

地方政府债务、区域差异与空间溢出效应

——基于空间计量模型的研究

Local Government Debt, Regional Difference and Spatial Spillover Effect:
A Study on Spatial Econometric Model

黄春元 刘 瑞

HUANG Chun-yuan LIU Rui

[摘 要] 党的十九大以来,区域发展不平衡成为我国亟待解决的难题。区域差异不仅是导致地方政府财政状况差异的主要原因之一,同时也逐渐成为地方政府债务增长机制分析中的关键因素。基于此,笔者利用 2005—2015 年中国省级数据,实证检验了地方债务增长的影响机制,尤其是区域差异对地方债务增长的影响。研究发现:(1) 经济发展水平、财政赤字和基础设施水平与地方债务水平之间存在正的空间相关性;财政分权、城镇化水平以及人口增长率与地方债务水平之间存在负的空间相关性。(2) 地方债务增长的影响因素存在明显的区域差异。相比于其他地区,经济发展水平、财政赤字、基础设施建设对东部地区债务增长的抑制作用更大,人口增长压力、财政分权对东部地区债务增长的促进作用更明显。经济发展水平和财政分权对东部地区的空间溢出效应更显著,而城镇化水平对其他地区的空间溢出效应更明显。笔者的发现为深刻认识中国地方政府债务问题和合理制定相关政策提供了新的经验证据。

[关键词] 地方债务 增长机制 空间溢出效应

[中图分类号] F812.5 F061.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 04-0003-12

Abstract: Since the 19th National Congress of the Communist Party of China, the imbalance of regional development has become an urgent problem in China. Regional difference is not only one of the main reasons for the difference of local government's financial situation, but also a key factor in the analysis of local government's debt growth mechanism. Based on this, this paper empirically tests the impact mechanism of local debt growth, especially the impact of regional differences on the growth of local debt, using the provincial data of China from 2005 to 2015. The results show that: (1) There is a positive spatial correlation between economic development level, fiscal deficit and infrastructure level and local debt level; at the same time, there is a negative spatial correlation between fiscal decentralization, urbanization level and population growth rate and local debt level. (2) There are obvious regional differences in the influencing factors of local debt growth. Compared with other regions, economic development level, fiscal deficit and infrastructure construction have greater restraint on debt growth in the eastern region. Population growth pressure and fiscal decentralization play a more obvious role in promoting debt growth in the eastern region. From the perspective of spatial spillover effect, economic development level and fiscal decentralization have more significant spatial spillover effect on the eastern region, while urbanization level has more obvious spatial spillover effect on other regions. The findings of this study provide new empirical evidence for understanding China's local government debt problems and formulating relevant policies reasonably.

Key words: Local debt Growth mechanism Spatial spillover effect

[收稿日期] 2019-08-07

[作者简介] 黄春元,女,1980年11月生,首都经济贸易大学财政税务学院副教授,主要研究方向为财税理论与政策;刘瑞(通讯作者),女,1994年4月生,南开大学经济学院博士生,主要研究方向为区域经济。

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“区域差异、经济增长与地方政府债务最优规模研究”(项目编号:17BJL073)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

改革开放以来,中国经济社会发展取得了令人瞩目的成就,国民经济总量已位居世界第二,社会生产能力得到快速提升。但是伴随经济发展,社会也呈现出环境治理迫切、养老问题突出、区域发展不平衡、地方政府债务与金融风险加剧等急需面对与解决的问题。特别是地方政府债务(以下简称“地方债务”)问题,更是近年来社会各界高度关注的一个热点问题。

中国地方债务呈现规模不断扩大、膨胀速度持续加快的趋势。地方债务从2001年的约2万亿元,增至2019年的约24万亿元^①。地方债务总额年增长约为15%,超过同期GDP增长率。如此巨大的规模和膨胀速度,引发了社会各界对于中国地方债务问题的关注,如何科学治理地方债务以及防范债务风险成为日益备受关注的课题。

与此同时,中国对地方债务的治理也在不断完善。首先,出台了一系列文件、政策规范地方债务的发展。地方债务相关政策法规的调整主要包括以下几方面^②:一是发行方式的调整,即由经国务院批准在确定限额内发行地方政府债券,到中央政府代发债券,再到地方政府在规定限额内适度发行债券;二是纳入预算管理的调整,由游离于预算之外到纳入预算管理;三是规定具体的地方债务事项的调整,例如具体规定举债主体、用途、规模、方式、监督制约机制以及法律责任等。其次,限定地方债务发展规模。财政部《关于对地方政府债务实行限额管理的实施意见(财预〔2015〕225号)》规定,要合理确定地方债务总限额,并逐级下达分地区地方债务限额,要求各地严格按照限额举借债务。再次,有效防范地方债务风险。建立健全地方债务风险防控机制,在全面评估和预警地方债务风险的基础上,建立债务风险化解和应急处置机制,并健全地方政府债务监督和考核

问责机制。同时,采取地方债务存量置换等措施。这些举措在一定程度上起到了降低和防范地方债务风险的作用。

为了更加科学有效地提高地方债务的治理水平,除了在宏观层面准确把握地方债务总额、发展趋势等问题,应该更加准确地认识中国地方债务的中观层面现状(例如,地方债务的区域分布情况、发展特征)、增长机制以及影响因素。基于此目的,本文拟从地方债务区域分布特征入手,研究地方债务增长的不同机制及其可能存在的空间溢出效应。

本文余下内容安排如下:第二部分分析地方债务空间分布的特征,并进行相关文献评述;第三部分说明相关数据,并介绍实证方法;第四部分和第五部分报告实证结果,包括基准回归结果、稳健性检验以及对债务溢出效应的检验;第六部分是全文结论。

二、问题的提出与文献评述

(一)问题的提出:地方债务空间分布存在区域差异

根据笔者搜集整理的数据库,按照2005—2015年省级人均地方债务余额对债务进行划分,人均债务较高的主要包括北京、上海、天津、江苏、浙江、广东、山东、海南和河北等东部地区省份,而陕西、山西、内蒙古等中西部地区省份以及黑龙江等东北地区省份的人均债务水平相对较低。本文根据地方债务分布特点,并结合经济发展水平,参考毛捷和黄春元(2018)^[1]的做法,将全国债务分布划分为两大区域——东部地区和其他地区^③。中国区域发展不平衡,在经济发展水平、财政状况、基础设施、人口增长等方面存在着较大的差异。为什么中国地方债务会形成如此分布状况,这与区域差异之间是否存在关联呢?

基于上述分析,有两个具体问题有待研究,同时

① 2015年开始,中国实行限额发行地方债务,有效控制了地方债务规模。经第十三届全国人民代表大会第二次会议审议批准,2019年全国地方政府债务限额为240774.3亿元。其中,一般债务限额133089.22亿元,专项债务限额107685.08亿元。截至2019年10月末,全国地方政府债务余额为213800亿元,控制在全国人大批准的限额之内。其中,一般债务119235亿元,专项债务94565亿元;政府债券211550亿元,非政府债券形式存量政府债务2250亿元。

② 上述调整主要体现在以下政策法规中:《中华人民共和国预算法》(1995)、《财政部代理发行2012年地方政府债券发行兑付办法》(财库〔2012〕46号)、《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》(国发〔2014〕43号)、《中华人民共和国预算法》(2014年修正)、《地方政府一般债务预算管理办法》(财预〔2016〕154号)、《中共中央 国务院关于防范化解地方政府隐性债务风险的意见》(中发〔2018〕27号)以及《中共中央办公厅 国务院办公厅关于印发〈地方政府隐性债务问责办法〉的通知》(中办发〔2018〕46号),等等。

③ 本文依据国家统计局标准进行划分,其中东部包括北京、天津、河北、江苏、浙江、广东、福建、山东、上海、海南10个省份,其他地区包括除上述10个省份以及除港澳台、西藏外的20个省份。

也是本文的研究内容：第一，各区域地方债务的差异性是否意味着背后债务增长的原因也具有差异性；第二，各地区间不同的债务规模以及各异的增长机制，是否会带来空间溢出效应，空间溢出效应如何。

（二）文献述评

国内学者的研究多是从财政体制、官员晋升激励、预算软约束、债务管理体制等角度解释地方政府债务的成因，在此基础上也开始关注政府债务的空间溢出效应。王宝顺和刘京焕（2011）^[2]研究了财政分权体制下地方政府公共支出的空间外溢以及地方间增长竞赛对本区域经济增长的影响，认为地方政府公共支出存在空间外溢效应，同时生产性公共支出的空间外溢对本地经济增长有消极影响，而福利性支出对本地经济增长有积极影响。刁伟涛（2016a，2016b）^{[3][4]}搜集整理中国30个省份的地方债务数据，并基于空间计量模型对地方政府债务的经济增长效应进行了实证分析。结果表明，考虑到经济增长的空间关联性之后，中国地方政府债务对于经济增长仍是具有促进作用的，但是其空间溢出效应不明显。郑威等（2017）^[5]利用2005—2013年我国省级城投债面板数据，从税收竞争与引资竞争两个维度刻画地方政府竞争水平，并运用空间计量模型实证检验了地方政府竞争对地方债务增长的空间效应。研究发现：中国地方政府竞争与地方债务规模存在全域范围的正空间自相关性，并且其局域性的空间集聚特征也尤为明显；不论是税收竞争还是引资竞争，均显著地促进了地方债务规模的增长；相邻地区的地方政府竞争对本地区地方债务规模存在显著的空间溢出效应。黄健和毛锐（2018）^[6]以2010—2016年度的省级城投债数据作为衡量地方政府债务的指标，通过面板结构向量自回归模型考察了地方政府投资冲动下中国地方债务发行规模的变动，最终研究了地方政府债务对于地方经济增长和政府投资的作用效应。王术华（2017）^[7]利用1997—2015年地方政府债务等相关面板数据，研究了地方财政压力、政府支出竞争对地方政府债务规模扩张的影响，并运用空间计量模型，从全国整体和东、中、西部地区两个层面分别进行实证分析。研究表明，地方政府债务、地方财政压力与地方政府支出竞争均呈现一定的空间正相关特征；地方财政压力没有对地方政府债务规模的扩张起到促进作用，相反，在东、西部地区还起到一定的抑制作用；地方政府支出竞争对地方债务规模的扩张起到促进作用，尤其在西部地区，

该作用更为明显。吴健梅等（2018）^[8]对新常态下地方政府债务风险的现状及空间特征进行了分析，并在此基础上对债务风险溢出效应及机制展开讨论，发现当前地方政府债务风险有趋稳态势，但空间分布的聚集特征以及溢出效应会影响债务治理问题。

虽然国内相关研究已取得重大进展，但仍存在以下不足：（1）探析地方债务增长的原因时未充分考虑地区差异。中国各地区债务水平存在较大差异，发展不均衡的地区之间对不同水平债务的影响可能存在差异。因此，从债务水平差异性这一视角展开实证研究，能够更准确地揭示地方债务增长的内在原因。（2）不够重视债务水平不同地区之间可能存在的债务溢出效应。债务水平高、经济发展水平高对相邻地区不同债务及经济发展水平的地区，是否存在溢出效应以及溢出效应如何，尚未得到深入论证。本文利用笔者收集整理的省级政府债务和相关经济数据，对地方债务增长的成因进行多个维度（包括整体影响和不同地区）的实证分析，并以京津冀地区为例，对债务溢出效应进行了实证分析，弥补了已有文献存在的上述不足。

三、数据说明与实证方法

（一）数据说明

地方债务的数据获取难度较大，截至目前中国仍未建立专门针对地方债务的官方数据库，国家审计署掌握的地方债务审计数据公开的程度也比较有限。本文借鉴已有文献（黄春元和毛捷，2015^[9]；陈诗一和汪莉，2016^[10]；毛捷和黄春元，2018^[11]）的做法，按照显性债务与或有债务的类型，对省级地方债务数据进行归类整理和计算，以下是详细说明。在此，对于与后续实证分析相关的其他数据也一并介绍。

1. 地方政府债务数据。

借鉴上述已有文献的做法，地方债务规模用当年地方政府债务余额表示，本年地方债务余额由三部分构成：第一，本年地方政府债券余额；第二，本年地方城投债余额；第三，本年地方国债转贷收入。在处理省级政府债务时，我们将地市级债券按照行政区划标准，加总为省级债券数据，记为省级债券1。如果该省具有以省政府（包括省国资委、省财政厅和省交通厅等）为最终控制人的债券，也将其视为省级债券，记为省级债券2。按照上述方法，计算省级债券1和省级债券2的余额，然后将其加总，作为

该省当年政府发行债务余额和城投债余额。在此基础上,再加上当年省级国债转贷收入,即为当年省级政府债务余额。其中,文中基准回归主要使用地方债务余额1(=地方政府债券余额+地方城投债余额),稳健性检验使用地方债务余额2(=地方政府债券余额+地方城投债余额+地方国债转贷收入)。

2. 其他数据。

本文实证分析中还涉及到人均实际财政赤字、人均实际GDP、基础设施投资、各省份人均财政支出占全国人均财政支出之比、城镇化率以及人口增长率等数据。在此,要对基础设施投资进行专门说明。国内大多数文献在考虑地方债务问题时,普遍选用固定资产投资指标。根据国家审计署发布的《2013第32号公告:全国政府性债务审计结果》,从资金投向

看,地方债务主要用于基础设施建设和公益性项目。截至2013年6月底,在已支出的政府负有偿还责任的地方债务(101 188.77亿元)里,约九成(86.77%)用于基础设施建设和公益性项目。其中,市政建设和交通运输设施建设占比合计约为60%,这说明基础设施建设是地方债务最主要的投向。为了更准确地捕捉地方债务增长成因,也出于数据可得性等原因,本文选用三大重点行业固定资产投资额替代固定资产投资总额指标,用“基础设施投资”指标表示,主要包含交通运输、仓储和邮政业,水利、环境和公共设施管理业以及房地产业等三大行业的固定资产投资额。本文使用2000年为基期的物价指数将名义数据调整为实际值,表1给出了本文实证分析所用主要变量的描述性统计结果。

表1 变量的描述性统计

变量	含义	样本数	最大值	最小值	平均值	方差
<i>Debt1</i>	人均实际地方政府债务1加1取对数	330	3.503	-1.752	1.468	0.779
<i>Debt2</i>	人均实际地方政府债务2加1取对数	330	3.503	-1.169	1.475	0.765
<i>Deficit</i>	人均实际财政赤字取对数	330	4.814	1.005	2.925	0.715
<i>GDP</i>	人均实际GDP取对数	330	3.096	-0.689	0.921	0.651
<i>Jcsstz</i>	各省基础设施投资占GDP比值(%)	330	70.762	1.960	26.391	10.431
<i>Czfq</i>	省人均财政支出占全国人均财政支出比例(%)	330	330.104	44.161	96.599	47.153
<i>Czhl</i>	各省城镇人口占总人口的比例(%)	330	89.600	26.870	51.804	14.112
<i>Rkzzl</i>	人口增长率(%)	330	10.173	-10.946	0.730	1.754

3. 数据来源。

上述地方政府债务数据,主要来源于《中国财政年鉴》、财政部网站、中国债券信息网、和讯债券网、中国货币网和中经统计网等公布的相关信息和数据。实证分析所需其他经济数据,均来自历年《中国财政年鉴》《中国统计年鉴》和《中国固定资产投资统计年鉴》。需要说明的是,由于西藏的地方政府债务数据具有特殊性,本文在进行实证分析时未将其纳入考虑,因此基准回归的样本时间跨度为2005—2015年^①,包括30个省份。

(二) 实证方法

1. 基准模型。

本文首先构建不包含空间效应的基准模型,考察各个影响因素与地方政府债务之间的关系:

$$Debt_{it} = \alpha + \beta Deficit_{it} + \psi GDP_{it} + \eta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:*i*表示省份,*t*表示年份;*Debt*表示地方政府债务规模,我们采用人均实际地方政府债务余额*Debt1*与*Debt2*(取对数)进行度量;*Deficit*表示地方政府财政缺口,采用人均实际财政赤字(取对数)进行度量;*GDP*表示经济发展水平,采用人均实际GDP(取对数)进行度量。*X*为控制变量,包括:(1)财政分权程度,使用各省份人均财政支出占全国人均财政支出的比例进行度量(*Czfq*)。根据现有文献(邱柃桦和伏润民,2015^[11];陈宝东和邓晓兰,2017^[12];等等),财政分权程度是影响地方政府债务的主要因素。地方政府财政越自由,债务水平越高。(2)人口增长压力,使用人口增长率进行度量(*Rkzzl*)。一些文献表明,人口增长压力越大,地方

① 财政部《关于对地方政府债务实行限额管理的实施意见》(财预〔2015〕225号)规定,要合理确定地方债务总额,并逐级下达分地区地方债务限额,要求各地严格按照限额举借债务。2015年之后的大规模举债是限额举债,可能会对地方政府发债的规模和意愿等产生约束影响。因此,本文样本时间跨度选择为2005—2015年。

政府债务水平越高。(3) 基础设施投资, 用基础设施投资占 GDP 的比例进行度量 ($Jcsstz$)。根据现有文献 (刁伟涛, 2016a^[3], 2016b^[4]), 地方政府举债主要为了支援基础设施投资, 因此基础设施投资也会影响地方政府债务规模。(4) 城镇化水平, 使用城镇人口占总人口的比重来度量 ($Czhl$)。地方融资平台在为城镇化建设提供巨大财力支持的同时, 也扩大了地方政府债务规模 (毛捷等, 2019^[13]; 余晨阳和邓敏婕, 2013^[14])。此外, μ_i 表示省份 i 的个体效应, ε_{it} 为随机误差项。

