中央财经大学学报

全国社科类核心期刊
中文社会科学引文索引来源期刊
全国百强社科学报

（月刊）
2020 年第 7 期
（总第 395 期）

主管单位：中华人民共和国教育部
主办单位：中央财经大学
主　　编：王广谦
编辑出版：《中央财经大学学报》编辑部
印　　刷：中央财经大学印刷厂
刊　　号：ISSN1000-1549 / CN11-3846/F
通讯地址：北京市西直门外学院南路 39 号
邮政编码：100081
电　　话：62288381　62288382
网　　址：http://xbbjb.cufe.edu.cn
E - mail：XBBGS@cufe.edu.cn
发　　行：北京报刊发行局
订　　阅：全国各地邮局
邮发代号：82-950
定价：20.00 元

目　　录

·财政税收·

地方政府债务风险的形成机理研究：基于显性债务和隐性债务的异质性分析 …… 李　升　陆琛怡（3）

财政压力下结构性减税的宏观经济效应：减税政策组合视角 …… 杨　兵　杨　杨　杜　剑（17）

·金融保险·

双重竞争约束下中国商业银行绩效变化研究 …… 应展宇　张夏晗（31）

金融精准扶贫的典型实践及合约经验 …… 曾庆芬（48）

·财务与会计·

大股东控制力、业绩补偿承诺与关联并购价值创造——基于股东关系联盟的新测算 …… 简冠群（58）

高管薪酬、攀比效应与代理成本 …… 任广乾　周雪娅　刘　莉　田霄璇（71）

·理论经济·

地位寻求与城镇家庭购买耐用消费品借贷行为的研究 …… 任国英　汪　津　李　锐（79）

地区工资不平等的演化特征：基于中国省际数据的经验研究 …… 陈　勇　柏　喆（91）

·工商管理·

基于新发展理念的经济社会发展测度及空间关联格局研究 …… 李旭辉　殷缘圆　程　刚（104）

·专栏：新冠肺炎疫情影响与防控·

防患于未然：基于新冠疫情与自由现金储备的研究 …… 郑登津　戴　馨　兰天琪（116）

JOURNAL OF CENTRAL UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

Contents

No. 7, 2020
(Serial No. 395)

Formation Mechanism of the Risk of Local Government Debt: A Study Based on the Difference Analysis of Explicit Debt and Implicit Debt ····· LI Sheng LU Chen-yi (3)

The Macroeconomic Effect of Structural Tax Cuts under Fiscal Pressure: A Combination Perspective of Tax Reduation Policy ····· YANG Bing YANG Yang DU Jian (17)

The Research on Performance Change of Chinese Commercial Banks under Dual Competition Constraint ····· YING Zhan-yu ZHANG Xia-han (31)

The Experience of Financial Poverty Alleviation Using the Samples of Precision Poverty Alleviation Practice ····· ZENG Qing-fen (48)

Controlling Power of Large Shareholder, Performance Compensation Commitment and Value Creation of Related M & A: New Measurement Based on Shareholder Relationship Alliance ····· JIAN Guan-qun (58)

Executive Compensation, Comparison Effect and Agency Cost ····· REN Guang-qian ZHOU Xue-ya LIU Li TIAN Xiao-xuan (71)

Study on the Status Seeking and Debt Behavior of Urban Households ····· REN Guo-ying WANG Jin LI Rui (79)

Regional Wage Difference's Evolution Characteristics: An Empirical Study Based on Chinese Provincial Data ····· Chen Yong Bai Zhe (91)

The Research on the Measurement of Economic and Social Development and Spatial Correlation Pattern Based on the New Concept of Development ····· LI Xu-hui YIN Yuan-yuan CHENG Gang (104)

To Nip in the Bud: A Study Based on the "COVID-19" and Free Cash Reserves ····· ZHENG Deng-jin DAI Xin LAN Tian-qi (116)

地方政府债务风险的形成机理研究：基于显性债务和隐性债务的异质性分析

Formation Mechanism of the Risk of Local Government Debt: A Study Based on the Difference Analysis of Explicit Debt and Implicit Debt

李 升 陆琛怡

LI Sheng LU Chen-yi

［摘 要］随着地方政府债务规模的不断膨胀，其风险属性不断累积。对于债务风险形成机制当前存在着较多争议。笔者基于显性债务和隐性债务的性质差别，从财政体制和政治晋升角度进行不同口径和不同层面的考察，以此对不同债务风险的异质性进行全面研究。研究发现，不同口径的财政自主度对不同债务风险的影响存在明显差异，晋升激励制度的不同构成也对不同债务风险存在相异的影响机理，由此显性债务风险和隐性债务风险的形成机理存在显著差别。无论是总体债务、显性债务还是隐性债务，专项转移支付的“公共池”效应均助长了地方政府债务的“道德风险”，造成了非理性的债务风险。对于显性债务，地方政府的债务风险在一定程度上是基于财政缺口形成的，但在地方政府所获得的上级资金补助中，一般转移支付和税收返还具有资金分配的固定规则，地方政府对其拥有较高的资金自由度，以此衡量的财政自主度对地方显性债务风险存在正向的影响关系。但对于隐性债务，无论是何种口径的财政自主度，其对债务风险的影响均显著为正，地方政府主要根据自身的偿债能力举借隐性债务。多元化的政治晋升约束使得地方政府的显性债务风险得到收敛，但由于 GDP 的现实发展是地方政府的客观需要，隐性债务风险受 GDP 晋升指标的影响较为显著。此外，财政体制和晋升制度对地方政府债务风险具有交互影响，交互影响倾向于让地方政府债务风险存在收敛性。最后结合研究结果，笔者对有效控制地方政府债务风险提出建议。

［关键词］政府债务风险 财政分权 晋升激励 显性债务 隐性债务

［中图分类号］F810.5 ［文献标识码］A ［文章编号］1000-1549（2020）07-0003-14

Abstract: With the scale of local government debt keeps expanding, its natural risk attribute is accumulating. However, no consensus has been reached for the study of debt risk formation mechanism. Based on the natural difference between explicit debt and implicit debt, the authors make a comprehensive study on the heterogeneity of different debt risk by examining the financial system and political promotion system in the formation mechanism of debt risk at different calibers and levels. It is found that there are obvious differences in the influence of financial autonomy of different diameters on debt risk. The different composition of promotion incentive system also have different influence mechanisms on debt risk, so there are significant differences in the formation mechanism of explicit debt risk and implicit debt risk. Whether the total debt, explicit debt or implicit debt, the public pool effect of special transfer payment promotes the moral hazard of local government debt and causes irrational debt risk. For explicit debt, the risk of local government debt is based on the financial gap to some extent. However, in the superior fund subsidy obtained by the local governments, there are fixed rules of fund distribution that the general transfer payment and tax return need to be followed. The local governments have a higher degree of freedom of funds, so the financial autonomy measured by this has a positive influence on the risk of local government explicit debt. But for implicit debt, no matter what the caliber of fiscal autonomy, its impact on debt risk is significantly positive. Local government borrows the implicit debt mainly according to their own financial strength. Diversified political promotion constraints reduced the risk of local government explicit debt. However, since the actual development of GDP is the objective need of local governments, the implicit debt risk is more significantly affected by the GDP promotion index. In addition, the financial system and the promotion system have the interaction influence on the risk of local government debt, which tends to make the risk of local government debt convergent. Finally, according to the results of the study, the authers make suggestions for effective control of risk of local government debt.

Key words: Risk of local government debt Financial decentralization Promotion incentive Explicit debt Implicit debt

［收稿日期］ 2020-02-27

［作者简介］ 李升，男，1980 年 1 月生，中央财经大学财政税务学院副教授，中财-中证鹏元投融资研究所副所长，硕士生导师，主要研究方向为地方财政及其投融资；陆琛怡，女，1997 年 1 月生，中央财经大学财政税务学院硕士生，主要研究方向为地方政府财政投融资。

［基金项目］ 北京市社会科学基金项目“北京市政府隐性债务风险的周期性特征及风险治理研究”（项目编号：19YJC044）。

感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

随着我国城镇化进程加快，地方政府具有潜在的基础设施投融资的强烈需求，而且在 2008 年世界性金融危机的深刻影响下地方政府开始大规模通过城投债等形式举借政府性债务进行基础设施建设。2014 年开始，国家逐渐推行政府投融资领域的深刻改革，新《预算法》允许地方在限额内举债，PPP 模式也获得蓬勃发展，地方投融资方式逐步走向规范化，并且在此过程中通过多种制度加强了债务风险管控，地方政府显性债务与隐性债务之间也有了明确的界限。从二者的范围界定上，显性债务主要是地方政府在市场上公开发行的政府债务，包括部分置换债和新增发行的地方债券；隐性债务是地方政府在法定债务限额之外直接或者承诺以财政资金偿还以及违规提供担保等方式形成的债务，主要包括：2014 年年底经甄别后未纳入地方政府存量债务，但仍有可能由地方政府负有偿还责任或救助责任的债务；2015 年以来新成立事业单位、融资平台公司的非市场化债务（毛捷和徐军伟，2016[1]）。

由于显性债务和隐性债务在债务性质、管理制度等方面均有较大差异，中央政府对于显性债务进行严格的限额管理，其配额、发行、偿还和风险管理均具有一套相对严格且市场化的方式；隐性债务的存在方式千差万别，产生根源、用途和还款等方面也不存在统一模式，其识别和管理机制还有待进一步完善，但是隐性债务在地方政府层面却承担着部分基础设施投融资的功能，因此地方政府易将其作为显性债务的替代品。在债务管控过程中，显性债务的显性特征使其更容易取得管控效果，而隐性债务存在较强的隐蔽性，因而其债务资金来源也趋于复杂，显性债务和隐性债务的风险形成轨迹也存在显著不同。根据财政部数据，2019 年全国地方政府债务余额为 213 072 亿元，未超过其债务限额，说明显性债务风险得到了明显控制。与此同时，地方政府隐性债务却以各种方式变相生长。据李升和樊珮琪（2019）[2]测算，2015 年和 2016 年地方隐性债务的增长率分别为 37.23% 和 33.77%；2017 年的债务规模达到 40.44 万亿元，比 2016 年增加 9.62 万亿元，增长率为 23.78%。那么，哪些因素影响着地方政府债务风险？显性债务风险与隐性债务风险的形成机制是否存在着异质性？如何对地方政府债务风险进行有效防范？本文基于这些问题，对地方政府的显性债务和隐性债务进行异质性分析，全面考察地方政府债务风险的形成机理，以期得到更为合理的分析结论并提出政策建议。

下文的内容主要包括：第二部分为学理基础和文献综述，从学理上对地方政府债务的形成原因进行分析，从文献综述方面进行梳理；第三部分为研究设计和实证分析，主要从实证的角度对地方政府债务风险从不同的债务构成和不同的视角进行检验；第四部分为研究结论与建议。

二、学理基础和文献综述

基础设施是经济社会发展的重要推动力量，地方政府在基础设施建设中发挥着投融资的主体作用，但由于长期以来的投融资体制等问题使得很长一段时间内地方政府主要通过土地财政和投融资平台等渠道获得基础设施的投资资金来弥补体制内资金不足问题，由此积累了大量的地方政府债务。近些年来，随着经济进入新常态阶段，政府投融资体制机制发生了重大改革，以各种形式而存在的地方债务获得蓬勃发展并不断膨胀。随着地方政府债务规模的扩张，学术界开始关注地方政府债务风险问题。从学理认知上，地方政府的举债风险主要受如下两个激励约束制度的影响（周飞舟，2012[3]）：

一方面，以“财权上移、事权下放”为特征的财政压力迫使地方政府通过举债来化解财政困境。财政压力构成了地方政府举债的资金预算约束。传统的地方政府举债理论认为，地方政府将基于其财政缺口进行举债以实现短期的财政资金平衡，或者为基础设施的资本性项目进行融资以实现代际公平或基础设施投融资资源的时空优化配置。因此从财政角度来看，地方举债也就分别具有了弥补地方财政赤字或筹集建设资金并调控经济运行的功能。

1994 年分税制改革造成了地方政府的事权和支出责任不匹配，以及财权和事权之间的不匹配，进而迫使地方政府需要依托举债进行融资。分税制改革提升了财政收入占国内生产总值的比重和中央财政收入占全国财政收入的比重，但与此同时，财政事权逐渐下放，使地方政府承担了更多基础建设、科教文卫等支出。由于缺乏相应财力，地方财政收支缺口增大，为了满足地区发展需求地方被动举债。在工业化和城镇化进程加快以及区域间经济竞争日益激烈的客观背景下，以优化招商引资投资环境为目的的基础设施投

资成了各地进行经济社会发展的重要手段，而分税制对基础设施投融资资金的配置缺位与日益加剧的投融资资金需求之间形成强烈的反差，加剧了地方政府基于财政压力而进行的融资需求。

另一方面，以地方官员晋升考评机制为核心的政治激励，助推了地方政府不断举债。政绩考核背景下地方官员的行为倾向构成了地方政府举债的目标约束。我国实行自上而下的政绩考核体系，这是我国政治制度的特殊背景。经济分权改革过程中，上级政府以经济增长率为标尺考核地方官员政绩，在现有官员治理体系中，竞争向上是地方官员谋求发展的自然途径，政治晋升激励是地方官员进行债务融资的直接原因和目标约束，地方政府官员具有主动负债的倾向。在缓解财政压力的同时，政治晋升制度通过目标激励途径为地方举债明确了资金投资方向，引导着地方官员将更多的资金优先投向市政建设以凸显政绩。

地方政府举债的财政激励驱动与政治激励驱动相互叠加，形成了中国式的地方政府举债模式，上述两个角度也就构成了解释地方政府债务风险的主要方面①。在对地方政府债务风险进行学理认识的基础上，国内学术界对地方政府债务的成因进行了较为充分且广泛的讨论。

一是财政压力方面。随着我国地方政府债务制度改革逐渐推开以及债务规模的不断膨胀，多数学者逐渐将研究关注点转移到对地方债务风险形成原因的实证考察上（黄春元和毛捷，2015[4]）。关于财政要素对地方政府债务及其风险的影响研究，现有文献并无统一结论。一些学者（刘尚希，2015[5]；庞保庆和陈硕，2015[6]）基于财政体制角度，认为分税制改革造成了地方政府的事权和支出责任不匹配，以及财权和事权之间的不匹配，进而迫使地方政府需要依托举债进行融资，以弥补为满足地区发展需求而产生的地方财政收支资金缺口。2008 年国际金融危机后，我国出台了 4 万亿刺激投资方案，进一步助推了地方举债的需求膨胀（陈菁和李建发，2015[7]）。何杨和王蔚（2015）[8]发现财政支出分权度对地方城市建设债务融资水平有负面影响。杨婷婷（2019）[9]发现财政分权与地方政府债务率呈负相关关系。事实上，在现行的事权和财力相分离的制度下，用财政收支缺口来解释地方债务规模的变化会出现偏误，原因在于中央通过转移支付让地方政府获得了财政资源，从而解决了财政缺口，因此“财政缺口假说”对于地方债务规模的影响并不成立。此方面的实证研究未能得出很好的共识，原因在于：采取地方财政自给率或地方财政缺口（谢贞发和范子英，2015[10]）、“营改增”后的财政运行压力（毛捷等，2018[11]）等直观指标来衡量地方财政运行困难的状况，难以反映财政体制运行的全貌，特别是忽视了不同类型转移支付的运作机理及其重要影响。

当前的财政体制，不仅包括财政收入和财政支出的划分，还包括转移支付部分。转移支付在财政体制中，起到了弥补纵向财政缺口、平衡横向地方财力等功效。探讨地方政府债务风险中财政体制的产生机理，需要考察财政体制的运行全貌，特别是中央财政转移支付所带来的“公共池”、预算软约束和中央救助等问题。现有文献虽然对财政体制之于地方债务风险进行了检验，但是缺乏对转移支付体系的考察（郭玉清等，2016[12]），而且多数研究将地方政府债务作为整体进行考虑，缺乏财政体制对于显性债务和隐性债务运行的综合和分类影响分析。

二是政治晋升约束方面。晋升激励驱动下地方政府“为增长而竞争”是中国经济保持 40 年高速增长的重要原因，在此基础上地方政府为了基础设施而进行广泛的融资，形成地方政府债务规模的持续膨胀。已有文献检验了晋升激励对地方政府债务规模的影响作用。有限的地方财政收入和转移支付难以满足地区短期内经济快速增长所需要的资金，举债融资成为解决经济发展资金不足、满足官员政绩需求的最佳策略。地方官员动用其对地区重要经济资源的支配能力，主动举借各种形式的债务，造成了当前地方债规模膨胀和风险增加的现状（周黎安，2007[13]）。蒲丹琳和王善平（2014）[14]的研究表明，地方政府投融资平台的债务增长速度与债务风险、地方官员的晋升激励强度成正向关系。沈雨婷（2019）[15]以官员任期年数刻画的晋升激励促进了城投债的发行规模正向增长。

从上述的研究可以看出传统政绩考评机制没有将地方融资风险纳入考量。实际上，在当前官员考核体

① 当然，除了这两个角度外，还存在着债务管理制度、债务使用效率、金融融资约束等角度，从不同层面影响着地方政府债务行为及其风险的产生，本文将在后文结合实际情况进行必要分析。

系中上级对下级的考核已呈现出多元化，已有文献开始关注晋升激励的多元化问题，如财政可持续性和民生投入激励（贾俊雪等，2017[16]）。本文根据研究需要，将政绩考核体系区分不同的实际情形进行检验，原因在于地方官员即使在综合晋升考核制度下也可能更侧重于对 GDP 方面的关注，因为 GDP 是多元化晋升考核制度下地方政府最希望实现的优先目标，因而与其他政绩考核成分相比 GDP 将在更大程度上影响着地方政府债务风险。

基于上述文献现状，本研究将从以下方面对地方政府债务风险的形成机理研究进行一定的创新：一是全面考虑转移支付体系在地方举债中的影响，弥补当前关于财政体制要素讨论的局限性。二是在政治晋升考核制度中，根据实际情况考虑政治晋升考核的不同影响。三是将地方政府债务区分显性债务和隐性债务两种不同的债务类型，以观测财政体制和晋升激励因素在两种债务类型上是否存在显著的差异性。

三、研究设计与实证分析

（一）模型设定与变量选择

本文构建如下模型，以研究地方政府债务风险的形成机制：

$$Debt_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Self_{it}+\alpha_2 Js_{it}+\alpha_3(Self_{it}\times Js_{it})+\alpha_4 X_{it}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Impdebt_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Expdebt_{it-1}+\alpha_2 Self_{it}+\alpha_3 Js_{it}+\alpha_4(Self_{it}\times Js_{it})+\alpha_5 X_{it}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中：下标 i 表示省份，t 表示年份；$Debt_{it}$ 表示地方政府债务风险，使用债务率衡量；$Self_{it}$ 和 Js_{it} 是本文的核心解释变量，分别测度财政自主度和晋升激励程度；$Self_{it}\times Js_{it}$ 表示财政自主度指标与政治晋升指标的交叉项；X_{it} 是一组控制变量；ε_{it} 表示模型的误差项。在隐性债务（$Impdebt$）风险方程（2）里，将考察显性债务风险的滞后一期的实证影响，原因在于地方政府举借隐性债务往往是基于当前显性债务宏观管控背景下的融资方式转移。

1. 被解释变量。

借鉴司海平（2018）[17]的研究，本文将地方政府债务划分为显性债务和隐性债务两部分。在债务风险的衡量指标上，债务率和负债率均是国际上常规的衡量指标，同时也是官方判断债务风险的主要指标①。与负债率相比，本文主要选择债务率作为债务风险的衡量指标，即被解释变量，原因如下：（1）有利于避免与控制变量中人均地区 GDP 等经济变量之间的内生性问题。（2）地方政府债务还款的来源主要为财政收入，而非地区 GDP。债务率是地方政府债务规模与当年地方财政收入的比值，该指标直接刻画了地方债务的信用风险，而信用风险是债务风险最重要的组成部分，同时也是宏观语境下债务风险最被关切的层面。因此，债务率比负债率在衡量地方偿还债务风险上更具有参考意义。此外，依据本文对地方政府债务的划分，被解释变量分为总债务率、显性债务率和隐性债务率，以此探讨地方政府总债务风险和分类风险的形成机理。当然本文也将负债率作为稳健性检验的指标。

2. 解释变量。

（1）财政压力。

财政收支指标是现有文献较为主流的度量方式。对财政压力程度的测量主要有两种：一种是根据陈硕等（2012）[18]的研究，将财政压力程度从“收入”“支出”“财政自主度”三个角度描述，认为在我国中央地方财政关系频繁调整的背景下，要根据研究的时段和问题选择合适的分权指标。另一种是采用地方收入的边际分成率。根据林毅夫和刘志强（2000）[19]的研究，中央和省级政府间的收入分摊规则确定了财政分权程度，但此指标仅适用于“财政包干”体制时期，不能反映分税制改革后中央和地方的分权程度。

在当前的财政体制中，通过中央对地方的税收返还与转移支付等渠道，地方财政可以达到预算内收支平衡，从这个意义上说，地方财力与事权并不存在不匹配的问题。对于财政压力指标，需要找到合理且有效的衡量指标，学术界对此众说纷纭。本文将采用三个指标，以全面有效地衡量财政分权情况：（a）财政自主度 1（*Self*1），即财政自主度 = 地方一般公共预算收入/地方一般公共预算支出。（b）财政自主度 2（*Self*2），即财政自主度 =（地方一般公共预算收入+一般转移支付+税收返还）/地方一般公共预算支出。一定意义上，财政压力程度应当以地方实际可支配财力满足其财政事权的程度为量化标准，在地方本

① 如审计署审计公告、《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发［2014］43 号）等。

级财政收入的基础上还应包含一般转移支付、税收返还。在一般转移支付的组成部分中，均衡性转移支付是采取因素法分配的财政资金，实质上对此拥有完全所有权的是地方，而非中央；其他财力性转移支付主要由农村税费改革转移支付、民族地区转移支付等内容构成，为确保资金分配的公平性与客观性，按照公式进行计算。因此，一般转移支付的资金分配取决于中央政府统一制定的资金分配规则，中央财政不具有主观决定权，而地方财政享有相对完整的资金产权。相比之下，专项转移支付采用项目管理方法，并要求地方配套专项资金，在一定意义上体现了中央在分配财政资金过程中的相对独立性，同时地方缺乏一定自主性和灵活性（马海涛和李升，2013[20]）。（c）财政自主度 3（*Self*3），即财政自主度 = 专项转移支付/地方一般公共预算支出。专项转移支付在纵向转移支付体系中起到了基本公共服务均等化、外部效应内部化、经济政治发展重大战略实施以及地方财政援助等作用。在地方政府债务的成因中考虑纵向转移支付制度的作用将使得债务的形成过程和形成机理变得更加具体化和明确。由于中央财政转移支付会带来突出的道德风险问题，如“公共池”问题和中央救助问题（Schaltegger 和 Feld，2009[21]），故可能加剧地方政府债务膨胀。分税制改革之后，专项转移支付成为中央政府在财政上处理重大紧急事件的重要方式，比如稳定社会治安和调整经济周期，起到了在紧急时期对地方政府施与援助之手的作用，地方政府一旦发生债务危机时，专项转移支付将体现“相机救助预期”，由此强化了地方政府对债务危机事后救助的判断，因此本文以专项转移支付构造的指标衡量地方政府对中央财政的相机救助预期有其必要性。

（2）晋升激励。

目前学者对晋升激励程度的测度可以分为两类：一类是地方官员的个人特征。沈雨婷（2019）[15]使用政府官员任期年数表示晋升压力。曹婧等（2019）[22]用市委书记的晋升年龄门槛与退休年龄衡量晋升压力。另一类是依据地方官员管辖区域的经济社会特征构造指标。吴群和李永乐（2010）[23]以人均外商直接投资作为地方政府竞争指标。陈菁和李建发（2015）[7]以 GDP 增长率、财政盈余与失业率为基准构造多元化的官员晋升激励指标。张旭昆和李晓红（2016）[24]以地方固定资产投资总额代表官员获得政治晋升的竞争程度。王卓君和郭雪萌（2018）[25]以年度地区 GDP 增速刻画官员晋升激励程度。本文为了研究结果的稳健性起见，同时考虑上述两类测度方法。

基于晋升锦标赛的相对绩效评估特征，本文沿用钱先航等（2011）[26]的测度方法，把地方政府具体的经济社会发展成绩与其相邻地区进行横向比较，对晋升激励程度进行赋值。本文将样本城市分为普通省份和直辖市两类。对于普通省份，按照地理区域划分为华中、华北、华东、华南、西北、东北、西南七大地区①，以各省份人均 GDP 为权重分别计算各个地区 GDP 增长率、财政盈余、失业率的加权平均数，其中财政盈余的计算方法为（地方财政收入-地方财政支出）/地方财政收入。对于具有特殊政治地位的四个直辖市（北京、天津、上海、重庆），归为一类计算三个指标的加权平均数。当省份 GDP 增长率和财政盈余小于当地该项指标的加权平均值以及失业率大于当地该项指标的加权平均值时，赋值为 1，否则为 0。将三个得分加总得出省级地方官员的晋升激励指标，该指标取值范围为［0，3］，分值越高表示晋升激励程度越大。为了稳健性考虑，使用晋升激励指标的滞后一期来避免模型的内生性问题。除了晋升激励指标，本文也考虑包括官员年龄、官员任期和官员企业工作经历等地方官员的个体特征。

（3）控制变量。

与其他文献类似，本文选取人均 GDP 对数（Ln*pergdp*）、人口密度（*Density*）、第二三产业比重（*Struc*）、城镇化率（*Urban*）、人均财政收支缺口对数（Ln*perfis*）、人均金融贷款水平（*Percredit*）、债务管理效率（*Effic*）等作为控制变量。

经济发展水平选取人均 GDP 来衡量，反映各地真实的经济发展程度。经济发展水平对地方政府债务风险的影响存在两种机制：一方面，随着经济能力的提高，地区的债务融资需求将相应扩大，从而提高地方政府债务风险程度。另一方面，具有较高经济发展

① 华中地区包括河南、湖北、湖南；华北地区包括山西、河北、内蒙古；华东地区包括江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东；华南地区包括广东、海南、广西；西北地区包括陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆；东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁；西南地区包括四川、贵州、云南、西藏。

水平的地区，其经济体量和地方财政收入也较大，地方政府有较好的债务承受能力和偿债能力，从而控制地方政府债务风险。因此，经济发展水平的影响还有待检验。人口密度（*Density*）选取地区年末总人口数与面积的比值来衡量，人口密度越大，对基础设施的建设需求也将越大，使得地方债务风险提高。第二三产业比重（*Srtuc*）选取第二三产业占地区GDP的比值来衡量，根据2013年的《全国政府性债务审计结果》，市政建设、土地收储、交通运输设施建设是政府债务的最主要支出投向，第二三产业在GDP的比重体现了地区的产业结构及基础设施建设需求，高比重将提升地方政府债务风险。城镇化率（*Urban*）选取城镇人口数量与总人口数的比值来衡量，体现城市化需要地方政府债务资金为基础设施建设提供支持。人均财政收支缺口对数（Ln*perfis*）选取人均地方财政收支差值来衡量，用以观察地方财政的资金压力。地区金融资源指标选取人均地区金融机构贷款（*Percredit*）指标，有利于把握地方政府举债所面临的金融资源约束。债务管理效率（*Effic*）系采用数据包络分析（DEA）技术测算得出①。

（二）样本选择与数据说明

本文的研究范围是2012—2018年我国大陆30个省份，由于数据可得性问题，剔除西藏。在债务数据上，借鉴司海平等（2018）[27]的债务构成处理方法，显性债务包括国债转贷收入、地方政府债券净收入。隐性债务规模数据选取具有时间连续性和研究意义的城投公司发行的城投债。总债务是上述两者的总和。省委书记的个人特征数据来自中国共产党新闻网、人民网等权威网站，对所公示的官员简历进行整理、挖掘。2012—2014年转移支付和税收返还数据部分来自各省财政厅（局）决算、《中国财政年鉴》，2015—2018年数据来自财政部预算司，并以此为基础测算2012—2014年缺失的部分转移支付数据。其他数据，如地方财政收支、人口数量、地区生产总值、各产业比重、人均金融贷款等，均来自《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》以及各省《统计年鉴》。所有指标均进行了GDP平减处理。

（三）描述性统计分析

本文数据的统计性特征如表1。2012—2018年30个省份的总债务率均值达到236%，显性债务率均值为219%，高于国际货币基金组织提供的参考值。其中，显性债务率最大值出现在2018年的青海，达到646%，而最小值出现在2016年的上海，为70%。总负债率均值达26%，低于国际上《马斯特里赫特条约》确定的负债率控制标准参考值60%。债务率和负债率均存在较大的地区差距，从债务负担的角度来看，地方政府债务风险问题值得关注。财政自主度指标中，财政自主度2明显高于财政自主度1的数值，这与其所蕴含的内容相关，而且三个财政自主度指标均呈现明显的地区差异，这表明各省份之间的财政收支运行情况存在较大差异。晋升激励指标均值为1.43，其离散程度较好地反映了省级政府官员在面临晋升激励程度上的差异。省委书记、省长的平均任期分别为2.63年、2.77年，均小于地方债的平均偿债周期，存在着较为明显的地方政府举债行为跨期卸责的主观倾向。

表1　　**描述性统计情况**

变量	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Debt	总债务率	210	236.756 1	107.571 2	72.538 7	666.677 4
Expdebt	显性债务率	210	218.855 0	106.108 6	70.018 9	646.121 2
Impdebt	隐性债务率	210	17.901 1	13.035 8	0.794 3	66.102 3
Debtg	总负债率	210	26.264 0	13.227 0	8.456 6	98.326 1
Edebtg	显性负债率	210	24.259 8	12.950 3	7.938 7	94.689 3
Idebtg	隐性负债率	210	2.004 2	1.577 7	0.082 1	8.301 3
*Self*1	财政自主度1	210	0.509 2	0.188 2	0.156 4	0.931 4

① 具体做法中，以人均地方政府债务余额为投入指标，以人均GDP、人均城市建成区面积、人均公路里程、每万人中小学在校学生数为产出指标，体现了地方政府债务的投向，并选用投入主导型和不考虑规模收益的模型，采用内部算法，以模型所得的综合效率作为地方政府债务管理效率的代理变量。

续前表

变量	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
*Self*2	财政自主度 2	210	0. 774 5	0. 096 4	0. 433 8	0. 983 5
*Self*3	财政自主度 3	210	0. 155 4	0. 078 6	−0. 041 6	0. 331 3
Js	晋升激励指标	210	1. 433 3	0. 845 9	0. 000 0	3. 000 0
Jsgdp	GDP 晋升指标	210	0. 433 3	0. 496 7	0. 000 0	1. 000 0
Sjage	省委书记年龄	210	60. 795 2	3. 330 4	49. 000 0	70. 000 0
Sjlast	省委书记任期	210	2. 628 6	1. 721 0	1. 000 0	11. 000 0
Sjentre	省委书记企业工作经历	210	0. 390 5	0. 489 0	0. 000 0	1. 000 0
Szage	省长年龄	210	58. 071 4	3. 503 9	46. 000 0	65. 000 0
Szlast	省长任期	210	2. 771 4	1. 852 2	1. 000 0	10. 000 0
Struc	第二三产业比重	210	0. 901 8	0. 050 9	0. 750 8	0. 996 8
Urban	城镇化率	210	0. 576 8	0. 120 3	0. 364 2	0. 896 1
Ln*perfis*	人均财政收支缺口对数	210	8. 877 8	0. 665 7	7. 075 8	10. 636 2
Percredit	人均地区金融机构贷款	210	5. 513 0	4. 108 3	1. 933 4	21. 122 7
Effic	债务管理效率	210	0. 598 4	0. 227 4	0. 220 0	1. 000 0
Density	人口密度	210	0. 046 9	0. 069 7	0. 000 8	0. 382 7
Pergdp	人均 GDP	210	7. 876 0	4. 125 8	2. 233 0	22. 762 9

（四）基本回归结果分析①

在进行回归分析前，对面板数据进行 Hausman 检验，得到 $chi2(7)=36.07$，$p=0.000\ 0$，表明在 1% 的显著水平上拒绝采用随机效应的原假设。考虑地区和年份对被解释变量的影响，本文以同时控制地区和年份的双向固定效应模型进行估计，检验财政分权和晋升激励对地方政府债务风险的影响。

表 2 的模型（1）~模型（7）以总债务率为被解释变量，以财政分权和晋升激励作为核心解释变量，模型根据需要，将控制变量逐次纳入方程②，以控制核心变量以外影响地方政府债务风险的其他因素。*R* 方均大于 0. 85，表明解释变量对被解释变量有较好的解释力。

表 2　　模型回归结果

方程与变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）
	总债务率（*FE*）						
*Self*1	−254. 1 * （139. 9）				−437. 89 ** （202. 47）		
*Self*2		176. 3 ** （87. 18）				397. 72 ** （187. 04）	
*Self*3			259. 3 ** （117. 4）				348. 6 ** （142. 4）
Js	21. 35 *** （6. 216）	20. 68 *** （6. 221）	21. 22 *** （6. 188）	20. 75 *** （5. 861）	85. 18 * （51. 3）	137. 76 ** （63. 88）	37. 82 *** （10. 99）

① 之所以按先总体债务后分类债务的顺序进行论证，原因在于在总体债务上可以考察不同口径对债务风险的影响，在分类债务上可以进一步考察不同债务类型的具体成因。

② 由于篇幅所限，根据研究需要本文的实证过程仅呈现部分结果。下同。

续前表

方程与变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	总债务率（*FE*）						
Sjage	−0.316 (1.387)	−0.109 (1.389)	0.0360 (1.392)	−0.530 (1.310)	0.68 (2.13)	−2.80 (4.8)	−0.273 (1.301)
Sjlast	−0.468 (2.397)	−1.428 (2.381)	−1.533 (2.378)	−3.698 (2.242)	−1.98 (5.41)	−8.01 (5.85)	−3.926* (2.226)
Sjentre	2.906 (8.997)	−1.356 (8.841)	0.330 (8.802)	−4.776 (8.283)	−6.36 (15.7)	12.69 (17.55)	−6.456 (8.251)
Js×*Self*1					113.2* (68.03)		
Js×*Self*2						−177.74** (82.89)	
Js×*Self*3							−117.6* (63.38)
pergdp				68.94* (35.59)	88.29** (37.54)	42.7* (21.52)	70.77** (35.18)
Effic					324.81*** (46.09)	284.28*** (52.23)	
Density				−16 932*** (3 293)	−4 599.25 (5 351.5)	−12 605.48** (5 882.2)	−17 159*** (3 266)
Struc				−1 707*** (433.7)			−1 628*** (434.6)
常数项	297.4*** (107.7)	20.41 (109.0)	101.4 (86.15)	1 780*** (513.6)	1 536.1** (262.9)	−487.7** (192.17)	1 630*** (519.1)
R-squared	0.851	0.852	0.852	0.880	0.75	0.66	0.884

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

1. 财政体制对债务风险形成机制的影响。

财政自主度，从定义上是地方财政掌控的相关财力相对于地方一般公共预算支出的比例，并将因不同的内涵和指标值而体现出不同的财政体制运行状态。从表2的实证结果看，财政自主度1指标的系数显著为负，说明财政分权对地方政府总债务风险有负向影响。地方财政的自主程度越高，越有利于降低政府债务风险，这表明在一定程度上，地方政府出于缓解财政困难而进行举债。相对于一般公共预算支出，地方政府一般预算收入的比重越大，地方越具有偿还债务的能力，从而抑制并降低地方政府债务风险，或者反过来说，地方政府财政的缺口越大，其地方政府债务风险也将越大，这在一定程度上验证了地方债的“财政缺口假说”，即地方政府在一定程度上是出于弥补自身财力的不足而进行举债。

但是正如前文所述，一般转移支付和税收返还作为固定规则的转移支付类型，地方政府对其具有较高的资金自由度，因此不能仅从一般公共预算收入看债务风险的产生原因，在将此两类收入纳入地方财政收入范畴后，财政自主度2对地方总的债务风险却变成了正向影响，这意味着地方政府在面临更高程度的财政自主度后，地方政府的举债行为变得不如原来谨慎。一般性转移支付主要是针对一个地区的“标准财政收支缺口”进行公式化和标准化的补助（税收返还具有固定的分配公式），地方政府获取一般性转移支付，也就意味着地方政府已获得弥补标准财政缺口的资金，地方基本解决财政缺口的“吃饭”部分。在地方政府获得越多的一般转移支付和税收返还并对其纵向财政失衡形成的缺口进行填补后，地方政府越倾向于解决“温饱”后的发展问题，积极进行基础

设施投融资。地方政府债务风险随着财政自主度的提高而扩大，体现了上述两项收入对地方政府举债的刺激作用。

从专项转移支付所衡量的“相机救助预期”来看，其系数为正，表明地方政府在转移支付的“公共池”效应下，具有超过自身财政实力进行举债的冲动，这不利于合理控制地方政府的债务风险。专项转移支付，在分税制中往往被赋予临危之际救助重任的使命，在地方政府债务的语境中被视为具有事后援救的功效，地方政府持有债务救助预期，上级政府将对处于债务困境的地方政府施以援手，转移支付的“公共池”效应助长了地方政府债务的非理性膨胀及其风险的形成。从政策层面看，《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发〔2014〕第 43 号）强调，“要硬化预算约束，防范道德风险，地方政府对其举借的债务负有偿还责任，中央政府实行不救助原则。”然而，《国务院办公厅关于印发地方政府性债务风险应急处置预案的通知》（国办函〔2016〕88 号）指出，“市县政府统筹本级财力仍无法解决到期债务偿债缺口并且影响政府正常运转或经济社会稳定的，可以向省级债务应急领导小组申请救助。”这里的政策表述实质上不利于形成市县级政府对省级政府的债务不救助预期，本文实证结果提供了确切的证据。

从上述实证结果看，地方政府在财政压力的情况下将增加债务以缓解财政压力，并由此增加了地方政府偿债风险，而地方基于财政压力进行举债的逻辑将在一般性转移支付和税收返还弥补财政缺口之后而改变。对于总体债务风险而言，地方政府将因为财政收支存在缺口而举债，也将因为在解决了收支缺口之后而举借“建设债务”，原因在于：一方面，地方财政实力的增强提高了地方政府债务的偿还能力，增加了地方政府的债务风险偏好；另一方面，与专项转移支付类似，一般性转移支付也存在一定的“公共池”效应，因为其资金来源属于全国范围的税收。专项转移支付的“公共池”机制使得地方政府降低了偿还债务的成本并提高了债务救助预期，助长了地方政府举债行为的“道德风险”。

2. 晋升激励体系对债务风险形成机制的影响。

表 2 的实证结果表明，晋升激励的指标系数在模型中均显著为正，说明晋升激励对地方总债务风险有正向作用。事实上，地方政府官员面临着多重任务目标考核及其引致的政策权衡取舍，这一特点在近年来表现得越发突出。当前晋升激励体系不仅考虑 GDP 增长的区域间横向比较，也开始关注财政可持续性和失业率等情况，表 2 的晋升指标运用了包括 GDP、财政赤字和失业率在内的综合指标，实证结果表明地方官员在晋升体系的激励下需要获取更多的债务资金以弥补财政体制的资金不足来实现经济社会发展，因为地方官员只有获得优于其他地区的综合政绩表现，才能进入晋升资格赛的范围，因此晋升激励体系对助推地方债务风险起到了显著的作用。

从地方官员的个体异质性看，省委书记年龄和其企业工作经历等特征指标的实证结果并不显著，但是书记的任期指标在部分回归结果中系数为负。这意味着官员的任期越短，其任期内的债务风险将越大，证明了前述的论断，即地方政府官员存在着“上任举债，下任偿还”的举债跨期推卸责任倾向，原因在于官员的平均任期仅有 2. 63 年，但是地方债的偿还期限往往在5~7 年，地方官员很容易将偿债责任推延给下任官员。

3. 财政分权和晋升激励的共同影响。

财政体制和晋升激励制度为地方官员日常工作中面临的两种制度安排，分别从财政资源约束和晋升压力两方面同时影响官员举债行为，地方政府债务风险也将受到财政压力和晋升激励两个因素的交叉影响。表 2 列（7）实证结果表明，财政体制和晋升考核压力的共同作用进一步助长了地方政府的债务风险，地方政府存在着因专项转移支付的“公共池”效应而具有扩张举债的倾向，但是专项转移支付对债务风险的正向作用将随着晋升压力的增大而逐渐减少，原因在于综合晋升指标促使地方官员不仅需要关注经济增长，也同样需要考虑举债规模膨胀所带来的财政安全等方面对其晋升前途的影响，因此地方政府债务风险得到一定程度的收敛。

（五）不同债务类型分析

表 3 是对不同类型债务风险进行异质性分析的结果。正如前文所述，地方政府的显性债务与隐性债务之间既存在着共通之处，也在债务内涵、管理体制和识别机制等方面存在显著差异，风险产生机制也将具有不同情形。本部分对显性债务和隐性债务的风险形成机理进行异质性分析。模型（8）~模型（10）是针对显性债务风险的回归结果，模型（11）~模型（13）是针对隐性债务风险的回归结果。

表3　　**不同债务类型回归结果**

方程与变量	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
	显性债务率			隐性债务率		
*Self*1	−505.8***			92.679***		
	(63.08)			(31.64)		
*Self*2		191.85***			54.72***	
		(73.4)			(25.4)	
*Self*3			206.9***			51.79*
			(39.1)			(32.87)
Js		53.3*	7.15***			
		(28.32)	(4.17)			
Jsgdp	40.89***			7.64*	24.90*	−2.99
	(13.52)			(4.56)	(13.7)	(3.9)
Sjage	0.773		0.213	−1.008**		−1.12***
	(0.858)		(1.284)	(0.41)		(0.430)
Sjlast	2.064		−3.707*	1.54**		2.30***
	(1.374)		(2.196)	(0.59)		(0.602)
Sjentre	−4.864		−8.817			
	(8.212)		(8.140)			
Szage					0.668**	
					(0.31)	
Szlast					1.72***	
					(0.56)	
Jsgdp×*Self*1	−43.20*			−16.01*		
	(24.48)			(9.48)		
Jsgdp×*Self*2					−35.8**	
					(17.93)	
Jsgdp×*Self*3						9.45
						(22.6)
Js×*Self*2		−64.783*				
		(36.12)				
Js×*Self*3			−54.2**			
			(23.9)			
L. expdebt				0.002 7***	0.003***	0.002***
				(0.000 8)	(0.000 89)	(0.000 76)
Struc		−644.3**				
		(258.7)				
Urban					−272.4***	
					(66.9)	
Percredit					−6.0**	−2.99
					(2.88)	(2.51)
Effic		44.54***		−17.93*		−24.47***
		(17.92)		(9.47)		(9.78)
常数项	238.5***	−38.5	−38.385 24	−26.4	113.3***	103.6***
	(61.23)	(35.92)	(31.42)	(21.11)	(42.0)	(27.52)
R-squared	0.550	0.77	0.73	0.25	0.22	0.18

1. 显性债务的风险产生机制分析。

表 3 的实证结果说明，在显性债务方面，财政分权和晋升激励对地方政府显性债务率的影响机制与基准模型基本一致。（1）财政自主度指标（*Self*1）的结果表明，地方政府的显性债务受到财政压力的显著影响，地方政府在向上级申请债务需求时充分考虑了地方财政本身运行的缺口。而且其资金缺口在获得一般性转移支付和税收返还的弥补并由此解决财政上的温饱问题之后，地方政府越有动力举借显性债务，积极进行基础设施投融资，由此造成明显的显性债务风险。（2）专项转移支付的“公共池”效应带来地方政府对显性债务风险的“救助预期”，提升了显性债务风险，说明由于专项转移支付制度的不完善以及转移支付资金来源的全国性，造成了地方政府对于举债显性债务和债务偿还资金的预算软约束，地方显性债务举债行为具有扩张性倾向，从而形成债务风险。（3）在政绩考核方面，无论是综合性考核机制，还是 GDP 考核机制①，均表现出对显性债务风险的显著影响。地方政府希望通过显性债务的举债进行基础设施建设，并由此实现自身政绩的目标。另外，针对晋升激励制度是否使地方政府官员真正受制于晋升压力，目前存在不同看法（陶然等，2010[28]），但是无论晋升机制是否奏效，地方官员追求经济的现实增长是首要选择（蒋震，2014[29]），因此表现出地方政府债务风险与 GDP 高度关联的现实。（4）省委书记和省长的个人特征指标的显著性较差，仅有省委书记的任期指标相对显著，显性债务风险存在着一定的跨期推卸倾向。其他特征指标的结果与总体债务风险情形基本相同，此处不再赘述。（5）财政体制和晋升制度均构成地方政府举债的约束条件。从实证上，地方政府显性债务风险受到了财政自主度和晋升激励的双重影响。在专项转移支付的“公共池”背景下，地方政府存在着因专项转移支付的“公共池”效应而具有扩张举债的倾向，但是专项转移支付对显性债务风险的正向作用将随着晋升压力的增大而存在收敛性，原因在于受显性债务的公开与透明等影响，多元化绩效考核体系对于显性债务风险具有收敛效应。晋升压力对显性债务风险起到正向作用，但是当地方政府通过“公共池”获取专项转移支付的同时，由于受多元化考核指标以及显性债务严格管控的约束，“公共池”所带来的道德风险得到了一定程度的控制。考察其他两项财政自主度指标，也存在与专项转移支付类似的作用机制。

2. 隐性债务的风险产生机制分析。

在隐性债务模型中，其风险的形成机理与显性债务风险具有明显不同的规律性。隐性债务风险的产生机制具有如下情形：（1）一般公共预算口径的财政自主度 1 对于隐性债务风险的形成是正向的，这与显性债务风险存在不同。财政自主度 1 的实证结果显著为正，说明地方政府举借隐性债务并非为了弥补财政缺口，相反，较高程度的财政自主度助长了风险扩张，地方财政越具有财政实力，地方政府也越具有举借隐性债务的底气，从而形成债务风险。（2）财政自主度 2 的实证结果表明，地方政府在获取一般性转移支付和税收返还以弥补预算内财政收支缺口后，地方财政自主度越大，地方财政实力越雄厚，越容易增加地方政府的偿债能力和举借债务的扩张性冲动。（3）专项转移支付的“公共池”效应所带来的举债“道德风险”对于隐性债务的影响同样存在。（4）隐性债务风险受 GDP 晋升指标的影响相对显著，这与官员希望通过隐性债务来弥补地区建设资金缺口有关。由于隐性债务多数用于基础设施等与经济发展相关联的项目建设上，因此其债务风险也就与 GDP 发展相关联。这表明即使存在综合晋升考核制度，地方官员也可能更侧重于对 GDP 发展的关注，原因在于“发展是硬道理”，GDP 发展是多元化晋升考核制度下地方政府最希望实现的优先目标，地方政府还是延续着过去对 GDP 的行为倾向性而进行着横向的 GDP 竞争，进而推动地方政府的举债竞争，从而形成隐性债务风险。（5）官员的个体特征方面，省委书记和省长的相关指标均较为显著，隐性债务的举债决策受到了两者的共同影响。官员的任期指标显著为正，这说明地方官员的任期越长，官员任期内所需进行的投资事项将越多，隐性债务风险也越大。（6）值得注意的是，隐性债务风险与上一期的显性债务风险存在显著的正向关系，证实了前面的判断，地方政府在进行隐性债务举债决策的时候，将结合上一期显性债务风险情况进行考虑，隐性债务成为地方政府规避显性债务的“避风港”。（7）债务管理效率与隐性债务风险之间的关系是负向的，说明债务管理

① 之所以存在不同的政绩考核体系的影响，原因在于地方官员对考核体系的关注存在差别。

效率越高，地方隐性债务风险水平越低，这意味着隐性债务的管理效率是债务风险形成的重要因素。

（六）稳健性检验

为了检验模型的稳健性，本文在模型（14）~模型（22）采用负债率来衡量地方政府债务风险，这一指标体现了地区经济规模对地方政府债务的承载能力。在总负债率的回归模型中，财政自主度对地方政府债务风险的影响依然显著，专项转移支付的“公共池”效应同样存在，晋升激励的助推作用也仍然明显，实证结果与前文的基本相同，表明本文所论证的地方政府债务风险形成逻辑比较稳健。显性债务风险和隐性债务风险的稳健性检验中，财政自主度指标较为显著，说明前文的结果较为稳健；政治晋升指标及其交叉项的部分情形结果不稳健，原因可能在于被解释变量债务负债率与晋升考核体系中的 GDP 指标存在一定的内生性问题。省长的个体特征指标显著为正，进一步证实了前述结果；其他的相关指标也得到了验证。

表 4　　**稳健性检验**

方程与变量	（14）	（15）	（16）	（17）	（18）	（19）	（20）	（21）	（22）
	总负债率			显性负债率			隐性负债率		
*Self*1	−146. 7 ***			−49. 83 ***			15. 39 ***		
	（55. 47）			（7. 82）			（3. 55）		
*Self*2		47. 76 *			14. 66 ***			5. 01 *	
		（24. 47）			（4. 01）			（2. 72）	
*Self*3			104. 50 ***			7. 72 *			6. 61 *
			（29. 86）			（4. 27）			（3. 75）
Jsgdp				4. 13 ***	−3. 26	−2. 02 ***	0. 895 *	2. 93 *	−0. 372
				（1. 44）	（2. 44）	（0. 769）	（0. 498）	（1. 59）	（0. 46）
Js	1. 729 **	9. 69 *	5. 77 ***						
	（0. 710）	（6. 05）	（2. 17）						
Sjage	−0. 910 *	−0. 020	0. 59			−0. 085	−0. 1 **		
	（0. 466）	（0. 22）	（0. 43）			（0. 067）	（0. 044）		
Sjlast	−0. 215	−0. 011	−0. 72				0. 077		
	（0. 27）	（0. 367）	（0. 54）				（0. 067）		
szlast				0. 237 5	0. 165 *	0. 122	0. 152 **	0. 249 ***	0. 215 ***
				（0. 15）	（0. 090）	（0. 096）	（0. 059）	（0. 062）	（0. 062）
szage				0. 260 ***	0. 105 **	0. 106 **	0. 089 ***	0. 12 ***	0. 0972 **
				（0. 085）	（0. 051）	（0. 055）	（0. 032）	（0. 034）	（0. 034）
Js×*self*1	1. 688 **								
	（0. 835）								
Js×self2		−11. 39							
		（11. 8）							
Js×*self*3			−41. 48 ***						
			（12. 96）						
Jsgdp×*Self*1				5. 599 **			−1. 69 *		
				（2. 65）			（0. 94）		
Jsgdp×*self*2					3. 13			−4. 26 **	
					（3. 15）			（2. 08）	
Jsgdp×*self*3						−12. 57 ***			0. 969
						（4. 28）			（2. 60）
Pergdp	4. 813		−0. 79 ***			−0. 75 ***			
	（4. 785）		（0. 155）			（0. 21）			
L. Expdebt							0. 000 45 ***	0. 000 33 **	0. 000 2 **
							（0. 000 09）	（0. 000 1）	（0. 000 09）
Urban	65. 88					83. 07 ***	−17. 84 **	−15. 97 **	
	（41. 67）					（21. 23）	（8. 15）	（6. 85）	

续前表

方程与变量	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
	总负债率			显性负债率			隐性负债率		
Ln*perfis*	-12.01*** (4.267)								
Density	-814.0* (428.8)								
Effic		24.91*** (6.01)	30.23*** (5.23)	4.17 (2.69)		4.71*** (1.62)	-1.29 (1.05)	-2.47** (1.15)	-2.87** (1.14)
Percredit		4.61* (2.41)	1.78 (5.23)					-0.141 (0.29)	-0.41 (0.28)
常数项	145.9** (63.77)	120.9** (54.08)	-28.24* (15.26)	12.24* (6.81)	-17.31*** (4.25)	76.83*** (17.6)	6.46 (5.07)	-1.97 (4.44) (3.56)	-1.19 (2.54)
R-squared	0.887	0.881	0.74	0.75	0.77	0.84	0.42	0.25	0.22

四、研究结论及建议

本文利用地方政府债务数据，基于显性债务和隐性债务的性质差别，从财政体制和晋升激励两个维度的不同方面，实证考察了地方政府债务风险的形成机理。(1) 财政体制要素对债务风险的影响方面，无论是总体债务，还是显性债务抑或隐性债务，专项转移性支付“公共池”机制形成了地方政府对于举债和债务偿还资金的预算软约束，显著增强了地方政府的救助预期，助长其举债行为的“道德风险”，由此造成了非理性的债务风险。对于财政自主度不同指标的影响，需要根据不同的情形和不同的债务类型进行区别看待。对于显性债务，其债务风险与财政自主度密切相关，地方政府一定程度上是基于财政缺口进行举债的，财政实力越强的地方政府将越有实力合理安排地方政府债务的发行与偿还，从而减少地方政府债务风险；但是其资金缺口在获得一般性转移支付和税收返还的弥补并由此解决了一般公共预算的温饱问题之后，地方财政实力的增强提高了地方政府债务的偿还能力，地方政府更有动力进行基础设施投融资，增加了地方政府的债务风险偏好，由此形成明显的显性债务风险。财政自主度对于总体债务风险的形成具有相同的逻辑。但对于隐性债务，财政自主度所反映出来的地方财政的不同运行形态，对于债务风险的形成逻辑表现出相对不同的情形。由于隐性债务的隐蔽性和风险的或有事项性质，以及隐性债务主要用于基础设施建设的投融资需求，地方举借隐性债务并非基于财政缺口而是基于财政实力而举借隐性债务，地方财政实力助长了举借隐性债务的冲动，地方政府财政实力越强，越容易形成其债务风险。(2) 政治晋升激励制度与地方政府不同债务风险间的关系也存在一定的差别。政治晋升制度虽然激励地方官员进行举债从而实现本地经济发展，但由于多元化晋升指标内含着财政可持续性等约束，使得地方显性债务风险得到一定的收敛。但对于隐性债务风险，无论政绩考核机制构成如何，GDP 的现实发展是地方官员的优先选择，通过地方举债进行基础设施建设是实现经济增长的快速渠道，因而隐性债务风险受 GDP 指标的影响较为显著也顺理成章。(3) 本文实证分析也表明，财政体制和晋升制度将从财政资源约束和晋升压力约束角度共同影响着官员的举债行为，因而两者对地方政府债务风险具有交叉影响，这种交叉影响无论在显性债务还是隐性债务，均使得债务风险表现出一定的收敛性，原因在于晋升激励制度本身包含了财政可持续性的成分，或者地方政府债务由于促进了经济增长且相应提高了偿债能力，从而反向降低了债务风险。除了上述内容的差异外，地方官员的个体特征以及风险管控措施等方面对地方政府隐性债务风险产生有别于对显性债务的影响。上述结论为当前地方政府债务风险的有效防控提供了一定借鉴意义，基于此提出以下建议：

一是进一步完善财政体制改革，优化地方债务风险的预算约束。健全地方税体系，夯实地方财政能力，积极培育诸如房地产税等地方专享税种，实现“债-税-地方资本性支出”之间良性互动和正向激励的地方收支格局，使偿债责任期限与公共投资项目的受益期动态匹配。优化转移支付资金分配规则，引入

奖励性规则以增强一般性转移支付的税收努力性激励，降低一般性转移支付的“公共池”效应，减少因财政困难而举债的动因。在预算制度安排上，应明确隐性债务的偿债责任，硬化隐性债务“不救助”原则，建立健全隐性债务的“借、用、还”相统一的投融资机制，强化地方财政对其隐性债务风险的主体责任。完善和优化转移支付结构，提高专项转移支付制度的客观性和合理性，降低地方对专项转移支付的救助预期，践行“债务不救助”承诺和硬化财政预算约束。

二是完善地方官员的绩效考核体系，优化地方举借债务的绩效约束。进一步完善晋升考核体系，修正唯 GDP 的考核机制，突出并提高财政可持续性等考核指标在整体考核机制中的地位和比重，使地方官员不仅注重经济建设，也通过考核体系引导地方政府规范举债行为，问责地方官员举债风险，助力于防范化解重大风险。通过突出财政可持续性和民生投入绩效的政绩考核，硬化考核约束，强化问责机制，引导地方官员树立正确的经济社会发展理念，防范地方官员因个体特征因素形成的不合理债务融资，避免地方官员将个人的晋升需求变现为地方政府隐性债务融资需求，把地方政府债务风险控制在适度的范围内。引入债务项目的事前科学论证和事后绩效审计，将地方举债融资项目的“借、用、还”过程及其项目绩效纳入官员责任审计和政绩考评体系中，强化政绩约束效力，延长政绩约束链条。

三是明确分类管理、分类控制的思路，采取有效的管控措施，强化风险管理。显性债务和隐性债务的产生根源存在着明显的差异，在未来的债务风险监管措施上也需有所差别，实行不同的防范措施。针对显性债务，首先，根据不同地区的经济社会发展情况，注重地区异质性，科学合理地确定不同地区的债务限额，建立债务限额与地方偿债实力、经济社会客观情况相互关联的动态调整机制，提高债务限额管理政策的有效性；其次，通过构建债券动态流量指标体系，完善债务信息公开制度，实时关注债务风险的信用风险和流动性风险，变事后约束机制为事前预警机制，加强市场化约束机制，密切关注财政收支运行压力转换为举债行为的空间。

针对隐性债务，对地方隐性债务存量做到悉数掌握和严格把控，避免地方政府对隐性债务的“刚性兑付”承诺，严控地方政府的新增债务。建立财政与金融部门的隐性债务联防联控机制，关闭影子银行对隐性债务的违规融资支持渠道，加强对隐性债务增量的监管力度，变“数量驱动型”为“质量提升型”的举债模式，控制地方财政的隐性“杠杆率”，实现新形势下稳杠杆的现实目标。加强隐性债务项目筛查和管理，依据中长期影子价值遴选绩优基建项目（郭玉清等，2020[30]），建立微观财务指标甄别项目机制。建立健全公共投资项目绩效审计，提高隐性债务资金的使用效率。减少隐性债务项目的风险转移，实现从“重举债、轻风险”的举债策略转变为“重项目质量、轻融资扩张”，建立隐性债务的“自发自还”机制，完善隐性债务项目的自我风险防控机制，减少偿债资金的预算软约束，减少项目风险向财政风险的转移。

参考文献

[1] 毛捷、徐军伟. 中国地方政府债务问题研究的现实基础——制度变迁、统计方法与重要事实 [J]. 财政研究，2019（1）：3-23.

[2] 李升，樊珮琪. 地方政府隐性债务风险的防范与化解 [J]. 财政监督，2019（13）：18-23.

[3] 周飞舟. 财政资金的专项化及其问题 兼论“项目治国”[J]. 社会，2012（1）：1-37.

[4] 黄春元，毛捷. 财政状况与地方债务规模——基于转移支付视角的新发现 [J]. 财贸经济，2015（6）：18-31.

[5] 刘尚希. 地方政府性债务的法治之举 [J]. 中国财政，2015（1）：44-49.

[6] 庞保庆，陈硕. 央地财政格局下的地方政府债务成因、规模及风险 [J]. 经济社会体制比较，2015（5）：45-57.

[7] 陈菁，李建发. 财政分权、晋升激励与地方政府债务融资行为——基于城投债视角的省级面板经验证据 [J]. 会计研究，2015（1）：61-67，97.

[8] 何杨，王蔚. 土地财政、官员特征与地方债务膨胀——来自中国省级市政投资的经验证据 [J]. 中央财经大学学报，2015（6）：10-19.

[9] 杨婷婷. 财政分权、晋升激励与地方政府债务风险形成——基于省级面板数据的实证分析 [J]. 宁波大学学报（人文科学版），2019（3）：77-81.

[10] 谢贞发，范子英 . 中国式分税制、中央税收征管权集中与税收竞争 [J]. 经济研究，2015（4）：92-106.

（下转第 47 页）

财政压力下结构性减税的宏观经济效应：减税政策组合视角

The Macroeconomic Effect of Structural Tax Cuts under Fiscal Pressure: A Combination Perspective of Tax Reduation Policy

杨 兵 杨 杨 杜 剑

YANG Bing YANG Yang DU Jian

［摘 要］笔者通过构建动态随机一般均衡模型（DSGE），重点探讨两个问题：一是研究存在财政压力和不存在财政压力下结构性减税的宏观经济效应；二是通过构建不同的结构性减税政策组合研究不同结构性减税政策组合下外部冲击所导致的宏观经济的波动和社会福利损失。研究结果表明：（1）消费税减税对产出、通胀、消费、工资、就业和利率均起到积极的推动作用；劳动收入所得税减税对产出、投资、消费、就业均起到积极的推动作用；资本收入所得税减税对产出、通胀、消费、投资、就业和利率均起到积极的推动作用。（2）无财政压力更有利于熨平消费税税率冲击的经济波动，有财政压力更有利于熨平资本收入税税率冲击，而劳动收入税率冲击对宏观经济变量波动的影响存在差异。（3）结构性减税政策组合相较于单一减税政策组合和组合性减税政策组合更有利于稳定宏观经济波动，适当地调高资本税税率、降低消费税率和劳动税率的组合下更有利于放大社会福利；有财政压力和无财政压力下不同减税政策组合的社会福利损失与外部冲击的类型相关。

［关键词］动态随机一般均衡模型 结构性减税 财政压力 减税政策组合

［中图分类号］F812.4 ［文献标识码］A ［文章编号］1000-1549（2020）07-0017-14

Abstract: By constructing dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE), this paper focuses on the following two problems. One is to study the macro-economic effect of structural tax reduction under financial pressure and no financial pressure. The other is to construct different structural tax reduction policy combinations to study the macroeconomic fluctuations and social welfare losses caused by external shocks under different tax reduction policy combinations. The results show that: (1) Consumption tax cuts have a positive impact on output, inflation, consumption, wages, employment and interest rates; the reduction of income tax on labor income plays a positive role in promoting output, investment, consumption and employment; and capital income tax cuts have a positive impact on output, inflation, investment, consumption, employment and interest rates. (2) No financial pressure is more conducive to relieve the economic fluctuations of the consumption tax rate impact. Financial pressure is more conducive to relieve the capital income tax rate impact. However, there exist obvious differences on the impact of the labor income tax rate macroeconomic fluctuations. (3) The structural tax reduction policy combination is more conducive to stabilizing macroeconomic fluctuations than the single tax reduction policy combination and the combined tax reduction policy combination, and the appropriate higher capital tax rate and lower consumption and labor tax rates are more conducive to amplifying social welfare; the social welfare losses of different tax reduction policy combinations under fiscal pressure and no fiscal pressure are related to the type of external shock.

