,父母会偏向于子女数量;反之,则会偏向孩子质量。随着对育儿成本研究的不断深入,育儿成本被划分为不变成本与可变成本、经济成本与时间成本、直接成本与间接成本、可见成本与机会成本等多种形式。Becker (1976)^[8]指出,养育成本包括不变成本(即一定时期内生养费用具有相对固定性)和可变成本(子女抚养过程中在健康和教育方面的支出)。一些学者的研究发现,生育会产生“工资惩罚”,不仅对父母(尤其是母亲)的工资收入产生负面影响,还会影响其劳动参与时间(Bloom等, 2009^[9]; Jia和Dong, 2012^[10])。王志章和刘天元(2017)^[3]运用成本效用理论,将育儿成本分为直接成本(包括怀孕生育成本、抚养成本和教育成本)与间接成本(生育的心理成本与生理成本)。Aassve (2016)^[11]指出,育儿成本的估算除了要考虑一些易于测量的可见成本,还应当充分考虑因生育而放弃的工作和时间占用等机会成本。

育儿成本不仅在微观上决定家庭的生育决策和人力资本积累,还会对宏观人口结构转变和经济增长产生影响。Galor等学者将人口转变引入内生增长理论中,形成了所谓的统一增长理论(Galor和Weil, 2000^[12]; Galor和Moav, 2004^[13])。按照该理论,人口结构转变与经济增长之间的关系可以划分为三个阶段:在早期的马尔萨斯阶段,育儿成本和人力资本水平都还比较低,经济发展主要靠劳动力增长拉动;在工业化阶段,人力资本积累所形成的技术进步与劳动力增长共同支撑了经济增长,但此时人口增速已经有所放缓;在现代经济增长阶段,随着人力资本和育儿

成本进一步上升,子女数量与质量之间的权衡问题凸显,此时人口数量有下降的可能(如日本和西欧部分国家),经济增长主要靠人力资本和技术进步推动。Zhu和Vural (2013)^[14]将育儿时间投资和实物投资引入人力资本函数当中,并基于世代交叠模型探讨了这种代际转移对人力资本积累和代际流动性的影响。汪伟(2016)^[15]在老龄化背景下构建一般均衡模型探讨了子女教育支出和生育率变化对中国经济增长的影响。

由于育儿成本的影响已经不容忽视,世界各国开始出台各类激励或补贴政策来降低其对生育决策以及宏观经济增长的不利影响。与生育、抚养及教育有关的这些激励或补贴政策可以统称为家庭政策(Family Policy),在西欧发达国家已经相对成熟,形成了丹麦的平均主义、法国的亲家庭主义、德国的传统主义和英国的基于收入的有限支持等家庭政策(Gauthier, 1996^[16])。Thévenon和Gauthier (2011)^[17]进一步将这些家庭政策工具归纳为五种类型,包括母亲支持(产期保健、医疗咨询、住院分娩等)、儿童支持(婴儿用具包、补贴出生相关费用)、长期财务支持(提供家庭津贴、减免育儿家庭税收、补贴教育费用)、育儿帮扶(育儿假、儿童照料、教育服务、就业支持等)以及为照料幼儿不能工作的父母提供补贴等。总体而言,各种旨在激励育儿行为的家庭政策可以划分为两类:一类是致力于降低生育、抚养成本的育儿补贴政策,另一类是致力于提升人口质量的公共教育政策。

纵观已有的研究,有两个问题值得进一步探讨。其中一个,这些种类繁多的家庭政策在影响生育行为、人力资本积累乃至经济增长方面是否真的有效呢?Rovny (2011)^[18]在研究中发现,积极的劳动市场政策可能对生育决策产生双向影响:一方面,职业培训或雇用津贴会增加年轻人收入,育儿成本会相对下降,因而生育率可能会上升;另一方面,失业津贴可能会降低年轻人找工作的积极性,从而在婚恋市场丧失竞争力,生育率也由此会下降。此外,一些学者基于实证研究还发现,生育补助或儿童补助金可能并不会影响生育决策,也不会对经济增长产生影响(Neanidis, 2012^[19]; Palermoetal等, 2016^[20])。Thévenon (2011)^[21]指出,各国的家庭政策应当着重降低育儿的直接经济成本,并促进灵活就业或兼职,如此方能在减贫增收和经济增长方面发挥积极作用。

另一个值得关注的问题是,如果这些家庭政策在提升人力资本和促进经济增长方面确实有效,那是否存在最优的育儿补贴或公共教育政策呢?Barro (1990)^[22]在一般均衡框架下探讨了政府支出对经济增长的影响,并指出存在与经济增长相对应的最优政府支出或税率。Ehrhart 等 (2014)^[23]进一步拓展了 Barro (1990)^[22]的研究,并将经济增长速度与税率之间的倒“U”型关系定义为增长拉弗曲线。彭浩然等 (2018)^[24]在研究中国的养老保险问题时也发现了经济增速与教育税之间的倒“U”关系。考虑到育儿补贴政策与公共教育政策都涉及代际之间的转移支付,这不可避免地影响到代际间的不平等。代际间的纵向不平等与同一代内的横向不平等被认为是不平等的两个重要方面 (Becker 和 Tomes, 1979^[25]),因此在评估育儿补贴税政策与公共教育政策是否最优时,不仅要考察其增长效应,还应当分析其在代际之间的不平等效应。

本文在经典的一般均衡框架下构建世代交叠模型,剖析了育儿成本对家庭决策和长期经济增长的影响,并引入了育儿补贴税和公共教育税以反映政府部门在其中所发挥的作用。相比已有文献,本文的边际贡献可能体现在如下三个方面:第一,将育儿成本内生化,并将育儿补贴政策引入到家庭的最优化决策和人力资本积累当中,从而推导出了反映经济增速与育儿补贴税率非线性关系的增长拉弗曲线,是对 Barro (1990)^[22]、Ehrhart 等 (2014)^[23]研究的丰富和发展。第二,经校准的理论模型很好地刻画了中国经济增长的长期特征,政策模拟结果显示,中国的育儿补贴和公共教育支出均可能低于其最优水平,还有相应的提升空间。第三,政府部门在调整育儿补贴政策和公共教育政策时可能在经济增长与代际不平等之间进行权衡,并且与最高经济增速对应的税率组合是唯一的,但与最低代际不平等所对应的税率组合不是唯一的。

三、理论模型构建与分析

假设个人存活三期,幼儿期、成年期和老年期。个人在幼儿期不做经济决策,相应的消费附属于其父母。每个人在青年期从事工作以获得工资收入,并抚育 n_t 个孩子。进入老年期后,个人退出劳动力市场,其消费主要来自青年期储蓄。在 $n_t \neq 1$ 时,经济中的总人口会发生变化, $n_t - 1$ 即为人口增长率 ($n_t - 1$ 可

以小于 0,表示人口结构出现老龄化)。因此,当第 t 期的青年人数量为 N_t ,则 $t+1$ 期的青年人数即为 $N_{t+1} = n_t N_t$ 。

(一) 家庭部门

借鉴 Ehrlich 和 Lui (1991)^[26]、高奥和龚六堂 (2015)^[27]、郭凯明和余靖雯 (2017)^[28]关于代际利他行为的设定,假定青年期消费 ($C_{y,t}$)、老年期消费 ($C_{o,t}$)、子女数量 (n_t) 和子女人力资本水平 (h_{t+1}) 进入青年人的终生效用函数。青年人的终生效用函数设定为对数形式: $U(C_{y,t}, C_{o,t}, h_{t+1}) = \ln C_{y,t} + \beta \ln C_{o,t} + \gamma \ln(n_t h_{t+1})$, 其中 $\beta > 0$ 为反映时间偏好的贴现因子; $\gamma > 0$ 为反映代际利他养育偏好参数。个人在青年期和老年期所面临的预算约束分别为:

$$C_{y,t} + n_t e_t (1-a) + S_t = w_t h_t (1-\tau_e - \tau_n) (1-vn_t) \quad (1)$$

$$C_{o,t} = S_t (1+r_{t+1}) \quad (2)$$

其中: e_t 反映单个孩子的育儿成本,包括抚养和教育方面的经济成本; v 反映生育每个小孩的花费在税后收入中所占的比重 ($0 < v < 1$),其与 e_t 的区别是不会对人力资本积累产生影响; S_t 反映青年人的储蓄,也可以看作是完全基金形式的养老金; w_t 和 r_t 分别为工资率和利率。此外,预算约束中还包括三个政策参数:参数 a 反映育儿政策激励 (Fanti 和 Gori, 2011^[29]),包含货币激励 (例如生育补贴等)、时间激励 (例如产假) 以及相关帮扶政策;参数 τ_n 定义为育儿补贴税,相应的税收用于育儿政策激励;参数 τ_e 定义为公共教育税,相应的税收用于公共教育支出。

关于人力资本函数的设定,常见的做法是将子女人力资本设定为私人教育支出、公共教育支出以及父辈人力资本的函数。然而,这一做法只是考虑了父母在子代教育上的支出,忽视了在生育和抚养阶段的投入。在本文中,借鉴以往学者的研究 (Fanti 和 Gori, 2011^[29]; Zhu 和 Vural, 2013^[14]),用更广义的育儿成本代替教育投入,并将其引入人力资本函数。为了简单起见,假定人力资本函数满足 Cobb-Douglas 形式: $h_{t+1} = B e_t^\sigma g_t^\eta h_t^{1-\sigma-\eta}$, 其中 g_t 为人均公共教育支出, h_t 为父辈的人力资本水平, B 为人力资本积累技术参数。此外,参数 $\sigma, \eta \in (0, 1)$, 分别为育儿成本和人均教育支出的产出弹性,且满足 $1-\sigma-\eta > 0$ 。

在式 (2) 和式 (3) 的预算约束条件下,求解青年人的效用最大化问题,可以得到如下—阶条件:

$$C_{o,t} = \beta (1+r_{t+1}) C_{y,t} \quad (3)$$

$$\frac{\gamma\sigma}{e_t} = \frac{n_t(1-a)}{C_{y,t}} \quad (4)$$

$$\frac{\gamma}{n_t} = \frac{vw_t h_t(1-\tau_e-\tau_n)+e_t(1-a)}{C_{y,t}} \quad (5)$$

式(3)为反映青年期与老年期跨期消费的欧拉方程,式(4)反映了单个子女的育儿成本与青年期消费之间的关系,式(5)反映生育率与青年期消费的关系。将上述一阶条件与预算约束(即式(2)和(3))联立,可以解出青年期消费、储蓄、育儿成本以及生育率如下:

$$C_{y,t} = \frac{(1-\tau_e-\tau_n)}{1+\beta+\gamma} w_t h_t \quad (6)$$

$$S_t = \frac{\beta(1-\tau_e-\tau_n)}{1+\beta+\gamma} w_t h_t \quad (7)$$

$$e_t = \frac{v\sigma(1-\tau_e-\tau_n)}{(1-a)(1-\sigma)} w_t h_t \quad (8)$$

$$n_t = n^* = \frac{\gamma(1-\sigma)}{v(1+\beta+\gamma)} \quad (9)$$

式(6)~式(9)反映了青年人实现效用最大化的消费、储蓄、育儿成本和内生生育率,其中前三个的取值还依赖于内生的工资、利率和人力资本水平。从式(9)还可以看出,内生的生育率与家庭层面的育儿偏好、时间偏好、育儿时间以及育儿成本产出弹性等因素有关。

(二) 生产技术

总量的生产函数可以假定为 Cobb-Douglas 形式,即 $Y_t = AK_t^\alpha H_t^{1-\alpha}$, 其中 Y_t , K_t 和 H_t 分别表示总产出、物质资本和人力资本水平, A 反映全要素生产率, $\alpha \in (0, 1)$ 为资本的产出弹性。在资本市场出清条件下,第 $t+1$ 期的物质资本为当期老年人的储蓄,即 $K_{t+1} = N_t S_t$ 。由于 $N_{t+1} = n_t N_t$, 故人均物质资本为:

$$k_{t+1} = S_t / n_t \quad (10)$$

此外,由于老年人已经退出劳动力市场,故劳动力市场出清条件下每期人力资本总需求等于当期所有青年人的人力资本加总,即 $H_t = N_t h_t$ 。

人均形式的生产函数可以写为 $y_t = Ak_t^\alpha h_t^{1-\alpha}$, 其中 y_t 为人均产出。由于每期时间足够长,假定物质资本完全折旧。在完全竞争条件下,求解企业的利润最大化问题可以得到均衡的利率与工资,即

$$r_t = \alpha Ak_t^{\alpha-1} h_t^{1-\alpha} - 1 \quad (11)$$

$$w_t = (1-\alpha) Ak_t^\alpha h_t^{-\alpha} \quad (12)$$

(三) 政府预算平衡

假定政府在每一期维持两个相互独立的预算平衡:一个是关于育儿补贴的收支平衡;另一个是关于教育投资的收支平衡。用于子代育儿补贴的总财政支出为 $N_{t+1} a e_t$, 全部从当期青年人的工资收入中征收,故有 $N_{t+1} a e_t = N_t \tau_n w_t h_t$, 其中育儿补贴税率 $\tau_n \in (0, 1)$;公共教育总支出为 $N_{t+1} g_t$, 也全部从当期青年人的工资收入中征收,故有 $N_{t+1} g_t = N_t \tau_e w_t h_t$, 其中公共教育税率 $\tau_e \in (0, 1)$ 。将上述两个财政预算平衡改写为人均形式,即为

$$g_t = \tau_e w_t h_t / n_t \quad (13)$$

$$e_t = \tau_n w_t h_t / (n_t a) \quad (14)$$

进一步地,将式(14)与式(8)联立,并代入式(9),可以得到内生的育儿补贴比例,即

$$a = \frac{\tau_n(1+\beta+\gamma)}{\gamma\sigma(1-\tau_n-\tau_e)+\tau_n(1+\beta+\gamma)} \quad (15)$$

式(15)表明,在预算平衡条件下,单个子女的育儿补贴比例由外生参数和政策参数共同决定。根据式(15)所揭示的关系,可以提出以下命题:

命题 1: 由于 $\frac{\partial a}{\partial \tau_n} > 0$ 、 $\frac{\partial a}{\partial \tau_e} > 0$, 所以育儿补贴比例 a 与育儿补贴税率 τ_n 正相关,与公共教育税 τ_e 也正相关。

证明: 根据式(15)可知

$$\frac{\partial a}{\partial \tau_n} = \frac{\gamma\sigma(1+\beta+\gamma)(1-\tau_e)}{[\gamma\sigma(1-\tau_e-\tau_n)+\tau_n(1+\beta+\gamma)]^2} > 0$$

$$\frac{\partial a}{\partial \tau_e} = \frac{\gamma\sigma\tau_n(1+\beta+\gamma)}{[\gamma\sigma(1-\tau_e-\tau_n)+\tau_n(1+\beta+\gamma)]^2} > 0$$

需要指出的是,育儿补贴比例与育儿补贴税率之间的正相关关系是由财政预算平衡所决定的,属于直接效应;而育儿补贴比例与公共教育税率之间之所以存在正相关关系,则是由于公共教育税的增加促进了人力资本水平上升,进而收入也会增加,由此扩大了育儿补贴的税源,因而这是一种间接效应。

(四) 模型求解与均衡增长路径

在竞争均衡状态下,所有市场出清,个人实现了效用最大化,企业也实现了利润最大化。在经济达到稳态时,劳均产出、劳均物质资本及人力资本均以相

同的速度增长。假定均衡增长速度为 G^* , 则 $1+G^* = y_{t+1}/y_t = k_{t+1}/k_t = h_{t+1}/h_t$ 。为便于表述, 后文以 $1+G^*$ 表示增长速度。将式 (7) 与式 (10) 联立, 即可建立人均物质资本与人均人力资本之间的关系:

$$k_{t+1} = \frac{\beta(1-\tau_e-\tau_n)}{n_t(1+\beta+\gamma)} w_t h_t \quad (16)$$

进一步地, 将式 (9) 和式 (12) 代入式 (16) 后, 可以得到人均物质资本的增长路径:

$$1+G^* = \frac{k_{t+1}}{k_t} = \varphi_1 \left(\frac{k_t}{h_t} \right)^{\alpha-1} \quad (17)$$

其中, $\varphi_1 = \frac{A\beta v(1-\alpha)(1-\tau_e-\tau_n)}{\gamma(1-\sigma)}$ 。式 (17) 表明, 物

质资本-人力资本比率 $\frac{k_t}{h_t}$ 的大小决定了物质资本的增长速度。此外, 将式 (13) 与式 (14) 所反映的育儿成本和公共教育支出代入人力资本函数, 即可得到人力资本的增长路径:

$$1+G^* = \frac{h_{t+1}}{h_t} = \varphi_2 \left(\frac{k_t}{h_t} \right)^{\alpha(\sigma+\eta)} \quad (18)$$

其中, $\varphi_2 = \frac{A^{\sigma+\eta} B(1-\alpha)^{\sigma+\eta} \tau_n^\sigma \tau_e^\eta}{a^\sigma (n^*)^{\sigma+\eta}}$ 。式 (18) 表明, 人

力资本增长路径也与 $\frac{k_t}{h_t}$ 有关。联立式 (17) 与式 (18), 可以得到均衡增长路径下的物质资本-人力资本比率:

$$\frac{k_t}{h_t} = \left(\frac{\varphi_1}{\varphi_2} \right)^{\frac{1}{1-\alpha(1-\sigma-\eta)}} \quad (19)$$

式 (19) 表明, 均衡增长路径下物质资本-人力资本比率是一个不随时间变化的常数, 将其代入式 (17) 或式 (18), 即可得到均衡增长路径下的经济增速:

$$1+G^* = (\varphi_1^{\alpha(\sigma+\eta)} \varphi_2^{1-\alpha})^{\frac{1}{1-\alpha(1-\sigma-\eta)}} \quad (20)$$

进一步地, 将 φ_1 、 φ_2 和式 (15) 代入式 (19), 即可解出经济增长率:

$$1+G^* = \left[\frac{A^{\sigma+\eta} B^{1-\alpha} (1-\alpha)^{\sigma+\eta} v^{\sigma+\eta} \beta^{\alpha(\sigma+\eta)} (1-\tau_e-\tau_n)^{\alpha(\sigma+\eta)} \tau_e^{\eta(1-\alpha)}}{(\gamma(1-\sigma))^{\sigma+\eta} (1+\beta+\gamma)^{\eta(\alpha-1)}} \frac{1}{(\gamma\sigma(1-\tau_e-\tau_n) + \tau_n(1+\beta+\gamma))^{\sigma(1-\alpha)}} \right]^{\frac{1}{1-\alpha(1-\sigma-\eta)}} \quad (21)$$

式 (21) 揭示了经济增长速度与育儿补贴税率、公共教育税率之间的定量关系, 即所谓的增长拉弗曲线。在给定的政策参数下, 均衡增长速度也不随时间变化。为了简单起见, 可以将均衡经济增速改写为两种税率的复合函数形式, 即

$$1+G^* = G[\varphi_1(\tau_n, \tau_e), \varphi_2(\tau_n, \tau_e, a(\tau_n, \tau_e))] \quad (22)$$

在式 (22) 基础上, 即可对经济增速与两种税率之间的关系进行比较静态分析。分别对育儿补贴税率和公共教育税率求偏导数, 可以得到

$$\frac{\partial(1+G^*)}{\partial\tau_i} = \frac{\partial G}{\partial\varphi_1} \frac{\partial\varphi_1}{\partial\tau_i} + \frac{\partial G}{\partial\varphi_2} \left(\frac{\partial\varphi_2}{\partial\tau_i} + \frac{\partial\varphi_2}{\partial a} \frac{\partial a}{\partial\tau_i} \right) \quad (i=e, n) \quad (23)$$

式 (23) 表明, 经济增速与两种税率之间存在非线性关系, 这主要是因为育儿补贴或公共教育会产生两种相反的作用: 一方面, 在一定的税率范围内, 这两种税率的上升都有助于子代人力资本积累, 最终会推动经济增长; 另一方面, 税率过高, 青年人的税后收入就会降低, 相应的储蓄也会减少, 这不利于物质资本积累, 最终制约经济增长。因此, 提出以下命题:

命题 2: 经济增长速度与育儿补贴税或教育税之间存在非线性关系, 这隐含了可能存在与最高经济增速相对应的最优税率。

证明: 根据式 (23), 要证明经济增速与两种税率之间的非线性关系, 只需判断 $\frac{\partial\varphi_i}{\partial\tau_i}$ 、 $\frac{\partial\varphi_2}{\partial a}$ 和 $\frac{\partial G}{\partial\varphi_j}$ 的符号即可 (其中 $i=e, n; j=1, 2$)。

由于 $\varphi_1 = \frac{A\beta v(1-\alpha)(1-\tau_e-\tau_n)}{\gamma(1-\sigma)}$, 所以

$$\frac{\partial\varphi_1}{\partial\tau_n} = \frac{\partial\varphi_1}{\partial\tau_e} = \frac{-A\beta v(1-\alpha)}{\gamma(1-\sigma)} < 0$$

由于 $\varphi_2 = \frac{A^{\sigma+\eta} B(1-\alpha)^{\sigma+\eta} \tau_n^\sigma \tau_e^\eta}{a^\sigma (n^*)^{\sigma+\eta}}$, 所以

$$\frac{\partial\varphi_2}{\partial\tau_n} = \frac{\sigma A^{\sigma+\eta} B(1-\alpha)^{\sigma+\eta} \tau_n^{\sigma-1} \tau_e^\eta}{a^\sigma (n^*)^{\sigma+\eta}} > 0$$

$$\frac{\partial\varphi_2}{\partial\tau_e} = \frac{\eta A^{\sigma+\eta} B(1-\alpha)^{\sigma+\eta} \tau_n^\sigma \tau_e^{\eta-1}}{a^\sigma (n^*)^{\sigma+\eta}} > 0$$

$$\frac{\partial\varphi_2}{\partial a} = -\frac{\sigma A^{\sigma+\eta} B(1-\alpha)^{\sigma+\eta} \tau_n^\sigma \tau_e^\eta}{a^{1+\sigma} (n^*)^{\sigma+\eta}} < 0$$

根据式 (20) 和式 (22), 可以得到

$$\begin{aligned}\frac{\partial G}{\partial \varphi_1} &= \frac{\partial(1+G^*)}{\partial \varphi_1} \\ &= \frac{\alpha(\sigma+\eta)\varphi_2^{1-\alpha}}{1-\alpha(1-\sigma-\eta)}(\varphi_1^{\alpha(\sigma+\eta)-1}\varphi_2^{1-\alpha})^{\frac{-\alpha(1-\sigma-\eta)}{1-\alpha(1-\sigma-\eta)}} > 0 \\ \frac{\partial G}{\partial \varphi_2} &= \frac{\partial(1+G^*)}{\partial \varphi_2} \\ &= \frac{\alpha(\sigma+\eta)\varphi_1^{\alpha(\sigma+\eta)}}{1-\alpha(1-\sigma-\eta)}(\varphi_1^{\alpha(\sigma+\eta)}\varphi_2^{-\alpha})^{\frac{-\alpha(1-\sigma-\eta)}{1-\alpha(1-\sigma-\eta)}} > 0\end{aligned}$$

考虑到育儿补贴政策与公共教育政策都属于代际转移支付, 这将不可避免地影响到代际不平等。在本文所构建的理论模型当中, 个人在幼儿期的消费附属于其父母, 因此同一时期的代际不平等主要体现为青年人与老年人之间的代际不平等。本文定义第 t 期青年人与当期老年人 (即 $t-1$ 期青年人) 的代际消费不平等为 $I_c = C_{y,t}/C_{o,t-1}$ 。考虑到 $1+G^* = C_{o,t}/C_{o,t-1}$, 并根据式 (3)、(6)、(11) 和 (17) 可以得出

$$I_c = \frac{1+G^*}{\beta(1+r_t)} = \frac{\varphi_1}{\alpha\beta A} \quad (24)$$

式 (24) 表明, 当外生参数和政策参数给定时, 均衡状态下的代际消费不平等是一个不随时间变化的常数。根据 φ_1 与两种税率的关系可知, 增加育儿补贴税或公共教育税并不必然降低代际消费不平等, 具体还须判断 I_c 是否大于 1。因此, 这里提出以下命题:

表 1

主要外生参数和政策参数取值

主要参数取值	α	β	γ	v	A	σ	η	B	τ_n	τ_e
	0.33	0.467 9	0.45	0.2	4.081 7	0.40	0.30	4.081 7	0.020	0.093 1

资本产出弹性 α 。资本产出弹性反映了资本在经济增长中的份额。由于中国自改革开放之后, 在相当长的时间内属于投资拉动型经济, 资本在经济增长中的产出份额相对较高, 一些学者的估算结果在 0.40~0.656 之间 (Chow 和 Lin, 2002^[30]; Young, 2003^[31])。考虑到中国经济进入中高速增长阶段之后, 人力资本和创新等因素对经济增长的贡献逐步增加, 资本的产出份额会有所下降, Qiao 和 Wang (2019)^[32] 在研究中将其设定为 0.30。本文经过试调后, 将中国的资本产出弹性设为 0.33。

时间贴现因子 β 。时间贴现因子反映了时间偏

命题 3: 当 $I_c \geq 1$ 时, 表示青年人的消费水平不低于同期老年人, 此时增加育儿补贴税或公共教育税可以降低代际消费不平等; 当 $I_c < 1$ 时, 表示青年人的消费水平低于同期老年人, 此时增加育儿补贴税或公共教育税会进一步扩大代际消费不平等。

证明: 由于 $\frac{\partial \varphi_1}{\partial \tau_i} < 0$ ($i=e, n$) (见命题 2 的证明),

故有 $\frac{\partial I_c}{\partial \tau_i} < 0$, 即税率上升 I_c 会减小, 但这并不意味着代际消费不平等下降。

结合命题 2 和命题 3 可以看出, 不论是对于经济增长速度还是对于代际消费不平等, 都可能存在最优的育儿补贴税和公共教育税。但这两种情形下的最优税率可能并不相等, 具体还需要结合数值模拟进行进一步分析。

四、参数校准与数值分析

(一) 主要参数校准

根据上述模型的理论推导, 本文所涉及的外生参数和政策参数主要包括资本产出弹性 α 、时间贴现因子 β 、子女养育偏好 γ 、全要素生产率 A 、人力资本技术参数 B 、育儿支出的产出弹性 σ 、公共教育支出产出弹性 η 、育儿补贴税 τ_n 、公共教育税 τ_e 和每个青年人生育子女个数 n 。本文结合中国经济实际数据对上述模型中的外生参数和政策参数进行校准, 表 1 报告了主要外生参数与政策参数的取值, 下面进行说明。

高奥和龚六堂 (2015)^[27] 在研究中将每年的时间贴现率设定为 0.02, 而刘元生等 (2013)^[33] 则将其设定为 0.03。时间偏好在很大程度上会影响跨期消费决策和储蓄率, 经过对模型不断试调后, 我们将中国的时间贴现率设定为 0.025。在本文所构建的三期世代交叠模型中, 每期假定为 30 年, 故时间贴现因子取值为 $0.975^{30} \approx 0.467 9$ 。

子女养育相关参数。子女的养育偏好 γ 反映了生育意愿, 一般被认为在 0.35~1 之间 (郭凯明和余静雯, 2017^[28]; 彭浩然等, 2018^[24])。李子联 (2016)^[4] 基于微观调查数据发现, 生育率与收入水平之间存在

U型曲线关系,当人均收入跨过19 500元时,生育率才会上升。尽管目前中国人均GDP已经超过70 000元,但人均收入还处在相对较低水平。考虑到模型是为了刻画过去30年的平均状况,我们认为当前中国的生育率处在“U”型曲线的底端。因此,本文假定中国的子女养育偏好不会太高,将其设定为0.45。关于子女生育成本参数 v ,郭凯明和余靖雯(2017)^[28]在研究中将其设定为0.1,而汪伟和咸金坤(2020)^[34]则将其设定为0.15。根据人口“数量”和“质量”之间的权衡关系可知,在“老龄少子化”背景下,人们更重视人口的质量,会在整个生育过程中花费更多的投入,因此本文令 $v=0.2$ 。

全要素生产率 A 。全要素生产率反映了技术进步水平。在对中国全要素生产率进行校准时,Qiao和Wang(2019)^[32]将全要素生产率年化增长率设定为4.5%,而汪伟(2016)^[15]则将其设定为6.6%。本文对模型不断试调后,将中国全要素生产率的年化增长率设定在4.8%,故 $A=1.048^{30} \approx 4.0817$ 。

人力资本相关参数。与人力资本有关的参数包括育儿成本的产出弹性 σ 、公共教育支出的产出弹性 η 和人力资本积累技术参数 B 。考虑到中国教育体制的公有制属性,在人力资本积累过程中,公共教育投资的产出弹性一般会高于私人投资的产出弹性(郭庆旺和贾俊雪,2009^[35];景鹏和郑伟,2019^[36])。本文中假定中国公共教育支出弹性为0.3,父母人力资本对下一代人力资本的产出弹性为0.3,故育儿成本的产出弹性为0.4。此外,借鉴一些学者的做法(汪伟,2016^[15];Gaumont和Leonard,2010^[37]),令中国的人力资本积累技术参数与全要素生产率相等,即4.0817。

育儿补贴税率 τ_n 。本文所指的育儿补贴涵盖子女生育、抚养和教育过程中的各种货币或时间政策激励,包括生育保险(包括生育津贴和生育医疗待遇)、产假和义务教育阶段的生活补贴,例如“蛋奶工程”等。中国的生育保险缴费比例各地有一定的差异,例如北京为缴费基数0.8%,广东则为0.85%^①。考虑到生育保险只是育儿补贴政策的一部分,本文将基准情形下中国的育儿补贴税设定为工资

收入的2%。在政策模拟当中,可以通过改变育儿补贴税率以考察其对经济增长和代际不平等的影响。

教育税 τ_e 。虽然现实中不存在专门的教育税,但财政性教育经费的目标水平在一定程度上决定了潜在的公共教育税率的水平。教育税采用财政性教育经费占国民收入的比例确定。根据《中国统计年鉴2020》,2019年中国财政性教育经费为40 046.55亿元,当年中国总人口为140 005万人,人均可支配收入为30 732.8元,由此得到中国教育财政支出占国民可支配收入的比例为9.31%。因此,本文将基准情形下中国的教育税设定为9.31%。在政策模拟当中,可以通过改变公共教育税率以考察其对经济增长和代际不平等的影响。

(二) 校准结果分析

根据表1中的参数取值,即可对理论模型进行数值分析。为便于分析,令 $\phi_t^s = \frac{S_t}{w_t h_t (1-\tau_e - \tau_n) (1-vn_t)}$

和 $\phi_t^e = \frac{n_t e_t (1-a)}{w_t h_t (1-\tau_e - \tau_n) (1-vn_t)}$ 分别反映储蓄率和育儿成本占税后收入比重。当整个经济处于均衡增长路径时,物质资本、人力资本和总产出将以恒定的增速 $(1+G^*)$ 增长,并且 $\phi_{t+1}^s = \phi_t^s = \phi^s$ 、 $\phi_{t+1}^e = \phi_t^e = \phi^e$ 。表2报告了基于理论模型数值分析得到的五个内生变量(经济增速、储蓄率、育儿成本占比、生育率和代际消费不平等)的数值分析结果。此外,表2还报告了中国目前的实际经济数据,以检验数值模拟结果的准确性。

经济增长速度。在计算中国实际经济增速时,采取人均受教育年限的增速衡量。根据《中国人口统计年鉴1990》中第四次人口普查公布的各受教育阶段人口抽样分布状况,计算出中国1990年的人均受教育年限为6.42年^②。根据第七次全国人口普查公报显示,2020年中国的人均受教育年限为9.91年。因此,1990—2020年的人均人力资本增速为1.5436。根据理论模型进行数值模拟所得经济增速与实际经济增速非常接近,相对误差在10%以内。

① 2019年3月国务院办公厅印发的《关于全面推进生育保险和职工基本医疗保险合并实施意见》指出,2019年年底生育保险与职工基本医疗保险合并,但考虑到本文是对长期经济增速的研究,因此这一缴费比例对于参数校准依然有参考价值。

② 在计算人均受教育年限时,借鉴文献中常用做法,分别对不同教育阶段的受教育年限设定如下:文盲0年,小学6年,初中9年,高中或中专12年,大专15年,大学及以上16年,然后根据各受教育阶段人口占比进行加权。

表2 数值分析结果与中国实际情形对比

内生变量	$1+G^*$	ϕ^s	ϕ^e	n^*	I_c
实际	1.543 6	29.85%	8.18%	0.650 0	1.265 8
模型	1.653 3	28.39%	10.92%	0.703 9	1.333 8
绝对误差	0.109 7	-0.014 6	0.027 4	0.053 9	0.068 0
相对误差	7.11%	-4.89%	33.50%	8.29%	5.37%

注：(1) 实际经济增速以中国的人力资本增速衡量，不同于以GDP衡量的经济增速。(2) 实际的储蓄率=1-人均消费支出/人均可支配收入，其中相关数据来自《中国统计年鉴2020》。(3) 实际的育儿成本占比仅为家庭教育支出占可支配收入比重，相应数据来源同(2)。(4) 实际的代际消费不平等根据已有文献计算所得，具体见文中说明。

储蓄率。储蓄率是检验理论模型数值分析结果是否与现实吻合的另一个指标。为了简单起见，本文采用1-人均消费支出/人均可支配收入衡量居民储蓄率。根据《中国统计年鉴2020》显示，2019年的储蓄率为29.85%。基于理论模型数值分析得到的储蓄率为28.39%，相对误差仅为4.89%。

育儿成本占比。在《中国统计年鉴》当中，并未披露育儿成本水平及其在可支配收入中的占比。在本文中，我们采取人均私人教育支出作为育儿成本的代理变量。根据《中国统计年鉴2020》显示，2019年人均教育支出在人均可支配收入的占比为8.18%。基于理论模型数值分析得到的育儿成本占比为10.92%，相对误差达到33.50%。实际上，这恰恰说明，如果仅考虑教育支出而忽视其他的生育和抚养成本，则可能低估育儿成本在人力资本积累过程中所发挥的作用。

生育率。近年来，中国的生育率不断下降。根据第七次全国人口普查的有关数据推算，当前中国的总和生育率仅为1.3左右，相当于每个成年人生育0.65个孩子。基于理论模型数值分析得到的生育率为0.7039，与实际情形相比的相对误差为8.29%。实际上，本文所构建理论模型反映的是一期（即30年）的平均水平，所以会略高于第七次人口普查所反映一个时点的生育率。