2. 空间杜宾模型 (SDM)。

基于前文的讨论, 我们发现: 地方政府债务的分布具有明显的集聚特征, 即存在空间效应, 因此需要构建空间计量模型进行研究。目前, 空间计量模型主要有三种, 分别为空间自回归模型 (SAR)、空间误差模型 (SEM) 以及空间杜宾模型 (SDM)。根据本文的理论设想, 本省份的债务水平不仅受到其他省份债务水平的影响, 还会受到其他省份财政状况、经济发展水平等因素的影响, 因此使用空间杜宾模型进行实证分析更为契合我们的理论分析。SDM 模型不仅包含了被解释变量的空间滞后项, 同时还包含了其他地区影响因素的空间滞后项; 不仅可以反映所有变量的空间相关性, 而且使用滞后项进行估计可以很好地避免内生性问题。在此基础上, 对基准模型 (1) 进行扩展, 我们得到了本文的 SDM 模型:

$$Debt_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} Debt_{jt} + \beta Deficit_{it} + \psi GDP_{it} + \eta X_{it} + d'_i Deficit_{it} \xi + d'_i GDP_{it} \sigma + d'_i X_{it} \delta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $\rho W_{ij} Debt_{jt}$ 为被解释变量的空间滞后变量, $d'_i Deficit_{it} \xi$ 和 $d'_i GDP_{it} \sigma$ 为地方财政缺口和经济规模两个解释变量的空间滞后变量, $d'_i X_{it} \delta$ 为控制变量的空间滞后变量, W_{ij} 为空间权重矩阵, d'_i 为 W_{ij} 的第 i 行。后文会对空间权重矩阵进行详细说明。

3. 空间权重矩阵。

空间权重矩阵反映了各个区域相互依赖的程度, 是进行空间计量分析的前提。本文借鉴马丽梅等 (2016)^[15]、焦敬娟和王姣娥 (2017)^[16] 的做法, 构建以下两种空间权重矩阵, 其中空间地理权重矩阵用于基准回归, 嵌套空间权重矩阵用于稳健性检验。

(1) 空间地理权重矩阵。两省份之间的地理距离越远, 空间相互作用越小。因此, 可将空间地理矩阵定义为两省份之间距离的倒数:

$$W_d = \frac{1}{d_{ij}} \quad (3)$$

其中, d_{ij} 为采用经纬度计算得到的两省之间的距离。

(2) 将地理距离与经济距离结合起来, 构建嵌套空间权重矩阵, 具体构建方法如下:

$$W_{ij} = W_d \cdot \text{diag} \left(\frac{\bar{y}_1}{\bar{y}}, \frac{\bar{y}_2}{\bar{y}}, \dots, \frac{\bar{y}_n}{\bar{y}} \right) \quad (4)$$

其中: W_d 为空间地理权重矩阵; $\bar{y}_i$ 为第 i 个省份的人均实际 GDP, $\bar{y}$ 为所有省份人均实际 GDP。

四、实证结果及其分析

(一) 空间自相关检验

在进行空间回归分析之前, 首先应当检验地方政府债务的空间自相关性。莫兰指数 (Moran's I) 是目前学术界最为认可的度量空间自相关性的指标之一。莫兰指数为正值, 则具有正的空间自相关性; 反之, 则具有负的空间自相关性。本文采用人均实际地方政府债务余额 $Debt1$ 来计算莫兰指数, 具体结果见表 2。

表 2 人均实际地方政府债务余额的全局 Moran's I 指数

年份	空间地理权重矩阵		嵌套空间权重矩阵	
	莫兰值	P 值	莫兰值	P 值
2005	-0.021	0.642	-0.018	0.638
2006	-0.006	0.323	0.010	0.204
2007	0.028 **	0.048	0.020	0.134
2008	-0.074	0.213	-0.108 **	0.045
2009	0.036 **	0.027	0.072 ***	0.004
2010	0.031 **	0.040	0.084 ***	0.001
2011	0.052 ***	0.007	0.061 ***	0.010
2012	0.002	0.265	0.023	0.128
2013	0.031 **	0.043	0.064 ***	0.008
2014	0.031 **	0.042	0.064 ***	0.008
2015	0.033 **	0.038	0.066 ***	0.007

从总体结果来看, 除 2005 年、2006 年与 2008 年以外, 所有年份的地方政府债务的莫兰指数均显著为正, 2005 年与 2006 年虽然为负值, 但结果极不显著, 这说明我国地方政府债务更可能存在正的空间自相关性; 2008 年地方政府债务的莫兰指数显著为负, 即存在负的空间自相关性, 这应该与 2008 年金融危机的特殊背景有关。纵向来看, 我国地方政府债务的空间自相关性不断加强, 因此值得我们更多的关注。

(二) 空间回归结果

本文首先基于中国 30 个省份总体对地方政府债务的空间溢出效应进行分析,其次将中国 30 个省份划分为东部与其他地区两组,进行实证分析,进一步对比不同地区空间溢出效应的差异,实证结果见表 3。

表 3 的前 4 列为总体 30 个省份的回归结果,模型 (1) 为混合 OLS 回归结果,模型 (2) 为仅考虑

两个核心解释变量后的 SDM 模型估计结果,模型 (3) 与模型 (4) 为逐步加入所有控制变量后 SDM 模型的估计结果。表 3 的最后两列为分组回归结果,即模型 (5) 与模型 (6) 分别为东部与其他地区两组所有变量的 SDM 模型估计结果。本文中对随机效应模型与固定效应模型的采用均根据 Hausman 检验结果选取。

表 3 地方政府债务空间面板回归结果

	被解释变量 <i>Debt1</i>					
	总体				东部	其他地区
	(1) 混合 OLS	(2) SDM	(3) SDM	(4) SDM	(5) SDM	(6) SDM
ρ		0.503 *** (7.62)	0.495 *** (7.71)	0.313 *** (3.02)	0.262 *** (3.85)	0.164 (1.00)
<i>Deficit</i>	0.203 *** (3.84)	-0.237 * (-1.67)	-0.384 *** (-2.76)	-0.373 *** (-3.31)	-0.410 *** (-3.49)	0.023 (0.07)
<i>GDP</i>	0.318 *** (4.46)	0.469 (1.58)	0.081 (0.27)	0.172 (0.46)	-2.316 * (-1.65)	0.367 (1.32)
<i>Jcsstz</i>	0.022 *** (7.00)		-0.009 *** (-2.67)	-0.007 * (-1.94)	-0.021 * (-1.87)	-0.007 *** (-2.65)
<i>Czfq</i>	-0.000 4 (-0.38)		0.005 *** (3.56)	0.004 ** (2.49)	0.009 ** (2.45)	0.004 *** (2.98)
<i>Czhl</i>	0.029 *** (6.73)			-0.015 (-0.68)	-0.008 (-0.21)	0.001 (0.05)
<i>Rkzzl</i>	-0.024 (-1.32)			0.029 ** (2.17)	0.102 *** (2.59)	0.028 * (1.70)
<i>W_Deficit</i>		0.879 *** (3.63)	0.947 *** (4.52)	0.896 *** (4.59)	0.627 ** (2.29)	0.876 ** (2.02)
<i>W_GDP</i>		-0.635 (-1.33)	-0.200 (-0.45)	1.716 *** (2.56)	3.004 * (1.72)	0.825 (0.90)
<i>W_Jcsstz</i>			0.017 * (1.85)	0.058 *** (2.76)	0.113 ** (2.53)	0.047 *** (3.06)
<i>W_Czfq</i>			-0.013 ** (-2.27)	-0.011 ** (-1.97)	-0.028 *** (-2.95)	-0.008 (-0.63)
<i>W_Czhl</i>				-0.179 ** (-2.49)	-0.101 (-1.10)	-0.148 ** (-2.06)
<i>W_Rkzzl</i>				-0.229 *** (-2.72)	-0.172 * (-1.74)	-0.165 ** (-2.50)
常数项	-1.451 *** (-7.04)					
LR Test (SAR)		12.17 ***	21.91 ***	39.90 ***	36.90 ***	21.77 ***
LR Test (SEM)		26.99 ***	35.10 ***	53.05 ***	39.79 ***	24.41 ***
个体固定效应	—	Yes	YES	YES	Yes	Yes
时间固定效应	—	No	No	No	No	No
<i>N</i>	330	330	330	330	110	220
<i>Log L</i>	—	-109.633 7	-103.907 6	-94.843 9	-21.223 2	-66.881 9
<i>R²-within</i>	0.635 9	0.700 3	0.707 9	0.737 6	0.774 8	0.732 4

注:结果由 Stata14.0 给出;括号中的数字为 *z* 值;***表示 1%水平上显著,**表示 5%水平上显著,*表示 10%水平上显著。下同。

1. 整体实证结果。

从实证结果来看,相比于线性回归,SDM模型的拟合效果更好一些。模型(2)~模型(5)中地方政府债务的空间滞后项系数 ρ 均显著为正,说明地方政府债务存在显著的的空间溢出效应,即其他省份的债务水平越高,本省份的债务水平也会随之提高。一省份的地方政府举债行为会使得其他省份的地方政府纷纷效仿。

混合OLS回归的结果表明,人均实际财政赤字与地方政府债务水平之间存在显著的正向关系。而在加入了空间效应后,SDM模型的估计结果显示:人均实际财政赤字与地方政府债务水平之间表现出显著的负向关系,即本省份的财政缺口越大,债务水平越低。这说明,忽略空间效应的估计结果是有偏的,在不考虑空间效应的情况下,我们会错误地认为地方政府财政缺口是地方政府债务膨胀的主要原因,但实际上地方财政缺口抑制了地方政府举债,这与黄春元和毛捷(2015)^[9]、王术华(2017)^[7]等的结论基本一致。本文认为可能的原因为:财政缺口的扩大增加了地方政府的还债压力,使其对举债持谨慎态度。

混合OLS回归的结果表明,人均实际GDP与地方政府债务水平之间存在显著的正向关系。而在加入了空间效应后,SDM模型的估计结果显示:人均实际GDP与地方政府债务水平之间的关系为正,但并不显著。我们认为,这可能是由于经济发展水平对于地方债务具有双向作用的关系。即经济发展水平越高的地区,自我发展能力越强,债务使用效率越高,因此举债的动机越弱,从而抑制债务增长。相反,经济发展水平较低的地区,出于经济发展、民生等方面的需要,举债动机较明显,因此会促进地方债务水平提升(洪源等,2015^[17])。再加之相邻省份之间债务的空间溢出效应,有可能会产生经济增长对地方债务的影响出现并不显著的结果。这一结果也从侧面印证了在考虑地方债务增长机制时重视区域差异的必要性。

此外,财政分权、人口增长率变量的估计结果与以往文献结论一致。财政分权变量的估计结果显著为正,说明本省份政府自主决定财政收支的权力越大,本省的债务水平越高;人口增长率变量的估计结果显著为正,说明本省份的人口增长越快,地方政府举债动机越大。基础设施投资变量的估计结果显著为负,说明基础设施越完善,政府可以减少用于基础设施投资的支出,从而使得债务水平越低。城镇化水平变量

的估计结果不显著。

从各变量空间滞后项系数的估计结果来看,人均实际财政赤字的空间滞后项系数显著为正,表明其他省份的财政缺口越大,本省份的政府债务水平越高。原因可能在于,其他省份财政缺口越大,意味着在财政收入一定的情况下,会增加其财政支出,这使得本省份在财政竞争的情况下,进一步增加本省份的财政支出,从而引致债务水平的提升。人均实际GDP的空间滞后项系数为正,说明其他省份的经济发展水平越高,本省份极有可能提高其债务水平,由于GDP的“追赶”效应以及中央绩效考核的压力,均会使得本省份通过增加政府债务来刺激经济发展。此外,基础设施投资的空间滞后项系数显著为正,说明其他省份增加其基础设施投资,会使得本省提高其债务水平。这意味着其他省份增加财政支出(增加基础设施投资),会通过影响本省份的财政状况,最终引致债务水平的提升。财政分权、城镇化水平以及人口增长率的空间滞后项系数显著为负,说明其他省份的财政自由度以及城镇化水平越高,人口增长压力越大,本省份地方政府债务水平越低。

2. 分组实证结果。

从东部与其他地区回归结果的对比来看,各影响因素以及空间溢出效应均存在明显的异质性:

(1) 地方政府债务的空间滞后项系数 ρ 在东部显著为正,在其他地区为正但不显著。这说明,在经济发展水平较高的东部省份,由于自身偿债能力较强、债务使用效率较高等原因,地方政府举债更容易受到相邻省份的影响。

(2) 人均财政赤字、人均实际GDP变量在东部显著为负,在其他地区为正但不显著。这说明财政缺口、经济发展水平对债务的抑制作用主要体现在经济发展水平较高的省份。

(3) 其他因素的空间溢出效应。人均实际GDP的空间滞后项系数在东部显著为正,在其他地区为正但不显著,说明在经济发展较快的东部地区,地方政府举债更容易受到其他省份经济发展水平的影响;财政分权变量的空间滞后项系数在东部显著为负,而在其他地区不显著,说明在经济发展水平较高的东部省份,一省份的债务水平会由于其他省份财政自由度的提升而降低;城镇化水平的空间滞后项系数在其他地区显著为负,而在东部不显著,说明在经济发展较慢的省份,其他省份的城镇化进程是本省份政府举债考

虑的因素之一。

(三) 稳健性检验

本文通过更换空间权重矩阵与被解释变量两种方法对上述实证结果进行检验：

1. 仅将空间地理权重矩阵更换为嵌套空间权重矩阵，对 SDM 模型的估计结果进行稳健性检验。空间嵌套权重矩阵的定义与计算方法如前文所述。稳健性检验结果见表 4 回归 (7)。

2. 将空间地理权重矩阵更换为嵌套空间权重矩阵，同时将被解释变量地方政府债务 *Debt1*，更换为加入国债转贷收入的 *Debt2*，对 SDM 模型进行稳健性

检验，结果见表 4 回归 (8)。

回归 (7) 与回归 (8) 的结果几乎一样，差异极其微小，同时与前文实证结果一致，这说明本文的结果绝非偶然。从整体来看，地方政府债务的空间滞后项系数 ρ 仍显著为正，再次证实了地方政府债务存在显著的的正的空间溢出效应这一结论。人均实际财政赤字、人均实际 GDP、基础设施投资、财政分权、城镇化水平、人口增长率以及各变量的空间滞后项的符号与前文基本一致，显著性水平仅有微小差异。综上所述，本文的实证结果具有较好的稳健性。

表 4 地方政府债务空间面板的稳健性检验

	回归 (7)			回归 (8)		
	被解释变量 <i>Debt1</i>			被解释变量 <i>Debt2</i>		
	总体	东部	其他地区	总体	东部	其他地区
ρ	0.359 *** (4.71)	0.262 *** (3.69)	0.187 (1.25)	0.377 *** (4.98)	0.261 *** (3.68)	0.266 ** (2.05)
<i>Deficit</i>	-0.392 *** (-3.24)	-0.416 *** (-3.65)	0.005 (0.01)	-0.392 *** (-3.22)	-0.423 *** (-3.68)	0.090 (0.26)
<i>GDP</i>	0.222 (0.57)	-2.199 * (-1.64)	0.348 (1.25)	0.124 (0.32)	-2.213 * (-1.65)	0.252 (0.98)
<i>Jcsstz</i>	-0.006 * (-1.68)	-0.020 * (-1.68)	-0.007 *** (-2.72)	-0.006 (-1.64)	-0.020 * (-1.70)	-0.007 *** (-2.91)
<i>Czfq</i>	0.004 *** (2.67)	0.009 ** (2.44)	0.004 *** (3.11)	0.004 *** (2.62)	0.009 ** (2.41)	0.004 ** (2.55)
<i>Czhl</i>	-0.022 (-0.98)	-0.012 (-0.28)	0.005 (0.20)	-0.019 (-0.85)	-0.012 (-0.28)	0.009 (0.35)
<i>Rkzzl</i>	0.026 * (1.78)	0.102 ** (2.55)	0.030 * (1.77)	0.027 * (1.81)	0.103 *** (2.59)	0.031 ** (1.82)
<i>W_Deficit</i>	0.746 *** (4.48)	0.683 ** (2.39)	0.919 ** (2.30)	0.754 *** (4.50)	0.700 ** (2.46)	0.718 * (1.93)
<i>W_GDP</i>	1.625 * (1.89)	3.733 ** (1.99)	0.632 (0.78)	1.498 * (1.77)	3.660 ** (1.96)	0.584 (0.69)
<i>W_Jcsstz</i>	0.074 *** (2.62)	0.096 ** (2.01)	0.044 *** (2.88)	0.069 ** (2.51)	0.095 ** (1.99)	0.040 *** (2.63)
<i>W_Czfq</i>	-0.010 ** (-2.21)	-0.024 *** (-2.85)	-0.007 (-0.73)	-0.009 ** (-2.09)	-0.024 *** (-2.81)	-0.006 (-0.60)
<i>W_Czhl</i>	-0.189 ** (-2.20)	-0.148 (-1.27)	-0.132 ** (-1.98)	-0.173 ** (-2.07)	-0.141 (-1.20)	-0.118 ** (-1.82)
<i>W_Rkzzl</i>	-0.268 *** (-2.56)	-0.150 * (-1.66)	-0.169 *** (-2.67)	-0.267 *** (-2.57)	-0.153 * (-1.72)	-0.161 *** (-2.92)

续前表

	回归 (7)			回归 (8)		
	被解释变量 <i>Debt1</i>			被解释变量 <i>Debt2</i>		
	总体	东部	其他地区	总体	东部	其他地区
LR Test (SAR)	43.91***	36.30***	21.50***	45.41***	36.47***	20.38***
LR Test (SEM)	52.69***	38.76***	23.99***	53.64***	38.77***	22.47***
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	No	No	No	No	No
<i>N</i>	330	110	220	330	110	220
<i>Log L</i>	-94.942 5	-21.579 1	-66.950 0	-85.341 2	-21.561 0	-57.093 7
<i>R</i> ² -within	0.732 5	0.771 8	0.731 6	0.733 0	0.767 8	0.735 1