Key words: Dynamic stochastic general equilibrium model Structural tax cut Fiscal pressure Tax cuts policy mix

［收稿日期］ 2020-03-05

［作者简介］ 杨兵，男，1993 年 5 月生，贵州财经大学经济学院博士研究生，研究方向为宏观经济波动；杨杨（通讯作者），女，1980 年 8 月生，贵州财经大学大数据应用与经济学院教授，博士生导师，研究方向为宏观经济波动；杜剑，男，1976 年 1 月生，贵州财经大学会计学院教授，研究方向为公司财务与公司治理。

［基金项目］ 商务部国际贸易经济合作研究院联合基金项目“数字经济时代我国面临的税收挑战及应对策略研究”（项目编号：2017SWBZD16）；贵州绿色发展战略高端智库、中国西部减贫与发展协同创新中心项目。

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

中国经济步入新阶段，经济发展处于从“量”向“质”转型的关键时期，高质量经济发展成为中国未来一段时期的重点目标。高质量经济发展不仅仅要关注经济的稳定增长，同时应考虑产出、通胀、投资、消费、就业等各方面协调发展。如何运用积极的财税政策调控整个宏观经济运行效率，一直是政府决策层与学术界所关注的重要问题。在我国经济结构调整时期，减税降费一直是积极财税政策的主要政策工具之一。一方面，在现实当中，实施减税降费政策的确对我国产出、消费、就业等方面起到明显的改善效果，但同时也加大了地方政府财政压力。然而，财政压力下结构性减税政策的经济效应是否存在显著差异却始终存在争议。另一方面，结构性减税是针对多种税率，因此在实行结构性减税政策时如何确定不同税率之间的组合，实现减税效果的最大化，是制定最优减税降费政策以推动经济增长，稳定宏观经济健康发展的关键所在。鉴于此，本文运用动态随机一般均衡模型（DSGE），着眼于研究财政压力下结构性减税的宏观经济效应。通过脉冲响应、方差分解和社会福利损失等手段，试图解决如下几个问题：第一，探究存在财政压力和不存在财政压力下，结构性减税的宏观经济效应。第二，构建不同结构性减税政策组合，研究外部冲击下不同结构性减税政策的社会发生损失程度。第三，通过对财政压力下结构性减税的宏观经济效应和不同结构性减税政策组合下的社会发生损失分析，为我国税收政策改革和调整提供参考依据。

减税和经济增长的关系一直是经济学研究的重点。减税促进经济增长和稳定宏观经济的效应已经得到充分的验证，已是众多经济学派和研究学者的共识（Rebelo，1991[1]；张岩，2019[2]）。部分学者研究表明减税对产出存在促进效应（Nakada，2010[3]；Best 等，2015[4]）、对就业存在推动效应（申广军等，2016[5]）、对投资存在推动效应（Sarkar，2012[6]；申广军等，2016[5]）、对收入存在促进效应和调节效应（骆永民和樊丽明，2019[7]；刘海波等 2019[8]）。但是也有部分研究表明，减税政策在短期内缓解了企业、个人的税收压力，但同时也抑制了短期经济增长（Johansson 等，2008[9]）。

减税在促进经济增长和稳定宏观经济的同时也造成了地方政府财政压力的上升（乔俊峰和陈字旺，2017[10]；李戎等，2018[11]）。然而财政压力对促进经济增长和稳定宏观经济却存在不同的结论：一是财政压力的上升提高了地方政府支出的压力，导致政府支出的净收益水平下降，不利于国民经济持续健康发展（Du 等，2015[12]；席鹏辉等，2017[13]）；二是当地方政府存在财政压力时，倒逼地方政府提高资源利用率，减少不合理的资源投入，从而促进经济增长（谢贞发等，2017[14]）；三是财政压力对经济的影响与财政压力的程度有关，当地方政府财政压力低于临界值时有利于促进地方政府经济的增长，但当地方政府财政压力高于临界值时对经济增长起到抑制作用（詹新宇和苗真子，2019[15]）。

探讨结构性减税政策的经济效应以及财政压力的经济效应之所以形成上述不同的结论，可能的原因是：（1）运用不同的计量模型和方法是导致研究结果不相一致的重要原因。对于减税的经济效应研究，主要有两种方法：一种是运用普通的计量模型研究减税对单一经济变量的影响（王业斌和许雪芳，2019[16]）；另一种是通过构建复杂的动态随机一般均衡模型研究减税对整个宏观经济变量的影响（刘辉等，2019[17]）。因此，由于研究方法的选择不同导致研究结论存在差异。（2）减税是导致地方政府存在财政压力的主要因素之一，而目前对于财政压力与经济之间的关系研究都是基于计量经济模型方法，但由于所选样本区间及模型选择上的差别导致研究结论的差异。（3）结构性减税包含消费支出税、劳动收入税、资本收入税等，研究过程中因所选税种的差异导致结论的差异（Arnold 等，2011[18]）。

针对以上问题以及形成的原因，本文将尝试在以下三方面进行创新：（1）构建一个包含财政压力的 DSGE 模型比较分析存在财政压力和不存在财政压力下结构性减税冲击对产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业的影响。将主要的宏观变量纳入一个框架，目的是解决现有文献中结构性减税政策的经济效应结论的差异。（2）由于结构性减税包含多种税率，因此本文通过构建单一减税政策组合、组合性减税政策组合和结构性减税政策组合对比分析不同减税政策组合下外部冲击所导致的社会福利损失大小。（3）进一步比较存在财政压力和不存在财政压力下不同减税政策组合的社会福利变动情况，从而确定财政压力对宏观经济波动的影响。

二、DSGE 模型构建

（一）家庭部门

假定市场上存在大量无差异家庭，家庭的期望效用函数描述如下：

$$\mathrm{Max}\sum_{t=0}^{\infty}\beta^{t}\left[\log(c_t-hc_{t-1})-\zeta\frac{l_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}+v\log\left(\frac{m_{t-1}}{p_t}\right)\right] \tag{1}$$

家庭的预算约束条件为：

$$(1-\tau_t^c)c_t+\frac{b_t}{p_t}+\frac{d_t}{p_t}+\frac{m_t}{p_t}=(1-\tau_t^l)w_tl_t+\left[1+(1-\tau_t^R)(R_{t-1}-1)\right]\frac{b_{t-1}}{p_t}+Rd_{t-1}+\frac{m_{t-1}}{p_t}+T_t+F_t \tag{2}$$

其中：β 表示家庭中消费者的耐心程度，β 越大表示消费者越有耐心，β 越小表示消费者耐心程度越低；c_t 表示居民实际消费需求；m_t 表示家庭的实际货币余额数量，实际货币余额数量等于名义货币供给与名义价格水平之比；h 表示居民的习惯偏好参数；φ 表示劳动供给对真实工资弹性的倒数；ζ 表示效用函数中劳动的相对权重；v 表示效用函数中货币持有量的相对权重；l_t 表示居民的劳动时间；w_t 表示居民在 t 时期所获得的实际工资；b_t 表示名义存款；R_t 表示名义存款利率；d_t 表示期末持有的政府实际债券；τ_t^c 表示家庭消费税率；τ_t^l 表示劳动所得税率；τ_t^R 表示资本所得税率；T_t 表示一次性转移支付；F_t 表示非金融企业和金融企业的中间成本。

通过家庭效用函数与约束方程，构建拉格朗日函数并对其求一阶导数，结果如下：

$$(c_t-hc_{t-1})^{-1}-\lambda_t(1+\tau_t^c)-\beta h(c_{t+1}-hc_t)^{-1}=0 \tag{3}$$

$$\beta\lambda_{t+1}\left[1+(1+\tau_{t+1}^R)(R_t-1)\pi_{t+1}^{-1}-\frac{p_t}{\lambda_t}\right]=0 \tag{4}$$

$$\beta^{t+1}(vm_t^{-1}+\lambda_{t+1}p_{t+1}^{-1})-\beta^t\lambda_tp_t^{-1}=0 \tag{5}$$

$$\beta^t\left[\lambda_t(1-\tau_t^l)w_t-\zeta l_t^{\varphi}\right]=0 \tag{6}$$

$$\beta^{t+1}\lambda_{t+1}Rd_tp_{t+1}^{-1}-\beta^t\lambda_tp_t^{-1}=0 \tag{7}$$

（二）企业部门最优行为

1. 最终产品生产企业。

在生产技术规模保持不变的条件下，企业投入的产品为 y_{it}，其中第 i 个中间商品的名义价格为 p_{it}，则最终厂商的生产函数为 $y_t=\left(\int_0^1 y_{it}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon}\mathrm{d}i\right)^{(\varepsilon-1)/\varepsilon}$。最终产品企业利润最大化的一阶条件为 $y_{it}=(p_t/p_{it})^{\varepsilon}y_t\varepsilon$ 表示中间产品的替代弹性。根据完全竞争市场的定义，最终厂商在完全竞争市场的利润为 0。因此，在 t 时期的价格 p_t 必须满足 $p_t=\left(\int_0^1 p_{it}^{1-\varepsilon}\mathrm{d}i\right)^{1/(1-\varepsilon)}$。

2. 中间厂商生产企业。

借鉴 Ball（1999）[19] 的假设，设企业的生产函数为 $y_t=A_tk_{t-1}^{\alpha}l_t^{1-\alpha}$。其中，$A_t$ 为生产技术水平，k_t 表示生产中间产品所需要投入的资本。k_t 表示为：

$$k_t=(1-\delta)k_{t-1}+\left[1-S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right]i_t \tag{8}$$

其中，δ 表示私人资本的折旧率，i_t 表示投资水平，$S(i_t/i_{t-1})$ 表示资本调整成本。对于中间厂商来说，企业利润最大化的表达式为：

$$\prod_{i,t}=w_tl_t+k_{i,t-1}r_t+\lambda_t(y_{it}-A_tk_{i,t-1}^{\alpha}l_{it}^{1-\alpha}) \tag{9}$$

令 $\lambda_t=mc_t$，因此，将利润最大化方程对劳动和资本分别求导，得：

$$w_tl_{it}=(1-\alpha)\times mc_t\times y_{it} \tag{10}$$

$$k_{it-1}r_t=\alpha\times mc_t\times y_{it} \tag{11}$$

根据式（10）和式（11）得到企业的资本与劳动的比值为：

$$k_{i,t-1}/l_{it}=\alpha(1-\alpha)^{-1}\times w_t/r_t \tag{12}$$

将式（12）和式（10）代入生产函数 $y_t=A_tk_{t-1}^{\alpha}l_t^{1-\alpha}$，得到企业的边际成本为：

$$mc_t=\alpha^{-\alpha}(1-\alpha)^{\alpha-1}\times A_t^{-1}(w_t)^{1-\alpha}r_t \tag{13}$$

由于假定中间企业具有垄断性质，而垄断竞争企业对商品拥有定价能力，这样商品的价格会产生黏性。借鉴 Calvo（1983）[20] 企业的定价法则，假定所有厂商都选择同样的价格 P_{it}，第 i 个厂商利润最大化的问题可以表示为：

$$\mathrm{Max}E_t\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\theta)^s\left[\Lambda_{t,t+s}\left(\frac{p_t}{p_{t+s}}\right)(p_{it}-mc_{t+s})\right]y_{i,t+s} \tag{14}$$

其中，$p_{it}=p_t^*$。进一步得到中间企业的最优价格 p_t^* 为：

$$P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \times \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \lambda_{t+s} mc_{t+s} y_{t+s} p_{t+s}^{\varepsilon} p_t^{-\varepsilon}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \lambda_{t+s} y_{t+s} p_{t+s}^{\varepsilon-1} p_t^{1-\varepsilon}} \quad (15)$$

假定其定价行为遵循 Calvo 定价，每期有 $1-\theta$ 的厂商能够定价，最终加总的价格水平为：

$$(1-\theta)(\pi_t^*)^{1-\varepsilon} + \theta(\pi_t^*)^{\varepsilon-1} = 1 \quad (16)$$

3. 资本供给者。

资本生产者通过生产资本品，在 t 期出售给企业家，用于企业家在 $t+1$ 期的投入，则 $t+1$ 期投入建设的资本为：

$$x_{t+1} = x_t + \left[1 + S\left(\frac{i_t}{i_{t+1}}\right)\right] i_t \quad (17)$$

其中，x_t 表示资本供给者本期的投入资本。当 $S(1) = 0$，$S'(1) = 0$ 且 $S''(\cdot) > 0$ 时，资本生产者通过对投资量 i_t 的选择，实现企业的利润最大化，其资本供给者的最优化问题为：

$$\mathrm{Max} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \lambda_t \left[q_t \left(1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right) i_t - i_t \right] \quad (18)$$

其中，q_t 表示当期资本供给的相对价格水平，i_t 表示本期新产品的投资。

（三）政府部门

政府收入来自于税收收入 tax_t 和发行债券 d_t 所获得的收入，借鉴朱军（2019）[21]、Aiyagari 和 Gertler（1992）[22]等的研究，设定政府预算约束为：

$$\frac{d_t}{p_t} = g_t + Rd_{t-1}\frac{d_{t-1}}{p_t} - tax_t \quad (19)$$

其中，税收收入等于各项税收之和，即家庭消费税支出 τ_t^c、劳动所得税 τ_t^l、资本所得税 τ_t^R 之和，即：

$$tax_t = \tau_t^c c_t + \tau_t^l w_t l_t + \tau_t^R (R_{t-1} - 1) d_{t-1}/p_t \quad (20)$$

其中，g_t 表示政府支出，其外部财政过程表示为 $\tilde{g}_t = \rho_g \tilde{g}_{t-1} + d_g d_{t-1}/p_t y_t + \varepsilon_t^g$，其中，$\varepsilon_t^g$ 为外生的政府支出冲击，ρ_g 表示政府支出的外部冲击平滑系数。

进一步参照王文甫（2010）[23]、朱军（2015）[24]的研究，将家庭消费税支出 τ_t^c、劳动所得税 τ_t^l、资本所得税 τ_t^R 的税制形式设定为线性平滑税，即：

$$\tilde{\tau}_t^c = \gamma_c \tilde{\tau}_{t-1}^c + \varepsilon_t^c \quad (21)$$

$$\tilde{\tau}_t^l = \gamma_l \tilde{\tau}_{t-1}^l + \varepsilon_t^l \quad (22)$$

$$\tilde{\tau}_t^R = \gamma_R \tilde{\tau}_{t-1}^R + \varepsilon_t^R \quad (23)$$

其中：γ_c、γ_l 和 γ_R 分别表示家庭消费税的平滑系数、劳动所得税的平滑系数和资本所得税的平滑系数；扰动项 ε_t^c、ε_t^l 和 ε_t^R 分别为外生的政策冲击，其变动服从 AR（1）过程，$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \nu_{it}$，$\rho_i$ 表示一阶自回归系数，ν_{it} 为随机扰动项，并假定其服从标准正态分布。

（四）财政压力刻画

政府减税对财政产生压力，借鉴 Strobel（2016）[25]、朱军（2019）[21]的研究，用预期债券违约的概率来刻画政府的财政压力，则财政压力刻画采用式（25）表示：

$$\Delta_t = \frac{\exp\left(\eta_1 + \eta_2 \frac{d_t}{4y_t}\right)}{1 + \exp\left(\eta_1 + \eta_2 \frac{d_t}{4y_t}\right)} \quad (24)$$

其中，P_t 表示预期债券违约的概率，η_1、η_2 为指示其形状的参数。

（五）中央银行

对于货币政策规则的选择，国内外大部分研究都是以利率作为货币政策的操作变量，利率方程表达式为：

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\vartheta_R} \left[\left(\frac{\pi_{t-1}}{\pi}\right)^{\varphi_\pi} \left(\frac{y_{t-1}}{y}\right)^{\varphi_y}\right]^{(1-\vartheta_R)} \exp(\varepsilon_{Rt}) \quad (25)$$

其中，ϑ_R 表示利率平滑系数，φ_π 和 φ_y 分别表示通货膨胀和产出对利率的反应程度，ε_{Rt} 表示外生的货币政策冲击。

（六）市场均衡

当整体经济系统均衡时，经济体供求相等，模型中的市场同时实现出清。其中，劳动市场出清条件为 $l_{it} = l_t$，资本市场出清条件为 $k_{it} = k_t$，市场价格关系为 $p_{it} = p_t$，整体均衡条件为：

$$y_t = c_t + i_t + g_t + (r_t + q_t(1-\delta))k_{t-1} \quad (26)$$

三、数据来源与参数估计

（一）数据来源与处理

本文使用的数据主要来源于国家统计局网站、中国宏观经济数据库、Wind 数据库等。时间区间为 1996 年第一季度到 2019 年第四季度。本文构建了包

含消费税减税冲击、劳动收入税减税冲击、资本收入税减税冲击、政府支出冲击和货币政策冲击的 DSGE 模型。在贝叶斯估计中使用产出缺口、利率缺口值、消费缺口值、投资缺口值和通货膨胀率缺口值作为观测变量。由于统计数据库中无缺口值的原始数据，因此，需要对数据进行处理。将国内生产总值（GDP）通过消费价格指数调整为实际的国内生产总值，并运用 BP 滤波法对实际的国内生产总值去除季节趋势，从而获得国内生产总值的缺口值。通过同样的方式，去除变量的季节趋势，获得利率缺口值、消费缺口值、投资缺口值和通货膨胀率缺口值。

（二）参数估计

对于 DSGE 模型中的参数，主要包含了静态参数和动态参数。对于静态参数和动态参数的估计，目前有三种方法：第一，贝叶斯估计。对所有参数全部用贝叶斯估计（An 和 Schorfheide，2007[26]）。第二，较准法。根据经典的文献以及确定的事实对模型的参数进行赋值（Gertler 等，2007[27]）。第三，贝叶斯估计和校准法相结合。对稳态特性的参数采用较准法，对动态参数采用贝叶斯估计（Christensen 和 Dib，2007[28]）。目前，大部分学者采用校准法和贝叶斯估计相结合的方法。本文则运用校准法和贝叶斯估计相结合，对稳态特性的参数采用较准法，对模型动态特征的参数采用贝叶斯估计。

1. 静态参数校准。

静态参数通过校准法进行校准，结果如表 1 所示。

表 1　　模型静态参数校准结果

部门	参数	含义与解释	校准值	参考文献
家庭部门	β	贴现因子	0.999	朱军（2019）[21]
	h	居民的习惯偏好参数	0.9	朱军（2019）[21]
	R	长期利率稳态值	1/β	马勇（2015）[29]
	φ	劳动供给弹性的倒数	1.5	郭新强和胡永刚（2012）[30]
	ζ	劳动的相对权重	4.173	朱军（2019）[21]
企业部门	δ	资本折旧率	0.025	卞志村等（2019）[31]
	α	私人资本产出弹性	0.3	刘斌（2008）[32]
	θ	价格粘性系数	0.75	卞志村等（2019）[31]
	ε	中间品替代弹性	0.45	王文甫（2010）[23]
政府部门	τ^c	消费税税率	0.150 6	刘海波等（2019）[8]
	τ^l	劳动所得税税率	0.128 2	刘海波等（2019）[8]
	τ^R	资本所得税税率	0.347 8	刘海波等（2019）[8]
	tax	宏观税负	0.2	李勃昕（2019）[33]
	η_1	财政压力的指示其形状参数	−3.117 8	朱军（2019）[21]
	η_2	财政压力的指示其形状参数	25.143 8	朱军（2019）[21]

2. 动态参数估计。

DSGE 模型的动态参数估计主要采用贝叶斯估计方法，首先需要对待估计参数的先验分步进行确定。借鉴刘晓星和姚登宝（2016）[34]、Coenen 和 Strau（2005）[35]等的研究，将外生冲击的平滑指数 ρ 设定服从均值为 0.5 到 0.9 之间、标准差为 0.1 的贝塔分布；将外生冲击的标准差参数 σ 设定为服从均值为 0.1 的逆伽玛（Inv-Gamma）分布。结果如表 2 所示。

由表 2 可知，从无财政压力和有财政压力的贝叶斯参数估计来看，无财政压力和有财政压力之间参数的估计值大部分较为接近。因此，本文所构建的模型具有稳健性。消费税冲击、劳动税冲击、政府支出冲击和货币政策冲击的平滑系数在无财政压力中的系数大于有财政压力的冲击平滑系数，说明消费税冲击在无财政压力下更具有持续性。而资本税冲击的平滑系数在有财政压力下大于无财政压力下的平滑系数，说明资本税冲击在有财政压力下更具有持续性。利率关

于通货膨胀的反映系数在无财政压力和有财政压力下分别为 0.618 0 和 0.915 7，对于产出的反映系数分别为 0.457 6 和 0.258 9。从对通货膨胀的反映系数和产出水平的反映系数来看，通货膨胀的反映系数大于产出水平的反映系数，说明我国当前主要的宏观经济目标应为保持币值的稳定。

表 2　　**贝叶斯估计结果**

变量	先验分布	无财政压力		有财政压力	
		后验均值	90% 后验区间	后验均值	90% 后验区间
ρ_{tauc}	Beta［0.8，0.1］	0.312 1	［0.210 2，0.407 7］	0.293 3	［0.184 4，0.395 5］
ρ_{tauR}	Beta［0.8，0.1］	0.991 1	［0.984 9，0.997 3］	0.980 3	［0.968 6，0.995 8］
ρ_{taul}	Beta［0.8，0.1］	0.608 7	［0.532 8，0.698 8］	0.380 9	［0.220 7，0.519 3］
ρ_R	Beta［0.8，0.1］	0.805 8	［0.679 9，0.968 6］	0.776 8	［0.594 5，0.959 0］
ρ_g	Beta［0.8，0.1］	0.860 6	［0.752 4，0.960 4］	0.880 2	［0.798 1，0.971 3］
ϑ_R	Beta［0.5，0.1］	0.649 2	［0.577 0，0.741 8］	0.388 8	［0.309 3，0.467 0］
φ_π	Gamma［1.1，0.1］	0.618 0	［0.578 4，0.660 6］	0.915 7	［0.898 4，0.938 4］
φ_y	Gamma［0.3，0.1］	0.457 6	［0.360 9，0.554 0］	0.258 9	［0.117 7，0.374 1］
σ_{tauc}	Inv-Gamma［0.01，∞）	34.195 0	［29.073，39.847］	30.605 0	［24.647，36.232］
σ_{tauR}	Inv-Gamma［0.01，∞）	11.005 0	［9.157 2，13.582］	29.469 0	［21.309，37.620］
σ_{taul}	Inv-Gamma［0.01，∞）	24.879 0	［22.243，28.903］	38.743 0	［32.689，43.867］
σ_R	Inv-Gamma［0.01，∞）	0.336 3	［0.265 4，0.414 6］	0.685 6	［0.581 1，0.765 7］
σ_g	Inv-Gamma［0.01，∞）	0.664 9	［0.589 1，0.752 7］	0.614 3	［0.530 2，0.684 9］

四、减税效果的动态模拟分析

本文利用脉冲响应分析，研究外部冲击对产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率的影响，包括影响程度和作用时期①。影响程度主要体现在初始响应上，作用时期主要体现在回到稳态均衡的速度上。初始效应越小，说明受到冲击的波动程度越小，冲击导致的社会福利损失也越小。即 1%单位负向的外生冲击，导致产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率在无财政压力和有财政压力下的脉冲响应情况②。

（一）结构性减税政策冲击

1. 消费所得税冲击下的经济波动效应分析。

消费所得税冲击对产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率在无财政压力和有财政压力下都有不同程度的变动，如图 1 所示。由图 1 可知，在图 1（a）中，在有财政压力和无财政压力下，消费支出税率冲击导致产出水平在有财政压力下的初始效应大于无财政压力下的初始效应，从回到稳态产出水平的时间周期来看，有财政压力下产出水平回到稳态产出水平的时间周期更短，说明相比较于有财政压力，无财政压力更有利于熨平消费支出税率冲击对产出的波动。同理，在图 1（b）通胀、（c）投资、（d）消费、（e）政府支出、（f）总税收、（g）工资、（h）就业和（i）利率中，消费支出税率冲击导致通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率的波动在有财政压力下的初始效应大于无财政压力下的初始效应，从回到稳态水平的时间周期来看，无财政压力下通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率回到稳态水平的时间周期更短，说明无财政压力相比较有财政压力更有利于熨平消费支出税率冲击的经济波动。可能的原因是，

① 本文总共包含消费支出税率冲击、劳动收入税率冲击、资本收入税率冲击、政府支出冲击和货币政策冲击，而本文主要研究减税对宏观经济的影响，因此，本部分只分析了消费支出税率冲击、劳动收入税率冲击、资本收入税率冲击对各宏观经济的脉冲响应，其他外部冲击对宏观经济变量的脉冲响应图没有列出，感兴趣的读者可向笔者索取。

② 由于文章篇幅的限制，本文只给出了产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率的脉冲响应分析，没有给出其他宏观经济变量的脉冲响应分析，其他内生变量脉冲反应的图形没有列出，感兴趣的读者可向笔者索取。

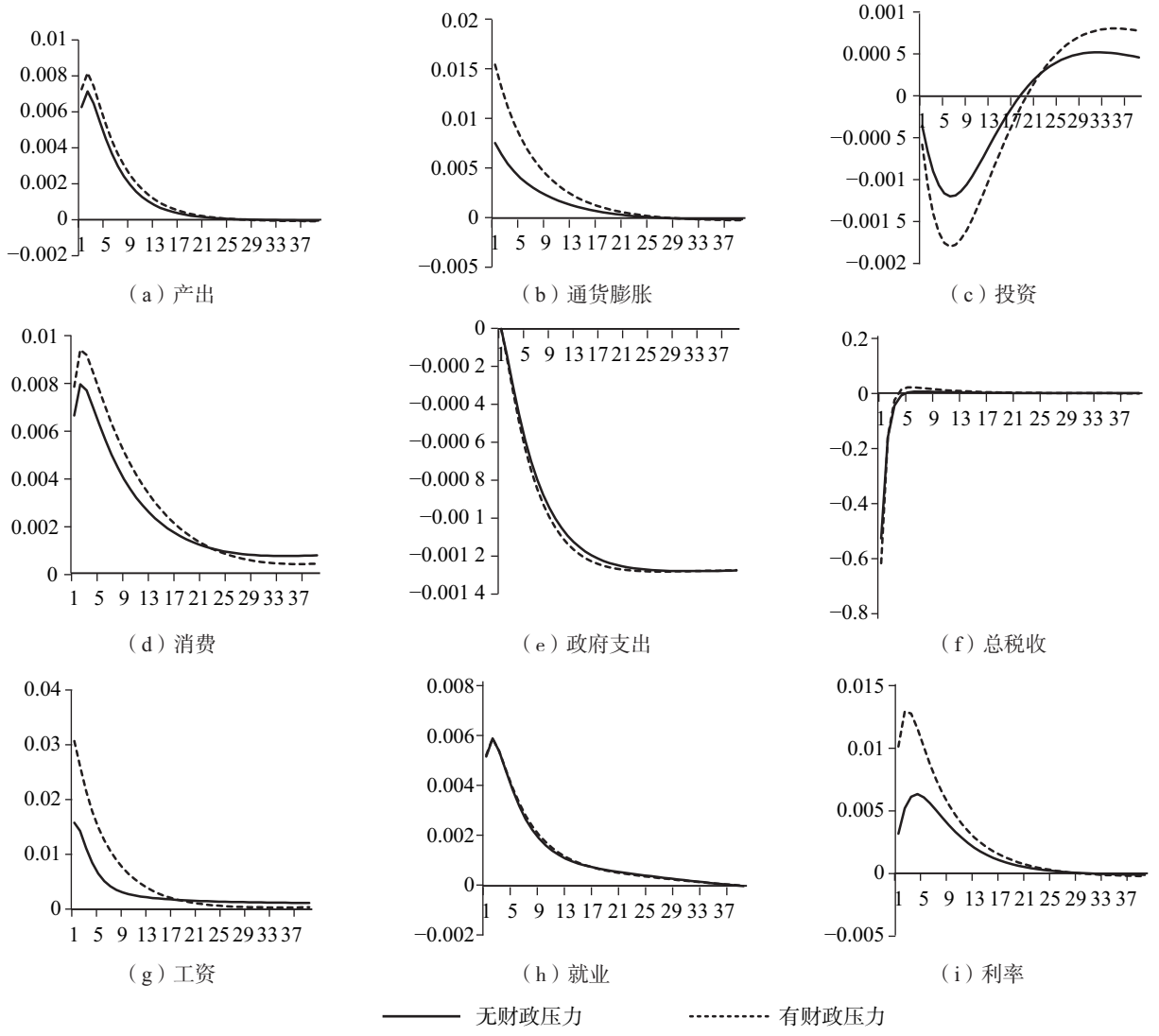


图 1　消费支出税率冲击的脉冲响应图

在无财政压力时，消费支出税率的下降快速地导致宏观经济的波动，刺激消费和产出，然而，当存在财政压力时，财政政策的刺激效应将受到地方政府财政水平的影响，并且可能存在“压力疲软效应”（朱军，2019[21]），宏观经济不能快速地调整，回到稳态水平。

从经济学意义上讲，消费支出减税的实施在短期内刺激居民消费水平的提升（李桂平和刘薇，2013[36]），同时政府的总税收水平减少，表现为图 1（d）中消费水平正向波动和图 1（f）中总税收水平负向波动。消费的增加导致居民对消费品的需求上升，短期内供给不变的情况下需求的上升提高了产品的价格，导致全国物价水平上涨，物价水平的提升伴随着投入要素价格水平的提升，企业的成本上升，成本推动型通货膨胀开始出现，表现为图 1（b）中的通货膨胀正向波动。通货膨胀与利率水平呈同方向的波动，因此，通货膨胀上升同时伴随着利率水平的提升，表现为图 1（i）中利率水平正向波动。短期消费需求的提高和利率水平的提升导致投资水平的下降，表现为图 1（c）中投资水平的负向波动。由于消费所得税下降对于消费水平的提升程度大于对投资水平的抑制程度，故对总产出水平起到促进作用，表现为图 1（a）中产出水平正向波动。产出水平提升，理性的厂商会借此机会扩大企业规模，企业的劳动需求量增加，表现为图 1（h）中就业水平正向波动。产出水平的提升和劳动需求的增加，使得劳动市场的工资提升，表现为图 1（g）中的工资水平增加。

另一方面，结构性减税政策持续实施，导致政府的财政压力增加，并且央行为防止经济过热，实

行逆经济周期的政策，抑制了居民的消费水平，从而消费较快回归到稳定状态。消费水平受到抑制，由消费拉动经济的速度下降，从而产出较快地回归到稳定的产出状态。经济增速放慢，央行将实行刺激投资等手段促进经济的发展，由于利率提高导致投资需求受到抑制的局面得到缓解，投资水平增加，从而投资快速地回到稳态投资水平。调低利率缓解经济过热的政策基本达到预期效果，利率回到稳态水平，导致通货膨胀微幅下调，从而通货膨胀快速地回到稳态的通胀水平。随着经济系统中主要经济指标趋于平稳，整个经济回到最初的稳态水平。

2. 劳动所得税冲击下的经济波动效应分析。

劳动所得税冲击对产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率在无财政压力和有财政压力下都有不同程度的变动，如图 2 所示。由图 2 可知，在图 2（a）产出、（b）通胀、（c）投资、（d）消费、（f）总税收、（g）工资和（h）就业中，劳动收入税率冲击导致产出、投资、政府支出、总税收、工资和就业的波动在无财政压力下的初始效应小于有财政压力下的初始效应，从回到稳态水平的时间周期来看，无财政压力下回到稳态水平的时间周期更短，说明无财政压力相较于有财政压力更有利于熨平劳动收入所得税率冲击的经济波动。而在图 2（e）中政府支出的波动在无财政压力下的初始效应小于有财政压力下的初始效应，从回到稳态水平的时间周期来看，无财政压力回到稳态水平的时间周期更短，说明有财政压力相较于无财政压力更有利于熨平劳动收入所得税率所导致的通胀、消费和利率水平的波动。

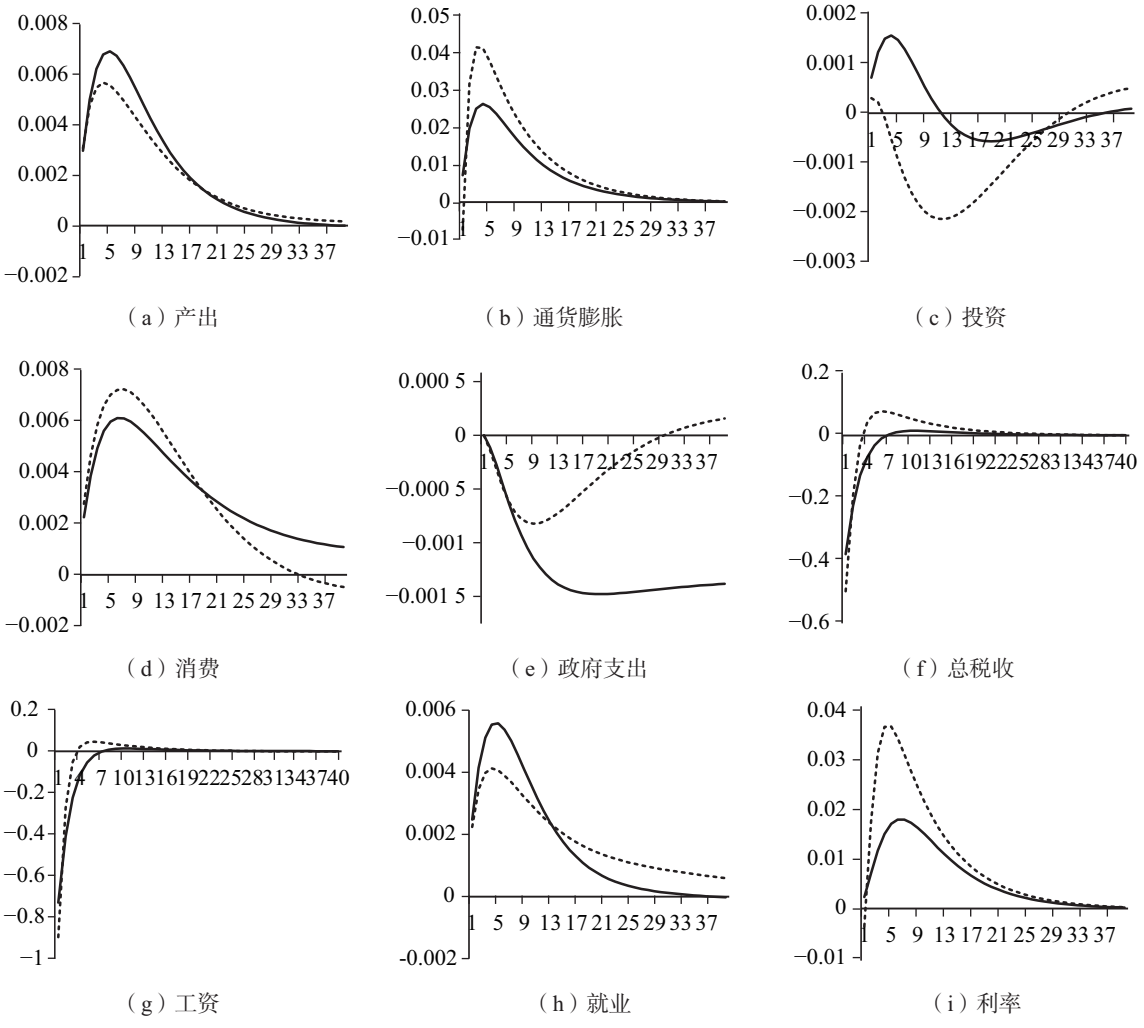


图 2　劳动收入税率冲击的脉冲响应图

从经济学意义上讲，劳动收入所得税的下降，提高了家庭的可支配收入水平（张岩，2017[37]），从而导致居民消费水平的提升，表现为图 2（d）中消费水平正向波动。劳动收入所得税的降低，减少了政府的总税收水平，表现为图 2（f）中总税收水平负向波动。劳动所得税的下降，一方面增加了居民的可支配收入，另一方面也提高了居民参与劳动的积极性，从而导致就业水平的增加，表现为图 2（h）中就业水平正向波动。居民参与就业积极性提高以后，理性的企业家将有意识地降低工人的工资水平，从而导致工资水平的下降，表现为图 2（g）中工资水平负向波动。劳动收入所得税的下降在提升居民消费可支配收入的同时，也导致了资本收益率的下降，资本收益的降低，使得市场利率降低，表现为图 2（i）中利率水平负向波动。短期内利率的下降，会对价格水平产生向下的压力，导致全国物价水平短期内下跌，将会抑制通货膨胀水平，表现为图 2（b）中通货膨胀的负向波动。短期内利率水平的下降，提升了企业投资的积极性，表现为图 2（c）中投资水平正向波动。在消费水平和投资水平的共同作用下，总产出水平增加，表现为图 1（a）中的产出水平正向波动。

另一方面，劳动收入所得税结构性减税政策的持续实施，导致政府的财政压力上升，同时也导致经济过热，央行为防止经济过热，采用逆周期政策，从而使得产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率在经过一段时间之后回到稳态均衡水平。

3. 资本所得税冲击下的经济波动效应分析。

资本所得税冲击对产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率在无财政压力和有财政压力下都有不同程度的变动如图 3 所示。由图

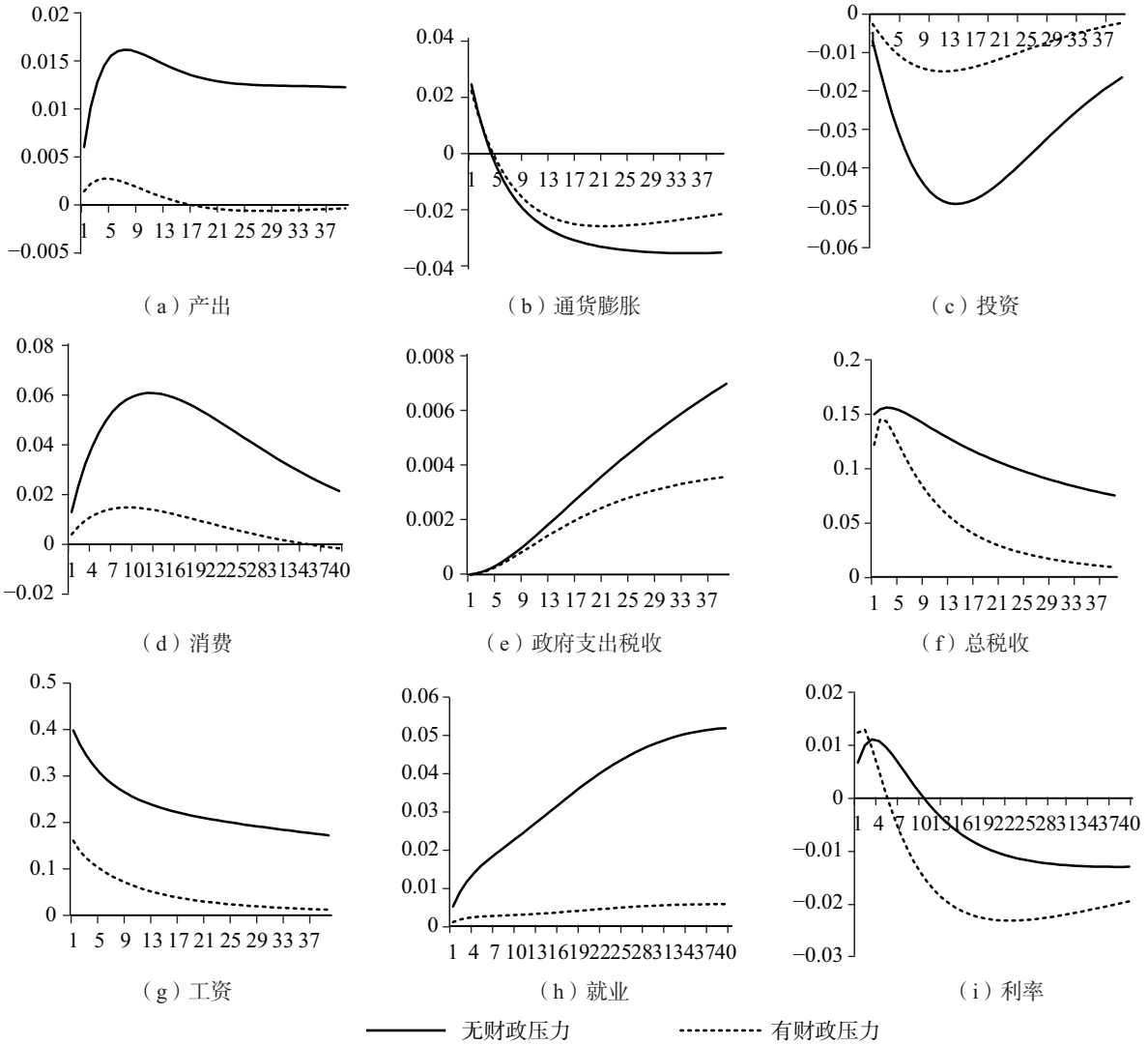


图 3　资本收入税率冲击的脉冲响应图

3可知，在图3（a）产出、（b）通胀、（c）投资、（d）消费、（e）政府支出、（f）总税收、（g）就业、（h）工资和（i）利率中，资本收入税率冲击导致通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率的波动在有财政压力下的初始效应小于无财政压力下的初始效应，从回到稳态水平的时间周期来看，无财政压力下产出、通胀、投资、消费、工资和利率回到稳态水平的时间周期更短，说明有财政压力相较于无财政压力更有利于熨平资本收入税率冲击的经济波动。

从经济学意义上讲，资本收入所得税的降低，降低了资本的成本，从而导致资本收益率的上涨（张岩，2019[2]），资本收益率的上涨使得利率水平提升，表现为图3（i）中利率水平正向波动。利率水平的提升同时抑制了企业投资的积极性，表现为图3（c）中投资水平负向波动。资本收益的上升增加了企业的资本存量，导致企业对劳动需求量的上升，劳动需求量的上升刺激了劳动供给和提升工资水平，表现为图3（g）和（h）中就业和工资的正向波动。企业就业需求的上升使得企业产出水平提高，表现为图3（a）中总产出水平的正向波动。

另一方面，资本收入所得税结构性减税政策的持续实施，导致政府的财政压力上升，同时又抑制了产出、消费、投资等，央行应采用逆周期政策，从而使得产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率在经过一段时间周期之后回到稳态均衡水平。

（二）结构性减税冲击的方差分解

为更加详细地了解减税冲击对宏观经济变量的影响，本文进一步通过方差分解减税冲击对各宏观经济变量的贡献度，结果如表3所示。由表3可知，资本收入税率冲击对产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率波动的解释力最大，消费支出税率冲击对宏观经济波动的解释力次之，而消费支出税率冲击对宏观经济波动的解释力最小，说明相较于消费支出税率冲击和劳动收入税率冲击，资本收入税率冲击对宏观经济的波动占绝对主导地位。

无财政压力下的资本收入税率冲击是影响产出（96.94%）、通胀（95.18%）、投资（99.10%）、消费（99.93%）、政府支出（99.30%）、总税收（58.89%）、工资（82.69%）、就业（99.81%）和利率（81.40%）的重要因素，而有财政压力下资本收入税率冲击对产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率波动的解释力均小于无财政压力下的资本收入税率冲击对各变量的方差分解，说明有财政压力下资本收入税率冲击对主要宏观经济变量的相对解释力均有所下降，则相较于无财政压力，有财政压力更能有效地熨平资本收入税率冲击对宏观经济的波动。

无财政压力下劳动收入税率冲击对产出、通胀、投资、消费、总税收、工资、就业和利率的波动的解释力小于有财政压力下的解释力，说明在劳动收入税率冲击下，相较于有财政压力时，无财政压力更有利于熨平宏观经济波动。而有财政压力下更有利于熨平劳动收入税率冲击对政府支出的波动。

无财政压力下消费收入税率冲击对产出、通胀、投资、消费、工资和利率波动的解释力小于有财政压力下的解释力，说明在消费收入税率冲击下，无财政压力更有利于熨平消费收入税率冲击对产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率的波动。

表3　　减税冲击的方差分解

变量	消费支出税率冲击		劳动收入税率冲击		资本收入税率冲击	
	无财政压力	有财政压力	无财政压力	有财政压力	无财政压力	有财政压力
产出	1.07%	39.80%	1.90%	37.12%	96.94%	23.08%
通胀	0.20%	2.17%	4.60%	26.37%	95.18%	71.45%
投资	0.45%	1.30%	0.40%	1.48%	99.10%	97.22%
消费	0.04%	9.46%	0.03%	5.74%	99.93%	84.80%
政府支出	0.38%	8.37%	0.32%	0.21%	99.30%	91.43%
总税收	24.81%	47.56%	16.30%	34.8%	58.89%	17.64%
工资	0.03%	0.33%	17.28%	85.86%	82.69%	13.81%
就业	0.08%	7.56%	0.11%	6.08%	99.81%	86.30%
利率	1.64%	2.74%	16.96%	26.85%	81.40%	70.41%

五、结构性减税的税收政策组合效应分析

结构性减税的政策目标为刺激经济增长、降低总体税负水平和放大社会福利（刘海波等，2019[8]）。虽然较大幅度的减税降低了企业、个人的税收压力，但是会对地方政府造成较大的财政压力。因此，减税降费政策的实施应充分考虑重要性、时间性，实行有增有减的结构性减税。本文通过对比分析不同结构性减税组合下社会福利损失的程度，从而设定结构性减税的税收政策组合，放大社会福利水平。借鉴孟宪春等（2018）[38]的研究，设定福利损失函数表达式为：

$$L=\psi_{\pi}\mathrm{var}(\hat{\pi}_t)+\psi_{y}\mathrm{var}(y_t) \tag{27}$$

其中，ψ_{π} 表示中央银行对通货膨胀波动的偏好程度，ψ_{y} 表示中央银行对产出水平波动的偏好程度。对于 ψ_{π} 和 ψ_{y} 的取值，借鉴李天宇等（2017）[39]的研究，ψ_{π} 和 ψ_{y} 皆取值为 1。

（一）减税政策组合构建

通过构建社会福利损失函数，政府支出冲击不同结构性减税政策组合的社会福利损失如表 4 所示。表 4 中，组合 1（$\tau_c\downarrow$、τ_l、τ_R）表示在其他税率不变的条件下，只针对消费支出税率进行减税，对比单一减税的社会福利变化；组合 2（τ_c、$\tau_l\downarrow$、τ_R）表示在其他税率不变的条件下，只针对劳动收入税率进行减税，对比单一减税的社会福利变化；组合 3（τ_c、τ_l、$\tau_R\downarrow$）表示在其他税率不变的条件下，只针对资本收入税率进行减税，对比单一减税的社会福利变化；组合 4（τ_c、$\tau_l\downarrow$、$\tau_R\downarrow$）表示在其他税率不变的条件下，针对劳动收入税率和资本收入税率进行减税，对比减税组合的社会福利变化；组合 5（$\tau_c\downarrow$、τ_l、$\tau_R\downarrow$）表示在其他税率不变的条件下，针对消费支出税率和资本收入税率进行减税，对比减税组合的社会福利变化；组合 6（$\tau_c\downarrow$、$\tau_l\downarrow$、τ_R）表示在其他税率不变的条件下，针对消费支出税率和劳动收入税率进行减税，对比减税组合的社会福利变化；组合 7（$\tau_c\uparrow$、$\tau_l\downarrow$、$\tau_R\downarrow$）表示在其他税率不变的条件下，上调消费支出税率，降低劳动收入税率和资本收入税率，对比结构性减税组合的社会福利变化；组合 8（$\tau_c\downarrow$、$\tau_l\uparrow$、$\tau_R\downarrow$）表示在其他税率不变的条件下，上调劳动收入税率，降低消费支出税率和资本收入税率，对比结构性减税组合的社会福利变化；组合 9（$\tau_c\downarrow$、$\tau_l\downarrow$、$\tau_R\uparrow$）表示在其他税率不变的条件下，上调资本收入税率，降低消费支出税率和劳动收入税率，对比结构性减税组合的社会福利变化。

表 4　　减税降费政策组合表

	序号	减税降费组合	税率变动
单一减税政策组合	组合 1	$\tau_c\downarrow$、τ_l、τ_R	2%、不变、不变
	组合 2	τ_c、$\tau_l\downarrow$、τ_R	不变、2%、不变
	组合 3	τ_c、τ_l、$\tau_R\downarrow$	不变、不变、2%
组合性减税政策组合	组合 4	τ_c、$\tau_l\downarrow$、$\tau_R\downarrow$	不变、2%、2%
	组合 5	$\tau_c\downarrow$、τ_l、$\tau_R\downarrow$	2%、不变、2%
	组合 6	$\tau_c\downarrow$、$\tau_l\downarrow$、τ_R	2%、2%、不变
结构性减税政策组合	组合 7	$\tau_c\uparrow$、$\tau_l\downarrow$、$\tau_R\downarrow$	1%、2%、2%
	组合 8	$\tau_c\downarrow$、$\tau_l\uparrow$、$\tau_R\downarrow$	2%、1%、2%
	组合 9	$\tau_c\downarrow$、$\tau_l\downarrow$、$\tau_R\uparrow$	2%、2%、1%

（二）不同减税政策组合的社会福利比较分析

外部冲击下不同减税政策组合的社会福利损失结果如表 5 所示。由表 5 可知，从不同减税政策组合下社会福利损失的比较来看，相较于单一减税政策和组合性减税政策，结构性减税政策更有利于应对外部冲击，放大社会福利。

具体地，消费支出税率冲击下社会福利损失最小的是组合 3，社会福利损失为 0.004 037。劳动收入税率冲击下社会福利损失最小的是组合 7，社会福利损失为 0.010 461。资本收入税率冲击下社会福利损失最小的是组合 9，社会福利损失为 0.016 535。政府支出冲击下社会福利损失最小的是组合 6，社会福利损失为 0.073 220。货币政策冲击下社会福利损失最小的是组合 3，社会福利损失为 0.325 386。综合来看，结构性减税政策组合更有利于应对外部冲击，放大社会福利水平。

从单一减税政策（组合 1、组合 2 和组合 3）来看，消费支出税率冲击下降低资本税率更有利于放大社会福利；劳动收入税率冲击、资本收入税率冲击、政府支出冲击和货币政策冲击下降低消费税率和劳动税率更有利于放大社会福利。从组合性减税政策组合（组合 4、组合 5 和组合 6）来看，劳动收入税率冲击、资本收入税率冲击、政府支出冲击和货币政策冲击下同时降低消费税率和劳动税率组合时更有利于放大社会福利。从结构性减税政策组合（组合 7、组合 8 和组合 9）来看，适当地调高资本税税率、降低消费税率和劳动税率的组合下更有利于放大社会福利。

进一步对比无财政压力和有财政压力下不同结构性减税政策对放大社会福利的效果。整体来看，消费支出税率冲击、劳动收入税率冲击、政府支出冲击和货币政策冲击下无财政压力下的减税政策组合更有利于放大社会福利；资本收入税率冲击下有财政压力下的减税政策组合更有利于放大社会福利。

表 5　　外部冲击下不同减税政策组合的社会福利损失

序号	减税政策组合	消费支出税率冲击		劳动收入税率冲击		资本收入税率冲击		政府支出冲击		货币政策冲击	
		无财政压力	有财政压力	无财政压力	有财政压力	无财政压力	有财政压力	无财政压力	有财政压力	无财政压力	有财政压力
组合 1	$\tau^C\downarrow$，τ^L，τ^K	0.004 092	0.006 511	0.010 911	0.015 044	0.016 626	0.012 636	0.076 201	0.121 151	0.325 687	0.640 988
组合 2	τ^C，$\tau^L\downarrow$，τ^K	0.004 081	0.006 503	0.010 884	0.015 043	0.016 538	0.012 666	0.076 929	0.121 975	0.325 546	0.640 690
组合 3	τ^C，τ^L，$\tau^K\downarrow$	0.004 037	0.006 372	0.010 470	0.014 695	0.016 848	0.013 738	0.078 799	0.126 217	0.325 386	0.635 177
组合 4	τ^C，$\tau^L\downarrow$，$\tau^K\downarrow$	0.004 093	0.006 482	0.010 478	0.014 766	0.016 974	0.013 925	0.075 897	0.121 132	0.325 878	0.637 662
组合 5	$\tau^C\downarrow$，τ^L，$\tau^K\downarrow$	0.004 104	0.006 490	0.010 504	0.014 768	0.017 054	0.013 896	0.075 121	0.120 292	0.326 006	0.637 930
组合 6	$\tau^C\downarrow$，$\tau^L\downarrow$，τ^K	0.004 149	0.006 624	0.010 921	0.015 120	0.016 742	0.012 808	0.073 220	0.115 934	0.326 218	0.643 650
组合 7	$\tau^C\uparrow$，$\tau^L\downarrow$，$\tau^K\downarrow$	0.004 059	0.006 424	0.010 461	0.014 730	0.016 873	0.013 846	0.077 715	0.124 067	0.325 573	0.636 301
组合 8	$\tau^C\downarrow$，$\tau^L\uparrow$，$\tau^K\downarrow$	0.004 076	0.006 434	0.010 500	0.014 732	0.016 991	0.013 801	0.076 604	0.122 880	0.325 755	0.636 666
组合 9	$\tau^C\downarrow$，$\tau^L\downarrow$，$\tau^K\uparrow$	0.004 143	0.006 635	0.011 127	0.015 251	0.016 535	0.012 204	0.073 719	0.116 331	0.326 043	0.645 248

六、结论与启示

本文结合中国结构性减税的实际情况，并借鉴国内外的最新研究，构建包含财政压力的动态随机一般均衡模型，对比分析在有财政压力和无财政压力下结构性减税政策对宏观经济波动的影响，并进一步构建不同结构性减税政策组合，模型单一结构性减税政策和结构性减税组合下外部冲击所导致的社会福利损失大小。通过脉冲响应分析、方差分解和社会福利损失函数得到以下结论：

第一，消费税减税对产出、通胀、消费、工资、就业和利率均起到积极的推动作用，同时抑制了投资和总税收水平；劳动收入所得税减税对产出、通胀、投资、消费、就业和利率均起到积极的推动作用，同时抑制了工资、政府支出和总税收水平；劳动收入所得税减税对产出、通胀、消费、工资、就业和利率均起到积极的推动作用，同时抑制了投资水平。

无财政压力相较于有财政压力更有利于熨平消费支出税率冲击的经济波动；有财政压力相较于无财政压力更有利于熨平劳动收入所得税率冲击所导致的产出、投资、政府支出、总税收、工资和就业水平的波动；有财政压力相较于无财政压力更有利于熨平资本收入税率冲击的经济波动。

第二，方差分解结果表明，资本所得税率冲击是解释产出波动、通胀波动、投资波动、消费波动、政府支出波动、总税收波动、工资波动、就业波动和利率波动的最重要因素；其次劳动收入税率冲击也能对产出、通胀、投资、消费、政府支出、总税收、工资、就业和利率的波动起到一定程度的解释作用；消费支出冲击对其宏观经济波动的解释能力相对较弱。

无财政压力下消费支出税率冲击对主要宏观经济变量的相对解释力均有所下降，则相较于有财政压力，无财政压力更能有效地熨平消费支出税率冲击对宏观经济的波动。在劳动收入税率冲击下，无财政压力更有利于熨平劳动收入税率冲击对宏观经济的波动。在资本收入税率冲击下，有财政压力更有利于熨平资本收入税率冲击对宏观经济的波动。

第三，结构性减税政策组合相比较于单一减税政

策组合和组合性减税政策组合更有利于减小劳动收入税率冲击、资本收入税率冲击、政府支出冲击和货币政策冲击所导致的社会福利损失；在消费支出税率冲击、劳动收入税率冲击、政府支出冲击和货币政策冲击下无财政压力下的减税政策组合更有利于放大社会福利，而在资本收入税率冲击下有财政压力下的减税政策组合更有利于放大社会福利。

上述结论解决了现有研究中结构性减税政策的经济效应以及财政压力的经济效应结论的不一致性问题。根据以上研究结论，为更好地促进结构性减税对宏观经济的政策效果，本文得到如下几点政策启示：

第一，通过对结构性减税对我国宏观经济的效应分析，消费税减税、劳动收入减税和资本收入减税都能够有效地推动我国经济增长，放大社会的福利水平，因此，应积极和持续贯彻结构性减税政策，从而促进我国的经济增长。首先，消费支出减税方面，调整消费税的征收范围和税率改善消费结构。其次，劳动收入减税方面，应提高居民工资收入的起征点，减小个人工资收入税率水平，通过对个人所得税的优化，提高劳动力就业的积极性。最后，资本税减税方面，政府在新一轮的税制改革中，应继续完善企业所得税税收负担的政策，降低企业成本，从而提高企业扩大再生产规模的积极性。

第二，通过对比单一减税政策组合、组合性减税政策组合和结构性减税政策组合在应对外部冲击下社会福利损失可知，结构性减税组合更有利于应对外部冲击所导致的宏观经济波动，放大社会福利水平。首先，通过减税刺激经济增长，应该以减为主，有升有降，适当地调高资本税税率、降低消费税率和劳动税率，从而有利于稳定宏观经济，放大社会福利。因此，在实际减税实践中，政府可以根据企业类别有选择地进行扶持（刘海波等，2019[8]），降低企业所得税，对部分创新型、科技型企业的部分研发创新产品进行免税，对中小型的企业进行税收补贴。其次，通过税收政策调节宏观经济时，应充分考虑市场经济情况，审时度势，有差别、有目的、合理地确定税种及其减税的力度。当消费者消费情绪低迷时，可以降低消费所得税税率，从而激发消费者信心；当整体劳动者参与劳动的情绪低迷时，降低劳动税水平，从而提高劳动者参与就业的积极性；当所有企业家对于企业投资、企业规模扩张、企业对整个宏观经济环境的预期低迷时，适当地调整企业税税率，降低企业所得税，激发企业家信心。当消费市场整体表现良好，而劳动市场和企业整体表现较为低迷时，政府可以适当地加大对劳动税和企业所得税的优惠力度，适当地调高消费税水平，从而有利于调节整个宏观经济市场。对于税率和税种的组合，政府应根据不同市场的变化进行相应的调整，当然，本文只考虑了消费税、劳动税和企业所得税，在实际的操作过程中应根据相关的税种进行调整。

第三，从有财政压力和无财政压力的对比分析来看，财政压力是一把双刃剑，有效地通过有增有减的税率组合，合理地控制地方政府的财政压力，才能有利于保证宏观经济的平稳发展。首先，地方政府财政压力过重时，可以放缓减税降费的速度，从而缓解地方政府财政压力。其次，适当地调高资本税税率、奢侈品消费税税率等，增加政府税收。最后，有财政压力和无财政压力下，外部冲击不同所导致的社会福利损失大小不同，因此，政府应提高对宏观经济的预测能力，调整地方政府的财政水平，从而更有效地应对外部冲击。当地方政府债务水平过高时，应根据各市场的实际情况，适当地调高部分主体税负水平（包括消费税税率、劳动税水平、企业所得税税率等），增加政府税收收入，降低政府债务水平。当地方政府债务水平在可控范围之内或是低于地方政府债务水平警戒线时，政府应根据地方经济发展水平的实际情况，降低部分主体税负水平（包括消费税税率、劳动税水平、企业所得税税率等），从而有利于促进地方经济水平的提升，稳定宏观经济发展，增加社会福利水平。

参考文献

[1] Rebelo S. Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth [J]. Journal of Political Economy, 1991, 99 (3): 500-521.

[2] 张岩. 结构性减税与扩张政府支出的宏观经济效应 [J]. 经济与管理研究, 2019 (9): 20-38.

[3] Nakada M. Environmental Tax Reform and Growth: Income Tax Cuts or Profits Tax Reduction [J]. Environmental and Resource Economics, 2010, 47 (4): 549-565.

[4] Best M C, Brockmeyer A, Kleven H J, Spinnewijn J, Waseem M. Production Versus Revenue Efficiency with Limited Tax Capacity: Theory and

Evidence from Pakistan［J］. Journal of Political Economy，2015，123（6）：1311-1355.
［5］申广军，陈斌开，杨汝岱. 减税能否提振中国经济？——基于中国增值税改革的实证研究［J］. 经济研究，2016（11）：70-82.
［6］Sarkar S. Attracting Private Investment：Tax Reduction，Investment Subsidy，or Both？［J］. Economic Modelling，2012，29（5）.
［7］骆永民，樊丽明. 宏观税负约束下的间接税比重与城乡收入差距［J］. 经济研究，2019（11）：37-53.
［8］刘海波，邵飞飞，钟学超. 我国结构性减税政策及其收入分配效应——基于异质性家庭NK-DSGE的模拟分析［J］. 财政研究，2019（3）：30-46.
［9］Johansson A，Heady C，Arnold J，Brys B，Vartia L. Taxation and Economic Growth［M］. Paris：OECD Publishing，2008.
［10］乔俊峰，陈宇旺. 减税增支压力下地方政府财政支出效率研究——基于DEA-Malmquist方法的实证分析［J］. 经济与管理评论，2017（4）：94-101.
［11］李戎，张凯强，吕冰洋. 减税的经济增长效应研究［J］. 经济评论，2018（4）：3-17.
［12］Du J，Lu Y，Tao Z. Government Expropriation and Chinese-style Firm Diversification［J］. Journal of Comparative Economics，2015，43（1）：155-169.
［13］席鹏辉，梁若冰，谢贞发，苏国灿. 财政压力、产能过剩与供给侧改革［J］. 经济研究，2017（9）：86-102.
［14］谢贞发，严瑾，李培. 中国式“压力型”财政激励的财源增长效应——基于取消农业税改革的实证研究［J］. 管理世界，2017（12）：46-60.
［15］詹新宇，苗真子. 地方财政压力的经济发展质量效应——来自中国282个地级市面板数据的经验证据［J］. 财政研究，2019（6）：57-71.
［16］王业斌，许雪芳. 减税降费与经济高质量发展——来自小微企业的微观证据［J］. 税务研究，2019（12）：16-21.
［17］刘辉，郭新华，刘子兰. 中国家庭债务与财政支出效应——基于异质性家庭的DSGE模型分析［J］. 财贸研究，2019（11）：56-71.
［18］Arnold J M，Brys B，Heady C，Johansson A，Schwellnus C，Vartia L. Tax Policy for Economic Recovery and Growth［J］. The Economic Journal，2011，121（550）：59-80.
［19］Ball L. Efficient Rules for Monetary Policy［J］. International Finance，1999（2）：63-83.
［20］Calvo G. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework［J］. Journal of Monetary Economics，1983（12）：383-398.
［21］朱军. 高级财政学——DSGE视角及应用前沿［M］. 上海：上海财经出版社，2019.
［22］Aiyagari S R，Christiano L J，Eichenbaum M. The Output，Employment，and Interest Rate Effects of Government Consumption［J］. Journal of Monetary Economics 1992，30（1）：7386.
［23］王文甫. 价格粘性、流动性约束与中国财政政策的宏观效应——动态新凯恩斯主义视角［J］. 管理世界，2010（9）：11-25.
［24］朱军. 中国宏观DSGE模型中的税收模式选择及其实证研究［J］. 数量经济技术经济研究，2015（1）：67-81.
［25］Strobel F. The Government Spending Multiplier，Fiscal Stress and Risk［R］. Job Market Paper，2016.
［26］An S，Schorfheide F. Bayesian Analysis of DSGE Models［J］. Econometric Reviews，2007，26（4）：113-172.
［27］Gertler M，Kiyotaki N，王崇宇. 无限期界经济中的银行业、流动性与银行挤兑［J］. 经济动态与评论，2016，（2）73-109.
［28］Christensen I，Dib A. The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model［J］. Review of Economic Dynamic，2007（9）：156-178.
［29］马勇. 中国货币政策透明度的经验研究［J］. 世界经济，2015（9）：3-28.
［30］郭新强，胡永刚. 中国财政支出与财政支出结构偏向的就业效应［J］. 经济研究，2012（2）：5-17.
［31］卞志村，赵亮，丁慧. 货币政策调控框架转型、财政乘数非线性变动与新时代财政工具选择［J］. 经济研究，2019（9）：56-72.
［32］刘斌. 我国DSGE模型的开发及在货币政策分析中的应用［J］. 金融研究，2008（10）：1-21.
［33］李勃昕，韩先锋，刘斌. 宏观税负是否影响了对外直接投资的创新溢出？［J］. 财政研究，2019（10）：87-99.
［34］刘晓星，姚登宝. 金融脱媒、资产价格与经济波动：基于DNK-DSGE模型分析［J］. 世界经济，2016（6）：29-53.
［35］Coenen G，Straub R. Does Government Spending Crowd in Private Consumption？Theory and Empirical Evidence for the Euro Area［R］. European Central Bank Working Paper No. 513. 2005.
［36］李桂萍，刘薇. 结构性减税对资本成本影响研究［J］. 财政研究，2013（5）：20-24.
［37］张岩. 新常态下我国结构性减税和税收工具的选择——基于开放经济DSGE模型的实证研究［J］. 现代财经，2017（7）：71-88.
［38］孟宪春，张屹山，李天宇. 中国经济“脱实向虚”背景下最优货币政策规则研究［J］. 世界经济，2019（5）：27-48.
［39］李天宇，张屹山，张鹤. 我国宏观审慎政策规则确立与传导路径研究——基于内生银行破产机制的BGG-DSGE模型［J］. 管理世界，2017（10）：20-35.

（责任编辑：孙亦军　张安平）

双重竞争约束下中国商业银行绩效变化研究

The Research on Performance Change of Chinese Commercial Banks under Dual Competition Constraint

应展宇　张夏晗

YING Zhan-yu　ZHANG Xia-han

［摘　要］笔者基于我国银行业面临的金融脱媒（来自市场竞争）与同业竞争并存的背景，从表内渠道和表外渠道两种传导机制出发，利用 2007—2016 年商业银行非平衡面板数据，研究双重竞争影响中国商业银行绩效的理论机理。研究发现，双重竞争通过表内渠道，体现出普惠金融的特点，提高了银行的绩效水平，而通过表外渠道，体现出影子银行的特点，降低了银行的绩效水平；两种传导机制存在一定的联系，即当表内渠道受限时，表外渠道作为表内渠道的“掩护”，在“会计账户转移”机制下，表内渠道转变为表外渠道，整体来看，双重竞争有利于提高银行的绩效。此外，双重竞争对具有不同特征的银行产生异质性效应。

［关键词］金融脱媒　银行同业竞争　非利息收入　绩效

［中图分类号］F830.33　［文献标识码］A　［文章编号］1000-1549（2020）07-0031-17

Abstract：Based on the background of financial disintermediation and interbank competition, this paper studies the theoretical mechanism of the impact of competition on the performance of China's commercial banks in terms of two transmission mechanisms of on-balance sheet and off-balance sheet channels and using the data of non-equilibrium panel of commercial banks from 2007 to 2016. We found that dual competition improves banks' performance by establishing the characteristics of inclusive finance of the on-balance sheet channel, and reduces banks' performance by establishing the characteristics of shadow banking of the off-balance sheet channel. There is a certain nexus between the two transmission mechanisms, which is, when the on-balance sheet channel is limited, the on-balance sheet channel will be transformed into off-balance sheet channel through the "accounts transferring" mechanism, and the off-balance sheet channel will play the role of "covering" the on-balance channel. To summarize, dual competition constraint will improve the performance of banks. In addition, dual competition constraint has heterogeneity effects on banks with different characteristics.