代际消费不平等。李宏彬等（2015）^[38]基于中国城镇住户调查数据发现，居民退休之后非耐用品消费相比退休前减少了21%。由于理论模型中的老年期恰好对应退休期，因此我们借鉴李宏彬等（2014）^[38]的研究，计算出青年期（工作期）和老年期（退休

期）的消费水平之比为 $1/(1-21\%)=1.2658$ 。基于理论模型数值分析得到的中国青年人与老年人代际消费之比为1.3326，与实际值的相对误差仅为5.37%。

综上所述，经济增速、储蓄率、生育率和代际消费不平等四个指标的相对误差均在10%以内，这说明本文所设定的外生参数与政策参数使理论模型的数值分析结果与中国实际比较吻合；此外，理论模型所反映的育儿成本占比要明显高于中国的家庭教育支出占比，这从另一个角度说明仅考虑私人教育支出可能低估育儿成本在人力资本积累中的作用。因此，理论模型很好地刻画了中国的实际情况，这为后续进行政策模拟分析奠定了良好的基础。

（三）敏感性分析

表2的结果也说明，由经济体制、文化传统等因素所决定的外生参数很可能对经济增速产生很大影响。因此这里我们着重从时间偏好、养育偏好和育儿成本产出弹性三个方面考察外生参数的变化对经济增速的影响。

1. 时间偏好对经济增速的影响。

时间偏好会影响居民的跨期消费选择，因而会影响储蓄率，进而通过物质资本积累影响经济增长率。表3反映了针对时间偏好参数的敏感性分析结果。可以看出，随着时间贴现率的增加，人们对未来风险规避的意识会增强，这将导致增加当期消费，从而使得储蓄率降低。因此，时间贴现率越高，经济增速会越低。具体而言，当每年的时间贴现率从1%增长到6%时，经济增速由1.9306下降到1.1883，下降了38.45%。

表3 时间偏好对经济增速的影响

时间贴现率	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06
贴现因子 (β)	0.739 7	0.545 5	0.401 0	0.293 9	0.214 6	0.156 3
经济增速 ($1+G^*$)	1.930 6	1.739 0	1.573 5	1.429 1	1.301 7	1.188 3

2. 养育偏好对经济增速的影响。

根据式(8)和式(9)可知,养育偏好会对内生的育儿成本和储蓄产生影响,进而影响人力资本和物质资本积累。表4反映了针对养育偏好参数的敏感性分析结果。从表4中可以看出,随着养育偏好增加,经济增速会下降。具体而言,当养育偏好从0.3增加到0.6,经济增速由2.0144下降到1.4484,下

降了28.10%。原因可能在于:一方面,养育偏好增加后,青年人更偏好于养育子女,促进了人力资本积累;另一方面,育儿成本增加会挤出个人储蓄和物质资本积累,当人力资本增长产生对经济增速的促进作用小于物质资本下降对经济增速的负面影响时,经济增速会出现下降。

表4 养育偏好对经济增速的影响

养育偏好 γ	0.30	0.35	0.40	0.45	0.50	0.55	0.60
经济增速 ($1+G^*$)	2.0144	1.8658	1.7486	1.6533	1.5739	1.5065	1.4484

3. 育儿成本产出弹性对经济增速的影响。

随着老龄化少子化程度不断加深,人口质量对数量的替代效应愈加明显,这意味着育儿成本对经济增长的影响可能愈来愈大。表5反映了针对育儿成本产出弹性的敏感性分析结果。可以看出,随着育儿成本产出弹性增加,经济增速会上升。具体而言,当育儿

成本产出弹性的敏感性从0.25增加到0.55,经济增速由1.5449上升到2.0764,上升了34.40%。原因可能在于:育儿成本产出弹性增加后,单位育儿成本支出在人力资本积累中的作用会增加,这有助于人力资本积累,从而在不影响物质资本积累的条件下促进了经济增速的增加。

表5 育儿成本产出弹性对经济增速的影响

育儿成本产出弹性 σ	0.25	0.30	0.35	0.40	0.45	0.50	0.55
经济增速 ($1+G^*$)	1.5449	1.5532	1.5889	1.6533	1.7506	1.8878	2.0764

五、进一步探讨:政策调整的增长效应与不平等效应

结合理论模型的分析可以看出,经济增长拉弗曲线揭示了经济增速与育儿补贴税和公共教育税之间的非线性关系,这意味着政府部门可以通过调整这两种税率来实现最优增长。然而,政策调整不仅会影响经济增长率,还可能产生一定的社会成本,比如影响不平等程度。本文接下来着重探讨育儿补贴税和公共教育税两种政策工具的调整所产生的增长效应和不平等效应。

(一) 政策调整的增长效应

1. 育儿补贴税对经济增长速度的影响。

尽管现实中可能并不存在育儿补贴税,但依据政府部门在生育、抚养和教育等各环节家庭政策的激励程度,可以估算出与之相适应的育儿补贴税。因此,考察育儿补贴税率对经济增长速度影响的意义在于评估家庭政策激励程度是否合理。图1中的增长拉弗曲线分别反映了不同的公共教育税条件下经济增速与育儿补贴税率之间的非线性关系。

从图1可以看出,对于中国而言,在不同的公共

教育税率条件下,育儿补贴税的增加会使得经济增速明显上升。中国目前实际的育儿补贴税率(本文校准时估算为2%)可能要明显低于最优税率。具体而言,当公共教育税率在10%左右时,将育儿补贴税率从1%增长到10%,经济增速可以从1.6附近增加到1.9附近。因此,长期而言,适度提高与生育和抚养相关的家庭政策的激励力度,可以进一步提升中国经济的潜在增长速度。

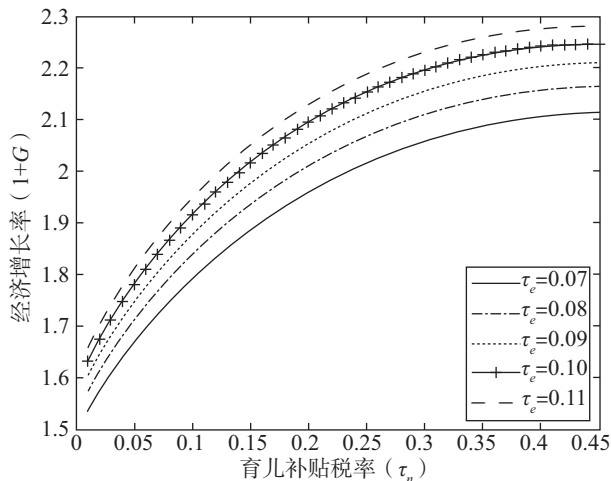


图1 育儿补贴税对经济增长速度的影响

2. 公共教育税对经济增长速度的影响。

公共教育支出是影响人力资本积累的重要因素。早在1994年国务院出台的《中国教育改革和发展纲要》（国发〔1994〕39号）就曾指出，财政性教育经费应占国民生产总值4%以上。在2012年之后，我国的财政性教育经费占GDP的比例一直保持在4%以上。由此可见，要实现长期的经济增长，潜在的公共教育税率应当保持在必要的水平。图2中的增长拉弗曲线反映了经济增长速度与公共教育税之间的非线性关系。

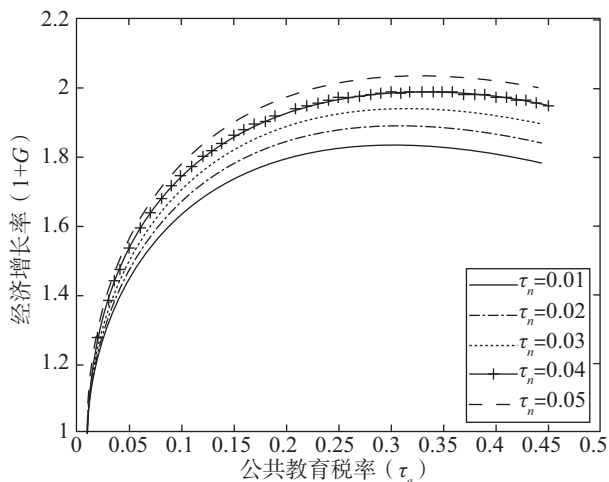


图2 公共教育税对经济增长速度的影响

可以看出，对于中国而言，最利于经济增长的最优公共教育税率很可能要高于目前的实际水平（本文校准的公共教育税率为9.31%）。因此，从经济增长的意义上讲，中国目前的公共教育支出（或潜在的公共教育税率）还有增长的空间。具体而言，当育儿补贴税率保持在1%~5%时，公共教育税从5%增加到15%，经济增长速度可以从1.4附近增长到1.8附近。此外，当公共教育税超过15%以上，其对经济增长速度的促进效应明显递减，甚至为负。

3. 政策组合对经济增长速度的影响。

考虑到育儿补贴和公共教育是两个独立的政策工具，因此政府可以同时对这两种政策工具做出调整。图3报告了不同的育儿补贴税率和公共教育税率组合条件下，经济增速的变化情况。从图3中可以看出，育儿补贴税对经济增速的影响不如公共教育税大：在不同的育儿补贴税率下，增加公共教育税就能使经济增速大幅提升，这反映了公有制的教育体制对长期经济增长的影响程度。此外需要说明的是，当公共教育税率和育儿补贴税率都比较高时，经济增速反而会下降，这是因为此时年轻人的税负较重，阻碍了储蓄的

增加和物质资本的积累。

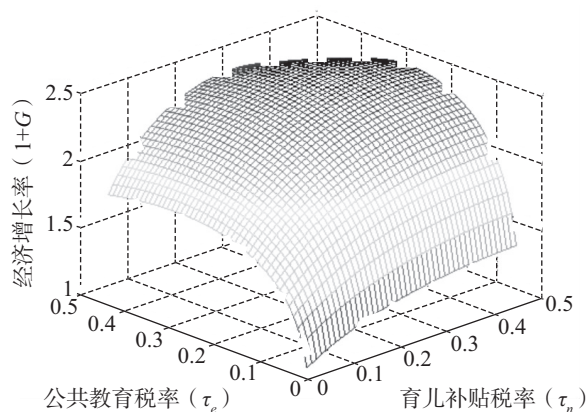


图3 政策组合对经济增长速度的影响

(二) 政策调整的不平等效应

1. 育儿补贴税对代际消费不平等的影响。

由于育儿补贴属于代际转移支付，这意味着育儿补贴政策除了影响经济增长速度外，还可能在代际之间产生再分配效应。图4反映了不同的育儿补贴税率条件下青年人与老年人消费之比的变化趋势。可以看出，育儿补贴税率的上升会导致青年人与老年人消费之比下降，原因在于，育儿补贴税率上升使得青年人的税后收入有所下降，从而导致了青年人消费水平的相对下降。具体而言，最低消费差距（即消费之比等于1）所对应的育儿补贴税率在20%附近，这要低于图1中与最优经济增长所对应的最优税率水平（45%附近）。不同政策目标下的最优育儿补贴税率差异说明，政府部门可能在增长与不平等之间存在权衡，这与刘元生等（2013）^[33]的研究结论具有相似性。

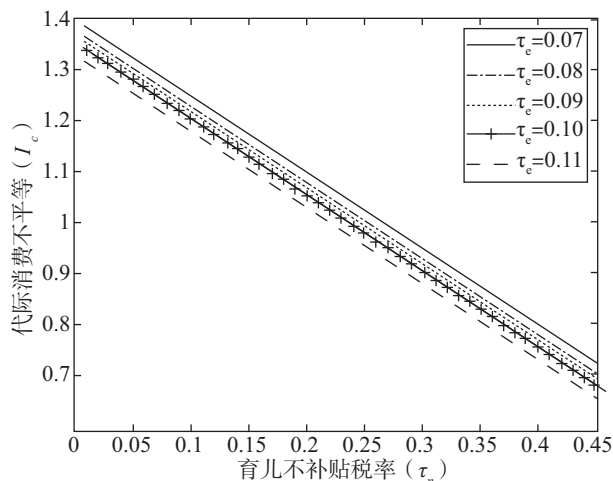


图4 育儿补贴税对代际消费不平等的影响

2. 公共教育税对代际消费不平等的影响。

公共教育支出也属于代际转移支付,因而也会影响代际消费不平等。图5反映了不同公共教育税率下青年人与老年人消费之比变化趋势。可以看出,公共教育税率的上升也会导致青年人与老年人消费之比下降,这是因为随着税负的增加,青年人的税后收入和消费都可能相对下降。具体而言,与最低消费差距所对应的公共教育税率在25%附近相比,要低于图2中与最高经济增速相对应的最优税率(30%附近)。需要指出的是,尽管税率与代际消费之比之间的关系是线性的,但其所产生的不平等效应则是非线性的:育儿补贴税率和公共教育税率过高或过低都可能加剧代际消费不平等。

3. 政策组合对代际消费不平等的影响。正如前文所提到的,政府部门可能会同时调整育儿补贴税率和公共教育税率,这意味着也可能存在与最低代际消费差距所对应的最优税率组合。图6反映了不同税率组合下的代际消费之比。可以看出,两种税率都过低或过高时,青年人与老年人的消费差距都会扩大。比较图6与图3还可以看出:最优经济增长速度所对应的税率组合是唯一的,而与最低消费差距所对应的税率组合则有很多。此外,即使同时调整这两种税率,政府部门依然可能在经济增长与不平等之间存在权衡。

六、总结、展望与政策启示

当育儿成本高到足以影响人们生育决策乃至家庭经济决策时,就可能对人口结构产生影响,这是近年来中国出现“少子”化现象的重要原因之一。本文将育儿成本和相应的政策激励引入到家庭的最优化选择当中,并在一般均衡框架下构建世代交叠模型分析了其对经济增长及代际不平等的影响。本文主要可以得出以下结论。

第一,当考虑育儿成本对人力资本积累的影响时,育儿补贴比例不仅会受到育儿补贴税的直接影响,还会受到公共教育税的间接影响。在预算平衡条件下,育儿补贴税的增加会直接增强育儿补贴政策力度。公共教育税增加后,会促进人力资本水平和收入水平提升,这会间接导致育儿补贴的税收来源增加,从而增加育儿补贴比例。

第二,经济增长速度受到育儿补贴税和公共教育税的非线性影响。本文结合中国实际数据的校准分析

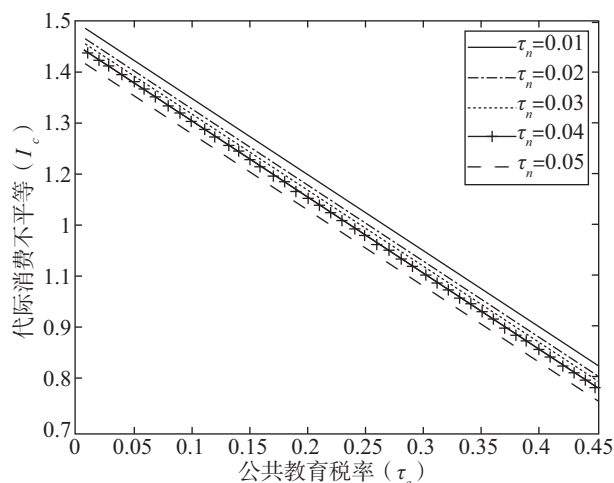


图5 公共教育税对代际消费不平等的影响

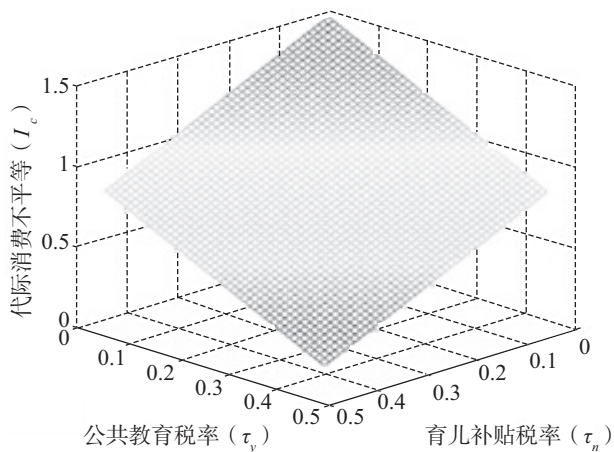


图6 政策组合对代际消费不平等的影响

表明,理论模型的数值分析结果很好地刻画了中国经济增长的实际情况。经济增长拉弗曲线揭示了经济增长速度与育儿补贴税、公共教育税之间存在的非线性关系,这隐含了最优税率及其组合的存在。最优经济增长所对应的政策组合是唯一的,但最低消费差距所对应的政策组合则可能有很多。

第三,政府部门在对育儿补贴和公共教育政策进行调整时,不仅会产生增长效应,还会影响到代际消费不平等。政策模拟结果显示:中国实际的育儿补贴和公共教育支出都可能低于其各自的最优水平,还有较大的提升空间。然而,不论是调整单一政策还是组合政策,政府部门都需要在经济增长与不平等之间进行权衡。

本文为育儿成本内生化和相应补贴政策的研究提供了分析框架,可以在以下几个方面进行拓展:在讨论育儿成本基础上,分析不同养老模式对经济增长及

代际不平等的影响；引入不同形式的育儿补贴政策，比如现金转移或时间补贴（如产假），进而比较分析育儿成本、经济增长及不平等的演变；引入个人禀赋差异，并讨论其对育儿成本、经济增长和不平等的影响；引入延迟退休，分析其对青年人育儿成本的作用，进而探讨其对经济增长及代际不平等的影响；引入中国城乡二元结构差异，并比较城乡育儿补贴政策差异对生育率、人力资本积累的影响；引入初始财富差异，进而分析其对育儿成本、经济增长和不平等的影响。

本文研究结论的政策启示体现在两个方面。一方面，应当重视育儿成本对长期经济增长的影响，并建

立相应的育儿补贴政策体系。育儿补贴政策不仅缓解了青年父母的融资约束和时间成本，而且还确保了长期的人力资本积累，从而对经济增长发挥了促进作用。育儿补贴政策工具的出台可以从子女生育、抚养和教育等多层面着手，以转移支付、时间补贴、再就业培训等形式降低育儿成本。另一方面，育儿补贴政策应当与公共教育政策相配合，并兼顾政策工具的增长效应与不平等效应。这两种政策工具的协同作用可以使得人力资本保持在合适的积累路径，从而推动经济增长。当然，这两种政策工具都属于代际转移支付，因此不能忽视其在代际不平等方面的影响。

参考文献

- [1] Cai F, Wang M. Challenge Facing China's Economic Growth in Its Aging but Not Affluent Era [J]. China & World Economics, 2010, (5): 20-31.
- [2] 郑真真, 李玉柱, 廖少宏. 低生育水平下的生育成本收益研究——来自江苏省的调查 [J]. 中国人口科学, 2009 (2): 93-102.
- [3] 王志章, 刘天元. 生育“二孩”基本成本测算及社会分摊机制研究 [J]. 人口学刊, 2017 (4): 17-29.
- [4] 李子联. 收入与生育：中国生育率变动的解释 [J]. 经济学动态, 2016 (5): 37-48.
- [5] 靳卫东, 宫杰婧, 毛中根. “二孩”生育政策“遇冷”：理论分析及经验证据 [J]. 财贸经济, 2018 (4): 132-147.
- [6] 韩凤芹, 曹蕊. 构建儿童早期发展公共服务体系：理论探讨与现实选择 [J]. 财政研究, 2020 (9): 80-92.
- [7] Leibenstein H. Economic Backwardness and Economic Growth: Studies in the Theory of Economic Development [M]. New York: Wiley Press, 1957.
- [8] Becker G S. The Economic Approach to Human Behavior [M]. Chicago: Chicago University Press, 1976.
- [9] Bloom D, Canning D, Günther F, Finlay J. Fertility, Female Labor Force Participation, and the Demographic Dividend [J]. Journal of Economic Growth, 2009, 14 (2): 79-101.
- [10] Jia N, Dong X. Economic Transition and the Motherhood Wage Penalty in Urban China: Investigation Using Panel Data [J]. Cambridge Journal of Economics, 2012, 37 (4): 819-844.
- [11] Aassve A, Billari F C, Pessin L. Trust and Fertility Dynamics [J]. Social Forces, 2016, 95 (2): 663-692.
- [12] Galor O, Weil D N. Population, Technology, and Growth: From Malthusian Stagnation to the Demographic Transition and Beyond [J]. American Economic Review, 2000, 90 (4): 806-828.
- [13] Galor O, Moav O. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development [J]. Review of Economic Studies, 2004, 71 (4): 1001-1026.
- [14] Zhu G, Vural G. Inter-generational Effect of Parental Time and Its Policy Implications [J]. Journal of Economic Dynamics & Control, 2013, 37 (9): 1833-1851.
- [15] 汪伟. 人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (1): 67-96.
- [16] Gauthier A H. The State and the Family: A Comparative Analysis of Family Policies in Industrialized Countries [M]. Oxford: Clarendon Press, 1996.
- [17] Thévenon O, Gauthier A H. Family Policies in Developed Countries: A Fertility Booster with Side-effects [J]. Community, Work and Family, 2011, 14 (2): 197-216.
- [18] Rovny A E. Welfare State Policy Determinants of Fertility Level: A Comparative Analysis [J]. Journal of European Social Policy, 2011, 21 (4): 335-347.
- [19] Neanidis K C. Humanitarian Aid, Fertility and Economic Growth [J]. Economica, 2012, 79: 27-61.
- [20] Palermo T, Handa S, Peterman A, Prencipe L, Seidenfeld D. Unconditional Government Social Cash Transfer in Africa Does Not Increase Fertility [J]. Journal of Population Economics, 2016, 29 (4): 1083-1111.

(下转第118页)

区域金融渠道选择与动态民营工业企业生产率提升

Regional Financial Channel Selection and Dynamic Productivity

Improvement of Private Industrial Enterprises

黄梦琳 李富有

HUANG Meng-lin LI Fu-you

[摘要] 民营企业对我国的经济贡献、企业税收、投资等方面发挥着重要作用,且“十四五”强调维持以制造业为核心的工业比重稳定,全要素生产率是企业高质量发展的衡量指标,研究民营企业生产率对完成经济发展目标具有实践意义。本文通过 DEA-Malmquist 指数测度并分解民营工业企业全要素生产率动态变化,发现全要素生产率、技术效率、规模效率呈现波动变化但近年均呈下降趋势,区域分解显示生产率下降幅度高于增长。以区域金融发展水平为门槛,采用 PSTR 模型研究银行信贷、证券筹资渠道对民营工业企业 TFP 的影响,东部、中部地区银行信贷具有提升民营工业企业生产率的作用,西部、东北地区证券渠道提升民营工业企业生产率但银行信贷对民营工业企业生产率产生相反影响。通过分析政府干预、市场制度、科技投入、人力投入、企业变动与民营工业企业生产率的影响效应并提出有关建议。

[关键词] 民营工业企业 DEA-Malmquist 指数 金融渠道 PSTR 模型

[中图分类号] F276.5 F832.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 12-0094-11

Abstract: Private enterprises play an important role in China's economic contribution, corporate tax revenue, investment and other aspects. The 14th Five-year Plan emphasizes the maintenance of a stable industrial proportion with manufacturing as the core. Because total factor productivity is a measure of high quality development of enterprises, so it is of practical significance to study the productivity of private industrial enterprises to achieve the goal of economic development. The DEA-Malmquist index is used to measure and decompose the dynamic change of total factor productivity of private industrial enterprises, and it is found that the total factor productivity, technical efficiency and scale efficiency fluctuate but have a declining trend in recent years, and the regional decomposition shows that productivity decline is greater than growth. Toting level of regional financial development as the threshold, the PSTR model is used to study the effect of bank credit and securities financial channels on TFP of private industrial enterprises. In eastern and central regions, bank credit has promoted private industrial enterprise productivity. In west and northeast regions, securities promote private industrial enterprises productivity but bank credit has the opposite effect. This paper analyzes the influence of government intervention, market system, investment in science and technology, investment in human resources, enterprise change on productivity of private industrial enterprises and we also put forward some relevant suggestions.

Key words: Private industrial enterprise DEA-Malmquist index Financial channel PSTR model

[收稿日期] 2021-04-02

[作者简介] 黄梦琳,女,1989年1月生,西安交通大学经济与金融学院博士研究生,研究方向为金融制度与经济政策、农村金融;李富有,男,1953年7月生,西安交通大学经济与金融学院教授,博士生导师,研究方向为国际金融理论与实务、民间金融。本文通讯作者为黄梦琳,联系方式为 hml198911@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“新形势下非法集资的处置效果及处置防范机制研究”(项目编号:18AJY028)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、问题的提出及文献综述

民营经济已经成为中国经济持续健康发展的重要力量,社会主义市场经济的重要组成部分,促进就业和技术创新的有效来源,而民营经济的主体民营企业是发挥主要作用的有力推手。王海兵和杨蕙馨(2018)^[1]总结出改革开放以来民营经济发展经历了四个阶段,2002年是实现民营经济跨越式发展的第三阶段,民营经济对我国GDP的贡献及民间投资首次超过60%;民营经济转型发展对我国经济的贡献体现在第四阶段,2012年以来党的十八大、十八届三中全会、民建工商联委员联组会等相继提出不同政策肯定民营经济及民营企业在我国经济发展中的地位,民营经济对GDP的贡献、民营企业税收、民间投资分别超过该指标的50%。鉴于民营经济对我国经济发展的重要作用,研究民营经济主体民营企业具有重要意义。民营企业的学术定义并不统一,学者普遍认同把民营企业定义为除国有及国有控股、集体经济、外商和港澳台商独资及其控股外的经济组织,它主要包括私营企业、个体工商户和农民专业合作社,由于个体及农民专业合作社规模较小,对经济的影响程度低,本文研究民营企业主要针对私营企业。“十四五”明确提出稳定制造业在我国经济中的比重,以制造业为核心的工业比重近年呈现下降趋势,工业是高新技术转化为生产力的载体,选择合适的金融渠道是解决金融服务于实体经济、促进产业发展的主要途径。

全要素生产率是企业高质量发展的衡量指标,为了实现民营工业企业活跃市场、高质量发展的目标,通过规模扩张或科技创新是有效方式。金融抑制背景下多数民营工业企业研发、投资活动受到限制,导致民营工业企业生产率提升遇到阻碍,所以资金支持是提升民营工业企业生产率的必要条件。资金主要来源于两种金融渠道,一是银行信贷,二是证券融资。对于民营工业企业来说,银行信贷渠道方便当地金融机构对民营工业企业进行风险评估,但银行贷款需要价值高的实物资产和抵押品,贷款门槛相对严格;证券融资是民间资本投资的主要渠道,证券市场搭建多样化融资平台供符合要求的民营工业企业进行匹配,给民营工业企业融资提供更多机会,但民间融资市场空间有限,民间资本偏好流向规模大、业绩好的行业领先企业,使得部分民营工业企业在证券市场融资表现

不佳。虽然不同金融渠道对民营工业企业融资利弊参半,但各个区域适合民营工业企业的融资渠道不同,能够满足融资需求并提升民营工业企业生产率的融资渠道选择值得进一步分析。以民营工业企业为研究对象,通过全要素生产率分解方法掌握民营工业企业发展趋势,从金融渠道选择视角出发,既能解决民营企业长期面临的资金难问题,为我国经济增长提供持续动力,又能为完成我国工业稳定发展目标奠定基础,从而给提升民营工业企业生产率提供理论支持。

国内外围绕全要素生产率的研究主要是全要素生产率的测度及分解。一是围绕行业或企业生产率的测度。Kondo等(2017)^[2]分析了日本42个县区1996—2006年大米产业全要素生产率变动规律;Aponte(2020)^[3]提出随着时间变化挪威三文鱼行业全要素生产率降低;Giang等(2019)^[4]分析了越南农业全要素生产率的大小;Harris和Moffat(2019)^[5]利用1973—2012年数据研究了英国制造业全要素生产率的下降及原因;Wang等(2020)^[6]采用TFP研究了1992—2007年亚洲中心国家的农业发展。国内全要素生产率的测算应用更广泛,应瑞瑶和潘丹(2012)^[7]、詹礼辉等(2016)^[8]分别研究了中国农业、福建县域农业全要素生产率;李小平和朱钟棣(2005)^[9]、王萍萍和陈波(2018)^[10]分别针对中国工业行业和中国军工企业全要素生产率进行了测算与分析。二是对区域经济进行全要素生产率研究。Otsuka(2017)^[11]提出人口集聚有利于日本全要素生产率的提高及经济持续增长;武群丽(2009)^[12]测算了各地区全要素生产率,分析发现东部地区和中部TFP趋同并略高于西部地区;张保胜(2014)^[13]采用Malmquist生产率指数分解生产率、技术进步及技术效率,并归纳出三大效率变化趋势的收敛状况。

围绕金融与生产率的互动效应,毛盛志和张一林(2020)^[14]重点考察了金融深化和金融结构对于产业升级促进作用的动态变化;刘家悦等(2020)^[15]实证考察了人力资本和融资约束对中国制造业企业全要素生产率的影响;孙阳阳和丁玉莲(2021)^[16]分析了融资约束对战略性新兴产业全要素生产率的影响;杜传忠和金华旺(2021)^[17]实证考察了产融结合对制造业企业全要素生产率的影响机制。国外研究主要围绕相关因素对全要素生产率的影响,Nguyen(2017)^[18]利用越南制造业数据测算了企业改革、市场竞争加强对全要素生产率变化趋势的影响;Herzer(2017)^[19]研究了

外国直接投资对玻利维亚全要素生产率的作用; Dixon 和 Lin (2018)^[20]利用全要素生产率分析了劳动力投入、企业市场份额与产出弹性的关系; Poplawski-Ribeiro (2020)^[21]分析了老龄化对全要素生产率的影响, 得出不利于 TFP 增长的结论; Najkar 等 (2020)^[22]分析了产业集聚对伊朗食品产业生产率的影响。国内学者余东华和信婧 (2018)^[23]研究了制造业全要素生产率, 认为信息技术扩散、生产性服务业集聚能推动制造业产业升级; 刘威等 (2019)^[24]分析了中国进口贸易结构与全要素生产率的关系, 表明进口密度有利于提高中国全要素生产率。

国外基本没有关于民营企业生产率的衡量, 国内围绕民营企业生产率测度的研究成果主要对比国有及民营生产率的大小。董梅生 (2012)^[25]采用 DEA 方法得出国有企业技术效率高于民营工业企业但规模效率无差别的结论; 张涛等 (2018)^[26]利用三阶段 DEA 模型测算国有及民营制造业上市公司生产率, 发现民营制造业综合效率、技术效率略高于国有制造业, 而国有制造业规模效率高于民营制造业; 张玄等 (2019)^[27]基于空间面板杜宾模型, 得出增加信贷资本总额和改善融资环境促进民营经济成长的结论; 安强身和颜笑笑 (2021)^[28]在测算私营工业企业 TFP 的基础上, 实证分析了民间资本异化对民营实体经济 TFP 的影响。

总结国内外关于民营企业生产率的文献, 国内研究民营企业生产率侧重上市企业的微观数据, 本文从宏观角度分析我国不同地区民营工业企业生产率、技术效率、规模效率变动规律, 试图以金融发展水平为边界分析区域金融渠道选择对民营工业企业生产率的影响效应, 本文的边际贡献体现在: 第一, 通过计算 DEA-Malmquist 指数估计民营工业企业全要素生产率动态变化, 分解我国东部、中部、西部及东北地区全要素生产率、技术效率、规模效率变化趋势, 归纳不同地区民营工业企业发展规律。第二, 通过面板平滑转换模型 PSTR 分析我国东部、中部、西部及东北地区选择间接金融银行渠道或直接金融证券渠道, 利用转换函数图描述民营工业企业生产率在不同金融发展水平下与金融渠道的非线性特征, 为提升不同地区民营工业企业生产率提出合理建议。

二、民营企业全要素生产率理论模型

全要素生产率的测算根据是否需要提前设定生产

函数分为参数及非参数方法, 常用的全要素生产率测算主要是由 Charnes 等 (1978)^[29]提出的非参数 DEA 数据包络分析和 Aigner 等 (1977)^[30]提出的参数 SFA 前沿分析方法。由于 DEA 方法能够有效避免函数设定错误, 不需要对投入和产出变量赋权, 可以减少主观影响, 本文采用较为适合面板数据的 DEA 测算方法。为了进一步分析民营工业企业生产效率的变动, 本文采用 Malmquist 指数将面板数据进行分解, 考察民营工业企业全要素生产率、技术效率及规模效率的变动规律, 其中技术效率指企业组织管理水平变动, 规模效率是企业规模对生产率影响的变动, DEA-Malmquist 指数分解以 t 期为参照, 计算 $t+1$ 期实际生产率的环比变动, 可以得出民营工业企业生产率动态变化结果。

民营企业与全要素生产率理论模型设定参考苏明政和张庆军 (2017)^[31]、刘希章等 (2019)^[32]的模型假设, 经济系统由中间品部门、最后消费品部门、技术部门、家庭部门和金融部门组成, 市场满足完全竞争市场和欧拉定理, 全部劳动中最终消费品部门劳动力投入比例为 ϕ , 则中间消费品部门劳动投入为 $(1-\phi)$, 其中最终消费品部门分为国营企业和民营企业, 设国营企业劳动投入占最终消费品市场比例为 θ , 则民营企业劳动投入占比为 $(1-\theta)$, 以劳动投入规模代表民营企业在最终产品市场占比, 金融部门资金来源于银行渠道及证券渠道。

(一) 最终消费品部门

设最终消费品部门的生产函数为公式 (1):

$$F_t = (\phi L_t)^{1-\alpha} \sum_0^N M_i^\alpha \quad (1)$$

其中, F_t 代表国营及民营企业最终消费品市场的产品数量, L_t 为当期劳动力总投入, ϕL_t 为最终消费品市场劳动力投入, M_i 表示 i 种中间品数量, 中间品的种类为 N 个, α 代表边际生产贡献率。

国有企业最终消费品生产函数为公式 (2):

$$F_{ts} = (\theta \phi L_t)^{1-\alpha} \sum_0^N M_{\theta i}^\alpha \quad (2)$$

其中, F_{ts} 代表国营企业生产最终产品数量。根据国营企业在最终产品市场的产量占比, 假设中间品投入为所有中间品总数量的 θ 比例, 同理民营企业中间品投入比例占 $(1-\theta)$, 则生产函数为公式 (3):

$$F_{ip} = [(1-\theta)\phi L_t]^{1-\alpha} \sum_0^N M_{(1-\theta)i}^\alpha \quad (3)$$

其中 F_{ip} 表示民营企业生产的最终产品。

则民营企业最终消费品市场利润为公式 (4)：

$$\pi = [(1-\theta)\phi L_t]^{1-\alpha} \sum_0^N M_{(1-\theta)i}^\alpha - \omega(1-\theta)\phi L_t - \sum_0^N P_i M_{(1-\theta)i} \quad (4)$$