五、债务溢出效应——基于 GVAR 模型

前文中,我们已经证实了地方政府债务空间溢出效应的存在性。在此部分,本文以京津冀地区为例,通过构建全局向量自回归(GVAR)模型,进一步分析在其他省份政府债务、财政支出以及经济发展水平的冲击下,本省份债务水平的动态响应过程。GVAR模型是由 Garratt 等(2006)^[18]等基于 VAR 模型发展起来的计量方法,可以用于分析各个国家或地区经济变量的相互作用。目前,已经得到了大多数学者的认可。

本文使用地方政府债务余额(取对数)、财政支出增长率以及加权实际 GDP 增长率^①三个变量构建 GVAR 模型,其中,全局变量^②设定为全国实际 GDP 增长率,连接矩阵使用前文中嵌套空间矩阵的方法构建,数据跨度为 2005 年第 2 季度到 2015 年第 4 季度。地方债务余额以及财政支出增长率由于未统计季度数据,本文参考崔百胜和朱麟(2016)^[19]的做法,使用 Eviews7.0 将年度数据转化为季度数据。

GVAR 模型在分析前需要进行外生性检验,本文 12 个地区外变量中仅有 2 个未通过检验,基本符合模型设定,同时大部分数据均为 I(1)过程,且每个省份至少存在 2 个协整关系,因此可以使用广义脉冲响应函数(GIRFs)来分析变量之间的动态关系。^③

基于研究的需要,从以下 3 个方面进行分析。

(一) 债务的空间溢出效应

为了进一步分析债务的空间溢出效应,本文通过给予北京债务水平一个正向冲击,即在当期提高北京的债务水平,来观察其对河北以及天津的影响,响应结果见图 1。图中实线为响应结果,虚线为 Bootstrap 模拟下 90%的置信区间。

从广义脉冲响应结果来看,3 个省份债务水平的响应趋势大体相同,但响应强度略有差异。在前 5 期左右,3 个省份的债务水平均呈现正向响应过程,5 期之后,3 个省份出现负向响应过程。12 期之后,响应结果基本趋于稳定。在滞后 1 期时,北京、河北以及天津债务水平的响应达到最大值,分别为 22%、37%和 36%,前 4 期的累积响应值分别为 10%、17%和 12%。

基于以上结果,我们发现:首先,对于北京债务水平的正向冲击,河北以及天津的债务水平在短期都呈现出正向响应过程,再一次印证地方政府债务存在正的空间溢出效应的结论。其次,3 个省份债务水平的提高都是短暂的。在 5 期之后,可能出于债务承受能力等因素的考虑,最终债务水平趋于降低。最后,对于北京债务水平的提升,其他 2 个省份债务水平提升的幅度更大,这说明地方政府债务的空间溢出效应大于其对自身的影响。^④

① 加权实际 GDP 增长率的计算方法为:加权实际 GDP 增长率=(本年实际 GDP-去年实际 GDP)/[(本年实际 GDP+去年实际 GDP)/2]。

② 全局变量是指能够反映所有地区共同经济发展水平的变量,本文认为使用全国实际 GDP 增长率是合理的。

③ 由于篇幅所限,本文未列出具体检验结果。

④ 目前关于地方政府债务空间溢出效应的识别大多基于空间自相关模型、空间误差模型(刁伟涛 2016a^[3], 2016b^[4];等等),在识别空间溢出效应时发挥了重要作用,但已有文献无法识别空间溢出效应的长期发展趋势。本文将能够反映空间相互作用长期关系的 GVAR 模型引入地方政府债务的研究当中,从协整关系与脉冲响应分析的角度对地方政府债务空间溢出效应的研究进行了有益补充。

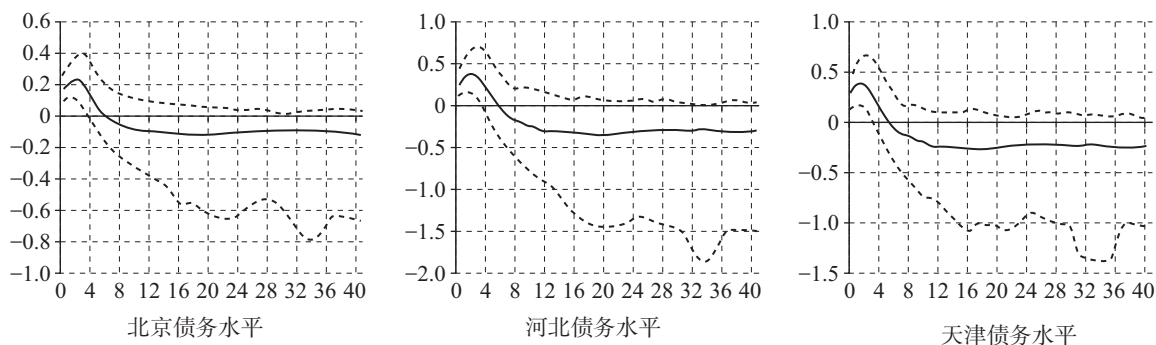


图1 对北京债务水平冲击的响应

(二) 财政支出对债务的空间溢出效应

前文已经证明财政赤字对地方政府债务具有正的空间溢出效应,在此部分,本文使用财政支出增长率再次考察财政支出对地方政府债务的空间溢出效应。在当期,我们通过给予北京市财政支出增长率一个正向冲击,来观察3个省份地方政府债务的响应情况,响应结果见图2。

广义脉冲响应结果显示,对于来自北京市财政支出增长率的正向冲击,3个省份的债务水平均呈现出由正转负的结果。在前2期,北京、河北以及天津的债务水平均表现出正向响应,在当期的响应值最大,分别为6%、10%和12%,2期的累积响应值分别为3%、3%和9%。从第3期开始,3个省份均转

向负向响应,北京在第8期达到最大的响应值-11%,河北与天津均在第7期达到最大的响应值,分别为-26%与-22%。在16期后,基本趋于稳定。

可以看出,财政支出在短期内会刺激地方债务提升,但其抑制债务水平增长的作用更为明显,同时具有正的空间溢出效应。如图2所示,地方政府债务在当期的正向响应值最大,说明财政支出对于地方债务水平的影响具有即时效应。3个省份2期之后均呈现负向响应,暗示地方政府由于财政赤字的增加对高债务水平持谨慎态度,最终还是会收紧债务水平。从3个省份响应情况的对比来看,北京市财政支出对其他2个省份债务水平的空间溢出效应大于其对自身债务水平的影响。

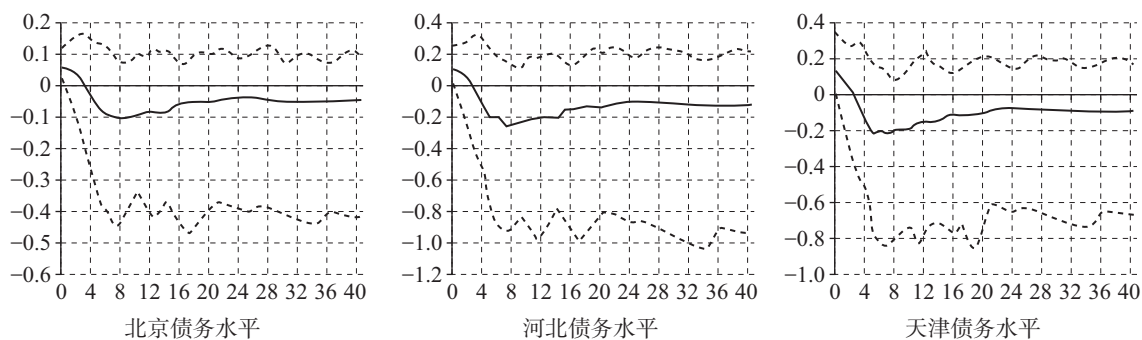


图2 对北京财政支出冲击的响应

(三) 经济发展水平对债务的空间溢出效应

经济发展水平对地方政府债务具有显著的正的空间溢出效应,这一结论在前文已经得到了验证。在此部分,本文采用加权经济增长率度量经济发展水平,再次检验经济发展水平对地方政府债务的空间溢出效应。在当期,我们通过给予北京经济增长率一个正向冲击,来观察3个省份地方政府债务的响应情况,响应结果见图3。

由图3可知,对于北京经济增长率一个单位的正

向冲击,北京自身的债务水平在当期呈现出微弱的正向响应,响应值为0.9%。第1期至第7期,响应由正转负,且响应强度增强,平均响应值为-5%。第7期之后,保持在一个稳定的正向响应水平。河北与天津的债务水平响应趋势大致相同,在当期与滞后1期呈现出正向响应,在当期达到最大响应值,分别为5%和7%。第2期至第6期,由正向响应转为负向响应,平均响应值分别为-7%和-6%。第6期之后,均维持在一个相对稳定的正向响应水平。

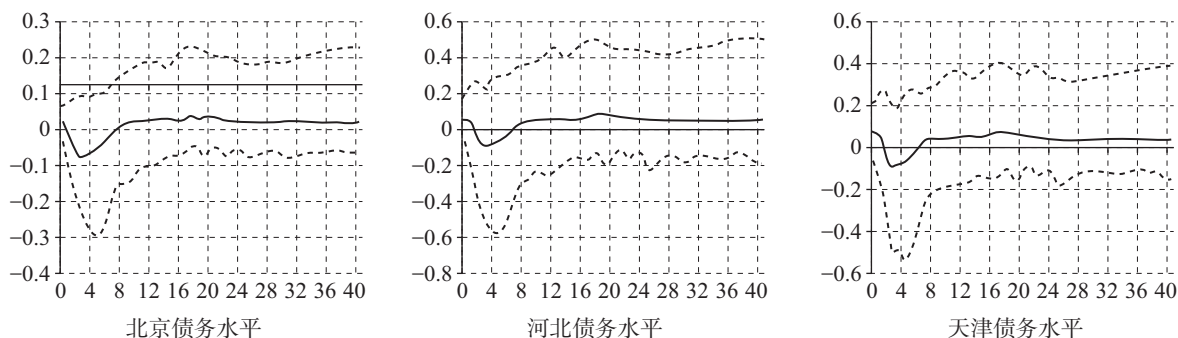


图3 对北京经济增长冲击的响应

以上结果表明,在经济较发达的地区,经济发展水平对地方政府债务具有一定程度的抑制作用,且存在显著的正的空间溢出效应。北京经济增长率的提高,使得北京的债务水平在一定阶段内受到抑制,并保持相对稳定。而河北与天津由于存在GDP竞争,短期内会因为北京经济增长率的提高而增加其债务水平,考虑到债务偿还、可持续性等因素,长期看这种正向溢出效应维持时间不会太久,最终会趋于一个比较平稳的态势。

六、结语

地方债务增长机制,是近年来社会各界高度关注的一个热点问题。本文根据2005—2015年中国省级数据,利用空间计量模型实证检验了地方债务增长的影响机制。研究发现:(1)静态上看,影响地方债务水平的因素主要分为三大类。第一,抑制地方债务增长的因素。财政赤字和基础设施水平与地方政府债务水平之间存在显著的负向关系。这表明,本省份财政赤字越大,越增加政府还债压力,减弱举债动机;从地方债务投向看,当地基础设施水平越完善,政府举债的动机也会减弱。第二,促进地方债务增长的因素。财政分权和人口增长率与地方债务水平之间存在显著的正向关系。政府自主决定财政收支的权力越大,所受约束越弱,越可能采取举债来缓解财政压力;人口增长压力越大,对地方政府的要求越高,政府举债动机越大。第三,经济发展水平对地方债务增长的影响要分区域进行甄别。经济发展水平对于地方债务具有反向作用。经济发展水平较高的地区,政府财政收入较高,民间资本更为活跃,债务使用效率也更高,因此举债需求较小,从而抑制债务增长。相反,经济发展水平较低的地区,出于经济发展、改善民生等方面的需要,举债需求较大,因此会促进地方债务水平提升。因此,需要甄别区域差异对地方债务

增长机制带来的影响。(2)从空间溢出效应看,影响地方债务水平的因素主要分为两大类。第一,经济发展水平、财政赤字和基础设施水平与地方债务水平之间存在正的空间相关性。即相邻地区上述因素水平的提高,将会产生明显的空间溢出效应,导致本地区增加地方债务规模。第二,财政分权、城镇化水平以及人口增长率与地方债务水平之间存在负的空间相关性。即相邻地区上述因素水平的提高,将会产生明显的空间溢出效应,导致本地区产生降低地方债务规模的冲动。(3)地方债务增长的影响因素存在明显的区域差异。相比于其他地区,经济发展水平、财政赤字、基础设施建设对东部地区债务增长的抑制作用更大,人口增长压力、财政分权对东部地区债务增长的促进作用更明显。从空间溢出效应来看,经济发展水平和财政分权对东部地区的空间溢出效应更显著,而城镇化水平对其他地区的空间溢出效应更明显。

本文的发现提供了以下政策启示:

第一,为了更加合理地控制地方债务规模,防范地方债务风险,应根据债务分布特征及债务增长机制区别对待。本文研究发现,经济发展水平对抑制东部地区债务增长的作用更为明显,而提高城镇化水平对于抑制其他地区债务增长则作用更大,因此,应加快落实十九大报告中所提出的建立“权责清晰、财力协调、区域均衡”的央地财政关系,统筹解决区域债务风险问题。对于东部地区,鉴于其较强的经济发展实力对地方债务具备一定的消化能力,可以适当保持较高档债务控制规模,但应重点防范地方官员利用政府债务盲目追求政绩的风险。而对于其他欠发达地区,首先应设置较低档债务控制规模;其次应积极推进区域经济协调发展战略,加快中西部地区城市群建设,提高中西部地区经济发展水平,增强其债务承受能力;最后可以适当加强对中西部地区的转移支付水

平,以满足其城镇化建设需要,从而降低政府债务。

第二,国家出台政策控制地方债务规模时,还应考虑相邻地区地方债务的空间溢出效应。本文研究发现,地方政府举债容易通过“GDP”竞争以及财政扩张等渠道进行传导,影响其他地区政府举债。因此,为了弱化GDP绩效考核竞争带来的政府债务空间溢出风险,应加快推进官员考核机制改革,逐步取消GDP单一绩效考核指标,建立地方政府债务指标(规模和效率两方面指标),并将其纳入包含政治、经济、生态等多方面构成的综合考核体系中。这样做一方面可以减少地方官员为追求政绩工程、形象工程而冲动举债的风险,另一方面可以有效控制政府债务

扩张的速度与规模,促使地方政府审慎举债,科学用债。

第三,在治理地方政府债务时,应重点关注地方官员举债的短期效应。本文实证表明,当地政府的举债行为,以及其对相邻地区举债的空间溢出效应,都存在明显的短期举债冲动。因此,为防范地方政府为了短期利益盲目举债的风险,结合风险滞后性的特点,应考虑适当延长地方政府官员的考核期限,将官员任期结束后的经济发展状况纳入绩效考核指标。此外,可以考虑建立举债问责机制,坚持举债主体与偿债责任相匹配,以降低甚至阻断举债产生的空间溢出效应。

参考文献

- [1] 毛捷,黄春元.地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证[J].金融研究,2018(5):1-19.
- [2] 王宝顺,刘京焕.地方政府公共支出空间外溢效应对区域经济增长的影响[J].现代财经(天津财经大学学报),2011(10):61-69.
- [3] 刁伟涛.空间关联下中国地方政府债务的经济增长效应研究[J].云南财经大学学报,2016(4):46-53.
- [4] 刁伟涛.我国省级地方政府间举债竞争的空间关联性研究[J].当代财经,2016(7):36-45.
- [5] 郑威,陆远权,李晓龙.地方政府竞争促进了地方债务增长吗?——来自中国省级城投债与空间溢出效应的经验证据[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2017(2):135-141.
- [6] 黄健,毛锐.地方债务、政府投资与经济增长动态分析[J].经济学家,2018(1):88-96.
- [7] 王术华.财政压力、政府支出竞争与地方政府债务——基于空间计量模型的分析[J].经济与管理评论,2017(5):74-82.
- [8] 吴健梅,王涛,王英家.经济新常态下我国地方政府债务风险特征及空间溢出效应研究[J].东岳论丛,2018(4):37-49.
- [9] 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.
- [10] 陈诗一,汪莉.中国地方债务与区域经济增长[J].学术月刊,2016(6):37-52.
- [11] 邱栋桦,伏润民.财政分权、政府竞争与地方政府债务——基于中国西部D省的县级面板数据分析[J].财贸研究,2015(3):97-103.
- [12] 陈宝东,邓晓兰.财政分权、金融分权与地方政府债务增长[J].财政研究,2017(5):38-53.
- [13] 毛捷,刘潘,吕冰洋.地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角[J].中国社会科学,2019(9):45-67,205.
- [14] 余晨阳,邓敏婕.市政债券:城镇化融资的新渠道[J].学术论坛,2013(3):137-141.
- [15] 马丽梅,刘生龙,张晓.能源结构、交通模式与雾霾污染——基于空间计量模型的研究[J].财贸经济,2016(1):147-160.
- [16] 焦敬娟,王姣娥,程珂.中国区域创新能力空间演化及其空间溢出效应[J].经济地理,2017(9):11-18.
- [17] 洪源,秦玉奇,王群群.地方政府债务规模绩效评估、影响机制及优化治理研究[J].中国软科学,2015(11):161-175.
- [18] Garratt A, Lee K, Pesaran M H, Shin Y. Global and National Macroeconometric Modelling: A Long-Run Structural Approach [M]. Oxford University Press, 2006: 56-169.
- [19] 崔百胜,朱麟.基于内生增长理论与GVAR模型的能源消费控制目标下经济增长与碳减排研究[J].中国管理科学,2016(1):11-20.