Key words：Financial disintermediation　Inter-bank competition　Non-interest income　Performance

［收稿日期］　2019-11-12

［作者简介］　应展宇，男，1976 年 2 月生，中央财经大学金融学院教授，博士生导师，经济学博士，研究方向为中国资本市场理论与实践、金融体制比较；张夏晗，男，1993 年 1 月生，中央财经大学金融学院博士研究生，研究方向为商业银行。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

改革开放，尤其是 1992 年社会主义市场经济体制确立以来，中国商业银行运营所处的市场竞争态势发生了巨大的改变：一方面，银行同业之间的竞争加剧，银行业金融机构数量从改革开放之初的 1 家（中国人民银行）增加到 2018 年年底的 4 588 家（含银行类 4 131 家）① 的同时，国有大型银行在贷款与存款市场上的集中度不断下降；另一方面，在金融市场快速发展背景下，由直接融资所引发的金融脱媒现象持续推进，银行业在全社会资金流向格局中的地位呈下降态势（参见图 1）。

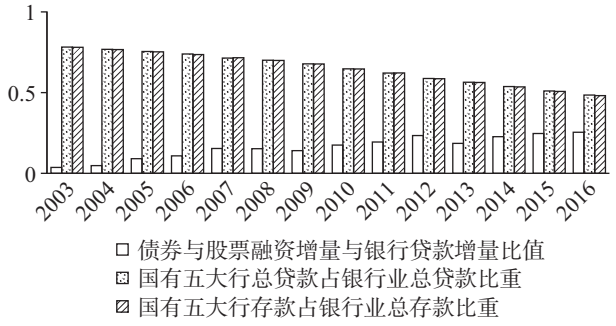


图 1　中国商业银行的运营环境情况

资料来源：融资增量数据来自 CEIC；其他数据来源于银监会年报。

在同业与跨业双重竞争并存且相互强化的背景下，中国商业银行的业务经营模式出现了较为明显的变化，且业务模式变化在导致其收入结构改变的同时，也使得银行的整体绩效呈现出新的运行态势。现实地看，就当前中国银行业的相关经营数据而言，尽管以手续费及佣金收入为主的非利息收入占总收入的比重在不断上升，但这一业务收入结构对于银行整体绩效的改进却不太理想，银行资产回报率自 2011 年以来总体呈下降态势（参见图 2）。这一现象引起了我们的思考：既然非利息业务对银行绩效的影响是消极的，那么银行为什么还要持续提高非利息收入的比重？银行收入结构中利息收入与非利息收入的相对变化又如何影响银行绩效？在竞争约束下利息业务和非利息业务是否存在着某种关联可以提高银行的绩效？

竞争与银行绩效之间的关系向来是学术界关注的焦点之一。一般认为，和其他市场中出现的情况类似，无论是银行同业还是不同金融业态之间的竞争，对于银行的客户而言总是有利的——借款人可能会获得成本更低的资金，而存款人也可能会收到更高的利率，但其对银行整体绩效的效应却存在一定的争议。

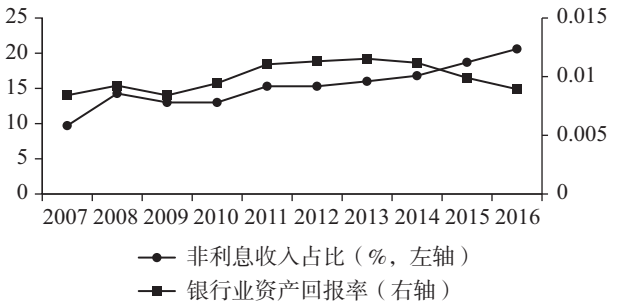


图 2　中国商业银行业经营情况

资料来源：银监会年报。

就竞争对于银行绩效的影响而言，学术界也意识到，一方面，竞争有利于提高银行绩效。竞争压力迫使银行在寻求业务多样化的同时，提升了业务运行效率。例如，从跨业竞争着眼，金融脱媒对银行开展非利息业务的积极性起到了促进作用，银行通过改善自身技术水平、管理能力、提供多样化的金融服务提升收益水平（Joseph 和 Rogers，1999[1]；Nissen，2015[2]；French 和 Leyshon，2004[3]；Barry 和 Gulasekaran，2013[4]），尤其是具备良好风险管理技术和完善信息技术的银行，利用其技术比较优势开发信用担保、利率风险管理等表外业务，致使银行产业出现“脱媒校正”的趋势，提高了银行业核心竞争力（Scholtens 和 Wensveen，2000[5]；Calmes 和 Ying，2009[6]）。Holland 等（1998）[7] 认为，金融脱媒将迫使商业银行形成信贷业务分拆，与此同时，银行与其他金融机构形成联盟，以提供创新型金融服务来获利。Mercer（1996）[8] 认为，金融脱媒的出现，迫使商业银行的经营理念发生了一场彻底的、系统性的变革，绩效也因此出现显著改变。从同业竞争来看，“效率结构假说”认为，银行竞争有利于银行非利息业务的增加，提高绩效。例如，同业竞争的加剧会通过“鲇鱼效应”提高银行的专业化水平，提供更多元化的非利息业务，进而提高绩效（Andries 和 Capraru，2014[9]；Schaeck 和 Čihák，2008[10]）。银行业竞争能够减轻银行敲竹杠的行为、进而可以降低企

① 参见银保监会 2019 年公告。

业的利息成本，弱化企业的冒风险投资动机，有利于银行的效益提升（Berger 等，1995[11]；Love 和 Peria，2012[12]）。Cuñat 和 Guadalupe（2009）[13]研究表明，适度竞争有利于提高银行高管对薪酬与绩效敏感度，从而弱化代理问题，提高银行的收益。国内学者申创和赵胜民（2018）[14]研究发现，在当前我国银行业的竞争状况下，非利息收入使银行收益增长，随着竞争度逐步提高，非利息收入对于银行收益的边际影响越来越小。

另一方面，竞争的加剧也会引发银行系统的不稳定（姚志刚等，2016[15]），这是因为当银行传统业务的边际利润被竞争所挤压时，银行就可能通过追逐高风险的资产和投资来过度承担风险，这方面最为集中的文献是针对美国 20 世纪 80 年代储蓄贷款协会危机的分析。此外，基于同业竞争的“市场势力假说”，竞争可能会导致绩效下降，例如，Short（1979）[16]研究发现，竞争度低的银行业结构可以获得垄断租金，银行提供具有垄断性的信贷服务，银行能获得更高的收益，而强化信贷业务可能使得非利息业务下降，从而引起绩效下降。Petersen 和 Rajan（1995）[17]认为，竞争性的银行业市场结构会破坏银行业与企业的关系融资，导致银行的收益下降。Aiello 和 Bonanno（2016）[18]认为，当行业内竞争加剧时，在信息不对称等问题的影响下，可能会对银行的绩效产生不良的冲击。

现实地看，银行同业竞争和跨业态竞争的并存以及竞争的加剧是中国金融改革和发展中的独特现象。在我们看来，双重竞争是理解中国商业银行绩效变化的一个重要视角。之所以有这样的判断，是因为如果仅从银行同业竞争或者金融脱媒单一角度考察银行绩效的变化，我们无法证实经济发展中的大中小型企业的融资供给方结构（金融市场、大银行、中小银行）发生显著变化的事实。在我们看来，双重竞争约束迫使中国商业银行的资金结构发生了明显的变化，导致在其利差收窄的同时，选择“以量补价”的策略增加信贷规模。竞争约束下表内渠道将显著影响银行绩效，然而，表内渠道在过度膨胀与受限时，表外渠道将成为表内渠道新的“通道”，以非利息收入的增加影响绩效，尽管这种影响是负向的，但表外渠道是银行不得已而为之的操作，以实现对表内渠道的“掩护”。基于此，我们将分析双重竞争约束影响银行绩效的理论机制，并通过计量实证研究，验证这种理论机制的存在性。

我们的研究与之前相关研究的不同之处在于：一是我们发现了双重竞争约束影响银行绩效的两种机制，且这两种机制对绩效的影响存在相反的结果；二是我们发现表外渠道既然对银行绩效产生消极影响，那么银行开展非利息业务的目的并不是为了改善绩效，而是充当表内渠道的“掩护”机制，即表外渠道具有明显中国式影子银行的特点；三是我们界定了不同类型的绩效，以此考察竞争对银行经营绩效、风险绩效以及综合绩效的影响。

二、理论分析与研究假设

（一）中国商业银行收入结构变化的特征事实：理解绩效变化的基础

自 1992 年以来，中国商业银行业的经营环境发生了巨大变化，其作为市场竞争主体的定位逐渐明确，相应的行业竞争态势也日益加剧。市场竞争的加剧使得中国商业银行的收入结构发生了较为明显的变化。我们把这些变化归纳为如下特征事实。根据收入结构的特征，可以发现利息和非利息收入具有不同特点，对绩效具有异质性影响，这是理解银行收入结构影响绩效的重要基础。

首先，中国商业银行的收入结构呈现多元化的特点，表现为中国商业银行的利息与非利息收入呈上升态势。然而，从比重来看，非利息收入的占比仍维持在较低的水平，我国银行的收入结构主要依赖于传统的利息收入。以国外银行业经营实践来看，美国在 2008 年金融危机前的非利息收入已经占到 40%，德国银行业的非利息收入占比保持在 30%左右，日本银行业的非利息业务占比已经激增到 30%以上，而我国非利息收入占比维持在 20%以下。从绝对量来看，利息收入的总量呈现上升的态势。

其次，我国商业银行非利息收入与利息收入高度相关（协同性），二者不存在明显的替代效应。非利息收入是基于“交叉销售”策略所产生的，该策略是指在原客户利息业务的基础上捆绑了相应非利息业务①。

① 交叉销售是指银行对同一批客户销售不同的产品，例如客户在银行办理存贷款业务时，前台会对客户推荐一些其他的银行产品和服务，如保险、证券、债券、信用卡等各种金融商品，以增加销售。

此外，中国商业银行非利息收入以手续费及佣金收入为主。如图 3 所示，我国商业银行的手续费及其佣金收入占非利息收入的比重最高，而且比重逐年上升，而公允价值变动损益、汇兑损益等中间业务收入占比不高，且呈现波动的态势。

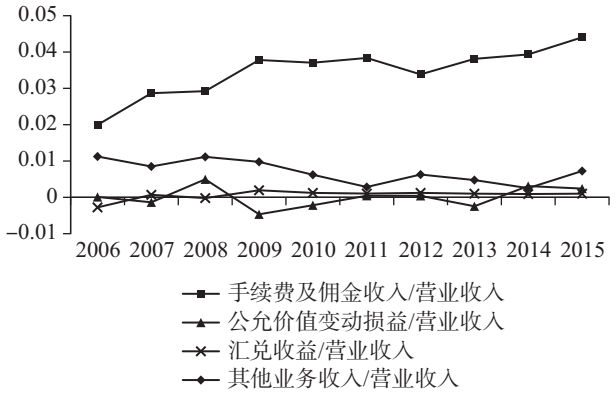


图 3　非利息收入结构

注：数值为样本的年度算术平均值。

资料来源：CSMAR。

最后，我国非利息业务与国外银行非利息业务的最大区别是所包含的创新要素不同，我国多是人力密集型表外业务，而国外多是技术密集型表外业务①，国外非利息业务的发展是顺应银行综合化经营，为实现财富管理等目标而产生的金融服务创新，而我国非利息业务是银行资源配置目标下融资服务的再造，所以我国非利息业务多是利息业务的“变通”与“补充”。

（二）双重竞争约束对中国商业银行绩效的影响机制

我们认为双重竞争约束对中国商业银行绩效的影响存在两个路径，即双重竞争约束通过表内渠道（利息业务）与表外渠道（非利息业务）影响银行的绩效水平（图 4），根据上述特征性事实，利息收入在总收入中占绝大比重，非利息收入则作为附加，表内渠道对绩效的影响是主要且积极的，表外渠道对绩效的影响是次要且消极的。

1. 双重竞争影响银行绩效的表内渠道。

双重竞争约束会导致商业银行净利差收窄。商业银行净利差在近年来呈现下降的态势，自 2010 年的

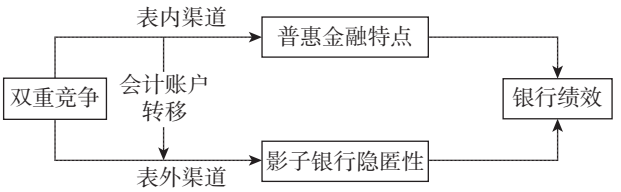


图 4　双重竞争约束影响银行绩效的机制

2.5%下降至 2016 年的 2.1%，然而，竞争约束下的银行产生了“普惠金融”效应，净利差的收窄降低了企业的融资成本，使得企业冒风险投资的意愿降低，银行愿意扩大对中小企业的信贷支持，通过信贷量的扩张促进利息收入的增长。换句话说，若不考虑金融脱媒的影响，只关注同业竞争的条件，我们难以发现双重竞争会存在“普惠金融”的性质，因为银行同业竞争的加剧通常会使得银行加强与现存客户的关系融资，或者产生信贷歧视，将信贷集中于国有企业或者大型企业，然而一旦跨业竞争加剧，金融脱媒使得银行的优质（存贷）客户流失，资金供给加大从而使得贷款利率下调，这有利于降低企业的道德风险水平，银行将扩大对中小企业的贷款规模，体现普惠金融的特点。数据表明，中小微企业贷款占比逐步上升，从 2009 年的 54.59%增长到 2017 年的 65.54%②。

我们不得不思考这样一个问题：双重竞争约束下银行的表内渠道具有普惠金融的效应，这意味着银行可以通过“以量补价”的策略提高利息收入，但是，这种表内渠道是否会提高银行的盈利能力与风险管理水平，进而影响经营绩效与风险管理绩效？

就表内渠道对银行盈利能力的影响来看，双重竞争最为特殊的效应就是，跨业竞争中的支付脱媒对银行的信息技术形成竞争，而且金融市场的信息技术具有外溢效应，即金融市场中的金融科技可以被银行所吸收，跨业竞争提高了银行的金融技术效率，而同业竞争进一步强化了各个银行通过金融科技创新实现业务的规模经济效应，最终，双重竞争改变了银行的经营模式，迫使银行利用金融科技改良信贷业务，在竞争中保持市场份额，银行在“拥抱”金融科技、并且利用技术进步的边际成本递减效应收获效益的同时，竞争的压力也会促使银行技术投入成本的提高，压缩了银行的净利差。但总的来说，金融科技的投入

① 我国商业银行手续费收入的来源主要是银行卡业务、银行代理业务、理财产品手续费、信用证业务、票据担保和融资顾问等金融业务，此外，还包括影子银行等类信贷业务所涉及的开设信用证、票据、保理、融资顾问等业务。这区别于美国的非利息业务结构——美国的非利息收入主要来源于出售资产收入、持有至到期投资收益等（马孝先，2017[19]）。

② 参见 2009—2017 年的中国金融年鉴。

使得表内业务具有普惠效应，这是因为，金融科技降低了金融服务需求方的门槛，实现了以较低交易成本获得金融服务，银行将信贷边界下移至处于资金需求长尾端的企业与个人，从中小企业的客户身上获得更多边际利润。例如，银行利用线上大数据技术，可以更好地对客户的信用状况进行分析与调查，合理降低利率风险溢价水平，从而实现普惠信贷的扩张，这是银行“以量补价”形式的新的诠释。因此，双重竞争会提高银行的盈利能力，最终提升银行的经营绩效。

就表内渠道对银行风险管理的影响来看，一方面，中国的金融脱媒对银行资产端产生了重要影响，而对银行负债端的冲击不明显。在我国政府主导型的经济体制中，银行体系承担着为国有企业提供融资的职责，但由于“预算软约束”等因素存在，银行体系累积了金融风险，此时，政府通过建立证券市场将社会资金动员起来，以满足体制内国有企业的资金需求，证券市场等制度安排为银行体系提供了风险化解的渠道。由于银行的风险得以通过资本市场分担，其贷款的信用风险降低，也就意味着贷款的利率逐步下降。对银行来说，贷款利率的下降不会促使企业进行高风险的投资活动，不良贷款得到有效抑制，进而放松了银行的资本金约束，有利于提高银行风险管理能力方面的绩效水平。

另一方面，在分税制改革后，地方财政收入相对于中央财政收入下降，进一步钳制了地方政府投资的资金动员能力，地方性银行等金融制度安排的设立成为地方政府应对中央财权上收后主要获取资金的手段，地方性银行的相继成立使得银行同业竞争加剧。地方政府间的投资竞争引致了地区性银行竞争的加剧，以地方经济增长作为主要考核指标的政府就会要求银行加大对当地企业的信贷支持。由于地方性银行与地方政府存在着政治关联，银行的贷款具有了“准财政”的功能，贷款的利率具有“普惠”的性质，此外，政府也将给予银行风险补偿，例如财政贴息等，从而使得银行对地方产业的贷款利率维持在较低的水平，以降低企业的融资成本。一旦降低了中小企业的融资成本，那么中小企业盈利能力将得到提高，银行回款的速率加快，即贷款周转率得以提高，负债杠杆率降低，有利于提高银行信用风险管理的能力，最终银行可以提高风险管理的绩效①。

因此，双重竞争约束下，银行的存贷利差虽然逐步减小，银企关系也由紧密关系型状态向松散契约型状态转变，但是表内渠道发挥了普惠金融的效应，银行通过“以量补价”的策略降低了贷款利率，降低了企业的道德风险，进而提高了风险管理的绩效。同时，双重竞争迫使银行在利差收窄时，利用金融科技实现信贷业务的普惠化，有利于提高银行的边际收益，从而提高经营绩效。

假设 1：双重竞争约束通过表内渠道（净利差收窄）发挥普惠金融的特点，导致银行的绩效水平上升。

2. 双重竞争影响银行绩效的表外渠道。

一般而言，非利息收入对银行绩效的影响存在若干效应：其一，非利息收入的范围经济效应可以分散经营风险（Klein 和 Saidenberg，2000[20]），提高绩效。其二，银行收入结构的多元化将发挥投资组合风险分散化的效应，稳定收益（Hassan 和 Sackely，1994[21]；张羽和李黎，2010[22]）。其三，费用类非利息收入的“经营杠杆放大效应”，使得银行收益不稳定（DeYoung 和 Rice，2004[23]；Stiroh，2004[24]）。其四，非利息业务的“替代效应”将降低传统利息业务的盈利水平（Acharya 等，2001[25]；Nguyen 等，2012[26]），从而引起整体绩效水平的下降。

仅从同业竞争来看，银行受到其他银行业务经营的冲击，将非利息业务作为拓宽收入的渠道，但是这部分业务多为常规型费用类业务。就中国实际来看，在双重竞争的背景下，银行的资产端业务和负债端资金来源变得极不稳定，同时，更为重要的是，跨业竞争使得银行想要涉及金融市场的业务，以模糊间接融资与直接融资的界限，在分业监管下实现业务混同，以此获得监管套利，银行必然通过“承诺高额回报”的方式招揽客户，或者想方设法地与非银金融机构合作以拓展资管业务，影子银行便成为其获得收入的一种渠道，这种业务是一种变相的信贷业务，以非利息业务形式体现。竞争约束下的表外渠道，必然导致影子银行式的非利息业务增加。这种表外渠道存在这样一种特点——影子银行的隐匿性，即银行将传统的利息业务隐匿至表外业务，这蕴含着期限错配风险，并不利于银行绩效的提高。

① 根据杜邦分析法，净资产收益率=销售净利率×资产周转率×权益乘数（杠杆），资产周转率提高有利于提高绩效。

就表外渠道对银行的经营风险来看，银行非利息收入的提高将降低银行的风险管理绩效。从中国商业银行手续费及佣金业务（非利息收入的重要来源）来源着眼，财务顾问、贷款承诺、担保及结算清算业务成为手续费收入增长的重要基础，表现为表 1 中的其他业务的占比基本超过 50%，这些业务与影子银行业务具有交集。以我国商业银行实践为依据，影子银行的本质是“类信贷”业务，例如，银行通过发行理财产品获得表外资金，属于银行的中间业务，在这过程中，银行将收取的贷款利息与支付给投资者回报的差价作为理财业务收入确认，并不计入资产负债表，但是形同影子银行的手续费收入实质上就是表外“信贷”资金的隐性利息。由于银行多采用滚动发行的模式，也就是资金池的操作方式，实现续接非标等资产，其本身具有较为明显的信用风险和期限错配风险，因此发行理财产品确认的非利息收入具有明显的波动性。最为关键的是，影子银行的刚性兑付性质使得表外风险实际保留在表内，消耗了银行的资本，降低了银行的绩效。此外，汇兑收益等其他非利息收入与市场价格变化相关，具有波动性，也将对绩效产生影响。

表 1　　**手续费收入的业务构成**

手续费业务构成（%）	2012	2013	2014	2015	2016
银行卡业务	21.1	22.6	25.0	25.5	26.5
代理业务	12.5	12.2	13.2	15.6	16.8
理财产品业务	8.2	8.3	8.8	12.2	13.2
其他业务	58.2	56.9	53.0	46.7	43.5

注：其他业务包括托管业务、融资顾问、贷款承诺、担保及承诺、结算清算业务。

资料来源：wind 资讯。

就表外渠道对银行盈利能力的影响来看，非利息收入占比的增加不利于提高银行经营绩效。双重竞争迫使银行为了能够自我逐利，发生了经营模式的转变。吴晓灵（2013）[27] 认为，银行经营模式从“负债-资产”的存量管理转变为“资产-负债”的流量管理，在新的经营模式下，银行先构建资产池，然后再统筹分销，进而获得了资产管理手续费等中间业务收入。基于利息业务开展“交叉销售”实现的非利息业务，可以凭着利息业务的范围经济效应获得经营绩效，然而，在新型经营模式下，银行不再过度追求信贷利息收入，而是通过“类贷款”的非利息业务实现表内资产的表外化，这样银行并未利用利息业务的范围经济优势创造出新的中间业务，只不过是在总业务量固定下实现利息与非利息业务之间的相互挪腾。而且，这种表外业务为了节约监管资本，会投入更多的成本来掩盖两种业务的转换，例如，发起分销模式下的资管业务会导致银行设立更多的 SPV 实体，进而扩大了成本投入。因此，双重竞争下表外渠道的“影子银行”类的非利息业务虽然提高了边际收入，但是也会增加边际成本，导致银行经营绩效下降。

假设 2：双重竞争约束下，银行通过表外渠道中非利息收入的增加，导致银行绩效下降。

3. 双重竞争约束对中国商业银行影响的整体效应：综合影响。

然而，我们要思考以下问题：既然在竞争约束下，银行通过表外渠道会降低其绩效，那为什么银行还要不断提高非利息收入在总收入中的比重（见图 2）？银行开展非利息收入的主要目的是什么？既然银行通过表内渠道能够提高绩效，为什么银行不继续选择通过扩大信贷规模来提高绩效？我们认为主要原因在于，表内渠道对绩效的积极影响会使得银行“顺势而为”地过度增加信贷，然而这会受到一定的监管约束，银行便有了开展非利息业务的充足理由，促使银行通过“会计账户转移”机制（息转费）将利息业务隐匿在非利息业务当中，将表外渠道作为表内渠道的“掩护”，两种渠道存在着关联性。

具体而言，银行的会计账户转移（息转费）机制是将贷款利息收入转变为非利息收入。典型的做法有，银行将部分贷款利息转变为服务费，将应收取的贷款利息分割为利息收入和服务费用两部分，服务费用以融资顾问费、贷款承诺费等名义进行收取（成为了隐性的利息）。其次，银行通过开展信贷资产转让业务，将转让利率与实际贷款利率的利差作为代理收入入账，表 1 中代理业务的收入比重在逐年上升。此外，银行也会将信用卡的部分利息费用转变为手续费，具体操作为，将信用卡的消费额度办理分期付款业务，把透支的利息作为分期付款业务的手续费收取。所以，银行开展非利息业务的目的是，规避监管部门的政策约束，为表内渠道提供“掩护”机制，只要绩效不为负（亏损），即便非利息收入会导致绩效下降，但却是有利可图的，并没有造成实际亏损。这样实现了表内经营收益的表外化，以及表外风险的

再度内部化。

表内渠道会对银行绩效产生积极的影响，而表外渠道将产生消极的影响，但由于利息业务的占比较高，因此综合来看，双重竞争约束对银行绩效的影响是正向的。

假设 3：双重竞争约束通过会计账户转移机制，使得表内渠道对银行绩效产生正向作用，而表外渠道对银行绩效产生负向作用，总体来看，双重竞争约束对商业银行绩效的影响是积极的。

三、研究设计

（一）数据与变量描述

本文选取 2007—2016 年的商业银行年度数据构造非平衡面板数据，商业银行包括了国有五大行（工行、农行、中行、建行和交行）、股份制银行、农商行以及城商行。商业银行的数据来自 wind 数据库，部分缺失值使用国泰安数据库的数据将之补齐，剔除缺失值严重的样本；宏观经济变量来自国家统计局网站；金融脱媒数据主要来自《资金流量表 1992—2016》。

1. 来自市场竞争的指标构建：金融脱媒指数。

金融脱媒指标体系基于三个维度来构建，包括非金融企业负债中介化比率（资产端脱媒）、居民对银行资产中介化比率（负债端脱媒）和支付脱媒比率（支付端脱媒）。利用 1992—2016 年的资金流量表（金融部分）测算，将表中流量的数据转变为存量数据（应展宇，2009[28]），两个时点之间存量值的变动就是这段时间内流量值和估价调整额之和①。第三方支付和银行卡交易金额数据来自于央行《中国支付体系发展报告》和易获数据库。具体测算指标见表 2。金融脱媒指数是该三个指标的加权组合，利用主成分分析法进行聚合。

表 2　　中国金融脱媒的具体测算表

维度	比率	具体测算
资产端脱媒	非金融部门对银行的负债中介化比率	[非金融部门的贷款（1）+银行持有的非金融企业债券存量（2）+银行的影子存量（3）]/[非金融企业的贷款（1）+影子银行规模（3）+非金融企业发行的股票（4）+非金融企业发行的债券量（5）]
负债端脱媒	住户部门对银行的资产中介化比率	[居民存款（6）+居民持有的银行部门股票存量（7）+个人理财产品余额（8）]/[居民存款（6）+个人理财产品余额（8）+居民持有股票存量（9）+居民持有国债存量（10）+居民保险金（11）]
支付端脱媒	支付脱媒比率	银行卡交易规模（12）/[银行卡交易规模（12）+第三方支付金额（13）]

注：表 2 中的数据企业获得的贷款（1）1991 年年初始数据来自谢平（1992）[29]。银行部门持有的企业债券存量（2）为企业债券总量的 0.8，因为非金融企业发行企业债、短融中票基本由银行认购（近似值，该比例沿用宋旺和钟正生（2010）[30]的测算比率）。关于影子银行存量（3）的测算，使用孙国峰和贾君怡（2015）[31]基于信用创造机制的影子银行测算，具体的测算为 M2 加上财政净存款、银行的资本和理财资金，减去银行的贷款和企业债投资等传统资产。表外理财占银行理财的比例采用孙国峰和贾君怡（2015）[31]的估量标准。非金融企业发行的股票（4）1991 年数据参考易纲和宋旺（2008）[32]。企业的债券存量（5）1991 年的值来源于易纲和宋旺（2008）[32]的中国金融资产总量统计表中的企业债券总量；本文认为企业债券都由金融部门持有（宋旺和钟正生，2010[30]），金融部门持有的非金融企业债券量（12）等于（5）。居民持有的银行部门股票存量（7）等于由金融部门发行的股票×0.8×0.3，该测算比率遵循谢平（1992）[29]、宋旺和钟正生（2010）[30]的比例。个人理财产品余额（8）等于银行理财产品余额×0.7，因为 2008 年个人理财产品余额和企业理财余额的比例为 7∶3，所以本文使用这个比例测算，银行理财产品余额来自 CSMAR、wind、中国理财市场报告，初始值为 2008 年，之前数据缺失，所以假设为零。居民持有股票存量（9）1991 年数据来自《金融统计年鉴》。居民持有国债存量（10）来自易纲（1996）[33]中国个人金融资产结构表。居民保险金（11）1991 年数据来自《金融统计年鉴》，之前数据缺失。（12）和（13）的数据结合央行的《中国支付体系发展报告》和易获数据库，第三支付的统计口径为非金融支付机构规模以上企业的互联网支付、银行卡收单、移动支付、电话支付及预付卡发行与受理等业务的金额总和。

2. 银行同业竞争的指标构建。

（1）使用主成分分析法，将国有五大行贷款占银行业总贷款比重、五大行存款占银行业总存款比重、五大行员工人数占银行业总就业人数比重、五大行总利润占银行业总利润比重这四个指标聚合，得到衡量宏观层面同业竞争的综合指数（*con*）。

（2）本文也采用经调整后的 *elerner* 指数作为银行竞争的代理变量（Koetter 和 Spierdijk，2012[34]；申创，2018[35]）。经调整的 *elerner* 指数测算基于银行并非完全有效率的假设，符合中国的实际情况。*elerner* 指数公式如下：

$$elerner=\frac{R_{i.t}+C_{i,t}-MC_{i,t}\times Q_{i,t}}{R_{i.t}+C_{i,t}} \quad (1)$$

① 从统计角度看，忽略估价调整，流量调整为存量就是时期数经过累加转变为时点数，在资金流量表中，流量为净投资额、净储蓄额和金融工具买入额（应展宇，2009[28]）。

其中：$R_{i,t}$表示银行利润；$C_{i,t}$表示银行总成本；$MC_{i,t}$表示边际成本；$Q_{i,t}$为总产出，本文以总资产替代。边际成本① $MC_{i,t}$的测算如下：

$$\ln C_{i,t}=\alpha_0+\beta_0\ln Q_{i,t}+\sum_{j=1}^{2}\beta_j\ln W_{j,i,t}+\frac{1}{2}\left[\alpha_1(\ln Q_{i,t})^2+\sum_{j=1}^{2}\sum_{m=1}^{2}\beta_{jm}\ln W_{j,i,t}\ln W_{m,i,t}\right]+\sum_{j=1}^{2}\beta_{qj}\ln Q_{i,t}\ln W_{j,i,t}+\vartheta_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中：C 等于银行非利息支出和利息支出之和；Q 为总资产；W 是一个投入要素的价格向量，包括资金价格（$W_{1,i,t}$）与劳动及资本价格（$W_{2,i,t}$）两部分。$W_{1,i,t}$以总利息支出与总存款及短期资金的比值来表示，$W_{2,i,t}$以非利息支出与固定资产的比值来表示。同时，对式（2）的要素价格施加对称性和一次齐次约束，具体是：

$$\sum_{j=1}^{2}\beta_j=1,\ \sum_{j=1}^{2}\beta_{jm}=0,\ m=1,2;$$

$$\sum_{j=1}^{2}\beta_{qj}=0,\ \beta_{jm}=\beta_{mj}$$

因此，求导可得边际成本：

$$MC_{i,t}=\frac{\partial C_{i,t}}{\partial Q_{i,t}}=\frac{C_{i,t}}{Q_{i,t}}\left[\beta_0+\alpha_1\ln Q_{i,t}+\sum_{j=1}^{2}\beta_{qj}\ln W_{j,i,t}\right] \quad (3)$$

经调整的 *elerner* 指数值越小，说明银行竞争越大。

3. 被解释变量。

本文的被解释变量主要是银行绩效，我们将银行的绩效分类为：经营绩效、风险绩效以及经风险调整后的绩效（同时考虑了盈利能力和风险管理能力）。以总资产回报率 *ROA* 和 *ROE* 作为衡量银行经营绩效的变量，银行收益波动率 σpro 作为衡量风险绩效的变量。经风险调整后的绩效 *adj-roa* 作为衡量银行盈利能力与风险管理水平的综合绩效的代理变量。

4. 控制变量。

控制变量包括资本充足率、核心资本充足率、存贷比、银行总资产、不良贷款率、成本收入比、流动性比率等，以及同业拆借利率、*GDP* 增长率、*M2* 增长率。

表 3　　**变量说明**

含义	变量名称	变量符号	变量定义
核心解释变量	跨业竞争：金融脱媒	*fd*	主成分分析聚合得出
	同业竞争（微观测度）	*elerner*	Koetter 等（2012）[34]
	同业竞争（宏观测度）	*con*	使用主成分分析聚合
风险管理与盈利能力的综合绩效	经风险调整的资产回报率	*adj-roa*	（银行当年利润+当年实际计提准备金增加额±应计提准备金减少额）/总资产余额平均值
盈利能力的经营绩效	资产收益率	*roa*	银行净利润与总资产的比值
盈利能力的经营绩效	净资产收益率	*roe*	银行净利润/ 银行净资产
风险绩效	银行收益波动率	σpro	银行净利润两期滑动的变异系数
表外渠道的代理变量	非利息收入占比	*nir*	非利息收入占总收入的比重
表内渠道的代理变量	净利差	*nid*	银行利息净收入/银行总资产
控制变量	总资产	ln*a*	银行的资产总额对数化
	资本充足率	*car*	资本与风险加权资产的比值
	核心资本充足率	*ccar*	核心资本与风险加权资产的比值
	银行杠杆率	*lev*	银行权益/银行总资产
	银行信贷余额	ln*d*	银行信贷余额的对数
	不良贷款率	*npl*	5 级贷款分类计算的不良贷款占总贷款的比重

① *elerner* 指数的直观涵义就是边际利润占收入的比重，如果边际利润越小，该值就可能越小，说明银行之间竞争剧烈，使得边际利润下降。

续前表

含义	变量名称	变量符号	变量定义
控制变量	存贷比	*dtc*	贷款总额/存款总额
	流动性比率	*liquid*	银行短期流动资产/银行流动负债
	同业拆借利率	*shibor*	7 天上海银行间拆放利率
	GDP 增长率	*GDP*	当年 GDP-前一年 GDP/前一年 GDP
	M2 增长率	*M2*	当年 M2 与上一年 M2 的差额/上年 M2

（二）模型构建

为了验证双重竞争约束影响银行绩效的表内渠道，构造回归模型（4），如果双重竞争约束通过净利差收窄的机制提高了绩效，则模型（4）中的 β_4 显著为负。

$$roa_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 elerner_{i,t}+\beta_2 nid_{i,t}+\beta_3 fd_t+\beta_4 fd_t\times elerner_{i,t}\times nid_{i,t}+\beta_5 elerner_{i,t}\times fd_t+\beta_6 nid_{i,t}\times fd_t+\beta_5 elerner_{i,t}\times nid_{i,t}+\sum \beta_i X_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其次，为了验证双重竞争约束影响银行绩效的表外渠道，构造回归模型（5），如果双重竞争约束通过提高非利息收入占比降低了绩效，则模型（5）中的 β_4 显著为正。

$$roa_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 elerner_{i,t}+\beta_2 nir_{i,t}+\beta_3 fd_t+\beta_4 fd_t\times elerner\times nir_{i,t}+\beta_5 elerner_{i,t}\times fd_t+\beta_6 nir_{i,t}\times fd_t+\beta_5 elerner_{i,t}\times nir_{i,t}+\sum \beta_i X_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

如果在总体效应上，双重竞争约束导致银行绩效增加，那么模型（6）的 β_3 将显著为负。

$$roa_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 elerner_{i,t}+\beta_2 fd_t+\beta_3 fd_t\times elerner_{i,t}+\sum \beta_i X_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

表 4　　描述性统计结果

变量	（1） 样本量	（2） 均值	（3） 标准差	（4） 最小值	（5） 最大值
fd	2 429	0. 865	0. 008	0. 852	0. 882
elerner	2 429	0. 446	0. 112	0. 199	0. 608
con	2 429	0. 592	0. 080	0. 493	0. 765
roa	2 884	0. 010	0. 004	0. 002	0. 018
roe	2 429	0. 129	0. 058	0. 018	0. 236
adj-roa	2 437	0. 019	0. 007	0. 006	0. 034
σpro	2 437	0. 080	0. 094	0. 002	1. 692
nir（%）	3 048	17. 625	15. 532	0. 280	54. 810
nid（%）	2 704	3. 268	1. 250	1. 380	6. 030
GDP（%）	2 429	10. 240	2. 282	6. 900	14. 200
car（%）	2 628	13. 651	2. 887	9. 420	21. 320
ccar（%）	2 326	11. 911	3. 017	7. 710	19. 870
dtc（%）	3 290	66. 176	11. 559	45. 320	94. 020
npl（%）	2 972	1. 668	1. 367	0. 260	4. 490
cost（%）	3 185	38. 274	10. 974	22. 940	67. 000
liquid（%）	2 429	55. 286	16. 510	33. 100	95. 390
M2（%）	2 437	18. 100	3. 968	12. 600	26. 000
shibor（%）	2 429	3. 807	1. 727	1. 006	6. 387

四、实证结果分析

（一）双重竞争约束下银行绩效的变化：表内渠道

从表内渠道分析双重竞争对银行绩效的影响，得到表 5 的回归结果。我们发现，双重竞争约束通过表内渠道增加了银行的绩效，即在竞争背景下，银行净利差收窄，银行选择“以量补价”的策略扩大信贷规模，这部分信贷具有普惠金融的效应，提高了银行的绩效，验证了假设 1。

表 5　　双重竞争约束银行下银行绩效的变化：表内渠道

变量	（1） *roa*	（2） *roe*	（3） *σpro*	（4） *adj-roa*	（5） *roa*	（6） *roe*	（7） *σpro*	（8） *adj-roa*
con×fd×nid	−64. 38 *** （8. 669）	−0. 654 *** （0. 115）	2. 308 * （1. 300）	−6. 355 *** （1. 180）				
elerner×fd×nid					−102. 1 ** （49. 97）	−1. 863 ** （0. 762）	0. 989 * （0. 547）	−18. 85 *** （6. 680）
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	否	否	否	否	控制	控制	控制	控制
模型选择	fe	fe	fe	fe	fe	fe	fe	fe
N	1 623	1 623	1 499	1 623	1 491	1 491	1 491	1 491
adj. R^2	0. 370	0. 315	0. 849	0. 354	0. 670	0. 559	0. 864	0. 750

注：*、**、*** 表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著，下同。

就衡量银行盈利能力的绩效指标（*ROA* 和 *ROE*）来看，根据表 5 的回归（1），三重交互项 *con×fd×nid* 系数显著为负，证明表内渠道对经营绩效 *ROA* 的影响是积极的，换句话说，双重竞争导致银行经营绩效提高。我们将绩效的指标由 *ROA* 替换为 *ROE*，也得到相同的结论，如回归（2）所示，三重交互项系数显著为负，原因在于，双重竞争迫使银行信贷下沉至处于信贷需求长尾端的中小企业，通过扩大业务规模，提高了经营绩效。就反映银行收益波动性（*σpro*）的指标来看，回归（3）的三重交互项 *con×fd×nid* 系数显著为正，这就表明双重竞争通过表内渠道降低了银行收益的波动性，这是因为，双重竞争导致银行产生的中小企业信贷具有一定的普惠性质，利率的降低将有利于降低企业的融资成本，从而使得中小企业冒风险投资动机下降，进而降低了银行不良贷款的风险，体现为收益的波动性下降。就考虑了银行风险管理水平和盈利能力的综合绩效指标（*adj-roa*）来看，回归（4）的三重交互项系数显著为负，这也表明双重竞争通过表内渠道提高了银行经风险调整后的绩效水平，这是因为，一方面，银行通过业务经营的普惠贷款实现盈利能力的提升，另一方面，通过利率下调降低企业道德风险，实现收益波动下降，因此，双重竞争通过表内渠道，提高了银行盈利能力和风险管理水平，从而提高了经风险调整后的绩效水平。

我们将宏观层面的同业竞争指标（*con*）替换为微观层面的同业竞争指标（*elerner*），可以发现同样的结果，回归（5）和回归（6）中的三重交互项 *elerner×fd×nid* 系数显著为负，表明双重竞争通过表内渠道提高了经营绩效。回归（7）的三重交互项系数显著为正，表明双重竞争通过表内渠道降低了收益的波动性。而回归（8）的结果表明，双重竞争通过表内渠道提高了经风险调整后的绩效。

（二）双重竞争约束下银行绩效的变化：表外渠道

从表外渠道分析双重竞争约束对银行绩效的影响，得到了表 6 的回归结果。根据表 6 可知，双重竞争约束通过提高非利息收入占比，引致银行绩效的下降，验证了假设 2。

就反映银行盈利能力的绩效 *ROA* 来看，表 6 的回归（1）结果显示，三重交互项 *fd×con×nir* 的系数在 1% 水平上显著为正，说明竞争通过表外渠道降低了银行的经营绩效，这是因为，双重竞争导致银行开展的多元化经营提高了非利息业务的占比，但是部分中小银行不具备开展非利息业务的范围经济优势，导致为了拓展业务而投入过多成本。以 *ROE* 的结果来看，同样发现在双重竞争约束下非利息收入增加将会导致资本收益率下滑。从收益波动的角度来看，回归（3）结果显示，双重竞争会通过表外渠道提高收益的波动性，这是因为，表外业务具有期限错配的特点，

表 6 双重竞争约束下银行绩效的变化：表外渠道

变量	(1) *roa*	(2) *roe*	(3) *σpro*	(4) *adj-roa*	(5) *roa*	(6) *roe*	(7) *σpro*	(8) *adj-roa*
fd×con×nir	47.71*** (10.85)	0.588*** (0.141)	−6.770*** (1.383)	3.256** (1.466)				
elerner×fd×nir					96.47** (40.90)	1.623** (0.637)	−18.55** (8.408)	16.62** (7.860)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	否	否	否	否	控制	控制	控制	控制
模型选择	fe	fe	fe	fe	fe	fe	fe	fe
N	1 765	1 765	1 510	1 765	1 502	1 502	1 347	1 502
adj. R^2	0.274	0.299	0.852	0.303	0.642	0.445	0.015	0.549

注：此处为了能够更好地判断非利息收入占比增加对绩效的影响，*nir* 经过倒数处理。

会提高银行的收益波动性。就反映银行风险管理水平的绩效 *adj-roa* 来看，双重竞争会通过表外渠道提高银行经风险调整的绩效水平，原因是，双重竞争下的表外业务是通过表内资产表外化实现的，这就使得这部分非利息业务具有明显的监管套利特征，放大了银行的经营风险，而且招致成本的过度投入降低盈利水平。

使用微观层面的同业竞争指标（*elerner*）也得到与回归（1）至回归（4）一样的结果。回归（5）和回归（6）中 *fd×elerner×nir* 的三重交互项系数显著为正，同样验证了竞争通过表外渠道对银行经营绩效产生消极影响。回归（7）中三重交互项系数显著为负，表明表外渠道会提高银行收益的波动性。回归（8）结果表明，双重竞争约束下非利息收入的增加会导致经风险调整后的绩效下降。

（三）双重竞争约束下银行绩效的变化：整体效应

双重竞争约束通过表内渠道提高了银行绩效，而表外渠道却降低了银行绩效。因为利息业务的占比较高，表内渠道作为主要渠道，表外渠道作为补充渠道，整体来看，双重竞争约束对银行绩效的效应是积极的，表内渠道的贡献较大。根据表 7 的结果所示，回归（1）和回归（2）的结果表明，*con×fd* 系数显著为负，双重竞争约束导致银行经营绩效上升，这是因为表内渠道盈利能力的改善发挥了主要作用。回归（3）的双重交互项 *con×fd* 系数显著为正，表明双重竞争加剧，表内渠道中普惠金融的积极效应抵消了表外渠道中影子银行业务的消极影响，整体上对收益波动起到了抑制作用。回归（4）中双重竞争交互项系数显著为负，说明双重竞争有利于提高银行的经风险调整的绩效水平，这是因为表内渠道作为主要的影响机制，其风险管理水平与获利能力的提升都有助于银行整体绩效的改善。这验证了假设 3。

表 7 双重竞争约束下银行绩效的变化：整体效应

变量	(1) *roa*	(2) *roe*	(3) *σpro*	(4) *adj-roa*	(5) *roa*	(6) *roe*	(7) *σpro*	(8) *adj-roa*
con×fd	−47.70*** (17.29)	−0.371* (0.223)	5.147** (2.492)	−7.111*** (2.296)				
elerner×fd					−185.9*** (87.96)	−22.86 (22.26)	10.42** (4.432)	−2.966** (1.153)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	否	否	否	否	控制	控制	控制	控制
模型选择	fe	fe	fe	fe	fe	fe	fe	fe
N	1 773	1 773	1 490	1 773	1 773	1 773	1 091	1 773
adj. R^2	0.251	0.284	0.871	0.297	0.278	0.286	0.109	0.319

表 7 回归（5）至回归（8）使用了微观层面的同业竞争指标 *elerner*，同样得到与表 7 回归（1）至回归（4）一致的结论。回归（5）和回归（6）的双重交互项 *elerner*×*fd* 系数为负，表明双重竞争提高了银行的经营绩效。回归（7）的结果表明，双重竞争有利于降低收益波动性。回归（8）的结果表明，双重竞争有利于提高银行经风险调整后的绩效。

（四）表内渠道向表外渠道转换的验证

当表内渠道受限时，换句话说，表内渠道的信用膨胀到一定程度时，会受到监管约束，银行将通过表内资产的表外化，以会计账户转移机制实现表内渠道向表外渠道的转变，表外渠道成为表内渠道的“掩护”机制。

我们通过倾向得分匹配的方法将样本进行分组，检验表内渠道是否通过会计账户转移机制实现向表外渠道的转变，即是否在净利差较低的分组里（表内渠道具有“以量补价”的特点，净利差越低，贷款量越高）非利息收入占比的水平较高。具体步骤为：首先，建立分组的标准。本文以双重竞争乘以净利差（*elerner*×*fd*×*nid*）的均值、中位数、1/3 分位数和 1/4 分位数为阈值，当 *elerner*×*fd*×*nid* 的值低于当年所有银行样本的阈值时取值为 1（$t=1$，处理组），此为表内渠道明显的分组（贷款规模扩张快），这表明双重竞争加剧且表内渠道的净利差下降；反之高于阈值则为 0（$t=0$，控制组），为表内渠道不明显的分组。其次，采用一对一有放回的近邻匹配方法，使用 logit 模型，将银行的资产规模、资本充足率、存贷比、流动性比率、成本收入比、不良贷款率等变量作为匹配的特征变量进行控制，银行资产收益率 *ROA* 作为结果变量，得到匹配后的样本，分为处理组和控制组。最后，对匹配后两组的非利息收入占比均值进行 *T* 检验。如果处理组非利息收入占比的均值在统计学意义上高于控制组的均值，则可以认为，表内渠道明显的分组里，非利息收入占比的程度较高，此时表外渠道的确作为表内渠道的“掩护”机制。

根据表 8 的结果可知，无论采用何种分类标准来确定阈值，控制组的非利息收入占比水平维持在 11%至 14%之间，而处理组的非利息收入占比水平维持在 22%至 33%之间，两组非利息收入占比均值的差在 1%的水平上显著为负，通过了 *T* 检验，证明处理组的非利息收入占比显著高于控制组的非利息收入占比，而处理组是表内渠道明显的组，即净利差越小的组次中，非利息收入占比越高，因此，表外渠道是表内渠道的“掩护”机制，当表内渠道受到政策约束明显时，表内渠道通过“会计账户转移”，实现信贷资产的表外化，以此提高了非利息收入占比。

表 8　　表内与表外渠道转换的 PSM 检验结果

变量名	阈值	匹配方法	均值（$t=0$）	均值（$t=1$）	均值差异	*T* 检验
nir	均值	近邻匹配	11.408	24.266	−12.858***	−19.497
	中位数	近邻匹配	11.109	22.402	−11.292***	−16.733
	1/3 分位数	近邻匹配	13.110	28.515	−15.405***	−20.995
	1/4 分位数	近邻匹配	13.887	32.253	−18.366***	−21.986

注：此处的 *nir* 未经过倒数处理。

五、进一步分析：异质性检验

（一）宏观金融制度环境的异质性影响

1. 宏观金融环境异质性对银行表内外渠道的调节作用。

宏观金融环境对竞争约束下银行的表内外渠道产生异质性影响。就银行业景气度而言，本文使用银行业景气度指数（*bank*）来衡量银行业的发展变化。表 9 的回归（1）结果显示 *elerner*×*fd*×*bank* 的系数显著为负，表明银行业景气度下降时银行的表内利差收入会扩大，这可能是因为银行业不景气时，竞争导致资金的供给会下降，资金面的紧张会导致利差扩大。回归（2）的三重交互项 *elerner*×*fd*×*bank* 系数显著为正，表明银行业不景气时双重竞争导致银行的非利息收入占比下降，这可能是由于表内渠道利差扩大可以获得收益，导致银行开展非利息业务的动力不足。

就货币政策环境来看，本文采用货币政策感受指数（*mp*）来衡量货币供给的宽紧情况。回归（3）的 *elerner*×*fd*×*mp* 的系数显著为负，表明资金供给紧

张时银行表内利差收入扩大，这是因为竞争约束下资金供给处于供不应求的状态时出现银行信贷资源稀缺的局面，从而推高了银行的利差水平。回归（4）的三重交互项 *elerner×fd×mp* 系数显著为正，表明资金面紧张时银行没有动力去提高非利息收入，因为仅表内渠道就可以获得较高的利息收入了。

就经济周期来看，本文以 *gdp* 增长率的变化率（*dgdp*）来衡量经济周期的变化，当增长率为负时，说明经济周期处于下行周期。回归（5）的结果显示 *elerner×fd×dgdp* 的系数显著为正，说明经济处于下行周期时银行的利差收入会收窄，这或许是因为经济下行会促使央行降低利率来降低企业融资成本，提高了社会投资水平。而回归（6）的结果显示三重交互项系数显著为负，表明经济下行时银行会扩大非利息收入，因为表内业务的利率降低且利息收益不高，银行此时有动机提高非利息收入。

表 9　　宏观金融环境异质性对表内外渠道的调节效应

变量	（1） *nid*	（2） *nir*	（3） *nid*	（4） *nir*	（5） *nid*	（6） *nir*
elerner×fd×bank	−9. 552 *** （2. 155）	70. 36 ** （30. 92）				
elerner×fd×mp			−101. 0 * （59. 70）	3 065. 6 *** （843. 0）		
elerner×fd×dgdp					26. 35 *** （7. 211）	−454. 6 *** （96. 74）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 445	1 546	1 402	1 445	1 445	1 546
R^2	0. 394	0. 216	0. 377	0. 222	0. 327	0. 218

2. 不同类型金融脱媒对银行经营绩效的影响。

使用金融脱媒分项指标来分析竞争约束下中国商业银行绩效的变化，这三个分项指标是银行资产端脱媒指标（*nfs*）、银行负债端脱媒指标（*has*）和银行支付端脱媒指标（*tra*）。可以发现，在不同的金融脱媒测度指标下，表内渠道、表外渠道、整体效应对绩效存在着异质性的影响。

就表外渠道而言，在资产端与支付端脱媒下，随着同业竞争加剧，非利息收入的增加降低银行的经营绩效，如表 10 回归（1）和回归（3）的结果所示，三重交互项的系数显著为正，但是负债端脱媒对绩效影响的表外渠道并不显著。

就表内渠道而言，在负债端脱媒与同业竞争加剧时，银行在净利差收窄的前提下通过增加信贷规模使银行的经营绩效显著上升，回归（5）的三重交互项系数显著为负。在支付端脱媒与同业竞争加剧的过程中，银行通过表内渠道提高了经营绩效，回归（6）的三重交互项系数显著为正。而在资产端脱媒的条件下，表内渠道对经营绩效的影响并不显著，回归（4）的结果并不显著。

整体来看，综合表内渠道与表外渠道的效应，资产端脱媒、支付端脱媒与银行同业竞争加剧时，银行的经营绩效会上升，如回归（7）和回归（9）的结果所示，它们交互项系数显著为负。而负债端脱媒与同业竞争加剧时，银行的绩效反而下降，回归（8）的交互项系数显著为正。

表 10　　不同类型金融脱媒的异质性影响

变量	（1） *roa*	（2） *roa*	（3） *roa*	（4） *roa*	（5） *roa*	（6） *roa*	（7） *roa*	（8） *roa*	（9） *roa*
	表外渠道			表内渠道			整体效应		
nfs×elerner×nir	7. 358 *** （2. 718）								
has×elerner×nir		−1. 344 （4. 054）							

续前表

变量	(1) *roa*	(2) *roa*	(3) *roa*	(4) *roa*	(5) *roa*	(6) *roa*	(7) *roa*	(8) *roa*	(9) *roa*
	表外渠道			表内渠道			整体效应		
tra×*elerner*×*nir*			6.018** (2.350)						
nfs×*elerner*×*nid*				−54.76 (37.88)					
has×*elerner*×*nid*					38.40*** (7.565)				
tra×*elerner*×*nid*						−17.77*** (4.022)			
nfs×*elerner*							−214.6*** (75.38)		
has×*elerner*								156.3*** (20.99)	
tra×*elerner*									−53.42*** (13.40)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 718	1 718	1 718	1 621	1 621	1 621	1 621	1 621	1 621
adj. R^2	0.457	0.437	0.440	0.515	0.517	0.514	0.432	0.434	0.429

（二）微观银行个体特征异质性

1. 个体特征异质性对银行表内外渠道的调节作用。

个体特征异质性会导致竞争对表内和表外渠道产生不同的效应。就资产规模异质性来看，表 11 回归（1）中 *con*×*fd*×ln*a* 的系数显著为负，资产规模越小的银行表内的净利差越大，可能是因为竞争约束下小银行会采取高风险的贷款政策以提高贷款利率获得高收益，因此存贷款的利差加大。但是回归（2）中的三重交互项系数显著为负，资产规模小的银行会增加非利息收入，原因是表内信贷风险高，会促使银行通过会计账户转移机制将贷款隐匿在表外账户，从而提高非利息收入。

表 11　　**银行个体特征异质性对表内外渠道的调节效应**

被解释变量	(1) *nid*	(2) *nir*	(3) *nid*	(4) *nir*	(5) *nid*	(6) *nir*
con×*fd*×ln*a*	−59.23* (30.70)	−938.5*** (265.1)				
con×*fd*×*car*			−44.99*** (12.75)	292.6*** (108.9)		
con×*fd*×*cte*					−790.6*** (294.0)	−7 501.5*** (2 595.6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 463	1 594	1 463	1 594	1 257	1 348
R^2	0.296	0.215	0.292	0.197	0.324	0.185

就资本充足率异质性来看，回归（3）中的 *con*×*fd*×*car* 的系数显著为负，表明资本充足率越低的银行表内存贷利差越大，这是因为资本充足率低会导致银行追逐风险较高的资产，从而提高了利差收入。回归（4）的结果显示，三重交互项系数显著为正，表明资本充足率越低，其非利息收入下降，资本充足率的下降使得银行从资本价值管理转变为规模效益管理，只追求信贷业务的规模收益。就银行效率来看，回归

（5）*con*×*fd*×*cte* 的系数显著为负，表明效率越低，银行的利差收入越大，原因是效率低，其规模经济与范围经济能力较弱，其只能通过追逐风险资产提高利差收入。回归（6）的结果显示，效率越低，非利息收入越高，原因可能是银行觉得效率低，希望通过非利息收入的增加来提高效率。

2. 双重竞争约束对银行经营绩效的异质性影响：不同资产规模。

不同资产规模的银行具有资金禀赋、政策支持、技术开发能力等的差异，因此双重竞争约束对银行绩效的影响就会存在着异质性的结果。具体而言，大银行受到金融脱媒的冲击时，它的关系融资业务不会受到很大的冲击，原因在于，资产规模越大，其利息业务开展的能力就越强，进而它不具备开展非利息业务的激励，它可以通过提高传统的利息业务获得回报，直接与资本市场和其他银行展开竞争。而小规模的银行面临资源禀赋的约束，在利息业务开展能力不足的条件下，更容易通过影子银行渠道来开展非利息业务。两类银行对于表内和表外渠道的运用具有明显的差异。本文基于银行资产规模的中位数来分组，如果某银行当年的资产规模超过当年所有样本的中位数就是大银行，反之则是小银行。

表 12　　双重竞争约束对不同资产规模的银行绩效的影响

样本范围	（1） 大规模	（2） 小规模	（3） 大规模	（4） 小规模	（5） 大规模	（6） 小规模
被解释变量	*roa*	*roa*	*roa*	*roa*	*roa*	*roa*
	表内渠道		表外渠道		整体效应	
con×*fd*×*nid*	−88. 99 *** （17. 04）	−13. 77 （13. 83）				
con×*fd*×*nir*			10. 27 （35. 19）	58. 54 *** （10. 65）		
con×*fd*					−81. 61 *** （27. 49）	−86. 96 （56. 96）
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	962	659	987	780	962	659
adj. R^2	0. 521	0. 505	0. 343	0. 418	0. 408	0. 446

对于资产规模较大的银行，其主要通过表内渠道来影响绩效水平，换句话说，大银行主要通过传统的信贷业务来提高绩效，而非利息业务只不过是利息业务的附加，大银行通过表外渠道影响绩效并不显著。表 12 回归（1）的结果显示，大银行在双重竞争约束下通过表内渠道提高了绩效，而通过表外渠道影响绩效的机制不显著，如回归（3）的系数不显著。整体来看，双重竞争约束对大银行绩效的影响是积极的，即双重竞争导致银行绩效的提高，如回归（5）的结果显示，双重交互项系数显著为负。

对于资产规模较小的银行，其主要通过表外渠道影响绩效，因为利息业务受到金融脱媒和大银行竞争的双重挤压，开展非利息业务成为新的获利路径。回归（4）的结果表明，双重竞争约束通过表外渠道降低了小银行的绩效，而双重竞争约束通过表内渠道影响小银行绩效的机制不显著，回归（2）的系数不显著。整体来看，双重竞争对小银行绩效的影响并不显著，有利于提高大银行经营绩效。

六、结论与建议

本文主要的研究结论有：第一，双重竞争约束通过表内渠道，即竞争导致净利差收窄，银行便通过增加信贷规模，提高了银行的经营绩效和经风险调整后的绩效，并且降低了收益波动，该渠道体现了普惠金融效应。第二，双重竞争约束通过表外渠道，即通过增加非利息收入，降低了银行的经营绩效和经风险调整后的绩效，提高了收益波动，该渠道体现出影子银行的隐匿性。第三，从整体效应来看，双重竞争约束导致银行的经营绩效和风险管理绩效上升，这是因为表内渠道发挥了主要作用。第四，表外渠道充当表内渠道的“掩护”机制，当表内渠道受限时，表内渠道会通过“会计账户转移”机制转变为表外渠道。

第五，在双重竞争约束下，由于宏观金融环境的异质性，货币政策情况、银行业发展程度以及经济周期等因素对表内外渠道产生不同的效应，而且不同的金融脱媒对经营绩效产生异质性影响；对于银行微观特征差异，资产规模、资本充足率等因素对表内外渠道、绩效产生不同的影响。

本文的研究对银行开展业务具有以下建议：第一，双重竞争约束下，银行所开展的业务多是基于传统的信贷业务，缺乏业务创新性，银行应该提高表外业务的占比，同时开展投资顾问等中间业务，从“融资”服务向“融智”服务转变，提高绩效水平。第二，银行在面临双重竞争的冲击时，应该更加有效地实施成本控制，降低资源的耗费，在客户关系整合方面，应该更加细致地了解客户需求，有效地控制信息搜集成本。第三，加强大中小银行之间的合作，使得大银行的风险管理技术、金融科技能够外溢到中小银行，使中小银行能够更加有效地对中小企业提供金融支持。

参考文献

[1] Rogers K, Joseph F. An Analysis of Nontraditional Activities at U. S. Commercial Banks [J]. Review of Financial Economics, 1999, 8 (1): 25-39.

[2] Nissen M. Agent-based Supply Chain Disintermediation Versus Reintermediation: Economic and Technological Perspectives [J]. Intelligent Systems in Accounting Finance & Management, 2015, 9 (4): 237-256.

[3] French S, Leyshon A. The New, New Financial System? Towards a Conceptualization of Financial Reintermediation [J]. Review of International Political Economy, 2004, 11 (2): 263-288.

[4] Barry W, Gulasekaran R. The Chicken or the Egg? The Trade-off between Bank Fee Income and Net Interest Margins [J]. Australian Journal of Management, 2013 (38): 1-6.

[5] Scholtens B, van Wensveen D. A Critique on the Theory of Financial Intermediation [J]. Journal of Banking & Finance, 2000, 24 (8): 1243-1251.

[6] Christian Calmès, Liu Y. Financial Structure Change and Banking Income: A Canada-U. S. Comparison [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2009, 19 (1): 1-139.

[7] Holland C P, Lockett A G, Blackman I D. Global Strategies to Overcome the Spiral of Decline in Universal Bank Markets [J]. Journal of Strategic Information Systems, 1998, 7 (3): 217-232.

[8] Mercer D P. Future Directions of Banking—The Changing Nature of Financial Services [J]. Businessdate, 1996, 4 (3): 1.

[9] Andries A M, Capraru B. The Nexus between Competition and Efficiency: The European Banking Industries Experience [J]. International Business Review, 2014, 23 (3): 566-579.

[10] Schaeck K, Čihák M. How Does Competition Affect Efficiency and Soundness in Banking? New Perspectives and Empirical Evidence [J]. Social Science Electronic Publishing, 2008, 35 (3): 81-100.

[11] Berger A N, Kashyap A K, Scalise J M, et al. The Transformation of the U. S. Banking Industry: What a Long, Strange Trip It's Been [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1995, 95 (2): 55-218.

[12] Love I, Peria M S M. How Bank Competition Affects Firms' Access to Finance [J]. The World Bank Economic Review, 2012, 29 (3): 1-10.

[13] Cuñat V, Guadalupe M. Executive Compensation and Competition in the Banking and Financial Sectors [J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33 (3): 1-504.

[14] 申创，赵胜民. 市场竞争度、非利息收入对银行收益的影响研究 [J]. 南开经济研究，2018 (1): 52-68.

[15] 姚志刚，谭余夏，杨斌. 银行收入多样化对银行绩效的影响效应——基于我国 16 家上市银行的实证检验 [J]. 宏观经济研究，2016 (9): 130-139.

[16] Short B K. The Relation between Commercial Bank Profit Rates and Banking Concentration in Canada, Western Europe, and Japan [J]. Journal of Banking and Finance, 1979, 3 (3): 1-219.

[17] Petersen A, Rajan G. The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110 (2): 407-443.

[18] Aiello F, Bonanno G. Looking at the Determinants of Efficiency in Banking: Evidence from Italian Mutual-cooperatives [J]. International Review of Applied Economics, 2016, 30 (4): 507-526.

[19] 马孝先. 中美商业银行非利息收入及其对经营绩效影响的比较研究 [J]. 山东财经大学学报，2017 (3): 12-21.

[20] Klein P G, Saidenberg M R. Diversification, Organization, and Efficiency: Evidence from Bank Holding Companies [J]. Performance of Financial Institution, 2000: 153-173.

[21] Hassan M K, Sackley W H. A Methodological Investigation of Risk Exposure of Bank Off-balance Sheet loan Commitment Activities [J]. Quarterly

Review of Economics & Finance, 1994, 34 (3): 0-299.
[22] 张羽, 李黎. 非利息收入有利于降低银行风险吗? ——基于中国银行业的数据 [J]. 南开经济研究, (4): 69-91.
[23] DeYoung R, Rice T. Noninterest Income and Financial Performance at US commercial Banks [J]. Financial Review, 2004, 39 (1): 101-127.
[24] Stiroh K J. Do Community Banks Benefit from Diversification? [J]. Journal of Financial Services Research, 2004, 25 (2/3): 135-160.
[25] Acharya V V, Saunders A, Hasan I. The Effects of Focus and Diversification on Bank Risk and Return: Evidence from Individual Bank Loan Portfolios [J]. Social Science Electronic Publishing, 2001 (4): 561-562.
[26] Nguyen M, Skully M, Perera S. Market Power, Revenue Diversification and Bank Stability: Evidence from Selected South Asian Countries [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2012, 22 (4): 897-912.
[27] 吴晓灵. 金融市场化改革中的商业银行资产负债管理 [J]. 金融研究, 2013 (12): 5-19.
[28] 应展宇. 存量视角下的中国金融中介比率测度: 1992—2006 年 [J]. 经济理论与经济管理, 2009 (4): 51-57.
[29] 谢平. 中国金融资产结构分析 [J]. 经济研究, 1992 (11): 30-37.
[30] 宋旺, 钟正生. 中国金融脱媒度量及国际比较 [J]. 当代经济科学, 2010 (2): 26-37.
[31] 孙国峰, 贾君怡. 中国影子银行界定及其规模测算——基于信用货币创造的视角 [J]. 中国社会科学, 2015 (11): 93-111.
[32] 易纲, 宋旺. 中国金融资产结构演进: 1991—2007 [J]. 经济研究, 2008 (8): 4-15.
[33] 易纲. 中国金融资产结构分析及政策含义 [J]. 经济研究, 1996 (12): 26-33.
[34] Koetter M, Spierdijk L. Enjoying the Quiet Life Under Deregulation? Evidence from Adjusted Lerner Indices for U. S. Banks [J]. Review of Economics & Statistics, 2012, 94 (2): 462-480.
[35] 申创. 市场集中度、竞争度与银行风险的非线性关系研究 [J]. 国际金融研究, 2018 (6): 67-77.

(责任编辑: 韩 娅 张安平)

(上接第 16 页)

[11] 毛捷, 吕冰洋, 陈佩霞. 分税的事实: 度量中国县级财政分权的数据基础 [J]. 经济学 (季刊), 2018 (2): 499-526.
[12] 郭玉清, 何杨, 李龙. 救助预期、公共池激励与地方政府举债融资的大国治理 [J]. 经济研究, 2016 (3): 81-95.
[13] 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.
[14] 蒲丹琳, 王善平. 官员晋升激励、经济责任审计与地方政府投融资平台债务 [J]. 会计研究, 2014 (5): 88-93, 95.
[15] 沈雨婷. 财政分权与晋升激励对地方政府债务影响研究 [J]. 甘肃社会科学, 2019 (1): 172-178.
[16] 贾俊雪, 张晓颖, 宁静. 多维晋升激励对地方政府举债行为的影响 [J]. 中国工业经济, 2017 (7): 5-23.
[17] 司海平. 地方债务融资与官员晋升机制 [D]. 济南: 山东大学, 2018.
[18] 陈硕, 高琳. 央地关系: 财政分权度量及作用机制再评估 [J]. 管理世界, 2012 (6): 43-59.
[19] 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.
[20] 马海涛, 李升. 我国分税制财政体制改革的再认识 [J]. 经济与管理评论, 2013 (4): 5-15.
[21] Schaltegger C A, Feld L P. Are Fiscal Adjustments Less Successful in Decentralized Governments? [J]. European Journal of Political Economy, 2009, 25 (1): 115-123.
[22] 曹婧, 毛捷, 薛熠. 城投债为何持续增长: 基于新口径的实证分析 [J]. 财贸经济, 2019 (5): 5-22.
[23] 吴群, 李永乐. 财政分权、地方政府竞争与土地财政 [J]. 财贸经济, 2010 (7): 51-59.
[24] 张旭昆, 李晓红. 财政分权、地方政府竞争与地方债发行 [J]. 社会科学战线, 2016 (9): 62-70.
[25] 王卓君, 郭雪萌. 政府会计信息披露、官员晋升激励与地方政府选用 PPP 模式 [J]. 当代财经, 2018 (10): 123-131.
[26] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为 [J]. 经济研究, 2011 (12): 72-85.
[27] 司海平, 刘小鸽, 魏建. 地方政府债务融资的顺周期性及其理论解释 [J]. 财贸经济, 2018 (8): 21-34.
[28] 陶然, 苏福兵, 陆曦, 朱昱铭. 经济增长能够带来晋升吗? ——对晋升锦标竞赛理论的逻辑挑战与省级实证重估 [J]. 管理世界, 2010 (12): 13-26.
[29] 蒋震. 工业化水平、地方政府努力与土地财政: 对中国土地财政的一个分析视角 [J]. 中国工业经济, 2014 (10): 33-45.
[30] 郭玉清, 薛琪琪, 姜磊. 地方政府债务治理的研究逻辑与转型路径 [J]. 经济社会体制比较, 2020 (1): 34-43.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

金融精准扶贫的典型实践及合约经验

The Experience of Financial Poverty Alleviation Using the Samples of Precision Poverty Alleviation Practice

曾庆芬

ZENG Qing-fen

［摘　要］我国金融精准扶贫成绩斐然，既是新时代金融减贫的生动故事，也是普惠金融建设的创新案例。但既有研究中较少采用信用合约范式深入总结各地共性和规律。宁夏盐池县、河南卢氏县和湖南麻阳县实践比较典型，实现了“贷得出，收得回”的成效。比较三地实践，共性多于个性。共性经验包括基层政府与银行、保险、担保等金融机构合力推进金融扶贫，基层政府用经济手段激励贷款供给方，创新保险技术分散贫困户项目风险；对小额信用贷款实施信用资本累积机制，同时积极推进大额融资抵押替代。表面上，各地共性经验带有计划机制的色彩，但将共性经验引入市场机制下信贷合约模型，发现共性经验有效降低了市场合约交易门槛并控制了违约率。因此，共性经验本质是创新性地用经济和金融“组合拳”解决了穷人获贷和偿还两环节的激励相容问题，有效克服了市场失灵，这为世界其他地区金融扶贫提供了可复制的中国经验。

［关键词］金融扶贫　精准脱贫　合约理论

［中图分类号］F830.58　［文献标识码］A　［文章编号］1000-1549（2020）07-0048-10

Abstract：The role of finance to poverty alleviation is universally recognized. The experience of financial poverty alleviation in rural China is successful and innovative. From samples of Yanchi county in Ningxia province and Lushi county in Henan province, also Mayang county in Hunan province, the paper explores the common experiences why these samples had made a success. Using the contract theory model in credit market as a benchmark, the paper discovers the factors which the commercial bank takes account in the loan decision. And taking of account those common experiences from samples into the theory model, we explore that incentive mechanism of suppliers and insurance of investments are effective to decrease the threshold of contract. Accumulation of personal credit follows the incentive compatibility of contract and decreases the default. And monitoring from insurance or collateral company is important substituting mechanism of collateral, and helpful to reduce the requirement of collateral. Therefore, the success experience of financial poverty alleviation in rural China is due to relaxing constraint of incentive compatible contract innovatively.