其中 ω 代表工资水平, P_i 代表中间品价格。

完全竞争市场追求利润最大化, 假设每种中间产品产量相等为 M , 则民营企业中间产品投入为 $(1-\theta)NM$, 对民营企业利润函数求关于 ϕ 、 M_i 的一阶导数使其等于零, 求得工资 ω 和中间品价格 P_i 函数分别为公式 (5) 和 (6)：

$$\omega = \frac{(1-\alpha)F_{ip}}{(1-\theta)\phi L_t} \quad (5)$$

$$P_i = \alpha [(1-\theta)\phi L_t]^{1-\alpha} M_i^{\alpha-1} \quad (6)$$

(二) 中间品部门

假设所有中间产品进入下一生产环节, 则中间品厂商利润函数为公式 (7)：

$$\pi_0 = [P_i - 1]M_i \quad (7)$$

将公式 (6) 代入公式 (7), 获得为民营企业提供中间品的厂商利润函数 (8)：

$$\pi_0 = [P_i - 1] \left(\frac{P_i}{\alpha} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} (1-\theta)\phi L_t \quad (8)$$

根据完全竞争市场利润最大化条件, 对利润函数求关于 P_i 的一阶导数使其等于零整理得到：

$$P_i = \frac{1}{\alpha} \quad (9)$$

将公式 (9) 代入公式 (6), 解得民营企业中间产品数量：

$$M_{ip} = \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} (1-\theta)\phi L_t \quad (10)$$

中间产品部门由技术部门提供支持, 技术部门提供技术支持的时间连续, 所以中间部门收入现值满足：

$$\tau = \int_0^\infty [P_i - 1] M_i e^{-r(x-t)} dt \quad (11)$$

中间产品部门获得技术部门支持的成本为 ψ , 根

据技术部门市场均衡的条件收入现值等于成本, 整理获得中间产品部门收益率：

$$r = \frac{(1-\theta)\phi L_t}{\varphi} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \quad (12)$$

(三) 技术部门及金融部门

技术部门为中间产品部门提供技术支持, 金融部门为技术部门提供资本, 设金融部门为技术部门提供的资金为 K , 资金 K 来源于银行及证券市场, 则中间产品部门获得技术支持后为民营企业增加的中间品投入设为 N_0 , 用公式 (13) 表示：

$$N_0 = \lambda(K) T(K) (1-\phi) (1-\theta) L_t N \quad (13)$$

其中 $\lambda(K)$ 表示资金支持技术效率的提高, $T(K)$ 表示资金支持的技术进步。

(四) 家庭部门

家庭部门为消费最终产品的部门, 假设劳动力总体水平不变所以家庭规模不变, 家庭消费支出受家庭收入的约束, 家庭效用函数满足公式 (14)：

$$U_c = \frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad (14)$$

其中 σ 代表风险规避系数。

(五) 全要素生产率

定义生产函数 $Y = AF(L, K)$, A 为技术进步, L 为劳动力, K 为资本, 完全竞争市场最终消费品函数为公式 (15)：

$$Y_t = \left[\int_0^1 M_{i,t}^{\frac{1}{\varepsilon_{p,t}}} di \right]^{\varepsilon_{p,t}} \quad (15)$$

其中 ε 表示中间厂商加成率, 衡量中间投入品的替代性。

根据欧拉定理可知：

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta A}{A} + (1-\alpha) \frac{\Delta L}{L} + \alpha \frac{\Delta K}{K} \quad (16)$$

由于模型假设劳动力和资本固定不变, 所以 $\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta A}{A}$, 在市场达到稳态时最终消费品生产、中间产品生产、消费品消费速度一致, 得到公式 (17)：

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta A}{A} = \frac{\Delta C}{C} = \frac{\Delta N}{N} = (1-\sigma)(r-\varepsilon) \quad (17)$$

将公式 (12) 代入公式 (17), 整理得到公式 (18)：

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta A}{A} = (1-\sigma) \left[\frac{(1-\theta)\phi L_t}{\varphi} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) - \varepsilon \right] \quad (18)$$

民营企业中间产品增长率等于公式 (19):

$$\frac{\Delta N}{N} = \lambda(K) T(K) (1-\phi) (1-\theta) L_t \quad (19)$$

联立公式 (18) 和公式 (19), 求解得到:

$$\phi = \frac{\lambda(K) T(K) (1-\theta) L_t + (1-\sigma) \varepsilon}{(1-\sigma) (1-\theta) L_t \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) / \varphi + \lambda(K) T(K) (1-\theta) L_t} \quad (20)$$

将公式 (20) 代入公式 (18), 化简整理得到:

$$\frac{\Delta A}{A} = \frac{(1-\sigma)(1-\theta)L_t \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \frac{\alpha}{\alpha-1} / \varphi + (1-\sigma)(1-\theta)L_t \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \frac{\alpha}{\alpha-1} (1-\varepsilon) - (1-\theta)L_t \varepsilon}{(1-\sigma)(1-\theta)L_t \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \frac{\alpha}{\alpha-1} / \lambda(K) T(K) + (1-\theta)L_t} \quad (21)$$

从公式 (21) 可知, 当民营企业金融投入规模增加时, 全要素生产率显著提高。民营企业金融规模提高生产率的作用体现在自由竞争市场中, 民营企业为了存续发展具有更强的创新活力, 通过银行或证券市场获得可用资金, 金融投入规模较大能够提供资金支持技术研发及技术改进, 为民营企业生产新产品、提高产量或降低生产成本提供动力, 民营企业自主经营自由竞争的特性决定其生产经营效率较高, 合适的金融获取渠道有利于提高民营企业生产效率, 进一步为整个经济体效率的提高发挥作用。民营工业企业作为民营企业最主要的组成部分, 通过银行、证券获取更多金融资源同样具有促进民营工业企业生产率提高的作用。

三、民营工业企业全要素生产率分解

为了分析民营工业企业生产率动态变化, 本文采用 Malmquist 指数分解民营工业企业的全要素生产率 (TFP)、技术效率 (PECH)、规模效率 (SECH) 的变动结果。由于本文主要研究民营企业飞速发展第三阶段即 2002 年以后的生产率变化, 而 Malmquist 指数分解结果以第二年为起始时期, 所以采用 2001—2019 年各省份面板数据为决策单元。根据一般生产函数设定, 民营工业企业投入变量采用私营工业企业固定资产投资净值, 产出变量选择私营工业企业营业

收入, 数据来源于国泰安 CSMAR 数据库及统计局网站。图 1 是我国民营工业企业全要素生产率、技术效率、规模效率的分解结果。

图 1 代表全国整体 2002 至 2019 年技术效率 (PECH)、规模效率 (SECH) 和全要素生产率 (TFP)

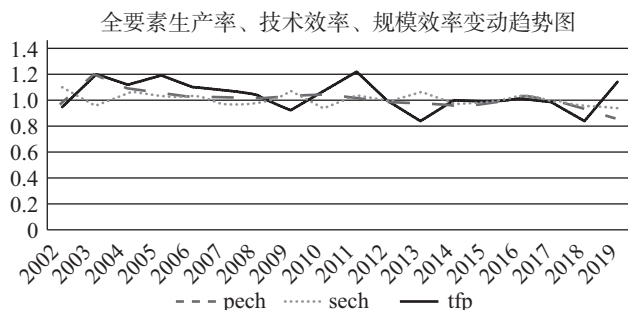


图1 全要素生产率、技术效率、规模效率变动趋势

的平均变动水平, Malmquist 指数分解结果显示, 我国民营工业企业全要素生产率从 2003 至 2008 年呈现环比上升状态, 2005 年达到增长率峰值 18.5%, 2009 年开始民营工业企业 TFP 急转直下, 环比下降 8.4%, 经历两年恢复上升之后 2012—2018 年 TFP 呈现逐年下降的趋势, 2018 年达到下降峰值 17.5%, 2019 年恢复增长状态, 达到 12.8%。从我国宏观营商环境分析, 国家相继出台扶植民营企业发展的措施向税收和货币政策等方面倾斜, 但外部多变的市场环境使贸易状况恶化, 进出口受到限制导致大宗商品价格波动加剧, 企业经营成本上升再加上民营企业相对市场规模小抗风险能力弱, 融资困难且竞争能力不强, 2018 年很多民营工业企业经营困难加剧导致破产。从企业内部视角去看, 体现民营工业企业组织管理的技术效率呈现波动变化趋势, 环比增长和下降交替进行, 技术效率呈现增长的阶段有 2003—2007 年、2009—2011 年, 2003 年民营工业企业 PECH 环比上升, 达到峰值 19.3%, 在环比下降的阶段, 2019 年 PECH 效率下降幅度最大, 达到 15.8%, 说明我国民营工业企业组织管理能力不稳定, 这给民营工业企业在复杂多变的外部环境和内部环境生存中造成隐患。民营工业企业规模效率变动保持波动趋势, 2002 年规模效率上升至峰值 9.2%, 2010 年 SECH 环比下降幅度最大达到 7.4%, 综合分析发现民营工业企业技术效率与规模效率变动趋势近似, 在最近年份均呈现一定幅度的降低。

表 1 反映的是 2002 至 2019 年不同地区民营工业

企业全要素生产率、技术效率及规模效率的变动情况,统计上东中西和东北地区的分组方法是:东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南10个省份;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南6个省份;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古、广西12个省份;东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江3个省份,共计31个省份。首先分析不同地区民营工业企业TFP变动趋势,西部地区TFP呈现逐年递增的趋势,其中宁夏、四川、陕西、云南TFP增长较快,分别为6.6%、4.3%、4.5%和3.8%;中部地区和东北地区仅有一个省份环比下降,中部的河南环比下降3.4%及东北的吉林环比下降1.4;东部地区河北、江苏、山东TFP下降幅度分别为0.6%、1.9%和4.1%;中部的江西、东北的辽宁及东部的北京TFP增长较快。分析技术效率的变化规律,东部和西部地区技术效率下降得较多,东部地区河北、江苏、山东、上海、天津、浙江PECH环比下降,其中河北下降程度最大,

为2.1%;西部地区重庆、甘肃、广西、贵州、内蒙古、青海、新疆均呈现下降趋势,其中重庆下降幅度最大,达到2.9%;全国范围为东北的吉林PECH下降程度最大,为4.5%;我国有一半地区民营工业企业组织管理水平逐渐下降,民营工业企业PECH递增的地区技术效率增长程度小,北京PECH上升1.4%、福建上升3.1%、陕西上升1.4%、辽宁上升1.4%,其他地区民营工业企业技术效率提高水平位于1%以下。各省份民营工业企业组织管理水平下降幅度高于上升幅度。分析民营工业企业不同区域规模效率变动情况,SECH增长略多于下降地区,东部福建、广东、上海、浙江环比上升,其中浙江增长幅度最大,为1%;中部地区安徽、湖北、江西、山西上升,其中山西增长幅度最大,为0.7%;西部增长的6个省份中四川的增长幅度最大,为0.7%;东北三省SECH均环比上升,其中辽宁增长幅度最大,为0.8%;全国范围规模效率下降最大的省份为山东5.8%。可以看出规模效率下降幅度普遍超越增长幅度。

表1 区域全要素生产率、技术效率、规模效率变化

地区	省份	PECH	SECH	TFP	地区	省份	PECH	SECH	TFP
东部	北京	1.014	0.993	1.037	西部	重庆	0.971	1.006	1.006
	福建	1.031	1.007	1.070		甘肃	0.984	0.997	1.010
	广东	1.010	1.003	1.044		广西	0.981	1.003	1.014
	河北	0.979	0.985	0.994		贵州	0.999	1.001	1.031
	海南	1.010	0.963	1.002		内蒙古	0.992	1.000	1.023
	江苏	0.999	0.953	0.981		宁夏	1.036	0.998	1.066
	山东	0.988	0.942	0.959		青海	0.974	1.000	1.004
	上海	0.997	1.005	1.033		四川	1.006	1.007	1.043
	天津	0.992	0.997	1.019		陕西	1.014	1.000	1.045
	浙江	0.987	1.010	1.027		西藏	1.000	0.983	1.013
中部	安徽	1.006	1.006	1.043		新疆	0.985	1.001	1.016
	河南	0.964	0.972	0.966	东北	云南	1.006	1.002	1.038
	湖南	0.991	0.987	1.007		黑龙江	1.007	1.001	1.040
	湖北	1.005	1.005	1.040		吉林	0.955	1.003	0.986
	江西	1.009	1.004	1.045		辽宁	1.014	1.008	1.053
	山西	1.003	1.007	1.040					

四、金融渠道与民营工业企业生产率实证分析

民营工业企业全要素生产率分解结果显示,生产率下降幅度普遍高于增长幅度,所以选择合适的金融

渠道,为民营工业企业扩大规模提高抗风险能力,提供资金推动技术进步具有重要意义。民营工业企业金融投入规模大小取决于地区金融渠道的支持作用,传统可选择的金融渠道主要有银行渠道和证券渠道,为

了根据不同地区金融发展状况选择合适的金融渠道,本文采用非线性模型面板平滑转换回归模型(PSTR)进行实证,分析金融渠道选择与民营工业企业生产率的互动效应,并基于区域异质性分析东部、中部、西部及东北地区如何选择银行渠道或证券渠道从而提高民营工业企业生产率。

(一) 模型设定及变量说明

1. 模型设定。

为了验证我国各地区不同渠道民营工业企业金融投入规模与全要素生产率的非线性关系,本文建立非动态门槛PSTR模型,该模型突破传统面板线性模型无法解释因变量与自变量的个体差异性,且完善了Hansen静态面板回归引入门槛变量产生回归系数变化的跳跃性问题。本文以各地区民营工业企业全要素生产率为被解释变量,以金融发展水平为门槛变量,参考Colletaz和Hurlin(2001)^[33]将面板门槛回归模型的转换函数设定为logistic形式,具体模型如下:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it} g(q_{it}, \gamma, c) + \mu_{it} \quad (22)$$

$$g(q_{it}, \gamma, c) = \left[1 + \exp \left(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right) \right]^{-1}, \gamma > 0 \quad (23)$$

其中: y_{it} 代表被解释变量民营工业企业全要素生产率。 x_{it} 代表解释变量,核心解释变量为不同渠道的金融投入,即民营贷款比、民营证券比。控制变量为政府干预、市场制度、科技投入、人力投入和企业变动。 $g(q_{it}, \gamma, c)$ 是转换函数, q_{it} 为门槛变量,决定模型转换的区制个数; γ 为平滑系数,决定模型的转换速度; c 为临界值,决定模型发生转换的区制位置。 m 为转换临界值个数。

为了检验是否有必要设定非线性PSTR模型及最优转换函数个数的确定,进行剩余非线性检验,在 $\gamma=0$ 处对转换函数 $g(q_{it}, \gamma, c)$ 进行一阶泰勒展开,并构建线性辅助方程式(24):

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \lambda_1 x_{it} q_{it} + \dots + \lambda_m x_{it} q_{it} + \mu_{it}^* \quad (24)$$

其中 $\mu_{it}^* = \mu_{it} + R_m \lambda_1 x_{it}$ 是扰动项, R_m 为泰勒展开剩余项。检验方程式(22)中线性假设 $H_0: \gamma=0$ 相当于检验 $H_0^*: \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_m = 0$ 。

为了检验原假设 H_0^* 构造以下三个统计量:

$$LM = TN(SSR_0 - SSR_1) / SSR_0 \quad (25)$$

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / mk}{SSR_0 / (TN - N - mk)} \quad (26)$$

$$pseudo-LRT = -2[\log(SSR_{ur} / SSR_0)] \quad (27)$$

其中, SSR_0 表示原假设成立的面板残差平方和, SSR_1 为备择假设的面板残差平方和, SSR_{ur} 为辅助回归方程的残差平方和, LMF 检验渐进 $F(mk, TN - N - mk)$ 分布,而 LM 和 $pseudo-LRT$ 检验渐进 χ_{mk}^2 分布。若拒绝原假设则认定非线性模型PSTR设定合理,继续进行剩余非线性检验用来确定模型转换区制个数。

2. 变量说明。

各变量数据来源于CEIC数据库、各省统计局网站及国泰安CSMAR数据库。其中,被解释变量TFP是各地区2002—2019年私营工业企业全要素生产率Malmquist指数值,变量值大于1表示民营工业企业全要素生产率增加,变量值小于1表示民营工业企业全要素生产率降低。门槛变量金融发展水平采用金融相关率(FIR)即金融资产占GDP比值表示,金融资产由广义货币供给量M2、股票市值、债券余额组成,由于区域M2及债券余额数据不可获得,相关学者采用银行存贷款余额与GDP之比代表FIR,为了更加精确金融资产规模,本文以银行存贷款与股票市值之和与GDP之比表示FIR指标。核心解释变量为民营工业企业从银行渠道或证券渠道获取的金融规模比例,银行渠道采用民营贷款比,即民营工业企业银行贷款总额比总贷款余额,由于民营工业企业从银行贷款数据无法直接获取,用私营企业利息支出除以年贷款利率计算而得;证券渠道采用民营证券比,即上市民营企业股票筹资总额比上市企业股票筹资总额,股票筹资总额由IPO、增发、配股筹资额加总而得。

控制变量政府干预采用私营工业企业应交增值税占GDP之比表示。民营工业企业缴纳的税额越多,占财政收入比例越大,政府从民营工业企业获取的可用资金越多,促使积极引导资金市场对民营工业企业的金融支持。市场制度采用单位私营工业企业与国营工业企业资产之比表示。一般来说指标值大表明该地区民营工业企业营商环境良好,支持力度大,对民营工业企业生产率提高产生正向影响。对于科技投入,由于数据无法直接获得,采用工业企业科技投入总量占私营工业企业收入比值表示。科技投入能够进行技术革新、生产新产品并降低单位成本,对民营工业企业生产率具有正向作用。人力投入采用私营工业企业从业人员数量表示。人力规模增长可以通过分工提升民营工业企业生产率,也可以间接扩大企业规模提升规模效率。民营工业企业变动采用私营工业企业单位

数量表示。民营工业企业数量变动程度越大,表明该地区民营工业企业生命周期减短,经营环境越不稳定,对民营工业企业生产率产生负面影响。

全要素生产率、金融相关率、民营贷款比、民营证券比、政府干预、市场制度、科技投入变量是比值直接应用实证分析,人力投入、企业变动变量是绝对值进行取对数处理。

(二) 金融渠道与民营工业企业生产率实证结果

1. 转换函数临界值确定。

转换函数临界值 m 影响后续转换函数形式设定,所以优先确定临界值 m 的个数,通用做法是采用 AIC 和 BIC 准则判定模型最优位置参数的个数。估计结果

当 $m=1$ 时, $AIC=-3.463$, $BIC=-3.246$; 当 $m=2$ 时, $AIC=-3.273$, $BIC=-3.041$, 所以模型最优 m 值为 1。

2. 线性检验和剩余非线性检验。

为了保证非线性模型设定合理,接着对金融渠道影响民营工业企业生产率的非线性效应进行检验,利用 LM 、 LM_F 、 $pseudo-LRT$ 检验统计量保障结果的稳健性,估计结果如表 2 所示,模型线性检验统计量均拒绝原假设,表明随着金融发展水平的提高,不同金融渠道对民营工业企业生产率具有显著的非线性效应,模型设定合理。从剩余非线性检验结果得出,在 10% 的显著性水平上模型非线性转换函数的最优个数均为 2,即全国划分为三区制。

表 2 线性检验和剩余非线性检验估计结果

模型		LM		LM_F		$Pseudo-LRT$	
		$m=1$	$m=2$	$m=1$	$m=2$	$m=1$	$m=2$
TFP	$H_0: \gamma=0$	15.478 **	24.775 *	1.851 *	1.484 *	15.697 **	25.342 *
	$H_1: \gamma=1$	(0.050)	(0.074)	(0.066)	(0.1)	(0.047)	(0.064)
	$H_0: \gamma=1$	30.796 ***	35.583 ***	3.673 ***	2.107 ***	31.679 ***	36.768 ***
	$H_1: \gamma=2$	(0.000)	(0.003)	(0.000)	(0.007)	(0.000)	(0.002)
	$H_0: \gamma=2$	9.828	13.034	1.109	1.015	9.916	14.053
	$H_1: \gamma=3$	(0.277)	(0.107)	(0.355)	(0.116)	(0.271)	(0.205)

注: 括号中为统计量的 p 值。***表示在 1% 的临界值显著, **表示在 5% 的临界值显著, *表示在 10% 的临界值显著, 下同。

3. 非线性模型参数估计。

模型采用非线性最小二乘法进行估计,首先通过格点法计算出使残差平方和最小的参数初始值,然后对模型平滑参数、位置参数及其他系数进行估计,结果如表 3 所示。

表 3 PSTR 模型参数估计结果

	区制一	区制二	区制三
民营贷款比 (%)	-0.002 5 (-0.679 3)	-0.055 3 *** (-4.778 3)	0.089 7 *** (3.431 5)
民营证券比 (%)	-0.003 0 (-0.853 3)	0.000 6 (0.499 5)	0.002 5 * (1.736 7)
政府干预 (%)	-0.009 4 (-0.471 8)	0.712 7 *** (8.588 4)	-0.688 0 *** (-3.321 0)
市场制度 (%)	0.003 6 *** (4.499 6)	0.075 2 *** (4.837 3)	-0.096 6 *** (-5.494 5)
科技投入 (%)	-0.003 3 (-1.058 9)	0.074 9 ** (2.485 8)	-0.062 8 ** (-2.087 5)
人力投入 (万人)	0.004 9 (0.209 1)	0.490 3 *** (2.856 8)	-0.537 4 *** (-3.018 4)
企业变动 (个)	0.004 9 (0.218 8)	-0.450 9 *** (-3.511 4)	0.502 8 *** (3.679 8)
平滑参数 γ	25.004 0	7.343 4	
位置参数 c	423.302 8	445.225 5	

注: 括号为 t 检验统计量的值, 下同。

表 3 显示的是我国不同金融渠道对民营工业企业生产率的影响效应,从 PSTR 模型估计结果的平滑参数可知金融投入规模对民营工业企业生产率的转换速度,对于三个区制来说,位置参数 c 分别大于 423.302 8、445.225 5 时民营工业企业生产率处于中区制、高区制的平滑转换速度为 25.004 0、7.343 4。随着金融水平的提高,传统银行渠道对民营工业企业生产率的影响显著,估计结果可以看出中区制由于为民营工业企业提供的贷款不足所以影响效应为负,高区制银行贷款可以显著地提高民营工业企业生产率。民营工业企业上市筹资的证券渠道仅在高区制通过显著性检验,说明金融发展水平相对较高的地区为民营工业企业利用资本市场筹资提供的平台更健全。政府干预、市场制度、科技投入、人力投入四个因素对中区制、高区制民营工业企业影响效应相似,对中区制产生正向影响而对高区制产生负向影响,表明处于金融发展水平中间的区域在政府引导金融投入、营商环境、科技创新及从业人员方面数量充足,可以支持民营工业企业不断提高生产率,而金融高度发达的地区要素流向民营工业企业不足,导致阻碍民营工业企业生产率的提高。企业变动因素刚好相反,金融较发达

的地区民营工业企业数量多且经营周期稳定,对提高民营工业企业生产率具有正向影响。

为了进一步说明不同金融发展水平下金融渠道与民营工业企业生产率的非线型特征,我们根据面板平滑转换模型公式(22)中参数 β_2 的估计值得到转换函数的关系参数,在此基础上绘制转换函数散点图(图2)。图2整体表现出金融发展水平越高,不同金融渠道提供的资金对提高民营工业企业生产率的作用越大。金融发展水平在低于423.3028的低区制时,金融渠道对促进民营工业企业生产率提高没有发挥正向效应,但随着金融发展水平的提高正向效应逐渐增大,金融发展水平在高于445.2255的高区制时,能有效促进民营工业企业生产率的提升,金融发展水平越高,促进民营工业企业生产率提升的正向效应越大。金融发展水平处于445.2255是关键位置参数,低于该金融发展水平的地区对民营工业企业发展产生负向影响。图中可以看出我国大部分地区的民营工业企业受银行渠道和证券渠道资金限制,对生产率提升

不能发挥有效作用,推进金融开放发展,向高区制金融发展水平地区靠拢,是发挥金融渠道提升民营工业企业生产率的有利保证。

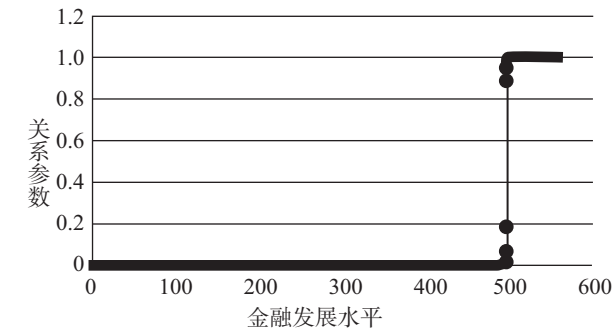


图2 转换函数图

(三) 区域异质性分析

为了进一步得到关于不同地区金融渠道选择对民营工业企业生产率的影响效应,采用PSTR模型检验区域异质性特征,表4是东部、中部、西部及东北的估计结果。

表4 分地区PSTR模型参数估计结果

	东部地区		中部地区		西部地区			东北地区	
	区制一	区制二	区制一	区制二	区制一	区制二	区制三	区制一	区制二
民营贷款比(%)	-0.223 8*** (-3.184 2)	0.209 0*** (2.902 7)	-0.058 8*** (-2.692 1)	0.040 8** (2.166 8)	-0.001 8 (-0.265 8)	-0.177 5*** (-3.168 0)	0.156 8* (1.676 9)	0.010 6 (0.453 8)	-0.591 4*** (-4.493 9)
民营证券比(%)	-0.001 6 (-0.451 9)	0.001 8 (0.452 7)	0.000 1 (0.024 1)	0.000 4 (0.305 1)	-0.000 8 (-1.557 5)	-0.005 2** (-2.103 9)	0.009 5*** (3.422 8)	0.000 1 (0.109 5)	0.003 6* (1.892 5)
政府干预(%)	0.514 7** (2.306 7)	-0.470 2* (-1.931 8)	-0.166 4* (-1.918 4)	-0.007 0 (-0.065 8)	-0.005 8 (-0.144 1)	1.466 5*** (7.986 4)	-1.608 2*** (-3.695 6)	-0.010 8 (-0.088 8)	2.583 4*** (4.280 3)
市场制度(%)	0.108 1*** (6.092 9)	-0.107 7*** (-5.841 3)	-0.104 4*** (-3.276 8)	0.085 3*** (3.145 0)	0.003 8*** (4.151 8)	0.166 4*** (3.927 4)	-0.179 5*** (-3.967 6)	-0.012 6 (-0.464 1)	0.182 4*** (5.187 7)
科技投入(%)	-0.626 0** (-2.202 0)	-0.622 7* (-1.698 0)	-0.431 0*** (-4.524 6)	0.234 5*** (2.700 4)	-0.002 0 (-0.545 7)	0.598 5*** (3.276 9)	-0.608 0*** (-3.271 9)	-0.035 1 (-1.152 3)	-0.237 6*** (-2.751 1)
人力投入(万人)	1.694 5 (1.448 0)	-1.727 0*** (4.215 7)	0.158 0*** (3.659 9)	-0.097 6*** (-3.821 2)	-0.007 1 (-0.132 7)	-1.654 9** (-2.370 9)	1.507 9** (2.014 1)	0.159 0* (1.695 7)	0.990 8*** (3.043 9)
企业变动(个)	-0.056 3 (-1.292 9)	-0.441 3*** (-3.558 2)	-1.125 4*** (-3.863 8)	0.962 9*** (3.784 6)	0.026 0 (0.434 9)	0.886 7* (1.791 6)	-0.741 6 (-1.371 4)	-0.117 4 (-1.555 9)	-1.047 9*** (-4.336 7)
转换函数	1		1		2			1	
平滑参数 γ	3.945		39.028 2		13.954 4	12.446 9		0.233 1	
位置参数C	520.130 3		214.870 8		394.550 4	448.172 2		293.295 4	

东部地区和中部地区的PSTR模型估计结果显示,民营工业企业利用金融渠道提升生产率的互动效应一致,银行渠道对民营工业企业生产率影响显著而证券渠道不显著,且两大地区估计系数表明银行信贷在金融发展水平低的区制提供资金不足产生负面效

应,而金融发展水平高的区制银行贷款能够显著提高民营工业企业生产率。东部、中部地区证券渠道对民营工业企业生产率影响较小的原因,一是由于金融发展水平高的地区民间金融市场较发达,民营工业企业除了利用传统银行贷款提供生产经营、科技研发、扩

大规模所需资金,还可以利用民间投资需求为民营企业筹资资金;二是由于东部、中部经济发展水平较高的地区服务业较发达,且我国农业发展排位前十的省份有山东、江苏、河北、广东位于东部地区,河南、湖南、湖北位于中部地区,以市场为导向的证券资源可能向第一、三产业倾斜,从而证券渠道对民营企业生产率的提升没有发挥应有作用。市场制度、科技投入、人力投入均对高区制的东、中部地区民营企业生产率产生正向影响,政府引导对东部地区低区制的民营企业生产率产生积极作用,东部高区制企业变动对民营企业生产率提升起到负向作用,这归因于东部地区市场竞争激烈造成民营企业进出市场变化大,但中部高区制民营企业经营稳定能有效提高民营企业生产率。

西部地区和东北地区的PSTR模型估计结果显示,银行渠道和证券渠道对民营企业生产率均产生显著影响,西部地区高区制银行信贷和证券筹资对民营企业生产率提升发挥促进作用,东北地区高区制信贷资金对民营企业供给不足产生阻碍作用,而证券资金有助于提升民营企业生产率。对于西部地区来说,政府干预、市场制度、科技投入、企业变动对低区制民营企业生产率产生正向影响,人力投入因素对高区制民营企业生产率发挥积极作用。对于东北地区来说,政府干预、市场制度、人力投入对高区制民营企业生产率具有提高作用,科技投入、企业变动对高区制民营企业生产率发挥负面作用。

五、结论及启示

本文以地区金融发展水平为边界,研究不同金融渠道与民营企业生产率的互动效应。首先通过DEA-Malmquist指数测度及分解民营企业全要素生产率、技术效率、规模效率的变动情况,发现民营企业TFP呈现波动变化,近年全要素生产率、技术效率、规模效率均具有下降趋势,从地区角度观察民营企业生产率,即使上升省份略多于下降但下降程度高于上升。然后通过面板平滑转换PSTR

模型,以区域金融发展水平为门槛变量,银行、证券对民营企业投入占比为核心解释变量,分析不同金融渠道选择与民营企业生产率的互动效应,发现东部、中部地区高区制银行信贷提升了民营企业生产率,西部地区、东北地区高区制证券筹资提升了民营企业生产率,而银行信贷对西部地区民营企业发挥促进作用但对东北地区产生负向影响。

分析发现区域金融发展水平、金融渠道选择与民营企业生产率紧密联系,提高民营企业生产率对当地经济发展具有关键作用,所以提出民营企业生产率的提升建议具有现实意义。首先,提高民营企业生产率在于政府有效引导,为民营企业发展提供良好的营商环境,分析发现政府干预、市场制度、人力投入、民营企业数量变动都给不同地区区制的民营企业生产率带来积极作用,地方政府建立政策导向规范市场竞争,民营企业和国有企业、民营企业之间竞争都能为提高民营企业生产率提供动力。政府为民营企业创造稳定的政策环境,对需要支持的民营企业、重点发展领域的民营企业给与资金支持及合理引导。其次,金融渠道选择问题成为限制民营企业生产率提升且健康发展的外部约束,分析发现银行信贷、证券筹资对不同地区区制的民营企业生产率产生不同效应,根据地区及金融发展状况,选择合适的金融渠道才能有效提高民营企业生产率。高投入、高消耗、低产出的企业特征不适合民营企业长期经营战略,民营企业不断进行技术改造和设备更新,提升产品质量及服务价值,是各国企业、特别是民营企业在我国持续发展的关键点,但技术创新需要一定比例的资金支持,增加技术投入的解决方法是解决资金来源问题,金融部门在总体风险可控的情况下应高度重视民营企业在市场经济中发挥的作用,建立健全民营企业信用制度及上市条件,通过开发新产品、采用新技术手段的方式担保民营企业重点发展时期有资金可用,设立民营企业发展基金成为长期供给的外部融资渠道。

参考文献

- [1] 王海兵,杨蕙馨.中国民营经济改革与发展40年:回顾与展望[J].经济与管理研究,2018(4):3-14.
- [2] Kondo K, Yamamoto Y, Sasaki J. Total Factor Productivity of the Japanese Rice Industry [J]. Asian Economic Journal 2017, 31 (4): 331-353.