(责任编辑:孙亦军 张安平)

中西方政府预算绩效管理体系的共性与差异

——基于 1990—2018 年的文献考察

The Commonness and Difference of Budget Performance Management System
Between Chinese and Western Governments: Based on the
Literature Survey of 1990 – 2018

王红梅 李佳鹏 曹堂哲

WANG Hong-mei LI Jia-peng CAO Tang-zhe

[摘要] 全面实施预算绩效管理已成为我国完善国家治理体系和实现治理能力现代化的重要举措。笔者在预算绩效管理体系“*I-OPS*”分析框架下,通过梳理 1990—2018 年间发表在 *Public Administration Review*、*Public Budget & Finance*、《财政研究》和《中国行政管理》等学术期刊上涉及预算绩效管理体系的 200 余篇核心文献,发现中西方政府预算绩效管理体系的共性与差异集中体现在理念层面的共识与差异、组织层面的治理与管理、过程层面的程序与技术、支撑层面的协同与碎片。为实现“加快建成全方位、全过程、全覆盖的预算绩效管理体系”的政策目标,立足中国国情,借鉴西方经验,理论界可从以下五个方面持续发力:培育讲求绩效的组织文化和管理理念,厘清组织系统各主体的权责利关系,重视绩效目标管理战略化,拓宽评价结果应用的研究范围和重视预算绩效管理的制度与技术研究。

[关键词] 预算绩效管理 绩效预算 预算绩效管理体系

[中图分类号] F812.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 04-0015-11

Abstract: The full implementation of budget performance management has become an important measure for China to improve its national governance system and modernize its governance capabilities. Under the framework of “*I-OPS*” analysis of budget performance management system, this paper combs more than 200 core literatures of budget performance management system in academic journals such as *Public Administration Review*, *Public Budget & Finance*, *Public Finance Research* and *China Public Administration*, which were published from 1990 to 2018. It is found that the commonalities and differences between Chinese and Western government budget performance management systems focus on the consensus and differences at the idea level, the governance and management at the organization level, the process and technology at the process level, and the synergy and one-way at the support level. In term of the policy objectives of establishing an omnidirectional, whole-process and complete coverage of the budget performance management system proposed by the Chinese government, and based on China’s national conditions and drawing on Western experience, the theoretical circles can continue to develop from the following five aspects: cultivating a performance-emphasizing organizational culture and management concept, clarifying the relation of rights and responsibilities and benefits among the various entities of the budget performance management organization system; attaching importance to strategic management of performance objectives, broadening the scope of research applied to evaluation results, and paying attention to system and technology research of budget performance management.

Key words: Budget performance management Performance budget Budget performance management system

[收稿日期] 2019-06-08

[作者简介] 王红梅,女,1977年11月生,中央财经大学政府管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为政府规制、绩效管理;李佳鹏,男,1995年5月生,中央财经大学政府管理学院硕士研究生,主要研究方向为绩效管理;曹堂哲,男,1979年4月生,中央财经大学政府管理学院副教授,硕士生导师,主要研究方向为政府绩效评估与管理。

[基金项目] 教育部人文社会科学项目“基于序参量识别的政府投资基金绩效评价指标体系研究”(项目编号:19YJC630005)。

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

20世纪50年代以来在美国兴起的强调产出和效率的绩效预算(Performance Budgeting),在经历了计划项目预算、目标管理预算、从上到下预算和零基预算改革后(苟燕楠和王海,2009^[1]),在新公共管理思潮的影响下升级为强调结果和责任的新绩效预算(New Performance Budgeting),并成为OECD国家的普遍遵循,形成了报告式的绩效预算、知晓式的绩效预算和直接式的绩效预算三种模式(OECD,2007^[2])。西方语境里的“绩效预算”一词中“预算”有广义和狭义之分,狭义的预算仅指预算编制,广义的预算则涵盖了预算编制、审查、执行、评估、报告、监督和审计等过程。Ho(2018)^[3]指出,20世纪50年代绩效预算仅作为编制预算的一种模式,在20世纪80年代与新公共管理紧密结合,发展成为一种强调结果导向、分权化、市场化和契约化的全流程预算管理模式和政府治理方式,形成了绩效预算管理系统。在我国,从十六届三中全会提出“建立预算绩效评价体系”,逐步拓展至在预算的编制、执行、监督框架下建立全过程预算绩效管理机制^①,再到建立“全方位、全过程和全覆盖预算绩效管理体系”^②,预算绩效管理已经成为现代财政制度改革的根本目标,成为预算管理和政府治理的深刻变革(曹堂哲,2018^[4])。我国的预算绩效管理与西方文献中广义的绩效预算和绩效预算管理含义基本一致,在共性上符合预算和绩效管理一体化这一国际通则,在理念、组织、过程和支撑上又具有自己独特鲜明的特征。

预算绩效管理体系体现了结果导向、讲求绩效的治理理念(Idea)和预算管理理念,拥有这一理念的组织(Organization)才有可能构建契合改革逻辑的预算绩效管理过程(Process)机制,其中组织系统中推进机制和监督主体的互动,有赖于制度框架的规范和约束,政府会计、信息公开和工具方法等方面则支撑(Support)系统的运转。依据这一经验判断和理论认知,本文构建了预算绩效管理体系“I-OPS”的分析框架(如图1所示)。在此框架下,笔者以西方国家新绩效预算实践为起点,聚焦国内近年来的预

算绩效管理改革,通过梳理1990—2018年间发表在《公共行政评论》(Public Administration Review)、《公共预算和财政》(Public Budgeting & Finance)、《财政研究》和《中国行政管理》等学术期刊上涉及预算绩效管理体系的200余篇核心文献,从中西方共性与差异这一比较视角,结合我国“加快建成全方位、全过程、全覆盖的预算绩效管理体系”的目标,对相关文献进行系统分析和客观评估,以期把握当下的研究现状和廓清未来的研究方向。

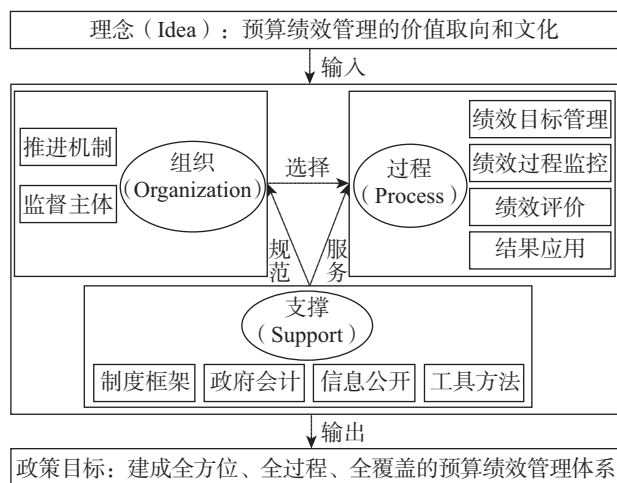


图1 预算绩效管理体系“I-OPS”分析框架

二、理念：共识与差异

预算绩效理念是对政府预算属性和原则的根本认识,西方国家在反对封建君主制的斗争中,牢固树立了主权在民的观念,通过“钱袋子”控制国家政策和行为的理念成为西方国家治理的普遍共识。我国的预算绩效管理改革最初发端于财政部门加强合规控制和管理效率提升的需要,直到2015年实施的新《预算法》才确立了预算中讲求绩效的原则,并逐渐成为预算管理和政府治理领域的深刻变革。虽然中西方在预算绩效管理对国家治理的重要作用方面达成了共识,但是中西方预算绩效管理的演化路径是不同的,西方从议会主导开始,我国则从行政主导开始。

中西方学界从组织文化的角度,一致认为社会各界的绩效理念认同程度对实施绩效预算至关重要,其中领导人的理念和认知结构会直接影响改革能否落到

① 参见《关于推进预算绩效管理的指导意见》(财预〔2011〕416号)。

② 参见《中共中央 国务院关于全面实施预算绩效管理的意见》(2018年9月1日)。

实处。但是,中西方的历史文化、制度环境和预算管理传统存在差异,导致各自实施预算绩效管理改革的价值诉求和治理理念不尽相同。西方国家从立法机构到行政部门在推进绩效预算改革上都拥有广泛的绩效理念共识,立法部门主导的绩效预算改革得到行政部门的积极响应;而我国在某种程度上还存在理念认知上的分歧,集中表现为财政部门主导的预算绩效管理改革与行政部门固守“基数+增长”预算分配方式相抵触,仍有待进一步在行政部门里培育“花钱必问效”的组织文化。

在西方国家资产阶级民主斗争的历史进程中,预算一直是权力斗争的舞台和焦点,预算活动作为带着货币标签的政治活动,备受各界关注。在公开、透明、责任、法治等理念的驱动下,社会各界在预算绩效问题上找到了政治话语的共同基础,在国家各权力分支和政府活动过程中达成了广泛的理念共识,为实施绩效预算改革创造了良好的理念环境。比如 Caiden (1998)^[5]认为,美国绩效预算是立法机构主导、政府积极配合的理性预算管理改革,以应对社会公众对政府失去信心和财政紧缩,政府希望通过这样的绩效评价来展示其计划和活动中财政资金运用的合理性和有效性。美国立法机构要求“政府对结果负责”和“政府需更高效”的理念诉求对推动绩效预算立法和落实评价结果应用至关重要(Grizzle 和 Pettijohn, 2002^[6])。在西方国家,国会在预算制定中的决定性作用,决定了立法部门倡导绩效预算改革与政府部门亟需通过预算改革增强其资金使用上的合理性和有效性相契合,促使国家各权力分支共同致力于推进绩效预算改革。

相比之下,我国的预算绩效管理最初由财政部门自上而下推动,从预算绩效评价开始的改革历程最初被视为是行政部门实现自我约束的举措,旨在改变“基数+增长”的预算分配固化模式,缓解政府财政收支矛盾,提高资金使用效益。有研究指出,我国缺乏追求绩效的环境、预算透明度低、财经纪律松弛,法治原则尚未确立(马骏, 2004^[7]),这在一定程度上阻碍了预算单位形成花钱问效、无效问责的工作理念。颜海娜(2017)^[8]的研究发现,预算单位之所以配合这场改革多数是出于绩效问责的外在压力和证明支出合理的内在需求。近一年来,随着全面实施预算绩效管理改革总体目标的确立,我国的预算管理改革

开始形成“自上而下”和“自下而上”联合推动的新局面,在实现全方位格局、全过程闭环、全方位覆盖的过程中,绩效文化和传统行政理念之间的冲突此消彼长,处于胶着状态,仍需通过培育绩效组织文化和凝聚社会共识增加持续改革的动能。站在全面实施预算绩效管理的新起点上,未来学界应扎根特定的社会文化背景和行政制度特征,深入剖析我国预算绩效文化的内在逻辑,为我国政府塑造高效、透明和负责的行政文化提供理论支撑。

中西方的实践表明,领导者的施政理念和个人风格会对组织文化会产生潜移默化的影响。Forrester (1997)^[9]、Douglas (2002)^[10]认为,西方国家绩效预算改革的成功还有赖于改革领导者对改革理念的认同程度以及他们是否愿意改变行为观念和服从新规则。牛美丽和马骏(2006)^[11]也指出,我国实施预算绩效管理,离不开地方政府主要领导、地方人大以及各职能部门领导的广泛认同。从逻辑上讲,我国预算改革是假定了各级领导者拥护预算绩效管理所倡导的讲求绩效、追求透明的改革理念;有研究也发现,如果这些改革理念不被领导者所接受,改革就难以取得实质性效果(赵早早, 2016^[12])。因此,从个人行为层面而言,预算绩效管理作为一种理性的预算管理新模式,被引入纵横交错的各级地方政府及有关职能部门的预算过程时,领导者对预算绩效管理的认知程度、实施意愿和推动能力,以及由此营造的正向激励和齐心聚力的组织文化,对预算绩效管理改革至关重要。可以毫不夸张地说,领导重视在预算绩效管理改革中依旧是第一推动因素。

三、组织:治理与管理

推进机制和监督主体是中西方学界研究预算绩效管理共同关注的话题。西方国家更加强调国家权力分支之间的分权制衡关系,是一种多元主体共同治理的视角,互动、妥协、参与等治理理念贯穿在预算绩效管理全过程。我国的预算绩效管理主要还是一种行政主导型的推进模式,自上而下单一维度的控制和管理特征较为明显。国外研究更加强调预算过程中的政治互动和管理技术,是政府预算治理的视角;国内研究主要还是聚焦于国家行政部门的行动,是政府预算管理的视角。治理视角将绩效预算纳入整个国家治理框架中予以考察,管理视角更倾向于考察财政部门及预

算单位的组织协调。

（一）推进机制

中西方学界都认为权力配置、组织调整和管理能力是推进绩效预算改革的必要条件，但在高层领导、财政部门 and 预算单位之间的关系模式上存在差异。

权力配置。西方国家的绩效预算发生在权力制衡体制中，他们不仅把绩效预算视为一种技术改良工具，而且可以据此准确理解改革过程蕴藏着深层次的政治意义（Melkers 和 Willough, 2001^[13]；Hill 和 Andrews, 2005^[14]）。即，预算分配决策是一个充斥着大量政治因素的博弈过程，绩效预算作为一种理性预算改革，一方面会受到既有政治体制的影响，另一方面也要求调整既有的权力结构。White（2012）^[15]指出西方国家这种权力结构的变化多数发生在行政层面而不是政治层面，即在不打破原有国家权力制衡体制的基础上，通过推进绩效预算改革来优化政府部门间权力关系。国内学者同样关注到各地财政部门在推进预算绩效管理改革中遭遇其他政府部门的权力掣肘。比如，吴少龙（2009）^[16]提到我国财政部门在实施预算绩效评价的过程中经常要承受来自有权势的预算单位的告状压力。其次，预算单位在政府权力结构的地位和资源决定它们对改革采取何种态度（刘亚亮和林慕华，2014^[17]）。牟治平和肖汉宇（2015）^[18]将预算单位对预算绩效管理的行为和观念划分为倡导型、积极型、被动型和反抗型，在权力结构中的相对低位是影响预算单位行动和观念差异的主要因素之一。这些研究实际都认为我国在推进预算绩效管理改革过程中，行政部门与立法部门、行政部门与行政部门之间需要进行必要的权力结构关系优化。因为预算绩效管理改革的确触及了许多行政部门支出固化，支出低效、无效甚至反效的痼疾，因而势必触动了一些利益奶酪，加上预算配置过程充斥着部分官员个体层面和利益集团层面的政治考量和政治博弈，以及相较于西方的权力制衡体制和发达的公民社会，我国以财政部门一家之力主导的预算绩效管理改革容易遭受各方的权力施压进而导致预算绩效管理改革的走样或偏差，因此，对于我国而言，应进一步关注政府权力结构优化配置问题，重点厘清预算绩效管理实施过程中各部门之间权力关系和利益关系问题，将预算绩效管理的权力运行牢固地建立在以“人民为中心”的基石上。

组织调整。OECD 国家在实施绩效预算过程中通过成立新的职能机构或进行内部职能整合的方式配套完成组织调整。周志忍和徐艳晴（2016）^[19]介绍了美国按照《GPAA 现代化法案》成立绩效促进委员会的改革举措，该机构由美国总统预算与管理办公室（Office of Management and Budget, OMB）副主任担任主任，成员包括各职能部门的绩效促进官和主任认为合适的其他人员。Wang（2000）^[20]的研究表明，61.6%的美国县政府通过专门成立或指定一个机构负责绩效预算的经验做法的确提高了改革成效。我国地方政府也通过职能调整或成立新机构的方式为改革提供组织保障。陈奇星（2010）^[21]提到上海浦东新区以领导小组的形式协商制定预算绩效管理改革方案。组织调整的关键是在预算资源的申请、配置和使用过程中进一步优化各主体间权力和责任分配问题，比如政府财政部门与其他职能部门的预算权力关系，人大机关对政府预算的绩效监督权力等，进而为推进改革提供坚实的组织力和执行力。因此，通过政府内部进行职能调整或成立新的职能机构专门负责绩效预算（预算绩效管理）是中西方的共同特征。中西方的差异点在于，美国主要以立法的形式从联邦政府层面完善绩效管理的组织结构；我国则更多地在现有组织体系中，赋予已有分管领导或领导小组（委员会）预算绩效管理职责，以明确分工、强化责任的方式进行组织。

管理能力。绩效预算的管理水准和预算分配过程的优化往往受制于政府部门及内部人员的绩效管理能力。Pitsvada 和 Lostracco（2002）^[22]指出，绩效预算是一项工作量大、投入时间多的管理工作。Berman 和 Wang（2000）^[23]提炼了实施绩效预算的五项能力，即将产出与运作联系起来、及时收集数据、分析绩效数据的人员、充分的信息技术、民选官员和部门负责人的支持，该研究认为美国实际仅有 1/5 的县政府具备较高的预算绩效管理能力。但 Ho 和 Im（2015）^[24]发现不少发展中国家还受到薄弱财力的制约，无法提供绩效预算所需的专业人员、组织相关培训和购买硬件设备。对于我国而言，在建立预算绩效管理体系的过程中要充分考虑到区域发展的不平衡性，不同区域、不同层级政府及其工作人员受绩效知识水平结构、绩效评价工具的运用娴熟程度、获取和分析绩效预算信息等管理能力的制约，这虽然不可一蹴而就，