Key words：Financial poverty alleviation　Precision poverty alleviation　Contract theory

［收稿日期］　2019-11-14

［作者简介］　曾庆芬，女，1971年4月生，西南民族大学经济学院教授，经济学博士，研究方向为农村金融。

［基金项目］　西南民族大学中央高校专项项目“互联网金融下西部民族地区普惠金融建设的困境与突破研究”（项目编号：2015SYB15）。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

自精准脱贫战略实施以来，我国贫困发生率从2012 年年末的 10.2%下降至 2019 年年底的 0.6%，累计帮扶 9 348 万人口脱贫。这无疑是我国新时代以来对世界减贫事业的巨大贡献。2020 年中共中央发布《中共中央、国务院关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》，明确要求讲好我国新时代减贫故事，深入总结实践经验。我国金融精准扶贫既是世界普惠金融建设的生动案例，也是金融减贫的创新故事。据统计，2018 年年底中央银行投放扶贫再贷款余额超过 1 800 亿元；全国商业银行投放精准扶贫贷款余额达到 4.25 万亿元（中国人民银行，2019[1]）；到 2019 年 4 月底扶贫小额信贷投放量超过 5 600 亿元，还贷量超过 3 000 亿元，受惠贫困户超过 1 420 万，获贷贫困户占 46%（陈宇箫，2019[2]）。金融精准扶贫成绩斐然，我国独特制度优势的贡献不容忽视，但更重要的是遵循金融规律开展了实践创新。深入总结金融扶贫宝贵经验既是 2020 年我国夺取全面建成小康社会、全面打赢脱贫攻坚战胜利的迫切需要，也是多角度向世界分享减贫经验的表现，具有重要的理论和现实意义。

二、文献回顾

金融扶贫不仅有“贫困恶性循环论”（Nurkse，1953[3]）等理论基础，有很多发展经济学家提供了扶贫机制的论述（Claudio，1994[4]；Zeller 和 Sharma，1998[5]），还获得广泛经验证据支持（Sehrawat 和 Giri，2016[6]）。最近学者发现中国精准脱贫实践中，金融对有劳动能力贫困人口产生显著的减贫效果（Yang 和 Fu，2019[7]）。在金融扶贫丰富的文献中，国外就本文讨论的金融扶贫实践模式主要涉及两个方面，一是政府作用问题，如 Kempson 和 Whyley（1999）[8]主张金融扶贫运作中政府适度干预以解决市场失灵；二是小额信贷、团体贷款等内部运作机制的丰富讨论，如 Conning 和 Udry（2005）[9]。少量文献还关注了银保互联等融资模式（如 Carter，2011[10]）。这些研究多以国外实践为背景。国外文献也不乏以我国实践为对象的研究，比如小额信贷运作模式和金融扶贫效果，但对精准脱贫背景下金融扶贫模式的关注却比较薄弱。

相比较，国内对金融精准扶贫实践模式则关注较多，大体有三类：一是从宏观角度讨论金融扶贫模式、组织体系和政策。如温涛等（2018）[11]、刘芳（2018）[12]等介绍了国外不同主体供给的小额信贷扶贫模式。周双和刘鹏（2017）[13]定性地归纳了贫困地区对金融制度创新、金融产品与服务创新、金融扶贫模式创新的需要。李善民（2014）[14]理论分析了金融扶贫的宏观政策模式。朱文胜（2018）[15]对扶贫小额信贷政策的激励机制开展了理论讨论，指出了现实激励中的问题。徐京平（2018）[16]用博弈方法分析了政府在金融扶贫中的作用。杨云龙等（2016）[17]根据实施主体和扶贫手段比较了我国多种金融扶贫模式的利弊。陈啸和吴佳（2018）[18]对政府主导和市场主导模式做了定性比较。二是从区域角度总结个案模式。如斜利珍等（2015）[19]对浙江省丽水市、郑寿明等（2016）[20]对福建屏南县、豆晓利（2019）[21]对“卢氏模式”、张芬等（2016）[22]对赣鄂湘三省集中连片区特困地区的地方实践进行了总结。三是从技术角度讨论金融扶贫运作。如蒋远胜（2017）[23]定性总结了我国金融精准扶贫中的贫困瞄准技术。申云和彭小兵（2016）[24]提供了产业链信贷扶贫的绩效证据。徐玮和谢玉梅（2019）[25]提供了银保合作小额信贷的案例，彭澎等（2019）[26]开展了银保合作小额信贷经验分析。

国内研究的多角度讨论非常有价值，但研究呈现“三多三少”的特点：宏观视角多，微观机制少；个案和单一技术多，比较和系统总结少；经验介绍多，规律提炼少。导致这些特点的可能原因是当前研究范式仍以信用为主，尚未转换到信用合约范式，基本分析单元的统一性和一致性明显不足，研究未能深入至规律与逻辑层面。

本文以金融精准扶贫为对象，关注精准脱贫战略实践中金融组织以贫困农户或贫困地区产业脱贫主体为对象所开展的金融供给模式。本文讨论的金融扶贫产品不局限于贫困户扶贫小额信贷，还包括贫困户较大融资需求的产品或者贫困地区其他产业脱贫主体的金融产品。

本文贡献有三：一是选择合约理论开展微观分析。既有文献对金融扶贫模式的研究鲜有在合约理论下的微观讨论。尽管金融精准扶贫有计划色彩，但仍然适用合约理论分析。有偿性和竞争性是金融资金配置的基本特点。金融扶贫贷款具有有偿特点，需要融资者偿还本息，差别只是利率优惠、财政贴息；金融扶贫贷款也具有竞争特点，授信对象依然具有一定的筛选程序，如不同信用评级的贫困户享受不同的授信额度，信用评级差的贫困户通常不予授信。笔者以为，金融扶贫本质是借助特定的运行机制（如小额

信贷机制、团体贷款机制或政府干预机制）促成金融供需双方达成合约交易的过程。可持续金融扶贫模式必然要遵循金融合约的市场逻辑，即兼顾金融组织和服务供给的可持续。违背合约逻辑的金融扶贫必然不可持续。因此，合约理论可用于提炼金融扶贫实践中有价值的经验。贡献之二是开展个案比较，提炼共性经验。既有文献大量的个案总结具有“只见树木，不见森林”的局限。本文通过多案例比较，提炼其中的共性，并在逻辑一致的合约框架下揭示理论涵义，在既有文献中比较薄弱。贡献之三是结合我国金融精准扶贫实际构建了提升穷人获贷率和降低违约率的合约模型。本文采用 Tirole 等学者的道德风险模型作为参照，揭示市场机制下穷人信贷排斥的合约逻辑。然后在道德风险模型中引入我国金融精准扶贫的多项共性措施，讨论这些措施对合约交易的影响，揭示其中可持续、可复制的经验。此外，本文还借鉴 Mogues 和 Carter 的团体贷款模型，将团体贷款修改为个人信用贷款，用信用资本两周期模型讨论扶贫小额信贷的违约率控制。

三、我国金融精准扶贫的典型实践

为推动金融精准扶贫，国家为建档立卡贫困户设计了扶贫小额信贷，该产品针对 3 年期以内、少于 5 万元的小额融资执行基准利率、免抵押（或担保）的信用贷款，并由财政贴息，要求各县建风险补偿金等措施；中央银行通过定向降准、优惠利率扶贫再贷款以及差别化监管等政策向商业银行注入成本低廉的可贷资金；银保监会放宽了贫困地区机构准入政策，实行“四单政策”和“包干服务”制度。① 在国家政策激励下，各地纷纷探索实践模式。其中，宁夏盐池县、河南卢氏县、湖南麻阳县等地实践在 2017 年全国金融扶贫现场观摩会上获得充分肯定，并在全国产生广泛影响，此后各地实践不断完善，实现了“贷得出，收得回”的明显成效。鉴于此，本文选择这三地作为典型，开展比较研究。

（一）宁夏盐池县实践及成效

其一，以互助资金项目为基础，构建诚信体系。早在 2006 年盐池县被确定为全国互助资金试点县。互助资金以村为基本单位，资金来自国家支持资金、财政扶贫资金、村民入股资金等。盐池县互助资金为村民提供额度为 1 000 元~10 000 元的农户联保小额贷款。互助资金将利息收入的 20%滚存入本金，20%作为公益金，40%作为运行成本，20%作为风险准备金，以实现互助资金累积发展。截至 2018 年 12 月，盐池县互助资金规模达 2.27 亿元。农户联保方式也奠定了信用建设的良好基础。2015 年为贯彻国家扶贫小额信贷政策，盐池县推进信用评定工作，就农户精神文明、信用状况、家庭资产、基本情况等各按 10∶50∶30∶10 的权重把贫困户评为四个授信级别，贷款额度最低 2 万元，最高 10 万元以上。同时将 60 岁以上和非恶意“黑名单”贫困户一同纳入评级授信范围。贫困户信用等级将决定贷款额度和优惠的利率水平。

其二，多元化、多层次的贷款供给和风险防范。一是由互助资金为村民提供 1 万元以下的小额贷款，实行农户联保。二是融资金额在 1 万元以上、10 万元以下的建档立卡贫困户，由互助社向农村信用社推荐，由农村信用社提供贷款，即“千村信贷”项目。其中，5 万元以内免担保免抵押。该类贷款因额度不同享受不同档次的利率优惠和财政贴息。2016 年盐池县设立了 5 000 万元的县级风险补偿金。风险补偿金和银行按照 7∶3 的比例分担扶贫小额信贷违约损失。“千村信贷”项目明确，凡在互助社借款违约者不得在信用社贷款；凡在信用社贷款违约者不得在互助社借款。三是针对资金需求量较大的普通农户，由互助社的互助资金作为担保基金，向宁夏东方惠民小额信贷公司申请 10 倍于担保金的批发贷款，然后再由互助社向农户发放贷款。四是为了满足更大金额的融资需求，盐池县由县财政出资 1 亿元、社会融资入股 5 亿元成立“盐池融盐扶贫信用担保公司”，满足农户、涉农企业的担保需求。

其三，贷款投向特色产业。盐池县是宁夏唯一牧区县，滩羊产业是主导产业，贡献贫困户收入增量的七成以上。此外，牧草、小杂粮、黄花、中药材也是脱贫增收的特色重点领域。

其四，保险分散多种风险。盐池县推出“2+X”模式的“扶贫保”。“2”代表意外综合保险和大病补充医疗保险，可以有效减轻建档立卡贫困户在宁夏的医疗费用支出。“X”为贫困户“量身定做”的扶贫保险，包括特色农业保、羊肉价格保、大病医疗补充保等 12 个类别，共筹资 2 200 多万元（ 其中县财政资金占三成）。2017 年盐池县设立“扶贫保”风险补偿金 1 000 万元以分担保险公司在一个保险周期内亏

① “四单”政策指单设部门、单独管理、单独核算、单独调配资源。

损的六成；若保险公司盈利则将盈利部分的六成返回风险补偿金。

2016 年年底盐池县贫困户获贷率达到 86%，远远领先于 2018 年年底全国 46% 的平均水平。截至 2019 年 6 月底，盐池县互助资金规模超过 2.2 亿元，涉及农户 1.5 万户；信用乡镇 8 个、信用村 92 个、信用组 525 个、信用户 4.8 万户；全县风险基金投入 8 116 万元，扶贫小额信贷余额达 7.7 亿元，户均贷款 8.8 万元，尚未出现一笔逾期；农业保险保费收入 603.41 万元，赔款金额 1 420.14 万元；人身意外伤害和大病医疗保险未投保赔付金额 33.5 万元①；担保公司累计担保贷款 8.1 亿元（陈晓虎，2019[27]）。

（二）河南卢氏实践及成效

其一，健全金融服务网络。卢氏县完善了县级金融扶贫服务中心，其下设乡级服务站近 20 个、村级服务部 352 个。金融服务队伍从早期的 100 多人扩充到目前近 2 000 人。乡级以上服务人员由政府、贷款银行、人民银行等组成，村级人员则包括信贷员和村支书。金融服务网络的功能包括传达国家政策、搜集贷款申请者信用信息、贷款初步审核和受理、担保办理等，以及向贷款银行批量提供贫困户申请贷款的信息。

其二，推进信用评价体系。卢氏县建立了县域内农户信用档案。农户信用根据遵守法纪、家庭和邻里关系、责任心和信用观念、履约保障、劳动能力、致富愿望和致富项目、不良习气等方面得分划为四个等级，不同等级给予 20 万元以内高低不等的授信额度。有信用不良、游手好闲、好吃懒做、黄赌毒等不良习气之个体授信被排除。县域农户信用档案覆盖率近 94%，贫困户实现了全覆盖。自 2018 年以来，卢氏县进一步推进了金融扶贫大数据信息化建设，提高信用信息和贷款的网络化管理，更新了超过 4 万农户的信用信息，确保数据库有效。

其三，差异化的贷款供给模式。对贫困户小额贷款（5 万元以下）实行免抵押免担保贷款模式；对非贫困户和合作社等贷款，发挥保险的融资担保功能，采取信用保证保险等模式；对龙头企业，则由县财政和企业按照 3∶7 筹集互助担保基金，提供担保融资服务。

其四，多机构合作的风险防控体系。一是县财政设立了 5 000 万元的扶贫小额贷款风险补偿金；二是政府风险补偿金与经办银行、省农信担保、省担保集团共担风险，对建档立卡贫困户贷后风险分别按照20∶10∶50∶20 的比例分担；对带贫农业经营主体的贷后风险按照 20∶20∶40∶20 的比例分担。截至 2019 年年底，全县风险补偿金规模超过 8 000 万元。三是出台《项目资金监管办法》，确保贷款投在产业发展和贫困户脱贫。县人行建立扶贫再贷款社会效益考核、贷款管理、风险防控提醒等制度。四是建立信用激励与约束机制。对信用良好的乡镇（不良率低于 2%）和村（不良率低于 3%）给予后续项目、资金和政策倾斜；对信用差的村（不良率高于 5%）和乡镇（不良率高于 5%的村占比高于三成）停止该区域所有农户贷款批准。

其五，产业支撑体系。卢氏县依托资源禀赋、自然条件和产业基础，培植菜、菌、果、牧、药、烟等绿色农业，推进农业产业链条延伸的特色工业，以及电子商务和乡村旅游等服务业。

据卢氏县人民政府和中国人民银行三门峡市中心支行数据，截至 2019 年 8 月底，县域累计投放金融扶贫贷款超过 15 亿元。其中，扶贫小额贷款 14 737 笔，共 7.15 亿元，户贷率 43.65%；合作社贷款 169 家，共 4.04 亿元，企业贷款 33 家，共 4.27 亿元，企业、合作社共带贫 7 621 户；县域不良贷款 10 笔，共 42.18 万元，不良率 0.18%，远低于同期商业贷款。

（三）湖南麻阳实践及成效

其一，创新信用评级指标体系。为了更好地落实国家扶贫小额信贷政策，湖南麻阳县按照“穷可贷、富可贷，不守诚信不可贷”的原则，根据贫困农户的诚信度、劳动力人数、家庭收入 3 项指标评定信用等级和授信额度：在 100 分的评级授信机制中，诚信评价占 70 分、劳动力人数占 20 分、人均纯收入占 10 分，3 项指标分别量化计分，优秀≥90 分，授信额度 5 万元；80 分≤较好<90 分，授信额度 3 万元；70 分≤一般<80 分，授信额度 1 万元；70 分以下的不予授信。评级授信坚持“一户一评”，广泛利用包括熟悉村情、德高望重的村民（如老农民、老模范、老党员）、基层干部、扶贫干部以及商业银行支行行长等搜集的信息，最后经县农村商业银行支行、总行审核确定信用等级。该体系将贫困户信用和劳动力变为资产，创新了商业银行强调物质资产的传统做法。

其二，丰富多元化贷款供给体系。信用等级不低

① “未投保赔付金额”系“扶贫保”为贫困户量身定制的产品，贫困户无需缴纳保费，由政府代替缴纳保费，一旦贫困户出险，则由保险公司理赔。

于一般等级的建档立卡贫困户，可获得 5 万元以下额度不等的扶贫小额信贷。对贫困户较大的融资需求，加大农房、林权抵押贷款试点。对新型农业经营主体及贫困农户更大的资金需求，则通过政策性农业担保公司担保从银行获得信贷，财政给予担保费补贴。

其三，对银行的激励和风险分担。一是麻阳县制定了基层支行贫困农户小额信贷工作考核管理办法，建立银行客户经理绩效计酬办法和尽职免责办法，根据产业扶贫贷款投放量的 2% 安排奖励资金，按照 5∶4∶1 的比例分别奖励给乡村、农商行、扶贫开发办公室。二是麻阳县建立风险补偿基金。银行以风险补偿金为基数，按照 1∶10 放贷，风险补偿金规模始终按照贷款余额 1∶10 的比例弹性增长。三是引入保险分散违约风险。比如县财政和承保公司按照 9∶1 的比例出资为建档立卡贫困户定制“扶贫特惠保”，提供 0.2 万元~10 万元的意外伤害、自然灾害、大病补充保险保障。“扶贫特惠保”、农房抵押贷款保证保险、金融扶贫贷款保证保险等业务作为违约第二还款来源，降低了银行风险。

其四，强化贷款资金监管。贷前建立贷款发放“四级审批”制度。即村产业扶贫金融服务站推荐、乡产业扶贫金融服务中心复审、县产业扶贫金融扶贫中心审核、农商行支行审批，帮助贫困农户确定项目和发展模式，指导扶贫小额信贷投向优势产业项目。贷款发放后，评级小组实时监督产业发展动态，对 2 个月内未启动产业发展的，要求银行提前收回贷款。强化清收责任，出台了《农户信用体系管理办法》，建立与政府内网同网并行的农村信用信息平台，完善了贫困农户信用信息共享机制，成立金融扶贫服务中心，负责清收不良贷款。停止将贷款投向连续三个月贷款逾期率高于 2% 的乡镇和村。严厉打击恶意逃贷、赖贷行为。

其五，产业规划和项目保险。麻阳县制定产业扶贫规划，重点发展冰糖橙、红心猕猴桃、黑木耳、黄桃等特色产业，鼓励贫困农户贷款参与产业发展。为激发贫困户以及扶贫经济组织贷款发展项目的积极性，在扶贫小额信贷的投资项目中配套投入财政产业扶贫资金。同时，通过精准扶贫特色农业保险分散创收项目自然风险。

据麻阳县农商行和中国人民人寿保险公司麻阳支公司数据，截至 2019 年 6 月，全县扶贫小额信贷共投放 2.3 亿元，获贷贫困户 4 760 户，无不良余额；产业链带动型龙头企业贷款 17 笔，累计金额 3.26 余亿元；政策性担保贷款 13 笔，金额近 1 300 万元；农房和林权抵押贷款 2 755 笔，累计金额近 4.44 亿元。2 万户建档立卡贫困户承保了“扶贫特惠保”，保费近 123 万元，2017 和 2018 两个年度赔付金额超过 75 万元。

四、我国金融精准扶贫典型实践的共性和个性经验

（一）三地共性经验

三地金融精准扶贫的成效都离不开银行、保险、担保机构及基层政府等多部门的大力合作。这些共性的合作内容包括：

对贷款供给方的经济激励。在偏远农村地区，信贷市场失灵主要源于三个因素：资金成本高、交易成本高、违约率高。资金成本由国家货币政策决定，如前所述，中央银行为精准扶贫提供了成本低廉的资金。因此，对于供给方的激励主要包括分担银行交易成本和违约损失。其中，交易成本的重要构成是信息搜集成本。由基层政府承担对融资申请人的信息搜集成本，并对融资者进行信用评级和分类，极大缓解银行的交易成本和借贷双方之间的信息不对称。就违约损失讲，由基层政府建立风险准备金（或与其他政策性机构共同）分担银行的违约损失。

创收项目指导和保险保障。农业项目较高的自然风险和市场风险成为融资障碍之一。根据本地资源禀赋，由政府对区域特色和优势产业进行规划和指导。相比较贫困户，政府干部精英通常比贫困户更容易把握本地特色和优势产业。当然，政府的产业规划无法从制度上消除农业项目较高的自然风险和市场风险。因此，各地采用政策性农业保险降低自然风险，用农产品价格保险减少市场风险。保险的使用为项目风险降低提供了制度保障。

小额融资的信用资本累积机制。各地贫困户小额融资都实施了国家为贫困户量身定制的扶贫小额信贷，实行免抵押、免担保政策，以信用评级作为贷款发放依据。各地信用评级的创新之处在于摒弃了传统正规金融机构重物质资产的理念，更加重视个人诚信品质、精神文明和劳动能力等，建立了符合贫困户实际的信用评级体系。同时，各地都强调信用资本的累积机制。即如果守约，则信用资本实现正向累积，第二期的贷款获得更容易；如果个人违约（或本村、本镇违约率较高），则信用资本呈现负向累积，第二期的贷款申请将被拒绝。

大额融资的抵押替代机制。对于贫困户超过 5 万元的较大资金需求，或者其他经营主体的较大资金需求，各地都提供了多元化的抵押替代机制缓解农村抵

押品缺乏问题，如采用担保金、保证保险或农房、农地抵押试点。由于偏远贫困农村的农地、农房抵押融资还面临诸多约束，银行认可度不高，大额融资仍然采用担保金和保证保险为主。保证保险与担保金在贷款合约中具有本质一致性，都是在贷款违约情形下履行偿还承诺。相比较政策性担保公司，保险公司的实力和风险管理水平都略胜一筹，因此，保证保险成为新近主流的抵押替代。

（二）三地个性经验

各地个性主要在制度细节的差异如下：一是风险补偿金中银行承担损失的比例不同。盐池县银行承担损失的 30%，卢氏县银行承担损失的 10% 或 20%（10% 为扶贫小额信贷产品；20% 为新型经营主体贷款）。二是分担违约损失的参与机构多寡不同。卢氏县调动了政府、担保公司、再担保公司甚至保险公司协同分担银行违约损失，盐池县和麻阳县参与机构较少。三是各地推出的保险品种、保障内容、保费筹集等方面有少量差异。四是各地在信用评价指标、权重设计、违约惩罚措施等方面有细微不一致。例如，盐池主要针对个人违约给予停止贷款惩罚；卢氏县给予违约率高的乡、村停止贷款的同时，也对信用乡、村有资源配置的正向激励；麻阳县对违约率高的乡、村停止贷款的同时也打击恶意违约。

总体上，各地共性大于个性。表面上，这些共性带有计划机制的色彩，依赖我国独特的制度优势得以实施，但实践逻辑却是对金融运行规律的遵循。

五、分析我国金融精准扶贫的参照模型

（一）市场机制下信贷排斥的合约模型

信息不对称产生逆向选择和道德风险。让·梯若尔（2007）[28]构建的道德风险模型强调了合约交易中净资产的作用，也揭示了穷人遭遇信贷排斥的合约门槛。本文以此模型为参照，用于分析金融精准扶贫提升贫困户获贷率的实践逻辑。

1. 无抵押的合约模型。

假定借贷双方皆为风险中性。项目投资额为 F，借款方自有资金为 A。项目资金缺口（$F-A$）向贷款方融资。若借款方努力管理则项目成功概率为 τ_H，但无私人收益；若管理偷懒则成功概率为 τ_L，$\tau_H>\tau_L$，此时借款方私人收益 $\eta>0$。为符号简便，记 $\Delta\tau=\tau_H-\tau_L$；$y=\frac{\tau_L}{\tau_H}$。贷款方无法判断项目风险，也无法观察借款方努力水平，或验证成本过高。项目成功下有收入 P，借款方分得 P_b，贷款方分得 P_m。若失败则没有收入，借贷双方所分利润为 0。有限责任约束下借款方收入不低于零。银行面临着竞争或社会责任约束，因此贷款利润率为零，贷款收益只需覆盖银行资金成本 i。无论金额大小，假设每笔贷款发放都存在固定成本 c。

由于道德风险的存在，市场机制下达成合约需要满足融资者激励相容约束和银行参与约束。合约设计如下：

$$\text{融资者最优化：}\mathrm{Max}\tau_H P_b \tag{1}$$

$$\text{融资者激励相容约束：}\tau_H P_b \geqslant \tau_L P_b+\eta \tag{2}$$

$$\text{银行参与约束：}\tau_H(P-P_b)\geqslant(F-A)(1+i)+c \tag{3}$$

$$\text{融资者有限责任约束：}P_b\geqslant 0 \tag{4}$$

$$\text{投资收益分配：}P=P_b+P_m \tag{5}$$

其中，P_b 为融资者的收益，P_m 为贷方的收益。整理以上合约得到命题一。

命题一：自有资金实力低于阀值的穷人不能获得无抵押正规贷款。

证明：将 $\Delta\tau=\tau_H-\tau_L$ 代入式（2），变形可得 $P_b\geqslant\frac{\eta}{\Delta\tau}$，并将此式代入式（3），变形可得无抵押融资的资金阀值是：

$$A\geqslant A_{01}=F-\frac{\tau_H(P-\eta/\Delta\tau)-c}{1+i} \tag{6}$$

式（6）中 A_{01} 表示正规金融机构对无抵押品融资要求的自有资金门槛。当融资者自有资金 $A\geqslant A_{01}$，无抵押贷款的合约可能达成；当 $A<A_{01}$，则合约不会达成，即贫困融资者遭遇信贷排斥。

2. 有抵押的合约模型。

实物抵押品可以降低道德风险，还提供违约情形下第二还款来源。假设银行抵押品要求为 D。当项目失败时合约交易双方利润皆为 0，但借方会失去抵押品 D。此外，项目失败时抵押品被没收概率为 s，表示合约执行力。$s=1$ 表示合约完全被执行，$s<1$ 表示合约执行力弱。其他假设沿用前述无抵押品的假设不变。则市场机制下合约设计必须满足以下条件：

$$\text{融资者最优化：}\mathrm{Max}\tau_H P_b+(1-\tau_H)(-D)s \tag{7}$$

$$\text{融资者激励相容约束：}\tau_H P_b+(1-\tau_H)(-D)s \geqslant \tau_L P_b+(1-\tau_L)(-D)s+\eta \tag{8}$$

$$\text{银行参与约束：}\tau_H(P-P_b)+(1-\tau_H)Ds \geqslant (F-A)(1+i)+c \tag{9}$$

$$\text{融资者有限责任约束：}P_b\geqslant -D \tag{10}$$

投资收益分配：$P=P_b+P_m$　　（11）

其中，P_b 为融资者的收益，P_m 为贷方的收益。整理该合约可得到命题二。

命题二：获得融资的抵押品阀值 D_0 随着项目规模 F、银行资金成本 i 和贷款服务固定成本 c、借方努力工作的机会成本 η 的增加而增加；随项目预期收益 P、自有资金 A、借方努力劳动时项目“安全”性 $\Delta\tau$、合约执行力 s 的增加而减少。

证明：将 $\Delta\tau=\tau_H-\tau_L$ 代入式（8），变形可得 $P_b\geqslant\frac{\eta}{\Delta\tau}-Ds$，将此式代入式（9），数学变换可得抵押品阀值是：

$$D\geqslant D_{01}=\frac{[(F-A)(1+i)+c]-\tau_H(P-\eta/\Delta\tau)}{s}\qquad(12)$$

其中，D_{01} 就是防范道德风险的抵押品阀值，即 $D\geqslant D_{01}$ 时，抵押融资才得以进行，否则融资者遭遇信贷排斥。式（12）显示自有资金 A 与抵押品阀值 D_{01} 呈反向关系（如图 1）：对于最穷的人，即自有资金实力非常弱（图 1 中 $A^{\min}$ 表示），则合约达成必须提供更大抵押品（图 1 中 $D^{\max}$ 表示）。如果抵押品合约执行力（s）弱，则抵押品阀值将进一步提升（曾庆芬，2014[29]）。

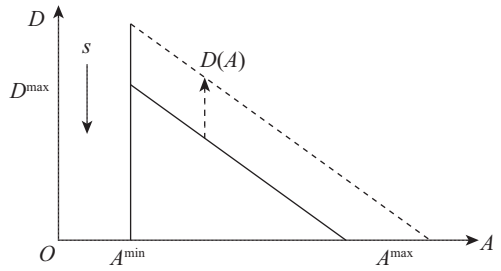


图 1　抵押品与自有资金门槛、合约执行力关系图

数据来源：作者绘制。

命题一和命题二显示，合约门槛阀值是穷人遭遇信贷排斥的原因。合约门槛高低既受供给影响，也有需求因素。供给方高昂的资金成本和交易成本会抬高交易门槛，造成贫困户“贷款难”；需求方项目劣势（融资规模小、成功概率小和期望收入低）和净资产缺乏，导致银行“难贷款”。我国试点农房、农地抵押融资，但农村集体所有制下偏远农房、农地价值不高，而且违约情形下被没收概率小，农房、农地无法普遍被银行接受，这导致农村普遍缺乏抵押品。以上供需因素共同抬高合约门槛，造成穷人的信贷排斥。

（二）无惩罚下信用贷款的还款模型

Mogues 和 Carter（2003）[30] 提供了缺乏净资产情形下社会资本抵押模型。本文借鉴该模型，将团体贷款修改为个人信用贷款以讨论无惩罚机制下个人信用贷款的高违约率问题，作为我国扶贫小额信贷违约率分析参照。

考虑融资者信用资本的两期模型。我们假设：用 k_t 表示第 t 期的信用资本，t 取 1 和 2。初期信用资本 k_1 是给定的，根据个人特征（如诚信、精神文明、劳动能力等，用 D 表示）所获得，即 $K_t=f(D)$。用 m_t 表示第 t 期的物质消费；如果违约不会有任何惩罚，则可以合理假设 $t=1$ 的物质消费水平不受还款与否的影响，即无论选择还款与否都为 m_1。用 $u(m_t,k_t)$ 表示瞬时效用函数，$u(m)>0$，$u(k)>0$，较高的个人效用由较高的物质消费效用和较高信用评级的精神效用构成；α 为无投资创收情形下某一期物质消费常态水平。$t=1$ 时，农户用信用资本为抵押申请贷款并获得贷款额（$F-A$），开始投资。在 $t=2$ 时实现收益并立即投入当期消费，同时贷款到期需要偿还。不考虑信用资本的价值影响，则信用资本不累积的激励合约设计如下：

$$\mathrm{Max}V=\mathrm{Max}[u(m_1,k_1)+\phi u(m_2,k_2)]\qquad(13)$$

借款人激励相容约束为：$V_{pay}>V_{dev}$　　（14）

式（14）中，$V_{pay}=u(m_1,k_1)+\phi u(m_2^{pay},k_2^{pay})$，表示守约下的效用；$V_{dev}=u(m_1,k_1)+\phi u(m_2^{dev},k_2^{dev})$，表示违约下的效用。$0<\phi<1$，表示效用折现系数。

第一期消费约束条件：$m_1\leqslant\alpha$　　（15）

第二期还款的消费约束条件：$m_2\leqslant\alpha+\pi_H P_b-(F-A)(1+i)$　　（16）

或者第二期选择违约下的消费约束：

$m_2\leqslant\alpha+\pi_H P_b$　　（17）

整理上述合约模型，可以得到命题三。

命题三：无惩罚机制下的信用贷款产生高违约率，信贷市场趋于萎缩。

证明：当违约不承担任何后果，则 $k_2^{pay}=k_2^{dev}$，根据违约下 $m_2^{pay}<m_2^{dev}$，则 $V_{pay}<V_{dev}$，即选择违约的境况将比守约更好。这时贷款合约的激励相容条件无法满足，且法律无法执行（与实物抵押不同，信用资本不能提供违约时的经济补偿），银行将拒绝贷款。

六、我国金融精准扶贫经验的合约逻辑

（一）对贷款供给方的激励

假设金融机构资金成本由 i 降低为 i_2，贷款固定成本由 c 降低到 c_2，从而 $i_2<i$，$c_2<c$。同时假设政府

风险补偿金（或者其他政策性担保机构、保险机构共同）补偿银行违约损失的比例为 β。即贷款本息和的 β 比例是项目失败下的银行收益。则扶贫小额信贷合约与市场机制下无抵押合约的区别在于式（3）的变化，即银行参与约束的变化。银行参与约束修改如下：

$$\tau_H(P-P_b)+(1-\tau_H)(F-A)(1+i_2)\beta \geqslant (F-A)(1+i_2)+c_2 \quad (18)$$

合约其他条件同式（1）、（2）、（4）、（5）。整理此合约可以得到交易必要条件为

$$A \geqslant A_{02}=F-\frac{\tau_H(P-\eta/\Delta\tau)-c_2}{(1+i_2)[1-\beta(1-\tau_H)]} \quad (19)$$

由式（19）可知，i_2、c_2、β 与 A_{02} 呈反向关系。将这种关系表述为

命题四：对贷款供给方的激励（降低资金成本、交易成本和提高银行损失补偿 β）与合约的自有资金门槛呈反向关系。①

比较式（19）和式（6），很容易看出 $A_{02}<A_{01}$，即对贷款供给方的激励降低贫困户交易门槛。图 1 中 $D(A)$ 曲线向左平移，更多贫困户获贷，如图 2 所示。

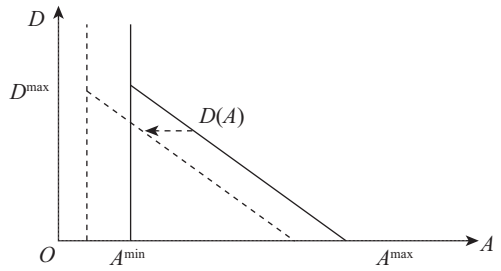


图 2　对贷款供给方的激励使 D(A) 曲线向左平移

数据来源：作者绘制。

（二）创收项目指导和保障

假设项目成功概率 τ_H 提升到 τ_{H2}，项目期望收益 P 提升到 P_2。同时叠加考虑前述对贷款供给方的激励措施，则根据无抵押合约模型，可以得到合约交易必要条件为

$$A \geqslant A_{03}=F-\frac{\tau_{H2}(P_2-\eta/\Delta\tau_2)-c_2}{(1+i_2)[1-\beta(1-\tau_H)]}$$

命题五：项目保险提升项目成功概率和预期收入，有助于降低合约的自有资金门槛。

由于 $\tau_{H2}>\tau_H$，$P_2>P$，同时 $\Delta\tau_2>\Delta\tau$，很容易推出 $A_{03}<A_{02}<A_{01}$。图 2 中的 $D(A)$ 曲线进一步向左移动，贫困户获贷能力进一步提升。

（三）小额融资的信用资本累积机制

以前述无惩罚下信用贷款还款模型为分析参照，现引入扶贫小额信贷的信用资本累积特征。假设农户获贷并成功偿还将积累起个人信用资本，并可以从别的金融机构获得贷款；如果贷款违约，这一信息将通过网络成为公共信息，将被所有贷款方拒绝。即 $t=2$ 时农户如果违约其信用资本将降低到 0。则第二期信用资本函数可以表达为

$$k_2=\gamma k_1 \quad (若偿还贷款,\gamma\geqslant 1;若违约,\gamma=0) \quad (20)$$

这时融资者激励相容条件为：

$$V_{pay}>V_{dev} \quad (21)$$

式（21）中，$V_{pay}=u(m_1^{pay},\ k_1)+\phi u(m_2^{pay},\ k_2^{pay})$，$V_{dev}=u(m_1^{dev},\ k_1)+\phi u(m_2^{dev},\ k_2^{dev})$，$k_2^{pay}=\gamma k_1$，$k_2^{dev}=\gamma k_1=0$。预期信用资本将累积的情形，计划还款的融资者在申请贷款即 $t=1$ 时的消费就会更谨慎，从而 $m_1^{pay}<m_1^{dev}$。

借款人消费约束条件：还款之下第二期消费约束同式（16）；违约之下第二期消费约束同式（17）。由此很容易得到命题六。

命题六：信用资本累积的效用增量大于还款的效用损失，则贷款合约的激励相容约束可以实现。

证明：当 $u(\gamma k_1)>u[(F-A)(1+i)+(m_1^{dev}-m_1^{pay})]$ 成立时，式（21）成立。

信用资本累积机制下，虽然信用资本本身没有市场价值，但一旦违约，信用资本就彻底丧失；只要同时加大对守信的正向激励，比如后续贷款融资便利、贷款利率优惠、精神文明表彰及其他激励，就可以如传统实物抵押品一样用于解决激励相容问题，让融资者理性地选择还款，降低违约率。显然，这适用于 F 较小额情形。若 F 很大，则式（21）难以满足，意味着仅靠信用资本累积无法满足激励相容约束，无抵押品的穷人要获得贷款需要考虑抵押品替代。

（四）大额融资的抵押替代机制

无抵押品的穷人要获得大额融资，可以增加贷款监督放松抵押品门槛，实现抵押品替代。增加贷款监督通常指银行直接监督之外指定第三方实施中介监督（或代理监督）。比如融资性担保公司或其他在违约下履行代偿职责的中介，如保证保险的承保人。

① 式（19）推导过程同式（6），为节省篇幅在此省略，下文类似处理，不再赘述。

用 δ 表示引进第三方监督者强化贷款监督产生的额外成本，$\delta>0$。假设借方偷懒的私人收益 η 是监督成本 δ 的函数 $\eta(\delta)$，二者反相关，$\Delta\eta=\eta-\eta(\delta)$。当 $\delta<\Delta\eta$ 时强化监督是值得的。根据有抵押的合约模型，银行直接监督下 $\delta=0$，抵押品阀值等同前文式（12）的 D_{01}。第三方监督下的激励合约除了考虑借贷双方，还增加了监督者激励约束。合约如下：

$$\text{融资者最优化：}\ \mathrm{Max}\tau_H P_b+(1-\tau_H)(-D)s \tag{22}$$

$$\text{融资者激励相容约束：}\tau_H P_b+(1-\tau_H)(-D)s \geqslant \tau_L P_b+(1-\tau_L)(-D)s+\eta(\delta) \tag{23}$$

$$\text{监督者激励约束：}\tau_H P_u-\delta\geqslant\tau_L P_u \tag{24}$$

$$\text{银行参与约束：}\tau_H P_m+(1-\tau_H)Ds\geqslant F(1+i)+c \tag{25}$$

$$\text{收益分配：}P=P_u+P_m+P_b \tag{26}$$

其中，P_b 为融资者收益，P_m 为银行收益，P_u 为监督者收益。求解此合约得到命题七。

命题七：强化监督可以降低抵押品门槛，替代抵押品。

证明：由式（23）得

$$P_b\geqslant\frac{\eta(\delta)}{\tau_H-\tau_L}-Ds \tag{27}$$

由式（24）得

$$P_u\geqslant\frac{\delta}{\tau_H-\tau_L} \tag{28}$$

将式（27）、（28）再代入式（26）得

$$P_m\leqslant P+Ds-\frac{\delta+\eta(\delta)}{\tau_H-\tau_L} \tag{29}$$

将式（29）代入式（25）得

$$D_{02}\geqslant\frac{[(F-A)(1+r)+c]-\tau_H P+\dfrac{\eta(\delta)+\delta}{1-y}}{s} \tag{30}$$

由式（30）可知，代理监督下抵押品门槛为 $\dfrac{[(F-A)(1+r)+c]-\tau_H P+\dfrac{\eta(\delta)+\delta}{1-y}}{s}$。

比较 D_{01}、D_{02}，由于 $\delta<\Delta\eta$，其中 $\Delta\eta=\eta-\eta(\delta)$，可知，$D_{01}>D_{02}$，即强化监督降低了抵押品阀值，说明监督资本可以替代抵押品（曾庆芬，2016[31]）。如果叠加考虑强化监督和前述对信贷供给方的激励、项目规划和保险保障等多样化措施，则大额融资所需的抵押品阀值将进一步降低，从而提升贫困户或其他扶贫主体大额融资的信贷覆盖率。

七、结论及启示

（一）结论

第一，对贷方的经济激励降低了交易门槛。正规金融机构和贫困群体之间存在严重信息不对称，高昂的信息搜集成本和交易成本严重阻碍了农村贫弱群体信贷获得。基层政府通过搭建社区金融服务体系、开展信用评级、补偿违约损失，形成对贷款供给方的经济激励，缓解了信贷合约的银行参与约束，有助于扩大贫弱群体信贷覆盖。对贷款供给方的经济激励越有力（比如更多的成本分担和损失补偿），信贷覆盖群体就越多。

第二，保险保障农业项目成功率和收入降低了信贷排斥。金融扶贫需要与创收项目紧密结合。农业项目的高自然风险和市场风险导致农业项目较低的成功率和较低的收入预期，这是农业项目遭遇信贷排斥的重要原因。通过政策性农业保险分散农业项目的自然风险，通过农产品价格保险，保障农业项目收入，可以放松信贷合约条件，降低合约交易门槛，使信贷覆盖进一步提升。

第三，信用资本累积机制缓解了贫困户小额融资困境。推进信用建设，用信用资本替代净资产，可以提升正规信贷对贫弱群体的覆盖面。如果信用贷款缺乏惩罚机制，则信用贷款违约率将非常高，信用贷款市场将趋向于萎缩。但通过建立信用资本的累积机制，加大正向累积的激励力度和负向累积约束，即信用资本累积的效用增量大于还款的效用损失，则贷款合约的激励相容约束可以满足，信用贷款中的守约将成为理性选择。

第四，融资担保和融资保证保险实现了大额融资的抵押替代。大额融资需要的抵押品阀值是融资合约防范道德风险的必要条件，也提供违约情形下的第二还款来源。强化贷款的监督可以替代抵押品要求。引入融资担保体系和保证保险作为第三方监督力量，可以降低抵押品阀值，满足农村大额融资需求。

（二）启示

我国金融精准扶贫的实践经验既是我国独特制度优势下生动的减贫故事，也是普惠金融建设的创新案例，可以为世界其他地区减贫事业提供重要的启示：市场机制下金融扶贫面临市场失灵，可持续的金融扶贫模式要借助政府“有形之手”创新性地推出经济和金融的“组合拳”，克服供需双方市场交易的合约障碍，解决穷人获贷和偿还两环节的激励相容问题，

促进合约达成。具体措施包括：给予商业性金融机构适当经济激励；进一步完善政策性农业保险，提升农业项目保障效果；丰富保险品种设计，大力推广农产品价格保险，以及收入保险，保障农业项目收入；基层政府充分利用农村熟人社会，搜集农户信用信息，赋予个人品质、诚实守信等软信息更高权重，淡化物质资本等硬信息，利用大数据和互联网技术等提升金融科技水平，构建广泛覆盖、准确有效的信用信息数据库，建立信用资本累积机制，加大守约激励和违约约束；充分利用担保金、保证保险等监督资本满足农村大额融资需求。由于保险公司相对一般担保机构具有风险管理优势、资本金规模、监管规范性等优势，未来强化对保证保险的运用和政策研究，以推进保证保险在金融扶贫模式中的可持续发展。

参考文献

[1] 中国人民银行. 中国农村金融服务报告 2018 [R/OL]. (2019-09-20)[2019-11-25]. http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3892519/index.html.

[2] 陈宇箫. 全国近五成贫困户享受扶贫小额信贷 [R/OL]. (2019-05-30)[2019-11-25]. http://www.jjckb.cn/.

[3] Nurkse R. Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries [J]. International Journal of Economics & Management, 1953, 6 (3): 413-420.

[4] Claudio G V. Do Financial Institutions Have a Role in Assisting the Poor? [R]. Economics and Sociology Occasional Paper, Department of Agricultural Economics, The Ohio State University, No. 2169, 1994.

[5] Zeller M, Sharma M. Rural Finance and Poverty Alleviation [R]. Food Policy Report, International Food Policy Research Institute, 1998, Vol. 25, No. 7.

[6] Sehrawat M, Giri A K. Financial Development, Poverty and Rural-urban Income Inequality: Evidence from South Asian Countries [J]. Quality & Quantity, 2016, 50 (2): 577-590.

[7] Yang Y, Fu C. Inclusive Financial Development and Multidimensional Poverty Reduction: An Empirical Assessment from Rural China [J]. Sustainability, 2019, 11 (7).

[8] Kempson E, Whyley C. Kept Out or Opted Out? Understanding and Combating Financial Exclusion [M]. The Policy Press: Bristol, UK, 1999.

[9] Conning J H, Udry C. Rural Financial Markets in Developing Countries [R/OL]. (2005) [2019-09-10]. https://ssrn.com/abstract=756965.

[10] Carter M R etc. The Impact of Inter-linked Index Insurance and Credit Contracts on Financial Market Deepening and Small Farm Productivity [C]. Annual Meeting of the American Applied Economics Association, Pittsburgh PA, July, 2011: 24-26.

[11] 温涛等. “一带一路”沿线国家的金融扶贫：模式比较、经验共享与中国选择 [J]. 农业经济问题, 2018 (5): 114-128.

[12] 刘芳. 国外农村金融反贫困模式：实践经验与启示 [J]. 世界农业, 2017 (9): 28-33.

[13] 周双, 刘鹏. 我国贫困地区金融精准扶贫创新研究 [J]. 上海金融, 2017 (1): 17-22.

[14] 李善民. 普惠制金融视角下金融扶贫模式构建 [J]. 改革与战略, 2014 (11): 35-38.

[15] 朱文胜. 扶贫小额信贷：理论模型、激励机制与推进思路 [J]. 南方金融, 2018 (12): 74-87.

[16] 徐京平等. 农村金融排斥、金融扶贫与政府监管效能 [J]. 财经问题研究, 2018 (2): 102-107.

[17] 杨云龙等. 我国金融精准扶贫模式的比较研究 [J]. 南方金融, 2016 (11): 73-79.

[18] 陈啸, 吴佳. 我国金融精准扶贫协同治理模式研究 [J]. 中国行政管理, 2018 (10): 68-73.

[19] 斜利珍等. “丽水模式”：农村金融普惠扶贫的实践与探索 [J]. 浙江金融, 2015 (3): 67-70.

[20] 郑寿明等. 基于精准扶贫视角的金融创新研究 [J]. 西南金融, 2016 (7): 59-62.

[21] 豆晓利. 深度贫困地区金融扶贫创新绩效评估的实证分析 [J]. 金融理论与实践, 2019 (7): 105-111.

[22] 张芬. 精准扶贫视角下金融创新支持农村经济问题研究 [J]. 武汉金融, 2016 (7): 60-61.

[23] 蒋远胜. 中国农村金融创新的贫困瞄准机制评述 [J]. 西南民族大学学报 (人文社会科学版), 2017 (2): 11-17.

[24] 申云, 彭小兵. 链式融资模式与精准扶贫效果 [J]. 财经研究, 2016 (9): 4-15.

[25] 徐玮, 谢玉梅. 扶贫小额贷款模式与贫困户贷款可得性 [J]. 农业经济问题, 2019 (2): 108-115.

[26] 彭澎等. 银保互联对中国农村正规信贷配给的影响 [J]. 中国农村经济, 2018 (8): 32-43.

[27] 陈晓虎等. 沙漠再无盐池黄——宁夏首个脱贫摘帽县蹲点见闻 [J/OL]. 新华社, 2019 年 6 月 22 日.

[28] 让·梯若尔. 公司金融理论 [M]. 北京：中国人民大学出版社, 2007: 173-308.

[29] 曾庆芬. 合约视角下农地抵押融资的困境与出路 [J]. 中央财经大学学报, 2014 (1): 42-47.

[30] Mogues T, Carter M R. Social Capital and Incentive Compatibility: Modelling the Accumulation and Use of Social Collateral [R]. Agricultural & Applied Economics Staff Paper Series, Staff Paper No. 460, September 2003.

[31] 曾庆芬. 农地抵押融资模式与区域经验 [J]. 中央财经大学学报, 2016 (1): 41-49.

(责任编辑：韩 嫄 张安平)

大股东控制力、业绩补偿承诺与关联并购价值创造
——基于股东关系联盟的新测算

Controlling Power of Large Shareholder, Performance Compensation Commitment and Value Creation of Related M & A: New Measurement Based on Shareholder Relationship Alliance

简冠群
JIAN Guan-qun

［摘　要］基于股东关系联盟的大股东实际控制力新测算为揭示大股东资产注入及盈利承诺动机提供了有效的逻辑支撑。本文在探究大股东实际控制力与资产注入价值创造间逻辑关系的基础上，考察了业绩承诺的中介作用。运用均值检验和层级回归分析结果表明：大股东相对控制力对资产注入后价值创造具有U型影响，绝对控制力对资产注入后价值创造具有倒U型影响；业绩承诺对资产注入后价值创造具有倒U型影响；大股东相对控制力对业绩承诺具有负向影响，绝对控制力对业绩承诺具有正向影响；业绩承诺在大股东控制力与公司价值创造间具有部分中介作用。进一步分析发现，关系股东权力配置对大股东控制力的贡献是资本市场异象的关键诱因。研究结论不仅能够解释不同控制权配置效率的差异，而且能够为资产注入业绩承诺制度安排及控制权配置的优化设计提供靶向指导。

［关键词］股东关系　大股东控制力　业绩补偿承诺　资产注入　价值创造
［中图分类号］F275.5　［文献标识码］A　［文章编号］1000-1549（2020）07-0058-13

Abstract: The new measurement of the actual control power of the large shareholders based on the shareholder relationship alliance provides an effective logic support for revealing the motivation of large shareholders' asset injection and earnings commitment. On the basis of exploring the logical relationship between the actual control power of large shareholders and asset injection value creation, this paper examines the mediating role of performance commitment. Using mean test and hierarchical regression analysis, the results show that: the relative control power of large shareholder has U type influence on value creation after asset injection, and absolute control force has inverted U type influence on value creation after asset injection; performance commitment has an inverted U effect on value creation after asset injection; the relative control power of large shareholders has a negative impact on performance commitment, and absolute control force has a positive impact on performance commitment; performance commitment plays a partial mediating role between the controlling power of large shareholders and the creation of corporate value. Further analysis shows that the contribution of the power allocation of the shareholders to the controlling power of the large shareholders is the key cause of the anomalies of the capital market. The conclusion of the study can not only explain the difference of different control allocation efficiency, but also can provide targeted guidance into the performance commitment system arrangement and the optimal allocation of control rights.

Key words: Shareholder relation　Controlling power of large shareholder　Performance compensation commitment　Asset injection　Value creation

［收稿日期］　2019-04-22
［作者简介］　简冠群，女，1987年10月生，甘肃政法大学经济管理学院副教授，管理学博士，研究方向为公司财务与资本市场。
［基金项目］　国家自然科学基金面上项目“我国创业板上市公司控制权配置、经理管理防御与成长性研究”（项目编号：71772151）；甘肃政法大学校级重大科研项目（项目编号：GZF2019XZD02）。
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

业绩补偿承诺作为大股东资产注入中的自选择行为已成为推动并购重组成功的重要制度安排，但由此所引致的“三高”、盈余管理、内幕交易、业绩变脸现象却呈现出爆发式增长。2018 年年报显示，逾三成大型重组业绩承诺不达标，过半大型重组承诺期满首年下滑超 30%，尤其是业绩承诺不达标触发的实际控制人变更风险更值得关注。奥瑞德、银星能源、茂业商业等虚假业绩承诺案例无不反映控股股东在整个资产注入过程中的主导地位，大股东超强控制力致使股权制衡失效、监管软约束（季华和马丽，2016[1]），然而，这究竟是大股东自属控制力还是关系股东的加成抑或是二者兼而有之造成的尚不得而知，对其形成过程、治理效应的探究和作用机理的揭示也成为进一步解释资产注入中大股东行为动机的关键。

公司控制权安排对股东行为及组织绩效有着深刻的影响，尤其是大股东控制权（魏明海等，2016[2]），但以往学者所秉持的“股权控制链”研究范式忽视了关系网络对股东权力配置的修正（魏明海等，2011[3]），致使现有研究对大股东权力配置效率评价结论不一。根据关系治理理论，股东关系及其社会资本对公司盈余质量和绩效具有积极作用（刘亭立等，2016[4]；刘亭立等，2016[5]），但也有学者从合谋视角证实了关系网络对股东利益输送行为的助推作用（杨松令等，2015[6]；蔡宁和魏明海，2011[7]）。大股东关系联盟在特定事件中的治理效率尚不能简单应用“1+1”的计算规则，并且现有研究多从股东关系类型视角做了简单分析，对股东关系联盟控制力在资产注入等公司特定行为中的作用机制分析仍受制于以下三个问题：一是基于股东关系联盟的大股东实际控制力应如何测算，关系股东权力配置对大股东控制力有何贡献？二是在大股东注入资产关联交易中，大股东关系联盟所形成的不同控制力对其盈利承诺动机的影响是否相同，是促进还是抑制？三是大股东关系联盟控制力对资产注入后公司基本面的影响如何？

承上所诉，本文以魏明海等（2011）[3]提出的关系股东影响力指标为基础，构建大股东关系联盟控制力指数，并依据影响程度的强弱重审大股东的实际控制力，进而检验其对大股东资产注入盈利承诺动机及重组后公司基本面的影响，并在进一步讨论中分离关系股东权力配置对大股东实际控制力的贡献。相比已有研究，本文突破性地将以大股东间权益关系及联盟关系为基础所形成的超额权力纳入大股东注入资产经济后果考察范围，通过探究其对注入资产后价值创造的影响机理及关系股东对大股东控制力的增量贡献重新剖析其在关联交易中的治理效率，有助于警醒企业妥善处理股东关系，强化股东关系影响力对公司内部治理的积极作用。

二、相关理论与研究假设

（一）概念界定及理论基础

大股东关系联盟控制力的界定需要在明晰股东关系及其价值的基础上确定。作为一个重复性博弈过程，股东关系是不同类型股东群体为实现股东利益最大化而有意识地通过股权流动、契约作用及信息流动形成的一个生态系统，股东之间以及与其所处环境间的关系成为学界开展实证研究的切入点，并将组织发展和绩效作为逻辑终点加以分析（杨松令等，2016[8]）。但一个不可规避的问题是，由于我国上市公司股权相对集中，第一大股东往往具备控制公司重大决策及执行的能力，而第一大股东关联股东影响力又直接修正公司的控制权配置（刘亭立和杨理嘉，2016[9]），使得股东之间强弱分野程度不断加大，对公司内部治理效率产生不可忽视的影响。由此，其他股东与第一大股东之间的关系成为学术界优化实证设计、揭示关键路径的有效主体，而第一大股东关系联盟控制力则成为学界解释股东关系及股东行为的透镜。

关系治理理论揭示了大股东关系联盟与公司绩效之间的关系。然而，已有文献主要围绕大股东间的政治关联等开展研究（Boubakri 等，2008[10]；何靖，2011[11]），对股东之间以非正式契约为基础的特殊关系治理效率研究尚有不足，而较高比重的隐性关系会改变股东之间的利益结构，进而影响大股东的决策行为和监管职能，并通过公司价值创造得以体现（魏明海等，2016[2]）。显然，大股东及其关系股东所形成的影响力为考察大股东行为提供了重要思路，且其主要可以通过股东大会和董事会两个渠道达成。具体来说，大股东及其关系股东不仅可依据所持股权份额直接影响公司重大决策，而且可以通过委派董监高获取决策环节的话语权（魏明海等，2011[3]），关系股东的存在隐蔽地提高了以大股东为中心的关系股东联

盟在公司决策、监督与执行机构中的控制力（程敏英和魏明海，2013[12]），控制力标定也成为众多学者解释并探究股东行为对公司业绩前置效应的实证范式。为此，本文按照上述基础指标构建大股东关系联盟控制力指数，并以此探讨其对并购重组价值创造的影响。

（二）理论分析与研究假设

1. 大股东关系联盟控制力与关联并购价值创造。

股东关系作为一种网络资源能有效缓解企业中普遍存在的第二类代理问题（杨玉龙等，2014[13]），是市场和制度不健全情况下保证契约顺利履行的替代机制。公司网络中股东之间的相互信任可以有效地降低管理运作的代理成本，抑制公司内部可能的投机行为，增加股东间的制衡度及社会资本，促使组织内部资源更为高效地运用，从而提高组织的整体效能（高静美和郭劲光，2004[14]），关系治理理论与社会资本理论为上述关系提供了逻辑支撑。与此同时，刘亭立等（2016）[4]、杨松令等（2015）[5]亦已针对关系类型和数量为关系股东的组织绩效提升作用提供了更为显著的证据，因此本文不再加以佐证，而将重点放在股东关系的另一维度——关系强度即大股东关系联盟控制力上。

关系股东和非关系股东的影响力是相对的。当大股东关系联盟影响力较小时，多个大股东共享控制权，股东之间关系较为疏远且形成相互制衡的局面，但这种分散的股权结构并不一定意味着股东关系疏远，股东之间因存在发起人、行政同源等关系可能有着更为一致的利益，形成联袂长期持股的松散股权结构，影响股东行为选择（崔宏和夏冬林，2006[15]）。简言之，股东之间的关系使得股东之间的利益构成、势力对比以及公司的股权集中度发生改变，大股东可能通过关系股东的协助而以较少的持股掌握较大的控制权（魏明海等，2011[3]），因此将大股东关系联盟影响力视为大股东控制权的表征可能更符合关系型股权结构特征。结合公司治理实践，股东大会及董事会的三个重要表决比例临界点分别为 1/3、1/2 和 2/3。其中，1/3 以上表决权具有相关事项的一票否决权，1/2 以上表决权具备一般事项的话语权，2/3 以上表决权则能决定重大事项。因此，将大股东影响力按 1/2 表决权临界点分为绝对控制和相对控制两大类，其中相对控制包含相对控制Ⅰ组（表决权小于 1/3）和相对控制Ⅱ组（表决权介于 1/3～1/2），绝对控制包括绝对控制Ⅰ组（表决权介于 1/2～2/3）和绝对控制Ⅱ组（表决权大于 2/3）。

当大股东及关系股东控制力为相对控制Ⅰ时，股东关系较为疏远，彼此间信息不对称程度极高，股东行为以各自利益至上为原则，大股东间的博弈及股东冲突导致“内耗”、控制权争夺、决策效应低下等问题，不利于公司价值创造（阮素梅等，2014[16]；黄建欢等，2015[17]；夏宁和陈露，2016[18]；刘星和刘伟，2007[19]）。与此同时，过高的股权制衡及“主人”“管家”地位的缺失限制了大股东选择公利行为的积极性，第一类代理问题凸显，“壕沟防御效应”占主导地位，公司发展受限。虽然，在承诺业绩压力下，大股东有提高标的公司业绩的意愿，但由于其他股东搭便车行为严重，对管理层监管不力，致使公司业绩整体下滑。而随着关系股东控制力逐渐增强至相对控制Ⅱ，大股东主人翁地位逐渐稳固，股东关系渐趋稳定，适度的股权制衡能够有效监督大股东和经理层的行为，并有效抑制控股股东对中小股东的利益侵占、缓解控股股东与中小股东之间的代理冲突，有利于公司业绩的提升（陈德萍和陈永圣，2011[20]；隋静等，2016[21]）。

当关系股东控制力强至绝对控制Ⅰ时，股权集中使得大股东控制地位稳固，在上市公司中所占利益增大，而股权制衡使得掏空成本仍大于掏空收益，通过对中小股东利益侵占所获得的比例降低，侵占行为减弱，形成“利益协同效应”（陈德萍和陈永圣，2011[20]），即适度的股权集中使得大股东“大家长”意识及现金流权的监督效应和激励效应占主导地位，大股东选择公利性行为的动机增强，对管理层监管力度加大，两类代理问题都得到缓解，公司业绩上升。当大股东控制力达到绝对控制Ⅱ时，虽然第一类代理问题得到有效缓解，但超强控制权的存在使得大股东有能力也有动力选择私利行为，机会主义行为严重，且面对控制权权威时，竞争性股东对大股东的制衡力变得微弱甚至失效（杨文君等，2016[22]），大股东掏空成本远小于掏空收益，侵占行为加强，第二类代理问题凸显，公司内部的利益输送、非效率投融资等行为严重而损害公司价值，即大股东控制力强度对公司价值创造的影响存在非线性异质效应。基于上述分析，提出假设 1。

H1a：大股东关系联盟控制力为相对控制时，其对公司价值创造具有 U 型影响。

H1b：大股东关系联盟控制力为绝对控制时，其对公司价值创造具有倒 U 型影响。

2. 大股东关系联盟控制力与业绩补偿承诺。

业绩补偿承诺已成为推动并购重组交易成功的重要制度安排，但在资产注入这一双重关联交易中，具有控制权优势的大股东有强烈的动机通过业绩承诺高估资产价值获取控制权私利，业绩承诺成为掩盖大股东私利动机的“合法”工具。理论上来说，业绩承诺是并购交易价格更加市场化的一种手段，然而在大股东资产注入中，交易价格的形成更多是大股东主导下的非市场化行为，而业绩承诺又成为获取高溢价的筹码，同时可以规避监管及制衡股东的抵制从而促进交易顺利实施，因此大股东有动机借助业绩承诺制度安排高估资产价值。奥瑞德、银星能源、茂业商业等公司大股东注入资产业绩不达标的主要原因在于业绩承诺脱离资产实际盈利情况，而由此触发的易主风险、补偿变更等均与大股东话语权有关。与此同时，关系股东的存在又可以在一定程度上加强巩固大股东的实际控制力，进一步影响大股东的业绩承诺，致使大股东在注入资产盈利承诺难以兑现时可以通过修改盈利补偿协议而减轻处罚效果（季华和马丽，2016[1]）。究其原因，大股东的超强控制形成的控制权威使得公司的治理结构存在严重缺陷，外部股东、董事会与监事会失去勤勉与公正，无法有效履行约束职能。但大股东关系作为内部治理机制在不同的关系股东之间存在差异，对业绩承诺水平的影响也不同，即关系股东影响力的强弱决定了其对业绩承诺的影响。为便于理解，依然将大股东关系联盟影响力分为绝对控制和相对控制两大类，相对控制和绝对控制都分为Ⅰ组和Ⅱ组（控制力Ⅰ<控制力Ⅱ）。

当关系股东控制力为相对控制Ⅰ时，多个大股东共享控制权，第一大股东不具备真正的“主人”地位，股东各自利益至上，大股东侵占中小股东利益的动机较强，“壕沟防御效应”占主导地位，其对公司利益的挖掘使得注入资产价值高估，业绩承诺水平虚高。随着股东控制力增强至Ⅱ，股东地位逐渐稳固，话语权增强，掏空成本增大，激励大股东减少侵占行为，“壕沟防御效应”开始向“利益协同效应”转变，业绩承诺更加稳健，更加符合资产实际盈利预期。当关系股东影响力强至为绝对控制Ⅰ时，大股东选择公利行为与私利行为的动机同在，其他大股东的监督和制衡使得大股东掏空成本增大，有助于抑制其利益侵占行为，即“利益协同效应”较“隧道效应”更加显著，业绩承诺较为合理。然而，随着关系股东影响力强至绝对控制Ⅱ，过于密切的股东关系形成的控制权威又使得竞争性股东的监督制衡力下降至消失，大股东掏空成本降低，“隧道效应”占据主导地位，第二类代理问题凸显，大股东有动力也有能力利用超额控制权高估资产价值获取溢价收益。由此可见，股东关系联盟控制力在抑制大股东资产注入过程中的掏空行为方面存在阈值，其对公司治理的积极作用受关系亲疏及强度的影响。基于此，提出假设 2。

H2a：大股东关系联盟控制力为相对控制时，其对业绩补偿承诺具有负向影响。

H2b：大股东关系联盟控制力为绝对控制时，其对业绩补偿承诺具有正向影响。

3. 业绩补偿承诺与并购重组价值创造。

业绩补偿承诺作为大股东资产注入过程中的自选择行为，是大股东承诺的业绩目标，具有一定的风险，同时也正是由于这种不确定性，并不是所有的大股东都愿意做出业绩承诺。这种业绩压力的存在可以促使大股东及管理层在重组整合阶段合理配置有效资源，减少或避免在职消费及短视行为，从企业长远战略出发进行经营管理，提高盈利能力，努力赶超承诺业绩，降低赔偿的风险，即承诺业绩具有目标导向作用，同时也正是由于这种压力与风险，并不是所有的大股东愿意做出业绩承诺。与国内外私募股权投资中将对赌协议作为对管理层的激励手段类似（项海容等，2009[23]；刘峰涛等，2016[24]），管理层在并购整合带来的诸如文化、管理理念指导下，依赖重新配置的资源优势、技术革新和人力资本，发挥主观能动性以改善企业财务状况，赶超承诺业绩。由此可见，业绩补偿承诺因承诺业绩而具有激励效应，激励大股东及管理层调动主观能动性完成业绩承诺，促进标的公司绩效的提升（潘爱玲等，2017[25]），而标的公司绩效的提升有助于并购公司整体绩效的提升。根据目标激励理论，具体可行、能客观衡量的目标是激励的关键，目标过高或过低都不能充分发挥激励作用（李增泉，2007[26]）。因此，在进行业绩承诺时应根据动机强度、期望值来进行目标的设定，尽可能恰到好处，从而激发管理层应有的潜力，达到增效的目的。

但事实是至少存在两方面因素可能使承诺业绩不能恰到好处。一方面，承诺业绩由盈利预测决定，而

盈利预测会受到评估技术、风险不确定性等的影响，大股东基于对资产盈利的过度乐观和盲目自信极有可能高估资产盈利能力（Odean，1998[27]；Hayward和Hambrick，1997[28]）；另一方面，盈利预测决定资产估值，高盈利预测往往伴随较高的评估增值率（Diaz和Azofra，2009[29]），而作为交易双方的大股东具有动机和能力追求短期利益，高估盈利预测。但如果承诺的业绩过高，明显超过同行业或违背事物发展规律时，根据期望理论，激励效应将降低甚至产生消极影响，不利于公司价值创造。简言之，承诺业绩作为外在激励诱因存在阈值，其与激励效应以及公司价值创造并非简单的线性关系。基于上述分析，提出假设3。

H3：承诺业绩对并购重组价值创造具有倒U型影响。

综上所述，大股东关系联盟影响力既能直接影响公司价值创造，又能通过业绩承诺间接影响公司价值创造。基于此，本文构建大股东关系联盟影响力、业绩承诺与价值创造关系模型，如图1所示。

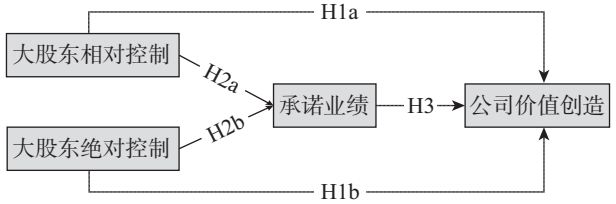


图1　大股东关系影响力、业绩补偿承诺与公司价值创造关系模型

三、样本选择与研究设计

（一）样本选取

大股东注入资产进行业绩承诺始于2008年，因此，本文选取2008年5月18日—2017年12月31日期间大股东注入资产并做出补偿承诺的沪深A股上市公司为研究样本。对初始样本筛选如下：剔除金融类、ST类、数据缺失、交易失败及正在实施的样本，剔除吸收合并及借壳上市的样本。最终得到680个样本，并依据大股东影响力的不同，将样本分为相对控制和绝对控制两类。其中，相对控制和绝对控制的样本数分别为396个和284个。本文所用业绩补偿承诺数据、股东关系等数据取自Wind资讯及公司年度报告，其他财务数据来自CSMAR数据库并手工处理。为避免异常值的影响，本文对连续变量均进行了1%水平的缩尾处理。

（二）变量设计

1. 并购重组价值创造。

大股东注入资产后新创价值的实现依赖于资源整合，因此依赖短期内绩效，股价并不能较好地反映并购整合效应。根据王峰娟和邹存良（2009）[30]的内部市场观点可知，大股东注入资产后形成的更有效的内部市场有助于内部资本配置效率的提升，最终推动企业可持续发展。因此，本文采用并购前后内部资本配置效率的改变值作为重组后新创价值的替代指标，以资产注入后第2年与资产注入前1年内部资本配置效率的差值进行回归分析，并采用业绩指标进行稳健性检验。这与李彬等（2015）[31]对关联并购价值创造的衡量方法一致。与此同时，参考王峰娟和邹存良（2009）[30]的做法，选择现金流敏感系数*CFS*作为内部资本配置效率的测度指标。借鉴Maksimovic和Phillips（2002）[32]的方法，现金流敏感系数的计算方法见式（1）①：

$$CFS=\frac{\sum_{j=1}^{n}SS_j\left(\frac{CF_j}{SS_j}-\frac{\overline{CF}}{\overline{FS}}\right)\left(\frac{CE_j}{SS_j}-\frac{FE}{FS}\right)}{FS} \quad (1)$$

在式（1）中，CF_j表示j部门的现金流（j经营活动产生的现金流量净额），$\overline{CF}$表示企业各部门的加权平均现金流；SS_j表示j部门销售收入，FS表示企业的总销售收入，$\overline{FS}$表示各部门的加权平均收入；CE_j表示j部门的资本支出（j构建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金总额），FE表示企业的总资本支出。其中，$CF_j/SS_j-\overline{CF}/\overline{FS}$表示$j$部门回报率与平均回报率的差，$CE_j/SS_j-FE/FS$表示$j$部门获得的投资与平均投资的差。如果两者符号一致，表示高收益部门获得较高的投资，*CFS*为正，内部资本市场有效。*CFS*越大，内部资本配置效率越高，内部资本市场越有效，对价值提升越有利。

2. 业绩补偿承诺。

为便于处理，本研究以承诺业绩增长率来衡量承

① 本文并购属于同一控制下并购，囿于非上市公司数据难以获得的特性，公式中的部门实质指代集团公司中的上市公司，将上市公司的财务数据看作是分部数据来计算分部*CFS*，并将各分部加总得到*CFS*。

诺业绩，具体为协议中平均年净利润增长率。通常情况下，承诺业绩有业绩水平和业绩增长率两种形式，如果协议中为净利润数值而非增长率，则计算年平均利润增值率，采用的基期数据是注入资产前一年的实际净利润。具体计算公式如下：年平均利润增值率=（承诺期最后一期的承诺利润-注入资产前一年的实际净利润）/承诺期。

3. 大股东关系联盟控制力。

以魏明海等（2011）[3]对关系股东影响力的衡量方法为基础，仍然考虑以关系股东联盟在股东大会的决策权和董事会的话语权来代替其影响力，并构建大股东实际控制力指数。结合中国公司股东大会及董事会的表决实践，考察大股东的真实权力配置对其行为的影响，则股东层面的影响力=大股东及其关系股东持股比例之和/前 10 大股东持股比例，董事层面的影响力=大股东及其关系股东委派董事数量/内部董事数量①，大股东实际控制力=（股东层面影响力+董事层面影响力）/2②。其中，上述关系股东包括显性关系股东和隐性关系股东，当大股东实际控制力<1/2 时，为相对控制；反之为绝对控制。

4. 控制变量的选取。

控制变量的选取从两方面考虑，即影响股东关系、业绩承诺及资源整合的外部因素和内部因素。首先，评估方法会直接影响业绩承诺，采用假设开发法和收益法易高估资产价值，取值为 1，否则为 0。其次，借鉴吕长江等（2014）[33]、潘爱玲等（2017）[25]关于业绩承诺作用的论证以及李彬等（2015）[34]关于关联并购价值提升效能的论证，需要控制以下变量：产权性质（国有取 1，否则取 0）、审计委员会（设立为 1，否则为 0）、股权制衡度（第二至第十大非关系股东持股比例之和/第一大股东及其关系股东持股比例）、支付方式（股份取 1，其他取 0）、相关并购（相关取 1，否则取 0）、补偿方式（股份取 1，现金取 0）、承诺方向（单向取 1，双向取 0）、成长性（营业收入增长率）、公司规模（总资产的对数）、资产负债率（总负债/总资产）。最后，在模型中加入行业和年份以消除因此而产生的差异。

四、实证结果与分析

（一）描述性统计结果分析

表 1 报告了主要变量的描述性统计分析结果。被解释变量内部资本配置效率（并购后第 2 年与并购前 1 年的差值）均值为 0.003 38，说明并购交易后内部资本配置效率有所提升。大股东实际控制力最小值为 0.2，最大值为 1，均值为 0.585 2，说明当前股权过于分散与过于集中的情况都存在，而就平均意义而言，大股东处于绝对控制地位。同时，从股权制衡度的均值 0.456 2 来看，股权制衡机制处于失效状态。承诺业绩增长率的最大值与最小值差异极大，而其平均值 1.733 9 也与当前并购市场较高的承诺水平吻合。从补偿方式和承诺方向来看，当前较多使用股份补偿，且以单向补偿为主。

表 1　　主要变量的描述性统计结果

	大股东控制力	内部资本配置效率	承诺业绩	股权制衡度	支付方式	补偿方式	评估方法	承诺方向
最小值	0.200 00	−0.063 40	0.020 00	0.000 00	0.000 00	0.000 00	0.000 00	0.000 00
最大值	1.000 00	0.012 11	27.880 00	1.760 00	1.000 00	1.000 00	1.000 00	1.000 00
平均值	0.585 20	0.003 38	1.733 90	0.456 20	0.415 20	0.664 60	0.883 00	0.787 00
标准差	0.173 18	0.435 21	3.289 89	0.375 89	0.494 20	0.473 60	0.322 32	0.410 66

注：表中内部资本配置效率为并购第 2 年与并购前 1 年的差值，其中并购第 2 年的资本配置效率均值为 0.017 17，并购前 1 年内部资本配置效率均值为 0.013 788。

（二）均值检验

1. 大股东控制力与业绩承诺、并购价值创造的均值差异检验。

表 2 列示了大股东控制力与承诺业绩增长率和内部资本配置效率的均值检验。表 2 结果表明：第一，大股东绝对控制时的业绩承诺小于大股东相对控制时

① 参考程敏英和魏明海（2013）[12]的话语权界定，董事层面的话语权以委派董事在非独立（内部）董事中的表决权比例可提供更为直观的证据。

② 依据上文对大股东控制力强度的划分，股东层面和董事会层面的对相关事项的表决原则一致，因此该指标可以综合反映大股东实际控制力。

的业绩承诺。这不仅体现了关系治理的有效性，更体现了大股东的实际控制力对其盈利承诺动机、利益输送行为的影响，与“壕沟防御假说”基本一致。第二，大股东注入资产具有价值提升作用，且大股东绝对控制时的价值创造能力更强。这进一步证实了大股东的权力配置对其注入资产长期战略意图的影响，是对“利益协同假说”的肯定。