- [3] Aponte F R. Firm Dispersion and Total Factor Productivity: Are Norwegian Salmon Producers Less Efficient Over Time? [J]. *Aquaculture Economics & Management*, 2020, 24 (2): 161-180.
- [4] Giang M H, Xuan T D, Trung B H, et al. Total Factor Productivity of Agricultural Firms in Vietnam and Its Relevant Determinants [J]. *Economics*, 2019, 7 (4): 1-12.
- [5] Harris R, Moffat J. The Decline of British Manufacturing, 1973-2012: the Role of Total Factor Productivity [J]. *National Institute Economic Review*, 2019, 247 (2): 19-31.
- [6] Wang G, Zhang L, Sun Y, et al. Evaluation on the Allocative Efficiency of Agricultural Factors in the Five Central Asian Countries [J]. *Journal of Geographical Sciences*, 2020, 30 (11): 1896-1908.
- [7] 应瑞瑶, 潘丹. 中国农业全要素生产率测算结果的差异性研究——基于 Meta 回归分析方法 [J]. *农业技术经济*, 2012 (3): 47-54.
- [8] 詹礼辉, 苏时鹏, 董艳会, 许佳贤, 黄森慰. 福建县域农业全要素生产率测算及其收敛分析 [J]. *资源开发与市场*, 2016 (1): 60-63, 124.
- [9] 李小平, 朱钟棣. 中国工业行业的全要素生产率测算 [J]. *管理世界*, 2015 (4): 56-64.
- [10] 王萍萍, 陈波. 中国军工企业技术效率与全要素生产率测算与分析 [J]. *技术经济*, 2018, 37 (12): 94-102.
- [11] Otsuka A. Dynamics of Agglomeration, Accessibility, and Total Factor Productivity: Evidence from Japanese Regions [J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 2017, 27 (7): 611-627.
- [12] 武群丽. 基于省级层面数据的全要素生产率测算与技术选择: 1991—2007 [J]. *统计与决策*, 2009 (18): 84-86.
- [13] 张保胜. 全要素生产率测算与技术的 σ 收敛效应——基于中国省际数据的空间计量分析 [J]. *科技管理研究*, 2014 (13): 160-164, 169.
- [14] 毛盛志, 张一林. 金融发展、产业升级与跨越中等收入陷阱——基于新结构经济学的视角 [J]. *金融研究*, 2020 (12): 1-19.
- [15] 刘家悦, 胡颖, 李波. 人力资本、融资约束与企业全要素生产率——来自中国制造业企业的微观证据 [J]. *华东经济管理*, 2020 (10): 112-119.
- [16] 孙阳阳, 丁玉莲. 产业政策、融资约束与企业全要素生产率——基于战略性新兴产业政策的实证研究 [J]. *工业技术经济*, 2021 (1): 59-67.
- [17] 杜传忠, 金华旺. 制造业产融结合、资本配置效率与企业全要素生产率 [J]. *经济与管理研究*, 2021 (2): 28-40.
- [18] Nguyen H Q. Business Reform and Total Factor Productivity in Vietnamese Manufacturing [J]. *Journal of Asian Economics*, 2017, 51 (6): 33-42.
- [19] Herzer D. Foreign Direct Investment and Total Factor Productivity in Bolivia [J]. *Applied Economics Letters*, 2017 (3): 399-403.
- [20] Dixon R, Lim G C. Labor's Share, the Firm's Market Power, and Total Factor Productivity [J]. *Economic Inquiry*, 2018, 56 (4): 2058-2076.
- [21] Poplawski-Ribeiro M. Labour Force Ageing and Productivity Growth [J]. *Applied Economics Letters*, 2020, 27 (6): 498-502.
- [22] Najkar N, Kohansal M R, Ghorbani M. Impact of Industrial Agglomeration on Productivity: Evidence from Iran's Food Industry [J]. *Chinese Geographical Science*, 2020, 30 (2): 309-323.
- [23] 余东华, 信婧. 信息技术扩散、生产性服务业集聚与制造业全要素生产率 [J]. *经济与管理研究*, 2018 (12): 63-76.
- [24] 刘威, 丁一兵, 关然. 中国进口贸易结构对全要素生产率的影响 [J]. *商业研究*, 2019 (12): 87-96.
- [25] 董梅生. 国有和民营工业企业技术效率及影响因素比较研究 [J]. *科技进步与对策*, 2012 (13): 79-85.
- [26] 张涛, 刘宽斌, 熊雪. 中国国有和民营制造业企业生产效率对比研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2018 (6): 78-94.
- [27] 张玄, 冉光和, 陈科. 金融集聚对区域民营经济生产率的空间效应研究——基于空间面板杜宾模型的实证 [J]. *管理评论*, 2019 (10): 72-84.
- [28] 安强身, 颜笑笑. 民间资本异化、全要素生产率与民营实体经济高质量发展 [J]. *财经科学*, 2021 (1): 29-39.
- [29] Charnes A, Cooper W W, Rhodes E. Measuring the Efficiency of Decision Making Units [J]. *European Journal of Operational Research*, 1978, 2 (6): 429-444.
- [30] Aigner D J, Lovell C A K, Schmidt P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Functions [J]. *Journal of Econometrics*, 1977, 6 (1): 21-37.
- [31] 苏明政, 张庆军. 市场化进程、金融摩擦与全要素生产率——基于动态一般均衡模型的分析 [J]. *广东财经大学学报*, 2017 (5): 4-11.
- [32] 刘希章, 李富有, 庞加兰, 王楠. 民间金融与全要素生产率增长: 作用渠道与区域差异 [J]. *经济与管理研究*, 2019 (8): 33-48.
- [33] Colletaz G, Hurlin C. Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach [Z]. *LEO Working Papers*, 2006 (1): 1-42.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对员工离职倾向的影响机制研究

——职业满意度的中介作用和雇主品牌的调节作用

The Impact Mechanism of Consistency between OCM and HRM Strength on Employee Turnover Intention: The Mediating Effect of Career Satisfaction and the Moderating Effect of Employer Brand

朱 飞 岳美琦 章婕璇

ZHU Fei YUE Mei-qi ZHANG Jie-xuan

[摘 要] 组织职业生涯管理和雇主品牌塑造对员工离职倾向的影响机制是一个重要的研究和实践问题。尽管学者们已从不同角度对该问题进行了有益探讨,但现有文献中尚无关于无边界职业生涯时代员工职业选择决策更加依赖环境信息的重要特征以及内容型变量和过程型变量一致性对员工离职影响机制方面的成果。笔者以无边界职业生涯为背景,依据社会信息加工理论,使用199家金融服务企业人力资源经理和947名员工的配对调查数据,实证了组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性、雇主品牌(含功能性因素与象征性因素)、职业满意度对员工离职倾向的影响机制。研究证实:组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性正向影响员工职业满意度,进而降低员工离职倾向,在此影响过程中,雇主品牌功能性因素(而非象征性因素)发挥负向调节作用;在组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对员工离职倾向的影响过程中,人力资源管理强度(而非组织职业生涯管理)是关键解释变量。本研究深化了无边界职业生涯背景下员工离职决策机制研究,揭示了组织环境信息一致性、显著性和可比较性对员工离职决策的重要影响,研究结论为管理者降低员工离职倾向、提高优秀人才保留效率提供了理论依据。

[关键词] 组织职业生涯管理 人力资源管理强度 雇主品牌 职业满意度 离职倾向

[中图分类号] F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2021)12-0105-14

Abstract: Although previous research about the relationship among organizational career management (OCM), employer brand, and turnover intention is profound, it still needs study further about how employees make career choices based on social information in the boundaryless career era. Besides, it is unclear about the impact mechanism of the consistency between content and process antecedent on turnover intention. These are also important causes for the divergences or conflicts of current research views. In the current boundaryless career environment, drawing on the theory of social information processing, the authors constructed a research model on the impact of the consistency between OCM and human resource management (HRM) strength, employer brand (including instrumental and symbolic dimensions) and career satisfaction on employee turnover intention. Analyses are based on the paired sample data of 199 human resource managers and 947 employees from financial enterprises. The results show that: career satisfaction mediates the negative effect of the consistency between OCM and HRM strength on employee turnover intention; instrumental employer brand, but not symbolic employer brand, plays a negative moderating role in the above process. In the process of the consistency between OCM and HRM strength on turnover intention, HRM strength, but not OCM, is the key explanatory factor. The research deepens the impact mechanism of employee turnover in the boundaryless career era and reveals the significant influencing effect about the consistency, conspicuousness, and comparability of organizational information on employee turnover decision-making. It also provides practical implications for managers to reduce the turnover intention and improve the retention efficiency of talented employees.

Key words: Organizational career management Human resource management strength Employer brand Career satisfaction Turnover intention

[收稿日期] 2021-09-06

[作者简介] 朱飞,男,1978年9月生,中央财经大学商学院教授,博士研究生导师,经济学博士,主要研究方向为战略人力资源管理、雇佣关系和雇主品牌;岳美琦,女,1994年11月生,中央财经大学商学院博士研究生,研究方向为雇佣关系和雇主品牌;章婕璇,女,1997年6月生,中央财经大学商学院博士研究生,研究方向为雇佣关系和雇主品牌。本文通讯作者为朱飞,联系方式为 zhufei@cufe.edu.cn。

[基金项目] 北京市社会科学基金重点项目“北京市服务企业雇主品牌对员工行为与绩效的跨层影响和理论构建”(项目编号:19GLA009)。

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

员工离职是组织和人力资源管理研究领域的焦点议题 (Hom 等, 2017^[1]; 李向民和任宇石, 2007^[2])。近年来, 随着雇佣关系日益市场化和灵活化, 员工的职业发展已无法依赖传统组织的长期职业安排, 其职业发展进入无边界职业生涯时代, 员工主动离职率也随之攀升。降低员工主动离职率、保留优秀人才已经成为许多企业必须面临的关键挑战 (王忠军等, 2015^[3])。目前, 企业普遍主动采用“职业生涯管理+雇主品牌塑造”的综合管理举措, 在内部引入和完善职业生涯管理机制, 在外部塑造有吸引力的雇主品牌形象, 以期降低员工主动离职率。然而, 这一综合举措的实际效果良莠不齐。与之对应, 学术界关于该举措影响效果的观点也存在明显分歧或冲突 (De Oliveira 等, 2019^[4]; 凌文铨和欧明臣, 2010^[5]; 陈建安等, 2021^[6])。这说明, 组织职业生涯管理、雇主品牌和员工离职倾向间存在更为复杂的影响机制, 亟待进一步深入研究。

目前, 尽管已有许多相关文献关注组织职业生涯管理以及雇主品牌等内容型因素对员工离职倾向的影响效应和机制, 但是学者们提出的研究观点却存在分歧或冲突。例如, De Oliveira 等 (2019)^[4]、Guan 等 (2015)^[7]的研究证实, 组织职业生涯管理实践有助于增强员工的组织认同, 降低其离职倾向, 但凌文铨和欧明臣 (2010)^[5]的研究结果显示, 组织提供的生涯辅导与员工离职倾向关系并不显著, 上司支持反而会提高员工的离职倾向。再如, 由于雇主品牌包括功能性和象征性两类独立因素, 虽然研究者普遍认为, 雇主品牌对于员工态度和行为具有积极影响 (皇甫刚和李璐, 2021^[8]; Lievens 和 Slaughter, 2016^[9]), 但是现有研究文献关于两类因素对员工态度和行为的具体影响机制的观点却存在冲突。Lievens (2007)^[10]的研究发现, 针对处于不同雇佣阶段员工的态度和行为, 雇主品牌象征性因素的影响效应大于功能性因素; 而陈建安等 (2021)^[6]的研究发现, 雇主品牌的功能性因素能够显著促进员工敬业和口碑行为, 但象征性因素却并无显著影响。

学者们关于职业生涯管理和雇主品牌对员工离职倾向影响机制的研究观点之所以存在分歧或冲突, 至少有以下三个方面原因。第一, 以往相关研究主要聚焦组织职业生涯管理等内容型变量, 而对员工关于人

力资源管理实践的整体感知 (即人力资源管理强度) 等过程型变量却关注不足。人力资源管理强度是员工关于人力资源管理实践独特性、一致性和共识性的整体感知 (Bowen 和 Ostroff, 2004^[11]), 它源于员工以往在组织中积累的关于组织各项人力资源管理实践的感知评价, 指导员工对不同的内容信息进行加工处理, 为员工行为决策提供基本框架。事实上, 管理实践措施成功与否在很大程度上取决于员工对人力资源管理的整体感知强度 (Ostroff 和 Bowen, 2016^[12])。第二, 尽管现有部分文献已经关注到内容型变量 (即组织职业生涯管理) 和过程型变量 (即人力资源管理强度) (Li 等, 2011^[13]) 对员工离职倾向的影响, 但研究者普遍将两者视为独立的变量, 鲜有研究关注内容型和过程型变量之间的一致性对员工离职倾向的影响效应和机制。现有文献认为, 人力资源管理实践内容、实施过程和员工感知之间的一致性增进员工感知、实现预期目标的重要预测因素 (Snell 和 Morris, 2021^[14])。组织管理实践与个体感知的一致性有助于达成雇主意图和员工需求的统一, 继而有助于保持组织的整合和高效运行 (Garg 等, 2021^[15])。但截至目前, 鲜有研究者关注组织职业生涯管理和人力资源管理强度一致性对员工离职倾向的影响机制。第三, 现有相关文献对无边界职业生涯时代员工离职决策的独特性探讨不足。随着雇佣关系日益市场化和灵活化, 员工已经无法依赖传统组织的长期职业安排, 职业发展进入无边界职业生涯时代, 员工所面临的职业发展环境更加复杂、模糊和不确定。根据社会信息加工理论的观点 (Salancik 和 Pfeffer, 1978^[16]; Griffin 等, 1999^[17]; Walumbwa 等, 2019^[18]), 当员工面临的环境更加复杂、模糊和不确定时, 其职业选择和流动决策将更加依赖组织环境所提供的信息, 信息的显著性、一致性和可比较性对员工的职业决策具有显著影响。然而, 研究者普遍基于传统组织雇佣安排的背景, 从组织供给 (如, 职业生涯管理、雇主品牌塑造) 和员工内在需求 (如, 员工职业目标、生涯适应力、价值观) 匹配的理论视角来开展员工离职研究 (Altuntas 等, 2021^[19]; Huffman 和 Olson, 2017^[20]; Ko 和 Campbell, 2021^[21]; Soares 和 Mosquera, 2021^[22]), 却忽略了在无边界职业生涯时代背景下, 员工更加依赖组织环境信息进行职业选择和流动决策的显著特征, 故而未能真正系统揭示在无边界职业生涯时代, 组织职业生涯管理和雇主品牌实践对员工离

职倾向的影响机制。

综上,本文基于无边界职业生涯时代背景下员工更加关注自身的就业能力和职业市场价值提升,以及其职业选择和流动决策更加依赖组织环境所提供的相关信息的独特特征,运用社会信息加工理论,以有效调查数据实证组织职业生涯管理(内容型变量)和人力资源管理强度(过程型变量)一致性对员工离职倾向的影响机制,考察雇主品牌的功能性和象征性因素在此影响过程中的调节效应。

二、文献综述与研究假设

(一) 组织职业生涯管理和人力资源管理强度一致性与员工离职倾向

在无边界职业生涯时代背景下,员工更加关注自身的可雇能力和职业市场价值提升,雇主主动提供职业发展相关的信息是保留员工的关键因素之一,直接影响员工的职业选择和流动决策(Le Blanc等,2019^[23])。因此,许多企业引入了职业生涯管理机制,采用包括职业规划、继任计划、职业轮换、职位信息、培训和职业转换咨询等在内的举措(Eby等,2005^[24]),为员工提供合适的职业机会和职业发展资源支持(Bagdadli和Gianecchini,2019^[25]),以期降低员工的离职倾向。然而,相关研究和实践却并未有力支持管理者的直觉期望。部分学者认为,组织职业生涯管理能够增强员工组织认同感,降低员工离职倾向(De Oliveira等,2019^[4]),但也有研究观点与此存在分歧或冲突。例如,凌文轮和欧明臣(2010)^[5]的研究发现,组织提供的职业生涯辅导对员工离职倾向的影响不显著,上司的职业支持反而提高了员工的离职倾向。这在很大程度上与经理人和学者过度关注组织职业生涯管理举措本身,而忽略员工对人力资源管理实践的整体感知和认同有关。实际上,相关研究和实践均表明,组织提供的人力资源管理措施本身固然重要,但员工关于人力资源管理的整体感知和认同水平(即人力资源管理强度),对人力资源管理举措的成功有至关重要的影响(Delmotte等,2012^[26])。因此,近十余年来,“人力资源管理强度”成为解释和提升人力资源管理举措实际成效的主要过程型变量(Bowen和Ostroff,2004^[11])。它是指员工对人力资源管理实践的独特性、一致性和共识性的整体感知,能够反映组织在传递信息方面的有效性,有助于形成高强度组织氛围(Bowen和Ostroff,2004^[11])。

尽管已有一些文献关注组织职业生涯管理和人力资源管理强度对员工离职倾向的影响(Guan等,2015^[7];Li等,2011^[13];Haridas等,2021^[27]),但是研究者普遍将它们看作独立的变量,鲜有学者把两者看作相互关联的变量,研究两者间的一致性对员工态度和行为的影响效应和机制。社会信息加工理论认为,当个体面临的社会环境是不确定、模糊和复杂时,其态度和行为决策更加依赖社会环境提供的信息,环境信息的清晰性和一致性尤其关键(Salancik和Pfeffer,1978^[16];Walumbwa等,2019^[18])。在无边界职业生涯时代背景下,员工在职业选择和流动决策过程中,不仅关注组织提供的职业生涯管理实践等内容型信息,还会收集自身在本企业工作而累积形成对组织人力资源管理实践的整体感知等过程型信息,而且后者往往是员工解读组织职业生涯管理举措的基础(Garg等,2021^[15])。根据社会信息加工理论的观点,组织职业生涯管理实践和员工基于过往经历形成的人力资源管理强度整体感知之间的一致性,对员工职业发展方面的态度(如职业满意度)和行为(职业选择和离职)有重要影响。

在实践中,组织职业生涯管理和人力资源管理强度的一致性可以分为两种状态(共包含四种类型)(见图1),即一致性状态(包括“高职业管理+高强度感知”和“低职业管理+低强度感知”两类)和不一致状态(包括“高职业管理+低强度感知”和“低职业管理+高强度感知”两类)。两者间保持一致不仅意味着职业生涯管理实践在机制设计、执行过程和员工感知体验之间达成了一致(Cunningham和Kemppling,2011^[28]),还意味着组织职业生涯管理与员工过往累积形成的对人力资源管理的整体感知保持一致(Delmotte等,2012^[26])。因此,两者越一致,员工越容易表现出与职业生涯管理实践信息相一致的态度和行为,并维持或提高其职业满意度,提升组织认同,降低离职倾向;反之,员工在职业选择和流动决策时获取的信息不一致,需要向外部环境寻求更多的信息,以降低信息的模糊性和不确定性(Schaufeli,2017^[29]),这将消耗员工更多资源,易于引发职业满意度降低和离职倾向提高。据此,本研究提出如下假设:

H1: 组织职业生涯管理与人力资源管理强度越一致,员工的离职倾向越低。

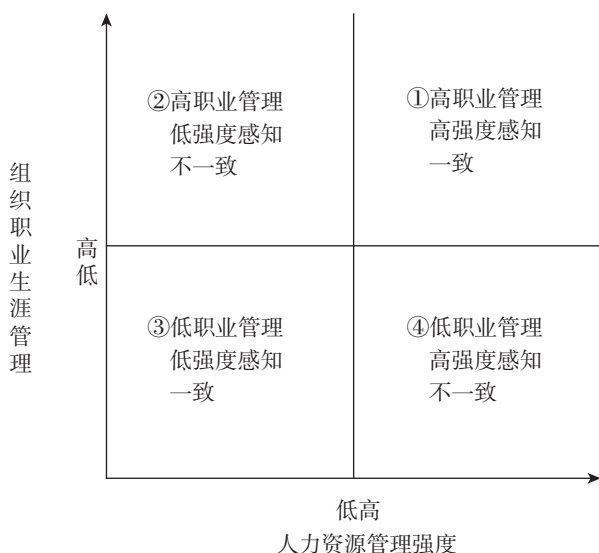


图1 组织职业生涯管理与人力资源管理强度组合情境

当组织职业生涯管理与人力资源管理强度保持一致时,两种一致类型(即“高职业管理+高强度感知”和“低职业管理+低强度感知”)对员工离职倾向的影响存在差异不言而喻,社会信息加工理论也为此提供了有力的解释。该理论认为,社会信息提供了员工评价工作和职业环境的视角,显著的信息会吸引员工的注意力过程,进而塑造其态度和行为(Smale等,2019^[30])。员工基于过往经历形成的人力资源管理整体感知信息(即人力资源管理强度)是解释组织管理举措成效的基础(Garg等,2021^[15])。因此,组织职业生涯管理与人力资源管理强度保持一致时,人力资源管理强度更受员工关注(Chen等,2019^[31]),成为解释两者一致性对于离职倾向影响效应的关键变量。高人力资源管理强度意味着组织人力资源管理的独特性、一致性和共识性水平更高,员工获取的信息更为显著,它不仅吸引员工的注意力过程,有效传递组织职业生涯管理的信息,还能够影响员工对这些信息的有效感知和共享,员工更容易接受组织职业生涯管理机制发出的组织期望(Sanders等,2014^[32]),因而更加有助于降低员工离职倾向。据此,本文提出如下假设:

H2: 当组织职业生涯管理与人力资源管理强度处于一致性状态时,相比于“低职业管理+低强度感知”类型,“高职业管理+高强度感知”类型下员工离职倾向更低。

在实践中,管理者需要面对普遍存在的组织职业生涯管理和人力资源管理强度不一致的状态,因此,探讨理解两种不一致类型(即“高职业管理+低强度

感知”和“低职业管理+高强度感知”)对员工离职倾向的影响效应差异非常具有现实意义。根据社会信息加工理论的观点,当员工决策面临的环境信息模糊时,或不同信息之间存在分歧或冲突时,员工会主动获取额外信息来降低不确定性,以降低决策风险(Griffin等,1999^[17])。当组织职业生涯管理和人力资源管理强度不一致时,员工将需要获取额外的信息来降低职业选择和流动决策的风险。员工对人力资源管理举措的整体感知可以为其提供额外的信息(Stockman等,2020^[33])。高人力资源管理强度意味着组织待遇、奖励、行为、绩效和工作期望等的可预测性更强,这降低了员工探索其他渠道信息的动机(Li等,2020^[34]),员工可以依赖内部实践、同事和来自上级的信息缓解不确定环境造成的负面影响。而低人力资源管理强度意味着员工对于组织人力资源管理的认同和期望较低,且低价值、低有效性的组织职业生涯管理为员工提供的额外信息也很有限。员工获取的资源和信息不足,会增加其心理压力(Schaufeli和Taris,2013^[35]),他们不得不投入更多资源从更多渠道获取信息,如寻求组织外部的信息支持,这会消耗个体更多的资源(Karatepe等,2019^[36]),要求个体付出更高的成本,提高员工认知失调与不安全感水平(Akkermans等,2019^[37]),易于降低职业满意度,引发更高的离职倾向。据此,本研究提出如下假设:

H3: 当组织职业生涯管理与人力资源管理强度处于不一致性状态时,相比于“高职业管理+低强度感知”类型,“低职业管理+高强度感知”类型下员工离职倾向更低。

(二) 员工职业满意度的中介作用

在无边界职业生涯时代背景下,员工自身是职业生涯的责任主体,其职业选择和流动决策更加市场化和个性化。现有文献认为,员工从职业中获得的内在和外在满足感(即职业满意度)是员工离职倾向的关键近端预测因素(Guan等,2014^[38])。许多组织通过引入和改善职业生涯管理机制,为员工提供职业规划、职业机会和职业资源,以期提高员工的职业满意度。根据社会信息加工理论的观点(Salancik和Pfeffer,1978^[16]; Griffin等,1999^[17]; Walumbwa等,2019^[18]),在复杂、模糊和不确定的就业市场环境,员工不仅仅关注雇主提供的职业生涯管理实践内容信息,更加关注这些信息与个体基于过往经历形

成的人力资源管理强度的一致性。两者保持一致,意味着组织职业生涯管理及其效果的可预测性更强,有助于员工在职业生涯方面表现出较高的情境适应力(Jansen 和 Kristof-Brown, 2006^[39]),保持或提升其对组织的认同水平,提高职业满意度,从而降低离职倾向(Guan 等, 2018^[40]);反之,当两者不一致时,员工不得不动调额外的资源来获取信息,以降低职业发展决策的不确定性,易于诱发更高水平的认知失调和不安全感,因此,员工职业满意度降低,离开组织的动机加强。据此,本研究提出如下假设:

H4: 员工职业满意度在组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对离职倾向的影响过程中发挥中介作用。

(三) 雇主品牌的调节作用

近年来,企业在引入组织职业生涯管理机制的同时,普遍采用雇主品牌塑造的举措,塑造有吸引力的雇主品牌价值内涵和形象,以期削弱员工的离职动机,保留优秀人才。雇主品牌塑造是雇主主动进行的雇佣价值主张管理和信息传播的实践。已有大量研究证实,雇主品牌有助于组织的人才保留。例如,Buchelt 等(2021)^[41]的研究发现,雇主品牌吸引力显著影响员工的离职决策。然而,现有研究对雇主品牌包含的功能性和象征性两类信息(Lievens, 2007^[10]; Lievens 和 Highhouse, 2003^[42]; Van Hove 等, 2013^[43])对员工离职倾向的影响效应及其差异却仍关注不足。现有相关研究认为,由于功能性因素与象征性因素所处理的信息类型和信息特征的不同,雇主品牌功能性因素和象征性因素对员工态度和行为的影响效应会随着雇佣阶段、社会文化差异、雇佣关系氛围等因素的变化而存在差异。例如,Lievens (2007)^[10]的研究发现,针对处于不同雇佣阶段员工的态度和行为,雇主品牌象征性因素的影响效应大于功能性因素;而陈建安等(2021)^[6]的研究发现,雇主品牌的功能性因素能够显著促进员工敬业和口碑行为,但象征性因素却并无显著影响;朱飞等(2020)^[44]的研究发现,在影响员工服务导向组织公民行为的过程中,象征性雇主品牌和人力资源管理强度的关系并非管理者直觉期望的“彼倡此和,相得益彰”,而是相互替代的关系。然而,目前鲜有研究真正基于无边界职业生涯时代员工职业选择和流动决策的独特特征,探讨雇主品牌的功能性和象征性信息在员工离职决策过程中的影响效应及其差异。

根据社会信息加工理论的观点,个体面对的社会环境越复杂、模糊和不确定,越倾向于依赖社会比较信息,并调整相应的态度和行为(Salancik 和 Pfeffer, 1978^[16]; Guan 等, 2017^[45])。雇主品牌是雇主面向目标人才塑造和传播的雇佣价值主张,旨在展现差异化的价值形象和人才竞争优势。因此,雇主品牌塑造就是清晰地向目标人才提供有吸引力信息的过程,其中,雇主品牌功能性因素提供的是更为具象的、实惠导向的信息,例如,薪酬、员工发展、工作-生活平衡等,象征性因素提供的则是更为抽象的、自我意义构建导向的信息,例如,诚信、创新、声誉等。在无边界职业生涯时代背景下,员工在职业选择和流动决策中更加关注自身的可雇能力和职业价值提升,因此,可能会更加关注诸如薪酬、员工发展、工作-生活平衡等实惠导向的功能性信息。此外,功能性信息由于具象的特征,也更便于员工在不同组织和职业之间进行社会比较,因此,其对员工离职倾向存在显著影响。而象征性信息的主要功能是促进目标人才在意义构建方面进行自我-组织匹配,由于其无形、主观和抽象的特征(Lievens 和 Highhouse, 2003^[42]),难以在不同组织和职业之间进行横向比较,因此,在无边界职业生涯时代,象征性信息对员工离职倾向影响不显著。据此,本文提出以下判断:

H5: 在组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性影响员工离职倾向的过程中,功能性雇主品牌发挥负向调节作用,象征性雇主品牌的调节作用不显著。

(四) 被调节的中介效应

综合前述分析,本文进一步推断,在组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性通过影响员工职业满意度进而影响其离职倾向的过程中,功能性雇主品牌存在显著的调节效应,象征性雇主品牌的调节作用不显著。具体而言,当企业的功能性雇主品牌越强时,其为员工职业选择和流动决策提供的社会比较信息越具有吸引力,有助于强化员工的职业满意度,进一步降低离职倾向,从而强化职业满意度的中介作用;而当象征性雇主品牌越强时,员工越易于在意义构建方面进行自我-组织匹配,但由于该类信息的主观和抽象特征,在复杂、模糊和不确定的就业市场环境,员工难以据此在不同组织和职业间进行社会比较,因而对员工的职业满意度和离职倾向影响不显著。据此,本文提出如下假设:

H6: 功能性雇主品牌负向调节员工的职业满意

度在组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对离职倾向影响过程中的中介效应,而象征性雇主品牌在此过程中的调节效应不显著。

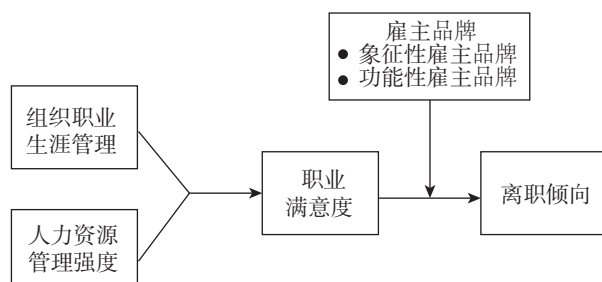


图2 研究模型

三、研究设计和样本数据

(一) 样本选取与数据收集

本研究采用问卷调查的方法收集数据,研究对象为金融服务业(主要包括证券公司、银行以及保险企业)的人力资源经理和员工的配对样本(采用1:5的比例),问卷调查采用实地发放、线上调研以及邮寄方式进行,采取匿名形式作答。问卷在小范围预测试并优化后开展正式调研,并设置了反向题目,保证了问卷的科学性。本次调研样本主要分布在华北和华东地区,共263家企业参与了调研,其中银行112家,证券公司74家,保险公司54家,其他金融服务机构23家。本次调研共回收问卷1316份,最终有效配对问卷包括来自199家金融机构的1146个样本,其中199个人力资源经理样本和947个员工样本。在有效调查样本中,性别方面,48.6%为男性,51.4%为女性;员工年龄方面,25岁以下员工占比4.5%,26~31岁员工占比41.4%,32~36岁员工占比33.6%,37~45岁员工占比16.5%,46岁以上员工占比4%;在所处行业方面,40.9%为银行业,34.3%为证券业,15%为其他金融行业,9.8%为非金融行业;在单位层级方面,总部占比3.3%,下属二级机构占比24%,下属三级机构占比33.4%,其他占比39.4%。

(二) 研究工具

本研究借鉴国外成熟量表测量组织职业生涯管理、人力资源管理强度、雇主品牌、职业满意度和离职倾向,并对题项进行翻译和回译,保证了良好的信度与效度,所有问卷均采用被试自我报告的形式,问卷采用5点制李克特量表,1表示非常不同意,5表示非常同意。

1. 组织职业生涯管理。

本文采用Guan等(2014)^[38]的量表进行测量,共11个题项,包括员工职业规划、继任计划、内外部培训、职业路径等,例如,“在对员工工作辅导方面的措施是令人满意的”。该量表信度系数为0.936,由人力资源经理填写。

2. 人力资源管理强度。

本文采用Delmotte等(2012)^[26]所开发的人力资源管理强度的量表,共31个题项,包括独特性、一致性和共识性三个维度,例如,“公司员工会被定期告知人力资源部门所采取的措施”。该量表信度系数为0.917,由员工填写。

3. 雇主品牌。

本文采用Lievens和Highhouse(2003)^[42]所设计的雇主品牌量表,共33个题项,主要从功能性与象征性两个维度衡量。象征性维度包括真诚、创新、能力、声望和强壮五个方面,例如,“安全的、诚实的”,量表信度系数为0.939;功能性维度包括薪酬、晋升等,例如,“公司提供更高职位的晋升机会”。量表信度系数为0.950,由人力资源经理填写。

4. 职业满意度。

本文采用Greenhaus等(1990)^[46]开发的职业满意度量表,共4个题项,从成就感、收入、晋升和技能方面进行测量,例如,“我对自己职业上所取得的成就感到满意”。该量表信度系数为0.784,由员工填写。

5. 离职倾向。

本文采用Farh等(1998)^[47]开发的离职倾向量表,共5个题项,例如,“我基本没想过离开这个企业”。该量表信度系数为0.789,由员工填写。

6. 控制变量。

为降低人口统计学因素对研究假设的影响,参考现有研究(Arnold等,2019^[48]),本文在数据统计分析中控制了员工性别(1=男;0=女)、员工年龄(1=25岁以下;2=26~31岁;3=32~36岁;4=37~45岁;5=46岁以上)、所处行业(1=银行业;2=证券业;3=其他金融行业;4=非金融行业)和单位层级(1=总部;2=下属二级机构;3=下属三级机构;4=其他)。

四、实证结果分析与讨论

(一) 聚合分析结果

由于人力资源管理强度定义在组织层次,所以我们通过计算组织中所有成员的人力资源管理强度的均

值来测量组织层次的人力资源管理强度,把个体层次的数据聚合到组织层次。在聚合过程中,采用 Rwg 和 ICC 两个指标来判断聚合数据的可靠性。人力资源管理强度各组 Rwg 平均值与中位数分别为 0.876 与 0.897,高于 James 等 (1984)^[49]提出的 $Rwg > 0.7$ 的判别标准。人力资源管理强度的 ICC 为 0.770,大于 James 等 (1984)^[49]所指出的 $ICC > 0.7$ 的标准。数据分析表明,将个体层次的人力资源管理强度变量聚合到组织层次符合实证研究要求。

(二) 效度检验以及验证性因子分析

本研究的职业满意度、离职倾向以及人力资源管理强度等变量数据都来源于员工样本,在假设检验之前,本文进行了验证性因子分析,以检验变量的区分

效度。首先,使用 SPSS 25 统计软件进行主成分分析的结果表明,问卷的 KMO 效度为 0.947。其次,本文使用 Mplus8.3 统计软件对中介变量(职业满意度)、被解释变量(离职倾向)以及匹配式调节变量(人力资源管理强度)进行验证性因子分析(见表1)。本文分别进行了3因子、2因子以及单因子分析,三因子模型为将职业满意度、离职倾向以及人力资源管理强度看作三因子测量模型,“+”表示将变量看作具有相同的潜变量。数据分析表明,三因子测量模型($\chi^2 = 2\,583.424$, $df = 696$, $RMSEA = 0.052$, $SRMR = 0.067$, $CFI = 0.906$, $TLI = 0.895$)显著优于其他模型,且具有较好的拟合效果,说明模型各变量间具有较好的区分效度。

表1 验证性因子分析结果

	χ^2	df	RMSEA	SRMR	CFI	TLI
3 因子 (职业满意度、人力资源管理强度、离职倾向)	2 583.424	696	0.052	0.067	0.906	0.895
2 因子 (职业满意度、人力资源管理强度+离职倾向)	2 955.245	698	0.056	0.091	0.888	0.875
2 因子 (职业满意度+人力资源管理强度、离职倾向)	2 770.451	698	0.054	0.069	0.897	0.885
1 因子 (职业满意度+人力资源管理强度+离职倾向)	3 889.715	701	0.067	0.077	0.842	0.824

(三) 描述性统计与相关性分析

表2报告了研究变量的平均值、标准差以及皮尔逊相关系数。结果显示,组织职业生涯管理与职业满意度存在显著的正相关关系($r = 0.161$, $p < 0.01$),与离职倾向存在显著的负相关关系($r = -0.112$, $p < 0.01$),与雇主品牌存在显著的正相关关系($r = 0.853$, $p < 0.01$);人力资源管理强度与职业满意度

存在显著的正相关关系($r = 0.304$, $p < 0.01$),与离职倾向存在显著的负相关关系($r = -0.436$, $p < 0.01$),与雇主品牌存在显著的正相关关系($r = 0.242$, $p < 0.01$);组织职业生涯管理与人力资源管理强度存在显著的正相关关系($r = 0.294$, $p < 0.01$)。数据分析表明,研究模型变量间的相关关系满足假设验证的理论要求。