但是要综合考量各级政府既有的绩效管理能力和所掌握的资源与组织改革的客观环境之间的匹配性,推动预算绩效管理持续纵深发展。

(二) 监督主体

预算绩效是西方国家立法机构对行政机构实施契约化监督的重要媒介、工具和机制,是西方国家预算监督的主要特征之一。首先,各级政府的绩效预算评价报告多数随同预决算草案一并提交同级立法机关审议,立法机构充当了名副其实的监督主体。如法国政府必须每年向议会呈交《年度绩效报告》(黄严,2011^[25])。其次,西方国家多数采取正式的契约安排来加强对支出机构绩效责任的监督,如新西兰的产出购买合同、英国的年度绩效合同和澳大利亚的资源协议合同(陈工,2006)^[26]。相比之下,我国人大对预算的绩效审查监督刚刚起步,地方财政部门开始向人大机关提供绩效信息,例如,深圳市财政委员会2018年向人大报告2018年预算执行情况和2019年预算草案时,附加了《预算绩效管理人大参阅材料》,该材料包含30个2019年部门预算重点项目绩效目标和6个上年度重点绩效评价报告。此外,中西方学者普遍关注制约立法机关发挥绩效监督功能的约束条件。Raudla(2012)^[27]认为绩效文件冗长复杂、审核时间仓促限制了立法机关对绩效预算的实质性监督。王泽彩(2018)^[28]也提到由于我国人大财政经济委员会和预算工作委员会人员规模少、专业素养不足和审核时间短,造成了预算审查仅囿于合规性监督。为强化我国人大在预算绩效管理体系中的监督主体地位,张紧跟和陈泽涛(2008)^[29]认为首要的是完善人大预算绩效管理监督权的制度安排。余小平和孔志锋(2004)^[30]建议设立与人大预算工作委员会并列的绩效评估委员会。从短期看,我国应扩充人大有关部门的队伍规模,并提升他们的专业能力(周振超和李英,2018^[31])。从长期看,应努力促使预算绩效管理活动置于人民和人大机关的监督之下,成为在执政党领导下具有实质性控制政府预算活动的政治力量(马骏,2005^[32])。未来学者们应在立足中国特色政治体制模式的内在优越性基础上,积极探索实现人大预算审查监督从支出政策向预算拓展,从合规性向绩效拓展的改革路径。

四、过程:程序与技术

绩效目标管理、绩效运行监控、绩效评价和结果

应用是预算绩效管理体系中过程机制的重要构成内容。从理论文献来看,国外绩效预算过程机制关注实现程序化运作,重在厘清各环节的逻辑关系和衔接机理。我国预算绩效管理过程机制研究则更倾向于对各环节技术性问题的独立考察,政府和部门层面的整体性建构不够充分。

(一) 绩效目标管理

西方国家的战略化取向与我国的技术化趋向是二者在绩效目标管理上的主要差异。国外政府重视将战略目标与年度目标结合起来,关注实现绩效目标管理的程序化。美国绩效预算是在政府机构的使命和目标中进行战略规划的系统(Melkers和Willough,1998^[33])。美国联邦政府部门需要根据部门职能和工作规划制定并向OMB和国会提交5年的战略规划,每隔3年对战略规划进行更新,其意义在于为细化年度绩效计划的目标提供基本框架和确定优先支出次序(Breul,2007^[34])。澳大利亚的绩效目标是在“国家整体战略规划—中期预算—部门事业发展计划”的逻辑框架内进行分解和细化(王宏武,2015^[35])。国内学界对绩效目标管理的探讨主要聚焦在目标设定和审核环节上的具体技术问题,这些问题集中表现在部门间利益博弈致使目标协调性差(张帆和张友斗,2013^[36])、与政府长期规划不匹配(白景明,2016^[37])、绩效目标审核流于形式(张强和张定安,2018^[38])。游祥斌(2010)^[39]、孙琳和楼京晶(2016)^[40]建议在中期财政框架中战略性考量年度目标和优先支出,这将有利于强化财经纪律和提升绩效目标的整体性。上海市浦东新区在编制预算前会根据地方规划和部门职能编制3~5年战略规划,这份战略规划涵盖总体目标、实现目标所需条件和进度表,各部门再根据这份战略规划分解出年度工作任务与目标(宋芳秀,2009^[41])。目前,国内学界关于预算绩效目标管理与政府规划、部门规划和中期财政规划对接的理论研究相对薄弱,应引入政策科学、战略管理等更为丰富的理论资源,融合战略、政策和预算过程,增强绩效目标管理的战略性、前瞻性、协同性,充分体现预算集中反映政府活动和宏观政策的本质属性。

(二) 绩效运行监控

在绩效运行监控方面,国外预算绩效运行监控相对较为成熟,具有体系化和定型化的发展态势。一是

体系化。西方国家基本上形成了较为完备的绩效监控运行组织体系。例如,OMB对联邦政府各部门执行改革和实现目标进行季度性评价,并通过“红绿灯等级评分卡”向民众和媒体直观展示量化的评价情况,这种可比性和公开化的评价结果直接强化了各部门的支出管理责任(王海涛,2014^[42])。法国于2001年进行了新一轮绩效预算改革,在议会财经委员会特设了一个“监督与评估任务”小组,以此强化法国议会在绩效预算执行过程的监督职能(黄严,2011^[25])。二是定型化。以美国和英国等国家为代表,西方国家基本上形成了对战略、政策和任务的季度审查机制,形成了较为完善的绩效运行监控流程、工具和方法,并颁布专门的管理制度予以保障。相比较而言,我国绩效运行监控的理论研究色彩要浓于实践总结和应用落地研究,学者们主要从以下三个角度探讨我国绩效运行监控:一是从监控流程的角度,童伟(2013)^[43]依据预算管理周期,设计了结果链预算绩效管理监管框架。二是从权力机关的角度,孙亦军(2012)^[44]建议从强化权力运作过程的绩效监督和建立绩效问责机制两个方面来确立地方人大的全过程预算绩效管理监督角色。三是从监控技术的角度,郑方辉和廖鹏洲(2013)^[45]指出当前绩效考核部门未及时给出阶段性产出评价,导致绩效目标动态跟踪滞后。

(三) 绩效评价

绩效评价是中西方文献共同关注的话题,包括对目的、体系构成和方法等方面的探讨,在这方面中西方政府既有共同点也存在差异。共同之处在于中西方学者都认为绩效评价在预算绩效管理中具有重要作用,并都建立了包括评价主体、评价对象、评价指标、评价标准、评价方法和配套制度的评价体系(Behn,2003^[46];陈学安,2004^[47])。差异主要体现在以下三个方面:一是职权划分。OECD国家绩效预算评价主体的职权划分和功能定位多数是依据本国政治传统和官僚体制进行设定的,比如美国是由国家审计署主导,而英国、澳大利亚和瑞士是由财政部门主导(姚凤民,2006^[48])。我国的评价主体通常区分为内部评价主体和外部评价主体,内部评价主体有财政部门和预算单位,外部评价主体主要指人大机关、第三方机构、专家学者和社会公众等。二是公民参与与第三方机构。国外研究更多关注公民参与,Wilhelmi和Kleiner(1995)^[49]认为拓宽公众参与绩效预算的渠道

是提高公众满意度的有效途径之一。Hill(2005)^[14]研究发现重视公民参与是美国弗吉尼亚在绩效预算改革上取得成效的关键因素之一。而国内研究更多集中在第三方机构。我国理论和实务界都在积极倡导引入第三方评价,各级政府也相继出台了规范第三方参与绩效评价的政策文件,但是也有学者认为邀请第三方开展绩效评价会受到高成本制约,甚至可能产生政府部门与第三方合谋扭曲绩效信息现象(马蔡琛和冯振,2004^[50])。三是评价内容。Kong(2005)^[51]把公共部门预算支出评价分为两大类:一类是对工作结果和质量进行评价,另一类是对工作任务和计划进行评价。Gilmour和Lewis(2005)^[52]认为政府公共部门和公共项目预算支出绩效评价应包括投入评价、产出评价和结果评价。我国则在投入、过程、产出、效果和满意度的框架下,建立了涵盖政府预算、部门预算、项目和政策预算的全方位预算绩效管理格局,实现预算绩效管理覆盖四本预算。

(四) 结果运用

西方学者们在权力制衡体制的语境下,将研究聚焦在评价结果对预算资金分配产生的影响上,他们对评价结果应用情况的实证结论存在分歧:一种观点认为绩效评价结果得到了有效应用,美国使用项目评估工具(Program Assessment Ratio Tool)得出的评价结果对OMB的预算决策具有统计上的显著影响(Gilmour和Lewis,2006^[53]);另一种观点则认为绩效评价结果并未很好地应用于预算决策(Jordan,1999^[54];Frisco,2008^[55]),例如美国国会声称关于2002—2007年美国卫生和人类服务部门的95个项目的绩效评价结果并没有应用于预算决策(Heinrich,2012^[56])。Wang(2000)^[20]发现绩效评价结果经常被西方国家政府用在申请预算期间与立法机关讨价还价。我国理论界和实务界亦一直呼吁要及时反馈、通报、报告和公开绩效评价结果,并强化与预算分配挂钩。学者们从以下三个方面提出了强化评价结果应用的建议:一是完善绩效评价结果与干部培养选拔、薪酬待遇和行政问责挂钩的考核办法(吕侠,2013^[57])。二是将强制性支出调整为自主性支出,即允许预算单位在预算限额内围绕绩效目标灵活统筹资金(苟燕楠,2013^[58]);然而,Berman(2000)^[23]认为发达国家是在建成有效的管控制度后才赋予预算单位更大的支配自由,美国仅有1/3的预算支出是自主

性支出。三是探索绩效评价新模式以缓解政治因素对结果应用的约束,例如新西兰的契约约束模式和澳大利亚的社会目标治理约束模式(马志远和韩一宾,2013^[59])。总之,预算决策作为一个政治过程,要真正实现评价结果应用绝非易事,这也可以用来解释为什么西方学者在这一领域实证结论不相一致,故而学术界应积极探索约束评价结果应用的隐性或显性因素,比如西方国家政党博弈和选举政治的不断发展,可能在一定程度放大了评价结果运用于预算分配的政治阻力。除此之外,学术界还应从更广阔的观察视野中去认识评价结果应用的意义和作用,例如推动评价结果的应用是否有利于促进组织绩效文化的培育、提高政府公共服务质量等。

五、支撑:协同与碎片

预算绩效管理支撑系统主要服务于预算绩效管理过程机制,也对预算绩效管理组织系统起到规范化的作用。中西方学界基本围绕制度框架、政府会计、信息公开、工具方法四个方面对预算绩效管理支撑系统展开研究。但是,中西方学者的研究视角略有不同,国外研究多从协同的角度考虑发挥支撑系统同频共振;国内研究大多在单向思维下进行研究,难免忽视支持系统内部的协调问题。

(一) 制度框架

美国绩效预算改革是立法先行一步。1993年《政府绩效与结果法》和2011年《GPRA现代化法》对绩效预算的目标定位、遵循理念、主要环节、构成要素和组织安排做了详尽说明,并对立法部门在此过程中指导、审查和监督的角色和权责做了清晰安排(周志忍和徐艳晴,2016^[19])。除此之外,联邦政府历年国会立法中涉及绩效预算的立法达到100多项(马蔡琛,2006^[60]);在美国50个州政府中,有47个州实行了绩效预算改革,其中31个州经立法推动这项改革,其余16个州则通过行政命令来规范改革(Breul,2007^[34])。Lu等(2009)^[61]认为,这些正式立法和明确的推进时间表一定程度改变了政府部门对待绩效预算的行为,进而对推行改革产生积极影响。对我国而言,各级政府一直以来都以出台文件的方式规划预算绩效管理体系改革进程及巩固和推广相应的改革经验。为了确保预算绩效管理改革从中央到地方得以权威、稳定地贯彻执行和规避政府或领导人换届

可能对改革事业的连贯性产生负面冲击,我国应把绩效管理专门立法尽早提上日程。

(二) 政府会计

国外政府在设计绩效预算的同时,配套开展政府会计改革。美国一直在探索完善会计核算方式和信息披露技术,从而为绩效预算的测量工作提供数据支撑,相关地方政府会在年度综合财务报告中提供关于“服务投入与完成情况”报告。2017年我国制定了《政府会计制度——行政事业单位汇集科目和报表》,指出政府会计制度是以权责发生制为基础的财务会计和以收入实现制为基础的预算会计适度分离并相互衔接的结合体,前者反映财政资金盈余,后者反映预算执行进度,增强财务信息与绩效信息的对接融合,但仍未系统地对决算报告或政府综合财务报告的绩效评价信息披露做出规定。为更好地促进我国政府会计制度改革与预算绩效管理体系改革相融合,学者们提出以下建议:一是引入成本会计管理制度,提高政府将成本分摊至相应预算结果的能力(常丽,2009^[62]);二是提供专门反映绩效信息的政府财务报告,美国、英国和澳大利亚都在拓宽传统政府财务报告的边界,专门提供反映绩效信息的会计报表资料(李建发和张曾莲,2009^[63])。

(三) 信息公开

绩效信息透明化旨在保障公民知情权和发挥绩效监督功能,增强政府公共支出的责任意识。西方国家对绩效目标、绩效指标、评价结果公开的范围和程序做了细致的制度安排。例如,澳大利亚要求绩效指标和绩效目标随同预算报告一并公开,评价结果由财政部门汇总定期出版(王宏武,2015^[35])。Joyce(2011)^[64]提到,提高绩效信息的透明度是奥巴马政府改进绩效管理的三大“相互强化型”战略之一,联邦政府主动公开项目支出的优先排序、存在问题,并向社会公众解释过去行为的影响和未来计划的方向。奥巴马政府将大量绩效预算评价文件和结果公之于众,促使公众愈加了解政府的施政行为,进一步夯实了公民参与和社会监督的基础性制度。国内学者们对如何提升我国绩效信息的真实性和透明度提出了建议:一是公开绩效目标和评价结果,及时公开社会关注度较高的公共项目绩效目标和评价结果(高志立,2015^[65]);二是利用现代信息技术,提升绩效信息的透明度、可获得性、可读性和实效性(邹靖

等, 2015^[66])。

(四) 工具方法

形成预算绩效管理全过程工具和方法体系是推动预算绩效管理落地的关键, 核心是建立绩效评价系统, 开展实证研究(施青军和阿里叶·司康德, 2016^[67])。围绕这一主题, 中外学者的研究主要集中在绩效标准、绩效指标和评价方法上。

第一, 绩效标准。Joyce (1993)^[68]认为美国联邦政府对其各组成部门的使命、绩效目标、评价指标缺失界定清晰、客观公众的评价标准, 这将阻碍评价结果在预算决策上的应用。国内部分学者也对绩效标准的设计原则加以探讨和分析(陆庆平, 2003^[69])。第二, 绩效指标。对于绩效指标设计原则和方法, 国内外基本达成了共识。Kravchuk 和 Schack (1996)^[70]总结了设计绩效预算测量系统的10个原则, 这与国内学者(吴素芳, 2005^[71]; 容志, 2010^[72])的主张基本一致。国内学者一般从以下四个方面设计绩效指标: 一是从“3E”或“4E”^①理念视角设计评价指标(章磊等, 2008^[73]; 李金珊和王倩倩, 2018^[74]); 二是从流程管理视角将评价指标分解为投入、过程、产出和结果四类(丛树海等, 2005^[75]; 茆英娥, 2006^[76], 2007^[77]); 三是从平衡计分卡的四个维度延伸出相应的评价指标(王淑慧等, 2011^[78]); 四是基于特定领域(如基层单位、科技项目、外部评估等)进行评价指标设计(吴勋和张晓岚, 2008^[79]; 尚晓贺等, 2015^[80]; 田时中等, 2015^[81])。第三, 评价方法。曹堂哲(2018)^[82]认为在方法选择上, 国外学者更注重定量评价、影响评估和成本效益分析, 以寻求项目净效应的影响评估得到立法保障, 实验方法和准实验方法被广泛地运用于各类社会干预项目和政策影响评估中。刘汉屏和周谓兵(2000)^[83]强调评价方法的选择要注重静态与动态、单项与综合、定量与定性、准确与模糊的有机结合。牛美丽等(2014)^[84]倡导应充分利用数据包络分析、随机前沿分析等定量工具的作用。只有当预算绩效管理信息质量较高时, 政治家和管理者才会考虑运用绩效信息来改进预算资金分配决策, 但已有研究在运用技术工具获取绩效信息的过程中, 不同程度地忽视了或未能兼顾回应公共服务效果难以量化测量和年度预

算投入下产出效果的滞后性这两大问题。

六、结论与展望

为了“加快建成全方位、全过程、全覆盖的预算绩效管理体系”, 按照“I-OPS”框架, 立足中国国情, 借鉴国外经验, 研判改革趋势, 可从以下几个方面持续发力:

第一, 培育讲求绩效的组织文化和管理理念。我国的预算绩效管理还处在绩效理念与传统理念并存拉锯的客观环境中, 按照成功的国际经验, 我们应高度重视培育讲求绩效的组织文化, 从各级领导者的理念认同切入, 广泛凝聚各级党委政府、人大、财政和预算部门等主体的思想共识, 培育重视绩效的社会氛围, 推进预算绩效管理体系改革落到实处。厘清培育绩效文化复杂的内在机理, 仍需学术界从现实和历史、微观和宏观、静态与动态等不同层面对培育绩效文化的科学规律加以系统考察和探究。

第二, 厘清组织系统各主体的权责利关系。基于现有的研究状况, 理论界有必要将行政系统内部加强预算管理和控制的视角, 拓展到政府治理的高度, 从国家治理的高度和优化权力结构的角度, 全面审视预算绩效管理组织系统内党委政府、人大、审计、财政部门 and 预算单位的权力、责任和利益关系, 进一步发挥党委政府领导统筹作用、强化人大实质性监督角色、提高财政发挥组织协调功能、夯实预算部门绩效主体责任, 并持续优化财政部门、预算部门、第三方机构、社会公众等各类主体在全过程预算绩效管理中的组织权力、管理权力、评价权力和监督权力。