表2　　大股东控制力与业绩承诺、内部资本配置效率的均值检验

变量	样本数	承诺业绩增长率		内部资本配置效率			
		均值	差异	并购前一年	并购后一年	差异	差异
大股东相对控制	396	2.203 8*** (3.348)	1.125 1** (2.108)	0.012 51** (2.412)	0.033 35*** (6.681)	0.020 84** (2.368)	−0.007 16*** (−3.477)
大股东绝对控制	284	1.078 7*** (5.745)		0.015 57*** (3.196)	0.043 57*** (6.675)	0.028 00*** (6.113)	

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

2. 大股东控制力、业绩承诺与内部资本配置效率均值趋势分析。

表3从更细致的角度对样本分组以识别变量之间的关系。其中，Panel A和Panel B是按照控制力的自低向高平均分组，Panel C是按照承诺业绩增长率的自低向高平均分组。

表3　　大股东控制力、业绩承诺与内部资本配置效率均值趋势

Panel A：大股东控制力与内部资本配置效率						
大股东控制力	A（Low）	B	C	D	E（High）	E-A
	内部资本配置效率					均值
相对控制	0.005 6* (1.786)	0.003 8** (2.342)	0.006 3** (2.156)	0.012 7* (1.853)	0.025 4** (2.447)	0.019 8* (1.829)
绝对控制	0.023 2** (2.226)	0.026 7** (2.127)	0.039 8* (1.815)	0.022 5*** (3.710)	0.018 6** (2.258)	−0.004 6* (−1.837)
Panel B：大股东控制力与承诺业绩增长率						
大股东控制力	A（Low）	B	C	D	E（High）	E-A
	承诺业绩增长率					均值
相对控制	0.481 8*** (3.954)	5.549 2*** (3.925)	4.644 5 (1.650)	1.592 7* (1.890)	1.329 0*** (5.650)	0.847 2*** (3.062)
绝对控制	0.731 4*** (3.991)	0.777 0*** (3.720)	1.390 0** (2.125)	1.456 1*** (3.812)	1.021 4*** (2.403)	0.290 0*** (3.967)
Panel C：承诺业绩增长率与内部资本配置效率						
承诺业绩增长率	A（Low）	B	C	D	E（High）	E-A
	内部资本配置效率					均值
相对控制	0.003 9*** (3.731)	0.005 2*** (3.036)	0.026 3 (0.445)	0.011 4* (1.798)	0.002 7** (2.229)	−0.001 2** (−2.347)
绝对控制	0.019 8* (1.842)	0.021 5** (2.219)	0.037 4*** (3.353)	0.021 8*** (4.445)	0.014 3*** (3.431)	−0.005 5*** (−3.672)

通过对表中各变量（仅考察资产注入后第 2 年的内部资本配置效率）的均值趋势分析可知：第一，大股东控制力的强弱对内部资本配置效率的影响存在差异。随着大股东相对控制力的增强，内部资本配置效率先降后升，而随着大股东绝对控制力的增强，内部资本配置效率先升后降。从样本数据来看，大股东超强控制时的内部资本配置效率高于大股东超弱控制时的内部资本配置效率，结合中国上市公司股权特征，过于分散及过于集中的股权都不利于公司价值提升，但大股东关系的存在使得其控制力增强并具有积极作用。第二，大股东控制力与业绩承诺并不是完全的正负相关关系，但考虑控制力极小或极大的情况较少，不予分析之时，相对控制力与业绩承诺呈现负相关关系，绝对控制力与业绩承诺呈现正相关关系。第三，随着承诺业绩增长率的增大，内部资本配置效率先升后降，承诺业绩作为外在激励效应存在阈值。

（三）回归结果

本文运用逐层回归分析法对假设进行检验。因资产注入后的整合需要较长时间，以资产注入后第 2 年与注入前 1 年内部资本配置效率的差值作为检验指标，结果见表 4。

表 4　　逐层回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	内部资本配置效率（Beta）（t_2-t_{-1}）						承诺业绩（Beta）	
控制变量								
产权性质	0. 071 **	0. 060 **	0. 054 *	0. 046 **	0. 039 **	0. 038 **	−0. 136 *	−0. 220
支付方式	0. 546 ***	0. 136 *	0. 183 **	0. 276 **	0. 232 **	0. 284 **	−0. 974 **	−0. 974 **
补偿方式	0. 327	0. 193 *	0. 114 *	0. 076 *	0. 133 **	0. 079 **	1. 351	1. 351
承诺方向	−0. 809 *	−0. 560	−0. 429	−0. 291 *	−0. 325	−0. 276	−0. 972 *	−0. 972 *
相关并购	0. 079 ***	0. 078 **	0. 072 **	0. 068 **	0. 059 **	0. 055 **	−0. 018	−0. 018
成长性	0. 048 **	0. 036 **	0. 029 **	0. 028 **	0. 025 *	0. 028 *	0. 014	0. 014
股权制衡度	0. 118 *	0. 123 **	0. 166 **	0. 299 *	0. 356 *	0. 415 *		
年份/行业	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
自变量								
相对控制力	−3. 997 *	−2. 368 *	−2. 153 *	−1. 641	−1. 255	−1. 232	−5. 608 **	−1. 689 **
相对控制力（平方）		5. 829 ***	4. 789 **	2. 458 **	1. 630 **	1. 151 **	3. 417	3. 356
绝对控制			4. 055 *	2. 978 *	0. 258	0. 230		3. 248 **
绝对控制力（平方）				−5. 032 **	−4. 682 **	−2. 518 **		−2. 124
中介变量								
承诺业绩					0. 212	0. 183		
承诺业绩（平方）						−0. 774 ***		
Adj R^2	0. 214	0. 223	0. 245	0. 267	0. 291	0. 305	0. 231	0. 259
ΔR^2		0. 009	0. 022	0. 022	0. 024	0. 014		0. 003
F-Value	7. 849 ***	13. 222 ***	9. 679 ***	12. 080 ***	11. 356 ***	14. 348 ***	10. 470 ***	12. 413 ***

根据多元回归的实现步骤，检验第一步为大股东控制力对资产注入价值创造的影响作用。模型 1～模型 4 结果显示：大股东的相对控制力对内部资本配置效率具有 U 型影响，假设 H1a 得到验证；大股东的绝对控制力对内部资本配置效率具有倒 U 型影响，假设 H1b 得到验证。检验第二步为大股东业绩承诺

对资产注入后价值创造的影响作用。模型5、模型6结果显示，承诺业绩对内部资本配置效率具有倒U型影响，假设H3通过验证。第三步检验大股东的控制力对业绩承诺的影响。模型7、模型8结果显示，大股东相对控制力对业绩承诺具有负向影响，大股东绝对控制力对业绩承诺具有正向影响，假设H2a、H2b得到验证。第四步为承诺业绩对大股东控制力与内部资本配置效率中介效应的验证。由于自变量、中介变量与因变量的关系系数都通过显著性检验，假设H1a、H1b、H2a、H2b、H3成立。而在引入中介变量业绩承诺后，大股东相对控制力对内部资本配置效率的回归系数β值由模型4的2.458降至模型6的1.151，系数通过显著性检验且中介效应为1.307，说明大股东控制力对内部资本配置效率的影响至少有一部分是通过业绩承诺实现的，即业绩承诺中介效应显著且其仅具备部分中介作用。上述验证也适用大股东绝对控制的情形。

（四）结果分析

第一，大股东相对控制力对资产注入后价值创造具有U型影响，大股东绝对控制力对资产注入后价值创造具有倒U型影响。大股东控制程度较低时，其控制力的提高反而使得企业价值下降。这是因为当大股东控制程度较低时，第一类代理问题较第二类代理问题凸显，股权制衡导致内耗效应，决策效率低下。随着大股东控制力的强化，大股东监督力及竞争性股东的制衡力价值化路径得到体现，公司价值上升。但当大股东具有绝对控制优势时，其控制权威又使得制衡失效，利益输送行为严重，不利于公司价值创造。由此，适度的股东关系及控制力是公司创新产出的先决条件，股东关系过疏或过密所导致的冲突问题、搭便车行为、合谋问题等影响公司绩效，过弱或过强的控制力所导致的无权或权力滥用使得公司价值创造的边际效率降低，即大股东及其关系股东控制力对组织绩效的影响效果取决于“监督效应”与“侵占效应”的孰消孰长。

第二，大股东控制力强度对业绩承诺的影响存在异质效应，其相对控制力对业绩承诺具有负向影响，绝对控制力对业绩承诺具有正向影响，但由于业绩承诺决定资产定价，大股东控制力过强或过弱都使得资产定价失允。从均值检验结果来看，股权完全分散及完全集中的情况下，样本数据并不支持上述假设结论，其原因可能是在完全分散的股权结构下大股东无实际控制力，股权制衡极强而抑制了大股东的自利性行为。但并不是所有分散的股权结构都可以达到上述效果，业绩承诺的最大均值就处于大股东相对控制的情况中，可能的原因是随着大股东地位的稳固，股东关系变得微妙，易出现合谋、制衡失效，相对控制及股东关系的程度成为后续控制权配置设计的关键。然而，考虑我国股权结构极端情况较少，上述结论仍具有普适性。与此类似，排除极端情况，虽然大股东绝对控制与业绩承诺正相关，但相较于相对控制来说，业绩承诺水平较低，说明集中的股权结构较分散的股权结构更能抑制大股东的自利性行为。大股东控制力的增强，有利于“壕沟防御效应”向“利益协同效应”转变。更为重要的是，适度的控制力及股东关系是解决股东搭便车及机会主义行为的关键，公司控制权配置要解决的关键问题仍然是在激励大股东监督管理层及保护中小股东间寻求平衡点。

第三，业绩承诺对资产注入后价值创造具有倒U型影响，这一结论与潘爱玲（2017）[25]的论断一致。目标激励的关键在于目标恰当、可行。业绩承诺应取决于注入资产质量与盈利预期，一味追求高估值而忽视资产实际情况实质上是大股东利益输送行为的体现，过犹不及。但这并不意味着不允许乐观预期，业绩承诺正是资产注入后价值提升的关键动力所在，应尽可能避免激励不足或约束过度。

第四，控制变量中，股份支付对公司价值创造的积极影响从增量持股角度肯定了大股东在资产注入中的绩效职能，体现了大股东对公司发展的支持动机和长期战略意图；根据大股东关系联盟重新测算的股权制衡度对公司价值的正面影响则揭示了公司内部治理完善的必要性；业绩承诺的特征变量回归结果表明，股份补偿、双向承诺优于现金补偿、单向承诺，不仅与处罚力度有关，而且与激励程度有关。

（五）稳健性测试

样本自选择及变量指标设计可能使研究结果出现偏差，本研究对主要实证结果分两部分进行稳健性测试。

一是测试本研究主要实证结果是否对核心变量的不同度量方式保持稳健。由于内部资本配置效率的复杂性易使结论出现偏差，因此借鉴陈仕华（2013）[35]的做法对并购价值创造重新度量，按资产注入首次公告日前后2年的总资产收益率的变化量（$\Delta ROA_{t-2,t+2}$）进行度量。表5报告了稳健性测试回归结果，结果显示本研究结果未发生实质性变化。

表 5 回归分析

变量	被解释变量					
	公司价值创造				业绩承诺	
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ	Ⅵ
相对控制	-6.445 (-1.112)		-4.359 (-0.867)		-6.223** (-2.589)	
相对控制（平方）	8.678** (2.343)		5.123* (1.813)		5.126 (1.627)	
绝对控制		7.135 (1.643)		4.248 (0.736)		4.236*** (3.279)
绝对控制（平方）		-9.346*** (-3.435)		-6.143* (-1.810)		-2.445 (-1.562)
业绩承诺			0.198 (1.641)	0.221 (1.212)		
业绩承诺（平方）			-0.456** (-2.235)	-0.512*** (-3.159)		
Adjust-R^2	0.213	0.246	0.249	0.263	0.173	0.177
F-value	8.458***	12.190***	9.587***	14.075***	7.689***	9.123***

二是样本自选择。本研究尝试使用 Heckman 提出的两步修正法来纠正由于业绩承诺自选择造成的内生性问题带来的估计偏误。第一步，构建以业绩补偿承诺作为被解释变量的选择方程；第二步，通过 Probit 模型计算出逆米尔斯比率，进而控制住业绩承诺潜在的内生性问题。由表 6 可知，逆米尔斯比率的回归系数未通过显著性检验，同时大股东控制力、业绩承诺对内部资本配置效率的影响程度更大，结论未发生实质性变化。

表 6 Heckman 样本选择结果

变量	相对控制	相对控制（平方）	绝对控制	绝对控制（平方）	业绩承诺	业绩承诺（平方）	逆米尔斯比率
价值创造	-4.323 (-1.214)	7.123*** (3.869)			0.256 (1.239)	-0.732*** (-3.545)	0.107 (1.134)
			5.189 (1.634)	-9.968*** (-3.926)	0.307 (1.645)	-0.945*** (-5.567)	0.145 (1.630)

注：表格中只列示了主要变量。

五、进一步讨论：关系股东权力配置对大股东控制力的增量贡献

前述理论与实证分析表明，大股东不同强度的控制力对财务决策及组织绩效的影响具有异质性，而其形成又与股东间“有意或无意”的关联关系密不可分，特别是在关联并购中，受关联股东回避表决的法规约束，大股东需要通过关系股东表达意志。那么，以大股东为中心的关系股东联盟能否起到“代言”作用？其在股东大会与董事会中的权力如何，对大股东控制权有何影响？基于上述问题的思考，本研究尝试关注样本公司关系股东权力配置状况以更好了解大股东的控制方式，解决当前关联并购中的虚假业绩承诺问题。

表 7 是关系股东权力配置对大股东实际控制力的增量贡献。依据前述大股东实际控制力的度量方法，

贡献度=关系股东的权力配置（股东大会层面或董事会层面）/大股东的实际控制力。表中数据显示，平均意义而言，显性关系股东的存在使得大股东在股东大会、董事会层面的表决权分别提高了7.95%、11.32%，贡献度分别为17.73%和25.7%，总贡献度接近22%；隐性关系股东的存在使得大股东在股东大会、董事会的表决权分别提高了15.99%和23.31%，对大股东实际控制力的贡献度高达28.34%、41.93%，总贡献度为35%。换言之，在存在显性关系股东与隐性关系股东的组织中，大股东仅需持股40%和32.5%，便可具备一般事项决议的绝对话语权；而持股只需要达到52%和43%，就已经具备了重大事项决议的绝对话语权，对股东大会及董事会拥有绝对控制权。以本研究实证设计为例，当大股东持股比例仅为40%时，其实质上已达到了绝对控制的临界点，揭示出关系股东尤其隐性关系股东对大股东实际控制力不可估量的作用，且这种现象在民企中更为明显。基于此，对资本市场中诸如业绩承诺等异象根源的追踪不应仅停留在传统股权控制链的研究范式，对关系股东深入挖掘进而上升到大股东实际控制力层面能充分还原公司控制权配置的真实情况，为两类代理成本的降低提供理论支撑。

表7　　关系股东权力配置对大股东实际控制力的增量贡献

		显性关系（%）		隐性关系（%）	
产权性质	股东类别	股东层面（持股比例）	董事会层面（委派董事/非独董比例）	股东层面（持股比例）	董事会层面（委派董事/非独董比例）
国企	大股东	38.54	35.93	43.65	34.24
	大股东+关系股东	45.87	46.56	55.64	54.12
	差值	7.33***	10.63***	11.99***	19.89***
	贡献度（%）	15.98	22.83	21.55	36.75
民企	大股东	33.65	26.25	32.91	27.69
	大股东+关系股东	44.21	38.94	58.23	59.01
	差值	10.56***	12.69***	25.32***	31.32***
	贡献度（%）	23.89	32.59	43.48	53.08
全样本	大股东	36.90	32.70	40.43	32.28
	大股东+关系股东	44.85	44.04	56.42	55.59
	差值	7.95***	11.32***	15.99***	23.31***
	贡献度（%）	17.73	25.70	28.34	41.93

由于关联并购受到关联回避表决的法规约束，因此大股东的意愿需要通过关系股东进行表达，而关系股东能在多大程度上代表大股东的意志则取决于关系股东在股东大会层面及董事会层面的权力配置状况。表8是对关系股东权力配置状况的呈现。其中关系股东的影响力计算如下：股东层面的影响力=关系股东持股比例之和/第二至第十大股东持股比例，董事层面的影响力=关系股东委派董事数量/第二至第十大股东委派董事数量。表中数据显示，显性关系股东在股东大会、董事会层面上的影响力分别为37.45%、44.20%，总影响力约达41%，已接近一般事项的决策权，而隐性关系股东则掌握了股东大会73.75%、董事会89.14%的表决权，能够完全控制上市公司的各项决策。由此可见，不管是何种事项决议，关系股东都基本能为大股东“代言”，以控股股东为中心的关系股东联盟已在实质上控制了股东大会及董事会，这不仅证明了关系股东对大股东控制力的重要贡献，同时也从侧面再一次佐证关系股东挖掘的重要性，有助于警醒相关部门厘清公司控制权配置现状，缓解资本市场顽疾。

表 8 关系股东权利配置

		显性关系（%）		隐性关系（%）	
产权性质	股东类别	股东层面（持股比例）	董事会层面（委派董事/非独董比例）	股东层面（持股比例）	董事会层面（委派董事/非独董比例）
国企	关系股东	7. 33	10. 63	11. 99	19. 89
	第二至第十大股东	20. 16	22. 69	18. 02	22. 83
	影响力（%）	36. 35	46. 85	66. 54	87. 12
民企	关系股东	10. 56	12. 69	25. 32	31. 32
	第二至第十大股东	23. 37	31. 45	28. 42	33. 89
	影响力（%）	45. 18	40. 35	89. 09	92. 42
全样本	关系股东	7. 95	11. 32	15. 99	23. 31
	第二至第十大股东	21. 23	25. 61	21. 14	26. 15
	影响力（%）	37. 45	44. 20	73. 75	89. 14

六、结论与展望

（一）结论

将关系股东影响力纳入大股东控制权配置效率研究范畴能够揭示诸如股权制衡失效、利益输送行为的根源。本研究以大股东资产注入为研究对象，通过探讨关系股东的权力配置状况及大股东关系联盟形成的实际控制力对资产注入盈利承诺动机及公司价值创造的影响，实现对不同控制权配置效率的解释，并最终为资产注入业绩承诺制度安排及控制权配置的优化设计提供靶向指导。针对关系股东权力配置对大股东控制力的贡献、大股东控制力对关联并购公司价值创造的直接影响，以及业绩承诺所产生的间接影响展开辨析与论证，得出如下结论：第一，大股东控制力强度对组织绩效存在非线性异质效应，其相对控制力对资产注入后价值创造具有 U 型影响，绝对控制力对资产注入后价值创造具有倒 U 型影响。第二，业绩承诺对资产注入后价值创造具有倒 U 型影响。第三，大股东控制力强度对业绩承诺的影响存在异质效应，其相对控制力对业绩承诺具有负向影响，绝对控制力对业绩承诺具有正向影响。第四，业绩承诺在大股东控制力与公司价值创造间具有部分中介作用。第五，关系股东的权力配置对大股东控制力的贡献是资本市场中诸如业绩承诺等异象产生的关键诱因。上述实证结论中大股东控制力所呈现出的价值化差异，正是源于股东关系联盟嵌入情境下的关系强度，与此同时，随着关系股东对大股东代言能力及大股东实际控制力作用路径的揭示，公司控制权真实配置情况的进一步还原不仅为控制权配置效率的研究提供重要的支撑和理论依据，而且有助于解释大股东资产注入中盈利承诺的行为动机，降低业绩承诺制度的风险，但关键之处仍是对关系股东联盟权力配置的关注。

（二）研究局限与展望

通过探究大股东控制力对关联并购价值创造的影响机理，进而揭示资产注入中业绩承诺异象成因的过程中，研究设计存在以下不足。首先，对大股东控制力强弱的划分是按照一般事项的表决原则来确定的，而相对控制和绝对控制应因重大事项和一般事项而不同，且在控制力临界点，股东关系微妙程度加强，上文划分依据可能导致研究结果偏颇；与此同时，大股东控制力过弱及过强的股权结构下，样本结果并不符合假设结论，模型与指标设计有待进一步优化。其次，大股东关系较难挖掘，尤其是隐性关系，虽然尽可能准确、全面，仍不可避免产生遗漏；同样，业绩承诺数据手工整理难免产生偏差。而对于并购价值创造指标的设计，虽不能完全体现价值创造的能力，但也不失为资本市场不完善情况下的一种有益尝试。最后，大股东控制力强度对公司价值及业绩承诺存在异质性影响，对其异质性特征的细致分解有助于全景刻画控制力边际贡献的变动规律，为控制权配置的优化设计以及业绩承诺制度安排提供决策参考，与此同时，对关系股东权力配置经济后果

的探讨也成为后续深化本研究模型的重要突破口，而在细化研究模型的同时，还可以结合公司产权特征、大股东身份、业绩承诺中承诺的强弱、支付方式等进行深入分析。

参考文献

[1] 季华，马丽. 监管软约束、虚假补偿承诺与投资者保护——基于亿晶光电资产注入的案例研究[J]. 财会通讯，2016（15）：73-78.

[2] 魏明海，蔡贵龙，程敏英. 企业股权特征的综合分析框架——基于中国企业的现象与理论[J]. 会计研究，2016（5）：26-33.

[3] 魏明海，程敏英，郑国坚. 从股权结构到股东关系[J]. 会计研究，2011（1）：60-67.

[4] 刘亭立，石倩倩，杨松令. 大股东关系经济后果实证研究——基于公司绩效和盈余质量的评价视角[J]. 数理统计与管理，2016（2）：265-275.

[5] 刘亭立，杨理嘉，王志华. 大股东“关系治理”对真实盈余管理影响的实证分析[J]. 统计与决策，2016（14）：167-170.

[6] 杨松令，董香兰，刘亭立. 上市公司股东关系研究进展与评述[J]. 生产力研究，2015（5）：155-159.

[7] 蔡宁，魏明海. 股东关系、合谋与大股东利益输送——基于解禁股份交易的研究[J]. 经济管理，2011（9）：63-74.

[8] 杨松令，董香兰，刘亭立. 股东生态论——基于生态学理论的股东关系分析[J]. 经济与管理研究，2016，37（1）：106-111.

[9] 刘亭立，杨理嘉，王志华. 大股东“关系治理”对真实盈余管理影响的实证分析[J]. 统计与决策，2016（14）：167-170.

[10] Boubakri N，Cosset J C，Saffar W. Political Connections of Newly Privatized Firms[J]. Journal of Corporate Finance，2008，14（5）：654-673.

[11] 何靖. 政治关系、金融发展和民营信贷成本歧视[J]. 山西财经大学学报，2011（6）：36-45.

[12] 程敏英，魏明海. 关系股东的权力超额配置[J]. 中国工业经济，2013（10）：108-120.

[13] 杨玉龙，潘飞，张川. 差序格局视角下的中国企业业绩评价[J]. 会计研究，2014（10）：66-73.

[14] 高静美，郭劲光. 企业网络中的信任机制及信任差异性分析[J]. 南开管理评论，2004（3）：63-68.

[15] 崔宏，夏冬林. 全流通条件下的股东分散持股结构与公司控制权市场失灵[J]. 管理世界，2006（10）：114-125.

[16] 阮素梅，丁忠明，刘银国，杨善林. 股权制衡与公司价值创造能力“倒U型”假说检验——基于面板数据模型的实证[J]. 中国管理科学，2014，22（2）：119-128.

[17] 黄建欢，杨宁，尹筑嘉. 股权制衡对上市公司绩效的非线性影响[J]. 财经理论与实践，2015（194）：33-39.

[18] 夏宁，陈露. 冲突视角下大股东制衡研究——基于山水水泥控制权争夺的案例分析[J]. 会计研究，2016（11）：46-52.

[19] 刘星，刘伟. 监督，抑或共谋？——我国上市公司股权结构与公司价值的关系研究[J]. 会计研究，2007（6）：68-75.

[20] 陈德萍，陈永圣. 股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究[J]. 会计研究，2011（1）：38-67.

[21] 隋静，蒋翠侠，许启发. 股权制衡与公司价值非线性异质关系研究——来自中国A股上市公司的证据[J]. 南开管理评论，2016（1）：70-83.

[22] 杨文君，何捷，陆正飞. 家族企业股权制衡度与企业价值的门槛效应分析[J]. 会计研究，2016（11）：38-45.

[23] 项海容，李建军，刘星. 基于激励视角的对赌合约研究[J]. 上海经济研究，2009（3）：92-98.

[24] 刘峰涛，赵袁军，刘玮. 对赌协议机制下企业再融资阶段三方博弈[J]. 系统管理学报，2016（2）：246-252.

[25] 潘爱玲，邱金龙，杨洋. 业绩补偿承诺对标的企业的激励效应研究——来自中小板和创业板上市公司的实证检验[J]. 会计研究，2017（3）：46-52.

[26] 李增泉. 激励机制与企业绩效——基于上市公司的实证研究[J]. 会计研究，2000（1）：24-30.

[27] Odean T. Volume，Volatility，Price，and Profit When All Traders Are Above Average[J]. Journal of Finance，1998，53（6）：1887-1934.

[28] Hayward M L A，Hambrick D C. Explaining the Premiums Paid for Large Acquisitions：Evidence of CEO Hubris[J]. Administrative Science Quarterly，1997，42（1）：103-127.

[29] Diaz B D，Azofra S S. Determinants of Premiums Paid in European Banking Mergers and Acquisitions[J]. International Journal of Banking Accounting and Finance，2009，1（4）：358-380.

[30] 王峰娟，邹存良. 多元化程度与内部资本市场效率——基于分部数据的多案例研究[J]. 管理世界，2009（4）：153-160.

[31] 李彬，杨洋，潘爱玲. 定增折价率与并购溢价率——定增并购中利益输送的证据显著性研究[J]. 证券市场导报，2015（8）：15-22.

[32] Maksimovic V，Phillips G. Do Conglomerate Firms Allocate Resources Inefficiently across Industry? Theory and Evidence[J]. The Journal of Finance，2002，57（2）：55-88.

[33] 吕长江，韩慧博. 业绩补偿承诺、协同效应与并购收益分配[J]. 审计与经济研究，2014（6）：3-13.

[34] 李彬，潘爱玲，杨洋. 大股东参与、定增并购主体关联与利益输送[J]. 经济与管理研究，2015（8）：107-115.

[35] 陈仕华，姜广省，卢昌崇. 董事联结、目标公司选择与并购绩效——基于并购双方之间信息不对称的研究视角[J]. 管理世界，2013（12）：117-132.

（学术顾问：吴　溪，责任编辑：王克方　张安平）

高管薪酬、攀比效应与代理成本

Executive Compensation, Comparison Effect and Agency Cost

任广乾 周雪娅 刘 莉 田霄璇

REN Guang-qian ZHOU Xue-ya LIU Li TIAN Xiao-xuan

［摘 要］高管薪酬水平是影响代理成本的重要因素之一，本文基于高管薪酬契约理论，利用2015—2017 年我国 A 股上市公司的数据，实证检验了高管薪酬对代理成本的影响，探究了攀比效应在高管薪酬影响代理成本过程中的中介效应。研究结果表明，高管薪酬与管理费用率显著正相关，高管薪酬的增长对代理成本的提高具有正向影响；攀比效应在高管薪酬影响代理成本的过程中发挥着中介效应，当高管薪酬水平低于本地区、同行业高管薪酬均值时，攀比效应引发的主观心理感知会导致高管人员寻求替代性激励补偿的动机显著增强从而增加企业的代理成本。本文将攀比效应这一心理因素纳入到公司治理的研究范畴，丰富和拓展了代理成本形成机制的研究，为完善我国公司高管薪酬制度提供了理论参考。

［关键词］高管薪酬 攀比效应 代理成本 中介效应

［中图分类号］F270 ［文献标识码］A ［文章编号］1000-1549（2020）07-0071-08

Abstract: The executive compensation level is one of the important factors affecting the agency cost. Based on the theory of executive compensation contract, this paper uses the data of China's A-share listed companies from 2015 to 2017 to empirically test the impact of executive compensation on agency cost, and explores the intermediary effect of the comparison effect in the process of executive compensation affecting agency costs. The research results show that the executive compensation is significantly positively related to the management expense rate, executive compensation growth has a positive impact on agency costs; the comparison effect plays a mediating role in the process of executive compensation affecting agency costs. When executive compensation level is lower than the average of the same industry and local executive compensation, the subjective psychological perception caused by the comparison effect will lead to a significant increase in their motivation to seek alternative incentive compensation, thereby increasing agency cost. This paper brings the psychological factor of comparison effect into the research category of corporate governance, enriches and expands the research on agency cost formation mechanism, and provides theoretical reference for improving the executive compensation system in China.

Key words: Executive compensation Comparison effect Agency cost Intermediary effect

［收稿日期］ 2018-12-23

［作者简介］ 任广乾，男，1982 年 5 月生，郑州大学商学院副教授，管理学博士，主要研究方向为公司治理；周雪娅，女，1996 年 10 月生，郑州大学商学院硕士研究生，主要研究方向为公司治理；刘莉（通讯作者），女，1990 年 7 月生，郑州大学商学院博士研究生，主要研究方向为公司治理；田霄璇，女，1996 年 8 月生，就职于龙岗发电有限责任公司，主要研究方向为公司治理。

［基金项目］ 国家自然科学基金项目“混合所有制企业的股东竞合行为及其治理机制研究”（项目编号：71702171）；国家社会科学基金项目“基于价值网的新创平台企业竞争战略研究”（项目编号：14BGL054）；河南省高等学校青年骨干教师培养计划项目“多重制度约束下的公司金融契约治理机制研究”（项目编号：2017GGJS013）；郑州大学经济学管理学新兴学科孵化研究基地项目（101/32610168）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

党的十九大报告指出，在新时代中国特色社会主义建设的关键时期，收入分配问题仍然不容忽视。薪酬问题作为社会生活的重要环节，不仅是公司治理的热点话题，其中的薪酬差距更是关乎社会公平、贫富差距、社会和谐的重要问题，受到了政府和社会的高度重视。然而近年来，中国企业内部人员间薪酬差距越来越大，企业高管“天价薪酬”的消息不断涌现，薪酬与业绩倒挂现象层出不穷。在此背景下，支持高管薪酬与企业业绩正相关的传统薪酬契约理论已经不能对这种薪酬异象做出有效解释，对管理者而言，提高企业经营绩效从而获取较高货币薪酬回报的途径也无法有效实现，高管薪酬契约未能有效解决两权分离带来的代理问题反而已成为代理成本的一部分。那么，高管薪酬制定的机理及其对代理成本的影响过程成了公司治理领域关注的焦点。

事实上，在企业高管薪酬形成过程中存在着较多的薪酬操纵行为，从而导致高管薪酬在向企业绩效传导过程中出现扭曲。有关高管薪酬激励的理论主要包括最优契约理论和管理层权力理论。最优契约理论认为合理的薪酬契约安排可以激励高管行为与股东利益最大化保持一致，而现实中的“天价薪酬”“薪酬与业绩倒挂”等现象扭曲了薪酬契约的激励效果，从而表现出较低的薪酬业绩敏感性（徐玉德和张昉，2018[1]）。管理层权利理论认为高管有足够的影响力及动力进行薪酬操纵，以达到提升自身薪酬的目的（权小锋等，2010[2]）。但是，这些理论都将考察重点放在了对绝对薪酬水平及公司治理环境的研究上，忽视了管理者可能存在的薪酬公平偏好等行为心理对薪酬契约的影响（李健等，2018[3]）。行为经济学的研究表明，行为人在大多数情况下会表现出公平偏好，高管对收入是否公平的感知源于薪酬间差距的比较，如果个体感到不公平，会产生挫折感及负面情绪，即心理学中所讲的攀比心理。在公平偏好的驱动下，个体会通过改变思维方式或采取相应行动来实现公平（杜闪和王生年，2018[4]；邵燕波，2016[5]）。由此可以判断，我国企业高管薪酬披露制度激发了同行业不同企业之间高管薪酬的对比，给高管带来了无形的攀比心理压力，引发的主观心理感知促使其在制定薪酬的过程中存在着明显的自利倾向。行为理论认为高管薪酬差距与公司绩效呈负相关关系，为了实现薪酬的公平性，高管可能会通过增加在职消费或过度投资等机会主义行为寻求替代性激励补偿，从而形成了新的代理问题，增加了公司的代理成本（鄢伟波和邓晓兰，2018[6]）。许多文献研究了企业高管团队内薪酬差距或高管与职工薪酬差距等内部公平对企业业绩的影响，所得结论存在较大差异，而有关高管薪酬外部公平性的实证研究还较为少见且结论也不完全一致。并且，现有研究很少从薪酬攀比视角探讨薪酬契约有效性问题，仅关注薪酬外部比较所导致的高管个体自利行为。本文聚焦于高管薪酬外部比较的视角，即同一行业不同企业之间的横向比较，高管通过外部与行业基准比较会产生攀比心理，盲目的攀比会造成高管之间的不公平竞争，从而降低企业经营效率。基于此，本文以我国A股上市公司2015—2017年的数据为样本，采用实证研究方法分析高管薪酬与代理成本之间的关系，深入探究高管薪酬如何通过攀比心理影响代理成本，从而为降低企业代理成本，制定合理的薪酬激励政策提供理论依据和参考。

二、理论基础与研究假设

现代市场经济的发展促使企业规模不断扩大，从而导致了所有权和经营权的分离，在这种情况下，股东和高管层的目标往往存在差异，股东的目标是股东利益最大化，而高管层由于持股比例较小，企业业绩与其利益并不成正比，因此他们往往以自己的利益诉求为目标来管理企业的日常经营活动，从而产生了代理成本的问题。在所有者与经营者信息不对称和利益冲突的外部环境下，Murphy（2002）[7]、Jensen和Murphy（1990）[8]的研究表明，高管薪酬激励机制对应代理成本治理环境的不成熟、市场竞争体制的不完善、股权激励机制的不合理等，薪酬契约的设定更多地反映了高管的寻租行为而非提供所谓的高能激励，高额的薪酬往往导致代理成本的增加（李维安等，2010[9]）。国外也有学者研究表明高管薪酬激励与企业业绩增长并不成正比，如Adams（1963）[10]研究指出，当公司高管与同行业其他公司高管相比较时，薪酬公平性感知就会发挥影响作用，公司高管往往采取一定的措施来改变相对不公平的现状，通过影响董事会决策进而不断提升自身薪酬水平。国内学者杜闪和

王生年（2018）[4]、邵燕波（2016）[5]、张俊瑞等（2018）[11]的研究表明，国有企业的高管还可以通过在职消费等自利行为间接地为自身增加薪酬，从而得到一定的公平心理满足。任广乾（2016）[12]的研究中提出了另一个解释，即管理者权力理论，该理论认为，高管拥有足够的动力和能力去影响甚至扭曲自身薪酬的制定，并且相对于股东来说，作为代理人的董事会常常选择与高管合谋，以牺牲股东利益为前提来达到自我控制高管薪酬的目的，从而使高管薪酬激励不再是降低代理成本的方法，反而成为代理问题的一部分。因此，代理成本与公司价值之间可能呈现倒 U 型关系，当代理成本比较低时，公司的权益价值会随着代理成本的增加而相应提高，但是当代理成本达到一个临界点再继续增加时，就会对公司价值提升带来一定的压力和负面影响，导致公司经营效率的降低。因此探寻代理成本的影响因素对于降低代理成本并提高企业业绩具有关键性的作用。基于以上理论分析可知，如果我国高管薪酬激励不断提升，则有可能会增加管理层的管理费用，降低企业资产周转率和生产效率，间接地增加其代理成本（刘张发等，2017[13]）。因此，本文提出假设 1。

假设 1：高管薪酬与代理成本存在正相关关系。

传统委托代理理论认为，经理人只关注自身的绝对薪酬，不考虑与他人薪酬的对比，但现实与理论存在背离，个体不可能只关注自身而忽略他人，企业高管薪酬的制定同样会参考其所在行业或地区的薪酬标准。Hayes 和 Schaefer（2007）[14]通过构建一个基于不对称信息的博弈模型进行研究发现，董事会往往以等于或高于行业相似公司的管理层薪酬的平均值或中值为标准来制定本公司管理层的薪酬（Bizjak 等，2008[15]），当市场上的公司普遍采用该标准时，又会不断抬高这一标准，从而促使管理者薪酬不断提升，如此反复，使高管薪酬呈现“乌比冈湖效应”式的螺旋增长态势。江伟（2010）[16]则基于行业薪酬基准视角进行研究并发现，当公司上一年的管理者薪酬低于同行业公司管理者薪酬的平均值或中值时，董事会在制定当年的管理者薪酬契约时，会把薪酬定在等于或者高于同行业公司管理者薪酬的平均值或者中值水平上从而使其薪酬在当年获得增长。权小锋等（2010）[2]从管理层权力的角度进行实证研究指出，高管会通过自身的权力影响董事会在制定薪酬契约决策时选择较高的薪酬标杆，从而达到增加自身薪酬的目的。以上研究都是从薪酬制度的层面探讨高管薪酬的制定机理，但并未考虑到心理因素在高管薪酬制定过程中的影响和作用。

美国著名心理学家 Kurt Levin 提出的行为模型认为人的行为是在个体和环境的共同作用下形成的，这进一步解释了人们并非仅关注自身薪酬的绝对水平，而是通过对比自己和他人的收入差距来判断自身的收益是否具有公平性。如果他们在心理上觉得这种薪酬收入差距违背了公平性，就会产生负面情绪，心理学称之为“攀比心理”。国内外学者从心理学角度对攀比心理进行了解释和分析，Festinger（1954）[17]的社会比较理论认为集体中的个人通过将自己与他人相比较，从而获得自我价值的认同。Adams（1963）[10]的公平理论认为个体会通过对自身与参照对象的投入和所得的比较形成公平性的认知。在攀比心理和情绪的引导和作用下，个体会转变之前的思想或采取相应的行动以谋求符合自己心理的公平性。行为经济学的相关理论表明，现实中人们不仅具有经济偏好，也表现出很强的社会偏好，比如人们在关注自己收入的同时，还非常在意与他人的收益差距。因此，薪酬契约的设计必须与高管的公平偏好保持一致，在薪酬契约的订立过程中因攀比效应产生的主观心理感知对高管薪酬水平和公司治理效率产生的影响也应受到重视。一旦高管在其薪酬的制定过程中存在不公平的感知，那么在攀比心理和损失厌恶等情绪的引导下，高管人员不可避免地会产生自利行为去谋求心理上的公平（张晓倩和侯光明，2015[18]）。不同公司、行业乃至国家的薪酬制定存在较大的差异性，当上市公司高管薪酬水平和结构既定时，高管人员会受到同行业、本地区高管薪酬均值等外部参照基准的显著影响，即同一行业不同企业的高管会不断进行薪酬攀比，外部薪酬差距的公平性会直接影响管理层的行为，并最终对企业绩效产生影响（吴联生等，2010[19]；陈冬华等，2015[20]；潘镇等，2019[21]）。

在企业实践中，高管在攀比效应的影响下会通过各种方式调整个人收入，使自己的公平心理得到满足。我国上市公司自 2005 年开始实施董事会、监事会和高管层薪酬披露制度，薪酬制度的透明化激发了同行业不同企业之间的高管薪酬差距对比，给高管带

来了无形的攀比心理压力，引发的主观心理感知对企业高管的在职消费动机和主动离职意图都产生了显著影响，从而促使其在制定薪酬的过程中存在着明显的自利倾向，会选择从其他途径来获取利益，以此来弥补薪酬对比上的不足。当上市公司高管薪酬水平相对于同行业或本地区其他公司高管薪酬水平越低时，他们的攀比效应就越强烈，由此会产生自我利益被侵蚀的消极心理感知，此时他们会通过缩短劳动时间或降低劳动强度，甚至主导一些带有欺骗性质的违规行为来达到自己的心理平衡点，这种消极的攀比效应会导致企业业绩下滑，经营质量下降，从而导致经济效率降低（李实和刘小玄，1986[22]；魏芳和耿修林，2018[23]）。另外，在法制水平较低、自由现金流较多的特定环境下的企业里，高管攀比导致的薪酬辩护行为也会更加明显（张蕊和管考磊，2016[24]）。葛伟和高明华（2013）[25]研究指出，负向攀比会促使高管寻求过度补偿等机会主义行为对公司造成不利影响，进而增加代理成本。当高管对自身薪酬公平性的消极心理感知越明显时，他们通过在职消费等隐蔽途径谋求替代性补偿激励的动机也越强烈（徐细雄和谭瑾，2014[26]）。现有大量文献都表明盈余管理是高管应对薪酬差距最为普遍的行为之一（张泽南和马永强，2014[27]；Park 等，2017[28]）。罗宏等（2016）[29]研究发现，高管进行薪酬攀比的动机越大，其在未来通过盈余管理操纵薪酬的程度就越强，并且相比于应计盈余管理，高管更可能通过真实盈余管理操纵薪酬，以此来缩小差距，满足自身的公平偏好。另外，高管也会以增加在职消费、松懈办公、过度投资等隐性激励行为来谋求整体工资水平的上升，间接增加了公司的代理成本（晏艳阳和金鹏，2012[30]）。攀比效应不仅使高管薪酬的激励作用大大降低甚至抵消，并且诱使高管在应对薪酬差距时产生种种机会主义行为（罗莉和朱媚，2019[31]）。基于此，本文认为攀比效应是导致高管薪酬影响代理成本的重要中介因素。

基于以上理论分析，本文提出假设 2。

假设 2：在高管薪酬影响代理成本的过程中，攀比效应发挥了中介作用。

三、研究设计

（一）样本与数据来源

本文以 2015—2017 年我国 A 股上市公司为研究样本，按照以下条件进行样本筛选：（1）剔除存在财务风险的公司，即剔除 ST、ST* 公司；（2）剔除公司治理及财务数据披露不完整的公司；（3）剔除金融、保险行业的上市公司；（4）剔除同时发行 H 股或 B 股的公司；（5）剔除高管任职时间不超过一年的公司，即不存在高管相对薪酬。最终选取的样本数量为 5 300 个。本文所选取的样本上市公司数据来源于国泰安 CSMAR 数据库，并手工收集了部分缺失数据，利用 SPSS 软件进行样本数据的分析和处理。

（二）变量设计与指标界定

（1）高管薪酬。参考现有文献中关于高管薪酬的度量方法，本文以上市公司年报中披露的高管薪酬前三名总额的对数作为衡量高管薪酬的指标。

（2）攀比效应。因为攀比效应是基于个人的感知，在现有文献和研究资料的基础上，本文利用高管薪酬增长来衡量攀比效应，通过控制企业性质等因素，用同行业间当年末公司高管薪酬前三名总额与上年末公司高管薪酬前三名总额之差与上年末高管薪酬前三名总额的比值作为攀比效应的替代变量。即高管薪酬增长率越大，攀比效应越明显。

（3）代理成本。本文采用管理费用率（*MC*）和总资产周转率（*TAT*）来衡量代理成本，其中管理费用率能够在一定程度上反映公司高管包括在职消费在内的管理费用对代理成本的影响程度；总资产周转率能够反映企业的资产利用效率，该指标主要是用资产利用效率低或者无效来代替代理成本。

（4）控制变量。国内学者杜胜利和翟艳玲（2005）[32]等相关的研究结果表明，公司的规模和绩效等变量对高管薪酬也具有显著的影响，国外的研究也证明了公司业绩等因素对高管薪酬具有一定的影响。国内学者郭淑娟等（2018）[33]等的研究表明，上市公司的董事长和总经理两职兼任的情况会对公司经营效率产生负面影响。因此，本文以公司业绩、资产负债率、公司成长性、两职兼任和企业规模等指标作为控制变量。

本文的主要变量及其定义如表 1 所示。

表 1　　变量设计及其界定

变量名称	变量符号	变量定义
高管薪酬	Ln*COMP*	高管薪酬前三名之和取对数
管理费用率	*MC*	管理费用/主营业务收入

续前表

变量名称	变量符号	变量定义
总资产周转率	*TAT*	主营业务收入/总资产
薪酬攀比	Δ*COMP*	(当年末高管薪酬前三名总额-上年末高管薪酬前三名总额)/上年末高管薪酬前三名总额
公司业绩	*PERF*	营业利润/营业收入
负债比率	*DEBT*	企业负债/企业总资产
企业规模	*ASSET*	主营业务收入的对数
两职兼任	*DUAL*	企业董事长与总经理两职兼任，不兼任为 1，兼任为 2
公司成长性	*GROWTH*	企业的销售收入增长率
年份	*YEAR*	年份虚拟变量

（三）模型构建

基于上文提出的研究假设，针对攀比效应下高管薪酬与代理成本之间的关系，本文建立了回归模型 1 和模型 2 对研究假设进行检验和分析：

$$MC = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{Ln}COMP_{it} + \alpha_2 GROWTH_{it} + \alpha_3 ASSET_{it} + \alpha_4 PERF_{it} + \alpha_5 DEBT_{it} + \alpha_6 DUAL + \sum YEAR + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$TAT = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{Ln}COMP_{it} + \alpha_2 GROWTH_{it} + \alpha_3 ASSET_{it} + \alpha_4 PERF_{it} + \alpha_5 DEBT_{it} + \alpha_6 DUAL + \sum YEAR + \varepsilon_2 \quad (2)$$

其中，ε_i 表示随机误差项。

四、实证结果与分析

（一）描述性统计分析

表 2 给出了主要变量的描述性统计结果，对表 2 的数据进行分析发现：（1）高管薪酬变动值 Δ*COMP* 的均值和中位数均大于 0，并且均值水平大于中位数，呈右偏状态，说明 2015—2017 年间我国上市公司的高管薪酬一直处于上升态势，每年均有正向的增长额，高管薪酬可能存在过度激励。（2）公司资产规模、营业利润率、销售收入增长率均值和中位数大于 0，说明近几年我国上市公司不断扩大规模，绩效也处于不断增长的状态，但高管薪酬的变动均值和极大值都高于公司营业利润率，且高管薪酬变动指标的极大值是公司业绩极大值指标的两倍以上，也进一步验证了存在高管薪酬与企业业绩逐步脱节的现象。（3）董事长与总经理两职兼任情况的均值为 1.725，说明我国上市公司董事长与总经理两职兼任情况较为普遍。

表 2　　描述性统计结果表

变量	均值	中位数	标准差	极小值	极大值
Δ*COMP*	0.143	0.063	0.378	-1.000	2.526
MC	0.104	0.086	0.086	-0.023	0.995
TAT	0.533	0.446	0.474	-0.007	9.783
ASSET	8.796	8.805	0.476	5.172	10.383
PERF	0.107	0.089	0.181	-0.991	0.999
DEBT	0.370	0.351	0.238	0.000	8.754
GROWTH	0.172	0.076	0.744	-5.010	21.007
DUAL	1.725	2.000	0.447	1.000	2.000

（二）回归结果分析

为了考察我国企业高管薪酬对代理成本的影响，利用本文所构建的模型1和模型2分别进行回归分析，回归结果如表3所示。从表3第2列高管薪酬与管理费用率的回归结果可以看出，高管薪酬Ln*COMP*的系数为0.660，大于0且在5%的水平上显著，表明高管薪酬与管理费用率之间存在显著的正相关关系，即高管薪酬越高，管理费用率就越高，这说明高管存在通过增加在职消费等方式，间接地增加企业管理费用的可能性，从而降低管理效率，增加了企业的代理成本。资产负债率*DEBT*的系数为2.116，且在1%的水平上显著，表明管理费用率与资产负债率之间存在显著的正相关关系，说明资产负债率越高，企业资本结构中的债务资本就越多，相应的需要计提的坏账准备等相关管理费用比例就越高，企业代理成本也就越高。从表3的回归结果还可以看出，企业业绩、盈利能力、两职合一情况、资产规模等与管理费用率之间不存在显著的相关关系，在一定程度上说明了企业业绩、盈利能力、两职合一情况、资产规模等因素对管理费用率的影响较小。

表3　　高管薪酬与代理成本的回归结果

变量	*MC*	*TAT*
C	−2.496 （−1.324）	0.352 （1.880）*
Ln*COMP*	0.660 （2.472）**	0.008 （0.293）
PERF	0.001 （−1.417）	5.901E−6 （2.925）***
DEBT	2.116 （5.748）***	−0.100 （−2.744）***
GROWTH	0.001 （−0.236）	−2.992E−5 （−0.701）
DUAL	0.041 （0.237）	−0.014 （−0.826）
ASSET	−0.021 （−0.226）	0.019 （2.061）**
INDUSTRY	控制	控制
YEAR	控制	控制
样本数	5 300	5 300
R^2	0.107	0.002

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著，括号内的数值为*t*值。

表3第3列给出了总资产周转率与高管薪酬之间的回归结果，从回归数据可以看出，高管薪酬Ln（*COMP*）的系数为0.008，大于0但不显著，说明高管薪酬与总资产周转率之间不存在显著的正相关关系。公司业绩*PERF*与总资产周转率之间存在显著的正相关关系，说明样本公司经营业绩越好，总资产周转率越高，代理成本就越低。资产负债率*DEBT*与总资产周转率存在显著负相关关系，即资产负债率越高，财务风险越高，公司总资产周转率越低，公司的经营质量和资源的利用效率越低，代理成本就会不断增加。公司成长性、高管两职合一情况与总资产周转率之间不存在显著的相关关系。由此我们认为，企业总资产周转率受到公司业绩水平、经营能力、治理结构等多方面因素的综合影响，而高管薪酬与其之间并不存在显著的相关性。

综合模型1与模型2的回归结果可以发现，高管薪酬对企业管理费用率方面的代理成本的影响较为明显，即验证了假设1中关于高管薪酬与代理成本之间存在显著正相关关系的假定。

（三）中介效应检验

为了研究攀比效应在高管薪酬和代理成本之间的中介效应，本文利用全样本观测值，借鉴温忠麟和叶宝娟（2014）[34]等的研究方法，首先就因变量（代理成本）与基本自变量（高管薪酬）之间的关系进行回归分析；然后就中介变量（攀比效应）与基本自变量（高管薪酬）之间的关系进行回归分析；最后就因变量（代理成本）与基本自变量（高管薪酬）以及中介变量（攀比效应）之间的关系同时进行回归分析。采用依次检验法，对以下中介效应模型进行检验：

（1）以管理费用率*MC*作为代理成本的衡量指标，对$MC=c\mathrm{Ln}COMP+e_1$，$\Delta COMP=a\mathrm{Ln}COMP+e_2$，$MC=c'\mathrm{Ln}COMP+b\Delta COMP+e_3$的回归系数依次进行检验。检验结果分别如下：回归系数*c*为0.219，其*t*值为6.632，在1%水平上显著；回归系数*a*为0.386，其*t*值为3.627，在1%水平上显著；回归系数*b*为0.262，其*t*值为4.726，在1%水平上显著；回归系数*c*′值为0.125，其*t*值为4.885，在1%水平上显著，并且计算可知中介效应占总效应的比例为46.18%。

（2）利用总资产周转率*TAT*作为代理成本的衡量指标进行中介效应检验，对$TAT=c\mathrm{Ln}COMP+e_1$，

$\Delta COMP=a\mathrm{Ln}COMP+e_2$，$TAT=c'\mathrm{Ln}COMP+b\Delta COMP+e_3$ 的回归系数依次进行检验。检验结果分别如下：回归系数 c 为 0.195，其 t 值为 4.332，在 1%水平上显著；回归系数 a 为 0.226，其 t 值为 5.203，在 1%水平上显著；回归系数 b 为 0.306，其 t 值为 3.689，在 1%水平上显著；回归系数 c' 值为 0.132，其 t 值为 4.762，在 1%水平上显著，并且通过计算可知中介效应占总效应的比例为 35.46%。

从以上中介效应检验结果可知，攀比效应在高管薪酬影响代理成本的过程中发挥了中介作用，这也证实了前文的理论分析，假设 2 得到了验证，即高管薪酬水平的高低会影响到高管的心理攀比，攀比效应越明显，高管操控薪酬满足公平性的可能就越大，代理成本也就越高。

（四）稳健性检验

为进一步确保本文实证研究结果的可靠性，我们对模型进行了稳健性的检验。采用剔除高管薪酬后的管理费用率来代替模型 1 中的管理费用率，再次对数据进行回归分析处理，检验高管薪酬对代理成本的回归结果是否有效和稳健。回归分析结果表明，剔除高管薪酬后的管理费用率与高管薪酬的回归结果与原回归结果并没有发生显著变化，其检验结果与前文的研究结论保持一致，证明了模型回归结果的稳健性。

五、结论与建议

近年来，企业高管“天价薪酬”和“薪酬与业绩倒挂”的报道导致高管薪酬问题逐渐成为公司治理领域关注的焦点，学者们从不同的角度解读了高管薪酬的制定机理和影响过程，本文从攀比效应的心理视角，实证分析了高管薪酬对代理成本的影响及其影响过程。研究发现：（1）高管薪酬与管理费用率之间存在显著的正相关关系，由此得出高管薪酬的增长对代理成本的提高具有一定的影响，主要表现为企业高管通过非货币性的在职消费或过度投资等自利行为导致企业管理费用增加，进而提升了企业的代理成本。（2）攀比效应这一心理诱因在高管薪酬影响代理成本的过程中发挥着中介效应，即企业高管通过一系列自利行为操纵薪酬的制定是基于薪酬攀比心理这一诱因，其效应可能会导致高管薪酬的非理性增长、代理成本的增加以及企业未来价值创造水平的降低。

本文的实证结果为高管薪酬激励机制的设计提供了理论基础和实证依据，通过国内外学者的研究文献和本文的分析可知，企业高管在与行业基准进行比较后，会通过自身的权力和影响力来有目的地提升自身的薪酬水平，从而间接增加了企业的代理成本，对企业的业绩和发展带来不利影响。为了最大程度地消除这种不利影响，本文给出以下几个方面的建议：（1）在高管薪酬的制定过程中，要充分关注同行业不同公司间的薪酬相对水平差异，将高管对待薪酬差距的主观心理感知及其对自身的薪酬预期纳入企业薪酬契约的设计中。从本文实证结果可以看出，薪酬攀比心理助长了高管薪酬操控现象，因此薪酬契约设计者应充分权衡高管攀比行为所产生的企业利益损失与高管薪酬提高所带来的成本压力，就薪酬设计规则与企业高管当事人进行沟通，将高管对薪酬的合理期望与建议纳入到薪酬契约中，从而形成更为科学的薪酬制度设计。（2）针对当下“天价薪酬”以及“薪酬与业绩倒挂”的现象，应该建立更加完善可行的薪酬激励和考评机制，健全企业业绩考核制度，完善经理人绩效考核体系。在高管绩效考核体系中加入公司经济增加值、每股收益等指标，约束管理层的权力，减少管理层薪酬操纵的机会，让高管薪酬真实地反映企业绩效。同时将薪酬激励与长期激励相结合，实现长期的股票激励和短期的奖金激励相结合，使股东利益与高管层利益趋向一致，最大限度地降低代理成本。（3）完善高管薪酬披露制度与披露范围，使信息更加公开透明，强化媒体、社会公众等对公司治理的外部监管作用。除披露薪酬绝对水平、决定主体以及兑现时间等内容外，薪酬制定的参照依据及参照理由也应纳入公开信息的范畴，最大限度地规避高管盲目进行非理性攀比并通过薪酬操纵损害企业价值的行为。同时，除了对高管获取的货币性薪酬进行披露外，还要充分考虑到高管的在职消费水平，实现在职消费的透明化，严格控制高管的自利行为。

限于篇幅和研究的可行性，本文的研究尚有以下几个可拓展方向：（1）由于将心理学与公司治理问题相结合的研究较少，所以本文的理论基础和传导机制还有待进一步完善。（2）考虑到数据的可获取性，本文采用了管理费用率和资产周转率来衡量代理成本，未来可进一步丰富和完善。（3）在控制变量的选取方面，未来可以进一步考虑行业的市场竞争力、企业生命周期、企业股权结构等因素，进而丰富高管相对薪酬的影响因素及其作用。

参考文献

[1] 徐玉德，张昉. 国企高管薪酬管制效率分析——一个基于信息租金的分析框架［J］. 会计研究，2018（5）：44-51.

[2] 权小锋，吴世农，文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵［J］. 经济研究，2010（11）：73-87.

[3] 李健，吴昊，潘镇. 民营企业薪酬攀比与企业管理效率研究——基于管理层持股与产品市场竞争的权变视角［J］. 南大商学评论，2018（1）：110-132.

[4] 杜闪，王生年. 高管薪酬信息披露与薪酬业绩敏感性——基于中介效应的检验［J］. 中央财经大学学报，2018（9）：71-81.

[5] 邵燕波. 高管薪酬公平性、薪酬增长与代理成本——来自我国上市公司的证据［J］. 财经论丛，2016（2）：72-80.

[6] 鄢伟波，邓晓兰. 国有企业高管薪酬管制效应研究——对高管四类反应的实证检验［J］. 经济管理，2018（7）：56-71.

[7] Murphy K J. Explaining Executive Compensation：Managerial Power Versus the Perceived Cost of Stock Options［J］. University of Chicago Law Review，2002，69（3）：847-869.

[8] Jensen M C，Murphy K J. CEO Incentives-its Not How Much You Pay，But How［J］. Harvard Business Review，1990，68（3）：138-149.

[9] 李维安，刘绪光，陈靖涵. 经理才能、公司治理与契约参照点——中国上市公司高管薪酬决定因素的理论与实证分析［J］. 南开管理评论，2010（2）：4-15.

[10] Adams J S. Towards an Understanding of Inequity［J］. Journal of Abnormal & Social Psychology，1963，67（5）：422-436.

[11] 张俊瑞，王良辉，汪方军. 管理层任职网络会影响高管薪酬吗？——一项基于社会资本的实证研究［J］. 管理评论，2018（6）：136-148.

[12] 任广乾. 管理层权力、薪酬标杆与高管薪酬制定［J］. 中南财经政法大学学报，2016（2）：78-85.

[13] 刘张发，田存志，张潇. 国有企业内部薪酬差距影响生产效率吗［J］. 经济学动态，2017（11）：46-57.

[14] Hayes R M，Schaefer S. CEO Pay and the Lake Wobegon Effect［J］. Social Science Electronic Publishing，2007，94（2）：280-290.

[15] Bizjak J M，Lemmon M L，Naveen L. Does the Use of Peer Groups Contribute to Higher Pay and Less Efficient Compensation？［J］. Journal of Financial Economics，2008，90（2）：152-168.

[16] 江伟. 行业薪酬基准与管理者薪酬增长——基于中国上市公司的实证分析［J］. 金融研究，2010（4）：144-159.

[17] Festinger L. A Theory of Social Comparison Processes［J］. Hum Relat，1954，7（7）：117-140.

[18] 张晓倩，侯光明. 政府薪酬管制背景下国有企业高管薪酬的契约参照点及业绩敏感性研究［J］. 生产力研究，2015（11）：1-5.

[19] 吴联生，林景艺，王亚平. 薪酬外部公平性、股权性质与公司业绩［J］. 管理世界，2010（3）：117-126.

[20] 陈冬华，范从来，沈永建. 高管与员工：激励有效性之比较与互动［J］. 管理世界，2015（5）：160-171.

[21] 潘镇，何侍沅，李健. 女性高管、薪酬差距与企业战略差异［J］. 经济管理，2019（2）：122-138.

[22] 李实，刘小玄. 攀比行为和攀比效应［J］. 经济研究，1986（8）：74-78.

[23] 魏芳，耿修林. 高管薪酬差距的阴暗面——基于企业违规行为的研究［J］. 经济管理，2018（3）：57-73.

[24] 张蕊，管考磊. 高管薪酬差距会诱发侵占型职务犯罪吗？——来自中国上市公司的经验证据［J］. 会计研究，2016（9）：47-54.

[25] 葛伟，高明华. 职位补偿、攀比效应与高管薪酬差距——以中国上市公司为例［J］. 经济经纬，2013（1）：94-98.

[26] 徐细雄，谭瑾. 高管薪酬契约、参照点效应及其治理效果：基于行为经济学的理论解释与经验证据［J］. 南开管理评论，2014（4）：36-45.

[27] 张泽南，马永强. 市场化进程、薪酬差距与盈余管理方式选择［J］. 山西财经大学学报，2014（7）：91-104.

[28] Park Y S，Choi Y S，Hwang K E，et al.. Physicochemical Properties of Meat Batter Added with Edible Silkworm Pupae（Bombyx mori）and Transglutaminase［J］. Korean Journal for Food Science of Animal Resources，2017，37（3）：351-359.

[29] 罗宏，曾永良，宛玲羽. 薪酬攀比、盈余管理与高管薪酬操纵［J］. 南开管理评论，2016（2）：19-31.

[30] 晏艳阳，金鹏. 外部公平性对国有企业管理层薪酬决定的影响研究［J］. 湖南社会科学，2012（4）：128-132.

[31] 罗莉，朱媚. 基于攀比心理的薪酬差距经济后果研究综述［J］. 商业会计，2019（2）：67-70.

[32] 杜胜利，翟艳玲. 总经理年度报酬决定因素的实证分析——以我国上市公司为例［J］. 管理世界，2005（8）：114-120.

[33] 郭淑娟，张文婷，芮雪琴. 两职合一、高管薪酬与技术创新投入［J］. 工业技术经济，2018（7）：153-160.

[34] 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.

（学术顾问：吴　溪，责任编辑：王克方　张安平）

地位寻求与城镇家庭购买耐用消费品借贷行为的研究

Study on the Status Seeking and Debt Behavior of Urban Households

任国英 汪 津 李 锐

REN Guo-ying WANG Jin LI Rui

［摘 要］本文在构建带有地位关注特征效用函数的基础上，利用 2017 年中国家庭金融调查数据，建立 Probit 模型，估计了城镇家庭地位寻求对其采用借贷方式购买耐用消费品行为的影响程度。研究发现：对于购买了耐用消费品的城镇家庭而言，其所在社区家庭持有耐用消费品的平均价值越高，则其采用借贷方式购买耐用消费品的可能性也就会越大。稳健性检验结果与基准模型的回归结果是一致的，这一结论验证了理论模型的推导结果。进一步探讨作用机制后发现，城镇家庭的社会交往频繁程度越高，对社会地位寻求的动机也就越强，借贷购买耐用消费品的可能性也就越大。本文的研究结论不仅为我国城镇家庭债务特别是耐用消费品债务的增加提供了更多的解释和经验证据，而且也对我国政府降低全社会的负债率和金融风险具有重要的参考价值。

［关键词］地位寻求 耐用消费品 家庭借贷

［中图分类号］F812.3 ［文献标识码］A ［文章编号］1000-1549（2020）07-0079-12

Abstract: Proposing a theoretical model that status seeking is introduced in the utility function, utilizing the data from the China Household Finance Survey in 2017, and constructing the Probit model, we estimate the impact of status seeking for urban households on their behavior of buying durables by means of external financing. The empirical results show that for urban households who have bought durables, there exists a positive relationship between the average value of durables held by other urban households in the community that they live in and the probability of buying durables in debt, which verifies the conclusion of the theoretical model. Furthermore, we find that social interactions of urban households underlay this relationship. The conclusion of this paper not only provides more interpretation for the increase of debts in urban households in China, but is of value for the government to control the leverage rate and the financial risk of the society.