表2 研究变量的描述性统计与相关关系矩阵

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 性别	0.489	0.499								
2. 年龄	2.741	0.927	0.054							
3. 所处行业	1.938	0.974	-0.03	0.043						
4. 单位层级	3.089	0.870	-0.112**	-0.380**	-0.136**					
5. 组织职业生涯管理	3.470	0.700	-0.001	-0.063	-0.180**	0.076*				
6. 人力资源管理强度	3.211	0.393	0.009	-0.102**	-0.121**	-0.065*	0.294**			
7. 雇主品牌	3.640	0.621	-0.004	-0.013	-0.152**	0.021	0.853**	0.242**		
8. 职业满意度	3.221	0.790	0.059	0.010	-0.092**	-0.109**	0.161**	0.304**	0.143**	
9. 离职倾向	2.454	0.816	-0.082*	-0.039	0.090**	0.143**	-0.112**	-0.436**	-0.123**	-0.449**

注: $N = 199$, $n = 947$ 。*表示 $p < 0.05$, **表示 $p < 0.01$ (双尾), 相关性显著。

(四) 组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对员工离职倾向的影响

本文使用多项式回归与响应面分析方法检验一致性假设。研究参考 Edwards 和 Parry (1993)^[50] 的方法, 构建 $Z = b_0 + b_1X + b_2Y + b_3X^2 + b_4XY + b_5Y^2 + e$ 的回归方程 (X 为组织职业生涯管理, Y 为人力资源管理强度, Z 为员工离职倾向), 其中 b_0 为常数项, b_1 至 b_5 均为回归系数, e 为误差项, X 与 Y 皆为中心化后的自变量。本文控制了员工性别、年龄、所处行业和单位层级, 在引入上述方程的二次项后模型的 DR^2 显著增加 ($DR^2 = 0.012$, $p < 0.01$), 说明本文模型很适合采用多项式回归与响应面分析方法。对于组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对员工离职倾向的影响, 如表 3 模型 2 所示, 响应面分析结果表明, 沿不一致线 ($X = -Y$), 横截面的曲率显著且为正 (曲率 = 0.654, $p < 0.01$), 说明响应面为槽状面, 即是说组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对离职倾向有显著负向作用, 两者越一致, 员工的离职倾向越低, 本文 H1 得到验证。对于一致性状态中两种一致类型对员工离职倾向的影响作用, 主要通过一致线的斜率和曲率进行判断, 沿一致线 ($X = Y$), 横截面的斜率显著为负 (斜率 = -0.773, $p < 0.001$), 曲率不显著 (曲率 = -0.012, n. s.), 说明一致性状态下两种一致类型的关系是线性的, 且在“高职业管理+高强度感知”类型下, 员工的离职倾向低于“低职业管理+低强度感知”类型, 本文 H2 得到验证支持。对于不一致性状态中两种不一致类型与员工离职倾向的关系, 主要通过不一致线的斜率和曲率综合判断, 沿不一致线 ($X = -Y$), 横截面的斜率显著为正 (斜率 = 0.934, $p < 0.001$), 曲率也显著为正 (曲率 = 0.654, $p < 0.01$), 说明在不一致状态中, 在“低职业管理+高强度感知”类型下, 员工的离职倾向低于“高职业管理+低强度感知”类型, 本文 H3 得到验证。

为了更形象地揭示组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对员工离职倾向的影响, 本文以组织职业生涯管理为 X 轴, 以人力资源管理强度为 Y 轴, 以员工离职倾向为 Z 轴, 拟合得到响应面图 (见图 3)。结果表明, 响应面沿着不一致线大概呈现槽状面, 沿着一致线大概呈平面。这表明组织职业生涯管理与人力资源管理强度越一致, 员工的离职倾向越

低; “高职业管理+高强度感知”类型员工离职倾向低于“低职业管理+低强度感知”类型; “低职业管理+高强度感知”类型员工离职倾向低于“高职业管理+低强度感知”类型。

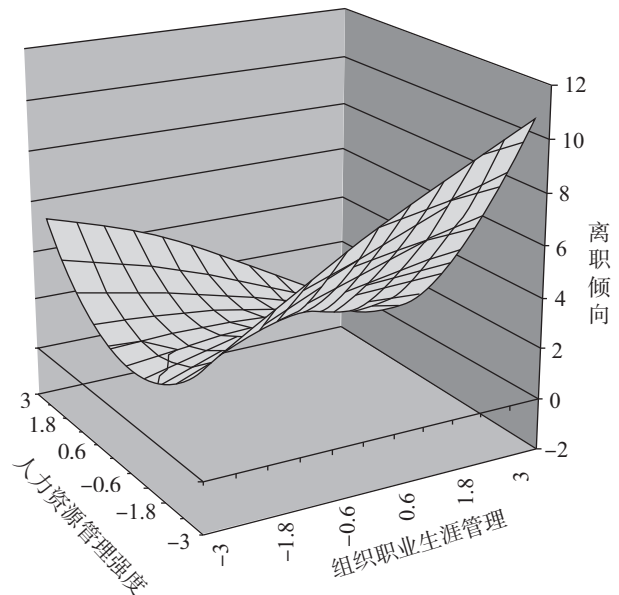


图3 组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性影响员工离职倾向的响应面图

表3 多项式回归与响应面分析结果

因变量	离职倾向	离职倾向	职业满意度
	模型 1	模型 2	模型 3
截距	2.426 ***	2.320 ***	3.350 ***
控制变量			
性别	-0.103 *	-0.099 *	0.070
年龄	-0.039	-0.025	0.003
所处行业	0.044 ⁺	0.047 ⁺	-0.049 ⁺
单位层级	0.091 **	0.103 **	-0.088 **
自变量			
组织职业生涯管理 (b_1)	0.017	0.081 *	0.054
人力资源管理强度 (b_2)	-0.894 ***	-0.853 ***	0.464 ***
组织职业生涯管理平方 (b_3)		-0.039	0.068 *
组织职业生涯管理×人力资源管理强度 (b_4)		-0.333 **	-0.028
人力资源管理强度平方 (b_5)		0.360 **	0.151
一致性 (组织职业生涯管理=人力资源管理强度)			
斜率 (b_1+b_2)		-0.773 ***	
曲率 ($b_3+b_4+b_5$)		-0.012	

续前表

因变量	离职倾向	离职倾向	职业满意度
	模型 1	模型 2	模型 3
非一致性 (组织职业生涯管理= -人力资源管理强度)			
斜率 (b_1-b_2)		0.934***	
曲率 ($b_3-b_4+b_5$)		0.654**	
R^2	0.212	0.223	0.122
DR^2	0.212***	0.012**	0.009*

注: +表示 $p<0.1$, *表示 $p<0.05$, **表示 $p<0.01$, ***表示 $p<0.001$ (双尾)。下同。

(五) 职业满意度的中介作用检验

为了检验职业满意度的中介效应, 本文参考

Edwards和 Cable (2009)^[51]提出的方法, 以 X , Y , XY , X^2 , Y^2 的数值分别乘以其在多项式回归中的系数 (见表 3 模型 3), 形成一个块变量 (block variable), 进而以块变量为自变量进行中介效应的检验。表 4 列示了中介效应检验的结果。如表 4 所示, 组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对离职倾向的直接效应为 -1.057 , 95% 置信区间为 $[-1.270, -0.844]$, 不包含 0; 通过职业满意度的间接效应为 -0.390 , 95% 置信区间为 $[-0.508, -0.285]$, 不包含 0, 说明职业满意度在组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对员工离职倾向的关系中发挥中介作用, 验证了本文 H4。

表 4 职业满意度的中介作用检验结果

	效应值	标准误	下限	上限
总效应	-1.447	0.113	-1.668	-1.226
直接效应	-1.057	0.109	-1.270	-0.844
间接效应	-0.390	0.057	-0.508	-0.285

(六) 雇主品牌的调节效应检验

本文进一步检验雇主品牌的调节效应和被调节的中介效应 (见表 5)。本研究借鉴温忠麟等 (2006)^[52]建议的方法, 采用交乘项以及条件过程分析方法, 检验调节效应以及被调节的中介效应。如表 5 所示, 雇主品牌在员工职业满意度与离职倾向的关系中负向调节作用显著 (模型 1), 且功能性雇主品牌的负向调节作用显著 (模型 2), 象征性雇主品牌的调节作用不显著 (模型 3), 本文 H5 得到验证支持。本文绘制了功能性雇主品牌的调节效应图 (见图 4), 发现功能性雇主品牌在员工职业满意度与离职倾向的关系中负向调节作用显著。

本文进一步采用 Bootstrap 方法进行了条件过程分析, 验证功能性雇主品牌的有调节的中介效应 (见表 5)。表 5 展示了在不同水平的功能性雇主品牌情形下 (第 16 百分数、第 50 百分数以及第 84 百分数), 组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性通过职业满意度影响员工离职倾向的影响效应。数据分析结果表明, 在功能性雇主品牌处于低水平时, 置信区间包含零; 而在功能性雇主品牌处于较高水平时, 置信区间不包含零。也即是说, 功能性雇主品牌越强, 组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对职业满意度的有调节的中介效应越显著, 本文 H6 得到验证支持。

表 5 调节作用以及被调节的中介作用检验结果

变量		离职倾向		
		模型 1	模型 2	模型 3
截距		2.791***	2.466***	3.270***
控制变量	性别	-0.075	-0.077	-0.070
	年龄	0.002	0.002	0.003
	行业	0.047+	0.046+	0.049*
	层级	0.095**	0.092**	0.098**
中介变量	职业满意度	-0.128	-0.037	-0.296+
调节变量	雇主品牌	0.196		
	功能性雇主品牌		0.230*	
	象征性雇主品牌			0.058

续前表

变量		离职倾向		
		模型 1	模型 2	模型 3
调节变量	职业满意度×雇主品牌	-0.084 ⁺		
	职业满意度×功能性雇主品牌		-0.113 [*]	
	职业满意度×象征性雇主品牌			-0.037
统计量	R ²	0.222	0.224	0.220
Bootstrap 在不同调节变量水平下中介效应（功能性雇主品牌作为调节）				
职业满意度	效应值	标准误	Bootstrap95%置信区间	
直接效应	-1.098	0.115	(-1.324, -0.871)	
间接效应（16%）	-0.184	0.100	(-0.379, 0.100)	
间接效应（50%）	-0.331	0.055	(-0.442, -0.224)	
间接效应（84%）	-0.372	0.060	(-0.494, -0.258)	

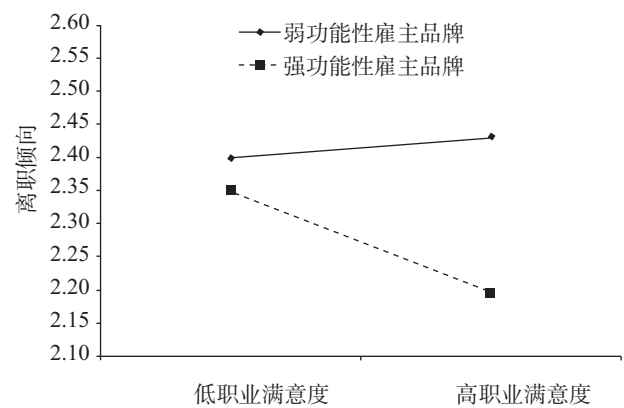


图4 功能性雇主品牌的调节效应图

五、研究结论与展望

（一）研究结论

在无边界职业生涯时代背景下，员工面临的职业发展环境更加复杂、模糊和不确定，其职业选择和流动决策更加依赖环境所提供的信息。因此，企业普遍采用“组织职业生涯管理+雇主品牌塑造”的内外结合的管理思路，向员工提供丰富的职业发展相关信息，以期削弱员工离职动机，保留优秀人才。但值得注意的是，该举措在实践中的效果良莠不齐，现有文献对组织职业生涯管理和雇主品牌对员工离职倾向的影响机制的研究观点也存在分歧，其原因主要是对无边界职业生涯时代背景下员工职业选择决策更加依赖环境信息的重要特征关注不足，对内容型变量和过程型变量一致性对员工离职倾向的影响机制缺乏探讨。本文基于社会信息加工理论，构建了组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性、雇主品牌（包含功能性因素与象征性因素）、职业满意度对员工离职倾向

的影响机制模型，运用199家金融服务企业人力资源经理和947名员工的配对调查数据，通过多项式回归及响应面分析方法，对该模型进行检验，得到以下研究结论。

第一，组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性是提高员工职业满意度、降低离职倾向的重要因素。在过往员工离职相关研究中，研究者往往过于关注组织职业生涯管理等内容型变量，即使少部分研究已经探讨了人力资源管理强度等过程型变量的影响，但却把组织职业生涯管理实践和人力资源管理强度作为独立的变量，鲜有研究考虑内容型信息和过程型信息一致性的影响效应和机制。这也是现有研究观点在关于职业生涯管理实践与员工离职倾向之间影响效应和机制方面存在分歧或冲突的重要原因。根据社会信息加工理论的观点（Salancik 和 Pfeffer，1978^[16]；Griffin 等，1999^[17]），在无边界职业生涯时代背景下，员工所面临的职业发展环境更加复杂、模糊和不确定，员工的职业选择和流动决策更加依赖社会环境信息，信息一致性非常重要。也即是说，在无边界职业生涯时代背景下，对于员工的职业选择和流动决策而言，组织职业生涯管理机制（内容型变量）所提供的实践信息固然重要，但其和员工基于过往经历形成的人力资源管理强度（过程型变量）感知信息的一致性则更为关键。组织职业生涯管理与员工人力资源管理强度感知越一致，员工满意度越高，离职倾向越低。

第二，在组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对员工离职倾向的影响过程中，人力资源管理

强度（而非组织职业生涯管理实践）是关键解释变量。本研究证实，组织职业生涯管理与人力资源管理强度的一致性对员工离职倾向的影响过程中，在一致性状态中，“高职业管理+高强度感知”类型下员工的离职倾向低于“低职业管理+低强度感知”类型；在不一致状态中，“低职业管理+高强度感知”类型下员工的离职倾向低于“高职业管理+低强度感知”类型。根据社会信息加工理论的观点（Salancik 和 Pfeffer, 1978^[16]；Walumbwa 等, 2019^[18]；Smale 等, 2019^[30]），环境信息的显著性影响员工的注意力过程，进而影响其态度和行为。本文研究结果说明，在同种一致性状态（或不一致性状态）中，不同组合类型影响效应差异的关键解释因素在于人力资源管理强度。高人力资源管理强度意味着员工基于过往在企业内部的工作经历已经形成对组织人力资源管理实践独特性、一致性和共识性的认知，形成了较高水平的整体认同。在一致性状态时，它成为更加吸引员工注意力过程的显著信息，在不一致状态时，它是员工获取额外信息、降低职业决策风险的重要依据。在组织职业生涯管理和人力资源管理强度一致性对员工职业满意度及其离职倾向的影响过程中，人力资源管理强度（而非组织职业生涯管理实践）更为关键。

第三，在无边界职业生涯时代背景下，功能性雇主品牌（而非象征性雇主品牌）有助于提高员工职业满意度，进而降低员工离职倾向。雇主品牌领域的现有相关研究显示，象征性雇主品牌对于目标人才的职业决策行为具有更为显著和稳定的影响（Lievens 和 Slaughter, 2016^[9]）。然而，根据社会信息加工理论的观点（Salancik 和 Pfeffer, 1978^[16]；Guan 等, 2017^[45]），在无边界职业生涯时代背景下，员工更加依赖可比较的环境信息，以降低职业决策的风险，提升就业能力和职业价值。功能性雇主品牌由于所提供和传递信息具有具象和与职业价值直接相关的特征，更加有助于员工在不同组织和职业机会之间进行比较，因而能够显著影响员工的职业选择和流动决策；与此相对，象征性雇主品牌提供的是抽象和主观的信息，它虽然有助于员工在自我意义层面完成个体-组织匹配程度判断，但不适用于员工在不同组织和职业间进行比较，因此，对员工的满意度和离职倾向的影响不显著。

（二）管理启示

本研究及其结论有助于提醒管理者在人才保留管

理实践中必须重视维护员工的职业满意度的同时，对于企业在无边界职业生涯时代人才保留实践的启示主要表现为如下。

第一，企业不仅需要关注职业生涯管理机制建设，更加需要关注员工对人力资源管理实践的整体感知，以及两者之间的一致性。在人才保留实践中，管理者往往容易过度关注管理机制，而忽略了员工对人力资源管理实践的整体感知。基于本研究的发现，为了降低优秀员工的离职倾向，提高人才保留的效率和效果，企业不仅仅要建设和优化职业规划、继任计划和培训等职业生涯管理机制，更加需要从整体着眼，优化人力资源管理系统的各项实践，并使机制设计、实施过程和员工感知保持一致，提高员工的人力资源管理整体感知水平，保持组织职业生涯管理和人力资源管理强度的高水平一致。特别值得注意的是，部分人力资源管理水平薄弱的企业在人才保留实践中，试图通过引入职业生涯管理机制的方式进行“单点突破”。研究表明，人力资源管理强度是组织职业生涯管理实践成效的关键解释基础，因而这类“单点突破”举措往往难以取得预期的管理成效。优秀人才保留没有捷径可走，企业须系统优化人力资源管理机制，提升员工对人力资源管理实践的整体感知和认同水平。

第二，企业在雇主品牌塑造实践中，应更加聚焦于梳理和传播有吸引力的功能性雇主品牌信息。在雇主品牌塑造实践中，企业往往更加关注抽象的象征性雇主品牌信息的梳理和传播，以帮助员工进行个体-组织匹配度判断，提高员工的归属和认同感，从而达到保留目标人才的目标。然而，在无边界职业生涯时代背景下，员工更加关注自身就业能力和市场职业价值提升，员工职业选择和流动决策更加依赖那些能够在不同组织和职业机会间比较的环境信息。抽象、主观的象征性雇主品牌信息有助于员工进行个体-组织匹配判断，而具象、与职业价值直接相关的功能性雇主品牌信息则适合在不同组织和职业机会间进行比较。因此，企业在雇主品牌塑造实践中，塑造象征性雇主品牌，传播雇用哲学和文化固然重要，但从人才保留的有效性角度考虑，必须打造具有高吸引力的功能性雇主品牌，向目标人才市场和员工清晰、一致地传递企业在功能性方面（如薪酬、职业发展和工作-生活平衡等）的理念和实践信息。

(三) 研究局限与展望

本研究力争在研究设计和实施过程中保持科学严谨,探究了组织职业生涯管理和人力资源管理强度一致性对员工离职倾向的影响机制,未来研究可以从以下两方面进行深化和拓展。第一,在未来研究中优化研究设计,采用多源、多时点数据,以使本研究结论的数据基础更加坚实。本研究收集了来自人力资源经理和员工的多源数据,避免研究数据的同源偏差,但

仍属截面数据。使用截面数据进行检验可能与实际情况存在偏差(Maxwell和Cole, 2007^[53]),而多源、多时点数据则能够有效缓解这一问题。第二,在未来研究中拓展研究样本的行业来源,以验证本文研究观点的可靠性。本文的研究样本来自金融服务业,研究观点可能受到行业性质相对单一的影响。使用来自多元行业的样本数据,能够为本研究观点提供更为稳健的数据基础。

参考文献

- [1] Hom P W, Lee T W, Shaw J D, Hausknecht J P. One Hundred Years of Employee Turnover Theory and Research [J]. *Journal of Applied psychology*, 2017, 102 (3): 530-545.
- [2] 李向民,任宇石.当代企业员工离职及影响因素探析[J].*中央财经大学学报*, 2007 (4): 65-70.
- [3] 王忠军,温琳,龙立荣.无边界职业生涯研究:二十年回顾与展望[J].*心理科学*, 2015 (1): 243-248.
- [4] De Oliveira L B, Cavazotte F, Alan Dunzer R. The Interactive Effects of Organizational and Leadership Career Management Support on Job Satisfaction and Turnover Intention [J]. *The International Journal of Human Resource Management*, 2019, 30 (10): 1583-1603.
- [5] 凌文铨,欧明臣.企业员工自我职业生涯管理与组织职业生涯管理初探[J].*广州大学学报(社会科学版)*, 2010 (4): 38-45.
- [6] 陈建安,顾杏,程爽.雇主品牌的“里”和“面”:驱动员工敬业与口碑的有效性研究[J].*外国经济与管理*, 2021 (3): 107-118.
- [7] Guan Y, Zhou W, Ye L, et al. Perceived Organizational Career Management and Career Adaptability as Predictors of Success and Turnover Intention among Chinese Employees [J]. *Journal of Vocational Behavior*, 2015, 88: 230-237.
- [8] 皇甫刚,李璐.雇主品牌的信息及其认知如何影响内部雇员?——基于自洽性理论视角的解释[J].*现代传播(中国传媒大学学报)*, 2021 (2): 127-134.
- [9] Lievens F, Slaughter J E. Employer Image and Employer Branding: What We Know and What We Need to Know [J]. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 2016, 3: 407-440.
- [10] Lievens F. Employer Branding in the Belgian Army: The Importance of Instrumental and Symbolic Beliefs for Potential Applicants, Actual Applicants, and Military Employees [J]. *Human Resource Management*, 2007, 46 (1): 51-69.
- [11] Bowen D E, Ostroff C. Understanding HRM-Firm Performance Linkages: The Role of the “Strength” of the HRM System [J]. *Academy of Management Review*, 2004, 29 (2): 203-221.
- [12] Ostroff C, Bowen D E. Reflections on the 2014 Decade Award: Is There Strength in the Construct of HR System Strength? [J]. *Academy of Management Review*, 2016, 41 (2): 196-214.
- [13] Li X, Frenkel S J, Sanders K. Strategic HRM as Process: How HR System and Organizational Climate Strength Influence Chinese Employee Attitudes [J]. *The International Journal of Human Resource Management*, 2011, 22 (9): 1825-1842.
- [14] Snell S A, Morris S S. Time for Realignment: The HR Ecosystem [J]. *Academy of Management Perspectives*, 2021, 35 (2): 219-236.
- [15] Garg S, Jiang K F, Lepak D P. HR Practice Salience: Explaining Variance in Employee Reactions to HR Practices [J]. *International Journal of Human Resource Management*, 2021, 32 (2): 512-542.
- [16] Salancik G R, Pfeffer J. A Social Information Processing Approach to Job Attitudes and Task Design [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1978, 23 (2): 224-253.
- [17] Griffin R J, Dunwoody S, Neuwirth K. Proposed Model of the Relationship of Risk Information Seeking and Processing to the Development of Preventive Behaviors [J]. *Environmental research*, 1999, 80 (2): S230-S245.
- [18] Walumbwa F O, Hsu I C, Wu C, et al. Employee Service Performance and Collective Turnover: Examining the Influence of Initiating Structure Leadership, Service Climate and Meaningfulness [J]. *Human Relations*, 2019, 72 (7): 1131-1153.
- [19] Altuntas S, Seren A K H, Alacam B, et al. The Relationship between Nurses' Personality Traits and Their Perceptions of Management by Values, Organizational Justice, and Turnover Intention [J/OL]. *Perspectives in Psychiatric Care*, (2021-03-13) [2021-07-20]. <https://doi.org/10.1111/ppc.12873>.
- [20] Huffman A H, Olson K J. Gender Differences in Perceptions of Resources and Turnover Intentions of Work-Linked Couples in Masculine Occupations [J]. *Stress and Health*, 2017, 33 (4): 309-321.

- [21] Ko M C, Campbell J W. Social Capital, Person-organization Fit and Cynicism: A Multi-stage Mediation Model of Turnover Intention in Public Organizations [J]. *Employee Relations*, 2021, 43 (4): 936-954.
- [22] Soares M E, Mosquera P. Linking Career Management Practices with Individual Outcomes: The Mediating Role of Perceived Employability [J]. *Journal of Business Research*, 2021, 124: 547-559.
- [23] Le Blanc P M, Peeters M C W, Van Der Heijden B, et al. To Leave or Not to Leave? A Multi-sample Study on Individual, Job-related, and Organizational Antecedents of Employability and Retirement Intentions [J]. *Frontiers in Psychology*, 2019, 10: 1-18.
- [24] Eby L T, Allen T D, Brinley A. A Cross-level Investigation of the Relationship between Career Management Practices and Career-related Attitudes [J]. *Group & Organization Management*, 2005, 30 (6): 565-596.
- [25] Bagdadli S, Gianecchini M. Organizational Career Management Practices and Objective Career Success: A Systematic Review and Framework [J]. *Human Resource Management Review*, 2019, 29 (3): 353-370.
- [26] Delmotte J, De Winne S, Sels L. Toward an Assessment of Perceived HRM System Strength: Scale Development and Validation [J]. *The International Journal of Human Resource Management*, 2012, 23 (7): 1481-1506.
- [27] Haridas J, Ture R S, Nayanpally A K. Organizational Career Management and Turnover Intentions: Mediating Role of Trust in Management [J/OL]. *European Journal of Training and Development*, (2021-06-10) [2021-08-30]. <https://doi.org/10.1108/EJTD-09-2020-0136>.
- [28] Cunningham J B, Kempling J. Promoting Organizational Fit in Strategic HRM: Applying the HR Scorecard in Public Service Organizations [J]. *Public Personnel Management*, 2011, 40 (3): 193-213.
- [29] Schaufeli W B. Applying the Job Demands-resources Model: A 'How To' Guide to Measuring and Tackling Work Engagement and Burnout [J]. *Organizational Dynamics*, 2017, 46 (2): 120-132.
- [30] Smale A, Bagdadli S, Cotton R, et al. Proactive Career Behaviors and Subjective Career Success: The Moderating Role of National Culture [J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2019, 40 (1): 105-122.
- [31] Chen S, Fan Y Q, Zhang G L, et al. Collectivism-oriented Human Resource Management on Team Creativity: Effects of Interpersonal Harmony and Human Resource Management Strength [J/OL]. *International Journal of Human Resource Management*, (2019-07-22) [2021-07-20]. <https://doi.org/10.1080/09585192.2019.1640765>.
- [32] Sanders K, Shipton H, Gomes J F. Guest Editors' Introduction: Is the HRM Process Important? Past, Current, and Future Challenges [J]. *Human Resource Management*, 2014, 53 (4): 489-503.
- [33] Stockman S, Van Hove G, Da Motta Veiga S. Negative Word-of-mouth and Applicant Attraction: The Role of Employer Brand Equity [J]. *Journal of Vocational Behavior*, 2020, 118: 1-16.
- [34] Li X B, Zhang H Y, Zhang J J. The Double-Edged Effects of Dual-Identity on the Emotional Exhaustion of Migrant Workers: An Existential Approach [J]. *Frontiers in Psychology*, 2020, 11: 1-14.
- [35] Schaufeli W B, Taris T W. A Critical Review of the Job Demands-Resources Model: Implications for Improving Work and Health [M/OL]. (2013-08-22) [2021-07-20]. <https://doi.org/10.1007/978-94-007-5640-3>.
- [36] Karatepe O M, Ozturk A, Kim T T. The Effects of Nonwork and Personal Resources on Frontline Bank Employees' Work Engagement and Critical Job Outcomes [J]. *International Journal of Bank Marketing*, 2019, 37 (3): 858-879.
- [37] Akkermans J, Bal P M, De Jong S B. Buffering the Breach: Examining the Three-way Interaction between Unit Climate Level, Strength, and Psychological Contract Breach [J]. *Frontiers in Psychology*, 2019, 10: 1-13.
- [38] Guan Y, Wen Y, Chen S X, et al. When Do Salary and Job Level Predict Career Satisfaction and Turnover Intention among Chinese Managers? The Role of Perceived Organizational Career Management and Career Anchor [J]. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 2014, 23 (4): 596-607.
- [39] Jansen K J, Kristof-Brown A. Toward a Multidimensional Theory of Person-environment Fit [J]. *Journal of Managerial Issues*, 2006, 18 (2): 193-212.
- [40] Guan Y, Liu S, Guo M J, et al. Acculturation Orientations and Chinese Student Sojourners' Career Adaptability: The Roles of Career Exploration and Cultural Distance [J]. *Journal of Vocational Behavior*, 2018, 104: 228-239.
- [41] Buchelt B, Ziebicki B, Jonczyk J, et al. The Enhancement of the Employer Branding Strategies of Polish Hospitals through the Detection of Features Which Determine Employer Attractiveness: A Multidimensional Perspective [J]. *Human Resources for Health*, 2021, 19 (1): 1-14.
- [42] Lievens F, Highhouse S. The Relation of Instrumental and Symbolic Attributes to a Company's Attractiveness as an Employer [J]. *Personnel psychology*, 2003, 56 (1): 75-102.
- [43] Van Hove G, Bas T, Cromheecke S, et al. The Instrumental and Symbolic Dimensions of Organisations' Image as an Employer: A Large-Scale Field Study on Employer Branding in Turkey [J]. *Applied Psychology*, 2013, 62 (4): 543-557.
- [44] 朱飞, 章婕璇, 朱曦济. 人力资源管理强度影响服务导向组织公民行为的实证研究——组织承诺的中介作用和象征性雇主品牌的调节

- 作用[J]. 中央财经大学学报, 2020(12): 106-114.
- [45] Guan Y J, Jiang P, Wang Z, et al. Self-referent and Other-referent Career Successes, Career Satisfaction, and Turnover Intention among Chinese Employees: The Role of Achievement Motivation [J]. Journal of Career Development, 2017, 44(5): 379-393.
- [46] Greenhaus J H, Parasuraman S, Wormley W M. Effects of Race on Organizational Experiences, Job Performance Evaluations, and Career Outcomes [J]. Academy of Management Journal, 1990, 33(1): 64-86.
- [47] Farh J-L, Tsui A S, Xin K, et al. The Influence of Relational Demography and Guanxi: The Chinese Case [J]. Organization Science, 1998, 9(4): 471-488.
- [48] Arnold J, Coombs C R, Gubler M. Career Anchors and Preferences for Organizational Career Management: A Study of Information Technology Professionals in Three European Countries [J]. The International Journal of Human Resource Management, 2019, 30(22): 3190-3222.
- [49] James L R, Demaree R G, Wolf G. Estimating Within-group Interrater Reliability with and without Response Bias [J]. Journal of Applied psychology, 1984, 69(1): 85-98.
- [50] Edwards J R, Parry M E. On the Use of Polynomial Regression Equations as an Alternative to Difference Scores in Organizational Research [J]. Academy of Management Journal, 1993, 36(6): 1577-1613.
- [51] Edwards J R, Cable D M. The Value of Value Congruence [J]. Journal of Applied psychology, 2009, 94(3): 654-677.
- [52] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰. 有中介的调节变量和有调节的中介变量[J]. 心理学报, 2006(3): 448-452.
- [53] Maxwell S E, Cole D A. Bias in Cross-sectional Analyses of Longitudinal Mediation [J]. Psychological Methods, 2007, 12(1): 23-44.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

(上接第93页)

- [21] Thévenon O. Family Policies in OECD Countries: A Comparative Analysis [J]. Population & Development Review, 2011, 37(1): 57-87.
- [22] Barro R J. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 103-125.
- [23] Ehrhart H, Minea A, Villieu P. Debt, Seigniorage, and the Growth Laffer Curve in Developing Countries [J]. Journal of Macroeconomics, 2014, 42: 199-210.
- [24] 彭浩然, 邱恒沛, 朱传奇, 李昂. 养老保险缴费率、公共教育投资与养老金替代率[J]. 世界经济, 2018(7): 148-168.
- [25] Becker G S, Tomes N. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility [J]. Journal of Political Economy, 1979, 87(6): 1153-1189.
- [26] Ehrlich I, Lui F T. Intergenerational Trade, Longevity and Economic Growth [J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(5): 1029-1060.
- [27] 高奥, 龚六堂. 国有资本收入划拨养老保险、人力资本积累与经济增长[J]. 金融研究, 2015(1): 16-31.
- [28] 郭凯明, 余靖雯. 工资增长、生育率差异与人力资本积累——基于内生生育和退休的动态一般均衡研究[J]. 金融研究, 2017(3): 1-15.
- [29] Fanti L, Gori L. Child Policy Ineffectiveness in an Overlapping Generations Small Open Economy with Human Capital Accumulation and Public Education [J]. Economic Modelling, 2011, 28(1/2): 404-409.
- [30] Chow G, Lin A L. Accounting for Economic Growth in Taiwan and Mainland China: A Comparative Analysis [J]. Journal of Comparative Economics, 2002, 30(3): 507-530.
- [31] Young A. Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period [J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(6): 1220-1261.
- [32] Qiao X, Wang L. Fertility and Old-age Labor Supply in Aging China [J]. China Economic Review, 2019, 57(5): 1-17.
- [33] 刘元生, 杨澄宇, 袁强. 个人所得税的收入分配效应[J]. 经济研究, 2013(1): 99-109.
- [34] 汪伟, 咸金坤. 人口老龄化、教育融资模式与中国经济增长[J]. 经济研究, 2020(12): 46-63.
- [35] 郭庆旺, 贾俊雪. 公共教育政策、经济增长与人力资本溢价[J]. 经济研究, 2009(10): 22-35.
- [36] 景鹏, 郑伟. 养老保险缴费率、财政支出结构与经济增长[J]. 世界经济, 2019(12): 121-144.
- [37] Gaumont D, Leonard D. Human Capital, Externalities and Growth in an Overlapping Generations Model [J]. Research in Economics, 2010, 64(3): 186-200.
- [38] 李宏彬, 施新政, 吴斌珍. 中国居民退休前后的消费行为研究[J]. 经济学(季刊), 2015(1): 117-134.