第三, 重视绩效目标管理的战略化。绩效目标管理是预算绩效管理的起点和基础, 战略管理是提高政府财政支出与政府优先工作或重点工作匹配度的有效举措。我国下一步可将实现绩效目标与政府规划、部门规划和中期财政规划的融合对接机制作为新的突破口, 积极探索绩效年度目标和绩效战略目标有效对接机制和滚动更新机制, 并完善相应的审核、监督和公开制度, 确保绩效目标和计划能真实有效地反映出解决社会问题的政策方向, 促使各级政府部门在编制绩

① “3E”指 Efficacy、Efficiency、Effectiveness; “4E”指 Efficacy、Efficiency、Effectiveness、Equity。

效目标、实施绩效评价时避免年度预算的短视,具备跨年度的战略眼光。

第四,拓宽评价结果应用的研究范围。评价结果应用是预算绩效管理的终点和目的。相比我国,西方国家政府预算改革历时百余年,实施绩效预算的配套制度和技术支撑日渐完善;然而预算政治白热化使得西方绩效预算基本停留在知晓式绩效预算模式。我国各级政府陆续出台了强化绩效评价应用的政策措施,但这些政策是否奏效有待进一步的观察和评估。虽然绩效信息并未直接用于预算分配,但它促使人们养成了关注绩效的习惯和推进绩效政府的形成(Broom, 1995^[85])。考虑到我国预算绩效管理改革发展的客观条件,理论界除了关注绩效评价与预算分配挂钩这一维度之外,还应深入研究发挥评价结果在改进政府决策流程、培育高效行政文化、提升公共资源使用效益等方面的作用。

第五,重视预算绩效管理体系的制度与技术研究。全面实施预算绩效管理是一项牵一发而动全身的系统性改革工程,未来学界要从碎片化思维转向协同思维,把财政收支分类、国库集中收付制度、政府采购制度、部门预算编制和政府综合财务报告制度等与预算绩效管理体系相关的制度一并纳入预算绩效管理制度的研究范畴,为预算和绩效管理一体化向纵深发展提供更为健全的制度保障。此外,由于公共服务效果难以量化、年度预算投入容易忽视结果的延时性等因素造成绩效信息质量难以保证,影响其应用于预算决策(Bourdeaux, 2008^[86]),这要求理论界与实务界对绩效信息获取与分析能力予以积极回应,关注绩效信息收集、提炼、分析和报告的改进与优化方向,提升绩效信息可信度和准确性,且在纵向推广预算绩效管理模式时,对各级政府的绩效管理匹配问题加以客观评估。

参考文献

- [1] 苟燕楠,王海. 公共预算的传统与变迁:美国预算改革对中国的启示[J]. 财政研究, 2009(6): 78-81.
- [2] OECD. Performance Budgeting OECD Countries [M]. Paris: OECD, 2007.
- [3] Ho A. T. From Performance Budgeting to Performance Budget Management: Theory and Practice [J]. Public Administration Review, 2018, 78(5): 748-758.
- [4] 曹堂哲. 打造政府绩效管理升级版全力保障经济高质量发展[J]. 中国行政管理, 2018(11): 8-9.
- [5] Caiden N. Public Service Professionalism for Performance Measurement and Evaluation [J]. Public Budgeting & Finance, 1998, 18(2): 35-52.
- [6] Grizzle G A, Pettijohn C D. Implementing Performance-Based Program Budgeting: A System-Dynamics Perspective [J]. Public Administration Review, 2002, 62(1): 51-62.
- [7] 马骏. 新绩效预算[J]. 中央财经大学学报, 2004(8): 1-6.
- [8] 颜海娜. 评价主体对财政支出绩效评价的影响——以广东省省级财政专项资金为例[J]. 中国行政管理, 2017(2): 118-124.
- [9] Forrester J P, Adam G B. Budgetary Reform Through Organizational Learning: Toward an Organizational Theory of Budgeting [J]. Administration & Society, 1997, 28(4): 466-488.
- [10] Douglas J W. Budget Reform Theory: A Guideline for Successful Budget Reform [J]. International Journal of Public Administration, 2000, 23(11): 1967-1996.
- [11] 牛美丽, 马骏. 新西兰的预算政策[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2006(6): 802-810.
- [12] 赵早早. 政府绩效管理理论发展新趋势: 制度主义与理论创新——《美国公共行政评论》年度最佳论文述评[J]. 国际税收, 2016(12): 68-70.
- [13] Melkers J, Willough K G. Budgeters' Views of State Performance-Budgeting Systems: Distinctions across Branches [J]. Public Administration Review, 2001, 61(1): 54-64.
- [14] Hill H, Andrews M. Reforming Budget Ritual and Budget Practice: The Case of Performance Management Implementation in Virginia [J]. International Journal of Public Administration, 2005, 28(3/4): 255-272.
- [15] White J. Playing the Wrong PART: The Program Assessment Rating Tool and the Functions of the President's Budget [J]. Public Administration Review, 2012, 72(1): 112-121.
- [16] 吴少龙. 地方政府绩效预算改革: 进展与挑战——东部地区A市案例研究[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2009(3): 22-28.

- [17] 刘亚亮, 林慕华. 预算过程中的正式政治与非正式政治: A 省一个专项资金的案例分析 [J]. 公共行政评论, 2014 (4): 112-132, 185.
- [18] 牟治平, 肖汉宇. 绩效预算改革中政府部门行为与观念的差异: 基于 A 市的个案分析 [J]. 公共行政评论, 2015 (4): 134-152, 185-186.
- [19] 周志忍, 徐艳晴. 政府绩效管理的推进机制: 中美比较的启示 [J]. 中国行政管理, 2016 (4): 139-145.
- [20] Wang X. Performance Measurement in Budgeting: A Study of County Governments [J]. Public Budgeting & Finance, 2000, 20 (3): 102-118.
- [21] 陈奇星. 绩效预算改革的“浦东模式”: 特点、成效与启示 [J]. 中国行政管理, 2010 (8): 126-128.
- [22] Pitsvada B, Lostracco F. Performance Budgeting—The Next Budgetary Answer. But What is the Question? [J]. Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management, 2002, 14 (1): 53-73.
- [23] Berman E M, Wang X. Performance Measurement in U. S. Counties: Capacity for Reform [J]. Public Administration Review, 2000, 60 (5): 409-420.
- [24] Ho A T, Im T. Challenges in Building Effective and Competitive Government in Developing Countries: An Institutional Logics Perspective [J]. The American Review of Public Administration, 2015, 45 (3): 263-280.
- [25] 黄严. 新 LOLF 框架下的法国绩效预算改革 [J]. 公共行政评论, 2011 (4): 101-128, 180.
- [26] 陈工. 英、美、澳、新等国家实施绩效预算的改革及其对我国的启示 [J]. 财政研究, 2006 (1): 74-76.
- [27] Raudla R. The Use of Performance Information in Budgetary Decision-Making By Legislators: Is Estonia Any Different? [J]. Public Administration, 2012, 90 (4): 1000-1015.
- [28] 王泽彩. 预算绩效管理: 新时代全面实施绩效管理的实现路径 [J]. 中国行政管理, 2018 (4): 6-12.
- [29] 张紧跟, 陈泽涛. 论人民代表大会在绩效预算改革中的运作与影响——以广东省 A 区为例 [J]. 公共管理学报, 2008 (2): 24-32, 122.
- [30] 余小平, 孔志锋. 在我国实行绩效预算的设想 [J]. 财政研究, 2004 (2): 2-6.
- [31] 周振超, 李英. 全面实施预算绩效管理加快推进责任政府建设 [J]. 中国行政管理, 2018 (11): 7-8.
- [32] 马骏. 中国公共预算改革的目标选择: 近期目标与远期目标 [J]. 中央财经大学学报, 2005 (10): 1-6, 15.
- [33] Melkers J, Willough K G. The State of the States: Performance-Based Budgeting Requirements in 47 out of 50 [J]. Public Administration Review, 1998, 58 (1): 66.
- [34] Breul J D. GPRA—A Foundation for Performance Budgeting [J]. Public Performance & Management Review, 2007, 30 (3): 312-331.
- [35] 王宏武. 澳大利亚中期预算和绩效预算管理的启示 [J]. 财政研究, 2015 (7): 103-106.
- [36] 张帆, 张友斗. 预算绩效目标管理在我国的实践与探索 [J]. 财政研究, 2013 (12): 70-72.
- [37] 白景明. 政府规划与政府预算绩效管理 [J]. 郑州大学学报 (哲学社会科学版), 2016 (3): 49-52.
- [38] 张强, 张定安. 以绩效目标为抓手全面实施预算绩效管理 [J]. 中国行政管理, 2018 (11): 13.
- [39] 游祥斌. 试论绩效预算改革的战略规划基础 [J]. 中国行政管理, 2010 (1): 30-34.
- [40] 孙琳, 楼京晶. 中期预算和绩效预算改革路径选择——以英国和俄罗斯为例 [J]. 复旦学报 (社会科学版), 2016 (6): 129-141.
- [41] 宋芳秀. 绩效预算改革的试点经验与发展对策——以上海浦东新区为例 [J]. 财政研究, 2009 (1): 20-22.
- [42] 王海涛. 我国预算绩效管理改革研究 [D]. 财政部财政科学研究所, 2014.
- [43] 童伟. 制度构建与模式创新背景的绩效预算监督体系催生 [J]. 改革, 2013 (3): 60-65.
- [44] 孙亦军. 论我国地方人大预算监督 [J]. 中央财经大学学报, 2012 (1): 21-24, 31.
- [45] 郑方辉, 廖鹏洲. 政府绩效管理: 目标、定位与顶层设计 [J]. 中国行政管理, 2013 (5): 15-20.
- [46] Behn R D. Why Measure Performance? Different Purposes Require Different Measures [J]. Public Administration Review, 2003, 63 (5): 586-606.
- [47] 陈学安. 建立我国财政支出绩效评价体系研究 [J]. 财政研究, 2004 (8): 18-20.
- [48] 姚凤民. 财政支出绩效评价: 国际比较与借鉴 [J]. 财政研究, 2006 (8): 77-79.
- [49] Wilhelm M, Kleiner B H. New Developments in Budgeting [J]. Management Research News, 1995: 78-87.
- [50] 马蔡琛, 冯振. 政府预算绩效评价中专家评价的行为经济学分析 [J]. 经济纵横, 2014 (1): 81-86.
- [51] Kong D. Performance-Based Budgeting: The U. S. Experience [J]. Public Organization Review, 2005, 5 (2): 91-107.
- [52] Gilmour J B, Lewis D E. Assessing Performance Budgeting at OMB: The Influence of Politics, Performance, and Program Size [J]. Journal of Public Administration Research and Theory, 2005, 16 (2): 169-186.
- [53] Gilmour J B, Lewis D E. Does Performance Budgeting Work? An Examination of the Office of Management and Budget's Scores [J]. Public Administration Review, 2006, 66 (5): 742-75.

- [54] Jordan M M, Hackbart M. Performance Budgeting and Performance Funding in the States: A States Assessment [J]. Public Budgeting & Finance, 1999, 19 (1): 68-88.
- [55] Frisco V, Stalebrink OJ. Congressional Use of the Program Assessment Rating Tool [J]. Public Budgeting & Finance, 2008, 28 (2): 1-19.
- [56] Heinrich C J. How Credible Is the Evidence, and Does It Matter? An Analysis of the Program Assessment Rating Tool [J]. Public Administration Review, 2012, 72 (1): 123-134.
- [57] 吕侠. 论预算绩效问责机制建构 [J]. 中南财经政法大学学报, 2013 (1): 66-70.
- [58] 苟燕楠. 预算管理体制改革: 国际经验与未来构想 [J]. 中国行政管理, 2013 (8): 17-21, 97.
- [59] 马志远, 韩一宾. NPM 理论的应用与政府绩效管理实践——来自新西兰、澳大利亚政府治理模式的借鉴 [J]. 财政研究, 2013 (3): 78-81.
- [60] 马蔡琛. 论阳光财政视野中的公共预算绩效管理 [J]. 现代财经, 2006 (3): 3-5, 12.
- [61] Lu Y, Willoughby K G, Arnett S. Legislating Results: Examining the Legal Foundations of PBB Systems in the States [J]. Public Performance & Management Review, 2009, 33 (2): 266-287.
- [62] 常丽. 绩效预算改革与政府成本会计的构建 [J]. 财政研究, 2009 (1): 22-25.
- [63] 李建发, 张曾莲. 基于财务视角的政府绩效报告的构建 [J]. 会计研究, 2009 (6): 11-17, 96.
- [64] Joyce P G. The Obama Administration and PBB: Building on the Legacy of Federal Performance-Informed Budgeting? [J]. Public Administration Review, 2011, 71 (3): 356-367.
- [65] 高志立. 从“预算绩效”到“绩效预算”——河北省绩效预算改革的实践与思考 [J]. 财政研究, 2015 (8): 57-64.
- [66] 邹靖, 梁永晋, 王晓培. 美国政府绩效预算对我国预算绩效改革的启示 [J]. 财政研究, 2015 (7): 107-110.
- [67] 施青军, 阿里叶·司康德. 政府绩效评价: 一种新的再认识 [J]. 中国行政管理, 2016 (4): 23-26.
- [68] Joyce P G. Using Performance Measures for Federal Budgeting: Proposals and Prospects [J]. Public Budgeting & Finance, 1993, 13 (4): 3-17.
- [69] 陆庆平. 公共财政支出的绩效管理 [J]. 财政研究, 2003 (4): 18-20.
- [70] Kravchuk R S, Schack R W. Designing Effective Performance-Measurement Systems Under the Government Performance and Results Act of 1993 [J]. Public Administration Review, 1996, 56 (4): 348-358.
- [71] 吴素芳. 财政资金绩效评价指标设计的思考 [J]. 财政研究, 2005 (11): 12-15.
- [72] 容志. 浦东预算绩效评价指标检视: 基于 11 个项目的分析 [J]. 中国行政管理, 2010 (10): 41-43.
- [73] 章磊, 张艳飞, 李贵宁. 财政支出项目绩效评价指标体系设计框架及其应用研究 [J]. 当代财经, 2008 (8): 50-54.
- [74] 李金珊, 王倩倩. 财政支出绩效评价体系刍议: 3E 维度的引入与改进 [J]. 财政研究, 2018 (3): 14-23.
- [75] 丛树海, 周伟, 王宁. 公共支出绩效评价指标体系的构建 [J]. 财贸经济, 2005 (3): 37-41, 97.
- [76] 茆英娥. 地方财政应用科技项目专项支出绩效评价指标体系探析 [J]. 财政研究, 2006 (7): 67-69.
- [77] 茆英娥. 地方财政科技支撑平台支出绩效评价指标体系研究——以浙江省宁海县模具城为例 [J]. 财政研究, 2007 (8): 64-66.
- [78] 王淑慧, 周昭, 胡景男, 等. 绩效预算的财政项目支出绩效评价指标体系构建 [J]. 财政研究, 2011 (5): 18-21.
- [79] 吴勋, 张晓岚. 面向绩效预算的基层单位预算绩效评价指标体系规划 [J]. 经济问题, 2008 (9): 101-104.
- [80] 尚晓贺, 吴晓忠, 张志超. 政府预算绩效的外部评估 [J]. 广东财经大学学报, 2015 (4): 74-83.
- [81] 田时中, 田淑英, 钱海燕. 财政科技支出项目绩效评价指标体系及方法 [J]. 科研管理, 2015 (S1): 365-370.
- [82] 曹堂哲. 基于结果链的影响评估及其实验方法 [J]. 公共行政评论, 2018, 11 (1): 108-123, 221.
- [83] 刘汉屏, 周渭兵. 公共支出项目评价方法初探 [J]. 财政研究, 2000 (11): 38-41.
- [84] 牛美丽, 何达基, 宋小伟. 评价结果导向型管理和预算改革面临的观念和方法上的挑战 [J]. 公共行政评论, 2014 (3): 55-70, 178.
- [85] Broom C A. Performance-Based Government Models: Building Track Record [J]. Public Budgeting & Finance, 1995, 15 (4): 3-17.
- [86] Bourdeaux C. Integrating Performance Information into Legislative Budget Processes [J]. Public Performance & Management Review, 2008, 31 (4): 547-569.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

结构性去杠杆与金融机构系统性 风险溢出：促进还是抑制？

Structural Deleveraging and Systematic Risk Spillover in Financial Institutions: Promoting or Suppressing?

郭文伟

GUO Wen-wei

[摘要] 本文以我国上市金融机构为研究对象，在测度出其系统性风险溢出效应的基础上采用动态面板模型来揭示四部门（居民、金融、非金融企业、政府）结构性去杠杆对系统性风险溢出的影响机制。结果表明：金融部门和政府部门去杠杆不能有效抑制金融机构系统性风险溢出，而非金融企业部门和居民部门去杠杆对金融机构系统性风险溢出具有显著的抑制作用，但存在行业异质性；在影响路径方面，非金融企业部门和居民部门去杠杆均能通过行业波动、财务杠杆、运营能力和国内经济政策不确定性的中介调节效应来降低系统性风险溢出。因此，有序推进结构性去杠杆重点在于降低非金融企业部门和居民部门的杠杆，控制去杠杆的力度和节奏；同时要降低国内经济政策不确定性和各部门杠杆波动率，控制广义货币增速和稳定经济增速，也要重视通过提升金融机构盈利能力来降低其系统性风险溢出。

[关键词] 结构性去杠杆 金融机构 系统性风险溢出 影响机制

[中图分类号] F830.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 04-0026-16

Abstract: Taking China's listed financial institutions as research objects, a dynamic panel model is used to reveal the impact mechanism of structural deleveraging of four sectors (resident, finance, non-financial, government) on the systemic risk spillover effects of financial institutions. The research results show that the deleveraging of the financial sector and the deleveraging of the government sector have no significant inhibitory effect on the systemic risk spillover of financial institutions. The deleveraging of the non-financial sector and the deleveraging of the residential sector have significant inhibitory effects on the systemic risk spillovers of financial institutions, but with industrial heterogeneity. In terms of the impact path, non-financial sector deleveraging and residential sector deleveraging can reduce the systemic risk spillover of financial institutions through the intermediary adjustment effect of financial sub-sector fluctuations, financial leverage, operational capacity and domestic economic policy uncertainty. Therefore, the promotion of orderly structural deleveraging focuses on reducing the leverage of non-financial and residential sectors and controlling the intensity and pace of deleveraging. It is necessary to reduce domestic economic policy uncertainty and sectoral leverage volatility, to control broad money growth and stabilize economic growth. At the micro level, systemic risk spillovers are reduced by improving the profitability of financial institutions.