Key words: Status seeking Durable Household debt

［收稿日期］ 2019-11-26

［作者简介］ 任国英，男，1992 年 6 月生，北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生，研究方向为家庭金融；汪津，女，1992 年 7 月生，北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生，研究方向为大数据金融；李锐（通讯作者），男，1967 年 9 月生，北京师范大学经济与工商管理学院教授，经济学博士，研究方向为发展经济学与大数据金融。

［基金项目］ 国家自然科学基金面上项目“我国农村精准扶贫资金效率的研究”（项目编号：71873020）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应的修改，本文文责自负。

一、引言

近年来，我国家庭部门的债务持续增加，根据中国人民银行历年统计数据，我国家庭部门贷款在全部金融机构贷款中的比重在 2019 年年底达到了 36.13%。根据国际清算银行的统计数据，我国居民杠杆率从 2012 年的 29.7%上升到 2018 年第 2 季度的 50.3%，而这一占比在 1999 年仅为 9.87%。由于国际清算银行在测算中国居民债务负担时并没有加上家庭部门的公积金贷款，再考虑到家庭在金融机构之外的其他债务，我国的居民杠杆率会更高。国际货币基金组织在 2017 年 10 月发布的《全球金融稳定报告》中指出：当住户部门杠杆率超过 65%时会影响国家金融系统的稳定。

家庭负债增加的原因可以从家庭的信贷需求以及金融机构的信贷供给来分析。家庭的信贷需求主要包括平滑消费需求和投资需求。我国家庭部门的消费贷款在家庭全部贷款中的占比逐年提高，从 2015 年年底的 70.14%上升到 2019 年年底的 79.48%①。很多家庭也通过负债进行投资来获得财产收益，最近几年住房价格的上涨也使得“炒房团”这个词经常见诸报道。中国家庭金融调查中心的研究表明，2013 年 8 月底，城镇家庭拥有多套房的比例为 18.6%，而这一比例在 2017 年增加到了 22.1%②。证券市场的负债投资需求也不容忽视，自 2010 年 3 月 31 日融资融券业务开通以来，日均融资余额从 2010 年第 2 季度的 7.1 亿元上升到 2019 年 12 月底的 10 054.69 亿元③，融资交易量飞速增长。国内外学者也研究发现：家庭的内部因素（包括人口统计学特征、家庭的经济因素、风险偏好、收入预期和户主的工作状态等）和外部因素（包括利率冲击、税收制度改革、社会网络和通货膨胀的变化等）均会对家庭的信贷需求产生影响；关于信贷供给，存贷利差是商业银行盈利的来源，而且现如今信用卡的发放数量已是国内许多商业银行考核一线员工的绩效之一，因此商业银行有激励增加对家庭部门信贷供给的动机。

家庭对社会地位的寻求同样导致家庭部门负债的增加。社会地位可以通过家庭所使用耐用消费品来体现，Solnick 和 Hemenway（2005）[1]、Vissing-Jorgensen（2011）[2]、Kuhn 等（2011）[3]均发现耐用消费品比如住房、汽车、珠宝以及其他奢侈品等具有显示社会地位的属性。由于这些耐用消费品的价格均比较高，对于收入相对较低的家庭群体，当其无力一次性支付时，借贷购买也是一种可行的选择。家庭负债购买耐用消费品的现象在我国同样存在。根据中腾信金融信息服务（上海）有限公司与中国家庭金融调查中心联合发布的《中国工薪阶层信贷发展报告》，我国工薪家庭总的信贷额中，86.3%为住房贷款。房贷余额与家庭可支配收入之比可以反映家庭的债务负担，2016 年年底，包含公积金贷款的房贷余额与家庭可支配收入之比达到了 68.3%。此外，《中国工薪阶层信贷发展报告》还显示，在我国工薪家庭的消费项目信贷中，车辆信贷额度占比最大，为 30.6%。我国信用卡市场的发展速度也非常快，根据前瞻产业研究院《2018—2023 年中国信用卡行业市场前瞻与投资战略规划分析报告》的研究，2007 年到 2016 年，我国信用卡存量增长了 5 倍，而年轻人通过信用卡分期购买较为高档的手机、服装等奢侈品的现象也越来越普遍。

Weber（1946）[4]建立社会分层理论并认为更高的社会地位意味着未来更具优势的谈判地位和掌握更多的信息，从而个体可以获得更多的物质回报，这也是家庭借贷寻求社会地位的原因所在。Weiss 和 Fershtman（1998）[5]认为社会地位可以由消费者所购买或持有的耐用消费品在群体中的相对位置来反映。那么，家庭所属群体所使用的耐用消费品的平均价值是否会对家庭借贷购买耐用消费品产生影响？此外，由于家庭社会地位的高低来自于比较，那么家庭社会交往的频繁程度会对家庭出于地位寻求而借贷购买耐用消费品的行为产生怎样的影响？本文将基于理论和实证尝试对这些问题进行解答。

本文剩余部分的安排如下：第二部分是文献综述和本文的贡献；第三部分为理论模型和经验检验模型；第四部分为数据来源、变量设定和回归结果、稳健性检验、内生性讨论以及作用机制探讨；第五部分为研究结论。

① 数据来自历年统计年鉴。
② 数据来自 CHFS 成果报告《城镇住房空置率及住房市场发展趋势》《2017 中国城镇住房空置分析》。
③ 融资余额数据来源为中国证券金融股份有限公司的官方网站。

二、文献综述

关于家庭负债的影响因素，何丽芬等（2012）[6]对国内外文献进行了较为详细的总结和归纳，具体包括家庭的人口统计学特征、房产的持有状况、金融资产持有状况、家庭的风险态度、背景风险中的企业主风险以及家庭的消费预期等。与本文研究相关的一个影响因素是收入不平等，Christen 和 Morgan（2005）[7]采用 1980—2003 年美国的季度数据研究发现：收入不平等对家庭负债占可支配收入的比重有着正向的效应，并且收入不平等对家庭的抵押贷款、信用卡负债和汽车贷款都有正向的影响。Carr 和 Jayadev（2015）[8]采用 1999—2009 年 PSID 的微观面板数据研究发现：在具有相同统计特征的家庭群体当中，相对收入水平较低的家庭杠杆率增长更快，经验检验结果支持家庭债务增长与收入不平等之间存在相关性。不过，也有文献发现，收入不平等并不会增加家庭的负债。Coibion 等（2016）[9]采用美国 2001—2012 年家庭累积负债的数据研究发现：收入不平等程度较高地区的低收入家庭积累的负债要比收入差距较低地区的低收入家庭积累的负债少。Loschiavo（2020）[10]采用意大利家庭调查数据得出了类似的结论。Kopczuk 等（2010）[11]认为地区收入不平等程度越高，家庭在收入分布中所处的位置就越稳定，因此，银行相信在收入不平等程度高的地区，低收入家庭未来仍然是低收入家庭的可能性比较大，不愿意给收入不平等程度较高地区的低收入家庭发放贷款。郭新华等（2016）[12]采用我国家庭金融调查 2011 年的数据研究：发现收入差距扩大对中低收入家庭寻求借贷或提升家庭负债规模没有显著的影响。但这篇论文存在着明显的缺陷：首先，现有文献表明具有地位显示属性的商品多为耐用消费品，家庭借贷提高社会地位的方式是通过借贷来购买耐用消费品，但这篇论文却并没有对借贷用途的种类进行限定。其次，这篇论文在运用 Tobit 模型估计收入不平等对家庭负债规模的影响程度时，因变量用的是 2011 年家庭的负债总额，是个存量，而解释变量——基尼系数却是根据当年的收入计算得出的，因变量与被解释变量之间存在着时间上的不一致性。

现有文献对于收入不平等对家庭负债的影响的方向并不一致。一个重要原因是收入差距扩大会使中低收入家庭增加借贷去购买周边高收入家庭所拥有的可视性商品，以达到提高其自身社会地位的目的。Samuelson（2004）[13]、Hopkins 和 Kornienko（2009）[14]认为降低收入不平等的程度有利于在地区收入分布中位置略低的家庭通过可视性消费赶超排在其前面的家庭的社会地位，这会导致个体社会地位寻求的竞争。反之，收入差距扩大会抑制低收入家庭的可视性消费，那么通过借贷去消费可视性商品也就无从谈起。

关于地位寻求对借贷行为的影响，Rayo 和 Becker（2006）[15]通过建立两期消费模型，并考虑耐用消费品序数形式的地位竞争，对比了消费者在没有地位竞争和有地位竞争情形下的耐用消费品的消费水平，研究发现当消费者关注其所购买的耐用消费品与其他消费者所购买的耐用消费品相比所处的位置时，由于第一期所购买的耐用消费品在第二期仍然能够带来消费效用和地位显示效用，所以该消费者在第一期会购买更多的耐用消费品，为了平滑整个生命期间的消费，消费者会通过储蓄或借贷来购买合意的耐用消费品。Badarinza（2019）[16]首先建立了包含耐用消费品的两期消费模型，以区别于 Rayo 和 Becker（2006）[15]，将社会地位纳入个体效用函数，考虑了个体面临的对照组的耐用消费品数量的冲击，结果表明个体的借贷水平与对照组耐用消费品的增量以及耐用消费品的折旧率正相关。其次，构建生命周期模型，采用美国 2007 年消费者金融调查（SCF）数据，研究发现：在一个更关注社会地位的经济体内，家庭的负债收入比会高出 10%～30%，而且在家庭组成的初期阶段，消费的耐用品会更多，户主具有较高教育程度的家庭尤其如此。Nelissen 等（2011）[17]研究了英国 934 名高中生的地位偏好对负债的影响，将地位偏好具体划分为地位提升、地位维持和地位恢复，研究结果表明这些高中生为了补偿社会地位的损失会增加金融借贷。Peltier 等（2013）[18]对大学生信用卡消费习惯和债务累积的经验研究得出了与 Nelissen 等人（2011）[17]相近的研究结论。

文献分析的结果表明：国外学者对家庭出于地位寻求所产生的借贷行为的研究大多局限于理论分析，着力于通过数理推导，得出一般性的结论，而采用家庭微观样本数据，对理论推导的结论进行检验的成果却还不是很多。尽管国内一些学者研究了地位寻求对家庭住房和汽车消费增长的影响，但研究地位寻求对耐用消费品借贷行为影响的文献还比较少。本文的主要贡献如下：其一，Rayo 和 Becker（2006）[15]

构建的是一般形式的效用函数，Badarinza（2019）[16] 构建的效用函数包含了个体和对照组的可视性消费。本文扩展了 Badarinza（2019）[16] 的效用函数，增加了家庭非可视性消费带来的效用，并以指数形式引入对照组所持有的耐用消费品对样本家庭消费耐用品所获得效用的影响。其二，Rayo 和 Becker（2006）[15] 只做了理论推导，Badarinza（2019）[16] 仅采用消费者金融调查（SCF）的数据进行了数值模拟。本文采用中国家庭金融调查数据，从家庭决策的视角对理论推导出来的结论进行了经验检验。

三、理论分析框架

设代表性城镇家庭 i 选择消费两种类型的商品，一种为具有地位显示属性的商品，也就是耐用消费品 c_1，譬如住房、汽车以及其他奢侈品等，另一种是非耐用消费品 c_2，家庭 i 的对照组所持有的耐用消费品为 $\bar{c}_1$，借鉴 Wendner（2010）[19] 的思路，代表性城镇家庭 i 的效用函数设为

$$U(c_1,\bar{c}_1,c_2)=\frac{\left[c_1\cdot\left(\frac{c_1}{\bar{c}_1}\right)^{\frac{\eta}{1-\eta}}\right]^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}+c_2 \tag{1}$$

其中：$\eta\in[0,1)$ 衡量对照组持有的耐用消费品 $\bar{c}_1$ 对家庭 i 的效用的影响，特别地，当 $\eta=0$ 时，家庭 i 的效用仅取决于自身所购买的耐用消费品 c_1 和非耐用消费品 c_2；σ 为跨期替代弹性参数，且 $\sigma>1$；效用函数满足 $\partial U/\partial \bar{c}_1<0$，即保持其他条件不变，对照组耐用消费品的增加会对家庭 i 产生负效用。家庭 i 的预算约束条件如下：

$$pc_1+c_2+s=y+d \tag{2}$$

其中：p 表示耐用消费品 c_1 的价格，非耐用消费品 c_2 的价格标准化为 1，y 表示家庭 i 的收入，s 表示家庭 i 的储蓄，d 表示家庭 i 为购买耐用消费品 c_1 的借贷金额。

根据代表性家庭 i 的效用函数与约束条件，可以得到：

$$\bar{c}_1^{-\frac{\eta}{1-\eta}}\cdot c_1^{\frac{1}{1-\eta}}=(\lambda p(1-\eta)c_1)^{\frac{1}{1-\sigma}} \tag{3}$$

从而得到家庭 i 可视性消费 c_1 的表达式为：

$$c_1=[(y+d-s-c_2)(1-\eta)]^{\frac{1-\eta}{1-\sigma}}\cdot\bar{c}_1^{\eta} \tag{4}$$

进一步得：

$$d=\frac{(c_1\cdot\bar{c}_1^{-\eta})^{\frac{1-\sigma}{1-\eta}}}{1-\eta}+c_2+s-y \tag{5}$$

根据式（5）可得：

$$\frac{\partial d}{\partial\bar{c}_1}=-\frac{\eta(1-\sigma)}{(1-\eta)^2}\cdot\bar{c}_1^{-\eta-1}\cdot(c_1\cdot c_1^{-\eta})^{\frac{1-\sigma}{1-\eta}-1}>0 \tag{6}$$

由式（6）我们可以得出推论：在其他条件不变的情况下，对照组耐用消费品的增加会激励代表性城镇家庭 i 出于地位寻求而增加贷款去购买更多的耐用消费品。

四、经验检验结果及其分析

（一）经验检验模型

为了检验模型（6）的推论，我们构建如下二元选择模型：

$$d_i=\alpha+\beta X_i+\delta Z_i+u_i \tag{7}$$

其中：d_i 为被解释变量，表示购买了耐用消费品的城镇家庭是否有借贷的虚拟变量；X_i 为对照组家庭持有耐用消费品的平均价值，是本文的核心解释变量；Z_i 为一系列控制变量，包括户主的年龄、受教育水平、工作状态和家庭规模等。

（二）数据来源

本文采用西南财经大学最新公布的 2017 年中国家庭金融调查（China Household Financial Survey，CHFS）① 项目的微观数据。近年来，已有许多文献采用 CHFS 的数据来研究我国的家庭金融问题。CHFS 数据包含了丰富的家庭和个人的消费、收入和财富等方面的数据，并且详细记录了家庭有关农业和工商业，以及住房、汽车、金融资产、教育、信用卡和负债等方面的数据。CHFS 数据采用科学、随机的抽样方式，调查数据具有良好的代表性，数据质量较高。CHFS2017 的调查样本覆盖全国 29 个省（自治区、直辖市），355 个县（区、县级市），1 428 个村（居）委会，样本规模为 40 011 户。

在数据处理过程中，本文的研究对象是城镇家庭，因此首先从全部家庭样本中筛选出城镇家庭样本。CHFS2017 在问卷的家庭成员部分明确询问了受

① 下文中均用 CHFS2017 表述。

访对象是否为户主①，因此，可从家庭编码所对应的家庭成员库中找出户主的个体特征变量及其家庭成员数。然后将家庭数据库与所筛选出来的户主的相关特征变量进行合并，为了减小异常值的干扰和异方差的影响，本文剔除了家庭收入小于零的样本，并对家庭的收入取对数。对于取值为零的变量，则对该变量先加 1 然后取对数。在回归分析时，我们还使用了 CHFS 提供的抽样权重变量以使估计结果更准确。

（三）主要变量说明

1. 购买了耐用消费品的城镇家庭是否有借贷。

本文中耐用消费品②包括住房和家用汽车，CHFS2017 询问了家庭获得耐用消费品的时间和方式。大多数城镇家庭的住房和汽车是在调查年份之前获得的，而问卷中的诸多问项却是询问家庭在接受 CHFS 项目调查时的相关情况，为了避免回归时解释变量和被解释变量时间上的不一致性，本文将研究对象限定在 2016 年购买了住房或家用汽车的城镇家庭③。

CHFS2017 非常详细地记录了城镇家庭在 2016 年获得住房和家用汽车的方式，本文删去了通过继承或赠与以及其他没有付出金钱的方式获得住房或家用汽车的城镇家庭样本。对于在 2016 年购买了住房或家用汽车的城镇家庭，以住房为例，CHFS2017 询问了如下问题：该住房是否是通过贷款购买的？如果是贷款购买的，是哪一年贷的款？利率和金额又是多少？除了贷款之外，为了购买住房是否还有其他借款？④如果有，是哪一年借的？金额又是多少？对于在 2016 年购买了住房的城镇家庭，只要其在 2016 年贷款或借款购买了住房，即认为其有借贷行为，并用 *destate* 表示。类似地，可以得到城镇家庭购买家用汽车的借贷行为，并用 *dvehicle* 表示。

2. 对照组持有耐用消费品的平均价值。

借鉴 Roychowdhury（2017）[20] 的设定，本文的对照组分别为样本城镇家庭所在社区内其他家庭在 2015 年时所使用的住房和家用汽车的平均价值⑤，并分别用 *mvestate* 和 *mvvehicle* 表示。对于对照组所使用住房平均价值的计算，以 2016 年购买了住房的某一家庭为例，首先，采用该样本城镇家庭对应的社区编码筛选出该社区内其他家庭的编码。其次，将社区内的其他家庭区分为参与了 CHFS2015 的追踪家庭与 2017 年新调查的家庭。对于追踪家庭，CHFS2015 调查问卷中询问了他们当时接受调查时所居住的住房类别，如果某家庭居住的为非自有住房，问卷中进一步询问了所居住住房的市值；如果某家庭居住的为自有住房，并且有多套住房，问卷中逐一询问了每套住房是否为接受项目访问时正在居住的住房以及这套住房的市值；如果某家庭居住的为唯一的一套自有住房，问卷中也询问了这套住房的市值，因此可以得到社区内追踪家庭居住住房在 2015 年时的价值。对于 2017 年新调查的家庭，类似于 CHFS2015 调查问卷，根据家庭对 CHFS2017 调查问卷中相关问项的回答，可以得到家庭在目前所居住住房开始居住的时间和住房的市值，删除了开始居住的时间为 2016 年、2017 年以

① 对于户主问项缺失的家庭，CHFS 在家庭库 A1014 项中询问了受访者与户主的关系，在家庭成员库 A2001 项中询问了某家庭成员与受访者的关系，因此根据这两项的记录，如果该家庭成员即为受访者本人，而受访者与户主又是同一人，则可以认为该家庭成员即为户主。

② 严格地讲，耐用品还应该包括家庭购买的服装，智能手机等，因为诸多研究表明服装具有最直接的地位显示效用，而手机在日常生活中为人们使用得最多，也最容易被其他人看到。但是 CHFS2017 问卷中并没有借贷购买服装和智能手机的相关问项，因此，本文的耐用消费品不考虑服装和智能手机。

③ 此处之所以使用 2016 年而非 2017 年获得了住房或家用汽车的城镇家庭，是因为 CHFS2017 调查截止到 2017 年 6 月份，就截面数据而言，使用 2016 年获得了住房或家用汽车的城镇家庭样本，可以更好地分析在一个完整的自然年度以内家庭购买耐用消费品的借贷行为，而且对于除了核心解释变量之外的其他重要的控制变量，比如家庭资产，家庭收入等，CHFS2017 都是统计的去年的情况。

④ 此处贷款和借款的区别在于，贷款是银行、信用社等正规金融机构处的负债，借款则是从亲友、非正规金融机构处的负债，贷款和借款获得的时间，成本和难易程度均有很大的不同。

⑤ 首先，此处的“2015 年时”说明不包括样本城镇家庭所在社区内其他家庭 2016 年或 2017 年获得的耐用消费品，原因在于本文分析的是 2016 年城镇家庭购买耐用消费品的借贷行为，自然不能用社区内其他家庭 2017 年获得的耐用消费品的价值去解释，而且社区内其他家庭 2016 年获得的耐用消费品的具体时间与样本城镇家庭 2016 年购买耐用消费品的具体时间相比，孰早孰晚也不能确定，因此也将其他家庭 2016 年获得的耐用消费品排除在外。其次，具体到住房，在计算某样本城镇家庭的对照组的住房平均价值时，社区内其他家庭在 2015 年以及之前租赁居住或者免费居住的其他政策性住房的价值也应该包括在内，尽管住房的对照组限定在社区中家庭目前居住的住房为自有住房似乎更为合理，但是城镇社区中的社会交往不似农村热络，人们可能并不了解该社区内的其他家庭所居住的住房为自有住房还是租赁居住，此外本文的逻辑更在于强调家庭所居住住房本身所传递的地位讯号。最后，如果某样本城镇家庭除了在 2016 年购买的耐用消费品之外，其在 2015 年以及更早之前也使用耐用消费品，那么其在 2015 年时所使用的耐用消费品也会成为其他样本城镇家庭的参照。

及缺失的家庭①，并将住房市值根据家庭所在省份近两年的房价变化率折算成 2015 年时的价值，可以得到社区内 2017 年新调查的家庭居住住房在 2015 年时的价值。最后，对该社区内追踪家庭和 2017 年新调查的家庭 2015 年时居住住房的价值取平均可以得到该样本城镇家庭的对照组所居住住房的平均价值。类似地，可以得到对照组所使用的家用汽车的平均价值②。

3. 其他控制变量。

借鉴陈斌开和李涛（2011）[21]、何丽芬等（2012）[6]的研究，本文选取了如下的控制变量，户主特征包括：户主的年龄（*age*）；性别（*dgender*），1 为男性，0 为女性；婚姻状况（*dmar*），已婚、同居为 1，否则为 0；受教育水平（*edu*），CHFS2017 询问了户主的受教育程度，从 1 到 9 依次为没上过学、小学、初中、高中、中专/职高、大专/高职、大学本科、硕士研究生、博士研究生，本文将受教育程度换算成受教育年限，依次为 0、6、9、12、15、15、16、19、22；政治面貌（*dpol*），中共党员为 1，其他为 0；是否有工作（*dwork*），有工作为 1，否则为 0；健康状况（*dheal*），户主现在的身体状况为非常好和好为 1，其他为 0。家庭特征包括：家庭规模（*fsize*）；16 岁以下（包括 16 岁）少年占比（*pyoung*）；60 岁（包括 60）以上老年占比（*pold*）；家庭收入（*income*）；家庭资产（*asset*）；购买住房时已经拥有的住房数量（*estatenum*）；购买汽车时已经拥有的汽车数量（*vehiclenum*）；是否从事经营活动（*dbusiness*），是为 1，否则为 0。

由于本文具体分析了城镇家庭购买住房和家用汽车的借贷行为，而分别购买了住房和家用汽车的城镇家庭的数量并不相同，因此表 1 和表 2 分别为住房和家用汽车的城镇家庭样本的描述性统计。

表 1　　**购买了住房的城镇家庭的主要变量的描述性统计**

	变量	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	是否借贷购买住房	*destate*	942	0. 45	0. 50	0. 00	1. 00
核心解释变量	对照组住房的平均价值（万元）	*mvestate*	942	110. 08	119. 03	3. 92	670. 61
家庭特征	家庭收入（万元）	*income*	942	22. 83	46. 13	0. 00	500. 00
	家庭资产（万元）	*asset*	942	263. 11	372. 22	0. 13	3 000. 00
	购买住房时拥有的住房数量	*estatenum*	942	0. 66	0. 71	0. 00	3. 00

① 之所以删除是因为我们无法获知这些家庭在 2015 年以及之前所居住住房的情况。

② 关于对照组所使用的家用汽车平均价值的计算，对于 2017 年新调查的家庭，在 CHFS2017 调查问卷中，对于目前拥有家用汽车的家庭，问项 C7002 询问了家庭目前拥有的家用汽车的总价值，但没有询问过去两年有没有卖掉家用汽车（如果家庭没有卖掉过家用汽车，这类家庭记为“家庭一”；如果家庭卖掉的家用汽车的数量大于 0，记为“家庭二”），对于目前不拥有家用汽车的家庭，问项 C7002b 询问了过去两年卖掉了几辆家用汽车（如果家庭没有卖掉过家用汽车，这类家庭记为“家庭三”；如果家庭卖掉的家用汽车数量大于 0，记为“家庭四”），而本文中对照组为家庭在 2015 年时持有的家用汽车的平均价值，因此在计算对照组的家用汽车的平均价值时，理论上，应该将“家庭一”目前持有的并且是 2015 年以及之前购买的家用汽车的总价值，“家庭二”目前持有的并且是 2015 年以及之前购买的家用汽车和过去两年卖掉的家用汽车的总价值，还有“家庭四”过去两年卖掉的家用汽车均折算成 2015 年时的总价值，但遗憾的是，根据 CHFS2017 调查问卷，我们无法得到“家庭二”过去两年可能卖掉的家用汽车以及“家庭四”过去两年卖掉的家用汽车的价值等信息，因此“家庭二”过去两年可能卖掉的家用汽车以及“家庭四”过去两年卖掉的家用汽车的价值不做考虑。至于如何将“家庭一”和“家庭二”目前持有的并且是 2015 年以及之前购买的家用汽车目前的总价值折算成 2015 年时的总价值，在 CHFS2017 调查问卷中，问项 C7005 和 C7008 询问了家庭最近获得的两辆家用汽车的年份和支付的价格，根据汽车一般的折旧公式可以得到家用汽车在 2015 年时的价值（当然还存在的问题是家庭拥有的家用汽车超过了两辆，而支付的价格并非家用汽车的销售价格，但这样的家庭不是很多，不会对分析带来太大的影响）；对于追踪家庭，在 CHFS2015 的调查问卷中，问项 C7052b 询问了家庭目前拥有的车辆的总价值，其中车辆包括了家用汽车以及客车和货车等营运车辆，而且无法据此拆分出追踪家庭拥有的家用汽车的总价值，但本文仍然使用追踪家庭对 CHFS2015 调查问卷中问项 C7052b 的回答记录，原因在于，首先，城镇家庭拥有营运车辆的情形不是很常见；其次，尽管追踪家庭也回答了 CFHS2017 调查问卷中问项 C7052b 关于家庭目前拥有的家用汽车的总价值，但是仅根据追踪家庭对问项 C7052b 的回答，无法推算出追踪家庭目前拥有的家用汽车在 2015 年时的价值，而且追踪家庭过去两年有没有卖掉过家用汽车同样不知道，所以相比于使用追踪家庭对 CHFS2015 调查问卷中问项 C7052b 的回答记录和对 CHFS2017 调查问卷中问项 C7052b 的回答记录，使用前者尚且差强人意。综上所述，尽管计算对照组 2015 年拥有的家用汽车的平均价值存在着一些问题，但计算结果仍然值得分析。

续前表

	变量	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
家庭特征	家庭是否从事生产经营活动	*dbusiness*	942	0. 23	0. 42	0. 00	1. 00
	家庭规模	*fsize*	942	3. 24	1. 36	1. 00	9. 00
	家庭中年龄小于等于 16 岁的人数	*pyoung*	942	0. 65	0. 76	0. 00	4. 00
	家庭中年龄大于等于 60 岁的人数	*pold*	942	0. 82	0. 95	0. 00	4. 00
户主特征	性别	*dgender*	942	0. 78	0. 42	0. 00	1. 00
	年龄	*age*	942	45. 39	13. 74	18. 00	87. 00
	受教育年限	*edu*	942	12. 54	4. 10	0. 00	22. 00
	是否在职	*dwork*	942	0. 78	0. 41	0. 00	1. 00
	是否已婚	*dmar*	942	0. 86	0. 34	0. 00	1. 00
	是否是党员	*dpol*	942	0. 23	0. 42	0. 00	1. 00
	健康状况	*dheal*	942	0. 86	0. 34	0. 00	1. 00

表 2　　购买了家用汽车的城镇家庭的主要变量的描述性统计

	变量	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	是否借贷购买家用汽车	*dvehicle*	1 096	0. 26	0. 44	0. 00	1. 00
核心解释变量	对照组家用汽车的平均价值（万元）	*mvvehicle*	1 096	1. 06	6. 45	0. 30	55. 50
家庭特征	家庭收入（万元）	*income*	1 096	19. 05	35. 32	0. 00	500. 00
	家庭资产（万元）	*asset*	1 096	234. 65	354. 72	1. 03	3 000. 00
	购买家用汽车时拥有的家用汽车的数量	*vehiclenum*	1 096	1. 23	0. 49	1. 00	5. 00
	家庭是否从事生产经营活动	*dbusiness*	1 096	0. 30	0. 46	0. 00	1. 00
	家庭规模	*fsize*	1 096	3. 52	1. 37	1. 00	15. 00
	家庭中年龄小于等于 16 岁的人数	*pyoung*	1 096	0. 70	0. 77	0. 00	7. 00
	家庭中年龄大于等于 60 岁的人数	*pold*	1 096	0. 85	0. 98	0. 00	5. 00
户主特征	性别	*dgender*	1 096	0. 79	0. 40	0. 00	1. 00
	年龄	*age*	1 096	44. 88	12. 02	18. 00	81. 00
	受教育年限	*edu*	1 096	12. 08	3. 80	0. 00	22. 00
	是否在职	*dwork*	1 096	0. 82	0. 39	0. 00	1. 00
	是否已婚	*dmar*	1 096	0. 92	0. 28	0. 00	1. 00
	是否是党员	*dpol*	1 096	0. 23	0. 42	0. 00	1. 00
	健康状况	*dheal*	1 096	0. 68	0. 47	0. 00	1. 00

（四）回归结果及其分析

本文分别考察了对照组所持有的住房和家用汽车的平均价值对 2016 年购买了住房和家用汽车的城镇家庭的借贷行为是否有影响，并对回归结果进行了分析和讨论。

表 3 为对照组使用的耐用消费品的平均价值对购

买了耐用消费品的城镇家庭的借贷行为的回归结果，其中列（1）和列（2）的被解释变量为城镇家庭购买住房有无借贷的虚拟变量，核心解释变量为对照组的住房的平均价值，其中列（1）为没有控制省份固定效应的结果，列（2）为控制了省份固定效应的结果；列（3）和列（4）的被解释变量为城镇家庭购买家用汽车有无借贷的虚拟变量，核心解释变量为对照组家用汽车的平均价值，同样列（3）和列（4）分别为没有控制和控制省份固定效应的结果。

从表3列（1）和列（2）可以看出，对照组家庭所居住住房的平均价值对城镇家庭是否借贷购买住房的影响在统计上显著为正，回归系数分别为0.312 2和0.361 5，并且也有较为明显的经济意义，这一结果表明城镇家庭所在社区家庭居住的住房的平均价值越大，其借贷购买住房的概率也就越高，与本文的推论一致，也与Rayo和Becker（2006）[15]、Badarinza（2019）[16]理论推导的结论高度一致。当样本城镇家庭感知到周边家庭所居住住房的平均价值增加时，他们就有可能选择借贷去购买房屋，以提升其在所在社区的社会地位与形象。因此，本文采用微观样本数据验证了住房的地位品属性。

在控制变量方面，从表3列（1）可以看出，家庭收入和家庭资产对城镇家庭是否借贷购买住房的影响均为负，其中家庭收入的回归系数为-0.105 0，家庭资产的回归系数为-0.152 3，且均在5%的统计水平上显著，这意味着随着收入的提高，家庭资产的增加，城镇家庭通过外部融资方式购买住房的可能性减小。城镇家庭在购买住房之前已经拥有的住房数量对其是否借贷购买住房的影响为正，回归系数为0.203 4，并且在5%的统计水平上显著，可能的原因是城镇家庭拥有的住房数量越多，为了获得拥有的房产消耗家庭的积蓄越多，而且如果拥有的住房需要偿还贷款，那么更没有足够的资金全额购买住房，其他家庭特征变量的回归系数均不显著。户主受教育年限的回归系数显著为正，婚姻状态的回归系数均显著为负，原因在于个体的受教育程度越高，越懂得杠杆的力量，而相比于未婚个体，已婚个体借贷购买住房的动力会小一些。这些均符合生活中的常识判断，只是回归系数并无太大的经济意义。其他户主特征变量的回归系数在统计水平上并不显著。从表2可以看出，在控制了省份固定效应之后，控制变量的回归系数的大小和显著性水平均无明显的变化。在此也可以看到，对于购买了住房的城镇家庭，影响其是否以外部融资的方式来获得住房的因素主要在于其对社会地位的寻求与自身的收入水平。

从表3列（3）和列（4）可以看出，当对照组样本为城镇家庭所在社区其他家庭使用的家用汽车的平均价值时，对照组家庭使用的家用汽车的平均价值对城镇家庭是否借贷购买家用汽车的影响在统计上显著为正，在不控制与控制省份固定效应的情形下，回归系数分别为0.367 4和0.368 7，这一结果表明，与住房类似，家用汽车同样具有地位品属性，而且近年来汽车消费贷款比较普及，家庭每个月偿还贷款的压力相对较小，同时可以显示自身的收入水平和社会地位，因此家庭有意愿借贷购买家用汽车。在控制变量方面，与表2列（1）和列（2）对应的控制变量的符号和显著性相比，多数控制变量的符号和显著性并无太大差异。

表3　　**Probit模型回归结果**

变量	（1） *destate*	（2） *destate*	（3） *dvehicle*	（4） *dvehicle*
mvestate/mvvehicle	0.312 2*** （0.064 8）	0.361 5*** （0.092 5）	0.367 4*** （0.084 8）	0.368 7*** （0.094 2）
income	-0.105 0** （0.052 2）	-0.087 9* （0.052 7）	-0.094 8* （0.050 4）	-0.106 5** （0.053 2）
asset	-0.152 3** （0.077 4）	-0.175 1** （0.078 4）	-0.194 2*** （0.062 9）	-0.238 2*** （0.064 6）
estatenum/vehiclenum	0.203 4** （0.100 4）	0.199 3** （0.101 6）	0.082 9*** （0.030 3）	0.111 3*** （0.031 4）

续前表

变量	(1) *destate*	(2) *destate*	(3) *dvehicle*	(4) *dvehicle*
dbusiness	−0. 135 9 (0. 140 3)	−0. 197 3 (0. 140 8)	−0. 037 1 (0. 132 8)	−0. 028 8 (0. 134 7)
fsize	0. 059 5 (0. 075 2)	0. 088 2 (0. 073 5)	0. 195 8*** (0. 068 5)	0. 182 4*** (0. 068 9)
pyoung	−0. 082 8 (0. 117 6)	−0. 141 5 (0. 118 9)	−0. 123 4 (0. 105 9)	−0. 090 6 (0. 107 6)
pold	0. 058 4 (0. 093 7)	0. 065 1 (0. 093 8)	−0. 176 7** (0. 089 1)	−0. 149 3 (0. 091 5)
dgender	0. 148 4 (0. 157 3)	0. 206 2 (0. 155 6)	−0. 100 3 (0. 147 4)	−0. 084 3 (0. 151 9)
age	−0. 022 6 (0. 029 9)	−0. 028 3 (0. 030 7)	0. 054 6* (0. 031 8)	0. 057 6* (0. 031 7)
edu	0. 052 8*** (0. 018 8)	0. 061 4*** (0. 019 1)	0. 035 7* (0. 019)	0. 021 3** (0. 010 3)
dwork	−0. 005 6 (0. 190 3)	−0. 048 4 (0. 194 6)	−0. 032 7 (0. 186 7)	−0. 115 (0. 188 8)
dmar	−0. 054 5** (0. 022)	−0. 098 6*** (0. 019 9)	−0. 340 4* (0. 203 4)	−0. 326 4* (0. 197 6)
dpol	−0. 212 (0. 146 2)	−0. 235 (0. 144 1)	0. 064 (0. 140 7)	0. 068 8 (0. 140 9)
dheal	0. 091 6 (0. 123 5)	−0. 035 4 (0. 120 9)	−0. 085 7 (0. 120 8)	−0. 050 1 (0. 122 8)
constant	−4. 485 3*** (1. 184 3)	−3. 331 4** (1. 608 6)	−1. 113 1 (1. 345)	−0. 914 5 (1. 474 5)
Province FE	No	Yes	No	Yes
No. Obs	942	942	1 096	1 096
Pesudo R^2	0. 119 1	0. 169 7	0. 061 8	0. 108 9

注：系数估计值下方括号中为标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。下同。

（五）内生性讨论

为了缓解因遗漏变量可能导致的内生性问题，经过反复检验，本文采用样本城镇家庭所在社区内其他家庭去年的平均教育培训支出作为对照组耐用消费品平均价值的工具变量进行估计。一方面，家庭群体所居住住房、所使用家用汽车的价值越高意味着这样的家庭群体的收入水平越高，而高收入群体更重视人力资本投资，在教育培训方面支出更多。另一方面，社区内其他家庭的教育培训支出与样本城镇家庭是否借贷购买耐用消费品没有直接的关系。表 4 为引入工具变量的估计结果。

从表 4 可以看出，工具变量通过了相关的外生性、内生性和弱工具变量检验，当引入工具变量之后，核心解释变量的回归系数和显著性水平均未发生明显变化，因此表 4 用工具变量估计的结果进一步表明，对照组的耐用消费品的平均价值对城镇家庭借贷购买耐用消费品具有正向的影响。

表 4　　**引入工具变量的回归结果**

变量	(1) *destate*	(2) *destate*	(3) *dvehicle*	(4) *dvehicle*
mvestate/mvehicle	0.337 9** (0.17)	0.410 1** (0.18)	0.433 6*** (0.15)	0.486 8*** (0.16)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Province FE	No	Yes	No	Yes
No. Obs	946	946	1 102	1 102
F value in the first stage	55.11	62.17	19.3	21.52
t value of the IV	10.88	14.72	10.25	10.38
DWHchi^2 *value*	3.01	3.52	5.51	2.76
P value	(0.08)	(0.06)	(0.03)	(0.09)

（六）稳健性检验

在稳健性检验部分，本文分别使用对照组为家庭所在区（县）和市的耐用消费品的平均价值作为核心解释变量。表 5 和表 6 分别是对照组为家庭所在区（县）和市的耐用消费品的平均价值的估计结果。从表 5 和表 6 可以看出，与核心解释变量为家庭所在社区的耐用消费品的平均价值作为对照组相比，结果是稳健的，但是与表 3 相比，表 5 和表 6 中核心解释变量的回归系数要小一些，Nonnenmacher (2007)[22]认为对照组所取的范围越大，对照组效应越小，这也进一步反映了本文对照组选取的合理性。

表 5　　**对照组为家庭所在区（县）的耐用消费品的平均价值时的回归结果**

变量	(1) *destate*	(2) *destate*	(3) *dvehicle*	(4) *dvehicle*
mvestate/mvehicle	0.300 3*** (0.06)	0.332 8*** (0.10)	0.314 1*** (0.08)	0.335 2*** (0.09)
constant	−4.598 7*** (1.21)	−3.265 7* (1.74)	1.736 2 (1.59)	2.654 5 (1.74)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Province FE	No	Yes	No	Yes
No. Obs	942	942	1 112	1 112
Pesudo R^2	0.119	0.170	0.060	0.110

表 6　　**对照组为家庭所在市的耐用消费品的平均价值时的回归结果**

变量	(1) *destate*	(2) *destate*	(3) *dvehicle*	(4) *dvehicle*
mvestate/mvehicle	0.299 1*** (0.07)	0.302 4*** (0.12)	0.303 2*** (0.08)	0.319 7*** (0.09)
constant	−4.780 1*** (1.24)	−3.556 1* (2.02)	1.907 3 (1.78)	3.059 4 (1.99)

续前表

变量	(1) *destate*	(2) *destate*	(3) *dvehicle*	(4) *dvehicle*
控制变量	控制	控制	控制	控制
Province FE	No	Yes	No	Yes
No. Obs	942	942	1 112	1 112
Pesudo R^2	0. 124	0. 173	0. 066	0. 112

（七）进一步分析

前面研究指出，城镇家庭出于地位寻求会借贷购买耐用消费品，但没有提及影响机制。本文接下来试图从家庭社会交往的角度去探讨这一影响的作用背景以更深入地阐述二者之间的关系。家庭对其自身社会地位的高低通过比较会更有感触。当家庭与其他家庭的交往较为频繁时，自身会留意到其他家庭耐用消费品使用情况，其他家庭也会有同样的观察，也就越不甘心居于人后，出于地位寻求而借贷购买耐用消费品的动机会更强。而当家庭与其他家庭交往较少时，这一动机也会相应地弱化。

借鉴马光荣和杨恩艳（2011）[23]的研究，本文使用家庭礼金往来衡量家庭的社会交往频繁程度。从表 7 可以看出，在控制家庭社会交往与家庭对照组住房（家用汽车）平均价值的交互项以后，对照组住房（家用汽车）平均价值的系数和交互项的系数均显著为正，说明家庭的社会交往频繁程度越高，对寻求社会地位的动机越强，那么借贷购买耐用消费品的可能性也就越大。

表 7　　对照组为家庭所在市的耐用消费品的平均价值时的回归结果

变量	(1) *destate*	(2) *destate*	(3) *dvehicle*	(4) *dvehicle*
mvestate/mvvehicle	0. 403 6 *** (0. 09)	0. 413 4 *** (0. 12)	0. 478 6 *** (0. 08)	0. 487 2 *** (0. 10)
social×mvestate/mvvehicle	0. 292 2 ** (0. 14)	0. 281 4 ** (0. 13)	0. 379 3 ** (0. 16)	0. 363 9 *** (0. 11)
constant	2. 225 61 (1. 59)	2. 561 8 (1. 66)	1. 096 7 (1. 30)	0. 734 6 (1. 46)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Province FE	No	Yes	No	Yes
No. Obs	942	942	1 096	1 096
Pesudo R^2	0. 110	0. 163	0. 058	0. 109

注：(1) *social* 表示家庭的社会交往。

五、结论

本文首先在城镇家庭的效用函数中引入地位关注，推导出了地位寻求会激励城镇家庭通过借贷去购买耐用消费品的结论，然后运用微观数据经验检验了地位寻求动机对城镇家庭借贷的影响。研究发现，样本家庭所在省市持有耐用消费品的城镇家庭的耐用消费品平均价值越高，样本家庭通过借贷来购买耐用品的概率就越大；在引入工具变量控制内生性问题以后，回归结果依然与理论模型的推导保持一致；在稳健性检验部分，通过改变参照组的地域范围，核心解释变量的符号以及显著性水平均没有改变；并且进一步分析了家庭的社会交往对其出于地位寻求动机而借贷购买耐用消费品行为的促进作用，充分说明了我国

城镇家庭存在着出于地位寻求而借贷购买耐用消费品的现象。

本文的研究结论有如下重要的政策含义：首先，耐用消费品的价格高昂，容易导致攀比效应，譬如，住房可能会大幅度地提高家庭的负债率，使整个社会的债务杠杆率居高不下，一旦经济下行，有可能导致严重的金融风险和经济危机，基于我国目前债务杠杆率过高的现实，政府应该适度控制耐用消费品的负债率，特别是住房负债的杠杆率。其次，进一步深化收入分配制度的改革，减小城镇居民的收入差距，可以在增加城镇家庭耐用消费品需求量的同时，降低全社会的债务杠杆率和金融风险。

参考文献

[1] Solnick S J，Hemenway D. Are Positional Concerns Stronger in Some Domains than in Others? [J]. American Economic Review，2005，95（2）：147-151.

[2] Vissing-Jorgensen A. Consumer Credit：Learning Your Customer's Default Risk from What（S）He Buys [J]. Social Science Electronic Publishing，2011.

[3] Kuhn P，Kooreman P，Soetevent A R，Kapteyn A. The Effects of Lottery Prizes on Winners and Their Neighbors：Evidence from the Dutch Postcode Lottery [J]. The American Economic Review，2011，101（5）：2226-2247.

[4] Weber M. Essays in Sociology [M]. New York：Oxford University，1946.

[5] Weiss Y，Fershtman C. Social Status and Economic Performance：A Survey [J]. European Economic Review，1998，42（3）：801-820.

[6] 何丽芬，吴卫星，徐芊. 中国家庭负债状况、结构及其影响因素分析 [J]. 华中师范大学学报（人文社会科学版），2012（1）：59-68.

[7] Christen M，Morgan R M. Keeping Up With the Joneses：Analyzing the Effect of Income Inequality on Consumer Borrowing [J]. Quantitative Marketing & Economics，2005，3（2）：145-173.

[8] Carr M，Jayadev A. Relative Income and Indebtedness：Evidence from Panel Data [J]. Review of Income & Wealth，2015，61（4）：759-772.

[9] Coibion O，Gorodnichenko Y，Kudlyak M，Mondragon J. Does Greater Inequality Lead to More Household Borrowing? New Evidence from Household Data [Z]. Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper，2016-20.

[10] Loschiavo D. Household Debt and Income Inequality：Evidence from Italian Survey Data [J]. Review of Income and Wealth，2020，66（1）：1-43.

[11] Kopczuk W，Saez E，Song J. Earnings Inequality and Mobility in the United States：Evidence from Social Security Data since 1937 [J]. the Quarterly Journal of Economics，2010，125（1）：91-128.

[12] 郭新华，刘辉，伍再华. 收入不平等与家庭借贷行为——家庭为追求社会地位而借贷的动机真的存在吗 [J]. 经济理论与经济管理，2016（5）：84-99.

[13] Samuelson L. Information-based Relative Consumption Effects [J]. Econometrica，2004，72（1）：93-118.

[14] Hopkins E，Kornienko T. Status，Affluence，and Inequality：Rank-based Comparisons in Games of Status [J]. Games & Economic Behavior，2009，67（2）：552-568.

[15] Rayo L，Becker G S. Peer Comparisons and Consumer Debt [J]. University of Chicago Law Review，2006，73（1）：231-248.

[16] Badarinza C. Mortgage Debt and Social Externalities [J]. Review of Economic Dynamics，2019，34（4）：43-60.

[17] Nelissen R M，De Ven N V，Stapel D. Status Concerns and Financial Debts in adolescents [J]. Social Influence，2011，6（1）：39-56.

[18] Peltier J W，Pomirleanu N，Endres M，Markos E. Psycho-social Factors Impacting Credit Acquisition and Use by College students [J]. Journal of Financial Services Marketing，2013，18（4）：271-284.

[19] Wendner R. Growth and Keeping Up with the Joneses [J]. Macroeconomic Dynamics，2010，14（S2）：176-199.

[20] Roychowdhury P. Visible Inequality，Status Competition and Conspicuous Consumption：Evidence from Rural India [J]. Oxford Economic Papers，2017，69（1）：36-54.

[21] 陈斌开，李涛. 中国城镇居民家庭资产——负债现状与成因研究 [J]. 经济研究，2011（S1）：55-66.

[22] Nonnenmacher A. Eignen Sich Stadtteile Für Den Nachweis Von Kontexteffekten? [J]. Kzfss Kölner Zeitschrift Für Soziologie Und Sozialpsychologie，2007，59（3）：493-511.

[23] 马光荣，杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业 [J]. 经济研究，2011（3）：84-95.

（责任编辑：李　晟　张安平）

地区工资不平等的演化特征：基于中国省际数据的经验研究

Regional Wage Difference's Evolution Characteristics: An Empirical Study Based on Chinese Provincial Data

陈 勇 柏 喆
Chen Yong Bai Zhe

［摘 要］本文基于技术进步方向性对地区工资差距的影响路径，运用中国省际数据计算中国各省份的偏向型技术进步，并通过绝对收敛和条件收敛模型对 1990—2016 年偏向型技术进步及其他影响因素对各省份工资收敛性的关系进行实证评估。研究结果显示：总体上，1990—2016 年各省份居民工资不存在绝对收敛；偏向型技术进步对中国各省份居民工资的收敛性均具有显著影响，政府财政收入、对外开放程度、产业结构、人力资本等其他控制因素对工资收敛性也具有重要作用。进一步研究发现，偏向型技术进步使各省份工资差异扩大的阶段恰好是偏向型技术进步使各省份工资快速增长的阶段，而偏向型技术进步使各省份工资差异有所缩小的阶段又恰好是各省份工资增长减速的阶段。因而，本文认为各地区政府应关注偏向型技术进步对地区工资差距、工资增长的长期影响，更加专注于核心技术、自主创新等能力提升。

［关键词］偏向型技术进步 工资收敛 工资差距 工资增长
［中图分类号］F047.2 ［文献标识码］A ［文章编号］1000-1549（2020）07-0091-13

Abstract: Based on the impact of biased technical change on the regional wage gap, this paper calculates the biased technical change of various provinces in China by using a normalized supply-side system, and evaluates the biased technical change and other influencing factors on the regional wage convergence through the absolute convergence and conditional convergence model from 1990 to 2016. The paper finds that, on the whole, regional wage doesn't have absolute convergence from 1990 to 2016; biased technical change has a significant impact on the regional wage convergence of China; and government fiscal revenue, opening degree, industrial structure, human capital and other control factors also play important roles on the regional wage convergence. Further research finds that the stage that biased technical change increases the regional wage gap is exactly the stage that biased technical change makes the regional wage increase rapidly, and the stage that biased technical change reduces the regional wage gap is exactly the stage that biased technical change makes the slowdown in regional wage increase. Therefore, we believe that governments should pay more attention to the long-term impact of biased technical change on the regional wage gap and wage growth, and further accelerate the abilities of core technologies and independent innovation.

Key words: Biased technical change Regional wage convergence Wage gap Wage growth

［收稿日期］ 2019-12-03
［作者简介］ 陈勇，男，1962 年 10 月生，深圳大学经济学院教授，博士生导师，经济学博士，研究方向为世界经济；柏喆（通讯作者），女，1990 年 4 月生，深圳大学经济学院博士研究生，研究方向为区域经济、收入分配。
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、引言与文献综述

改革开放 40 年来，中国各地区经济创造了举世瞩目成绩的同时，却伴随着地区收入分配的不平衡问题（罗楚亮和曹思未，2018[1]）。2017 年，党的十九大报告指出“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”，地区收入分配也将更加注重“质量”“效率”的提升。2018 年，中央在召开经济工作会议、改革开放 40 周年纪念大会中指出：当前要进一步实施区域协调发展战略，实现各区域人民生活水平均衡发展。因而，在党和国家大力实施区域协调发展战略的背景下，深入剖析地区收入的变化趋势，对中国经济的高质量和可持续发展具有重要的理论和现实意义。

纵观已有研究，早期部分学者基于中国经济持续高速增长同时出现的地区收入分配不平衡现象，立足于技术进步对经济高速增长的推动作用（Romer，1990[2]；Grossman 和 Helpman，1994[3]；苏治和徐淑丹，2015[4]），从技术进步角度对地区经济赶超问题进行解释（邹薇和代谦，2003[5]）。部分研究以 Baumol（1986）[6]的理论模型为基础，从欠发达地区引进先进技术实现同发达地区经济收敛的角度（李光泗和徐翔，2008[7]）来阐述技术水平对地区经济差距的作用。但技术引进衡量的只是技术水平，并不是技术进步。按照李尚骜（2010）[8]对技术进步以及技术进步速度的定义，技术进步是技术存量的增量，技术进步增长率是技术进步增加的速度。全要素生产率作为研究中指代技术进步的合理指标，衡量的是技术存量的增加程度，全要素生产率的增长率衡量技术进步的速度。各地区全要素生产率及增长率不同，从而技术进步速度快的地区可以实现同技术进步慢的地区的技术追赶，这就意味着欠发达地区可以通过提高全要素生产率，缩小技术差距，实现同发达地区技术水平或收入水平的收敛。故而现有多数研究又有从地区间全要素生产率差距角度（彭国华，2005[9]；石风光和李宗植，2009[10]；杨先明和秦开强，2015[11]）对地区收入收敛性进行研究。还有不少研究直接从技术存量差距（董直庆等，2015[12]）、技术赶超与技术溢出（林毅夫等，2004[13]；林毅夫和张鹏飞，2005[14]）角度分析地区经济或收入差距的形成机制。总体上看，这些理论与实证研究的确从技术进步视角对地区收入差距形成的原因进行了解释，对深入理解中国地区收入差距问题提供了重要的研究思路。但这些研究却普遍忽视了技术进步方向性对地区收入差距的作用机制。

在经济快速发展的过程中，技术进步并非总是表现出无偏中性的特征。如果技术进步朝节约某种稀缺生产要素的方向发展，技术进步则将呈现出偏向性。近年来，偏向型技术进步开始成为理论与实证研究的热点，国内外多数研究深化了偏向型技术进步对劳动者工资差距（Acemoglu，2002[15]）、经济增长（封永刚等，2017[16]）的作用。部分研究在探析偏向型技术进步对劳动者工资差距影响过程中，从理论分析角度提出偏向型技术进步是跨国工资差距（Acemoglu，2002[17]；李尚骜，2010[8]）或美国地区工资差距（Giannone，2017[18]）存在的主要原因。如 Acemoglu（2002）[17]提出在偏向型技术进步偏向高技能劳动者的情况下，由于欠发达地区的高技能劳动者相对发达地区而言较少，那么偏向型技术进步通过作用于高技能劳动者，将会拉大国家之间的收入差距。这些研究对探析地区工资或收入差距提供了全新的理论视角，但尚存在以下不足。一方面，上述国内外文献多基于强调偏向型技术进步对劳动者工资差距的影响，或从理论角度阐释偏向型技术进步及其他可能影响技术进步的因素对跨国收入差距的作用机理，尚未分析偏向型技术进步对跨国收入差距的影响是否存在某种变化轨迹。另一方面，国内少有理论与实证研究关注偏向型技术进步对中国地区工资或收入分配的作用。诚然，陈勇和柏喆（2018）[19]以微观数据为依托，通过理论与实证分析论证了偏向型技术进步与劳动者集聚效应对中国地区工资差距的影响。但随着中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，地区工资差距在受到其他各种因素共同作用时，技术进步方向性对地区工资差距的作用趋势产生何种变化？如果影响趋势确实随着经济发展阶段而发生改变，其发生变化的主要原因是什么？这些问题都需要进行深入研究。本文使用各省份居民工资作为主要研究对象。1990—2016 年各省份居民工资 σ 收敛和偏向型技术进步趋势（图 1）显示：地区工资差异从 1990 年开始呈扩大模式，到 2003 年左右开始逐步缩小，但整体呈现倒 U 型趋势；偏向型技术进步波动较大，表现在 1990—2004 年左右上升明显，2004 年之后逐渐呈现下降趋势，但整体上偏向型技术进步

也呈现倒 U 型趋势。① 由此可以看出，偏向型技术进步的确很有可能是各省份工资差异变化的原因之一。事实上，偏向型技术进步通过作用于高技能劳动力，带动地区产业结构转型升级，促使劳动生产效率和劳动者工资水平提高，进而又不断吸引更多的劳动力，推动地区劳动生产率更高，从而促使该地区的工资水平相比其他地区的工资水平较高。由此来看，决定各省份劳动者工资差异的根本性因素还是偏向型技术进步。

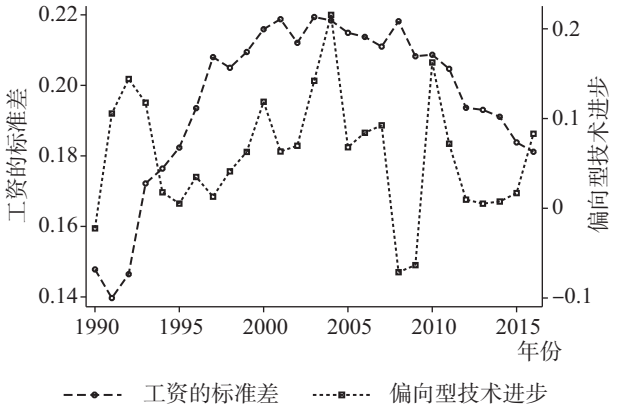


图 1　1990—2016 年居民工资 σ 收敛和偏向型技术进步

因而，本文立足于现有经验研究，剖析偏向型技术进步对各省份工资差异的演化机制以及偏向型技术进步对各省份工资增长之间的关系，为地区工资差距和地区工资增长的相关研究提供新的分析思路。本文的主要贡献有以下几个方面：第一，拓展既有技术进步对地区收入差异的相关研究，具体分析技术进步的方向性及其他可能影响因素对各省份居民工资差异的可能影响路径；第二，首次基于中国省际宏观数据，将偏向型技术进步与地区工资差异结合起来，运用绝对收敛和条件收敛模型论证偏向型技术进步及其他控制因素对各省份工资收敛性的影响；第三，进一步观察偏向型技术进步与地区工资差距、地区工资增长率的演化特征，指出偏向型技术进步对各省份工资差异、各省份工资增长的阶段性关系。本文从偏向型技术进步角度对地区工资差异的演化机制进行详细探析，不仅夯实了现有收入分配与收入增长领域的相关研究，也为各地区政府制定切实可行的政策提供了强有力的理论与实证依据。

本文余下部分的结构安排是：第二部分为计量模型的设定、偏向型技术进步等关键变量的测定与数据说明；第三部分利用省际面板数据对偏向型技术进步及其他影响因素进行绝对收敛和条件收敛估计，并进行稳健性检验，进一步探讨各省份工资差异的演变轨迹以及工资增长的变化趋势；第四部分为本文的主要结论与相关政策建议。

二、计量模型设定及数据说明

（一）计量模型设定

关于地区工资差距的衡量有许多方法。σ 收敛衡量的是不同地区劳动者的工资波动是否随着时间的变动呈现下降趋势。本文通过计算各经济体居民工资的标准差较为直观地显示各地区工资变化情况。式（1）为 σ 收敛的具体计算公式。其中，σ 收敛的趋势波动越大说明各省份工资差异越大，波动越小说明各省份工资差异越小。n 代表各省份总数量，p 代表省份，t 为年份，$wage$ 表示各省份居民工资。本文图 1 居民工资的 σ 收敛运用式（1）计算可得。

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{p=1}^{n}\left(wage_{pt} - \frac{\sum_{p=1}^{n} wage_{pt}}{n}\right)^2} \qquad (1)$$

β 收敛描述的是在基于边际报酬递减的假定下，欠发达地区的经济发展速度要大于发达地区的经济发展速度，从而实现欠发达地区的收入水平向发达地区收敛。② Baumol（1986）[6] 立足于新古典经济理论基础，在文中建立绝对收敛模型验证了 1870—1979 年 16 个国家的收敛性问题，认为欠发达国家和发达国家的收入差距有缩小的趋势。然而事实上，欠发达地区同发达地区的收入差距并未呈现收敛趋势。Barro 和 Sala-i-Martin（1992）[20] 通过对 Baumol（1986）[6] 的绝对收敛模型进行改进，重新考虑到欠发达地区和发达地区存有的要素禀赋、政治制度、技术水平等差异，提出条件收敛模型，认为在要素禀赋等条件固定的情况下，欠发达地区和发达地区的经济水平将会趋向于各自的稳态发展。不同于以往文献从各地区技术存量差距角度对技术进步与地区收入收敛性进行研究，本文立足于新古典经济的理论基础，设计如式

① 本文使用 1990—2016 年各省份居民工资作为研究对象，主要是因为既有研究证明 1990 年左右以后中国的地区工资差异呈现扩大趋势。

② Baumol（1986）[6] 以及 Barro 和 Sala-i-Martin（1992）[20] 分别从绝对收敛和条件收敛角度实证研究了发达地区和欠发达地区的经济或收入收敛问题。

（2）、式（3）的绝对收敛和条件收敛回归模型，对偏向型技术进步与各省份居民工资收敛性之间的关系进行实证研究。与此同时，为深入剖析经济现实中可能存在的其他因素对各省份居民工资变动产生的影响，本文引入其他控制变量对模型进行控制。

$$\Delta wage_{p,T-t}=\alpha+\beta wage_{pt}+\varepsilon_{pt} \quad (2)$$

$$\Delta wage_{p,T-t}=\alpha+\beta wage_{pt}+\gamma skilltech_{pt}+\mu X+\delta_p+\varepsilon_{pt} \quad (3)$$

其中：t 为期初年份，T 为期末年份；$wage$、$\Delta wage$ 分别代表各省份居民平均工资及工资平均变动率。杨先明和秦开强（2015）[11]指出技术进步对各经济体收入的影响是动态的，并不完全取决于基期技术进步。本文借鉴其思想，核心解释变量偏向型技术进步不仅包括样本区间基期偏向型技术进步（$skilltech_{pt}$），还包括样本区间偏向型技术进步的均值（$skilltech_ave_p$）。$skilltech_{pt}$为样本区间某省份 p 基期 t 的偏向型技术进步，$skilltech_ave_p$为每一样本区间省份 p 偏向型技术进步的均值。α 为常数项，β、γ、μ 为回归系数，X 为其他影响居民工资的控制变量，δ_p 表示个体效应项，ε_{pt}为扰动项。若系数 β 小于零且显著，说明存在工资收敛。反之，则说明不存在工资收敛。具体实证分析中，首先运用式（2）绝对收敛模型判断各省份居民工资的收敛情况。其次在式（2）绝对收敛模型的基础上，加入偏向型技术进步等其他控制变量，初步判断 1990—2016 年各省份居民工资是否存在条件收敛，以及验证偏向型技术进步及其他影响因素是否对各省份居民工资收敛产生影响；最后通过构建不同时间间隔的面板数据，再运用式（3）证明偏向型技术进步及其他经济初始条件对各省份居民工资收敛的作用。

实证模型中包含的变量具体含义及计算方法如下：

1. 各省份居民工资（$wage$）。

各省份居民工资按照居民消费者价格指数调整为以 1978 年为基期的居民工资水平并取对数。本文的被解释变量按照公式 $\Delta wage_{p,T-t}=\dfrac{wage_{p,T}-wage_{p,t}}{T-t}$计算。

2. 偏向型技术进步（$skilltech$）。

借鉴戴天仕和徐现祥（2010）[21]、陈晓玲和连玉君（2012）[22]对偏向型技术进步的定义及估计方法，对 1990—2016 年各省份的偏向型技术进步进行测定。在古典的理论模型假定下，只存在劳动力和资本两种生产要素。假设各省份代表性厂商的生产函数均为要素替代弹性不变的 CES 生产函数，设定如式（4）所示。

$$Y_{pt}=\left[(1-\theta_p)(A_{pt}L_{pt})^{\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}}+(\theta_\rho)(B_{pt}K_{pt})^{\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}}\right]^{\frac{\sigma_p}{\sigma_p-1}} \quad (4)$$

其中：Y_{pt}表示各省份 p 在时间 t 的总产出，θ_p表示反映生产过程中资本和劳动相对重要性的分配参数，σ_p 表示各省份 p 劳动与资本的要素替代弹性，L_{pt}和 K_{pt}分别为各省份 p 在时间 t 的劳动和资本投入，A_{pt}和 B_{pt}分别为各省份 p 在时间 t 的劳动效率和资本效率。

资本与劳动分别按其边际产出获得要素报酬，故而资本与劳动价格比等于资本与劳动的边际产出比。具体计算如下：式（4）分别对 K_{pt}和 L_{pt}求导，便可以通过上述 CES 生产函数式（4）得到各省份 p 在时间 t 的资本与劳动边际产出比 R_{pt}，如式（5）所示。

$$R_{pt}=\frac{r_{pt}}{\omega_{pt}}=\frac{\partial Y_{pt}/\partial K_{pt}}{\partial Y_{pt}/\partial L_{pt}}=\frac{\theta_p}{1-\theta_p}\left(\frac{B_{pt}}{A_{pt}}\right)^{\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}}\left(\frac{L_{pt}}{K_{pt}}\right)^{\frac{1}{\sigma_p}} \quad (5)$$

其中，r_{pt}和 ω_{pt}分别为省份 p 在时间 t 的资本回报率和工资率。

按照戴天仕和徐现祥（2010）[21]提出的方法，通过技术进步引起资本与劳动的边际产出比变化率，测度各省份偏向型技术进步方向（$skilltech$）的方法，偏向型技术进步设定如式（6）所示。

$$skilltech_{pt}=\frac{1}{R_{pt}}\frac{\mathrm{d}R_{pt}}{\mathrm{d}(B_{pt}/A_{pt})}\frac{\mathrm{d}(B_{pt}/A_{pt})}{\mathrm{d}t}=\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}\left(\frac{A_{pt}}{B_{pt}}\right)\frac{\mathrm{d}(B_{pt}/A_{pt})}{\mathrm{d}t} \quad (6)$$

按照 Acemoglu（2002）[15]对偏向型技术进步的定义，如果技术进步更有助于提高某种要素的边际产出，称之为偏向某种要素的技术进步。如果$skilltech_{pt}>0$，则技术进步偏向资本；如果 $skilltech_{pt}<0$，则技术进步偏向于劳动；如果 $skilltech_{pt}=0$，则技术进步是中性的。将式（5）代入式（4）可得式（7），从而可得劳动效率与资本效率的计算公式（8）和（9）。

$$Y_{pt}=\left[(1-\theta_p)(A_{pt}L_{pt})^{\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}}+\theta_p\left(\frac{1-\theta_p}{\theta_p}\frac{r_{pt}}{\omega_{pt}}\frac{K_{pt}}{L_{pt}}\right)(A_{pt}L_{pt})^{\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}}\right]^{\frac{\sigma_p}{\sigma_p-1}} \quad (7)$$

$$A_{pt}=\frac{Y_{pt}}{L_{pt}}\left[\frac{\omega_{pt}L_{pt}}{(1-\theta_p)(\omega_{pt}L_{pt}+r_{pt}K_{pt})}\right]^{\frac{\sigma_p}{\sigma_p-1}} \quad (8)$$

$$B_{pt}=\frac{Y_{pt}}{K_{pt}}\left[\frac{r_{pt}K_{pt}}{\theta_p(\omega_{pt}L_{pt}+r_{pt}K_{pt})}\right]^{\frac{\sigma_p}{\sigma_p-1}} \quad (9)$$

其中：$r_{pt}K_{pt}$和$\omega_{pt}L_{pt}$分别为省份 p 在时间 t 的资本所得和劳动所得。为了计算各省份的偏向型技术进步指数，需要估计 CES 生产函数中要素替代弹性 σ_p 和资本与劳动相对重要性的分布参数 θ_p。资本与劳动的要素替代弹性按照 Klump 等（2007）[23] 提出的“供给面标准化系统法”进行估计。标准化后的生产函数以及劳动与资本的一阶条件分别为式（10）~式（12）所示。

$$\frac{Y_{pt}}{Y_{p0}}=\left[(1-\theta_p)\left(\frac{A_{pt}L_{pt}}{A_{p0}L_{p0}}\right)^{\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}}+\theta_p\left(\frac{B_{pt}K_{pt}}{B_{p0}K_{p0}}\right)^{\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}}\right]^{\frac{\sigma_p}{\sigma_p-1}} \quad (10)$$

$$\omega_{pt}=\frac{\partial Y_{pt}}{\partial L_{pt}}=(1-\theta_p)\left(\frac{Y_{pt}/Y_{p0}}{L_{pt}/L_{p0}}\right)^{\frac{1}{\sigma_p}}\left(\frac{A_{pt}}{A_{p0}}\right)^{\frac{\sigma_p}{\sigma_p-1}} \quad (11)$$

$$r_{pt}=\frac{\partial Y_{pt}}{\partial K_{pt}}=\theta_p\left(\frac{Y_{pt}/Y_{p0}}{K_{pt}/K_{p0}}\right)^{\frac{1}{\sigma_p}}\left(\frac{B_{pt}}{B_{p0}}\right)^{\frac{\sigma_p}{\sigma_p-1}} \quad (12)$$

其中：Y_{p0}、K_{p0}、L_{p0}、A_{p0}和B_{p0}分别为相应变量的基准值，$A_{pt}=A_{p0}e^{a_{pt}(t-t_0)}$和$B_{pt}=B_{p0}e^{b_{pt}(t-t_0)}$，$a_{pt}$和$b_{pt}$分别为劳动与资本的技术进步率。根据 Klump 等（2007）[23] 的建议，假定 $L_{p0}=\bar{L}_{pt}$、$K_{p0}=\bar{K}_{pt}$、$t_0=\bar{t}$，$\bar{Y}_{pt}$、$\bar{L}_{pt}$、$\bar{K}_{pt}$与$\bar{t}$分别为省份 p 的总产出、劳动力、资本存量与年份的样本均值，并引入参数 δ 作为规模因子，例如 $Y_{p0}=\delta\bar{Y}_{pt}$，则各省份的标准化供给面系统为式（13）~式（15）。

$$\ln\left(\frac{Y_{pt}}{\bar{Y}_{pt}}\right)=\ln\delta+\frac{\sigma_p}{\sigma_p-1}\ln\left[(1-\theta_p)\left(\frac{L_{pt}}{\bar{L}_{pt}}e^{a_{pt}(t-\bar{t})}\right)^{\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}}+\theta_p\left(\frac{K_{pt}}{\bar{K}_{pt}}e^{b_{pt}(t-\bar{t})}\right)^{\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}}\right] \quad (13)$$

$$\ln\left(\frac{\omega_{pt}L_{pt}}{Y_{pt}}\right)=\ln(1-\theta_p)+\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}\ln(\delta)-\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}\ln\left[\frac{Y_{pt}/\bar{Y}_{pt}}{L_{pt}/\bar{L}_{pt}}\right]+\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}a_{pt}(t-\bar{t}) \quad (14)$$

$$\ln\left(\frac{r_{pt}K_{pt}}{Y_{pt}}\right)=\ln\theta_p+\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}\ln(\delta)-\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}\ln\left[\frac{Y_{pt}/\bar{Y}_{pt}}{K_{pt}/\bar{K}_{pt}}\right]+\frac{\sigma_p-1}{\sigma_p}b_{pt}(t-\bar{t}) \quad (15)$$

依据各省份的总产出（Y_{pt}）、劳动投入（L_{pt}）、资本投入（K_{pt}）、劳动所得（$\omega_{pt}L_{pt}$）和资本所得（$r_{pt}K_{pt}$）等数据对该标准化供给面系统采用非线性似无关（NLSUR）估计方法进行估计（陈晓玲和连玉君，2012[22]），可以得到各省份的要素替代弹性（σ_p）和资本劳动相对重要性的分布参数（θ_p）等数据。将要素替代弹性（σ_p）和资本与劳动相对重要性的分布参数（θ_p）代入式（8）、式（9），求得各年各省份的劳动效率和资本效率，再代入式（6）求得各年各省份的偏向型技术进步指数。图 1 为测算的各年份偏向型技术进步趋势。

3. 其他控制变量。

本文依据现有经验研究（邹薇和代谦，2003[5]；董直庆等，2015[12]），将各省份第二产业产值占 GDP 的比重（*sec_ind*）、第三产业产值占 GDP 的比重（*thir_ind*）作为衡量各省份产业经济结构变迁的指标；各省份政府财政收入占 GDP 的比重（*finance*）作为衡量政府对各省份经济活动干预程度的指标；各省份进出口总额占 GDP 的比重（*imex*）作为衡量各省份对外开放程度的指标；人力资本（*edu*）用对数形式的各省份大专及以上学校的在校生数量衡量，作为影响居民工资变动的其他控制变量，用于测定各控制变量是否会对各省份居民工资收敛产生影响。①

（二）数据说明及描述性分析

1990—2016 年各省份居民工资、居民消费价格指数来自《中国统计年鉴》及《新中国 60 年统计资料汇编》。计算偏向型技术进步所需的总产出 GDP、劳动力数量、资本存量等数据，以及计算劳动所得和资本所得包括的劳动者报酬、生产税净额、固定资产折旧和营业盈余数据，其中 1993 年以前的数据来自《中国国内生产总值核算历史资料：1952—1995》，1993—2004 年数据来自《中国国内生产总值核算历史资料：1952—2004》；2005—2016 年数据来自《中国统计年鉴》，且均折算为 1978 年价格。劳动力数量采用各省份就业人员的年末人数衡量。资本存量运用

① 本文测定偏向型技术进步运用到各省份的 GDP、劳动力数量及资本存量，因而在实际的控制变量中未包含实际人均 GDP、实际人均资本存量等指标。

固定资本形成总额按照张军等（2004）[24]永续盘存法进行估算。重庆和四川合并计算，海南部分缺失数据按照戴天仕和徐现祥（2010）[21]的研究方法进行估算。西藏因为部分年份数据缺失，未包含在总样本之内。其次，考虑到分析的一致性和数据来源的统一性，本文人力资本等其他控制变量所用数据如无特殊说明，2004 年以前的数据来源于《新中国 60 年统计资料汇编》，2004 年以后的数据来源于《中国统计年鉴》。表 1 所示为本文所需主要变量的描述性统计。

表 1　　**主要变量的描述性分析**

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
wage	7. 929 7	0. 781 2	6. 647 3	9. 649 8	783
wagerate	1. 088 3	0. 053 4	0. 932 6	1. 283 4	783
finance	0. 085 7	0. 032 6	0. 032 8	0. 261 6	783
sec_ind	0. 442 4	0. 083 3	0. 192 6	0. 668 4	783
thir_ind	0. 389 0	0. 081 2	0. 243 8	0. 802 3	783
imex	0. 275 1	0. 368 5	0. 000 1	2. 258 2	783
edu	3. 119 3	1. 288 8	−0. 503 9	5. 384 1	783
skilltech	0. 072 7	0. 169 5	−0. 377 7	0. 500 0	783

三、模型估计结果与分析

（一）相关性分析

通过绝对收敛式（2）估计偏向型技术进步对各省份居民工资收敛的影响，最直接估计的是偏向型技术进步对各省份居民工资平均增长率的作用。图 2 为 1990 年各省份偏向型技术进步与 1990—2016 年各省份居民工资平均增长率之间的关系图。