(责任编辑: 李晟 张安平)

互联网使用与企业库存决策行为：理论机制与中国证据

The Internet and Business Inventory Decision-making Behavior:

Theoretical Mechanism and Chinese Evidence

何小钢 朱国悦

HE Xiao-gang ZHU Guo-yue

[摘要] 互联网使用会降低信息交流成本促进供应链整合、创新与市场竞争，进而影响企业库存。尽管以往研究从基础设施和宏观环境等视角探讨了企业库存的影响因素，但现有相关文献尚无关于中国情境下互联网如何影响企业库存的实证研究成果。笔者基于信息经济与企业库存理论，在厘清互联网影响企业库存的内在逻辑基础上，采用中国工业企业数据库（ASIF），综合运用多元线性回归分析、工具变量方法，实证分析互联网对中国制造业企业库存水平的影响及其理论机制。研究结果表明：互联网使用显著降低了企业库存水平；互联网通过促进供应链整合、提升创新能力和促进市场竞争三个渠道，有效地降低了企业库存水平。互联网的去库存效应表现出显著的异质性特征：互联网对非国有企业、小型企业和出口企业的库存水平的影响更加敏感，同时，互联网对上游行业和轻工业行业的企业库存水平降低效应更为突出。本研究从互联网这一新型信息技术的视角拓展了关于企业库存决策行为研究领域的学术探讨，丰富了关于企业经营及库存管理方面的相关文献，为企业加快互联网与制造业融合，降低库存水平、提高经营绩效提供了理论依据。

[关键词] 互联网 企业库存 供应链整合 企业竞争力

[中图分类号] F274 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 12-0119-14

Abstract: The use of the Internet will reduce the cost of information exchange and promote supply chain integration, innovation and market competition, thus affecting enterprise inventory. Although previous studies have discussed the influencing factors of enterprise inventory from the perspectives of infrastructure and macro environment, there is no empirical research on how the Internet affects enterprise inventory in the context of China. Based on the theory of information economy and enterprise inventory, the author makes an empirical analysis of the influence of Internet on the inventory level of Chinese manufacturing enterprises and its theoretical mechanism by using the China Industrial Enterprise Database (ASIF), multiple linear regression analysis and instrumental variable method. The results show that Internet use significantly reduced the level of enterprise inventory; the Internet has effectively reduced the inventory level of enterprises through three channels: promoting supply chain integration, enhancing innovation ability and promoting market competition. The destocking effect of the Internet shows significant heterogeneity: the Internet is more sensitive to the inventory level of non-state-owned enterprises, small enterprises and export enterprises, and the Internet is more prominent to reduce the inventory level of enterprises in upstream industry and light industry. From the perspective of Internet, a new information technology, this study expands the academic discussion on the research field of enterprise inventory decision-making behavior, enriches the relevant literature on enterprise operation and inventory management, and provides a theoretical basis for enterprises to speed up the integration of Internet and manufacturing, reduce inventory level and improve business performance.

Key words: Internet Enterprise inventory Supply chain integration Enterprise competitiveness

[收稿日期] 2021-08-16

[作者简介] 何小钢，男，1978年2月生，江西财经大学产业经济研究院副教授，博士生导师，经济学博士，主要研究方向为技术创新与企业成长；朱国悦，男，1995年10月生，江西财经大学产业经济研究院硕士研究生，研究方向为技术创新与产业发展。本文通讯作者为何小钢，联系方式为 nchxg@126.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“信息通讯技术与企业生产率：理论机制、实现路径与微观证据”（项目编号：71963017）；国家自然科学基金项目“机器人使用的就业与收入效应：理论机制、微观证据与政策设计”（项目编号：72163016）；南昌市社科重大招标课题“关于大力推动南昌数字经济与实体经济深度融合研究”（项目编号：ZDSK202102）；江西省研究生创新专项资金项目“互联网与出口产品质量提升——来自中国的微观证据”（项目编号：YC2020—S283）。

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

存货是企业持有的重要资产,1998年到2014年期间,中国工业企业存货占总资产的比重平均为18.38%,存货投资对经济增长和企业成长都具有重要的意义。从宏观上看,库存是GDP波动的主要来源之一(Bils和Kahn,2000^[1]),掌握库存变动规律对于理解和预测宏观经济运行状况大有裨益。从微观上看,库存直接影响企业的销售规模和运营成本,是企业经营规模和运营效率等综合竞争力的一个重要体现(Cannon,2008^[2];Capkun等,2009^[3];张勋等,2018^[4])。持有过多的存货会带来一系列成本,包括库存资金占用、房屋租赁及库存管理等费用(张勋等,2018^[4];李雨浓等,2020^[5]),并且还可能会因产品陈旧而出现存货滞销等问题,进一步增加企业经营成本和扩大经营风险。此外,过高的库存还会暴露企业经营过程中的问题,如低水平的生产工艺、工作平衡性差以及供应商拖欠等(Jacobs等,2004^[6]),给企业带来持续的负面影响。因此,库存是制约企业提升经营绩效和竞争力的重要因素,如何降低企业库存水平对提升企业竞争力至关重要。

现有文献关于企业库存的影响因素的研究,主要聚焦于两个方面:其一,从宏观视角研究企业库存的决定因素。研究者主要从基础设施、通货膨胀、利率波动、外资管制放松等宏观环境角度来探讨企业库存的影响因素(李涵和黎志刚,2009^[7];刘秉镰和刘玉海,2011^[8];饶品贵等,2016^[9];戴严科和林曙,2017^[10];张勋等,2018^[4];李雨浓等,2020^[5])。其二,从企业微观视角考察供应链管理、信息技术使用等因素对库存变动的影响。研究者从供应链管理的视角考察采购、交付与制造等与企业库存的关系(Oke和Szwajczewski,2005^[11])。Caglayan等(2012)^[12]发现,销售不确定性会增加企业库存。值得指出的是,近年来随着信息技术的兴起,在企业微观视角的研究中,部分文献初步探讨了信息技术应用对企业库存绩效的影响,但这些文献侧重于探讨库存管理效率在企业信息化与企业绩效之间的作用。也就是说,库存管理效率是作为企业信息化与企业绩效之间的一个中间变量,关于“企业采用信息技术对库存调整行为的直接影响”的相关研究仍然非常匮乏。企业采用互联网这类新型信息技术对企业库存产生怎样的影响?其影响机制和渠道如何?值得进一步深入研究。

特别是在中国情境下,企业的互联网普及程度对库存行为产生何种影响,尚未有文献探讨。

近年来,以互联网为代表的新一代信息通信技术迅猛发展,对经济社会发展产生了深远影响。互联网不但影响企业分工和生产效率,而且还影响技术进步、对外贸易和经济增长(严成樑,2012^[13];郭家堂和骆品亮,2016^[14];李兵和李柔,2017^[15];毛宇飞和曾湘泉,2017^[16];施炳展和李建桐,2020^[17])。随着网络强国建设以及“互联网+”行动计划等重大政策的出台,互联网将在未来很长一段时间对中国经济产生全方位的重大影响(施炳展和李建桐,2020^[17])。因此,从互联网这一视角探讨和识别互联网如何与制造业融合,进而降低企业库存水平、提升企业竞争力,具有重要的理论价值和实践意义。

互联网应用能够显著降低企业内部以及外部沟通的信息交流成本和协调成本,提高企业对市场需求的感知能力和供应链的灵活性。同时,企业互联网化降低了创新主体的信息获取成本,提高了企业的创新能力(沈国兵和袁征宇,2020^[18]),有利于企业产品竞争力的提升。那么,互联网的上述特征能否推动企业库存水平的下降?互联网对企业库存的具体影响效应如何,其推动机制是怎样的?对这一系列问题的解答,有助于丰富我们对实体经济降本增效的具体措施的理解。综上,笔者基于信息经济与企业库存理论,在厘清互联网影响企业库存的内在逻辑基础上,采用2001—2007年中国工业企业数据库(ASIF),综合采用多元线性回归分析、工具变量方法,实证分析互联网对中国制造业企业库存水平的影响,并从供应链整合、企业创新能力和市场竞争3个维度验证其理论机制。

二、理论机制与研究假设

互联网作为第三次科技革命的重要产物,其带来信息获取成本的下降对企业库存决策行为产生重要影响。现有文献与之相关的探讨主要集中在两方面:其一,互联网的使用会降低信息获取以及相关的复制成本,提升了创新主体的知识水平,从而推动企业内部技术升级,进而提高企业的创新能力以及产品技术复杂度(沈国兵和袁征宇,2020^[18];卢福财和金环,2020^[19])。其二,企业互联网化降低内、外部交流成本和搜寻成本,促进企业与外部的分工合作(施炳展和李建桐,2020^[17]),从而提升企业的供应链绩

效。同时,相关研究表明,互联网带来的信息获取成本和复制成本的降低会导致企业所面临外部市场环境的恶化(Yang等,2013^[20]),激烈的市场竞争会给企业带来诸多的不确定性,也会影响库存决策。

在上述的研究中,供应链绩效导致产品流动性的提升、创新能力带来产品竞争力的增强以及市场竞争带来的不确定性是影响企业库存变动的重要因素(Oke和Szwejczewski,2005^[11];Lee等,2015^[21];韩忠雪和周婷婷,2011^[22])。因此,基于已有研究,本文分别从供应链整合、创新能力和市场竞争这三个方面探讨互联网对企业库存的作用机制。

(一) 互联网、供应链整合与企业库存

互联网作为一种通用技术,能够显著降低企业内部以及外部沟通的信息交流成本,将企业内部的业务流程与外部的商务活动相结合(沈国兵和袁征宇,2020^[18]),以提升企业的供应链绩效,进而降低企业的库存水平。互联网提升企业的供应链绩效主要是通过整合供应链来实现,企业供应链的整合对降低库存有显著影响已被大量的理论和实证文献所证实:企业的供应链整合水平的提高是通过与供应链伙伴共享关键的加工信息来实现的,供应链整合水平越高,企业便可以对市场需求、交货时间和提高库存周转率做出更灵活的反应(Clark和Lee,2000^[23])。

而互联网可能会通过以下途径促进供应链整合并降低企业的库存水平:首先,互联网等相关信息技术改变了与交换相关的活动以及这些活动之间的联系(Palmer和Griffith,1998^[24])。一个企业的供应链可以分为一系列的主要活动:入库物流、出库物流、营销和销售、售后服务。在这些活动中,有些是组织内部的,有些是组织外部的,但所有的这些活动的主要目标都是为最终客户创造价值,为了实现这一目标必须进行组织内部和外部的整合。而使用互联网可以与供应链伙伴分享实时信息(如需求预测、生产计划信息等),促进与供应链伙伴之间的一体化协调(Karoway,1997^[25]),提高了生产与需求的匹配程度,从而提高了企业的供应链整合水平。其次,互联网促进供应链整合的论点也得到了交易成本经济学的进一步支持。交易成本经济学认为,企业间的合作与协调受到相关交易成本的限制,随着交易成本的增加,市场效率会降低,从而可能会导致市场价格的上

升(Coase,1937^[26])。影响交易成本的决定因素包括交易频率、不确定性和机会主义行为等。由于互联网能够提供准确、及时、可靠的信息,它能够替代传统的面对面的交流方式,减少了交易频率和信息的不确定性。同时,互联网也被证明是降低协调成本有效的手段(Nootboom,1992^[27])。因此,互联网降低了交易成本,促进了企业分工与合作,进而降低了企业的库存水平。由此,我们提出如下假说:

H1: 互联网通过提升供应链整合来降低企业的库存水平。

(二) 互联网、创新能力与企业库存

互联网能够降低企业获取信息的成本,以及相关复制成本(沈国兵和袁征宇,2020^[18]),为企业带来了大量的创新资源,使企业由原先的封闭式创新转变为开放式创新,从而提升企业创新能力(王金杰等,2018^[28])。

互联网带来的企业创新能力的提升可能会进一步通过以下途径影响企业的库存水平。首先,企业创新能力的提升使得其现有产品的质量得到了提高(李方静,2014^[29]),相比于之前的产品,现有产品的质量提升给企业带来了更大的市场需求。另一方面,创新能力的提升促进了企业生产技术复杂度的升级,使企业获得了先进的生产技术(卢福财和金环,2020^[19])。这些新工艺、新技术赋予了企业原有产品新的外观以及新的特性,满足了消费者定制化的需求,从而促进了更多的销售。进一步地,由于企业创新带来的产品质量的提升会增加消费者对企业的信任,从而带动了企业其他产品和服务的销售,最终降低企业整体的库存水平(Sadikoglu和Zehir,2010^[30])。其次,互联网带来的企业创新能力的提升不仅仅体现在生产和产品上,还体现在流程创新上。流程创新主要通过降低流动时间、提高生产的规范性以及降低安全库存来实现企业的低库存水平(Lee等,2015^[21])。从流动时间^①上来看,根据利特尔定律,如果企业通过流程创新来缩短流动时间,那么原材料、在制品和产成品的库存就会减少,库存周转率便会提高(Little,1961^[31])。从生产的规范性角度来看,在规范的生产过程中,可以减少生产线上的错误和缺陷,节省因丢弃有缺陷的零件或产品而造成的浪费,并提高产品质量的一致性。例如,被广泛使用的革命性的

① 流动时间,是指将原材料转化为成品所需的时间。自19世纪末以来,流动时间一直是衡量一个生产系统效率的关键指标。

生产过程管理制度 (JIT), 能够成功地消除生产过程中的缺陷 (Lieberman 和 Demeester, 1999^[32])。通过降低缺陷率, 公司可以减少因维修和返工所需的库存量, 稳定的产品质量也会减少客户的退货或换货。此外, “源头高质” 消除了广泛检查和潜在维修所需的额外时间, 从而减少了总流动时间, 进而减少流程中的库存。从安全库存的角度来看, 流程创新的一个主要好处就是缩短流动时间, 从而缩短生产准备时间。通过创新改进流程还可以减少提前期的变化。由于提前期更短、更稳定, 企业会设定一个较低的库存水平 (Stevenson, 2005^[33])。最后, 企业实现一项技术创新可能需要很长的时间, 但该技术并不能被原始创新者长时间保留, 可能会很快外溢到行业内的其他企业。尤其是在互联网的环境下, 企业可以从竞争对手或非营利机构的研究活动中获益, 这种外部性提高了整个行业的创新水平, 从而提升了行业内整体企业的经营绩效水平 (Lee 等, 2015^[21])。

由此, 我们提出如下假说:

H2: 互联网可以通过提升创新能力来降低企业的库存水平。

(三) 互联网、市场竞争与企业库存

现有企业形成市场进入壁垒的决定因素主要包括规模经济、绝对成本优势、转换成本和不完全信息等 (Yang 等, 2013^[20])。一方面, 互联网等信息技术的出现降低了企业获取相关信息的成本, 改变了以往信息不对称的格局 (施炳展和李建桐, 2020^[17]), 这将会吸引更多新企业进入市场。另一方面, 技术创新是在位厂商获得竞争优势的主要手段, 而互联网增强了企业的“模仿效应”, 导致这些新技术很容易被其他厂商所模仿, 使得原有的市场竞争水平变得更加激烈。这些企业在获得新技术之后也很容易占据市场, 因此市场扩张的过程中, 互联网会显著降低新企业的市场进入壁垒, 最终促进了整个行业的竞争 (Yang 等, 2013^[20])。

互联网带来的进入壁垒的降低导致更多的企业进入市场, 从而带来竞争效应并改变企业所面临的市场环境。面对激烈的市场竞争, 企业会充分考虑市场环境的变化而调整自己的微观行为 (姜付秀等, 2008^[34]; 刘凤委和李琦, 2013^[35])。存货作为企业投资决策的重要组成部分, 直接面向产品市场, 必然会受到激烈的市场竞争的影响。市场竞争可能通过以下 3 个途径来影响企业的库存: 首先, 从企业风险的

角度来看, 当市场集中度降低, 行业中竞争的企业数量增多且分散时, 产品的市场流动性随之变大, 而产品市场的流动性会减弱企业再购买的倾向性 (Hoberg 等, 2014^[36])。并且, 随着产品市场竞争程度的增加, 企业面临的经营风险和不确定性也会增大, 企业出于预防性动机机会采取相对保守的支出策略, 减少存货持有水平, 而增加现金拥有量 (韩忠雪和周婷婷, 2011^[43]), 以保持财务的灵活性来应对市场上激烈的竞争。其次, 从企业成本的角度来看, 企业持有存货有诸多成本, 如储存成本、缺货成本等, 但企业除了需要考虑上述成本外, 还需要考虑持有存货的机会成本以及存货的预期收益 (Akhtar, 1983^[37])。随着产品市场的竞争程度增加, 企业面临的特质性风险也会显著增加 (吴昊旻等, 2012^[38]), 从银行获得贷款的成本也会越高, 此时企业增加存货的资本成本相对较高。因此, 在产品市场竞争激烈的行业中, 由于企业持有过多的存货, 流动资金便相对匮乏, 其所面临的投资机会的损失风险也就越大, 持有存货的机会成本也就增加。此时, 企业会相应地减少存货持有水平。最后, 从企业收益的角度来看, 随着产品市场的竞争程度增加, 各企业之间很可能出现价格战或营销战, 产品价格的波动会变得很难预测。此时, 企业如果增加存货将不利于产品销售和相关成本的控制, 进而影响企业的营业利润。因此, 当持有存货的成本大于未来产品的销售利润时, 企业持有存货的获利动机降低, 从而减少存货的持有水平。

由此, 我们提出如下假说:

H3: 互联网可以通过促进市场竞争来降低企业的库存水平。

三、研究设计

(一) 计量模型

为检验互联网对企业库存的影响, 本文建立如下模型:

$$\ln V_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln email_{s,t-1} + \beta_2 X_{i,s,j,t} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $\ln V_{i,t}$ 表示企业非产成品库存的自然对数; 解释变量 $\ln email_{s,t-1}$ 表示省份层面企业互联网普及率的自然对数, 由于互联网融入生产存在时间上的滞后 (Devaraj 和 Kohli, 2000^[39]; 沈国兵和袁征宇, 2020^[18]), 同时为避免反向因果等内生性问题, 我们将互联网普及率取滞后一期纳入模型; $X_{i,s,j,t}$ 为企业和省份层面

的相关控制变量； θ_i 为企业固定效应； δ_t 为时间固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 表示误差项；下标 i 表示企业， s 表示企业所在省份， j 表示企业所在的行业， t 表示年份。

(二) 变量构建与说明

1. 被解释变量。

本文实证模型的被解释变量为企业 i 在年份 t 的非产成品库存的自然对数。企业的库存可以分为原材料库存、半成品库存和产成品库存。考虑到非产成品库存的波动能够更好地体现企业生产决策的变化(李雨浓等, 2020^[5])，此外，根据 1998—2007 年中国工业企业数据库计算得出，企业的非产成品库存占到了总库存的三分之二以上。因此，本文根据研究目的和可获得的数据，并参考李涵和黎志刚(2009)^[7]、李雨浓等(2020)^[5]的做法，使用企业的非产成品存货作为被解释变量，该指标等于企业总库存减去产成品库存。下文中均用存货指代非产成品存货。此外，为了增强回归结果的稳健性，本文还使用企业非产成品存货在存货中的占比($\ln Vr$)作为被解释变量，从存货结构的角度来考察互联网对企业库存的影响。

2. 核心解释变量。

对于本文的核心解释变量 $lmemail$ ，我们借鉴施炳展和李建桐(2020)^[17]的做法，使用各省份的企业互联网普及率的自然对数衡量。该指标等于省份 s 在年份 t 拥有电子邮箱的样本企业数除以样本企业总数再取自然对数。 $lmemail$ 的值越大，说明该省份的企业互联网普及率越高。而对于企业是否拥有企业邮箱的识别，本文参考李兵和李柔(2017)^[15]的方法，利用企业的邮箱中是否包含了@这一特征字段来识别：如果包含了该字段，则认为企业拥有电子邮箱，否则认为企业没有电子邮箱。由于企业对于是否拥有电子邮箱可能会存在漏报，并且即使企业没有电子邮箱也可能会使用互联网。因此，用企业邮箱计算的省份层面企业互联网普及率可能低估了现实水平(李兵和李柔, 2017^[15])，本文后续的实证结果可以视作互联网对企业库存水平影响的一个下限。此外，考虑到核心解释变量的测量误差可能会对实证结果的可靠性产生影响，本文利用《中国工业企业数据库》中企业网址^①的数据重新构建省份层面的企业互联网普及率： $lmweb$ ，用企业网址计算的省份层面的企业互联

网普及率，等于省份 s 在年份 t 拥有企业网址的样本企业数除以样本企业总数再取自然对数。由于企业电子邮箱和网址都是反映互联网程度的重要指标，所以我们利用企业电子邮箱和企业网址数据计算了一个综合指标来反应省份层面的互联网普及率： $lminternet$ ，利用 $lmemail$ 和 $lmweb$ 的算数平均值的对数表示。所有变量均取滞后一期进入模型。

3. 控制变量。

考虑到还有很多其他的因素会影响企业的库存水平，本文选取了一系列企业层面的控制变量，以控制企业自身存在的可能会影响企业库存的特征。这些控制变量包括：企业年龄($\ln age$)，用年份 t 减去企业开业年份后加 1 再取对数表示；固定资产净值($\ln fa$)，用企业 i 在年份 t 时的固定资产净值的对数表示；企业销售额($\ln indsale$)，用企业 i 在年份 t 时的销售额的对数表示；本年折旧($\ln depret$)，用企业 i 在年份 t 时的本年折旧的对数表示；利润总额($\ln pi$)，用企业 i 在年份 t 时的利润总额的对数表示；国有资本占比($\ln stateshare$)，用企业 i 在年份 t 的国有资本占实收资本的比重的对数表示；企业负债($\ln debt$)，用企业 i 在年份 t 时的销售额的对数表示；企业员工数($\ln employes$)，用企业 i 在年份 t 的雇员数的对数表示；补贴收入($\ln subsidy$)，用企业 i 在年份 t 时的补贴收入的对数表示；长期投资($\ln invest$)，用企业 i 在年份 t 时的长期投资的对数表示；地理聚集程度($\ln proemp$)，表示省份 s 行业 j 在年份 t 的地理集聚程度。理论上企业地理聚集程度越高，有利于降低企业之间的运输成本(施炳展和李建桐, 2020^[5])，因此有利于降低企业的库存。其计算公式为：

$$proemp_{s,j,t} = \sum_i [employee_{i,t} \times (output_{i,t} / output_{s,j,t})] \quad (2)$$

其中 $employee_{i,t}$ 为企业 i 在年份 t 所拥有的员工数量， $output_{i,t}$ 为企业 i 在年份 t 的工业总产值， $output_{s,j,t}$ 为省份 s 行业 j 在年份 t 所有样本企业的工业总产值之和。

由于其他的基础设施和通信手段可能会对企业库存产生影响(李涵和黎志刚, 2009^[7]；刘秉镰和刘

① 识别企业是否拥有网址的方法与识别企业有无电子邮箱的方法类似，如果企业网址中包含了“www、WWW、com、COM、cn、CN、HTTP、http”这些字段，则认为该企业拥有网址，否则认为没有。具体识别方法可参考李兵和李柔(2017)^[15]、施炳展和李建桐(2020)^[17]。

玉海, 2011^[8]), 为了保证后续回归结果的稳健性, 本文加入了一些省份层面的控制变量, 以防遗漏一些重要的因素。这些变量包括: 省份层面公路密度 ($\lnroad$), 用省份 s 在年份 t 的公路总里程与该省份的总面积的比值并取对数表示; 省份层面铁路网密度 ($\lnrail$), 用省份 s 在年份 t 的铁路总里程与该省份的总面积的比值并取对数表示; 省份层面移动电话普及率 ($\lnmobile$), 用省份 s 在年份 t 的移动电话用户数量与人口总数的比值并取对数来表示; 省份层面固定电话普及率 ($\lnitele$), 用省份 s 在年份 t 的固定电话用户数量与人口总数的比值并取对数来表示。

4. 机制变量。

本文还选取了一些机制变量, 分别对假说 H1~H3 进行检验。这些变量包括: 供应链整合 ($\lnsupply$), 用企业 i 在年份 t 的中间品投入与其工业总产值的比重再取对数值表示。竞争效应用了两个指标来衡量, 分别为行业中企业数目的对数值 ($\ln N$) 和行业平均毛利润的对数值 ($\ln gross$), 其中行业平均毛利润是用行业总毛利润与行业企业总数的比值表示。创新效

应 ($\ln inno$), 利用企业 i 在年份 t 获得的专利授权数的对数表示。

(三) 数据说明与描述性统计

本文的数据来源主要有三个: 第一, 企业创新效应的衡量指标: 专利授权数量的数据来源于中国国家知识产权局, 本文参照寇宗来和刘学悦 (2020)^[40]的方法, 将专利数据和中国工业数据库进行合并。第二, 省份层面的相关控制变量数据来源于《中国统计年鉴》, 并与工业企业数据库进行合并。第三, 被解释变量、解释变量以及相关企业层面的控制变量等的的数据均来源于 2001—2007 年《中国工业企业数据库》, 该数据库涵盖了所有国有和非国有的年销售额超过 500 万元的企业的数据。同时, 参照聂辉华等 (2012)^[41]的做法, 剔除了一些不合理的观察值。此外, 由于统计局在 2002 年前后采取的是不同的产业分类标准, 我们参照 Brandt 等 (2012)^[42]的方法, 对 2002 年前后的企业的行业 4 位码进行调整和统一。经过整理后, 最终我们得到了 1 468 791 条观察值, 346 045 家企业所组成的面板数据。相关的描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln V$	1 468 654	5.911	3.156	0.000	16.870
$\ln Vr$	1 386 429	0.411	0.243	-5.035	4.181
$\ln email$	1 468 791	0.096	0.067	0.000	0.331
$\ln web$	969 081	0.120	0.042	0.017	0.294
$\ln internet$	969 081	0.125	0.046	0.014	0.273
$\ln age$	1 467 083	2.086	0.852	0.000	7.604
$\ln fa$	1 468 785	8.335	1.932	0.000	18.830
$\ln indsale$	1 468 791	9.935	1.749	0.000	19.050
$\ln depret$	1 468 045	5.589	2.305	0.000	16.320
$\ln pi$	1 202 036	6.369	2.348	0.000	18.590
$\ln stateshare$	1 449 839	0.074	0.206	-2.787	1.823
$\ln debt$	1 468 461	8.979	1.951	0.000	18.190
$\ln employes$	1 458 894	4.823	1.125	0.000	13.250
$\ln subsidy$	1 468 157	0.735	2.009	0.000	14.220
$\ln invest$	1 468 530	1.065	2.690	0.000	19.850
$\ln proemp$	1 468 791	7.194	1.089	2.773	11.360
$\ln road$	1 468 791	-0.536	0.599	-3.544	0.575
$\ln rail$	1 467 579	-4.128	0.575	-7.624	-2.639
$\ln mobile$	1 468 791	-1.178	0.640	-3.151	-0.019

续前表

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnlele</i>	1 468 791	-1.288	0.431	-2.889	-0.488
<i>lngross</i>	1 455 772	7.974	0.945	0.000	16.900
<i>lnN</i>	1 468 791	6.892	1.161	0.000	9.254
<i>lnsupply</i>	1 452 005	0.556	0.118	-1.411	8.326
<i>lninno</i>	775 577	0.520	0.492	0.000	2.197

注：由于《中国工业企业数据库》只在2004年以后提供企业网址的数据，所以基于企业网址数据计算的指标（*lmweb*、*lminternet*）的样本量明显小于 *lmemail*。

四、实证分析

（一）基准回归

本文使用2001—2007年中国工业企业数据，对方程（1）进行估计，表2报告了互联网对企业库存的基准回归结果。列（1）是在未加入控制变量，只控制了企业固定效应和年份固定效应的情况下，互联网对企业库存的影响系数在1%的水平上显著为负，互联网普及率的提高总体上可以降低企业库存的水平。同时，列（2）、列（3）分别加入企业年龄、固定资产净值、销售额、本年折旧、利润总额、企业负债等控制变量，以及控制省份固定效应和行业固定效应后，互联网的估计系数仍在1%的显著性水平上为负，初步证实了互联网对企业库存水平产生了显著的负向作用。

就控制变量而言，企业年龄、固定资产净值、销售额以及从业人数对企业库存水平的影响显著为正，这是因为随着这些变量的不断增加，表明企业的规模的不断扩大以及市场份额的不断提升，企业为了确保能够迎合市场需求，便会不断增加原有仓库的存货，同时也可能增加库存点，从而提高了企业的库存水平。本年折旧对企业库存的影响为正，表明企业当年的折旧越高，越会增加生产的错误和缺陷，增加企业因返工和维修所需的库存。企业利润对企业库存的影响为负，这也符合我们的预期：企业利润越高表明企业面临越为宽松的财务约束，从而减少了企业的应急库存。企业的国有资本占比系数为负，说明企业的国有资本占比越高，越会给企业带来“声誉效应”，从而促进企业的销售，减少企业的库存。企业负债和补贴收入的系数显著为正，说明企业负债和受到的补贴越高，意味着其经营绩效也就越差，从而积压的库存也就越多。企业长期投资对企业库存的影响显著为正，说明企业增加其长期投资，也会促进存货的增

加。地理聚集程度的系数不显著，这与我们的预期不符，可能的原因在于，地理聚集程度随时间变化较小，从而该变量对企业库存水平的影响在一定程度上被企业固定效应或省份固定效应所吸收。

表2 基准回归

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	<i>lnV</i>	<i>lnV</i>	<i>lnV</i>
<i>lmemail</i>	-0.963 *** (0.126)	-1.166 *** (0.143)	-1.186 *** (0.143)
<i>lnage</i>		0.030 *** (0.010)	0.030 *** (0.010)
<i>lnfa</i>		0.040 *** (0.006)	0.040 *** (0.006)
<i>lnindsale</i>		0.103 *** (0.007)	0.103 *** (0.007)
<i>lndepret</i>		0.041 *** (0.003)	0.041 *** (0.003)
<i>lnpi</i>		-0.008 *** (0.003)	-0.008 *** (0.003)
<i>stateshare</i>		-0.091 ** (0.038)	-0.093 ** (0.038)
<i>lndebt</i>		0.259 *** (0.005)	0.259 *** (0.005)
<i>lnemployees</i>		0.267 *** (0.010)	0.266 *** (0.010)
<i>lnsubsidy</i>		0.033 *** (0.002)	0.033 *** (0.002)
<i>lninvest</i>		0.010 *** (0.002)	0.009 *** (0.002)
<i>lnproemp</i>		0.002 (0.004)	-0.006 (0.006)
企业固定效应	是	是	是
行业固定效应	否	否	是

续前表

	(1)	(2)	(3)
省份固定效应	否	否	是
年份固定效应	是	是	是
<i>N</i>	1 098 560	871 385	871 362
<i>R</i> ²	0.678	0.696	0.696

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号内为企业层面聚类稳健标准误，下同。由于控制企业固定效应相较于控制省份和行业固定效应更为保守，因此在下文中均控制年份和企业固定效应而不控制省份和行业固定效应。

(二) 稳健性检验

为了增强实证结果的严谨性，本文做了如下稳健性检验。

1. 替换核心解释变量。

考虑到使用样本企业的电子邮箱普及率计算省份层面的互联网普及率可能存在较大的测量误差。为了排除测量误差对估计结果的干扰，我们利用企业网址数据重新计算省级互联网普及率 (*lmweb*) 以及融合企业电子邮箱和网址构建的 *lminternet* 作为省级互联网普及率的代理指标重新进行回归，回归结果见表3列(1)、列(2)。表3列(1)和列(2)的核心解释变量分别为 *lmweb* 和 *lminternet*，被解释变量为企业库存水平。回归结果显示，在考虑了核心解释变量的测量误差后，互联网对企业库存的影响依然显著为负。

表3 稳健性检验1

	(1) 用网址替代 邮箱	(2) 用网址、邮箱 均值	(3) 非产成品 存货占比
被解释变量	<i>lnV</i>	<i>lnV</i>	<i>lnVr</i>
<i>lmweb</i>	-0.942 *** (0.167)		
<i>lminternet</i>		-0.638 *** (0.215)	
<i>lmemail</i>			-0.171 *** (0.012)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
<i>N</i>	544 621	544 621	824 394
<i>R</i> ²	0.696	0.755	0.629

2. 使用非产成品存货占比作为被解释变量。

本文借鉴李雨浓等(2020)^[5]的做法，从企业存货结构的角度进行考察，使用非产成品存货在总存货中的比重作为被解释变量，对模型再次进行回归。表3列(3)报告了使用非产成品存货占比作为被解释变量的回归结果。结果显示，无论是从企业存货的绝对量的角度进行考察还是从相对量的角度进行考察，互联网均会显著降低企业的库存水平。

3. 剔除存活小于3年的企业和使用平衡面板。

互联网等信息技术的出现会加剧市场竞争，竞争效应会使一些企业因经营不善而倒闭，这些企业的存货可能会出现异常的波动，因此本文从样本中剔除存活年份小于3年的企业后再进行回归，回归结果如表4列(1)所示。结果显示，互联网对存活3年及以上的企业都显著降低了其库存水平。

进一步地，由于在中国工业企业数据库中，只有年销售额超过500万的企业才会参与调查。当公司规模缩小、破产或被其他公司收购时，它们就会退出调查，现有企业成长到符合数据库进入条件时，也会被纳入调查，因此行业内企业的频繁流动可能会对企业的库存水平产生影响。为了排除行业内新企业的进入和老企业的退出对估计结果的干扰，本文保留2001—2007年的平衡面板数据再次进行估计，结果如表4列(2)所示。结果显示，在保留了平衡面板数据之后，互联网依然能够显著降低企业的库存水平。

4. 加入其他通信、运输指标。

在以上的分析中，本文并未考虑其他类型的通讯以及运输手段的作用。如果其他类型的通信或者运输手段能够代替甚至超越互联网的作用，那么专门研究互联网对企业库存的影响就没有太大的意义。因此本文通过加入其他类型的通信和运输指标来考察这些指标与互联网对企业库存影响的异同，回归结果如表4列(3)所示。

表4列(3)在基准回归的基础上进一步加入了省份层面的移动电话普及率 (*lnmobile*)、固定电话普及率 (*lnitele*)、公路密度 (*lnroad*) 以及铁路密度 (*lnrail*)。回归结果表明，即使在加入了其他类型的通信和运输指标后，互联网对企业库存水平的影响依然显著为负，这说明互联网能够独立于其他类型的通信和运输手段对企业库存水平产生显著的负向影响。从其他类型的通信和运输指标的系数来看，移动电话

普及率 (*lnmobile*) 对企业库存的影响显著为负,但是与互联网的作用相比,其影响较小,可能的原因在于:移动电话所能传递的信息较少,而互联网不仅能够传递大量的信息,并且传递的信息种类相比于移动电话也丰富得多(施炳展和李建桐,2020^[17]),从而更有利于企业拓宽销售渠道,降低库存水平。固定电话普及率 (*lnitele*) 的系数显著为正,这与我们的预期相反,这可能是因为在2001—2007年移动电话逐渐兴起,替代了固定电话所发挥的作用,因此固定电话出现大量的闲置(郑世林等,2014^[43]),固定电话普及率对企业库存影响显著为正就是固定电话资源闲置效应的体现。公路密度 (*lnroad*) 和铁路密度 (*lnrail*) 对企业库存的影响都比互联网的作用要小,这可能是因为它们只通过降低企业的运输成本和提高企业的运输效率来降低企业的库存水平,而并不能像互联网那样拓宽企业的销售渠道,从而对企业库存的影响较小。