Key words: Structural deleveraging Financial institution Systemic risk spillover Impact mechanism

[收稿日期] 2019-09-10

[作者简介] 郭文伟，男，1979年8月生，广东财经大学金融学院副教授，硕士生导师，管理学博士，研究方向为金融投资及风险管理。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“房价泡沫空间溢出对区域金融风险的影响机制和防范研究”（项目编号：19BJY244）。

感谢评审专家的宝贵意见，当然本文文责自负。

一、引言

2015年12月,“去杠杆”作为“三去一降一补”五大任务之一首次在中央经济工作会议上被提出。2016年的中央经济工作明确,去杠杆要在控制总杠杆率的前提下,把降低企业杠杆率作为重中之重,要规范政府举债行为等。2017年7月,全国金融工作会议进一步明确,要把国有企业降杠杆作为重中之重,严控地方政府债务增量。2018年4月2日,中央财经委员会召开第一次会议,首次提出“结构性去杠杆”,为“打好防范化解金融风险攻坚战”划定基本思路。要以结构性去杠杆为基本思路,分部门、分债务类型提出不同要求,地方政府和企业特别是国有企业要尽快把杠杆降下来,努力实现宏观杠杆率稳定和逐步下降。此次中央财经委首提的“结构性去杠杆”不仅高度概括了此前去杠杆的整体思路,并将这一任务上升为“顶层设计”。2019年7月17日央行发布的2019年第一季度中国货币政策执行报告显示,结构性去杠杆过程中,必要的市场出清也能更好地释放沉淀资源、提高资金效率,疏通货币政策传导,形成良性循环。下一阶段,稳健的货币政策要松紧适度,保持流动性合理充裕,与结构性去杠杆进程协调推进,平衡好稳增长和防风险之间的关系。对此,如何进一步实施有序结构性去杠杆?不同部门(金融部门、非金融企业部门、政府部门、居民部门)的去杠杆力度和节奏对不同类型金融机构系统性风险溢出是否存在显著的影响差异?各部门的去杠杆进程是否会导致不同金融子行业机构系统性风险的交叉传染?对这些问题进行深入研究将有助于进一步厘清结构性去杠杆对金融机构系统性风险溢出的影响机制,在当前中央政府强调有序推进结构性去杠杆以化解重大金融系统性风险的背景下,就具有重要的现实意义和研究价值:第一、有助于厘清不同部门杠杆及其波动对金融机构系统性风险溢出的影响效应;第二、有助于明确当前实施结构性去杠杆的重点和方向,避免因过度去杠杆而引发严重金融机构系统性风险或交叉传染风险,为科学评价结构性去杠杆政策的实施效果,制定更为合理的差异化去杠杆措施提供有益的启示。

二、文献综述

(一) 金融机构系统性风险溢出及其影响因素研究

2008年金融危机的爆发凸显出金融机构系统性风险的传染性、联动性与系统性,暴露了早期金融系统性风险测度方法没有考虑到外来风险对金融机构和整个金融市场的冲击和传染的严重缺陷。随后不断有学者提出新的金融系统性风险测度方法(网络模型法和条件在险价值法 CoVaR),其中衡量金融系统性风险的 CoVaR 和衡量系统性风险溢出效应的 ΔCoVaR 最具代表性;CoVaR 是在 VaR 方法的基础上,通过金融机构收益率序列的条件标准差与不同序列间相关性来计算两两不同金融机构间的风险溢出效应。当前国内外学者主要通过三种方法进行 CoVaR 估计:第一种方法是 Adrian 和 Brunnermeier 首先提出的通过分位数回归度量 CoVaR (Drakos 和 Kouretas, 2015^[1]; Bernard 和 Czado, 2015^[2])。该方法通过构建金融机构在分位数为 α 时的风险溢出回归模型对 VaR 和 CoVaR 进行估计,其不足之处在于测算结果比较粗糙,也无法刻画变量间的非线性关系。第二种方法是基于 DCC-GARCH 模型计算 CoVaR (Trabelsi, 2017^[3]; Fang, 2017^[4])。这种模型可以捕捉收益率序列间的时变联动性,简化了条件方差和协方差矩阵的计算和变量相关性估计。第三种基于 Copula 模型对 CoVaR 进行测算 (Bernardi 等, 2017^[5]; Boako, 2017^[6])。相对于前两种方法,基于 Copula 模型测算的 CoVaR 可以充分刻画随机变量之间的上下尾相依结构和相依性,进而测度出非对称性的系统性风险溢出特征,但至今高维动态 Copula-CoVaR 方法的建模技术仍不够成熟,制约了其推广和应用。这种方法相比前面两类方法显著提升了测算的精确性,但运行效率低于前者。

在金融系统性风险溢出效应的实证方面,国内大部分学者基于 CoVaR 和 ΔCoVaR 方法研究了金融市场和金融子行业的系统性风险溢出效应。沈悦等 (2014)^[7]、王琳和沈沛龙 (2017)^[8]、严伟祥等 (2017)^[9]、王擎等 (2016)^[10] 分别基于 EVT-Copula-CoVaR 模型、GARCH-Copula-CoVaR 模型和 DCC-GARCH 模型对我国上市金融机构(银行、证券、保险、信托业以及金融期货)之间的动态相关性和系

统性风险溢出效应进行了广泛研究,大部分研究结果均表明金融业存在明显的风险溢出效应,各金融子系统之间存在显著的关联性和风险溢出效应。

在金融系统性风险溢出效应的影响因素研究方面,国内大部分文献的结论认为金融机构的规模大小、业务复杂性、金融资产数量、可代替性,以及金融机构之间的内部关联度和影响力对金融机构系统性风险溢出具有重要影响;但对不同金融子行业来说,其系统性风险的关键驱动因素有所不同。对银行业来说,传统存贷业务占比和流动性越低、不良贷款率越高的银行往往面临越高的系统性风险。商业银行的资产规模、杠杆、股价波动、期限错配等因素与其系统性风险溢出有显著关系(陆静和胡晓红,2014^[11];王妍和陈守东,2014^[12];张天顶和张宇成,2017^[13])。而更多的学者认为金融杠杆对系统性风险溢出具有显著的正向影响(方意等,2012^[12];王妍和陈守东,2014^[12];王擎等,2016^[10])。

(三) 结构性去杠杆对金融机构系统性风险溢出的影响研究

在结构性去杠杆与金融机构系统性风险溢出之间的关系研究方面,中外学者出现了不同研究路径。国外学者侧重研究金融去杠杆对宏观经济和商业银行产生的冲击影响。Eggertsson 和 Krugman (2012)^[15]首先提出“去杠杆化危机”,指明去杠杆化会对宏观经济调控产生负面影响。去杠杆带来的金融资产价格下跌将引发新一轮的流动性风险和信用风险,实体经济的融资能力下降也会抑制经济发展。国外学者普遍认为银行规模和银行业杠杆是系统性风险溢出的关键驱动因素(Black, 2013^[16]);具有更高财务杠杆和资产规模的商业银行,其系统性风险溢出效应更大(Engle 等,2014^[17];Hautsch 等,2014^[18])。除资产规模和金融杠杆外,银行中非利息收入过高和流动性偏低都会显著增加银行系统性风险(Vallascas 和 Keasey, 2012^[19])。

国内学者的研究重点则紧跟国家政策走向(实体经济去杠杆→金融去杠杆→有序结构性去杠杆),目前大部分文献集中研究金融去杠杆对系统性风险和经济增长的影响研究,而对结构性去杠杆的研究相对较少。从现有研究结论来看,主要有如下几类:第一,适度金融杠杆能促进经济增长。马勇和李振

(2016)^[20]研究发现在城镇化的进程中,金融杠杆与经济增长存在倒U型关系,适度金融杠杆能够促进经济增长;王爱俭和杜强(2017)^[21]同样认为金融杠杆对经济增长具有非线性的促进作用,且这种促进作用能够提升金融效率和优化金融结构。第二,过度金融去杠杆会引发系统性风险。苟文均等(2012)^[22]认为由于不同部门的杠杆率对系统性金融风险的影响存在差异,金融去杠杆有可能引发其他新的系统性风险。金融去杠杆对资产价格产生负面冲击,导致资产价值严重缩水,加大了系统性风险和金融危机发生的可能性(陈雨露等,2014^[23])。第三,金融去杠杆加剧了金融杠杆波动和经济波动,不利于金融稳定和经济增长(马勇和陈雨露,2017^[24];顾永昆,2017^[25];吴建奎等,2018^[26]),金融去杠杆政策需要在区别长期和短期政策影响的基础上审慎选择(张靖屹和李建强,2018^[27])。

综上所述,尽管现有文献已经对我国金融业的系统性风险溢出效应及其影响因素方面进行了广泛的研究,取得了丰富的研究成果,但依然存在一些局限:第一,研究视角的局限。在实践层面,中央政府已经强调要实施有序结构性去杠杆战略以防范和化解重大金融系统性风险,但至今理论研究明显滞后于实践进展。鲜有文献基于微观视角来专门研究结构性去杠杆对金融机构系统性风险溢出效应的影响机制。第二,研究问题的局限。现有文献主要集中于银行业的系统性风险溢出效应及其影响因素的实证分析,而忽视了其他金融子行业的异质性差异;与此同时,少数文献研究了金融去杠杆或金融杠杆波动的宏观经济效应,而鲜有文献研究各部门(居民、金融、非金融企业、政府)去杠杆对微观金融主体(银行、保险、证券、信托、其他非银金融^①)系统性风险溢出效应的影响效应及其行业异质性差异。相比现有相关研究,本文的研究特色主要表现为:第一,研究视角的创新。本文采用微观视角来研究结构性去杠杆对国内上市金融机构系统性风险及其溢出效应的影响效应及其影响路径。第二,研究对象更为全面。不同于大多数文献的研究对象仅仅局限于整个金融业或某一金融子行业,本文以整个金融业及其五个金融子行业(银行、保险、证券、信托、其他非银金融)的60家上市企业为研究对象,并基于行业和企业特征等层面来深入分

① 本文的其他非银金融上市机构包括除了银行、信托、保险、证券之外的其他主营业务为融资租赁、小额贷款等业务的机构以及财务公司等。

析结构性去杠杆影响系统性风险溢出效应的异质性特征。第三,揭示不同部门去杠杆对金融机构系统性风险溢出效应的影响差异,为制定科学合理的有序结构性去杠杆措施提供实证支持。

对此,本文首先从金融部门、非金融企业部门、居民部门和政府部门来衡量我国的结构性杠杆,同时采取 HP 滤波方法来量化各个部门的去杠杆程度;接着分别采用 ΔCoVaR 方法和 MES 方法来测度各金融机构的系统性风险溢出效应和尾部风险溢出效应;最后,结合金融机构微观特征、外部环境冲击(国内外政策不确定性、股市波动、经济增速、广义货币增速)等因素来深入分析结构性去杠杆对金融机构系统性风险溢出效应的影响效应及其差异;在此基础上基于中介调节效应方法来探讨结构性去杠杆影响金融机构系统性风险溢出的路径。

三、实证模型的构建与说明

(一) 时变联动性测度: DCC 模型

DCC-GARCH 的边缘分布将采用 AR(1)-GJR(1,1)-Guass 模型,模型形式如下:

$$R_{i,t} = c_0 + c_1 R_{i,t-1} + e_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

$$e_{i,t} = h_{i,t} \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} : \text{Guass} \quad (2)$$

$$h_{i,t} = w_{i,t} + \alpha e_{i,t}^2 + \beta h_{i,t-1} + \gamma e_{i,t-1}^2 I(e_{i,t-1} < 0) \quad (3)$$

公式(1)为均值方程, $e_{i,t}$ 为收益率系列的残差;随机变量 ε 具有 $d(\varepsilon_{i,t}, v, \lambda)$ 一样的密度函数。公式(3)为方差方程, $I(e_{i,t-1} < 0)$ 为指示性指标,当 $e_{i,t} < 0$ 时取 1,否则取 0;公式(3)还存在如下约束条件:

$$\alpha + 2\beta + \gamma < 2, \alpha > -\gamma, \beta \in (0, 1) \quad (4)$$

DCC-GARCH 模型形式如下:

$$\begin{cases} q_{ij,t} = (1-a-b)\bar{\rho}_{ij,t} + (\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1}) + bq_{ij,t-1} \\ \bar{\rho}_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}} \\ Q_t = (q_{ij,t}) \\ R_t = \text{diag}\left(\frac{1}{\sqrt{q_{11,t}}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{q_{nn,t}}}\right) \cdot Q_t \cdot \text{diag}\left(\frac{1}{\sqrt{q_{11,t}}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{q_{nn,t}}}\right) \end{cases} \quad (5)$$

公式(5)中 $\bar{\rho}_{ij,t}$ 为 $\varepsilon_{i,t}$ 和 $\varepsilon_{j,t}$ 之间的无条件相关系数, R_t 为时变相关系数矩阵, a 和 b 为 DCC 模型

的待估参数。

(二) 系统性风险溢出效应: ΔCoVaR 模型

在险价值(VaR)是指在一定置信水平下,金融资产在未来一定时间内可能发生的最大损失值,其表达式为:

$$\Pr(X^i \leq \text{VaR}_q^i) = q\% \quad (6)$$

其中 X^i 是金融 i 行业的损失率, VaR_q^i 表示金融 i 行业在 $q\%$ 置信水平下的损失。当行业 i 发生尾部风险事件 $C(X^i)$ 时,如果行业 i 对行业 j 存在风险溢出效应,那么行业 j 的尾部风险则表示为 $\text{CoVaR}_q^{j|C(X^i)}$,也称为条件在险价值。其实 $\text{CoVaR}_q^{j|C(X^i)}$ 是条件概率分布的分位数:

$$\Pr(X^j \leq \text{CoVaR}_q^{j|C(X^i)} | X^i = \text{VaR}_q^i) = q\% \quad (7)$$

CoVaR_q^j 表示行业 j 的总风险价值,包括无条件风险价值和边际风险溢出;边际风险溢出 $\Delta\text{CoVaR}_q^{j|i}$ 反映行业 i 对行业 j 的风险溢出贡献度,其计算公式为:

$$\Delta\text{CoVaR}_q^{j|i} = \text{CoVaR}_q^{j|X^i = \text{VaR}_q^i} - \text{CoVaR}_q^{j|X^i = \text{VaR}_{50\%}^i} \quad (8)$$

动态 $\text{CoVaR}_{q,t}^{j|i}$ 计算公式如下:

$$\text{CoVaR}_{q,t}^{j|i} = \phi^{-1}(q\%) \sigma_t^j \sqrt{1 - (\rho_{ij}^j)^2} + \phi^{-1}(q\%) \sigma_t^i \quad (9)$$

因为 $\phi^{-1}(50\%) = 0$,所以行业 i 对行业 j 的边际风险溢出公式(8)可以简化为:

$$\Delta\text{CoVaR}_{q,t}^{j|i} = \phi^{-1}(q\%) \rho_{ij}^j \sigma_t^i \quad (10)$$

(三) 尾部风险溢出效应: MES 模型

根据 Brownlees 和 Engle (2011)^[28] 的推导,提前 1 期的 MES 可由市场和机构的波动率 $\sigma_{m,t}$ 、 $\sigma_{i,t}$ 、相关性 $\rho_{i,m,t}$ 及其标准化尾部期望的函数来衡量,其模型如公式(11)所示。其中,常数 C 一般取 -2% ,表示股市指数在一个交易日内跌幅为 2% 。($\varepsilon_{m,t}$, $\xi_{i,t}$) 表示金融市场和金融机构的下尾风险冲击。MES 用来刻画金融市场与金融机构之间的尾部风险溢出效应。

$$\begin{aligned} \text{MES}_{i,t-1}^1(C) &= E_{t-1}(R_{i,t} | R_{m,t} < C) \\ &= \sigma_{i,t} \rho_{i,m,t} E\left(\varepsilon_{m,t} | \varepsilon_{m,t} < \frac{C}{\sigma_{m,t}}\right) \\ &\quad + \sigma_{i,t} \sqrt{1 - \rho_{i,m,t}^2} E\left(\xi_{i,t} | \varepsilon_{m,t} < \frac{C}{\sigma_{m,t}}\right) \end{aligned} \quad (11)$$

四、金融机构系统性风险溢出效应测度

(一) 样本数据选择与说明

本文以涉及 5 个金融子行业（保险业、信托业、银行业、证券业、其他非银金融业）的 60 家国内上市的金融机构股票价格的日收盘价作为样本数据进行实证研究^①。行业分类参考东财行业指数标准进行分类，数据来源于东方财富 Choice 数据库。研究时期从 2012 年 1 月 1 日至 2018 年 12 月 31 日。所有数据均为日度收盘价，同时剔除不在同一天交易的数据，这里对样本数据均进行了对数收益率处理。

(二) 变量描述性统计分析及相关检验

这里对股票市场（以沪深 300 指数来代表）和各金融机构股票价格的日度收益序列进行描述性统计^②。对各个金融子行业来说，在偏度方面，除了中信证券存在微弱的右偏，其他四个机构和股票市场均呈现左偏特征；在峰度方面，各机构和股票市场均呈现“尖峰”特征；从 J-B 检验来看，所有金融机构和股票市场均不服从正态性假设；ADF 检验表明序列均平稳；Q（1）表明序列均不存在自相关性；LM 检验结果如表明股票市场及 5 个代表性金融机构均存在显著的 ARCH 效应。