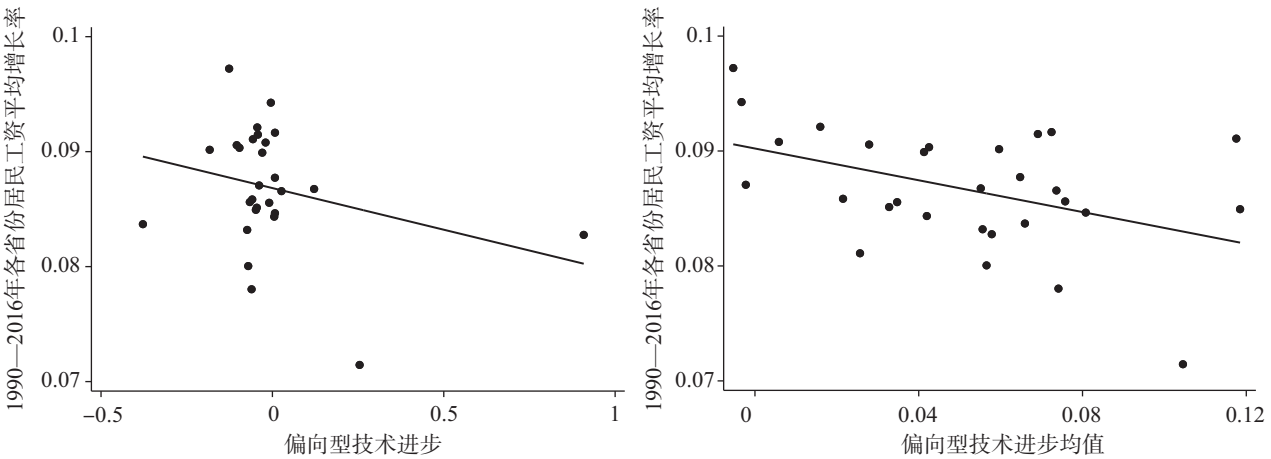


图 2　1990—2016 年各省份居民工资增长率和偏向型技术进步相关图

注：图 2（a）为各省份基年偏向型技术进步与 1990—2016 年工资增长率拟合的散点图；图 2（b）为各省份 1990—2016 年偏向型技术进步平均值与工资增长率拟合的散点图。

图 2（a）所示为样本区间基期 1990 年的偏向型技术进步与 1990—2016 年工资平均增长率拟合的散点图。1990 年偏向型技术进步对 1990—2016 年工资平均增长率具有负向影响。基于技术进步对地区收入影响并不完全取决于基年水平，而与技术的长期作用具有更为显著关系，本文绘制 1990—2016 年偏向型技术进步均值与 1990—2016 年工资平均增长率拟合的散点图（图 2（b））。图 2（b）显示 1990—2016 年偏向型技术进步均值对 1990—2016 年工资平均增长率的影响也为负。这似乎意味着，偏向型技术进步对各省份长期的工资平均增长率具有负相关关系，与我们认为的偏向型技术进步促进工资增长的作用不

同。本文后续会对偏向型技术进步对工资增长率的作用进行实证检验与说明。

（二）模型估计结果

1. 整体趋势分析。

首先运用式（2）对 1990—2016 年各省份居民工资进行绝对收敛回归。由于各省份具有不同的生产条件，数据存在异方差，应该使用稳健标准误进行绝对收敛估计。其次在式（2）绝对收敛估计的基础上，逐步加入偏向型技术进步以及其他影响工资的因素，观察偏向型技术进步及其他影响因素是否会使各省份居民工资收敛。具体的估计结果如表 2 所示。

表 2　　绝对收敛与条件收敛估计结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
wage	−0.007 （−0.009）	−0.014 （−0.008）	−0.019*** （−0.007）	−0.023*** （−0.007）	−0.018** （−0.008）
finance		0.068* （−0.034）	0.047* （−0.024）	0.051* （−0.025）	0.032 （−0.032）
skilltech_ave			−0.109*** （−0.038）	−0.119*** （−0.039）	−0.068 （−0.043）
skilltech			−0.011*** （−0.003）	−0.012*** （−0.003）	−0.009** （−0.003）
thir_ind				0.024 （−0.024）	−0.015 （−0.026）
imex					0.005** （−0.002）
常数	0.133** （−0.063）	0.174*** （−0.056）	0.219*** （−0.044）	0.237*** （−0.046）	0.210*** （−0.049）
R^2	0.036	0.171	0.459	0.481	0.568

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

表 2 列（1）为绝对收敛估计结果。结果显示 1990—2016 年各省份 *wage* 的 β 收敛系数为负且不显著，表明 1990—2016 年各省份居民工资不存在绝对收敛，即意味着存在工资差距。列（2）加入政府财政收入，再次进行收敛估计，此时 β 收敛系数仍然为负且不显著，表示政府财政收入并不能使各省份居民工资收敛。列（3）加入偏向型技术进步，具体包括 1990—2016 年各省份偏向型技术进步均值以及 1990 年各省份偏向型技术进步，β 收敛系数发生明显变化，为负且显著。这说明在对各省份的偏向型技术进步进行控制后，各省份居民工资存在条件收敛，偏向型技术进步是导致各省份居民工资差异的重要原因。此时观察到列（3）模型的解释力度 R^2 大幅提高，同样说明偏向型技术进步对各省份居民工资产生显著影响。另外，列（3）还显示 1990—2016 年偏向型技术进步均值和 1990 年偏向型技术进步的系数也显著为负，与图 2 相关性分析一致。列（4）继续加入第三产业占比，各影响变量的系数大小和方向均无实质性变化。列（5）加入对外开放程度，各变量系数依然无实质性变化，但偏向型技术进步均值的系数变得不显著，基年偏向型技术进步的显著性水平降低，这很有可能是因为加入了对外开放程度的影响。上述分析表明，由于各省份在技术进步率、产业结构偏好、对外开放程度等因素上存有差异，中国各省份居民工资呈现条件 β 收敛，向各自的稳态水平趋近；长期看，偏向型技术进步是各省份居民工资存在差异的影响因素。

2. 面板数据的条件收敛估计。

根据样本大小按照 $T=4$ 年一个区间，依次划分为 1990—1993 年、1994—1997 年、1998—2001 年、2002—2005 年、2006 年—2009 年、2010—2013 年和 2014—2016 年，再次检验偏向型技术进步对各省份

居民工资收敛的作用。其中 T 表示时间间隔。面板数据估计首先应考虑混合效应和固定效应。由于我国各省份存在异质性，应考虑固定效应，并用 Hausman 检验应该选取固定效应还是随机效应。Hausman 检验的原假设是个体效应与解释变量不相关，在 5% 的显著性水平上拒绝原假设应选用固定效应，接受原假设则应选用随机效应。本文的 Hausman 检验结果显示应该采用固定效应。为检验面板数据分析的稳定性与准确性，本文还多次重新划分时间间隔 T，运用式（3）进行估计。表 3 为具体估计结果。

表 3　　**条件收敛估计结果**

变量	$T=4$		$T=5$		$T=7$	$T=8$	$T=9$
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）
wage	−0.067***	−0.072***	−0.086***	−0.088***	−0.042***	−0.048***	−0.049***
	（0.011）	（−0.010）	（0.010）	（−0.010）	（−0.013）	（0.013）	（−0.015）
skilltech		0.008		−0.002	−0.043***	−0.013	−0.005
		（−0.019）		（−0.008）	（−0.013）	（0.022）	（−0.031）
skilltech_ave	0.061*	0.065*	0.053*	0.047	0.152***	0.173***	0.158***
	（0.034）	（−0.037）	（0.029）	（−0.033）	（−0.049）	（0.056）	（−0.052）
finance	−0.233**	−0.233**	−0.418***	−0.430***	−0.956***	−0.888***	−0.670***
	（0.087）	（−0.091）	（0.087）	（−0.088）	（−0.143）	（0.165）	（−0.156）
edu	0.052***	0.055***	0.062***	0.065***	0.029**	0.019	0.032**
	（0.009）	（−0.009）	（0.008）	（−0.007）	（−0.012）	（0.013）	（−0.012）
imex	−0.023*	−0.023*	−0.021**	−0.023**	−0.011	−0.003	−0.015*
	（0.011）	（−0.012）	（0.001）	（−0.010）	（−0.010）	（0.007）	（−0.008）
sec_ind	0.099	0.086	0.049	0.014	0.135	0.237**	0.087
	（0.065）	（−0.071）	（0.056）	（−0.048）	（−0.010）	（0.112）	（−0.082）
thir_ind	0.359***	0.368***	0.319***	0.300***	0.275**	0.376***	0.258***
	（0.074）	（−0.085）	（0.063）	（−0.067）	（−0.129）	（0.126）	（−0.077）
常数	0.293***	0.323***	0.469***	0.498***	0.246***	0.220*	0.296**
	（0.069）	（−0.067）	（0.063）	（−0.055）	（−0.089）	（0.126）	（−0.125）
R^2	0.356	0.366	0.644	0.650	0.766	0.775	0.756

注：*skilltech_ave* 表示在不同时间间隔情况下计算的 *skilltech* 平均值。

表 3 分别为不同时间间隔下的面板数据估计结果。列（2）和列（4）~列（7）表示在不同时间间隔条件下，当加入各样本区间的偏向型技术进步均值、基年偏向型技术进步及其他控制变量时，*wage* 的 β 收敛系数均为负且显著，说明 1990—2016 年地区工资存在条件收敛，与表 2 估计结果一致。各时间间隔偏向型技术进步均值对地区工资收敛性均具有显著性影响，但基年偏向型技术进步只有在 $T=7$ 年时（列 5）具有较高的显著性水平，在其他时间间隔并不显著。因而，对各时间间隔去除基年偏向型技术进步进行估计。表 3 仅列举时间间隔 $T=4$ 和 $T=5$ 时的估计结果。列（1）和列（3）结果显示：在去除基年偏向型技术进步的情况下，各样本区间偏向型技术进步均值仍具有较强的显著性水平。由此可见，无论样本区间如何变化，偏向型技术进步对各省份居民工资收敛的影响是动态的，并不完全取决于基年的偏向型技术进步水平（杨先明和秦开强，2015[11]），与表 2 的估计结果也一致。

表 3 列（1）~列（7）其他控制变量结果显示：政府财政收入，人力资本水平、第三产业占比对各省份工资收敛性具有显著影响。政府财政收入的系数均为负且显著，表示政府财政收入的增加，使各省份居民工资的增长减弱，有助于实现各省份居民工资收敛；第三产业占比、人力资本的系数均为正且显著，

说明提高第三产业比重与人力资本水平，会推动各省份居民工资增长，也有助于实现各省份居民工资收敛。人力资本的系数显著，还意味着偏向型技术进步可以通过作用于受过高等教育的劳动力使各地区的生产效率提高，从而提高工资水平。偏向型技术进步与人力资本水平不可割裂看待。Acemoglu 和 Zilibotti（2001）[25]提出发展中国家劳动力和引进技术之间的不匹配会导致发展中国家和发达国家之间巨大的人均产出和人均收入差异。换言之，对于欠发达地区而言，要素禀赋基础不如发达地区丰厚，利用偏向型技术进步的能力较弱，所以更重要的是要创造引进和吸收先进技术的条件。其中，最为关键的应该是要提高欠发达地区的人力资本水平，使其人力资本水平与引进的先进技术相匹配，从而逐渐培育适合各地区发展的优质产业结构。此外，对外开放程度、第二产业占比对地区工资收敛性也具有一定影响。

表 3 估计结果还可以看出：随着时间间隔的加长，从 $T=4$ 到 $T=9$ 各样本区间偏向型技术进步均值对各省份居民工资收敛性的显著性水平逐渐加强，且从 $T=7$ 开始，面板数据模型的解释力度 R^2 不仅相比表 2 显著性增强，不同时间间隔模型的解释力度 R^2 也不断增强。这一现象仿佛意味着偏向型技术进步对各省份工资差异的影响随着样本区间长度的增加而作用更强。再次回顾表 2 估计结果，基年偏向型技术进步对各省份工资收敛性具有稳定的显著性水平，而偏向型技术进步均值的显著性水平则随着其他控制变量的加入而有所削弱。因而本文认为，偏向型技术进步对各省份工资收敛的影响与时间跨度具有关系。这一点与技术对经济发展的促进作用需要较长时间才能起作用的观点相符。各省份提高技术水平更应该看中长远的利益，而不是短期效益，技术的短期效应往往并不显著。

（三）稳健性检验

上文估计模型中被解释变量为工资的变动率，解释变量为样本区间基期的工资，核心解释变量为偏向型技术进步，还有其他控制变量。被解释变量与解释变量中同时含有工资，有可能存在双向因果关系，还有可能存在遗漏变量问题，故而无论是用最小二乘法作绝对收敛估计还是用固定效应作面板条件收敛估计，其回归结果都有可能是有偏的。因而本文借鉴张成等（2013）[26]方法对上文估计进行稳健性检验。具体估计中，假定 $T=1$，因而被解释变量为两年间的工资变动率，解释变量为滞后一期的工资、偏向型技术进步以及其他控制变量。考虑到解释变量与被解释变量间的双向因果关系以及偏向型技术进步也可能存在的内生性问题，本文运用 SYS-GMM 方法进行估计时，将经过差分的解释变量滞后一期以及偏向型技术进步的滞后一期作为工具变量，表 4 为所有样本的估计结果。各列估计结果显示 AR（1）显著、AR（2）不显著，说明模型存在一阶自相关，且不存在二阶自相关，Hansen 检验的值比较大，表示工具变量有效。

表 4　　稳健性检验估计结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
wage	−0.028***	−0.052***	−0.050***	−0.071**
	（−4.682）	（−3.238）	（−2.887）	（−2.219）
skilltech	−0.067**	−0.092**	−0.078**	−0.096**
	（−2.128）	（−2.495）	（−2.076）	（−2.523）
finance		−0.205	−0.158	−0.011
		（−1.347）	（−1.098）	（−0.056）
sec_ind		0.279**	0.306**	0.198
		（2.748）	（2.442）	（1.603）
thir_ind		0.460***	0.572***	0.561***
		（3.534）	（3.637）	（3.492）
imex			−0.041**	−0.054**
			（−2.183）	（−2.482）

续前表

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
edu				0.029 ** （2.344）
AR（1）	0.000	0.000	0.000	0.000
AR（2）	0.946	0.822	0.895	0.895
Hansen 检验	0.993	0.990	0.996	0.997

表 4 列（1）~列（4）可以看出工资的一阶滞后均显著为负，表明各省份居民工资存在条件收敛。列（1）为仅加入偏向型技术进步时的估计结果，此时偏向型技术进步的作用系数为负且显著。列（2）加入政府财政收入、第二产业占比、第三产业占比，偏向型技术进步的作用系数为负且显著，政府财政收入的系数为负但不显著，第二产业与第三产业占比的系数为正且显著，与表 3 估计结果一致。列（3）加入对外开放程度，偏向型技术进步的作用系数依然为负且显著，对外开放程度变量也为负且显著，其他控制变量同表 3 估计结果一致。列（4）继续加入人力资本对模型进行估计，此时偏向型技术进步的作用系数依然为负且显著，人力资本的作用系数为正且显著，其它控制变量估计系数大小与显著性水平也依然无实质性差异，与表 3 估计结果基本相同。这再次证明了本文估计的稳健性与有效性。综上，通过全国数据的绝对收敛、条件收敛以及稳健性检验结果显示，偏向型技术进步是中国各省份居民工资存在收敛的原因之一。

（四）进一步讨论

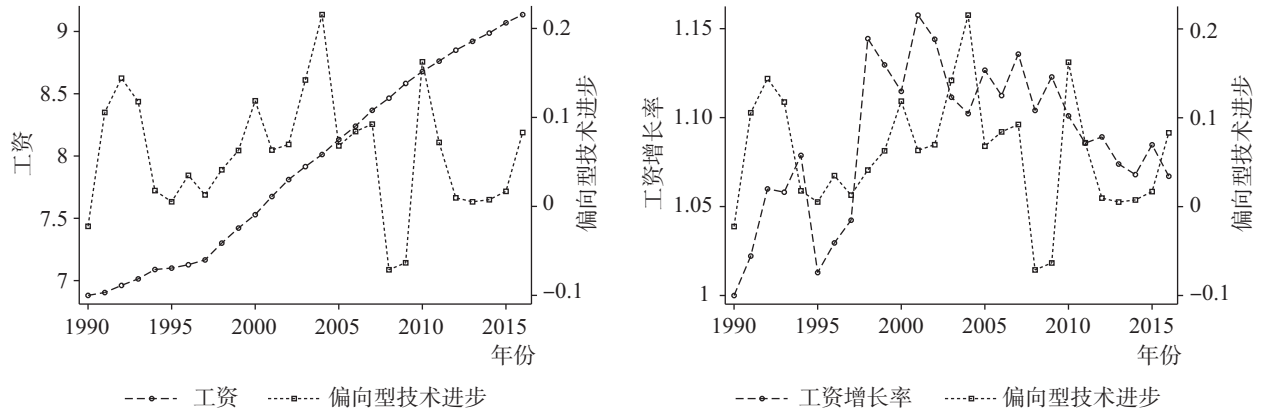
上述中国省际面板数据表明：长期来看偏向型技术进步是各省份工资差异扩大的原因之一；各省份工资差异的短期变化趋势也与偏向型技术进步有关。各省份周而复始的技术创新，使居民的劳动生产率提高，从而推动各省份工资差异发生变化。图 1 显示的 1990—2016 年各省份居民工资明显的倒 U 型趋势，与偏向型技术进步的波动趋势密切相关。具体表现在 1990—2004 年左右偏向型技术进步使各省份居民工资差异扩大，而 2004 年左右以后偏向型技术进步使各省份居民工资差异缩小。20 世纪 90 年代，东部地区吸引大量劳动力、资本等生产要素率先发展，促使东部地区的劳动生产率和工资水平快速提高，表现为中国各省份的工资差异逐渐扩大。随着 2000 年西部大开发政策以及 2004 年中部崛起政策的实施，劳动力、资本、技术等生产要素又不断向中西部地区大量流动，产业结构逐步优化，推动中西部地区劳动者的工资水平逐渐提高，从而使各省份的工资差异有所缩小，与图 1 描述的各省份工资差异转折点发生在 2004 年左右相符①。

值得思考的是，图 1 偏向型技术进步对各省份工资差异的作用路径发生转变，偏向型技术进步对各省份居民工资的增长趋势是否也会呈现不同？本部分阐述偏向型技术进步对各省份居民工资增长的演变关系。

首先，绘制 1990—2016 年各省份居民工资与偏向型技术进步趋势图（图 3（a））。图 3（a）显示：1990—2016 年工资整体上稳步增长，偏向型技术进步趋势则较为波动。其次，继续绘制各省份居民工资增长率与偏向型技术进步趋势图（图 3（b））。图 3（b）显示：1990—2001 年左右偏向型技术进步增加，工资增长率提高，偏向型技术进步与工资增长率基本是一种正相关关系；2001 年左右之后偏向型技术进步整体趋势有所下降，工资增长率也有所下降，偏向型技术进步与工资增长率呈现一种负相关关系。图 3（b）显示偏向型技术进步与工资增长率更为复杂的交错关系，与图 1 显示的趋势基本保持一致。偏向型技术进步使工资增长率加快的阶段（图 3（b）），恰好就是偏向型技术进步使各省份工资差异扩大的阶段（图 1），而偏向型技术进步使工资增长率变缓的阶段（图 3（b）），又恰好是偏向型技术进步使各

① 2001 年中国加入 WTO，也对应着文中所述转折点。但加入 WTO 应该是促使中国所有省份劳动者的工资水平提高，与中国区域发展政策对工资水平的作用方向相反。此处感谢匿名评审专家的建议。

省份工资差异有所缩小的阶段（图 1）。偏向型技术进步通过提高劳动生产率对劳动者的工资增长率具有正向影响，使各省份居民的工资提高，但居民工资的增加并不是没有限制的、无条件的高速增加，而是伴随着偏向型技术进步的演化，工资的增加速度逐步减弱。



（a） （b）

图 3 偏向型技术进步与地区工资增长

基于上述趋势图分析，建立偏向型技术进步与各省份居民工资增长率的关系如式（16），尝试性地对偏向型技术进步与各省份居民工资增长率进行全样本区间和分时间区间估计。

$$wagerate_{p,t}=\alpha+\gamma\Delta skilltech_{pt}+\mu X+\delta_p+\varepsilon_{pt} \quad (16)$$

其中：$wagerate_{p,t}$为各省份居民的工资增长率，α 为常数项，X 为其他控制变量，γ、μ 为系数，δ_p 为个体效应项，ε_{pt}为扰动项。对式（16）进行固定效应回归的估计结果如表 5 所示。估计结果同时控制了部分年份的时间效应。在对所有样本区间划分时间间隔进行具体估计时发现，1998—2003 年左右的确出现了图 3 显示的逆转现象（陆雪琴和文雁兵，2013[27]），本文从估计结果的有效性角度出发，以 2003 年为分界点进行估计①。

表 5 偏向型技术进步与地区工资增长率估计结果

变量	（1）全样本回归 1990—2016		（2）分段回归 1990—2003		（3）分段回归 2004—2016	
skilltech	0.011 （0.008）	0.017 ** （0.008）	0.003 （0.011）	0.005 （0.013）	−0.032 *** （0.011）	−0.033 *** （0.012）
thir_ind	−0.106 ** （0.046）	0.114 ** （0.052）	0.107 ** （0.045）	0.513 *** （0.115）	−0.082 （0.062）	−0.154 *** （0.050）
edu	0.031 *** （0.002）	0.016 *** （0.002）	0.049 *** （0.005）	0.043 *** （0.006）	−0.036 *** （0.012）	−0.054 *** （0.014）
省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制		控制		控制	
常数	1.013 *** （0.015）	0.992 *** （0.018）	0.899 *** （0.011）	0.790 *** （0.031）	1.285 *** （0.054）	1.381 *** （0.054）
R^2	0.487	0.139	0.649	0.434	0.259	0.191

表 5 列（1）显示 1990—2016 年偏向型技术进步对工资增长率的系数为正且显著，表明偏向型技术进步对工资增长率具有明显的促进作用，偏向型技术进步有助于使地区工资增长，与图 3 显示相符。列

① 如果划分区间超过 1998—2003 年，估计系数会发生显著改变。

（2）显示 1990—2003 年偏向型技术进步对工资增长率的系数为正，但不显著，说明在这一区间偏向型技术进步对各省份居民工资也具有明显的增长作用，但各省份增长趋势并不显著。列（3）显示 2004—2016 年偏向型技术进步对工资增长率的系数为负且显著，表明偏向型技术进步对工资增长率的作用明显减弱，工资增长变缓。此外，其他控制变量显示第三产业占比、人力资本对工资增长也具有显著作用，同表 3、表 4 估计结果一致。结果表明：偏向型技术进步使各省份工资差异扩大的阶段恰好是偏向型技术进步使各省份居民工资增长加速的阶段，而偏向型技术进步使各省份工资差异有所缩小或者减弱的阶段又恰好是各省份居民工资增长减速的阶段。1998—2003 年这区间的确存在较为复杂的作用关系，但并不影响偏向型技术进步对地区工资差距的整体作用路径。

综上所述，偏向型技术进步是 1990—2016 年地区工资差距扩大的原因。20 世纪 90 年代左右，受国家经济政策，对外开放、技术进步、人口红利等因素影响，偏向型技术进步使经济长期保持高速增长的同时推动居民工资快速增长，导致各省份工资差异扩大，表现在 1990—2003 年左右偏向型技术进步趋势使地区工资增长速度较快，地区工资差距扩大。然而，以追求数量扩张或速度提高为目标的经济高速增长并未长期持续。一方面表现在偏向型技术进步逐渐使各省份工资的增长速度减缓。另一方面随着区域协调发展政策的推进、技术进步的推动、劳动力流动机制的放松以及人力资本水平的提升，逐步使欠发达地区拥有一定程度的要素禀赋基础，表现在偏向型技术进步使地区工资差距有所缩小。即从整体上看，偏向型技术进步与地区工资差异呈倒 U 型关系，而中国目前已处于偏向型技术进步使地区工资差异有所缩小的阶段。然而，由于欠发达地区仍然存在较大程度的技术水平与人力资本等生产要素不匹配问题，中国的地区工资差距问题依然存在。

四、结论与建议

区域协调发展和经济高质量发展是十九大以来党和国家的重要任务和目标。如何通过提高全要素生产率，推动各地区经济由高速增长转向高质量发展阶段，从而有效率地实现地区经济发展水平和劳动者收入提高，是各地区政府持续努力的方向。本文通过探讨偏向型技术进步对各省份工资差异的影响路径，对偏向型技术进步与各省份工资差异、工资增长之间的演变趋势进行阐释。具体而言：通过采用 1990—2016 年中国省际层面数据发现，中国各省份工资差异存在的原因之一是偏向型技术进步，但偏向型技术进步需要愈来愈强的可利用条件支持才能发挥作用。持续的偏向型技术进步和高质量的人力资本投入是各地区实现工资收敛的重要条件，产业结构、政府财政收入、对外开放程度等控制变量对各省份工资收敛也具有显著影响；进一步对偏向型技术进步与工资增长率的趋势进行实证分析发现，偏向型技术进步使各省份工资差异扩大的阶段恰好是偏向型技术进步使各省份居民工资增长加速的阶段，而偏向型技术进步使各省份工资差异有所缩小或者减弱的阶段又恰好是各省份居民工资增长减速的阶段。因而，本文认为各地区政府不仅要从整体上关注偏向型技术进步对各省份工资差异扩大的作用，而且更要关注偏向型技术进步对各省份工资差异缩小与工资增长的作用，推动经济高质量发展。本研究对相关部门制定缩小各省份工资差距政策，探索区域均衡发展途径具有重要的意义。

根据上述结论，本文的政策启示主要有：第一，为了缩小工资差距，各地区政府尤其是欠发达地区应在政策导向上给予适当的技术支持，通过将工作重点聚焦于技术水平提升，减小同发达地区的技术差距。尤其是在新一轮技术革命蓬勃发展以及各地区政府高度重视经济高质量发展的背景下，更要以深入实施创新驱动为主要发展战略，通过在生产制造与服务领域运用数字经济、5G、物联网、人工智能等信息科学技术，紧抓核心技术攻关、自主创新等能力提升，提高技术进步强度。此外，欠发达地区在引进与本地生产要素禀赋相适合先进技术的同时，也不能忽略自身的技术水平提升。只有结合自身的产业结构优势，努力发展核心技术，才能使欠发达地区的发展速度超过发达地区，从而实现欠发达地区和发达地区的工资差距缩小。第二，夯实产业结构，培育适宜的产业环境。一个经济体的最优产业和技术结构是由该经济体的要素禀赋结构内生决定的。一方面各地区政府要不断重点培育以及优化地区产业结构，另一方面要积极创造使发达地区先进技术得以充分吸收和利用的条件。欠发达地区从发达地区引进先进技术，如果引进的先进技术在欠发达地区得不到合理恰当的应用，就会造成生产效率损失。因而这就要求欠发达地区要合

理地认识自身的发展趋势以及生产需要，将具有比较优势的产业同先进技术有机结合，提高各地区适宜的产业环境，进而培育具有更高技术水平的先进技术，减弱各地区工资差异。第三，提高人力资本水平。一方面，在中国人口红利逐渐消退的趋势下，紧抓劳动力素质建设是减弱高低技能劳动者工资差距，提高劳动者工资水平、促进经济增长的重要策略。另一方面，偏向型技术进步促进中国经济增长，主要是通过作用于受过高等教育的劳动力使各地区劳动生产率与工资水平提升。因而各地区政府要高度重视高等教育以及重点发展继续教育和职业教育，致力于全面加强人力资本建设，使地区工资差距减弱。欠发达地区的自主研发和 R&D 投入中的人力资本效率偏低，加大欠发达地区的高技能人才投入力度，对于提升人力资本回报率、发挥偏向型技术进步驱动作用就显得尤为重要。

参考文献

[1] 罗楚亮，曹思未. 地区差距与中国居民收入差距（2002—2013）[J]. 产业经济评论，2018（3）：35-53.

[2] Romer P M. Endogenous Technological Change [J]. Journal of Political Economy，1990，98（5）：71-102.

[3] Grossman G M，Helpman E. Endogenous Innovation in the Theory of Growth [J]. Journal of Economic Perspectives，1994，8（1）：23-44.

[4] 苏治，徐淑丹. 中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角 [J]. 中国社会科学，2015（7）：4-25.

[5] 邹薇，代谦. 技术模仿、人力资本积累与经济赶超 [J]. 中国社会科学，2003（5）：26-38.

[6] Baumol W J. Productivity Growth，Convergence，and Welfare：What the Long-run Data Show [J]. American Economic Review，1986，76（5）：1072-1083.

[7] 李光泗，徐翔. 技术引进与地区经济收敛 [J]. 经济学（季刊），2008（3）：983-996.

[8] 李尚骜. 跨国收入差距的收敛性 [J]. 经济研究，2010（5）：110-122.

[9] 彭国华. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析 [J]. 经济研究，2005（9）：19-29.

[10] 石风光，李宗植. 要素投入、全要素生产率与地区经济差距——基于中国省区数据的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究，2009（12）：19-31.

[11] 杨先明，秦开强. 技术变迁、收入收敛的长期趋势与中国经济增长 [J]. 经济学动态，2015（6）：78-86.

[12] 董直庆，宋伟，赵景. 技术差距与经济增长收敛性：来自省际面板数据的实证检验 [J]. 华东师范大学学报（哲学社会科学版），2015（6）：129-139.

[13] 林毅夫，黄先安，殷韦. 技术选择、技术扩散与经济收敛 [J]. 财经问题研究，2004（6）：3-10.

[14] 林毅夫，张鹏飞. 后发优势、技术引进和落后国家的经济增长 [J]. 经济学（季刊），2005（1）：53-74.

[15] Acemoglu D. Technical Change，Inequality，and the Labor Market [J]. Journal of Economic Literature，2002，40（3）：7-72.

[16] 封永刚，蒋雨彤，彭珏. 中国经济增长动力分解：有偏技术进步与要素投入增长 [J]. 数量经济技术经济研究，2017（9）：39-56.

[17] Acemoglu D. Directed Technical Change [J]. The Review of Economic Studies，2002，69（4）：781-809.

[18] Giannone E. Skill-biased Technical Change and Regional Convergence [R]. Chicago University Working Paper，2017.

[19] 陈勇，柏喆. 技能偏向型技术进步、劳动者集聚效应与地区工资差距扩大 [J]. 中国工业经济，2018（9）：79-97.

[20] Barro R J，Sala-i-Martin X. Convergence [J]. Journal of Political Economy，1992，100（2）：223-251.

[21] 戴天仕，徐现祥. 中国的技术进步方向 [J]. 世界经济，2010（11）：54-70.

[22] 陈晓玲，连玉君. 资本-劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验 [J]. 经济学（季刊），2012（1）：93-118.

[23] Klump R，McAdam P，Willman A. Factor Substitution and Factor-Augmenting Technical Progress in the United States：A Normalized Supply-Side System Approach [J]. Review of Economics and Statistics，2007，89（1）：183-192.

[24] 张军，吴桂英，张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算：1952—2000 [J]. 经济研究，2004（10）：35-44.

[25] Acemoglu D，Zilibotti F. Productivity Differences [J]. Quarterly Journal of Economics，2001，116（2）：563-606.

[26] 张成，蔡万焕，于同申. 区域经济增长与碳生产率——基于收敛及脱钩指数的分析 [J]. 中国工业经济，2013（5）：18-30.

[27] 陆雪琴，文雁兵. 偏向型技术进步、技能结构与溢价逆转——基于中国省级面板数据的经验研究 [J]. 中国工业经济，2013（10）：18-30.

（责任编辑：李　晟　张安平）

基于新发展理念的经济社会发展测度及空间关联格局研究

The Research on the Measurement of Economic and Social Development and Spatial Correlation Pattern Based on the New Concept of Development

李旭辉　殷缘圆　程　刚

LI Xu-hui　YIN Yuan-yuan　CHENG Gang

［摘　要］在新发展理念引领下实现协调发展是经济社会发展的前提条件，也是以城市群为主体形态促进一体化发展的重要基础。笔者从新发展理念的视角，基于2014—2017年我国中原城市群25个城市43个测度指标的数据，应用可修正特征的赋权方法和测度模型对其经济社会发展水平进行测度，以此为基础，借助探索性空间数据分析方法考察了中原城市群经济社会发展的空间关联格局。研究表明：新发展理念视角下的中原城市群经济社会发展不仅需要注重发展的充分性，更要注重发展的平衡性；中原城市群经济社会发展的空间非均衡性显著，呈现空间离散效应，形成了明显的“核心-边缘”空间“洼地结构”；中原城市群经济社会发展的空间关联格局以低低集聚和低高集聚模式为主；2016年以后中原城市群经济社会协调发展态势在增强，一体化水平显著提升。

［关键词］新发展理念　经济社会发展　测度　空间关联格局　探索性数据分析

［中图分类号］F222　F127　［文献标识码］A　［文章编号］1000-1549（2020）07-0104-12

Abstract: The realization of coordinated development is a prerequisite for economic and social development under the guidance of the new development concept and an important basis for promoting integrated development with urban agglomeration as the main form. From the perspective of the new development concept, the author measures the economic and social development of 25 cities in the central plains' city cluster by using the weighting method of modifiable features and the measurement model based on the data of 43 measurement indexes from 2014 to 2017. Based on this, the spatial correlation pattern of economic and social development of central plains' city agglomeration is investigated by means of exploratory spatial data analysis. The research shows that the economic and social development of the central plains' urban agglomeration led by the new development concept should not only pay attention to the adequacy of development, but also pay attention to the balance of development. The spatial non-equilibrium of economic and social development of central plains' urban agglomeration is significant, showing spatial dispersion effect, forming an obvious structure of core-edge spatial depression. The spatial correlation pattern of economic and social development of central plains' city agglomeration is dominated by low and high agglomeration patterns. After 2016, the coordinated economic and social development trend of central plains' city agglomeration is strengthened, and the level of integration is significantly improved.

Key words: New concept of development　Economic and social development　Measurement　Spatial correlation pattern　Exploratory spatial data analysis

［收稿日期］　2020-02-16

［作者简介］　李旭辉（通信作者），男，1981年6月生，安徽财经大学副教授，硕士生导师，管理学博士，主要研究方向为经济统计；殷缘圆，女，1995年11月生，安徽财经大学硕士研究生，主要研究方向为管理统计；程刚，男，1966年9月生，安徽财经大学教授，博士生导师，管理学博士，主要研究方向为创新管理。

［基金项目］　安徽省自然科学基金“五大发展理念实际效果测度研究”（项目编号：1808085MG216）；安徽省高校自然科学研究重点项目“面向大数据技术的创新驱动实施绩效评价方法、模型及应用研究”（项目编号：KJ2018A0440）。

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

发展理念是经济社会发展行动的先导。[1]党的十八届五中全会提出的“创新、协调、绿色、开放、共享”无疑是目前中国经济社会新的发展理念，这一破解经济社会发展不平衡问题的战略指南，将贯穿于整个“十三五”乃至更长时期经济社会发展的各领域和全过程。[2]基于新发展理念探讨经济社会发展测度及空间关联格局是当前学术界的一个重要课题。

现有文献中关于经济社会发展测度和空间特征方面的研究成果对本文具有重要的启示作用和参考价值。从研究视角看，学者们主要是从“五位一体”总布局（周永道等，2018[3]）、主体功能区（李旭辉和朱启贵，2017[4]）、科学发展观（周知等，2014[5]）、生态文明（龙亮军，2019[6]）、“四化”（阮家港，2016[7]）等视角进行了有益探索。这些研究视角虽然符合特定时期的经济社会特征和需求，但目前的经济社会发展还需要以新理念、新布局、新方向作为指引，因而本文从新发展理念的视角，聚焦于经济社会发展的测度和空间关联格局。从经济社会发展测度看，学者们多数采用人均 GDP 作为经济社会发展衡量指标（Li 和 Fang，2014[8]；张红梅等，2014[9]；王菲和李善同，2016[10]），但也有人认为利用人均 GDP 作为衡量指标存在一定的问题（徐康宁等，2015[11]；刘华军和杜广杰，2017[12]）；有些学者采用其他统计指标作为经济社会发展的代理变量，进行了多方面的探讨（袁怀宇和刘江浩，2019[13]）。然而，笔者认为：单一指标只能反映创新、协调、绿色、开放和共享子系统的某一个方面，难免带有片面性；经济社会发展是一个具有多维性的复杂系统，新发展理念下的经济社会发展水平应该通过构建一个完整的指标体系进行综合测度。基于此，笔者通过构建基于新发展理念的经济社会发展测度指标体系，借助主、客观组合赋权方法和模型，测算出基于新发展理念的经济社会发展测度值，并以此度量区域经济社会发展，进而揭示其区域差距和空间关联特征。从研究方法看，已有学者引入了变异系数、基尼系数和泰尔指数等方法应用于空间特征的测算，如刘华军和何礼伟（2015）[14]采用 Dagum 基尼系数及其分解方法对中国的地区差距进行了实证研究，张鑫等（2016）[15]应用 Theil 指数和 Mono 指数对 10 大城市群的差异性及空间结构特征进行了描述和实证，汪启慧和朱道才（2018）[16]采用变异系数和泰尔指数法探索了县域经济发展水平的时空分异状况。相比于描述性统计方法，这些方法虽然在科学性、严谨性和全面性方面均有提升，但不可忽视的是，仅揭示区域差距的相对差异是不够的，还需要对其绝对差异及空间关联特征进行精细化考察（辛冲冲和陈志勇，2019[17]）。基于此，笔者在本文中引入了探索性空间数据分析方法，该方法是在传统统计学的基础上，运用空间分析工具对研究对象的空间分布格局进行统计描述和可视化，是探究空间关联格局的一个重要工具。

综上，笔者借鉴现有研究成果，从新发展理念的视角，应用可修正特征的指标赋权方法和 TOWA-GA 混合算子信息集结模型，先对新发展理念下的经济社会发展水平进行测度，在此基础上，再引入探索性空间数据分析方法，深入探究新发展理念下经济社会发展的空间关联格局，旨在为合理制定区域协调发展政策提供有益的参考。

二、新发展理念下经济社会发展测度方法探讨

（一）基于新发展理念的经济社会发展测度方法

1. 基于可修正特征的指标赋权方法。

区域经济社会发展测度值的测算首先需要解决表征经济社会发展指标体系的权重系数问题，即赋权方法的选择问题。考虑到“可修正”这一测度需求，本研究在传统序关系分析法（G1）的基础上，引入了一种基于优势数与转换函数的新赋权方法。该方法利用指标之间的序关系确定优势数，并结合传统的序关系分析法求解得到最终的权重系数，具有计算简便、应用灵活等优点，其具体步骤如下。

首先，确定指标重要性排序。通过对样本考察期内指标数据的变动趋势进行分析，衡量出指标在考核期内的增长快慢程度，以此确定指标的重要性程度，即变动越快的指标其重要性程度排名越靠前，具体可通过计算考察期内各指标在相邻评价时刻的发展增长率 $\Delta_{ij}(t_k, t_{k+1})$ 表示，记为：

$$\Delta_{ij}(t_k,t_{k+1})=\frac{x_{ij}(t_{k+1})-x_{ij}(t_k)}{x_{ij}(t_k)} \quad (1)$$

在上述基础上计算正增长率和 $\sum_i \Delta_{ij}$，并对发展正增长率和正增长个数分别进行归一化处理，记为 $\sum_i \Delta_{ij}^*$、c_j^{+*}，最后计算发展动态指数 d_j（公式 2）。发展动态指数的大小即为指标重要性排序结果，从上述计算过程可发现，指标重要性排序是从大量数据上

挖掘并运用了被测度对象行为导向信息，具有重要的实际意义。

$$d_j = \sqrt{\sum_i \Delta_{ij}^{*} \times c_j^{+*}},\ d_j \in [0,1] \tag{2}$$

其次，确定指标重要性之比。为了权衡指标权重之间的大小差异，引入优势数这一概念，缩小最重要与最不重要指标之间的权重大小，并要求相邻指标的权重之比大于等于1，具体定义为：假设各指标按重要性程度进行了排序，记为 $x_1>x_2>\cdots>x_m$，则指标 x_j 表示该指标比 $m-j$ 个指标都重要，则称 $s_j=m-j$ 为指标 x_j 的优势数。

为了测算出指标之间相对重要程度之比，引入转换函数 $f(x)=(x+1)a(a>0)$，该函数单调递增属性与序关系的分析方法原理一致，其增幅的大小取决于 a 的取值。基于此，可以将优势数与转换函数相结合确定指标重要性之比，具体来说，设指标 x_{k-1} 与 x_k 的重要性程度之比为 $r_k=w_{k-1}/w_k$，将优势数代入转换函数 $f(x)$ 中，得到 x_{k-1} 与 x_k 间相对重要程度的比较判断（公式（3）），由序关系分析法的特点可知，r_k 与 w_m 满足公式（4）中的关系。

$$r_k=[(m-j)+1]^a \quad j=1,2,\cdots,m-1;\ k=2,3,\cdots,m \tag{3}$$

$$\begin{cases} w_m = \left(1+\sum_{k=2}^{m}\prod_{i=k}^{m} r_i\right)^{-1} \\ w_1 = w_m \prod_{k=2}^{m} r_i \quad k=m,m-1,m-2,\cdots,3,2 \end{cases} \tag{4}$$

最后，求解指标权重系数。当上式 a 取定值时，$\prod_{k=2}^{m} r_i$ 也为定值，令 $Z=\prod_{k=2}^{m} r_i$，Z 值的大小将直接影响到最终权重的确定（公式（5））。若已知 x_1 的优势数 s_1，而最不重要的指标 x_m 的重要性程度为1，可令 $Z=w_1/w_m=s_1+1$，该值为 Z 的最大值，其确定方法可按公式（6）中的模型求出，根据该公式可求出参数 a 的值，将其代入公式（3）和公式（4），即可求解出对应的各指标权重系数。

$$Z = \prod_{k=2}^{m} r_i = \frac{w_1}{w_m} = m^a(m-1)^a\cdots 3^a 2^a \tag{5}$$

$$Z = \begin{cases} \dfrac{\max c_j^{+}}{\min c_j^{+}}, \dfrac{whenmaxc_j^{+}}{\min c_j^{+}} < s_1+1 \\ s_1+1, \dfrac{whenmaxc_j^{+}}{\min c_j^{+}} \geqslant s_1+1 \end{cases} \tag{6}$$

$$\text{s.t.}\begin{cases} Z = m^a(m-1)^a\cdots 3^a 2^a \\ [(m-j)+1]^a > 1 \quad j=1,2,\cdots,m-1 \end{cases}$$

2. 基于非线性熵值规划的时间权重赋权方法。

通过上述基于可修正特征的指标赋权方法可以获得各指标的权重系数，将其代入相应的评价模型中，可得到每年的经济社会发展测度值，但是无法获得在时间段内经济社会发展总评价值，这需要解决时间的权重系数问题。关于时间权重系数的确定，在此我们借鉴相关学者的研究成果，采用非线性熵值规划法。该方法建立在信息熵基础上，体现了决策者主观信息和数据客观信息的融合，通过决策者的偏好信息事先定义时间度 θ 的值，尽可能使权重信息反映出来的熵值最大，从而转化为非线性规划问题，记为：

$$\max\left(-\sum_{k=1}^{N} w_k \cdot \ln w_k\right)$$

$$\text{s.t.}\begin{cases} \theta = \sum_{k=1}^{N} \dfrac{N-k}{N-1} w_k \\ \sum_{k=1}^{N} w_k = 1 \quad w_k \in [0,1] \end{cases} \tag{7}$$

式中，时间度 θ 大小体现了在集结过程中对不同时段的偏好程度，其取值为0.1、0.3、0.5、0.7、0.9时，分别代表非常重视近期数据、较重视近期数据、同样重视所有时期数据、较重视远期数据、非常重视远期数据，而取值为0.2、0.4、0.6、0.8时，分别代表对应以上相邻判断的中间情况。

3. 基于TOWA-GA混合算子的信息集结模型。

在获得每年经济社会发展测度值后，利用上述求解的时间权重系数，可以通过信息集结模型得到在时间段内经济社会发展总评价值，本研究引入TOWA-GA混合算子信息集结模型。TOWA-GA混合算子模型是将时序加权平均（TOWA）算子和时序几何平均（TOWGA）算子组成的混合模型进行集结，具体定义如下：

假设 $\langle u_i, a_i\rangle (i=1,2,\cdots,N)$ 为由二维数组构成的TOWA对，u_i 为时间诱导分量，a_i 为数据分量。式（8）中：b_j 为TOWA对中的数据分量，$w=(w_1, w_2, \cdots, w_N)^T$ 是与 F 相关联的加权向量，$w^Tw=1$，则称函数 F 是 N 维TOWA算子，记为：

$$F(\langle u_i,a_i\rangle,\cdots,\langle u_N,a_N\rangle) = \sum_{j=1}^{N} w_j b_j \tag{8}$$

假设 $\langle u_i, a_i\rangle (i=1,2,\cdots,N)$ 为由二维数组

构成的 *TOWGA* 对，u_i 为时间诱导分量，a_i 为数据分量。式（9）中：b_j 为 TOWGA 对中的数据分量，$w=(w_1, w_2, \cdots, w_N)^T$ 是与 G 相关联的加权向量，$w^Tw=1$，则称函数 G 是 N 维 TOWGA 算子，记为：

$$G(\langle u_i,a_i\rangle,\cdots,\langle u_N,a_N\rangle)=\prod_{j=1}^{N} b_j^{w_j} \tag{9}$$

由于 TOWA 算子侧重不同时刻测度值之间的互补性，而 TOWGA 算子注重测度对象不同时刻的均衡性，因此，考虑到两种算子的特点，将其组合，则结果更为合理，记为 TOWA-GA，其式为 $Y(\langle u_i, a_i\rangle, \cdots, \langle u_N, a_N\rangle)=\alpha_1F+\alpha_2G$，其中，$\alpha_1=\sigma_1/(\sigma_1+\sigma_2)$，$\alpha_2=\sigma_2/(\sigma_1+\sigma_2)$。

σ_1、σ_2 分别为 TOWA 和 TOWGA 算子的离差平方和。

（二）探索性空间数据分析（ESDA）

探索性空间数据分析（ESDA，Exploratory Spatial Data Analysis），是空间统计方法和技术的融合，其核心是通过对现象或事物空间分布格局的统计描述与可视化，揭示与地理位置相关的数据之间的空间关联格局（吴明等，2018[18]）。ESDA 的主要原理是通过测度具有某种属性的空间分布与其临近区域是否存在空间自相关性。空间自相关性是同一变量在不同空间位置上相关性的度量，是有效分析空间要素属性值与空间区域是否具有显著关联性的重要指标。其中：变量属性值随着空间距离的缩小而变得更加相似，称为空间正相关；变量属性值随着空间距离的缩小而导致差异更大，称为空间负相关；当变量属性值并没有表现出任何的空间依赖关系，则为空间不相关性或空间随机性。ESDA 的空间自相关性主要包括全局空间自相关指数与局域空间自相关指数，本文通过这两类空间自相关指数来探究研究区域经济社会发展的空间关联格局。

全局空间自相关主要是测度整个空间的关联性，体现的是同一变量在研究区域的自相关性，通常采用全局莫兰指数（Moran's I）进行度量。全局莫兰指数可以反映出变量属性值是呈现聚集、离散或者随机分布的某种状态，表现的是整个研究区域中各个区域单元与邻近单元之间的相关性，其计算公式为：

$$I=\frac{n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}|x_i-x||x_j-x|}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}\sum_{i=1}^{n}|x_j-x|^2} \tag{10}$$

其中：I 是全局莫兰指数，n 表示测度区域的个数，x_i 与 x_j 分别是区域 i 与 j 的属性值，x 为区域属性值的均值，w_{ij}是区域 i 和 j 的空间权重矩阵。计算得到的莫兰指数取值区间为［-1，1］，取值为-1 是完全负相关，取值为 1 是完全正相关，取值为 0 是不相关。若 I 取值为正，则代表研究对象经济社会发展观测值属性的空间分布呈聚类模式，即高（低）值倾向于集聚在高（低）值附近；反之，I 取为负，则代表研究对象经济社会发展观测值属性的空间分布呈离散模式，即低（高）值倾向于分布在高（低）值附近；若 I 的值为 0，则表示研究区域经济社会发展的观测值属性呈随机分布。全局空间莫兰系数的绝对值越大，说明研究对象经济社会发展观测值属性的集聚（离散）特征越明显。

在全局空间自相关指数的基础上，局域空间自相关主要用来进一步揭示局部区域的空间关联特征，主要通过局域莫兰指数（LISA）来表征。通过该指数可以识别出研究对象在不同局域空间形成的离散效应与集聚效应，并且能够找出空间集聚点，有效地弥补了全局空间自相关分析的不足。局部莫兰指数值越高，表明相似变量值的区域在空间集聚，反之则表明不相似变量值在空间上集聚，其测算公式如下：

$$I_i=\frac{x_i-\bar{x}}{s}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}(x_j-\bar{x}) \tag{11}$$

其中，N、n、x、w_{ij}代表意义同上述公式（10）是一致的。$s=\sum_{j=2}^{N} x_j^2/(N-1)-\bar{x}^2$，当 $I_i>0$，说明区域单元呈现高-高或者低-低的空间集聚；当 $I_i<0$，表明区域单元呈现高-低或者低-高的空间集聚。在局域莫兰指数的基础上，可以绘制 Moran 散点图进一步考察研究对象经济社会发展的局部空间异质性及其彼此的关联特征。Moran 散点图中第一（三）象限的城市集聚模式，表现为研究对象的经济社会发展水平较高（低）的城市被发展水平高（低）的城市包围，属于高高（低低）型集聚。Moran 散点图中第二（四）象限的城市集聚模式，表现为研究对象的经济社会发展水平较低（高）的城市被发展水平较高（低）的城市包围，属于低高（高低）型集聚。

三、基于新发展理念的经济社会发展测度

（一）研究对象和数据来源

城市群战略是中国区域经济发展中的重要国家战

略（陈明华等，2017[19]）。《国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》中明确提出：建设“两横三纵”城市化战略格局，加快 19 个城市群建设发展。这表明中国区域规划的重心由“带状”逐渐转向“块状”，区域经济正在由省域、行政区经济转向城市群经济（陈明华等，2016[20]）。作为 7 大国家级城市群之一的中原城市群是中部地区承接发达国家及中国东部地区产业转移、西部资源输出的枢纽和核心区域，是参与国内外竞争、促进中部崛起、辐射带动中西部地区发展的核心增长极。同时，“十三五”规划纲要中还明确提出：中原城市群是跨省级行政区域重点城市群之一，是构成中国东中西部区域经济协调发展的重要战略支点。2016 年国家发改委颁布的《中原城市群发展规划》（以下简称《规划》）中重点提出了中原城市群的主要任务是“优化中原城市群区域发展空间格局，推动经济增长空间由东向西梯次拓展，促进中原城市群东中西协调发展。”因此，本课题以中原城市群为研究对象，考察新发展理念下的中原城市群，包括郑州、开封、洛阳、商丘、周口、鹤壁、焦作等 25 个城市经济社会发展的时空特征和空间关联格局。

中原城市群 25 个城市、43 个经济社会发展测度指标的原始数据分别来源于《山东省统计年鉴》（2015—2018）、《安徽省统计年鉴》（2015—2018）、《河南省统计年鉴》（2015—2018）、《中国城市统计年鉴》（2015—2018）以及各个城市统计年鉴等，还有部分数据来源于各省市统计局网站。针对个别缺失的数据采用插值法进行了填充。

（二）基于新发展理念的经济社会发展测度指标体系

《规划》指出，中原城市群要牢固树立和贯彻落实新发展理念，结合其经济社会发展的战略定位，构建以创新为第一动力、协调为基石、绿色为基本要求、开放为必经之路、共享为内在要求的中原城市群经济社会发展测度指标体系，即从创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展表征中原城市群经济社会发展水平。

1. 创新发展。

创新发展是可持续发展的动力，是将科技成果转换为生产力的重要方式，对推动中原城市群高质量发展，形成以创新为引领的发展模式具有关键作用。创新产出能力高低是衡量创新发展水平的直接标准，而良好的创新环境和创新资源是高质量创新产出的必要条件，因此，可从创新资源、创新环境和创新产出三个方面来表征创新发展水平。创新资源主要指人力、财力、物力的投入，创新资源的有序整合可以为创新发展提供有利保障；创新环境主要包括市场环境和产业政策，良好的市场环境和产业政策会引导创新要素集聚，满足创新主体和创新人才的需求，从而导致高质量的创新产出。

2. 协调发展。

协调发展是持续健康发展的内在要求，是中原城市群经济社会发展的重要基石。《规划》明确提出要创新城乡统筹发展机制，加速产业与城市融合发展。因此，可从城乡协调与产城融合两个方面来表征协调发展。一方面，城乡协调发展是建设经济社会现代化的重要组成部分，加快人口城镇化、缩小城乡收入差距是实现城乡融合的关键。另一方面，推进产城融合发展是促进协调发展的重要举措，有利于产业空间集聚和城市群一体化建设，实现“以产促城、以城兴产”的发展模式。

3. 绿色发展。

绿色发展是高质量发展的新导向。《规划》中将中原城市群发展目标定位为“绿色生态发展示范区”，并提出共筑生态屏障、推进环境共治和建设绿色城市是解决中原城市群经济社会发展问题的重要举措。全面推动绿色发展，需要解决资源、环境、生态等方面面临的各种问题，因此本研究从环境治理、环境质量、绿色生活和农地保护等方面来表征绿色发展。首先，以提高环境治理水平和改善环境质量为突破口，建立将环境保护作为实现可持续发展重要支柱的一种新型发展模式；其次，协调人类与环境的关系，保护土地资源和减少生活污染，形成绿色发展方式和生活方式。

4. 开放发展。

开放发展是繁荣发展的必由之路。“全面提升对内对外开放”是《规划》对中原城市群发展的重要定位，并将其具体目标定为“大力发展内陆开放型经济，深化国内外区域合作，构建全方位开放发展新格局”。基于此，可以从对内贸易和对外贸易两个角度表征中原城市群开放发展水平。对外贸易是形成对外开放的新局面，提高对外开放水平，加大进出口力度。对内贸易主要涉及刺激消费需求，提高对省外资金的利用率。

5. 共享发展。

共享发展是发展的目标和归宿。《规划》中提出了“加强文化共享、健全医疗卫生服务体系、提升教育发展质量和共享水平”等一系列举措，旨在全面提升公共服务共享水平。提高共享发展水平，必须实现社会保障、公共服务、公共文化的全覆盖。其中：建设城乡社会保障体系和健全公共服务体系是确保居民参与共享经济社会发展成果的重要指标；另外，共享发展不仅仅是经济发展成果共享，更是精神文化的共享。因此，可以从社会保障、公共服务、生活质量和文化发展四个方面评测共享发展。

基于上述分析，结合《规划》中对中原城市群发展的目标和定位，中原城市群经济社会发展设置了创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展五个准则层，并以此为依据分别构建了 15 个一级指标和 43 个二级指标，如表 1 所示。

表 1　　基于新发展理念的经济社会发展测度指标体系

目标层	准则层	一级指标	二级指标	属性
基于新发展理念的经济社会发展	创新发展	创新资源	R&D 人员数（个）	正向
			R&D 研发经费支出（万元）	正向
		创新产出	发表科技论文数（篇）	正向
			有效发明专利数（件）	正向
			出版科技著作（种）	正向
			形成国家或行业标准数（项）	正向
		创新环境	技术市场成交额（亿元）	正向
			省级以上企业技术中心单位（个）	正向
			专利申请量比（%）	正向
	协调发展	城乡协调	城镇化率（%）	正向
			城乡居民收入水平对比	逆向
		产城融合	第三产业就业人数占就业人数比重（%）	正向
			房地产投资占固定资产投资比重（%）	正向
			科学技术投入占财政支出比率（%）	正向
	绿色发展	环境治理	工业固体废物处置利用率（%）	正向
			城镇污水处理率（%）	正向
		环境质量	废水化学需氧量（万吨）	逆向
			氮氧化物排放量（万吨）	逆向
			烟尘排放量（万吨）	逆向
		绿色生活	建成区绿化覆盖率（%）	正向
			生活垃圾无害化处理率（%）	正向
		农地保护	农药使用量（吨）	逆向
			农用化肥使用量（吨）	逆向
			农用塑料薄膜使用量（吨）	逆向
	开放发展	对外贸易	实际利用外资额占 GDP 的比重（%）	正向
			出口依存度	正向
			进口依存度	逆向
		对内贸易	社会消费品零售总额（亿元）	正向
			货运量（万吨）	正向

续前表

目标层	准则层	一级指标	二级指标	属性
基于新发展理念的经济社会发展	共享发展	社会保障	社会保障与就业支出占财政支出（%）	正向
			社会保障参保人数（万人）	正向
			城镇登记失业率（%）	逆向
		公共服务	义务教育拥有学校数量（所）	正向
			民用车辆拥有量（辆）	正向
			社区服务设施（个）	正向
		文化发展	大专以上文化程度占总人口比重（%）	正向
			城镇居民家庭教育文化娱乐服务支出（元）	正向
			农村居民家庭教育文化娱乐服务支出（元）	正向
			教育经费占财政支出比重（%）	正向
		生活质量	城镇居民人均家庭可支配收入（元）	正向
			农村居民家庭人均可支配收入（元）	正向
			用水普及率（%）	正向
			燃气普及率（%）	正向

（三）实证测度与结果分析

1. 实证测度。

首先，根据上述构建的指标体系和数据来源获得2014—2017年期间中原城市群25个城市43个测度指标的原始数据。然后对原始数据进行类型一致化处理。该处理流程主要是将逆向指标全部转化为正向指标，正向指标的数值越大越好，逆向指标的数值越小越好，因此，本研究将指标体系中的逆向指标采用取倒数的方法将其正向化，从而使数据类型一致化。另外，由于不同指标有着不同的量纲和量级，具有不可公度性，为了便于指标间的比较，需要进行无量纲化处理，本研究选取极差处理法对各指标进行无量纲化处理。

其次，完成原始数据收集和标准化处理后，按照可修正特征G1法的步骤，将各指标数据分别代入公式（1）~公式（6）中，应用MATLAB软件测算出各指标的权重系数，然后采用TOPSIS测度模型得到2014—2017年中原城市群25个城市的经济社会发展测度值（如表2所示）。

最后，按照非线性熵值规划法步骤获得2014—2017年的时间权重系数，分别是0.098、0.165、0.276、0.461，在此基础上，采用TOWA-GA混合算子将上述每年各城市经济社会发展测度值和时间权重系数集结，从而得到2014—2017年期间各城市经济社会发展总测度值（如表2的第6列所示）。

表2　基于新发展理念的中原城市群经济社会发展测度值

城市	2014年测度值	2015年测度值	2016年测度值	2017年测度值	总测度值
郑州市	0.568	0.579	0.506	0.854	0.683
开封市	0.179	0.211	0.160	0.167	0.173
洛阳市	0.414	0.483	0.449	0.676	0.554
平顶山市	0.194	0.222	0.185	0.210	0.203
安阳市	0.247	0.238	0.219	0.245	0.237
鹤壁市	0.147	0.153	0.163	0.147	0.152
新乡市	0.229	0.251	0.224	0.290	0.258
焦作市	0.189	0.204	0.170	0.183	0.183
濮阳市	0.158	0.163	0.155	0.139	0.149
许昌市	0.195	0.190	0.188	0.186	0.188
漯河市	0.139	0.141	0.128	0.112	0.123
三门峡市	0.192	0.119	0.132	0.120	0.129
南阳市	0.218	0.275	0.221	0.312	0.269
商丘市	0.166	0.180	0.137	0.234	0.187
信阳市	0.168	0.237	0.208	0.238	0.221
周口市	0.180	0.197	0.178	0.248	0.211
驻马店市	0.176	0.205	0.158	0.208	0.189
济源市	0.166	0.155	0.161	0.140	0.150
淮北市	0.244	0.265	0.230	0.142	0.190
亳州市	0.456	0.445	0.445	0.118	0.243
宿州市	0.152	0.132	0.139	0.119	0.130
蚌埠市	0.413	0.490	0.458	0.249	0.347
阜阳市	0.421	0.431	0.462	0.239	0.335
聊城市	0.201	0.256	0.337	0.217	0.250
菏泽市	0.251	0.352	0.255	0.316	0.297

2. 结果分析。

从时间演化看，图 1 描述了中原城市群经济社会发展总体和各子系统的时间演变趋势。通过分析发现，2014—2016 年期间，中原城市群绿色发展水平处于首位，协调发展水平次之，而此之后，协调发展水平取而代之，处于首位；样本考察期内，创新发展曲线始终处于末位。从演变过程来看，中原城市群经济社会发展总体和各子系统发展水平变动复杂，各曲线的变动幅度不一致。具体来看，总体上，中原城市群经济社会发展水平呈现“上升—下降—上升”的演进态势：2015 年相较于 2014 年上升了 8.6%；2016 年下降了 7.73%；随后 2017 年出现骤升，年均上升 17%。对比各子系统的变动曲线可发现，绿色发展和共享发展两条曲线的波动最为明显。绿色发展曲线在 2014—2015 年期间处于平稳状态；2016 年出现小幅度下降；2017 年出现大幅度下降，且是下降幅度最大的一年，与 2016 年相比较下降了 28.89%。共享发展曲线呈现波动式变化，2015 年出现小幅度上升；2016 年小幅度下降至与 2014 年持平；2017 年出现大幅度提升，上升了 43.67%，达到最高点。协调发展曲线呈现 U 型变动态势，2014—2016 年呈现大幅度下降，变动幅度为 16.72%；2016—2017 年出现小幅度上升，变动幅度为 10.28%。创新发展和开放发展曲线波动幅度不明显，分别呈现微弱的下降和上升趋势，变动幅度为 5.35%、2.05%。由上述曲线的变动趋势分析可以得出，共享发展水平的上升速度最快，协调发展水平的上升速度次之；共享发展曲线的变动趋势与经济社会发展水平曲线一致，体现了共享发展是发展的目标和归宿这一核心理念；另外，创新发展曲线的位置位于经济社会发展水平的下方，而其他曲线位于其上方，表明中原城市群各子系统的发展状况中，创新发展最为薄弱。因此，必须要大力推进以科技创新为核心的全面创新，实现新旧动能加速转换，调整产业结构，激发创新活力，推动经济高质量发展。

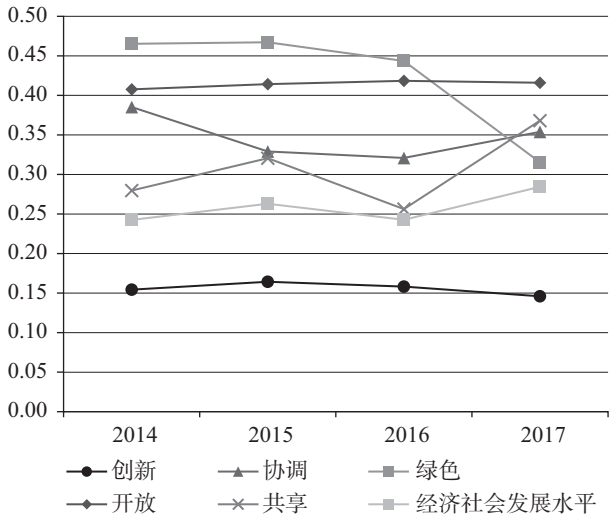


图 1　中原城市群经济社会发展水平及各子系统的演变趋势

从空间分布格局看，为了更加形象地反映中原城市群经济社会发展水平的空间格局，运用 ArcGIS 中的自然断裂法将观察期内的中原城市群经济社会发展综合测度值进行可视化分析。自然断裂法是基于数据中固有的分组，对分类间隔加以识别，对相似值进行恰当的分组，使各类之间的差异最大化，其最大的优点是可以保持数据的统计特征，达到组间差异最大、组内差异较小的效果。因此，采取自然断裂法的划分方法将其分为三个等级，以便更好地分析空间分布格局差异，结果如表 3 所示。

表 3　中原城市群经济社会发展水平的空间分布格局表

等级	城市
第一等级	郑州市、洛阳市
第二等级	南阳市、新乡市、安阳市、聊城市、菏泽市、阜阳市、亳州市、蚌埠市
第三等级	三门峡市、焦作市、济源市、鹤壁市、濮阳市、平顶山市、许昌市、漯河市、开封市、周口市、驻马店市、商丘市、信阳市、淮北市、宿州市

由表 3 可知，中原城市群经济社会发展水平具有空间非均衡性。具体来看，第一等级水平区域仅包括郑州、洛阳两座城市，这是中原城市群经济社会发展水平最强的地区。郑州和洛阳作为中原城市群的中心城市和副中心城市，无论在基础设施、资源配置，还是人力资本、经济水平等方面都处于中原城市群较强的地位，为综合能力的提升奠定了良好的基础，使得该区域的经济社会发展水平处于领先地位。第二等级的城市主要分布在北部、东南部地区，其中北部地区主要涵盖安阳、聊城、菏泽、新乡，东南部地区包含亳州、蚌埠、阜阳。这些城市作为中原城市群的核心区域，是中原城市群的重要支撑，在经济综合能力、科技创新、绿化保护等方面的发展水平相对较高，具有一定的发展潜力。其中，蚌埠、阜阳等城市作为皖北地区的核心区域，依托合芜蚌国家自主创新示范区和长三角城市群，培养战略性新兴产业、推进新型城镇化、发展现代化农业，带动了该区域的经济社会发展。第三等级水平的城市分布范围较广，主要分布在

中部地区、东北部地区、南部地区以及西北部地区。该等级的区域发展水平较低，技术条件低下，经济结构配置比例不协调，同时还受地理位置的限制，因此整体经济社会发展水平较低。从整体分布格局看，以郑州、洛阳等城市为主要核心点，以皖北地区为次级核心点，向周边城市递减分布，形成“核心-边缘”空间分布结构。从分布范围看，第三等级水平区域占据了中原城市群的绝大部分地区，第一等级水平地区的分布范围最小；较高等级水平地区主要分布在西部地区，较低等级水平地区主要分布在东部地区以及西部的边缘地带。

四、基于新发展理念的经济社会发展空间关联格局

在上述中原城市群经济社会发展测度值的基础上，本部分采用探索性空间数据分析方法探究中原城市群经济社会发展的空间关联格局。

（一）全局空间自相关分析

为了探究中原城市群经济社会发展是否存在统计意义上的差异性，按照上述全局空间自相关指数测算方法的步骤，分别测度了 2015、2017、2014—2017 年的 Global Moran’s I 指数（如表 4 所示）。从表 4 可发现，中原城市群经济社会发展的 Global Moran’s I 全部为负值，且显著性水平均小于 0.05，通过了显著性检验。这说明中原城市群经济社会发展呈现显著的空间离散效应，即中原城市群经济社会发展在空间上呈显著差异，且经济社会发展不同水平的城市彼此相邻。结合中原城市群经济社会发展测度反映出的空间演变轨迹可知，2014—2017 年中原城市群经济社会发展在空间上形成了明显的“核心-边缘”结构，即以核心城市带动周边城市发展，形成扩散效应，这与 Global Moran’s I 测度值为负值，在空间上呈现空间负相关性的结果相一致。

表 4　　中原城市群经济社会发展的 Global Moran’s I 指数

年份	Global Moran’s I	E（I）	Sd	Mean	P（I）
2015	-0.238 0	-0.041 7	0.159 0	0.007 4	0.04
2017	-0.231 7	-0.041 7	0.130 6	-0.038 8	0.02
2014—2017	-0.322 4	-0.041 7	0.167 9	-0.037 0	0.03

（二）局部空间自相关分析

上述全局空间自相关分析是从整体视角来探索中原城市群经济社会发展的空间特征，无法识别出中原城市群各城市的经济社会发展空间关联特征和集聚模式，但局部空间自相关分析的 Moran 散点图和 LISA 集聚地图可以辨认和展示各中原城市群内部的集聚状态与关联格局，以中原城市群经济社会发展测度值、空间滞后值、平均值为 x、y 轴及原点，将平面空间图划分为四个象限，其分别对应中原城市群经济社会发展不同的空间集聚类型，即高高区（HH 区）、低高区（LH 区）、低低区（LL 区）、高低区（HL 区）。HH 区代表高值区域被高值邻居包围，即城市与自身周边城市的经济社会发展水平均高，两者的空间差异较弱，属于扩散效应区，并存在着正向的高值集聚效应；HL 区代表高值区域被低值邻居包围，即城市自身经济社会发展水平高而周边城市低，两者的空间差异程度较强，为极化效应区，存在着逆向的空间关联效应；LH 区代表低值区域被高值邻居包围，即城市自身经济社会发展水平低而周边城市高，两者的空间差异程度强，为发展塌陷区，存在着逆向的空间关联效应；LL 区代表低值区域被低值邻居包围，即某城市自身经济社会发展水平与周边城市均处于低水平，空间差异程度较弱，为低速增长区，存在着正向的低值集聚效应。