表4 稳健性检验2

	(1) 剔除小于 3年样本	(2) 平衡面板	(3) 加入其他通信、 运输指标
被解释变量	<i>lnV</i>	<i>lnV</i>	<i>lnV</i>
<i>lmemail</i>	-1.166*** (0.143)	-0.972*** (0.219)	-2.548*** (0.154)
<i>lnroad</i>			-0.245*** (0.026)
<i>lnrail</i>			-0.589*** (0.063)
<i>lnmobile</i>			-0.820*** (0.045)
<i>lnitele</i>			0.183*** (0.065)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
<i>N</i>	871 362	313 036	870 861
<i>R</i> ²	0.696	0.641	0.696

5. 内生性讨论。

内生性问题的存在,会使本文的计量模型的估计结果有偏和不一致。一方面,本文采用滞后一期的互

联网普及率,虽然能在一定程度上解决反向因果等内生性问题,但是该方法的一个重要缺点是会遗漏当期有用的信息。另一方面,虽然我们控制了其他可能影响企业库存的变量,但还会遗漏某些对企业库存有影响的重要变量。因此,我们在实证分析互联网对企业库存的影响时,必须考虑内生性的问题。

对于上述存在的内生性问题,本文采取工具变量来解决。为此,本文选取1985年人均邮电业务总量 (*perpost*) 作为企业互联网普及率的工具变量。选取该工具变量的合理性在于:一方面,人均邮电业务总量代表了该地区的电信基础设施水平,也必将会影响该省份的互联网发展水平;另一方面,滞后期的历史数据并不会对样本期内的企业库存水平产生影响。

工具变量的两阶段回归结果见表5。第一阶段的回归结果表明, *perpost* 与 *lmemail* 在1%的水平上显著正相关,同时,本文也进行了工具变量识别不足和弱工具变量检验,这共同表明了本文工具变量的合理性。第二阶段的回归结果表明,在克服了内生性问题之后,互联网对企业库存的影响依然显著为负,并且系数更大,这进一步说明本文的基本结论是可靠的。

表5 工具变量回归

	第一阶段	第二阶段
被解释变量	<i>lmemail</i>	<i>lnV</i>
<i>lmemail</i>		-9.246* (5.047)
<i>perpost</i>	0.002*** (0.000)	
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
<i>N</i>	880 581	880 581
<i>R</i> ²	0.926	0.020
Kleibergen-Paap	4.306	
LM statistic	[0.038]	
Kleibergen-Paap	57.122	
Wald <i>F</i> statistic	{16.380}	

注: Kleibergen-Paap LM 检验为工具变量识别不足的检验, [] 内为 *P* 值; Kleibergen-Paap Wald *F* 检验为弱工具变量检验, { } 内 Stock-Yogo 弱工具变量在10%显著水平的临界值。

五、进一步分析：影响机制及异质性检验

(一) 机制检验

上述分析较为全面地揭示了互联网对企业库存的作用，但是并没有对“互联网如何影响企业库存？”这一问题给出明确的答案。为进一步厘清互联网影响企业库存调整的传导机制，本文将从供应链整合、创新效应和竞争效应三个渠道检验互联网对企业库存的影响。

1. 供应链整合效应。

互联网等信息技术的出现，一方面降低了企业之间的信息交流成本，使企业之间可以通过互联网分享实时信息，促进了企业供应链的一体化协调，另一方面降低了交易成本，增加了企业之间的分工与合作，从而导致供应链伙伴对本企业产品的需求增加，继而影响企业的非产成品存货。因此，本文使用中间品投入与工业总产值的比值作为供应链整合的代理变量。需要说明的是，《中国工业企业数据库》中的中间品投入主要是指外购中间品投入，并不包含自身生产的中间品投入。因而我们可以用该指标来表示企业供应链端的分工与合作。为了对供应链整合的机制进行实证检验，本文构建如下计量模型：

$$\ln supply_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 lmemail_{s,t} + \alpha_3 X_{i,s,j,t} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中， $\ln supply_{i,t}$ 为中间品投入与工业总产值的比值的自然对数，其余变量与模型（1）相同（下同）。回

归中均加入了企业层面的控制变量、企业固定效应和年份固定效应，具体回归结果见表6列（1）。结果显示，互联网与企业供应链整合显著正相关，这说明互联网促进了企业之间的分工与合作，进而降低了企业的非产成品存货。假说1得证。

2. 创新效应。

互联网使得企业由原来的封闭式创新转变为开放式创新，不仅提升了企业产品的竞争力，还提升了企业生产流程的规范性和安全性，进而提高了企业的库存周转率。本文参考王金杰等（2018）^[28]的研究，使用专利授权数量来衡量企业的创新能力。主要的原因在于：第一，无论是发达国家还是发展中国家，创新演进的过程依旧是引进、模仿和吸收，专利是创新能力最好的衡量指标。第二，由于许多地方政府会以企业专利申请数作为奖励企业创新的标准，因此会出现许多虚假申请以及不合格申请的情况，如果使用专利申请数作为企业创新的代理指标，会使企业创新的测度失真。而专利授权数则是根据专利的创造性标准由国家知识产权局审核通过的，可以部分避免上述问题。因此，本文建立如下计量模型对创新效应的机制进行实证检验：

$$\ln inno_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 lmemail_{s,t} + \gamma_3 X_{i,s,j,t} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中解释变量 $\ln inno_{i,t}$ 为企业专利授权数的自然对数，这一指标越大，表明企业的创新能力越高。回归结果如表6列（2）所示，互联网与企业专利授权数在5%的显著性水平上正相关，这表明互联网显著促进了企业创新能力的提升。假说2得证。

表6

机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	$\ln supply$	$\ln inno$	$\ln gross$	$\ln N$
$lmemail$	0.071 *** (0.005)	0.090 ** (0.045)	-0.680 *** (0.029)	0.089 ** (0.038)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	869 081	406 712	865 423	871 414
R^2	0.553	0.367	0.852	0.832

3. 市场竞争效应。

互联网也会通过市场竞争来影响企业的库存。一方面，互联网拓宽了企业获取信息的渠道，降低了新

企业进入的门槛。另一方面，互联网增强了企业之间的“模仿效应”，使技术创新很容易被在位厂商和新企业所模仿，让原本的市场竞争变得更加激烈。由于

市场竞争程度的增加,企业会从成本、收益和风险的角度考虑,降低自身的存货水平,以避免更大的损失。

本文选取行业中企业数目和行业平均毛利润作为市场竞争的代理变量。如前所述,互联网会降低行业的进入壁垒,会有更多的新企业进入。此外,市场竞争程度增加的一个典型特征为行业平均毛利润降低。因此,本文建立如下计量模型对市场竞争机制进行检验:

$$\ln N_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 \ln \text{memail}_{s,t} + \rho_3 X_{i,s,j,t} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\ln \text{gross}_{i,t} = \tau_0 + \tau_1 \ln \text{memail}_{s,t} + \tau_3 X_{i,s,j,t} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中 $\ln N_{i,t}$ 和 $\ln \text{gross}_{i,t}$ 分别代表行业中企业数目的对数、行业平均毛利润的自然对数。如果互联网能够增加市场竞争程度,那么式(5)的系数 ρ_1 应显著为正,而式(6)的系数 τ_1 的系数应显著为负。回归结果见表6列(3)和列(4)。结果显示,互联网显著增加了行业中企业的数目,并且降低了行业平均毛利润,表明互联网显著增加了市场竞争程度。假说3得证。

(二) 异质性检验

根据前文的分析发现,互联网能够显著降低企业的库存水平,但之前的分析并没有对样本企业的类型进行区分,从而有可能掩盖样本企业之间的异质性。由于企业所有权不同以及所在行业的不同,互联网对企业库存的影响也可能有所区别,尤其是行业特征会造成企业库存之间的显著差异。因此,在该部分本文进一步从企业层面和行业层面检验互联网对企业库存的异质性影响。

1. 按企业层面分组。

按照企业自身的性质,以企业所有权性质、企业

规模和企业是否出口进行分样本回归。其中,企业所有权性质的划分是借鉴 Hsieh 和 Song (2015)^[44] 的做法,通过计算 2001—2007 年样本期间内企业平均的资本组成结构,将国有资本所占份额大于 0.5 的企业定义为国有企业,其他的为非国有企业。企业规模是按照国家统计局 2017 年发布的《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》,对样本企业的规模重新进行了划分。出口与非出口企业的划分是通过企业在基期 2001 年是否出口来定义的,如果企业出口值大于 0,则定义为出口企业,否则为非出口企业。

表7列(1)、列(2)分别报告了以国有企业和非国有企业为子样本的回归结果。从中可以看到,在非国有企业的子样本回归中,互联网对企业库存的影响显著为负,而在国有企业的子样本回归中不显著。可能的原因在于,国有企业的存货不一定是企业最大化利益的结果,而往往带有一定的计划色彩,即便互联网促进了企业之间的交流,国有企业的存货仍然缺乏变动的灵活性。与国有企业相比,外资企业与民营企业更容易受到市场激励,利用互联网增加企业之间的分工合作,拓宽销售渠道,提升自身的库存绩效。表7列(3)~列(5)根据企业规模将样本区分为大型企业、中型企业和小型企业。分别对其子样本回归后发现,互联网对小型企业的库存影响最大,中型企业次之,而大型企业不显著,分析其原因在于大型企业大多存在垄断性特征,本身具有一定的声誉效应,其销售渠道以及与其他企业合作可能并不依赖于互联网。表7列(6)、列(7)根据是否出口将样本划分为出口企业与非出口企业。对子样本回归后发现,出口企业的库存受互联网的影响相较于非出口企业更大,这是因为相比于非出口企业,互联网不仅增加了出口企业国内的销售渠道,还拓宽了其海外销售渠道。

表7 企业层面的异质性检验

	(1) 国有	(2) 非国有	(3) 大型	(4) 中型	(5) 小型	(6) 出口	(7) 非出口
被解释变量	$\ln V$	$\ln V$	$\ln V$	$\ln V$	$\ln V$	$\ln V$	$\ln V$
$\ln \text{memail}$	0.185 (0.518)	-1.261 *** (0.149)	0.490 (0.619)	-0.701 * (0.392)	-1.374 *** (0.161)	-3.000 *** (0.229)	-0.227 *** (0.182)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	53 628	817 757	37 891	130 152	680 066	350 318	521 067
R^2	0.799	0.687	0.716	0.678	0.665	0.697	0.680

2. 按行业层面分组。

本文进一步讨论了互联网对不同行业的企业库存水平的异质性影响,根据企业所在的行业性质,将样本分为上游企业、中下游企业以及重工业和轻工业。表8列(1)、列(2)显示了上游企业和中下游企业的分样本估计结果、结果显示互联网对上游和中下游企业的库存水平均有显著的负向影响,且对前者的影响更大。这是因为本文研究的库存为非产成品库存,

而上游企业的库存多为原材料库存,因此互联网对上游企业库存水平的影响更为显著。表8列(3)、列(4)分别显示了重工业与轻工业的子样本回归结果。从中可以看出,轻工业行业的企业库存受互联网的影响相较于重工业企业更大。这是由重工业和轻工业的行业属性所决定的,即轻工业行业的企业存货调整相比于重工业企业更为容易,对互联网的反应更为敏感。

表8 行业层面的异质性检验

	(1) 上游	(2) 中、下游	(3) 重工业	(4) 轻工业
被解释变量	$\ln V$	$\ln V$	$\ln V$	$\ln V$
<i>lmemail</i>	-1.426 *** (0.242)	-1.172 *** (0.181)	-0.458 ** (0.187)	-2.223 *** (0.229)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	304 120	542 151	471 482	374 497
<i>R</i> ²	0.702	0.700	0.712	0.685

六、研究结论与展望

(一) 研究结论

企业库存决策行为一直都是战略管理研究和实践的热点问题,虽然现有研究对信息技术与库存绩效的关系进行了初步的探讨(Shah和Shin, 2007^[45]; Mishra等, 2013^[46]),但关注信息技术对库存变动的影响机理以及不同企业间差异性的研究仍然不足。本文以2001—2007年中国工业企业数据库为研究样本,实证检验了互联网使用对企业库存调整行为的影响效应,并检验了其作用条件和影响机制。通过研究,本文主要得出以下结论。

第一,互联网的使用能够有效降低中国制造业企业的库存水平。现有研究并未针对互联网对企业库存变动的影响机理进行详细探讨。本研究则利用中国工业企业数据库等多个数据库,检验了企业互联网化对库存变动的影响,并探究了其影响机制。研究发现,互联网的使用去库存效应主要是通过供应链整合、创新能力提升和促进市场竞争3个渠道来实现。

第二,企业互联网化降低了企业之间的信息交流成本和交易成本,通过与供应链伙伴分享实时信息,提高生产与需求的匹配程度以及降低不确定性等带来

的成本,促进企业与外部的分工合作,以提高库存绩效。互联网的使用还会通过开放式创新,提高企业的创新能力,进而提升产品质量、赋予产品新的特性以及通过流程创新拓宽企业的市场销售渠道,最终降低库存。进一步地,互联网的使用还会降低行业进入壁垒,从而使行业内竞争更加激烈,企业出于利润最大化的考虑,会增加现金持有量、减少存货的机会成本,减少企业持有的库存量。

第三,互联网使用的去库存效应在不同企业和不同行业效果不一样。从企业层面上看,互联网对库存水平的影响在非国有企业、小型企业和出口企业更为敏感。这表明,与国有企业相比,外资企业与民营企业更容易受到市场激励,能更为有效地利用互联网增加企业之间的分工合作,拓宽销售渠道,提升自身的库存绩效。从行业层面上看,互联网对上游行业和轻工业行业企业的库存水平降低效应更为突出。这说明,应该根据企业性质以及行业特征制定去库存政策。

(二) 管理启示

从本研究及其结论中,我们得到如下主要管理启示。

第一,企业在“互联网+”背景下应充分利用互

联网思维的管理模式,完善企业内部管理,积极融入互联网的新商业模式中。随着互联网降低了信息交流的门槛和大数据管理的兴起,一方面,企业管理人员要依靠互联网实时监控库存的变化,通过互联网的数据库管理功能实现精细化和动态化的库存管理。另一方面,利用互联网带来的新商业模式,加强与供应商之间的合作,并利用互联网的开放式创新条件,提升自身的创新能力,以应对激烈的市场竞争,抢占市场份额,提高企业的库存绩效。

第二,不同企业在新一轮互联网浪潮中应该有针对性地制定发展战略。根据本文的研究结论,不同类型的企业应用互联网对其库存水平有着不同的影响,总体来说,互联网更能降低非国有企业、小型企业以及出口企业的库存水平。因此,从企业发展的角度来看,其他对互联网不敏感的企业应通过加大核心技术创新的投入、加大高端人才的培养等方式,提高产品的核心竞争力,避免在“互联网+”背景下失去竞争力,从而实现长远的发展目标。

第三,地方政府要鼓励和引导制造业企业加强对互联网的应用,以提高本地区的企业互联网普及率。通过鼓励互联网与制造业企业的融合发展,促进企业

降本增效,推进企业转型升级。中央政府应缩小各地区之间互联网普及率的差距,避免因互联网普及率的差异引起各地区企业经营绩效更大的差距。企业则应根据自身条件,积极利用当地城市的新型互联网基础设施溢出效应,提高核心产品竞争力。

(三) 局限与展望

本文探讨了互联网使用对企业库存决策行为的影响,并进一步分析了互联网对企业库存的作用机制以及不同企业和行业类型间的异质性,研究局限与展望主要归结为以下方面。第一,限于研究主题,本文仅从企业库存的角度考察了互联网使用的经济效应,随着数据的可获得性的增加以及研究的深入,未来的研究还可以从企业管理模式创新、人力资源管理优化、供应链管理模式的等其他角度深化和拓展互联网的经济效应。第二,本文从供应链整合、市场竞争和创新效应三方面研究了互联网的去库存效应,除了这三个机制之外,还存在诸如市场势力、地理区位、基础设施等影响互联网降低企业库存水平的其他因素,这些因素与互联网的交互效应有待于进一步探索,限于篇幅,本文并未对此进行详细挖掘,这也为未来的研究提供了空间。

参考文献

- [1] Bills M, Kahn J A. What Inventory Behavior Tells Us about Business Cycles [J]. The American Economic Review, 2000, 90 (3): 458-481.
- [2] Cannon A R. Inventory Improvement and Financial Performance [J]. International Journal of Production Economics, 2008, 115 (2): 581-593.
- [3] Capkun V, Hameri A P, Weiss L A. On the Relationship between Inventory and Financial Performance in Manufacturing Companies [J]. International Journal of Operations & Production Management, 2009, 29 (8): 789-806.
- [4] 张勋,王旭,万广华,孙芳城. 交通基础设施促进经济增长的一个综合框架 [J]. 经济研究, 2018 (1): 50-64.
- [5] 李雨浓,赵维,周茂,朱连明. 外资管制放松如何影响企业非产成品存货调整 [J]. 中国工业经济, 2020 (9): 118-136.
- [6] Jacobs F R, Chase R B, Aquilano N J. Operations Management for Competitive Advantage [J]. Boston: Mc-Graw Hill, 2004, 64 (1): 70.
- [7] 李涵,黎志刚. 交通基础设施投资对企业库存的影响——基于我国制造业企业面板数据的实证研究 [J]. 管理世界, 2009 (8): 73-80.
- [8] 刘秉镰,刘玉海. 交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低 [J]. 中国工业经济, 2011 (5): 69-79.
- [9] 饶品贵,岳衡,姜国华. 通货膨胀预期与企业存货调整行为 [J]. 经济学(季刊), 2016 (2): 499-526.
- [10] 戴严科,林曙. 利率波动、融资约束与存货投资——来自中国制造业企业的证据 [J]. 金融研究, 2017 (4): 95-111.
- [11] Oke A, Szwajczewski M. The Relationship between UK Manufacturers' Inventory Levels and Supply, Internal and Market Factors [J]. International Journal of Production Economics, 2005, 93 (1): 151-160.
- [12] Caglayan M, Maioli S, Mateut S. Inventories, Sales Uncertainty, and Financial Strength [J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 36 (9): 2512-2521.
- [13] 严成樑. 社会资本、创新与长期经济增长 [J]. 经济研究, 2012 (11): 48-60.
- [14] 郭家堂,骆明亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. 管理世界, 2016 (10): 34-49.
- [15] 李兵,李柔. 互联网与企业出口: 来自中国工业企业的微观经验证据 [J]. 世界经济, 2017 (7): 102-125.
- [16] 毛宇飞,曾湘泉. 互联网使用是否促进了女性就业——基于 CGSS 数据的经验分析 [J]. 经济学动态, 2017 (6): 21-31.
- [17] 施炳展,李建桐. 互联网是否促进了分工: 来自中国制造业企业的证据 [J]. 管理世界, 2020 (4): 130-149.
- [18] 沈国兵,袁征宇. 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响 [J]. 经济研究, 2020 (1): 33-48.

- [19] 卢福财, 金环. 互联网是否促进了制造业产品升级——基于技术复杂度的分析 [J]. 财贸经济, 2020 (5): 99-115.
- [20] Yang C, Lee S G, Lee J. Entry Barrier's Difference between ICT and Non-ICT Industries [J]. Industrial Management & Data Systems, 2013, 113 (3): 461-480.
- [21] Lee H H, Zhou J, Hsu P H. The Role of Innovation in Inventory Turnover Performance [J]. Decision Support Systems, 2015, 76 (8): 35-44.
- [22] 韩忠雪, 周婷婷. 产品市场竞争、融资约束与公司现金持有: 基于中国制造业上市公司的实证分析 [J]. 南开管理评论, 2011 (4): 149-160.
- [23] Clark T H, Lee H G. Performance, Interdependence and Coordination in Business-to-business Electronic Commerce and Supply Chain Management [J]. Information Technology and Management, 2000, 1 (1): 85-105.
- [24] Palmer J W, Griffith D A. Information Intensity: A Paradigm for Understanding Web Site Design [J]. Journal of Marketing Theory and Practice, 1998, 6 (3): 38-42.
- [25] Karoway C. Superior Supply Chains Pack Plenty of Byte [J]. Purchasing Technology, 1997, 8 (11): 32-35.
- [26] Coase R H. The Nature of the Firm [J]. Economica, 1937, 4 (16): 386-405.
- [27] Nooteboom B. Information Technology, Transaction Costs and the Decision to 'Make or Buy' [J]. Technology Analysis & Strategic Management, 1992, 4 (4): 339-350.
- [28] 王金杰, 郭树龙, 张龙鹏. 互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释 [J]. 南开经济研究, 2018 (6): 170-190.
- [29] 李方静. 企业生产率、产品质量与出口目的地选择——来自中国制造业企业微观层面证据 [J]. 当代财经, 2014 (4): 86-97.
- [30] Sadikoglu E, Zehir C. Investigating the Effects of Innovation and Employee Performance on the Relationship between Total Quality Management Practices and Firm Performance: An Empirical Study of Turkish Firms [J]. International Journal of Production Economics, 2010, 127 (1): 13-26.
- [31] Little J D C. A Proof for the Queuing Formula: $L = \lambda W$ [J]. Operations Research, 1961, 9 (3): 383-387.
- [32] Lieberman M B, Demeester L. Inventory Reduction and Productivity Growth: Linkages in the Japanese Automotive Industry [J]. Management Science, 1999, 45 (4): 466-485.
- [33] Stevenson W J. Operations Management [M]. New York: McGraw-Hill, 2005: 45.
- [34] 姜付秀, 屈耀辉, 陆正飞, 李焰. 产品市场竞争与资本结构动态调整 [J]. 经济研究, 2008 (4): 99-110.
- [35] 刘凤委, 李琦. 市场竞争、EVA 评价与企业过度投资 [J]. 会计研究, 2013 (2): 54-62, 95.
- [36] Hoberg G, Phillips G, Prabhala N. Product Market Threats, Payouts, and Financial Flexibility [J]. The Journal of Finance, 2014, 69 (1): 293-324.
- [37] Akhtar M A. Effects of Interest Rates and Inflation on Aggregate Inventory Investment in the United States [J]. The American Economic Review, 1983, 73 (3): 319-328.
- [38] 吴昊旻, 杨兴全, 魏卉. 产品市场竞争与公司股票特质性风险——基于我国上市公司的经验证据 [J]. 经济研究, 2012 (6): 101-115.
- [39] Devaraj S, Kohli R. Information Technology Payoff in the Health-care Industry: A Longitudinal Study [J]. Journal of Management Information Systems, 2000, 16 (4): 41-67.
- [40] 寇宗来, 刘学悦. 中国企业的专利行为: 特征事实以及来自创新政策的影响 [J]. 经济研究, 2020 (3): 83-99.
- [41] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济, 2012 (5): 142-158.
- [42] Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
- [43] 郑世林, 周黎安, 何维达. 电信基础设施与中国经济增长 [J]. 经济研究, 2014 (5): 77-90.
- [44] Hsieh C T, Song Z M. Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2015, 2016 (1): 295-366.
- [45] Shah R, Shin H. Relationships Among Information Technology, Inventory, and Profitability: An Investigation of Level Invariance Using Sector Level Data [J]. Journal of Operations Management, 2007, 25 (4): 768-784.
- [46] Mishra S, Modi S B, Animesh A. The Relationship between Information Technology Capability, Inventory Efficiency, and Shareholder Wealth: A Firm-Level Empirical Analysis [J]. Journal of Operations Management, 2013, 31 (6): 298-312.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)

经济学经验研究的可信性革命

——2021年诺贝尔经济学奖得主 David Card 贡献述评

The Credibility Revolution in Empirical Economics: The Contribution of
David Card, the Winner of Nobel Prize for Economics in 2021

张川川 张淑娟

ZHANG Chuan-chuan ZHANG Shu-juan

[中图分类号] F091.3 [文献标识码] A [文章编号] 1000-1549 (2021) 12-0133-07

一、引言

2021年10月11日,瑞典皇家科学院(Royal Swedish Academy of Sciences)的经济科学奖委员会(Economic Sciences Prize Committee)宣布,2021年诺贝尔经济学奖,一半授予David Card,以表彰其“对劳动经济学的经验贡献”;另一半授予Joshua Angrist和Guido Imbens,以表彰他们“对因果关系分析的方法论贡献”。^[1]从颁奖词看,David Card的贡献在于经验研究,而Joshua Angrist和Guido Imbens的贡献在于方法论,似乎有所不同。实质上,虽然三位经济学家所做的工作各有侧重,但是其贡献都在于对工具变量(IV)、双重差分(DiD)、断点回归(RD)等自然实验方法(Natural Experimental Approach)的发展、应用和推广。在过去的30年间,自然实验方法,也称作拟实验方法(Quasi-experimental Approach),逐渐成为经济学经验研究领域应用最为广泛的计量经济学方法,这一现象也是所谓经济学经验研究的可信性革命(The Credibility Revolution in Empirical Economics)的特征之一(Angrist和Pischke, 2010^[2])。

在三位获奖者中,David Card的研究最偏重于应用。他是劳动经济学这一经济学重要分支学科的领军人物,1956年出生于加拿大,1983年获得普林斯顿大学的经济学博士学位,曾先后在普林斯顿大学、哈佛大学和芝加哥大学任教,后于1998年加入加州大学伯克利分校的经济学系,并工作至今。David Card同时还担任美国国民经济研究局(NBER)劳动研究

项目的主任。

在获得诺贝尔经济学奖之前,David Card因其在劳动经济学领域的杰出贡献,已经获得过诸多奖项和荣誉。他曾于1995年获得约翰-贝茨-克拉克奖章,该奖项每两年评选一次(2009年起改为每年评选一次),授予全美40岁以下做出最杰出贡献的经济学家,有“经济学小诺贝尔奖”之称。2006年,David Card和Alan Krueger分享了德国波恩劳动经济研究所颁发的IZA劳动经济学奖。2007年和2015年,David Card又先后获得计量经济学会颁发的弗里希奖章和BBVA基金会颁发的知识前沿奖。

David Card迄今为止在各类经济学刊物上发表了超过120篇学术论文,其中数十篇发表在*American Economic Review*, *Journal of Political Economy*等国际顶尖经济学刊物上。David Card所从事的学术研究覆盖了劳动经济学研究领域的几乎所有重大议题,包括最低工资问题、移民、教育投入的回报、工会、工资不平等和劳动力市场上的种族歧视等。David Card的研究不仅通过将自然实验方法引入经济学经验问题,提高了经济学经验研究结论的可信性,从而极大地推进了应用微观经济学的发展,其研究成果更是引起了广泛的政策讨论,对美国的最低工资政策、移民政策和教育政策的制定,以及欧洲国家工资和就业政策的制定产生了深远影响。正如加州大学校长Michael V. Drake所评价的:“David Card对复杂经济体系的分析为最低工资、教育、不平等等问题提供了关键的见解。他的研究促进了关于影响全国工人和学生的政策

[收稿日期] 2021-11-05

[作者简介] 张川川,浙江大学经济学院百人计划研究员,研究方向为劳动经济学、健康经济学与公共经济学;张淑娟,深圳市大数据研究院数据工程师。本文通讯作者为张川川,联系方式为ccz.zhang@gmail.com。

[基金项目] 浙江省社科规划重点课题“健康中国建设中的医疗保障重要机制研究”(项目编号:21WZQH01Z);浙江大学中央高校基本科研业务费专项资金项目。

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。

计划的讨论,所产出的新知识能够为公共利益服务。”

要理解 David Card 对经济学的贡献,不仅要关注他的研究所涉及的具体现实问题,还要充分理解经济学经验研究的可信性革命这一大的学科发展背景。本文接下来首先介绍自然实验方法在经济学经验研究中的应用及其所引发的经济学经验研究的可信性革命,然后为读者介绍 David Card 作为一名劳动经济学家在最低工资问题、移民问题、教育投入的回报等劳动经济学领域重大问题方面以及相关领域所做出的学术贡献。

二、自然实验方法和经济学经验研究的可信性革命

自 Gary Becker 开创性地将经济学理论方法应用于研究婚姻、生育、犯罪等广泛的社会问题以来,经济学的研究领域不断扩展,经济学的研究对象从稀缺经济资源的优化配置扩展到了理性人在受约束下的最优化选择。要做出最优化的选择,就需要充分理解各种选择的后果。例如,对于个人而言,正在做出教育选择的年轻人想知道这些选择如何影响他们未来的收入;公共政策的制定者们想知道所推行的改革方案会如何影响公众的健康、就业和收入分配等。要回答这些问题,就需要找出变量之间的因果关系。

经济学研究基本分为两类:一类是理论研究,通过构建数学模型和进行模型推导分析变量之间的关系;另一类是经验研究,基于观察到的经济数据,采用计量经济学方法研究变量之间的关系。理论研究和经验研究各有分工、相互支撑。但是,“实践是检验真理的唯一标准”,理论分析最终也要建立在经验研究的基础上,只有从经验上建立变量之间的因果关系才能够对理论正确与否做出检验。但是要从经验上揭示两个变量之间的因果关系并不容易。基于著名统计学家 Donald Rubin (1974)^[3]所发展出来的社会科学因果关系分析框架,要正确理解选择的后果,就需要构建出一个“如果没有做出这个选择会怎么样”的对照组,通过将对照组与真实世界进行比较得到做出该选择所引起的后果。

自 20 世纪 20 年代以来,随机控制实验 (Randomized Controlled Trials, RCT) 就被认为是揭示变量之间因果关系的理想方法。随机控制实验方法在医学、生物学、物理学等自然科学领域有着广泛的应用。例如,在医学研究中,研究人员为了研究某种治疗方案的有效性,可以随机地选取一部分实验对象作为处理组,对其实施干预治疗,其余的实验对象作为对照组。在干预治疗结束之后,研究人员通过对比处理组和对照组在结果变量上的差异,推断所实施的治

疗方案的效果。近年来,越来越多的经济学者采用随机控制实验的方法研究经济学问题。2019 年诺贝尔经济学奖授予了 Abhijit Banerjee, Esther Duflo 和 Michael Kremer, 正式表彰他们将随机控制实验的方法应用于贫困问题的研究。^[4]然而,由于受到经济学研究议题的限制,很多研究问题无法进行随机控制实验。即使在有些情况下能够开展随机控制实验,由于进行实验的成本高昂,往往只能在很小的范围内开展实验,其研究结论的普适性容易受到质疑。2015 年的诺贝尔经济学奖获得者 Angus Deaton 就曾经对在经济学研究中使用随机控制实验的做法有过严厉的批评 (Deaton, 2007^[5]; Deaton 和 Cartwright, 2018^[6])。

自然实验方法的发展和应用为从经验上揭示变量之间的因果关系提供了新的解决途径。与随机控制实验通过受控制的随机化干预产生数据不同,自然实验方法使用真实世界的观察数据揭示变量之间的因果关系。这使得自然实验方法相对于随机控制实验方法有着更加广阔的应用空间,为经济学家进行因果关系分析提供了强有力的分析工具。与经济学家传统上所采用的另一种经验分析方法——结构模型估计——相比,自然实验方法的模型设定和估计过程简单易操作,在揭示变量之间的因果关系时所依赖的假设清晰,并且在很大程度上能够在数据分析的基础上对假设是否成立进行间接的验证。因此,经济学家只要通过“巧妙的设计”,采用合适的自然实验方法,就能够清晰地揭示出变量之间的因果关系。Joshua Angrist 和 Jörn-Steffen Pischke 在他们于 2010 年发表在《经济学展望》(Journal of Economic Perspective) 杂志上的一篇文章中指出,得益于数据条件的改善、计算机技术的发展和自然实验方法的发展,微观经济学经验研究经历了一场可信性革命 (Angrist 和 Pischke, 2010^[2])。

本届诺贝尔经济学奖的另外两位获奖人 Joshua Angrist 和 Guido Imbens 的贡献正在于发展了自然实验方法,例如,他们在 1994 年合作发表于《计量经济学》(Econometrica)^[7]杂志的有关工具变量方法的文章,把计量经济学中传统的工具变量法与统计学中的潜在结果分析框架相结合,对工具变量估计方法在存在异质性处理效应情况下的模型识别条件、估计步骤、估计量的统计性质和估计量的现实含义等进行了系统性的论述,引起了学术界对工具变量方法的重新重视。Guido Imbens 在其日后所做的一系列研究中针对匹配方法、双重差分、断点回归等方法也发表了大量的理论文章。Joshua Angrist 多年来则持续呼吁改革大学课堂中的计量经济学教学,力主将自然实验方法

作为计量经济学教学的主要内容,在推广自然实验方法方面不遗余力 (Angrist 和 Pischke, 2017^[8])。与 Joshua Angrist 和 Guido Imbens 的贡献侧重于方法论不同, David Card 对“经济学经验研究的可信性革命”的贡献则在于将工具变量方法、双重差分方法、断点回归方法等自然实验方法广泛应用于分析劳动经济学领域的具体研究问题。接下来我们为大家介绍 David Card 在最低工资、移民、教育投入的回报等具体研究问题上所做出的学术贡献。

三、David Card 的学术贡献及其政策影响

在经济学的所有分支学科中,劳动经济学可能是与人们的日常生活最为密切相关的。劳动经济学的研究议题涵盖了就业、工资、教育、劳动力流动等。作为劳动经济学领域的领军人物, David Card 对上述所有议题都有所研究,而其研究的特点正在于,通过寻找类似随机实验的外生变化,采用更好的研究设计和自然实验方法,估计出经济变量之间的因果关系。通过改变研究范式, David Card 得出了许多不同于以往经济学观点的研究结论,引发了学术界和政策界对最低工资、移民、教育等问题的广泛讨论,影响了相关政策的制定。他将自然实验方法应用于研究经济学现实问题的做法,也逐渐成为经济学经验研究的主流研究范式。

(一) 最低工资

最低工资问题是劳动经济学领域的核心研究问题之一,是否应该提高最低工资,也一直是学术界和政策界争论不下的焦点之一。根据经典的劳动力市场供求模型,每个雇员的工资由劳动力市场供求关系决定,当市场上的劳动力需求等于劳动力供给时市场出清,并决定均衡时的就业量和工资水平。虽然政府出台最低工资政策的初衷是为了保障低收入群体的收入水平,但是基于劳动力市场理论,当政府规定的最低工资高于自由竞争市场情况下的均衡工资水平时,市场上的劳动力供给将大于劳动力需求,从而造成失业,并且最先失去工作的恰恰是保留工资水平较低的低收入群体。因此,政府提高最低工资标准,不仅无助于为低收入群体提供保障,反而会促使企业减少对该群体的就业雇佣,对他们造成更大的伤害。Milton Friedman 曾基于时间序列数据分析了提高最低工资标准的影响,认为 1956 年后黑人男性的失业率上升是 1956 年国会提高最低工资标准的结果,并声称 1966 年美国最低工资的提升将进一步加剧低收入和低技能工人的失业。Friedman 的观点成为当时经济学界对于