利用 Geoda 软件以及 2015、2017、2014—2017 年中原城市群经济社会发展测度值绘制出 Moran 散点图（如图 2 所示）和 LISA 集聚地图（如图 3 所示）。从图 2 的散点图四个象限分布个数看，LH 区的个数为 27 个，HH 区为 5 个，LL 区 26 个，HL 区 17 个。其中 LH 区、LL 区占据了绝对主导，说明经济社会发展局部空间差异程度较大，并且经济社会发展存在着正向的低值集聚效应（如表 5 所示）。

表 5　2014—2017 年中原城市群经济社会发展空间关联变化

年份	高高个数	高低个数	低高个数	低低个数
2015	2	6	10	7
2017	1	6	7	11
2014—2017	2	5	10	8

从局部空间 LISA 分布图（图 3）可知，2015 年和 2017 年中原城市群经济社会发展呈现显著的 LL 区，

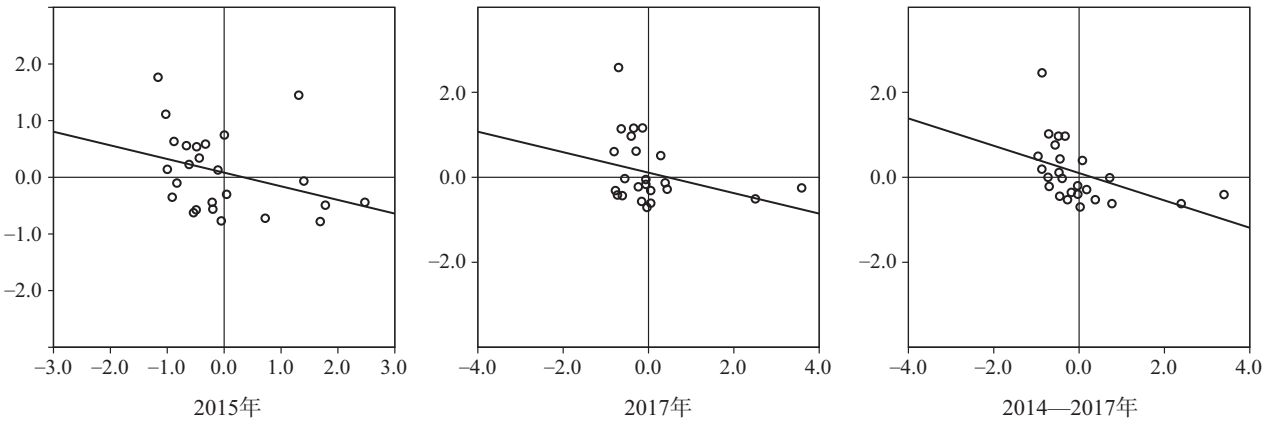


图 2　中原城市群经济社会发展 Moran 散点图

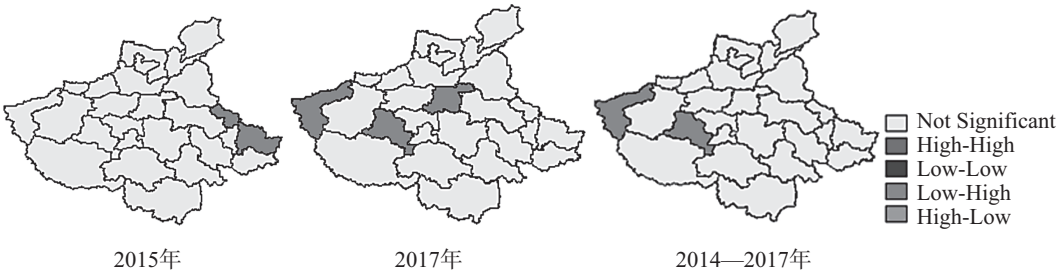


图 3　中原城市群经济社会发展 LISA 图

且处于不同的区域分布范围，这说明了中原城市群 25 个城市经济社会发展存在显著空间差异，且以低效益的空间集聚为主。具体来看，中原城市群经济社会发展空间关联特征主要表现在以下几个方面。

1. 高高集聚区（HH）。

第一象限为高高集聚区，代表本区域和相邻区域的经济社会发展水平均较高，在空间上呈现扩散带动态势。2015 年中原城市群经济社会发展水平处于高高集聚区的城市有阜阳和淮北，其主要分布在皖北地区；2017 年处于高高集聚区的城市只有新乡；2014—2017 年的总测度结果处于高高集聚区的城市有阜阳和新乡，虽然这两个城市一直处在高高集聚区，但未通过显著性检验。这说明中原城市群经济社会发展的空间非均衡性显著，高值区域集聚水平不高。

2. 低低集聚区（LL）。

第三象限为低低集聚区，代表本区域与相邻区域的经济社会发展水平均低，表现为低水平区域。2015 年位于该区域的城市有 7 个，2017 年位于该区域的城市有 11 个，数量相较于 2015 年增加了 57%。2015 年位于低低集聚区域的城市有聊城、濮阳、安阳、鹤壁、周口、驻马店、信阳，而 2017 年位于该象限的城市有聊城、濮阳、安阳、鹤壁、商丘、淮北、宿州、亳州、阜阳、驻马店、信阳，其主要分布在安徽的皖北地区、山东地区以及河南的中部偏东地区。其中，阜阳和淮北从 2015 年的高高集聚区跃迁到 2017 年的低低集聚区域，虽然结果并不显著，但也说明这两个城市的经济社会发展水平呈现下降的趋势，自身发展动力不足，导致其无法带动周边城市的发展，对周边城市的扩散效应较弱。从 2014—2017 年整体空间分布格局可以看出，处于低低集聚区域城市的数量呈现减弱的趋势，由此可见中原城市群整体发展水平呈现向上的发展态势，这主要得益于各城市利用自身发展优势，“结伴”融入“一带一路”国家战略，带动产业协作，推动了中原城市群一体化发展。

3. 高低集聚区（HL）。

第四象限为高低集聚区，代表本区域经济社会发展水平高而相邻区域较低，表现为空间上的极化效应。位于该区域的城市数量在 2015 年和 2017 年没有显著变化，2015 年位于该区域的城市有洛阳、郑州、南阳、菏泽、亳州、蚌埠，2017 年位于该区域的城市有洛阳、郑州、南阳、周口、菏泽、蚌埠，其主要分布在河南省的豫西地区。其中，周口从 2015 年的低低集聚区跃迁到 2017 年的高低集聚区，表明“十三五”期间，周口在新发展理念引领下在发展质量和效益方面取得了极大的成效。从 2014—2017 年整

体空间分布格局可看出，洛阳、郑州始终处于高低集聚区，这是由于郑州、洛阳作为中原城市群规划中“一核四轴两带”的核心城市，其周边城市经济社会发展水平相对较低，形成以核心区带动辐射区的分布形态，经济溢出效应和扩散效应愈发显著。

4. 低高集聚区（LH）。

第二象限为低高集聚区，代表本区域经济社会发展水平低而周边相邻区域较高，在空间上形成“洼地现象”。从城市数量上可看出，分布于该区域的城市数量呈现下降趋势，且有向低低集聚区域转移的动态趋势。2015 年分布于该区域的城市有开封、三门峡、济源、漯河、平顶山、焦作、商丘、新乡、许昌、宿州，2017 年处于该区域的城市有三门峡、济源、平顶山、漯河、焦作、开封、许昌，这形成了以郑州、洛阳为核心的分布形态，其中三门峡和平顶山的低高集聚模式通过了显著性检验。该区域城市由于自身增长动力不足，需要借助郑州、洛阳等核心城市的扩散效应，优化产业结构、加快经济增长。因此中原城市群要以交通一体化为突破口，形成城市群基本骨架，推动产业对接，形成核心层、紧密层、辐射层分工协作，打破各自为政的行政壁垒，深入推动区域一体化，培育发展新动能。

五、研究结论与展望

（一）研究结论

区域协调发展对城市群经济社会发展起着重要的平衡和推动作用。本文从新发展理念视角，聚焦 2014—2017 年我国中原城市群 25 个城市，对其经济社会发展进行了测度，并在此基础上，借助探索性空间数据分析方法，考察了新发展理念下中原城市群 25 个城市经济社会发展的空间关联格局，得到如下主要研究结论。

第一，中原城市群经济社会发展在空间上形成了“核心-边缘”结构。研究发现，2014—2017 年中原城市群经济社会发展整体呈现“上升—下降—上升”的波动趋势，结合中原城市群经济社会发展测度结果反映出的空间演变轨迹可知，2014—2017 年中原城市群经济社会发展在空间上形成了明显的“核心-边缘”结构，即以核心城市带动周边城市发展，形成了扩散效应。

第二，新发展理念下的经济社会发展空间趋同和集聚趋势逐渐增强。通过探索性空间数据分析方法的测算，各年度全局 Moran 指数均为负值，在空间上呈现负相关性，且都通过了统计学意义的显著性检验，这表明新发展理念下中原城市群 25 个城市的经济社会发展呈现显著的空间离散效应，存在着显著的空间异质性。2015—2017 年全局 Moran’s I 值不断增加，这说明中原城市群 25 个城市经济社会发展空间异质性在缩小，空间趋同和集聚趋势在不断增强。

第三，新发展理念下城市群经济社会协调发展水平在提升。从局部空间自相关的 Moran 散点图和 LISA 集聚地图可发现，低低集聚模式是中原城市群经济社会发展空间关联的主要特征，其主要分布区域位于安徽皖北地区和河南中部偏东地区，这说明中原城市群大部分城市经济社会发展水平较低，并且与高水平发展城市差距较大，具有明显的“马太效应”，但从 2014—2017 年的空间关联格局变化看，处于低低集聚区的城市数量呈现减弱趋势，可见在新发展理念下中原城市群各城市经济社会协调发展态势在增强，一体化水平在提升。

（二）政策启示

根据上述研究结论，我们认为新发展理念下的中原城市群经济社会发展不仅要注重发展的充分性，更要注重其发展的空间平衡性，具体政策启示如下。

第一，中原城市群各城市应基于自身的发展短板实施差异化发展战略。从时空维度看，中原城市群在新发展理念引领下经济社会子系统都存在自身的发展短板，因此各城市应针对其短板因素，选择与其所处发展阶段相适应、能够充分发挥其城市优势的发展战略，达到子系统协同发展的局面。首先，郑州市作为中原城市群的“核心”城市，应加快产业结构升级，立足于高起点，朝“三化”发展，即促进产业向高端化发展、促进技术向尖端化发展、促进质量向顶端化发展，同时增强综合承载能力，即增强公共交通承载能力，提高基础设施承载能力，加大对污水处理和城市管道建设方面的投入从而改善区域生态承载能力。其次，对皖北地区而言，要把调整产业结构作为实现区域经济协调发展的首要任务，并推动皖北地区实现经济发展与生态文明建设融合共生的目标。最后，对经济社会发展水平较弱的边缘城市而言，不仅要有财政支持，还要激发这些地区的经济活力，从根本上解决这些城市的经济社会发展难题。

第二，中原城市群各城市应因地制宜制定区域协调发展政策。首先，处于高-高集聚模式的城市要充

分发挥模范带头作用，以“先富”带动“后富”，同时既要保持现有高发展水平的“俱乐部”成员，也要加快推动低-低“俱乐部”向高水平“俱乐部”的转变。其次，高-高型集聚城市要充分发挥自身对发展水平相对落后地区的辐射带动作用，低-低型集聚城市应当以高发展水平地区为标杆，完善自身的发展体系，将创新作为贯穿发展的主要动力，积极实施创新驱动发展战略，坚持高端化、集聚化、融合化、智能化战略取向，发展壮大战略新兴产业和高技术制造业。最后，要加强区域间交流与合作，依托三纵三横的铁路和公路交通网络，实施区域一体化战略，各城市协作打破行政边界与藩篱，加强区域之间的协作与联动发展，更多地发挥高-高集聚城市的“溢出效应”，避免对周边城市形成“汲取效应”。

第三，政府应完善城市间一体化协调发展体制机制。2016 年颁布实施的《中原城市群发展规划》明确提出中原城市群经济社会发展要“完善城市间一体化协调发展体制机制”的目标。上述测算结果可发现，2016 年后相关指数明显呈下降趋势，这表明了中原城市群经济社会发展的区域差距呈现下降的趋势。这与 2016 年中原城市群规划上升为国家战略，尤其是《中原城市群发展规划》的实施推进有较大关系。因此，政府相关部门应继续完善城市间一体化协调发展体制机制，尤其是加强对中原城市群边缘城市的政策扶持。

（三）研究局限与展望

由于样本、数据获取方面的限制，本文仍存在一些局限，需要在未来继续推进相关研究：一是可选取更多的城市群样本拓宽现有研究。城市群在我国区域经济社会发展战略布局中的地位不断提升，已成为推动国民经济发展的重要增长极，因此，未来研究可以将更多的城市群作为研究样本，进行横向对比研究。二是由于受到数据获取方面的限制，样本时间跨度仅为四年，未来随着数据资料的丰富，可以深入探究出经济社会发展的动态演进规律和未来发展趋势。

参考文献

[1] 习近平. 发展理念是发展行动的先导 [EB/OL]. (2016-12-18)[2020-01-10]. http://www.rmlt.com.cn/2016/1218/452489.shtml.

[2] 杨嘉懿. 以新发展理念破解经济发展的不平衡不充分 [J]. 理论月刊，2019 (2)：132-137.

[3] 周永道，孟宪超，喻志强. 区域综合发展的“五位一体”评价指标体系研究 [J]. 统计与信息论坛，2018 (5)：19-25.

[4] 李旭辉，朱启贵. 生态主体功能区经济社会发展绩效动态综合评价 [J]. 中央财经大学学报，2017 (7)：96-105.

[5] 周知，迟国泰，章穗. 基于次约束的区县科学发展评价及其实证 [J]. 系统工程学报，2014 (2)：257-268.

[6] 龙亮军. 综合福利视角下中国生态文明建设绩效评价及国际比较 [J]. 自然资源学报，2019 (6)：1259-1272.

[7] 阮家港. “四化”同步发展水平动态评价研究——基于时序全局主成分分析方法 [J]. 西南交通大学学报（社会科学版），2016 (3)：51-57.

[8] Li G D，Fang C L. Analyzing the Multi-mechanism of Regional Inequality in China [J]. Annals of Regional Science，2014，52 (1)：155-182.

[9] 张红梅，李善同，许召元. 改革开放以来我国区域差距的演变 [J]. 改革，2019 (4)：78-87.

[10] 王菲，李善同. 中国区域差距演变趋势及影响因素 [J]. 现代经济探讨，2016 (12)：81-86.

[11] 徐康宁，陈丰龙，刘修岩. 中国经济增长的真实性：基于全球夜间灯光数据的检验 [J]. 经济研究，2015 (9)：17-29.

[12] 刘华军，杜广杰. 中国经济发展的地区差距与随机收敛检验——基于 2000—2013 年 DMSP/OLS 夜间灯光数据 [J]. 数量经济技术经济研究，2017 (10)：43-59.

[13] 袁怀宇，刘江浩. 湖南绿色经济发展水平测度及空间差异分析 [J]. 中南林业科技大学学报（社会科学版），2019 (3)：30-37.

[14] 刘华军，何礼伟. 中国地区差距及其演变（2000—2012）——基于地区发展与民生指数（DLI）的再考察 [J]. 经济与管理评论，2015 (1)：141-146.

[15] 张鑫，沈清基，李豫泽. 中国十大城市群差异性及空间结构特征研究 [J]. 城市规划学刊，2016 (3)：36-44.

[16] 汪启慧，朱道才. 苏皖省际边缘区县域经济发展水平时空分异研究 [J]. 合肥工业大学学报（社会科学版），2018 (2)：19-27.

[17] 辛冲冲，陈志勇. 中国基本公共服务供给水平分布动态、地区差异及收敛性 [J]. 数量经济技术经济研究，2019 (8)：52-71.

[18] 吴朋，李玉刚，管程程，等. 基于 ESDA-GIS 的成渝城市群人居环境质量测度与时空格局分异研究 [J]. 中国软科学，2018 (10)：93-108.

[19] 陈明华，刘玮，刘华军. 中国五大城市群经济发展的分布动态及交互影响 [J]. 经济与管理评论，2017 (5)：146-154.

[20] 陈明华，刘华军，孙亚男，等. 中国五大城市群经济发展的空间差异及溢出效应 [J]. 城市发展研究，2016 (3)：57-63.

（责任编辑：郜 霖 张安平）

防患于未然：基于新冠疫情与自由现金储备的研究

To Nip in the Bud: A Study Based on the "COVID-19" and Free Cash Reserves

郑登津　戴　馨　兰天琪

ZHENG Deng-jin　DAI Xin　LAN Tian-qi

［摘　要］党的十九大提出了"防范系统性金融风险，坚决打好防范化解重大风险攻坚战"的要求，如何做到防患于未然是我们资本市场中的重点。本文引入自由现金储备的概念，并基于新冠疫情这一突发事件检验自由现金储备的风险防范作用。结果显示，自由现金储备更有利于缓解资本市场对新冠疫情的负面反应，这验证了公司经营创造的自由现金储备的风险防范作用。进一步研究发现，上述风险防范效应在非国有企业中更为显著，且较低的信息质量环境、较高的代理成本会抑制自由现金储备的风险防范效应，而较高的研发投入水平则有利于提升该效应；其可能的影响机制是自由现金储备更能真正降低公司的财务风险。本文是新冠疫情如何影响资本市场的最早一批研究，既加深了对自由现金储备的理解，也说明了防范"黑天鹅"风险的重要性，为践行十九大的精神提供了重要证据支持。

［关键词］新冠疫情　自由现金储备　市场反应

［中图分类号］F230　［文献标识码］A　［文章编号］1000-1549（2020）07-0116-13

Abstract: With the Nineteenth National Congress Meeting putting forward the requirements of "preventing systemic financial risks and resolutely fighting against the major risks", how to prevent future risks has been the focus of capital market. This paper innovatively proposes the concept of free cash reserves and tests its value based on the "COVID-19". The results show that free cash reserves are more conducive to alleviating the negative reaction of the capital market to the "COVID-19", verifying the risk prevention role created by the company's operations. Further research found that the effects are more significant in non-state-owned enterprises, and worse information quality environment and higher agency cost will inhibit the risk prevention effect of free cash reserves, while a higher level of R&D investment is conducive to enhancing the above positive effects; its possible impact mechanism is that free cash reserves will reduce the company's financial risk. This article is among the earliest batch of research on how the "COVID-19" affects the capital market, which not only deepens the understanding of free cash reserves, but also illustrates the importance of preventing "black swan" risks, and provides important evidence to support the spirit of the 19th National Congress Meeting.

Key words: The "COVID-19"　Free cash reserves　Market reaction

［收稿日期］2020-04-30

［作者简介］郑登津，1990年7月生，中央财经大学会计学院/中央财经大学管理会计研究中心讲师，硕士生导师，管理学博士，研究方向为会计与资本市场、公司财务与公司治理；戴馨，1997年4月生，中央财经大学会计学院硕博研究生，研究方向为资本市场、公司财务与公司治理；兰天琪，1996年12月生，中央财经大学会计学院硕士研究生，研究方向为资本市场、公司财务与公司治理。

［基金项目］国家自然科学基金青年科学基金项目"党组织嵌入与民营上市公司的治理决策：需求、渠道与后果"（项目编号：71802206）；教育部人文社会科学研究青年基金项目"党组织制度化嵌入民营上市公司的治理效应研究：理论分析和实证检验"（项目编号：18YJC630262）；中央财经大学"青蓝科研团队"项目"股权质押"新规"与金融风险：需求、机制和后果"；北京高精尖学科"金融安全工程"2020年度应急项目"新冠疫情对我国系统性金融风险的影响"。

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

2020 年春节，新冠病毒感染的肺炎疫情（后文简称为新冠疫情）的突然爆发对实体经济和资本市场均产生了重要影响。习近平总书记指出“这次新冠疫情，是新中国成立以来在我国发生的传播速度最快、感染范围最广、防控难度最大的一次重大突发公共卫生事件”。国家卫健委将新冠肺炎列入按甲类管理的乙类传染病；世界卫生组织（WHO）指出新冠疫情很有可能成为大流行病，死亡率估计比流感高 10 倍。相较于 2008 年的金融危机，此次新冠疫情对实体经济带来巨大的负面冲击，相关数据表明，2020 年 2 月我国工业当月同比增加值为负的 25.87%，进出口金额当月同比为负的 11%，社会消费品社会总额当月同比为负的 20.5%，上述数据均体现了此次疫情的负面影响。除了冲击实体经济外，此次疫情还引发了投资者恐慌、焦虑等悲观情绪，导致各国资本市场反应强烈。在国内疫情形势加剧的第一个交易日，即春节假期后的第一个交易日，国内三大股指开盘集体下跌，超 2 900 只股票跌停开盘；而在国外疫情突然爆发后，多国股市震荡下跌，甚至触发熔断机制，由此可见，此次疫情同时冲击了国内和国外资本市场，影响巨大。综上，此次新冠疫情发生概率低，发生前市场无预期，发生后破坏性极大，是资本市场中典型的“黑天鹅”事件。“黑天鹅”事件是资本市场中典型的系统性风险，会冲击金融风险的底线，防控系统性风险是中国经济金融运行中一个至关重要的政策取向，也是党的十八大以来中央始终关注的重大经济金融问题，而在《人民日报》评论员文章《有效防范金融风险——二论做好金融工作》首次提出警惕“黑天鹅”事件风险后，此类系统性风险成为学术界、实务界关注的重点之一。以往研究多关注“黑天鹅”系统性风险对资本市场整体的冲击，鲜有研究关注“黑天鹅”影响下资本市场的反应是否存在公司层面的差异以及如何应对这类突发公共事件。

在“黑天鹅”突发事件影响下，企业面临宏观经济运行冲击的同时，还需要应对的一个更为现实且紧迫的问题就是：当“隔离”“封闭”“停工停产”严重影响到企业正常运转和营收时，如何抵御风险存活下去？肖土盛等（2020）[1]针对新冠疫情的研究为这个问题提供了一个重要的答案，研究表明，企业的现金持有为企业带来抵御风险的预防价值，支撑企业度过疫情的困难时期。而本文则在此基础上进一步延伸，发现现金储备中的自由现金储备更为关键。企业的现金储备由两部分构成：一部分是历年累积的负债或权益融资净增加的现金，另一部分是企业历年累积的经营活动创造的未分配自由现金流转入的现金。前者是融资带来的资本投入，当面对突发事件的影响时，负债和权益融资链很可能出现系统性的断裂，企业难以自由运用这部分现金储备应对风险，预防性价值难以体现；而后者是企业经营活动创造所累积的现金，当突发事件到来时，负债和权益融资的断裂对其影响程度较低，这部分现金可以被企业更自由地运用以满足突发事件下企业的经营需要，降低财务危机的可能性，从而真正体现现金储备的预防价值，防范突发事件的风险。此次新冠疫情“黑天鹅”事件对资本市场和实体经济造成巨大的负面冲击，为实证分析自由现金储备是否更具有风险防范作用提供了准自然实验的研究场景。因此，本文将研究资本市场对新冠疫情的负面反应是否在不同自由现金储备的公司中存在差异，既可以丰富“黑天鹅”事件异质性反应的相关研究，也可以检验什么样的现金储备才是重要的，从而更全面地理解现金储备的关键所在。

具体而言，本文以 A 股上市的非金融公司为研究样本，采用事件研究法，分析公司自由现金储备水平如何影响新冠疫情“黑天鹅”的负面市场反应。本文的具体研究发现如下：第一，相比于较低的自由现金储备水平，较高的自由现金储备水平可以抑制由新冠疫情带来的负向超额回报，上述结果在采用 PSM 检验、其他因变量和自变量以及安慰剂检验等分析后依旧存在。第二，进一步分析表明，较高自由现金储备水平的积极影响在融资约束程度较高的非国有企业中更为显著，与此同时，较低的信息环境质量、较高的代理成本会抑制自由现金储备的积极作用，而较高的研发投入水平会提高这一作用。第三，机制分析的结果表明，自由现金储备水平更高的公司的财务风险显著更低。综上，本文的研究结果表明，较高的自由现金储备水平可以抑制新冠疫情“黑天鹅”产生的负面市场反应，且这一积极作用在不同特质的公司中存在差异。

本文可能的贡献如下：第一，此次新冠疫情难以预测，突发时引起了负面连锁反应，对实体经济和资

本市场冲击巨大，是典型的“黑天鹅”事件，以往学术界和实务界多关注“黑天鹅”事件对资本市场整体的冲击，但忽略了“黑天鹅”影响下资本市场对不同特质的公司是否存在异质性反应，以及对于企业而言如何更好地应对此类突发事件带来的风险。本文通过事件研究法实证检验了在新冠疫情冲击下公司较高的自由现金储备水平可以抑制新冠疫情带来的负面市场反应，从资本市场反应角度为新冠疫情提供了最新经验证据，便于后续的反思性研究。第二，本文拓展了现金储备的相关文献，目前学者多关注现金储备的积极作用或消极影响（Mikkelson和Partch，2003[2]；Pinkowitz等，2006[3]；Harford等，2008[4]；Fresard，2010[5]；杨兴全等，2014[6]；肖土盛等，2020[1]），并未区分自由现金储备和非自由现金储备的不同影响。本文实证发现较高的自由现金储备水平才更可能提高公司对于“黑天鹅”突发事件的防范和应对能力，降低其产生的负面冲击，从而更加全面地理解现金储备的作用。第三，本文的研究结果具有一定的现实意义，为实现十九大报告提出的“守住不发生系统性金融风险的底线”和“打赢防范重大风险攻坚战”提供证据支持。为了应对“黑天鹅”事件的系统风险，企业首先要从本质上加强经营现金流的创造能力，并储备一定的自由现金以应对突发事件；其次，通过改善信息披露质量以加强对管理层的监督，从而降低自由现金储备可能带来的代理成本；再次，加强研发、提高内源性研发投入效率从而提高发展质量，促进经营现金流高质量地增加。这些将有利于疏导投资者在重大突发事件下的负面情绪，增加投资者信心，从而“既打好防范和抵御风险的有准备之战，也打好化险为夷、转危为机的战略主动战”。而监管机构则“既要有防范风险的先手”，关注自由现金储备较低的公司，适时进行问询监管（陈运森等，2019[7]），完善信息披露制度、提高资本市场透明度，加强金融消费者保护，防止系统性风险累积（戴国强和陈晨，2015[8]）；“也要有应对和化解风险挑战的高招”，在突发负面事件到来时，及时缓解上市公司的现金需求、疏导投资者的负面情绪，缓解突发“黑天鹅”事件对金融风险底线的冲击。

本文的后续安排如下：第二部分是制度背景和理论分析；第三部分是研究设计；第四部分是实证结果与分析；最后一部分是结论。

二、制度背景和理论分析

（一）制度背景

2020年年初，新冠疫情从湖北武汉蔓延至全国各地，极高的传播速度和异常广的传播范围引起了国内外的高度关注。1月20日，习总书记就疫情防控工作做出重要指示，指出“必须高度重视疫情，全力做好防控工作”；1月22日，世界卫生组织（WHO）将此次疫情认定为“国际公共卫生紧急事件”（PHEIC）；1月23日，在国家卫健委高级别专家组的建议下，湖北武汉正式“封城”，所有离汉通道暂时关闭；1月25日，中国农历新年的第一天，习总书记主持召开中央政治局常委会会议，对疫情防控工作做出全面部署，强调“生命重于泰山，疫情就是命令，防控就是责任，各级党委和政府要把人民生命安全和身体健康放在第一位，把疫情防控工作作为当前最重要的工作来抓”。在党中央和国家的指导下，各级党委和政府逐步启动重大突发公共卫生事件响应，实施严格的疫情管控措施：管理流动人口，实施交通卫生检疫、关闭非必要的营业场所等。

新冠疫情的突然爆发对我国实体经济和资本市场都带来了巨大影响。一方面，与2008年的金融危机不同，本次疫情对各地区的实体经济造成巨大冲击，各省市的交通运输、餐饮、旅游等行业均遭受巨大冲击，严格的隔离和封锁政策也使得各行业企业年后复工和正常经营普遍受到较大影响。有关数据表明：2020年2月中国工业增加值当月同比为负的25.87%，进出口金额当月同比为负的11%，社会消费品社会总额当月同比为负的20.5%。而另一方面，此次新冠疫情严重影响了投资者情绪，进而给资本市场带来巨大的负面反应。钟南山院士在1月20日表明此次新冠疫情存在人传人的现象，这初步引发了投资者的负面情绪，股指开始下跌。随后，在春节假期期间，证券市场停止交易，而各地疫情形势在此期间日趋严峻，投资者的负面情绪也不断累积，最终在春节假期后的第一个交易日即2020年2月3日爆发，导致我国三大股指在此交易日均经历暴跌。相关数据显示2月3日三大股指全部大幅低开，沪指开盘报2716.7点，跌幅8.73%；深成指开盘报9 706.58点，跌幅9.13%；创业板指开盘报1 769.16点，跌幅8.23%。盘面上，A股盘初两市超2 900只个股跌停；肺炎概念、禽流感、超级细菌等概念板块逆势上涨；

行业板块全部大跌，医药、纺织服装、银行、食品饮料等板块跌幅靠后，也超 4.7%。随后，在“坚定信心、同舟共济、科学防治、精准施策”的方针指导下、在社会各界的共同努力下，国内疫情形势逐步向好，投资者负面、恐慌情绪得以缓解，股指也随之恢复到疫情前水平；此时，境外疫情开始爆发，美国、西班牙、意大利等国家的累计确诊人数、死亡人数不断攀升，这引发了投资者的悲观情绪，进而导致股票市场动荡，美国股市在 3 月份 4 次触发熔断机制，韩国、加拿大、巴西等国股市也触发了熔断机制，境外股票市场整体呈现低迷状态。

总之，此次新冠疫情属于低概率、突然爆发的事件，较为严重地冲击了实体经济以及资本市场，是典型的“黑天鹅”事件，研究此事件产生的影响及可能的防范和应对措施，既可以提供新冠疫情“黑天鹅”最新的经验证据，也可以有针对性地提出防范风险的相关建议，具有较大的理论和现实意义。

（二）理论分析

企业的现金储备对于应对“黑天鹅”突发事件所带来的风险有着重要的作用，且在现金流压力较大和融资困境下这种预防价值更为凸显（肖土盛等，2020[1]），而企业的现金储备又可进一步细分为自由的现金储备和不自由的现金储备，由于两种现金储备的来源不同，其在“黑天鹅”等突发事件发生时的预防价值和风险防范作用可能是存在差异的。现金储备的一部分是企业净新增的融资现金的累积，等于新融资金额扣除偿还的融资金额的部分，这部分现金的增加是筹资活动产生的，并非企业的价值创造，面临着银行等资本提供者的约束，即为非自由的现金储备。一旦发生新冠疫情等突发事件，这部分非自由的现金会面临财务危机的压力（如债权人要求偿还本金），无法真正用于突发事件下的经营之中。此外，在突发事件下，由于企业正常经营活动可能会受到巨大冲击，资本提供者对企业按时偿还本金与利息的能力存有疑虑，使得企业进行新的融资的难度明显增大。若企业的现金构成大多是这部分非自由的现金储备，则可能导致企业资金链断裂，加剧突发事件的负面影响。现金储备的另一部分自由现金的储备则是来源于未分配自由现金流的累积。自由现金流是经营现金流扣除资本性投资后可自由向股东和债权人进行分配的现金流，或者是公司经营活动创造出来的满足值得投资的项目等所需资金之外的自由可用的现金流（Jensen，1986[9]）。一个公司自由现金流水平越高，其通过经营活动创造现金流的能力越强。当公司每年的自由现金流向债权人支付利息支出和向股东分配现金股利后，可能存在未分配完的自由现金流，这部分未分配的、可自由支配的现金流的积累会体现在现金的增加上，即企业在自由现金上的储备构成了现金储备的另一部分。由经营活动创造的累积的自由现金储备面临的约束较低，在突发事件发生的情况下，受到来自银行等资本提供者方的制约压力较小，可以更为自由地满足突发事件下企业的经营需要，从而真正利于防范突发事件的风险。

具体而言，在新冠疫情影响下，各地实施了严格管控措施，如街道封闭管理、关闭商场餐饮业场所等，对各项经济活动造成了巨大冲击。上游供应商断供（或者提高供应价格）以及下游消费者数量的断崖式下跌使得公司经营风险大大上升，而跨地区人口流动的限制也使得春节假期结束后的返工复工受到阻碍，企业的正常经营活动受到限制。清华大学和北京大学对 995 家中小企业进行的疫情相关联合问卷调查表明，受疫情影响，约 30% 的企业预计 2020 营业收入下降幅度将超过 80%，67.1% 的受访公司表明企业账面现金可以维持两个月。由此可以看出，新冠疫情“黑天鹅”此种负面的突发事件对企业正常经营活动造成严重的负面冲击，考验企业的财务弹性（Fahlenbrach 等，2020[10]），需要企业动用现金储备对风险进行应对（肖土盛等，2020[1]）。与此同时，宏观经济和资本市场在冲击下表现较为低迷，且由于公司正常经营受疫情影响较大，业绩表现较差，受业绩下降的影响其通过银行贷款、股权融资等途径获取所需资金的难度较疫情发生前大大提升，财务困境风险也随之上升。此外，在新冠疫情影响下，银行、投资人等资本提供者可能会更为谨慎，在正式提供资金前，会花费更多的时间和精力进行事前调查以判断新冠疫情对公司的影响以及公司的正常经营活动是否能逐步恢复，而疫情期间严格的交通管控措施限制了实地调查的可能性，这毫无疑问会延迟公司获取所需资金的时间以及提高公司融资的难度。综上所述，在新冠疫情“黑天鹅”突发事件的影响下，公司经营风险大大提升，而通过筹资渠道获取现金储备的可能性又有所降低，因此公司通过经营活动创造的未分配的自由现金流的累积在突发事件下就显得至关重要。

充沛的自由现金储备在突发事件发生后可以为企

业提供存续与发展的机会。一方面，充沛的自由现金储备既可以直接避免公司陷入财务困境风险，也有利于保障公司原有的经营活动，维持经营活动持续创造现金流的能力，从而抵御“黑天鹅”事件带来的经营风险和财务风险。另一方面，除了维持原有经营活动外，充足的自由现金储备是公司在突发事件下抓住新的发展机遇的重要保证。例如在此次疫情时期，药品以及口罩、护目镜等医疗防控物资的需求在短期内迅速提升，市场积极响应，多家公司经营范围新增了“口罩、防护服、医疗器械”等业务，格力、比亚迪、富士康等非医疗制造行业公司均增加了口罩生产线。由于疫情形势严峻，国家工信部鼓励符合条件的企业转产，并为有资质生产防疫重点医疗物资的企业寻找代工企业，这对部分公司来说是新的发展机遇。因此，较高水平的自由现金储备也为公司及时调整发展战略提供了重要保障，有利于公司抓住机会，化险为夷，实现危机下新的发展，创造更多的经营现金流。

综上所述，相对于自由现金储备较低的公司，自由现金储备较高的公司面对新冠疫情“黑天鹅”冲击时更可能具有风险抵御的能力，这些公司对于外部融资的依赖性更小，在突发事件下的经营风险和财务风险显著更低；且自由现金储备有利于其维持正常的经营活动，甚至在危机中寻求新的投资机会，实现真正可持续的价值创造。基于此，本文提出研究假设1。

H1：相较于较低水平的自由现金储备，较高水平的自由现金储备将显著抑制新冠疫情带来的负面市场反应。

三、研究设计

（一）研究模型

本文采用事件研究法分析“黑天鹅”事件新冠疫情的市场反应，着重关注自由现金储备水平如何影响新冠疫情的市场反应，具体回归模型如下：

$$CAR3_3=\beta_0+\beta_1 FreeCash+\beta_i Controls+\varepsilon \quad (1)$$

我们通过模型1来检验文章的研究假说1，参考已有的新冠疫情事件研究（肖土盛等，2020[1]），我们将事件日定为2020年1月20日，这是因为钟南山院士在2020年1月20日宣布新冠疫情可以通过人传人传播。模型的因变量是事件日经市场模型调整的事件前后3个交易日的累计超额回报（*CAR*3_3），市场模型的估计窗口为事件日前50个交易日和前250个交易日。

模型的解释变量为上市公司截止到2019年第3季度的自由现金储备与总资产的比值（*FreeCash*），自由现金储备等于公司历年累积的未分配的自由现金流，每年未分配的自由现金流等于经营活动现金净流量与投资活动现金净流量之和减去利息支出与现金股利分配之和，其值越高意味着上市公司有更多可使用的经营活动产生的未分配的自由现金。我们关注系数β_1，分析自由现金储备水平是否能抑制新冠疫情的负面市场反应。同时，参考相关文献（Zhang，2007[11]；Cai和Walkling，2011[12]；罗进辉等，2018[13]；陈运森等，2018[14]），模型中也加入了其他控制变量，并且控制行业固定效应，表1中列示了模型的详细定义。

（二）数据与样本

本文以A股上市公司为研究样本，剔除金融行业公司、被ST公司和相关数据存在缺失值的公司观测值后，共得到3 340个公司观测值。文章的所有数据来源于万得（Wind）和国泰安数据库（CSMAR）。为了避免极端值影响回归结果，我们对所有连续性变量在1%和99%分位数上进行缩尾处理。数据处理和分析软件使用的是STATA 14。

表1　　**变量定义**

变量	定义
CARt_t	2020年1月20日前后［-*t*，*t*］交易日间的经市场模型调整的累计超额回报
FreeCash	自由现金储备除以总资产。自由现金储备等于截止到2019年3季报的累积未分配的自由现金流。每年未分配的自由现金流=经营活动现金净流量+投资活动现金净流量-利息支出-现金股利分配。自由现金储备越多表明企业历年累积的经营活动创造的现金流在扣除投资、利息和现金股利后可动用的自由现金越多
Cash	现金及现金等价物除以总资产。现金及现金等价物为截止到2019年3季报的现金及现金等价物
NonFreeCash	不自由现金储备除以总资产。现金及现金等价物除以总资产减去自由现金储备除以总资产
Beta	贝塔系数，贝塔系数用最近一年的周交易数据计算而得

续前表

变量	定义
Size	公司规模，等于 2019 年 3 季报里的总资产的自然对数
Lev	资产负债率，等于 2019 年 3 季报里的总负债除以总资产
Roa	资产收益率，等于 2019 年 3 季报里的净利润除以总资产
MB	市值账面比，等于 2019 年 3 季度末的市值除以 2019 年 3 季报的净资产
Fshr	公司的第一大股东持股比例
Board	董事会人数
Out	独立董事比例
Soe	国有企业则为 1，否则为 0
LowInfo	若上市公司最近三年的平均股价同步性大于 75 分位数（信息环境差）赋值为 1，否则为 0。股价同步性用最近一年的周交易数据计算而得
HighAP	若上市公司最近三年的平均管理费用率大于 75 分位数（代理成本高）赋值为 1，否则为 0。管理费用率等于管理费用除以营业收入
HighRD	若上市公司最近三年的平均研发密度大于 75 分位数（高研发投入公司）赋值为 1，否则为 0。研发密度等于研发投入除以总资产
Zscore	破产指数，使用 Altman Z 值（Zscore）（Zhang 等，2010[15]）来衡量，Altman Z 值越小则表明企业的财务风险越大，破产风险越大

四、实证结果与分析

（一）描述性统计

表 2 展示了主回归变量的描述性统计结果。经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*3_3）的均值为-0.000 1，中位数为-0.009，这初步说明资本市场中的投资者对新冠疫情“黑天鹅”做出了负面反应。现金及现金等价物占资产的比例（*Cash*）的均值为 0.117，自由现金储备水平（*FreeCash*）的均值为-0.003，非自由现金储备水平（*NonFreeCash*）的均值为 0.120，这意味着一方面中国上市公司现金储备大多是由非自由的融资资金构成，中国上市公司的自由现金储备情况不容乐观；另一方面，自由现金储备的均值是负数也表明中国的上市公司用筹资产生的非自由现金对股东进行分红，存在着过度分红的“庞氏分红”行为（谢德仁，2013[16]）。其他控制变量的描述性统计与之前的研究基本一致。

表 2　　主要变量描述性统计

变量	N	Mean	Std	P25	Median	P75
*CAR*3_3	3 340	-0.000 1	0.078	-0.039	-0.009	0.026
Cash	3 340	0.117	0.098	0.051	0.090	0.152
FreeCash	3 340	-0.003	0.006	-0.004	-0.003	-0.001
NonFreeCash	3 340	0.120	0.098	0.055	0.093	0.154
Beta	3 340	1.149	0.311	0.985	1.189	1.340
Size	3 340	22.360	1.320	21.410	22.190	23.090
Lev	3 340	0.428	0.203	0.268	0.416	0.569
Roa	3 340	0.032	0.039	0.010	0.027	0.051
MB	3 340	2.518	2.536	1.238	1.922	2.938
Fshr	3 340	0.337	0.145	0.227	0.314	0.430
Board	3 340	8.429	1.702	7.000	9.000	9.000
Out	3 340	0.378	0.056	0.333	0.364	0.429
Soe	3 340	0.316	0.465	0.000	0.000	1.000

（二）主要实证结果

图1初步展示了新冠“黑天鹅”对市场造成的负面效应在高自由现金储备水平公司（高于75分位数的公司，*HighFreeCash*=1）和低自由现金储备水平公司（低于75分位数的公司，*HighFreeCash*=0）中存在差异。图1的纵轴为交易日前后3个交易日间的经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*3_3），横轴为时间窗口，即具体的交易日期。根据图1，无论是高自由现金储备水平公司还是低自由现金储备水平公司，1月20日事件日当天（黑虚线表示事件日）的超额回报都是负数，但是低自由现金储备水平公司下降幅度更大；进一步关注1月20日前后5天的累计超额回报（*CAR*3_3），可以发现低自由现金储备水平的公司明显低于高自由现金储备水平的公司。综上，不论公司的自由现金储备水平如何，新冠疫情都会给资本市场带来负面冲击，而两条曲线的差异则表明新冠疫情对资本市场的负面冲击在自由现金储备水平较低的公司更大，即此类公司受到新冠“黑天鹅”事件影响更大。

表3展示了模型（1）的多元回归结果。表3的列（1）、列（2）表明，不论模型是否包括控制变量，公司的现金储备水平（*Cash*）与经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*3_3）之间的系数均显著为正，说明企业的现金储备越多越能够抑制突发危机带来的负面影响，这也验证了肖土盛等（2020）[1]的研究发现。进一步，我们将企业的现金储备拆成自由现金储备（*FreeCash*）和非自由现金储备（*NonFreeCash*）后，表3的列（3）、列（4）表明，不论是否包括控制变量，公司自由现金储备水平（*FreeCash*）的系数和非自由现金储备（*NonFreeCash*）的系数均显著为正，但前者系数显著大于后者，系数差异检验显示二者至少存在5%水平的显著差异。

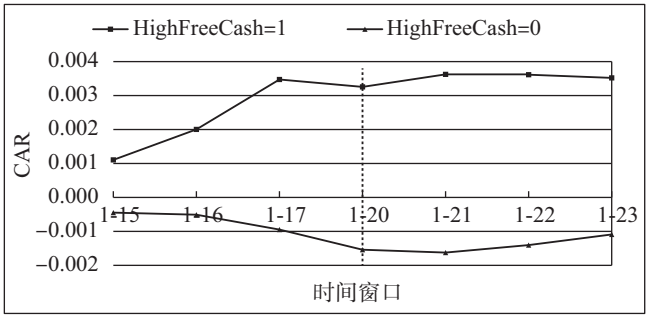


图1　按自由现金储备是否高于75分位数分组的累计超额回报（*CAR*3_3）

表3　　假说1的检验

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	*CAR*3_3	*CAR*3_3	*CAR*3_3	*CAR*3_3
Cash	0.050***	0.036**		
	（3.56）	（2.42）		
FreeCash			0.351**	0.462***
			（2.57）	（2.98）
NonFreeCash			0.047***	0.034**
			（3.43）	（2.34）
Beta		0.018***		0.017***
		（3.73）		（3.69）
Size		0.004***		0.004***
		（3.00）		（2.99）
Lev		−0.017*		−0.017*
		（−1.82）		（−1.80）
Roa		0.072*		0.061
		（1.78）		（1.48）
MB		0.002***		0.002***
		（3.33）		（3.63）

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	*CAR*3_3	*CAR*3_3	*CAR*3_3	*CAR*3_3
Fshr		−0.017* (−1.74)		−0.019* (−1.91)
Board		−0.002** (−2.16)		−0.002** (−2.21)
Out		−0.028 (−1.04)		−0.028 (−1.04)
Soe		0.003 (0.99)		0.003 (1.06)
Intercept	−0.074*** (−6.29)	−0.147*** (−4.48)	−0.072*** (−6.12)	−0.144*** (−4.39)
Ind FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 340	3 340	3 340	3 340
R^2	0.05	0.06	0.05	0.06
FreeCash 和 *NonFreeCash* 的系数差异检验			*F* 值=5.07**	*F* 值=7.88***

注：括号内为经过异方差调整的 *t* 值，***、**、*分别是 1%、5%和 10%显著水平。下同。

上述回归结果表明，本文的研究假设 1 通过了检验，即高自由现金储备水平才更有利于化解资本市场对新冠疫情“黑天鹅”事件的负面影响，这意味着疫情期间，越能够通过经营活动创造自由现金储备的公司所受影响越小，自由现金储备才是企业增强风险抵抗能力的关键。

（三）进一步分析

1. 截面分析。

在我国制度背景下，国有企业所面临的融资约束更低，突发事件下对于自由现金储备的依赖较少，因此相对于非国有企业而言，新冠疫情带来负面效应的缓解所用在国有企业中可能较不明显。此外，以往的研究表明，在信息不对称、管理层和股东利益不一致的情况下，充沛的自由现金储备为管理层基于自利动机的机会主义行为提供了动机和条件，此时相较于发放现金股利，管理层更倾向于利用自由现金储备进行利于其私人利益的投资活动（Ferdinand 和 Judy，1997[17]；徐晓东和张天西，2009[18]；刘银国等，2015[19]），这可能会导致过度的外源性的并购投资（Jensen，1986[9]；Richardson，2006[20]）等问题，导致公司价值的降低。因此，当上市公司的信息环境更不透明，或存在更严重的代理问题，或资金更少投入到考虑长期发展的研发时，投资者更可能认为现金或自由现金储备在这些公司里会被“挥霍”。在这些公司里，更多的自由现金储备对于投资者来说可能是一个高代理成本的信号，进而可能加剧资本市场对新冠疫情的负面效应。为此，在这一部分，我们进一步分析在不同特征的公司中，自由现金储备对新冠疫情负面影响的抑制作用是否有所差异。具体而言，我们选取了如下几个指标：

（1）企业性质。在我国的制度背景下，信贷歧视的情况通常较为普遍（方军雄，2007[21]），由于国有企业通常存在“隐形担保”和“预算软约束”（Kornai，1986[22]），上市申请批准可能性更高（祝继高和陆正飞，2012[23]）且更容易获得银行贷款（江伟和李斌，2006[24]；余汉等，2017[25]），所以相较于非国有企业而言，国有企业面临的融资约束程度更低。在新冠疫情“黑天鹅”的影响下，由于国有企业的融资约束程度较低，即便其现金储备的主要构成是非自由净融资资金的累积，其融资资金链断裂的可能性也较低，其依然可以通过银行贷款等方式获得所需的现金以维持公司经营活动，从而应对突发事件对公司的负面冲击。相反，非国有企业面临的融资约束较为严重，疫情发生后获取现金流难度更大，所以充足的自由现金储备对非国有企业更为重要。为了分析上述影响，我们在回归模型里加入产权性质及其与

自由现金储备的交互项（*FreeCash*×*Soe*），产权性质（*Soe*）取1，则表明公司为国有企业，否则为非国有企业。在我国，国有企业通常存在隐性担保，所以相较于非国有企业而言，其面临融资约束的可能性更低，所以当产权性质（*Soe*）的值取为0时，意味公司面临更高程度的融资约束。表4的列（1）展示了自由现金储备、企业性质与新冠疫情市场反应的回归结果。研究结果表明，自由现金储备水平与企业性质的交互项（*FreeCash*×*Soe*）与经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*3_3）的系数为负，在5%的水平上显著。研究结果和我们的预期一致，即在疫情期间，高水平的自由现金储备对于“黑天鹅事件”的积极影响在非国有企业中更为显著，这是因为非国有企业融资约束程度更高，获取债务融资等非自由现金的难度更大，因此内在创造的自由现金储备对其抵御风险非常重要，而国有企业存在预算软约束，较容易获得银行贷款等非自由现金，自由现金储备对其影响较小。

（2）信息环境。通常信息环境较好的公司透明度较高，可以及时将公司的相关信息有效地传递给资本市场，这意味着如果此类公司的自由现金储备水平较高，市场也能够有所感知并据此做出反应。相反地，如果信息环境较差，透明度较低，就算公司自由现金储备水平较高，市场投资者也无法及时准确地感知此类信息。因此，我们预期高水平的自由现金储备对新冠疫情负面市场效应的抑制作用在信息环境质量较高的公司中更为明显。为了检验上述效应，我们用股价同步性衡量信息环境（Gul等，2010[26]；王艳艳等，2014[27]；王木之和李丹，2019[28]），如果公司最近三年的平均股价同步性大于75分位数，虚拟变量低质量信息环境（*LowInfo*）赋值为1，否则为0，并在回归模型中加入这一虚拟变量（*LowInfo*）以及自由现金储备水平与该虚拟变量的交互项（*FreeCash*×*LowInfo*）。表4的列（2）展示了自由现金储备、信息环境与新冠疫情市场反应的回归结果。研究结果表明，自由现金储备水平与低质量信息环境的交互项（*FreeCash*×*LowInfo*）与经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*3_3）的系数为负，在1%的水平上显著。研究结果和我们的预期一致，即在疫情期间，低质量的信息环境会抑制自由现金储备对于“黑天鹅”事件的积极影响。

（3）代理成本。通常代理成本较高的公司意味着公司代理问题严重。一般来说，代理问题严重的公司内耗较为严重，管理层常常会基于自利性动机做出相关决策。对于此类公司，即使公司的自由现金储备水平较高，资本市场投资者可能预期其高水平的自由现金储备于管理层私利有益，不一定能够抵御相关风险，所以我们预期高水平的自由现金储备水平对新冠疫情负面反应的抑制作用在代理成本较低的公司中更为显著。为了分析上述影响，我们用管理费用率衡量公司代理成本高低（罗炜和朱春艳，2010[29]；叶康涛和刘行，2014[30]），如果公司最近三年的平均管理费用率大于75分位数，虚拟变量高水平代理成本（*HighAP*）赋值为1，否则为0，并在回归模型中加入这一虚拟变量（*HighAP*）以及自由现金储备和该虚拟变量的交互项（*FreeCash*×*HighAP*）。表4的列（3）展示了自由现金储备、代理成本与新冠疫情市场反应的回归结果。研究结果表明，自由现金储备水平与高代理成本的交互项（*FreeCash*×*HighAP*）与经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*3_3）的系数为负，且在5%的水平上显著。研究结果和我们的预期一致，即在疫情期间，较高的代理成本会抑制自由现金储备对于“黑天鹅”事件的积极影响。

（4）研发水平。通常，如果一个公司研发投入水平较高，则该公司收益增长更具持续性且有更强的风险抵御能力，因此如果公司创造的自由现金储备可以投入到研发活动中，于公司而言是有长期效益的并且有利于提高公司的风险抵御能力，所以我们预期高水平的自由现金储备对市场因新冠疫情产生负面反应的抑制作用在研发投入水平较高的公司中更为明显。为了检验上述效应，我们用研发密度衡量公司研发水平高低（唐跃军和左晶晶，2014[31]；王菁等，2014[32]），如果公司最近三年的平均研发密度大于75分位数，虚拟变量高研发投入水平（*HighRD*）赋值为1，否则为0，并在模型中加入这一虚拟变量（*HighRD*）以及自由现金储备水平与该虚拟变量的交互项（*FreeCash*×*HighRD*）。表4的列（4）展示了自由现金储备、研发水平与新冠疫情市场反应的回归结果。研究结果表明，自由现金储备水平和高研发投入水平的交互项（*FreeCash*×*HighRD*）与经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*3_3）的系数为正，且在5%的水平上显著。研究结果和我们预期一致，即在疫情期间，高水平的研发投入会提高自由现金储备对于“黑天鹅”事件的积极影响。

表 4 进一步分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	*CAR*3_3	*CAR*3_3	*CAR*3_3	*CAR*3_3
FreeCash	0.633***	0.600***	0.590***	0.314**
	(3.53)	(3.61)	(3.54)	(2.13)
Soe	0.008**			
	(2.16)			
FreeCash×*Soe*	−1.629**			
	(−2.40)			
LowInfo		−0.007*		
		(−1.72)		
FreeCash×*LowInfo*		−2.833***		
		(−2.69)		
HighAP			−0.011***	
			(−2.87)	
FreeCash×*HighAP*			−2.518**	
			(−2.20)	
HighRD				0.025***
				(5.28)
FreeCash×*HighRD*				1.866**
				(2.29)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 340	3 340	3 340	3 340
R^2	0.06	0.06	0.06	0.07

2. 机制检验。

进一步地，高水平的自由现金储备为何更可能抑制新冠疫情“黑天鹅”所带来的负面市场反应呢？如果一个公司的财务破产危机较小，则资本市场中的投资者预期该类公司风险较小且未来现金流能有较好的保障，新冠疫情对其的冲击也可能更小。为此，我们进一步检验自由现金储备水平与财务危机之间的关系。财务危机使用 Altman Z 值（*Zscore*）（Zhang 等，2010[15]）来衡量，Altman Z 值越小则表明企业的财务风险越大，破产风险越大。表 5 列（1）表明，现金储备水平（*Cash*）与财务危机（*Zscore*）之间的系数为 0.004，经异方差调整的 t 值为 1.86，在 10%的水平上显著；表 5 列（2）表明，自由现金储备水平（*FreeCash*）与财务危机（*Zscore*）之间的系数为 0.603，经异方差调整的 t 值为 7.51，在 1%的水平上显著，但不自由现金储备水平（*NonFreeCasah*）与财务危机（*Zscore*）之间的系数为 0.002，且不显著；二者之间的系数差异检验显示存在显著的差异。这些结果表明，现金储备对于财务风险的抵抗作用主要体现在自由现金储备水平上，而不在于非自由的现金储备水平上，这也解释了前文的发现，即为何高水平的自由现金储备更能够缓解新冠疫情“黑天鹅”带来的负面冲击。

表 5 机制检验

变量	(1)	(2)
	Zscore	*Zscore*
Cash	0.004*	
	(1.86)	
FreeCash		0.603***
		(7.51)
NonFreeCash		0.002
		(1.28)
Beta	−0.001	−0.001
	(−0.91)	(−1.45)
Size	0.001***	0.001***
	(5.11)	(5.58)
Lev	−0.014***	−0.014***
	(−10.22)	(−10.50)

续前表

变量	(1)	(2)
	Zscore	*Zscore*
Roa	0.117*** (16.63)	0.101*** (17.39)
MB	−0.001** (−2.53)	−0.000 (−1.06)
Fshr	0.008*** (7.56)	0.005*** (5.72)
Board	0.000 (0.69)	0.000 (0.15)
Out	−0.004 (−1.23)	−0.004 (−1.29)
Soe	0.000 (0.37)	−0.000 (−0.95)
ept	−0.013*** (−2.96)	−0.010** (−2.21)
Ind FE	Yes	Yes
N	3 340	3 340
R^2	0.43	0.52
FreeCash 和 *NonFreeCash* 的系数差异检验		*F value* = 55.38***

（四）稳健性检验

最后，本文进行了如下几种稳健性检验，以证明文章的主回归结果是稳健可靠的。

第一，不同特质的公司其自由现金储备水平存在系统性的差异，文章的研究结果可能是由这些特质导致的，因此为了缓解固有特征对研究结果的影响，我们采用了PSM的方法。具体而言，用贝塔系数、公司规模、资产负债率等控制变量进行了是否为较高水平自由现金储备（高于75分位数则为高水平自由现金储备的公司）的一一配对，一共获得835个控制组样本。PSM样本的回归结果在表6的Panel A中显示，无论回归模型是否包含了相应的控制变量，自由现金储备水平（*FreeCash*）与经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*3_3）之间的系数均显著为正，与本文主回归的结果一致。

第二，文章的研究结果可能是时间固有趋势所导致的，为了排除时间趋势对文章研究结果的影响，我们进行安慰剂检验（Placebo Test）。具体而言，我们假定事件并非在1月20日发生，而是在真实事件日的前二十个交易日发生。如果安慰剂检验的结果与主回归的结果一致，则意味着文章主回归的研究结果很可能是由时间趋势造成的，与自由现金储备水平无关，否则表明本文的研究结果与时间趋势基本无关。安慰剂检验的结果在表6的Panel B中显示，无论回归模型是否包含了控制变量，自由现金储备水平（*FreeCash*）与经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*3_3）系数并不显著，表明回归结果可以排除时间趋势的影响。此外，本文进行了第二个安慰剂检验，将自变量自由现金储备水平随机赋值给任意公司，然后重新回归500次。虚拟随机回归的系数分布结果在图2中展示，图中的竖线为真值即主回归结果列（4）的系数0.462，在上述随机回归产生的分布图右端，表明文章的研究结果是稳健可靠的，与随机因素无关。

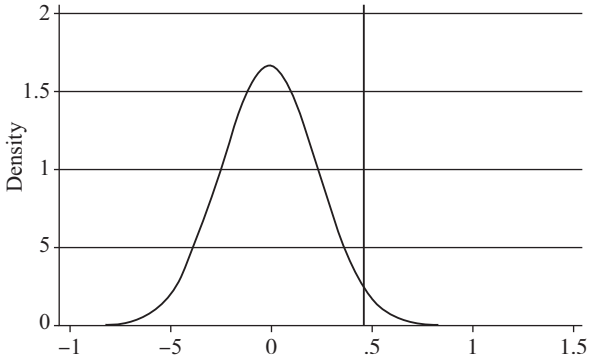


图2　随机赋值系数分布图

（竖线为表3列（4）的系数0.462）

第三，我们采用了自变量的其他度量方式，包括自由现金储备除以现金储备（*FreeCash_Cash*）和自由现金储备除以销售收入（*FreeCash_Sale*）两个变量。研究结果在表6的Panel C中显示，这两个解释变量均与经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*3_3）显著正相关，本文主回归的结果依旧不变。

第四，我们采用其他方式来度量市场反应：（1）1月20日经市场回报调整简单调整的累计超额回报（*CAR*3_3_*Naive*）；（2）1月20日前后2个交易日间的经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*2_2）；（3）1月20日前后5个交易日间的经市场模型调整的累计超额回报（*CAR*5_5）。回归结果在表6的Panel D中显示，自由现金储备水平（*FreeCash*）与上述因变量间的系数均显著为正，这表明主回归的结论可靠，即高水平的自由现金储备水平可以抑制新冠疫情“黑天鹅”带来的负面反应。

表 6　　稳健性检验

Panel A：PSM 样本		
变量	（1）	（2）
	*CAR*3_3	*CAR*3_3
FreeCash	0.361 ** （2.45）	0.439 *** （2.58）
Controls	No	Yes
Ind FE	Yes	Yes
N	1 670	1 670
R^2	0.08	0.10
Panel B：安慰剂检验		
变量	（1）	（2）
	*CAR*3_3	*CAR*3_3
FreeCash	0.082 （1.38）	0.051 （0.78）
Controls	No	Yes
Ind FE	Yes	Yes
N	3 340	3 340
R^2	0.02	0.02
Panel C：其他自变量		
变量	（1）	（2）
	*CAR*3_3	*CAR*3_3
FreeCash_Cash	0.038 *** （3.94）	
FreeCash_Sale		0.236 *** （3.38）
Controls	Yes	Yes
Ind FE	Yes	Yes
N	3 340	3 340
R^2	0.07	0.07

Panel D：其他因变量			
	（1）	（2）	（3）
	*CAR*3_3_*Naive*	*CAR*2_2	*CAR*5_5
FreeCash	0.434 *** （2.73）	0.374 *** （2.85）	0.498 * （1.80）
Controls	Yes	Yes	Yes
Ind FE	Yes	Yes	Yes
N	3 340	3 340	3 340
R^2	0.08	0.07	0.09

五、结论与启示

自由现金储备是学界和实务界的关注重点，公司不同的自由现金储备水平会带来不同的经济后果，本文研究自由现金储备水平如何影响新冠疫情“黑天鹅”产生的负面市场反应。研究发现，较高的自由现金储备水平会抑制新冠疫情的负面反应，且影响程度大于非自由现金储备；进一步分析表明，自由现金储备水平对新冠疫情负面影响的抑制作用在非国有企业中更为显著，并且较低质量的信息环境、较高的代理成本会抑制自由现金储备对新冠疫情负面反应的积极影响，而较高的研发投入水平会提升这一积极影响；最后，自由现金储备较高的公司有更低的财务风险，这是自由现金储备产生积极影响的重要原因。本文的研究结果在采用稳健性分析后依旧存在。本文的研究结果表明自由现金储备可以提高公司的风险抵御能力，从而应对新冠疫情等“黑天鹅”带来的负面冲击。本文的研究结果对投资者、企业和监管机构可能存在以下两点启示：

第一，投资者和企业首先要重新认知企业的现金储备。在我国当前企业现金储备水平普遍较低的情况下，不仅应加强现金流管理，重视现金储备的预防作用（肖土盛等，2020[1]），更应针对其在防范抵御风险方面所发挥的作用，将其拆解成自由现金储备和非自由现金储备进行深入剖析，理解自由现金的储备及其风险防范的作用。在全球经济动荡和我国经济转型的背景下，作为资本市场中重要的参与者，企业要保持较高水平的自由现金储备以应对不可预期的突发事件所带来的负面影响，避免对于非自由现金的过度依赖。其次，为了降低充沛的自由现金储备可能带来的代理成本，公司要改善信息披露行为、提高信息透明度，降低信息不对称程度，完善内部公司治理机制，提高公司治理水平，从而加强对管理层的监督以约束管理层基于自利性动机的行为。最后，公司应该着重关注公司的经营活动以及发展质量，一方面要注重经营活动，避免单一依靠融资行为获取非自由现金来维持公司的经营，而需提高公司通过经营活动创造现金流的能力，用自由现金来补充公司的经营需求，增厚风险“缓冲垫”；另一方面要通过减少无效的外源性投资（例如净现值为负的投资、低效的并购投资），通过提高内源性研发投入水平和效率等措施提高自由现金的使用效率和企业的发展质量，实现收益可持续增长，真正增强风险抵御能力。

第二，对于不可预期但危害极大的“黑天鹅”事件，投资者、企业和监管者都需要增强忧患意识。特别是在事件发生前未雨绸缪，监管机构首先需要健全信息披露机制，提高信息透明度从而缓解投资者在新冠疫情等突发事件下的负面情绪以及羊群行为，对自由现金创造能力较弱、风险较高的公司及时问询监管，逐渐完善金融安全防线。其次，监管机构要建立

风险应急处理机制，在突发事件发生后，及时疏导投资者负情绪，避免虚假信息多次传播带来的“次生灾害”。总之，对于新冠疫情等“黑天鹅”事件，投资者、企业和监管者都应该提前防范、积极应对，充分发挥自由现金储备的积极作用，积极践行十九大所提出的“守住不发生系统性金融风险的底线”的精神。

参考文献

[1] 肖土盛，孙瑞琦，袁淳. 新冠肺炎疫情冲击下企业现金持有的预防价值研究 [J]. 经济管理，2020（4）：175-191.

[2] Mikkelson W H，Partch M M. Do Persistent Large Cash Reserves Hinder Performance? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis，2003，38（2）：275-294.

[3] Pinkowitz L，RENé STULZ，Williamson R. Does the Contribution of Corporate Cash Holdings and Dividends to Firm Value Depend on Governance? A Cross-country Analysis [J]. The Journal of Finance，2006，61（6）：2725-2751.

[4] Harford J，Mansi S A，Maxwell W F. Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US [J]. Journal of Financial Economics，2008，87（3）：535-555.

[5] Fresard L. Financial Strength and Product Market Behavior：The Real Effects of Corporate Cash Holdings [J]. The Journal of Finance，2010，65（3）：1097-1122.

[6] 杨兴全，曾义，吴昊旻. 货币政策、信贷歧视与公司现金持有竞争效应 [J]. 财经研究，2014（2）：133-144.

[7] 陈运森，邓祎璐，李哲. 证券交易所一线监管的有效性研究：基于财务报告问询函的证据 [J]. 管理世界，2019（3）：169-185.

[8] 戴国强，陈晨. 金融消费者保护与金融危机——基于全球142个经济体的实证研究 [J]. 财经研究，2015（3）：100-110.

[9] Jensen M C. Agency Cost of Free Cash Flow，Corporate Finance，and Takeovers [J]. American Economic Review，1986，76（2）：323-329.

[10] Fahlenbrach R，Rageth K，Stulz R M. How Valuable Is Financial Flexibility When Revenue Stops? Evidence from the COVID-19 Crisis [R]. Working Paper，National Bureau of Economic Research，2020.

[11] Zhang I X. Economic Consequences of the Sarbanes - Oxley Act of 2002 [J]. Journal of Accounting & Economics，2007，44（1/2）：74-115.

[12] Cai J，Walkling R A. Shareholders' Say on Pay：Does It Create Value? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis，2011，46（2）：299-339.

[13] 罗进辉，谭利华，陈熠. 修改反收购章程条款阻击“野蛮人”：好消息还是坏消息? [J]. 财经研究，2018（12）：113-125.

[14] 陈运森，邓祎璐，李哲. 非处罚性监管具有信息含量吗? ——基于问询函的证据 [J]. 金融研究，2018（4）：155-171.

[15] Zhang L，Altman E I，Yen J. Corporate Financial Distress Diagnosis Model and Application in Credit Rating for Listing Firms in China [J]. Frontiers of Computer Science in China，2010，4（2）：220-236.

[16] 谢德仁. 企业分红能力之理论研究 [J]. 会计研究，2013（2）：22-32.

[17] Ferdinand A G，Judy S L. A Test of the Free Cash Flow and Debt Monitoring Hypotheses：Evidence from Audit Pricing [J]. Journal of Accounting & Economics，1997，24（2）：219-237.

[18] 徐晓东，张天西. 公司治理、自由现金流与非效率投资 [J]. 财经研究，2009（10）：47-58.

[19] 刘银国，焦健，张琛. 股利政策、自由现金流与过度投资——基于公司治理机制的考察 [J]. 南开管理评论，2015（4）：139-150.

[20] Richardson S. Over-investment of Free Cash Flow [J]. Review of Accounting Studies，2006，11（2/3）：159-189.

[21] 方军雄. 所有制、制度环境与信贷资金配置 [J]. 经济研究，2007（12）：82-92.

[22] Kornai J. The Soft Budget Constraint [J]. Kyklos，1986，39（1）：3-30.

[23] 祝继高，陆正飞. 融资需求、产权性质与股权融资歧视——基于企业上市问题的研究 [J]. 南开管理评论，2012（4）：141-150.

[24] 江伟，李斌. 制度环境、国有产权与银行差别贷款 [J]. 金融研究，2006（11）：116-126.

[25] 余汉，杨中仑，宋增基. 国有股权能够为民营企业带来好处吗? ——基于中国上市公司的实证研究 [J]. 财经研究，2017（4）：109-119.

[26] 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.

[27] 王艳艳，于李胜，安然. 非财务信息披露是否能够改善资本市场信息环境? ——基于社会责任报告披露的研究 [J]. 金融研究，2014（8）：178-191.

[28] 王木之，李丹. 新审计报告和股价同步性 [J]. 会计研究，2019（1）：86-92.

[29] 罗炜，朱春艳. 代理成本与公司自愿性披露 [J]. 经济研究，2010（10）：143-155.

[30] 叶康涛，刘行. 公司避税活动与内部代理成本 [J]. 金融研究，2014（9）：158-176.

[31] 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.

[32] 王菁，程博，孙元欣. 期望绩效反馈效果对企业研发和慈善捐赠行为的影响 [J]. 管理世界，2014（8）：115-133.

（责任编辑：袁　淳　张安平）