最低工资问题认知的基本共识。然而,经典的劳动力市场模型基于一系列假设条件,如劳动力市场上不存在摩擦,以及不存在信息不对称,单个雇主对于工资没有定价权等,而这些条件在后续的研究中都被认为是对经济现实的过度简化。早期基于时间序列的经验分析也无法排除掉其他因素对劳动力市场就业和工资水平的影响,所估计出来的最低工资标准与就业率和工资的关系很难被看作是因果关系。

David Card 等人的贡献在于,利用政府最低工资政策变动的自然试验,更加准确地估计了最低工资标准的提高对劳动力市场就业和工资的影响,推翻了最低工资标准的提升会加剧失业的“共识”。David Card 等人所做的研究显示,对最低工资“温和的提升”不仅没有造成低收入人群(青少年和零售业从业者)的失业率上升,甚至在有些情况下会带来就业率的上升 (Leonard, 2000^[9])。

在发表于 1992 年的一篇论文中, David Card 注意到,虽然美国联邦政府于 1990 年 4 月提高了全国最低工资标准,但是由于各州最初收入低于新的最低工资标准的工人占全部就业人口的比例不同,政策的影响也会随之不同。David Card 通过对各州劳动力人口的分组和比较分析证实,最低工资标准的提高增加了青少年的工资,没有证据表明最低工资标准的提高导致了青少年就业率下降或入学率变化 (Card, 1992^[10])。在另一项针对加州劳动力市场的案例分析中, David Card 也得出了类似的研究结论。1988 年 7 月,加州的最低工资标准从 3.35 美元上升到了 4.25 美元。David Card 将加州工人的劳动力市场结果的变化与一组没有提高最低工资标准的州的相应变化进行了比较,发现最低工资标准的提高使低工资工人的收入提高了 5%~10%。然而,与传统的预测相反,青少年的就业率没有下降,零售业的就业岗位也没有遭受损失 (Card, 1992^[11])。

David Card 在最低工资问题上被引用最广泛的一篇论文是他与另一位已故著名劳动经济学家 Alan Krueger 合作,于 1994 年发表在《美国经济评论》(American Economic Review) 上的“Minimum Wage and Employment”一文 (Card 和 Krueger, 1994^[11])。1992 年,美国新泽西州将最低工资标准从每小时 4.25 美元提高到 5.05 美元,然而,邻近的宾夕法尼亚州却没有效仿。David Card 和 Alan Krueger 在两个州共选择了 410 家快餐店,比较在该法案实施前后两个州在工资、就业方面的变化,从而估计出了提升最低工资标准的影响。经验分析结果显示,相比于宾夕法尼亚

州而言,新泽西州的快餐店增加了13%的就业。两位作者还发现,新泽西州那些最初支付高工资(不受新法律影响)商店的就业增长和宾夕法尼亚州相同,而低工资商店(不得不提高工资)则增加了其就业。在后续的一些研究中,David Card使用美国其他州的数据所做的研究再次支持了他们的研究结论。

David Card和Alan Krueger针对最低工资的一系列研究推翻了传统经济学理论模型认为提高最低工资标准会导致失业率增加的论点,引起了一些经济学家的质疑,其中比较有代表性的是David Neumark。David Neumark与合作者发表的多篇论文都支持提高最低工资会加剧失业的论点(Neumark和Wascher,1992^[13],Neumark和Wascher,2004^[14])。Card和Krueger(1994)^[15]在论文中对Neumark和Wascher(1992)^[13]做出过评论,指出他们的实证分析在变量测量、指数构建等方面存在缺陷,导致结论不可靠。

尽管David Card和Alan Krueger关于最低工资问题的研究发现引发了很大的争议,但是最终仍然被大部分经济学家所接受,并被戈登-布朗和他当时的经济顾问埃德-鲍尔斯用来证明他们的“英国国家最低工资计划”的合理性(该计划于1999年推出)。David Card和Alan Krueger在他们合著的《神话与测量:最低工资的新经济学》(Card和Krueger,2015^[16])一书中,进一步扩展并深化了他们对最低工资问题的探索,其研究结论也继续对地方、州和联邦政府的决策者和政策产生着广泛影响。

(二) 移民问题

劳动经济学领域的另一个重要议题是移民对本地劳动力市场的影响。基于劳动力市场理论,移民的进入显然会增大本地劳动力供给,这可能会导致本地人口,特别是与移民人口技能水平相似的本地人口的失业率增加,工资水平下降。出于对移民人口流入会损害本地人口就业和收入的担忧,社会公众,包括不少学者,呼吁政府限制移民流入。然而,移民的流入是否会损害本地人口的就业和收入存在理论上的不确定性。一方面,如果移民人口和本地人口在技能水平上存在很大的差异,在本地劳动力市场上,移民人口和本地人口就很难形成竞争关系;另一方面,移民人口的流入也会通过对产品和服务的消费创造市场需求,引发劳动力市场需求侧的变动,反而可能使本地人口受益。在这种情况下,从经验上估计移民人口的流入对本地人口就业和工资的影响就显得十分必要。然而,在现实世界中,移民来自不同地区并选择不同的城市就业,同时城市包括移民人口和本地人口在内的

整体的工资和就业水平也会受到宏观经济形势的冲击,为准确识别移民人口流入对本地劳动力市场的影响带来了重重困难。

1980年夏天,古巴政府的一次政策变动为研究移民问题提供了很好的自然实验。1980年,古巴政府为古巴国民离开古巴打开了大门,结果发生了被称为马列尔船运事件的海上大逃亡,超过10万古巴移民进入美国,其中一半的人到迈阿密定居。他们中的大多数人没有高中文凭。Card(1990)^[17]将迈阿密的劳动力市场与接受古巴移民较少的其他四个类似地区的劳动力市场进行了比较,研究马列尔船运事件对迈阿密劳动力市场的影响。David Card发现,尽管迈阿密的低技能劳动力急剧增加了7%,但本地低技能工人的工资或失业率并没有受到明显影响。该项研究在学术界引起了巨大的反响,被研究移民领域的学者反复引用并引起了激烈的辩论。2015年10月,著名的移民怀疑论者,哈佛大学肯尼迪学院教授George Borjas(2017)^[18]重新研究了马列尔船运的原始数据集,将古巴移民和在职劳动力的技能进行了细致的匹配,认为马列尔船运使得迈阿密高中辍学者的工资急剧下降,降幅为10%~30%。但该项研究的结论同样被Peri和Yasenov(2015)^[19]指出只适用于一个小的子样本。

David Card针对移民问题所做的另一项重要工作是其于2001年发表在《劳动经济学期刊》(*Journal of Labor Economics*)的一项研究(Card,2001^[20])。这项研究探讨了移民对美国劳动力市场的影响。这篇论文将移民的滞后地理分布作为影响当前地理分布的外生因素,使用工具变量方法估计移民对劳动力市场的影响。论文的经验分析结果显示,1980年代的移民流入使迈阿密和洛杉矶等关键门户城市的本地低技能人口的工资和就业率下降了1至3个百分点。总的来讲,移民人口流入对本地人口所产生的负面冲击并不算大。

在2005年的一篇论文“Is the New Immigration Really So Bad?”中,David Card总结认为,现有证据不足以支撑移民损害了受教育程度较低的本地人的就业机会的论点。这篇文章同时也关注了移民人口的同化问题。尽管在没有完成高中学业就来到美国的移民中,很少有移民拥有与本地出生的居民相同的平均收入,但是移民人口和本地人口的收入差距并没有持续存在,对于1965年以后的在美国出生的移民人口的二代子女,即使来自受教育程度最低的家庭,也缩小了与本地人子女的大部分教育差距(Card,2005^[21])。

移民人口常常被视为高技能和低技能工人之间工资差距扩大的原因之一。Card (2009^[22]) 指出, 在2000—2005年之间, 每年约有125万人移民到美国, 其中三分之一或更多的新移民是来自墨西哥和中美洲的无证移民, 受教育程度低, 英语技能有限。作者使用来自美国多个城市的研究证据, 概括和整合了关于移民和不平等之间关系的研究结论, 发现移民的流入对美国本地人的相对工资的平均影响很小, 对整体工资不平等(包括本地人和移民)的影响更大, 反映了移民集中在技能分布的尾部。然而, 即便如此, 在1980年至2000年期间美国工资不平等的增长中, 移民的贡献只占了很小的份额(5%)。

David Card认为, 移民对本地劳动力市场之所以没有造成太大冲击, 是由于“美国劳动力市场能够更好地适应当地劳动力构成的变化”, 并认为劳动力市场结构和运作方式在决定移民流入对本地人口就业和工资的影响方面是重要的。^[23] Altonji 和 Card (2018)^[24]通过理论模型描述了移民对国内劳动力市场的影响, 表明移民的流入对本地劳动力市场的影响可以从一个城市移民人口的比例和本地人的就业和工资之间的相关性中估计出来。

(三) 教育投入的回报

教育投入、受教育程度与收入之间的关系也是劳动经济学研究领域的一个重要议题。理解教育资源投入对教育的影响以及教育的经济回报, 不仅能够为个人进行最优化的教育投资选择提供依据, 对于教育相关的公共政策的制定也至关重要。但是, 准确估计教育资源投入对学生受教育程度和未来收入的影响却极为困难。在研究教育资源投入对学生受教育程度的影响时, 研究人员往往很难准确度量学校的教育资源投入。同时, 研究人员还面临学生的自选择问题, 即那些家庭经济背景较好的、能力更高的学生更容易进入教育投入更大、教育质量更高的学校。在估计教育资源投入或者受教育程度对收入的影响时, 我们同样很难排除学生自身能力和家庭背景的影响。

为了研究学校资源投入是否对学生未来在劳动力市场的成功有影响, Card 和 Krueger (1992)^[25]使用差分模型比较了居住在美国同一州, 但在不同州长大的人的收入, 例如, 在阿拉巴马州或爱荷华州长大, 但现在居住在加利福尼亚州的人。作者认为, 搬到加州并拥有相同教育水平的人是可比的。如果两个群体的收入不同, 这可能是由于阿拉巴马州和爱荷华州对其教育系统的投资不同所致。David Card 和 Alan

Krueger 发现, 教育资源投入是很重要的: 教育的回报随着个人成长的州的教师密度而增加。这项研究也启发了许多新的研究。Psacharopoulos 和 Patrinos (2004)^[26]对各国教育回报率估计表明, 教育资源投入对学生以后在劳动力市场的表现有显著的正向影响, 各个国家的教育回报率集中在10%左右, 且这种影响对于来自弱势背景的学生来说尤其强烈。

要对学校教育和收入之间的因果关系进行令人信服的分析, 需要找到一个导致教育发生变化的外生变量。Card (1993)^[27]利用大学的邻近性作为学校教育的外生决定因素, 使用工具变量方法估计了大学教育的回报。他针对美国年轻男性队列的分析显示, 在当地劳动力市场长大、居住地附近有大学的男性的教育和收入明显高于其他男性。教育和收入的提高集中在父母受教育程度较低的男性身上。当使用住址附近是否有大学作为受教育程度的外生决定因素, 并采用工具变量方法进行估计时, 估计得到的学校教育的回报比使用传统的普通最小二乘法(OLS)估计得到的教育回报高25~60%。由于住址附近是否有大学对学生受教育程度的影响因学生的家庭背景而异, 因此有可能检验居住在大学附近是否是学校教育的一个合格的外生决定因素。结果证实, 父母受教育程度较低的儿童接受教育的边际回报率与传统方法估计的回报率一样高, 甚至可能更高, 表明在居住地选择方面的样本选择问题并不严重。

在收录于1999年出版的《劳动经济学手册》(*Handbook of Labor Economics*)的一篇论文中, David Card 回顾了有关教育回报的经验研究, 得出的结论是, 使用自然实验方法估计的教育平均(或平均边际)回报率并没有远远低于基于OLS方法估计得到的教育回报率(Card, 1999^[28])。在使用基于教育系统的制度变化作为外生工具变量估计教育对劳动力市场收入的因果效应的研究中, 一致的发现是, 对学校教育回报的估计比相应的OLS估计值高出20~40%。这些研究表明, 传统上认为OLS估计会高估教育回报的看法可能忽略了某些因素对教育回报的影响。

(四) 其他有影响力的研究

除了最低工资、移民、教育等传统的劳动经济学议题, David Card 和他的合作者们对应用微观经济学领域的其他相关议题也有广泛关注, 包括计算机技术对劳动力市场的影响、种族隔离、工会和医疗保险政策等。

20世纪80年代,美国劳动力市场上工资不平等的增加通常被归因于计算机技术变革。David Card (2002)^[29]重新审视了支持这一假说的证据,认为20世纪80年代的计算机技术变革并不能解释不同群体之间工资差异的变化。种族隔离也是David Card关注的研究问题之一。由于种族隔离经常被认为会造成黑人和白人之间在教育、收入方面的差异,Card和Rothstein (2007)^[30]使用1998—2001年的大型微观数据,研究了学校和社区隔离对不同都市地区黑人学生的相对SAT成绩的影响,结果支持了存在种族隔离导致种族教育差距扩大的观点。在详细控制了考生个人家庭背景,以及学校、城市层面的相关控制变量后,作者发现在隔离程度较高的城市,黑人和白人的考试分数差距更大。在家庭背景和其他因素不变的情况下,从一个高度隔离的城市转向一个几乎一体化的城市,可以使黑人和白人在SAT分数上的原始差距缩小约四分之一。工会问题也是劳动经济学领域的重要研究问题之一。David Card分析了工会对工资结构的影响(Card, 1996^[31])。他使用基于美国当期人口调查的大型面板数据集,将工人分为五个技能组进行分别估计,发现工会显著提高了技能水平较低的工人的工资。此外,工会身份所隐含的样本选择偏差因工人技能而异。在观察到的技能水平较低的工人中,工会工人被正向选择,而在观察到的技能水平较高的工人中,工会工人被负向选择。

除去劳动经济学领域的传统议题外,David Card针对美国医疗保险政策的研究也引起了广泛关注。Card等(2008)^[32]使用断点回归方法评估了美国医疗保险和医疗救助政策的效果。他们利用65岁以上的人们会自动获得医疗保险资格这一制度特点,研究了医疗保险对医疗服务利用的影响,发现医疗保险的覆盖导致了医疗服务使用的增加,缩小了不同人群之间在医疗服务利用上的差距。

近年来,David Card的研究继续聚焦于许多现实问题,如知道同事的工资如何影响个人的工作满意度(Card等, 2012^[33]),足球比赛结果和家庭暴力之间的联系(Card和Dahl, 2011^[34]),以及美国低收入和少数民族学生在天才教育计划中的代表性不足等问题(Card和Giuliano, 2014^[35])。Card (2018)^[36]还采用元分析的方法,尝试从海量文献中发掘劳动力市场的内在规律。他分析了200多个旨在评估劳动市场项目的研究,发现这些文献所评估的项目的平均影响在短期内接近零,但在项目完成后的2至3年对劳动力市场产生了积极影响。2019年,David Card担任了针对哈佛大学招生程序中是否存在种族歧视的联邦案件的专家证人,他通过基于学校历年招生数据的经验分析为哈佛大学提供辩护,作证支持该大学在招生中不存在歧视亚裔学生的论点。

四、总结

自亚当·斯密以来,经济学经过了两百多年的理论发展,形成了一套完整和庞大的理论体系,为研究经济现象奠定了坚实的理论基础。随着理论的日趋完善和数据可获得性的增加,以数据分析为基础的经验研究对于理解经济现象起到了越来越重要的作用。David Card采用独特的分析视角,将工具变量、双重差分、断点回归等自然实验方法广泛应用于研究最低工资、移民、教育等现实经济问题,在严谨的数据分析的基础上揭示经济变量之间的因果关系,为正确理解经济现象和科学服务公共政策做出了重要的贡献。更为重要的是,他所采用的研究范式为如何解决经济学经验研究中长期困扰研究人员的内生性难题和实现因果推断做出了优秀的示范,同Joshua Angrist、Guido Imbens、Alan Krueger等人一道,极大地推动了经济学经验研究的可信性革命,深刻影响了经济学研究的范式和整个经济学科的发展。

参考文献

- [1] Popular information. NobelPrize. org. Nobel Prize Outreach AB 2021 [EB/OL]. (2021) [2021-11-01]. <https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/2021/popular-information/>.
- [2] Angrist J D, Pischke J S. The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design Is Taking the Con out of Econometrics [J]. Journal of Economic Perspectives, 2010, 24 (2): 3-30.
- [3] Rubin D B. Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies [J]. Journal of Educational Psychology, 1974, 66 (5): 688.
- [4] Esther Duflo-Facts-2019. NobelPrize. org. Nobel Prize Outreach AB 2021 [EB/OL]. (2019) [2021-11-01]. <https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/2019/duflo/facts/>.
- [5] Deaton A. Instruments, Randomization, and Learning about Development [J]. Journal of Economic Literature, 2007, 45 (2): 424-455.
- [6] Deaton A, Cartwright N. Understanding and Misunderstanding Randomized Controlled Trials [J]. Social Science and Medicine, 2018, <https://doi.org/10.1016/j.ssm.2018.05.001>.

- doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.12.005.
- [7] Imbens G W, Angrist J D. Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects [J]. *Econometrica*, 1994, 62 (2): 467-475.
- [8] Angrist J D, Pischke J. Undergraduate Econometrics Instruction: Through Our Classes [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31 (2): 125-144.
- [9] Leonard T C. The very Idea of Applying Economics: The Modern Minimum-wage Controversy and Its Antecedents [J]. *History of Political Economy*, 2000, 32 (Suppl_1): 117-144.
- [10] Card D. Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage [J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 1992, 46 (1): 22-37.
- [11] Card D. Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California [J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 1992, 46 (1): 38-54.
- [12] Card D, Krueger A B. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-food Industry in New Jersey and Pennsylvania [J]. *American Economic Review*, 1994, 84 (4): 772-793.
- [13] Neumark D, Wascher W. Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws [J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 1992, 46 (1): 55-81.
- [14] Neumark D, Wascher W. Minimum Wages, Labor Market Institutions, and Youth Employment: A Cross-national Analysis [J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 2004, 57 (2): 223-248.
- [15] Card D, Katz L F, Krueger A B. Comment on David Neumark and William Wascher, Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws [J]. *ILR Review*, 1994, 47 (3): 487-497.
- [16] Card D, Krueger A B. Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage-Twentieth-Anniversary Edition [M]. Princeton University Press, 2015.
- [17] Card D. The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market [J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 1990, 43 (2): 245-257.
- [18] Borjas G J. The Wage Impact of the Marielitos: A Reappraisal [J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 2017, 70 (5): 1077-1110.
- [19] Peri G, Yasenov V. The Labor Market Effects of a Refugee Wave: Applying the Synthetic Control Method to the Mariel Boatlift [J]. *National Bureau of Economic Research*, 2015.
- [20] Card D. Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration [J]. *Journal of Labor Economics*, 2001, 19 (1): 22-64.
- [21] Card D. Is the New Immigration Really So Bad? [J]. *The Economic Journal*, 2005, 115 (507): 300-323.
- [22] Card D. Immigration and Inequality [J]. *American Economic Review*, 2009, 99 (2): 1-21.
- [23] Clement D. Interview with David Card [Z/OL]. (2006) [2021-11-01]. <https://www.minneapolisfed.org/article/2006/interview-with-david-card>.
- [24] Altonji J G, Card D. The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-skilled Natives [J]. *Routledge*, 2018: 137-170.
- [25] Card D, Krueger A B. Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States [J]. *Journal of Political Economy*, 1992, 100 (1): 1-40.
- [26] Psacharopoulos G, Patrinos H A. Returns to Investment in Education: A Further Update [J]. *Education Economics*, 2004, 12 (2): 111-134.
- [27] Card D. Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling [J]. *National Bureau of Economic Research*, 1993.
- [28] Card D. The Causal Effect of Education on Earnings [M]. *Handbook of labor economics*, 1999, 3: 1801-1863.
- [29] Card D, DiNardo J E. Skill-biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles [J]. *Journal of Labor Economics*, 2002, 20 (4): 733-783.
- [30] Card D, Rothstein J. Racial Segregation and the Black-white Test Score Gap [J]. *Journal of Public Economics*, 2007, 91 (11/12): 2158-2184.
- [31] Card D. The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1996: 957-979.
- [32] Card D, Dobkin C, Maestas N. The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare [J]. *American Economic Review*, 2008, 98 (5): 2242-2258.
- [33] Card D, Mas A, Moretti E, et al. Inequality at Work: The Effect of Peer Salaries on Job Satisfaction [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (6): 2981-3003.
- [34] Card D, Dahl G B. Family Violence and Football: The Effect of Unexpected Emotional Cues on Violent Behavior [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (1): 103-143.
- [35] Card D, Giuliano L. Does Gifted Education Work? For Which Students? [J]. *National Bureau of Economic Research*, 2014.
- [36] Card D, Kluve J, Weber A. What Works? A Meta Analysis of Recent Active Labor Market Program Evaluations [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2018, 16 (3): 894-931.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

2021 年总目录

The Total Contents of 2021

· 中国共产党百年财经思想与实践 ·

中国共产党百年财税治理的演进逻辑、基本向度与当代价值 马金华 毕学进 林 源(11)

· 财政税收 ·

扶贫领域政府购买服务长效机制研究 杨燕英 周 锐(1)

基于政府行为视角的中央财政草原生态保护补助奖励政策效果研究 韩凤芹 李 丹(1)

国内税收优惠促进企业出口了吗?

——基于“准自然实验”的经验证据 符大海 鲁成浩 秦伊伦(2)

中国个人所得税的 APK 排序效应研究 胡 华(2)

地方财政透明度对财政预决算偏离度的影响分析 肖 鹏 樊 蓉(3)

市级财政透明度对财政教育资金使用效率的影响研究 许安拓 张 驰(3)

中央财政收入占比问题的政治经济学分析 林光彬 车广野(4)

地方政府债券银行：理论逻辑、实践基础与实现路径 刘 锐 龙小燕(4)

聚束分析法及其在税收政策评估领域的应用 樊 勇 杜 涵 彭凡嘉 李昊楠(5)

财政政策的增强自动稳定效应研究

——基于我国财政政策响应函数的时变测量依据 石英华 吉 嘉(5)

中国预算绩效管理改革的政策演进与双重逻辑

——中央和省级政府双向互动的政策实践视角 何文盛 杜丽娜(6)

政府跨期预算决策过程分析

——基于时间偏好动态一致性的研究 张 莉(6)

应急预算制度构建研究 苗庆红(7)

增值税改革与企业税收遵从 王怡璞 张 玄 鞠 铭(7)

政策组合视角下政府研发补贴政策评估

——基于 40 个国家的模糊集定性比较分析 马海涛 韦烨剑(8)

企业职工基本养老保险全国统筹：“渐进式”改革的困境与对策 孙 维(8)

财政透明度与财政政策波动性：证据与机制 王立勇 赵姝洁(9)

财政逆周期调节的制度设计

——相机抉择与自动稳定器的融合 赵 琪 杜崇珊(9)

数字经济所得税制改革进展与应对：基于政治经济和竞争理论分析视角 崔 虹(10)

结构性减税与地方财政可持续性

——基于“营改增”的实证研究 邓晓兰 许晏君 刘若鸿(10)

财政层级改革与企业创新

——基于“省直管县”改革的准自然实验 白彦锋 鲁书伶(11)

中国对外援助财政预算管理改革探索 陈 曦(11)

预算绩效管理改革提升了政府治理效率吗?

——基于多期双重差分模型的实证研究 于海峰 刘佳慧 赵合云(12)

直接税对地方政府支出规模的影响研究

——基于 1999—2019 年省级面板的实证分析 魏福成 任涵琪(12)

我国基础设施投融资体制机制创新研究

——基于高质量发展视角 王秀云 王 力 叶其楚(12)

· 金融保险 ·

券商竞争与风险承担 廉永辉 袁梦怡(1)

限售解禁影响股票的价格特征吗?

——基于高维因子模型的因果推断 李伯龙(1)

模式异化、筹资成本与 P2P 网络借贷平台市场化利率风险 王 德 李建军(2)

基于目标变量的非参数汇率波动预测 周爱民 刘晓孟(2)

非寿险保险人最优投资与资本市场线 陈雪娇 周 明(3)

“发行人付费”下债券信用评级质量演变：2008—2018 施先旺 刘 琪 李 腾(3)

金融监管政策不确定性与企业资本结构及其动态调整 史建平 张 绚 黄 超(4)

地方政府隐性债务风险与信用评级有效性 张广婷 金 晨 沈红波(4)

职业声望与股票市场参与

——基于 CFPS 数据的实证分析 周战强 孟佳昕(5)

死亡率改善对我国省域养老保险偿付能力的影响研究 唐 爽(5)

有限注意力如何影响盈余公告后漂移异象：基于中国 A 股市场的实证研究

..... 丁明发 李思雨 王 昊 沈 蜜(6)

股指期货交易对股票市场操纵行为的影响 杜 阳 孙广宇(6)

中国的保险发展：重要特征性事实与解释 段白鸽 丁北晨 沈 婕(7)

业绩排名对基金风格漂移的影响研究 易 力 盛冰心(7)

健康状况影响家庭风险金融投资参与了吗?

——传导机制检验及异质性探索 沈 悦 余若涵(8)

民营企业在贷款融资中更受歧视吗?

——基于土地抵押贷款微观数据的再探讨 王志锋 谭 昕(8)

非正规借贷对创业活跃度的影响

——基于社区层面的经验证据 黄惠春 袁俊丽 高仁杰 杨 军(9)

基于动态交易和风险约束的智能投资组合优化 王舞宇 章 宁 范 丹 王 熙(9)

地方政府隐性债务与银行流动性创造 李 振 向 辉 赵奇锋(10)

美国经济政策不确定性对中国金融市场的影响分析 司颖华 李淑云(10)

股票市场操纵行为影响因素研究

——基于公司战略视角 李志辉 金 波(11)

资本市场对外开放与企业股权融资

——来自“沪港通”的经验证据 谭小芬 邵 涵(11)

中国金融控股公司监管及优化对策研究

——基于中美比较的视角 王 康 朱锦强(12)

报纸报道与家庭商业保险投资

——基于社会保险报道的视角 屈琳珊 何 宇 徐 翔(12)

· 财务与会计 ·

分析师改善了市场信息环境吗?

——来自公司特质风险的证据 刘维奇 武翰章(1)

媒体声誉与企业债务融资

——基于媒体文本情绪大数据的证据 陈 雪 孙慧莹 王雨鹏 杨金娟 陈丹妮(1)

非控股大股东退出威胁究竟威胁了谁?

——基于企业投资效率的分析 余怒涛 张华玉 李文文(2)

分析师的外部监督效应

——来自企业高管在职消费的证据 郭建鸾 简晓彤(2)

独立性、专业胜任能力与审计结果信息质量

——基于公共物品视角的跨国实证分析 王少华 上官泽明(3)

企业家精神、审计治理与公司价值

——基于中国上市公司的经验证据 卜美文 张俊民(3)

商誉后续计量方法的选择:理论分析与实证检验 毛新述 岳新瑜 李紫阳(4)

大股东股权质押会提升企业环境治理水平吗?

——来自重污染上市公司的经验证据 周艳坤 汤泰劼 支晓强(4)

分析师关注如何影响公司投资行为

——基于不同投资类型的分析 赵胜民 张博超(5)

资本市场开放与企业劳动力投资 李小荣 王文桢(5)

并购商誉减值与审计师风险应对 朱 杰(6)

高管政治晋升激励影响会计信息质量吗?

——来自国有上市公司的经验证据 徐业坤 梁 亮(6)

董事高管责任保险与企业税收激进程度:促进还是抑制? 肖土盛 孙瑞琦 王誉桦 王凯旋(7)

会计信息可比性能否抑制高管在职消费? 雷 啸 唐雪松 蒋心怡(7)

政府会计准则的执行框架构建研究 周曙光 陈志斌(8)

混合所有制程度与公司内部薪酬差距 耿艳丽 徐灿宇 张文婷(8)

管理者能力、制度环境与企业价值

——基于中国证券市场制度变迁的视角 黄志宏 郭菁晶 李善民(9)

股权激励影响经营杠杆决策吗?

——基于 A 股上市公司的经验证据 王百强 黄 静 吕 杰(9)

战略规划流程与绩效指标因果链条对预算目标设定的影响:一项实验研究 李鹤尊 安 娜 刘俊勇(10)

经济高质量发展会影响企业成本粘性吗? 韩岚岚 李百兴(10)

“再次澄清”能获得认可吗?

——澄清公告披露期间上市公司自媒体行为的市场反应研究 黄宏斌 胡伟燕 刘玥君(11)

市场前期关注度与基金持股行为

——基于舆情指标的实证检验 王菊仙 徐瑞遥 王慧敏 高芸芃(11)

企业审计师选择的地区同群效应研究 李秋梅 梁权熙(12)

民营股东会提升城商行公司治理有效性吗? 马灿坤 洪 正 韩雨萌(12)

· 理论经济 ·

外资研发嵌入与城乡收入差距:理论机制与中国经验 吉生保 姜美旭 林雄立(1)

库存对石油期货市场联动关系有影响吗?

——基于随机 Copula 模型的分析 郭利宁 黄运成(1)

结构性货币政策缓解民营、小微企业融资约束分析

——以定向中期借贷便利为例 孔丹凤 陈志成(2)

陈述偏好中的政策与支付结果性效应研究	许志华 李淑琴 李京梅 单菁竹(3)
人工智能、资本流动与代际效用	
——基于三期世代交叠的视角	谢 攀 张伊娜(3)
中国的可再生能源消费对经济增长的非线性影响	钟 海 胡燕子(4)
子女数量、生育政策与家庭负债：来自 CHFS 的证据	邓 鑫(5)
“补贴退坡”背景下补贴模式异质性与消费者购买行为的博弈研究	咎 欣 欧国立(5)
货币供给与通货膨胀背离的时变成因分析	张 炜 景维民 许 娜(6)
营商制度环境对企业家精神的影响研究	
——以中国地方行政审批改革为例	张 敏(6)
人工智能技术发展背景下收入不平等及政策：理论分析	黄 旭(7)
海外的需求变异系数及零售业集中度对成品出口的影响研究	于 凯 何东伟(7)
延迟退休对居民消费的影响	
——一个包含遗赠动机的模型	张 艳 杨德才(8)
不确定性下房地产企业的柔性决策机制	
——基于动态视角的实物期权理论拓展	王一迪 杨 赞 黄少麟(8)
扶贫模式的理论逻辑和实证分析	尹训东 欧阳远芬 刘乐峥 乔宝云(9)
中国货币政策框架转型下的多目标混合型规则研究	龙少波 张梦雪 厉克奥博(10)
地价熔断与货币政策	王建华 冯建花 张定胜(10)
不确定性与政企债券融资成本差异	
——信息摩擦视角的新证据	朱传奇 包夏睿(11)
育儿补贴、经济增长与代际不平等：理论模型与政策模拟	张 昭 杨澄宇 龚 婧(12)
区域金融渠道选择与动态民营工业企业生产率提升	黄梦琳 李富有(12)

· 工商管理 ·

中国利用外资产业政策文献研究	
——基于量化-质化-演化三维框架	崔新健 欧阳慧敏(1)
谦卑型领导影响员工建言行为机制研究	辛 杰 刘淑君 孙卫敏(1)
独立董事薪酬激励抑制了企业违规行为吗?	周泽将 卢倩楠 雷 玲(2)
网红直播带货对消费者品牌态度影响机制研究	杨 楠(2)
高管物质激励及非物质激励对中国小微企业创新水平影响研究	尹志锋 余 玲 邵艳芳(3)
基于品牌联合类型的解释策略选择对消费者评价新产品影响机理研究	孙国辉 刘 培(4)
董事高管责任保险对企业战略激进度影响研究	
——基于中国 A 股上市公司的实证分析	袁蓉丽 孙沛楠 李瑞敬(4)
品牌标识的边界对消费者品牌创新性评价的影响	
——基于具身认知和空间隐喻视角的研究	王 毅 刘 钾(5)
客户地理距离对企业创新投入与创新产出影响研究	刘 静 李晓艳 闫华红(5)
全渠道零售体验价值共创行为对品牌资产影响机理研究	沈鹏熠 万德敏 陆淳鸿(6)
产品网络外部性对低碳供应链减排与定价决策影响研究	伍星华 艾兴政 李思寰(6)
母公司持股比例对子公司财务绩效影响机理研究	
——地理距离和制度距离的调节作用	刘小元 赵嘉晨 贾 佳(7)
用户体验因素和类型影响品牌资产机理探讨	
——来自“用户企业”蔚来汽车用户体验数据的实证研究	杨一翁 丁梦悦 纪雪洪(7)

基于信任和制度的家族企业职业经理人融合

- 以中国联塑为例 谭劲松 龙卓林 秦 帅(8)
- 老字号品牌故事主题影响消费者品牌态度机理研究 王德胜 杨志浩 韩 杰(9)
- 控制权转移对企业绩效的影响
- 基于代理成本中介效应的检验 吴国鼎(9)
- 二元创新对国际代工企业出口绩效影响机理研究
- 从 OEM 到 ODM 功能升级的中介效应 王生辉 张京红(10)
- 股利分配效率的驱动因素研究
- 委托代理与议价能力 郑晓亚 刘 飞 陈 华(10)
- 品牌内化提升社会组织员工品牌绩效的中介路径研究
- 基于中国非营利部门员工问卷调查数据的实证分析 张 冉(11)
- 企业社会责任归因对员工创新行为影响机理研究 张志鑫(11)
- 组织职业生涯管理与人力资源管理强度一致性对员工离职倾向的影响机制研究
- 职业满意度的中介作用和雇主品牌的调节作用 朱 飞 岳美琦 章婕璇(12)
- 互联网使用与企业库存决策行为：理论机制与中国证据 何小钢 朱国悦(12)

· 国际经济 ·

保税区 and 出口加工区对地区全要素生产率的影响

- 基于双重差分法的实证研究 叶修群 陈雯诗 刘荣春(1)
- 制度落差影响中国对外直接投资不对称效应探究
- 基于扩展引力模型的实证分析 陈怀超 田晓煜 张月婷(8)

· 区域经济 ·

- 风险网络视角下中国城市间房价波动溢出效应研究 李 政 王雪杰 刘 淇(4)
- 房价、财富不平等与城市犯罪率
- 基于中国地级市面板数据的实证分析 郭冬梅 李 昕 刘春晓 孙伟增(9)

· 公共管理 ·

因城施策背景下住房限购政策的有效性和异质性

- 基于 RDIT 方法的实证分析 邵 磊 秦韶聪 任 强(11)

· 特稿 ·

经济学经验研究的可信性革命

- 2021 年诺贝尔经济学奖得主 David Card 贡献述评 张川川 张淑娟(12)