表 1 股票市场及代表性金融机构收益序列的描述性统计

	平均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B 检验	ADF test	Q（1）	ARCH-LM（1）
股票市场-沪深 300	0.01	0.06	-0.09	0.01	-0.78	8.73	2 501.89 ***	-39.76 ***	2.24	89.92 ***
保险业-中国平安	0.03	0.10	-0.79	0.03	-13.33	382.04	10 233 191 ***	-39.95 ***	1.63	60.22 ***
信托业-安信信托	-0.07	0.10	-0.89	0.04	-10.22	210.90	3 092 941 ***	-39.98 ***	1.58	58.31 ***
银行业-工商银行	0.01	0.10	-0.10	0.01	-0.26	12.44	6 340.57 ***	-20.03 ***	0.50	80.40 ***
证券业-中信证券	0.03	0.10	-0.11	0.03	0.07	7.18	1 238.19 ***	-39.31 ***	2.23	86.90 ***
其他非银金融业-民生控股	-0.01	0.10	-0.11	0.03	-0.09	6.29	769.42 ***	-38.63 ***	3.31	112.32 ***

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%置信水平上的显著性，下同；单位根检验（ADF 方法）方程中包含截距项，不包含趋势项；Q（1）表示序列自相关滞后 1 阶统计量；ARCH-LM（1）表示序列 ARCH 效应统计量。

数据来源：作者根据描述性统计检验结果整理得到。

(三) 边缘分布模型的参数估计结果

本文采用边缘分布函数 AR（1）-GJR（1，1）-Guass 进行参数估计；此外，为了检验序列概率积分变换后是否服从（0，1）分布，本文引进 K-S Z 统计值进行描述，结果如表 2 所示。从表 2 的估计结果中可以看到： c_0 参数只有在部分序列显著， c_1 参数只有

在银行业显著，说明序列前后之间存在的自相关性较弱； α 参数和 β 参数显著，且 $\alpha + \beta$ 接近 1，但 w 参数和 γ 参数基本不显著，表明序列波动具有持续性，并且正负面消息冲击影响不存在明显的非对称性特征，即“杠杠效应”并不显著。

① 信托业有 2 家（陕国投 A、安信信托），证券业有 21 家（东北证券、锦龙股份、国元证券、国海证券、广发证券、长江证券、山西证券、中信证券、国投安信、国金证券、宝硕股份、西南证券、华鑫股份、海通证券、招商证券、太平洋证券、兴业证券、东吴证券、华泰证券、光大证券、方正证券），保险业有 6 家（天茂集团、西水股份、中国平安、新华保险、中国太保、中国人寿），银行业有 16 家（平安银行、宁波银行、浦发银行、华夏银行、民生银行、招商银行、南京银行、兴业银行、北京银行、农业银行、交通银行、工商银行、光大银行、建设银行、中国银行、中信银行），其他非银金融业有 15 家（渤海金控、民生控股、海德股份、中油资本、经纬纺织、越秀金控、二三四五、宝德股份、易见股份、西部资源、新力金融、五矿资本、爱建集团、绿庭投资、中航资本）。由于部分金融机构上市较晚导致出现样本数据量较少等可能影响本文实证研究有效性和操作性的问题，对此，本文剔除了江阴银行、张家港行、无锡银行、绿庭 B 股、申万宏源和华西证券等数据量较少或非国内 A 股的金融机构。

② 由于论文篇幅限制，这里在表 1 中不再一一列出 60 个金融机构收益序列的描述性统计结果，而是仅列出每个金融子行业的一个代表性金融机构的收益序列描述性统计结果，感兴趣的读者，可向作者索取。表 2 也做类似处理。代表性金融机构分别为：保险业的中国平安、信托业的安信信托、银行业的工商银行、证券业的中信证券、其他非银行金融业的民生控股。

表 2

边缘分布参数估计结果

	c_0	c_1	w	α	β	γ	LL	$K-S Z$ 统计值	渐进显著性
股票市场	0.000 4	0.024	0.007 5	0.061 ***	0.93 ***	0.001 9	5 040.92	0.82	0.00
保险业-中国平安	0.001 4 *	0.068	-0.001 3	0.050 **	0.94 ***	-0.150 0 **	4 197.16	0.60	0.00
信托业-安信信托	0.001 6	0.073 *	1.410 0	0.460 *	0.50 ***	-1.350 0	3 380.91	1.29	0.00
银行业-工商银行	0.000 1	-0.029	0.037 0	0.150 **	0.84 ***	-0.087 0 *	5 072.80	0.93	0.00
证券业-中信证券	0.000 4	0.009	0.023 0	0.062 ***	0.93 ***	0.005 7	4 091.53	0.84	0.00
其他非银金融业-民生控股	0.000 0	0.055 *	1.340 0 ***	0.160 ***	0.67 ***	-0.002 3	3 736.86	0.79	0.00

注： c_0 和 c_1 分别表示均值方程中的截距项和趋势项； w 表示方差方程中的截距项； LL 是方程整体似然估计量； $K-S Z$ 值和渐进显著性是基于BDS独立性检验的 Z 统计值及其显著性。

数据来源：作者根据边缘分布统计检验结果整理得到。

(四) 金融机构系统性风险溢出效应 ΔCoVaR 和尾部风险溢出效应 MES

这里首先利用 DCC-GARCH-CoVaR 和 MES 方法来动态测度在整个研究时期内各金融机构在 95% 置信水平上的系统性风险 CoVaR、溢出效应 ΔCoVaR 和尾部风险溢出效应 MES；然后基于市值加权方法来合成整个金融行业的系统性风险溢出效应。最终结果如图 1 所示。从图 1 可知，在整个研究时期内（2012—2018 年）三种风险指标（CoVaR、 ΔCoVaR 、MES）的走势较为趋同，可分为三个典型时期。在第一时期（2012 年 1 月—2014 年 9 月），这三种风险指标走势较为平缓，说明该时期各金融机构系统性风险水平及其溢出效应均不存在显著波动；从绝对值水平来看， $\text{CoVaR} > \text{MES} > \Delta\text{CoVaR}$ ，说明这段时期内金融业的系统性风险水平（CoVaR）高于短期边际预期损失（MES），更高于系统性风险溢出效应（ ΔCoVaR ）。在第二时期（2014 年 10 月—2015 年 10 月），整个金融业的三种风险指标（CoVaR、 ΔCoVaR 、MES）开始大幅上升，并分别在 2014 年 12 月达到前期高点，随后持续快速回落直至 2015 年 2 月；在资本市场杠杆牛市的强力带动下开始出现上升态势，并在 2015 年 7 月创出历史新高，但随后在证监会强力去杠杆而引发股灾的冲击下出现快速回落。在该时期，三种风险值大小依次为 $\text{MES} > \text{CoVaR} > \Delta\text{CoVaR}$ ，这表明在资本市场出现短期暴涨暴跌的情境内，金融机构面临的**最大风险是短期内资本短缺风险。在第三时期（2015 年 11 月—2018 年 12 月），金融业的三种风险指标走势恢复到之前的平稳态势，从绝对值水平来看，三种风险值大小依次为 $\text{CoVaR} > \text{MES} > \Delta\text{CoVaR}$ ，但该时期三种风险指标的平均值要明显大于第一时期

（2012 年 1 月—2014 年 9 月），而明显小于第二时期（2014 年 10 月—2015 年 10 月）。

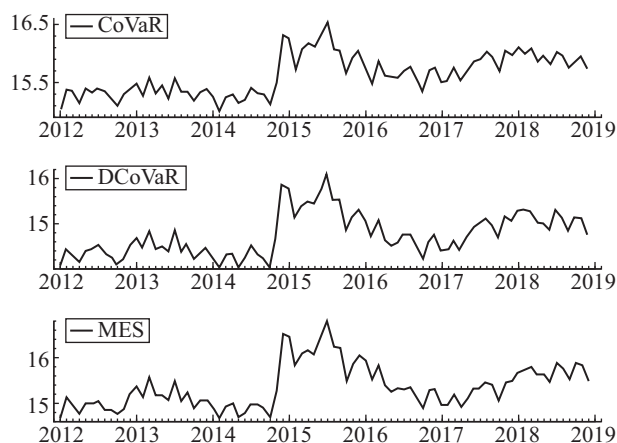


图 1 基于 60 家金融机构合计的系统性风险及其溢出效应走势

对其所属子行业的动态风险溢出效应（在 95% 置信水平上的 ΔCoVaR ），按照累加值从大到小选取前三家金融机构进行比较分析，最终分析结果汇总如表 3 所示。各金融子行业系统性风险溢出效应从大到小依次为：证券业、银行业、其他非银金融业、保险业和信托业，各自占比依次为 40.33%、25.45%、20.02%、10.59%、3.61%；显然，证券业的系统性风险溢出效应最大，比第二名的银行业高出 15%，而信托业的系统性风险溢出效应最小，只占总体系统性风险溢出效应的 3.61%，不过这与信托业目前仅有 2 家上市公司存在较大关系。

从微观金融机构层面来看，对证券业系统性风险溢出效应贡献占比最大的前三家机构依次为东北证券（5.97%）、广发证券（5.63%）和长江证券（5.39%）。对银行业系统性风险溢出效应贡献占比

最大的前三家机构依次为华夏银行（7.94%）、平安银行（7.31%）和招商银行（6.88%）。对其他非银金融业系统性风险溢出效应贡献占比最大的前三家机构依次为经纬纺织（8.61%）、五矿资本（7.37%）和绿庭投资（7.25%）。对保险业系统性

风险溢出效应贡献占比最大的前三家机构依次为中国太保（22.51%）、中国平安（20.80%）和中国人寿（16.78%）。对证券业系统性风险溢出效应贡献占比最大的两家机构依次为陕国投 A（53.57%）和安信信托（46.43%）。

表 3

基于 ΔCoVaR 选取的机构在 95%置信水平上的 ΔCoVaR

单位：亿元

	ΔCoVaR 累计	各子行业占比	机构溢出前三名	累计 ΔCoVaR	ΔCoVaR 占比
证券业	559. 87	40. 33%	东北证券	33. 39	5. 97%
			广发证券	31. 54	5. 63%
			长江证券	30. 18	5. 39%
银行业	353. 25	25. 45%	华夏银行	28. 04	7. 94%
			平安银行	25. 82	7. 31%
			招商银行	24. 31	6. 88%
其他非银 金融业	277. 95	20. 02%	经纬纺织	23. 92	8. 61%
			五矿资本	20. 49	7. 37%
			绿庭投资	20. 14	7. 25%
保险业	147. 01	10. 59%	中国太保	33. 09	22. 51%
			中国平安	30. 57	20. 80%
			中国人寿	24. 67	16. 78%
信托业	50. 05	3. 61%	陕国投 A	26. 81	53. 57%
			安信信托	23. 24	46. 43%
所有金融机构总计			1 388. 12		

数据来源：作者根据实证结果自行整理得到。

五、部门杠杆对金融系统性风险溢出的影响分析

（一）模型变量选取及说明

本文在借鉴现有相关文献研究结论的基础上，从微观（机构特征）、宏观（股市波动、经济增长、经济政策不确定性）这两个层面来全面分析各部门杠杆对系统性风险溢出效应的影响及其行业和区域异质性特征。模型因变量：金融机构系统性风险溢出效应和尾部风险溢出效应（ ΔCoVaR 、 MES ）。核心自变量有两类：一类是各部门杠杆。这里借鉴陈雨露等（2014）^[23]的做法，采用对其他金融部门债权占国内信贷的比率来衡量金融杠杆 FL 、采用非金融企业部门债权占国内信贷的比率来衡量非金融企业部门杠杆 NFL 、采用对政府部门债权占国内信贷的比率来衡量政府部门杠杆 GL ；对于居民部门杠杆 JML ，运用学

界普遍采用的居民贷款占 GDP 的比率来衡量。另一类是宏观经济杠杆。这里采用广义货币 $M2$ 与 GDP 的比率来衡量宏观经济杠杆 $M2_GDP$ 。各部门杠杆走势如图 2 所示，从走势来看，在整个研究时期内，四个部门杠杆走势各异。其中，金融部门杠杆从 2012 年持续上涨至 2016 年见顶后开始出现下降至 2018 年年底；非金融企业部门杠杆则在 2012—2017 年呈现出震荡走势，但从 2018 年年初开始出现上涨态势；政府部门杠杆则在 2012—2014 年处于底部盘整后，从 2015 年至今出现持续上升格局；居民部门杠杆除了在 2008 年略有下降，其他时期均处于上升趋势。总体表现为：金融部门正处于去杠杆阶段，而其他三个部门仍然处于加杠杆阶段。与此同时，采用权益乘数（总资产/股权权益之比）来衡量企业财务杠杆 $CWGG$ 。

在机构特征层面的控制变量包括：资产规模

ZSZ (采取自然对数形式的总市值)、盈利能力 YLNL (采用净利润与总销售收入之比)、发展能力 FZNL (采用主营业务收入同比增速)、运营能力 YYNL (采

用总资产周转率)。与此同时,采取1个虚拟变量来衡量不同企业的性质 D: 如果属于国资控股取值取1, 否则取值为0。

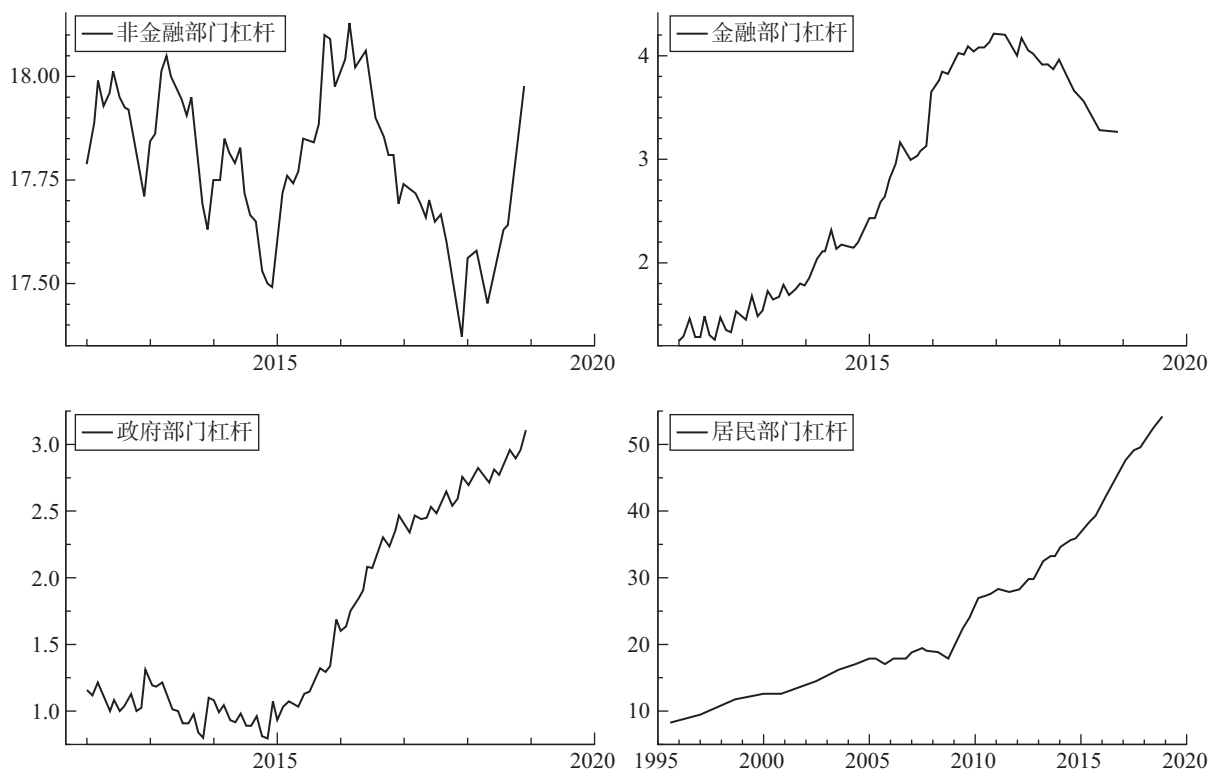


图2 各部门杠杆走势

在宏观经济层面上的控制变量包括: 股票市场波动率 BDL、季度 GDP 同比增速、国内经济政策不确定性 EPU1 和全球经济政策不确定性 EPU2^①。

上述变量中, 金融机构的系统性风险 (CoVaR)、系统性风险溢出 ($\Delta CoVaR$)、尾部风险溢出效应 (MES)、股票市场的波动率 (BDL) 均由 AR (1)-GJR (1, 1)-GARCH (1, 1)-DCC (1, 1) 模型获得日度数据, 然后再取季度平均值以保持与金融机构季度财务指标匹配。本文研究时期为 2012 年第一季度至 2018 年第四季度, 共 28 期, 总样本数据量达到 1 680, 最终所有变量数据均为季度数据, 原始数据来源于东方财富 Choice 数据库。

(二) 模型变量数据描述性统计

表 4 为各模型变量的指标说明及描述性统计。从表 5 的分析结果可知, 在整个研究时期内金融机构的尾部风险溢出效应 MES 要明显大于其系统性风

险溢出值 $\Delta CoVaR$ 。从各部门杠杆率水平来看, 非金融企业部门杠杆率均值 (17.8%) 远大于金融部门杠杆率 (2.84%) 和政府部门杠杆率 (1.74%)。居民部门杠杆均值高达 39.66%, 且在 2018 年年底达到 53.2%, 这表明我国居民部门杠杆经过多年的持续上涨, 已经达到历史新高。实体经济杠杆均值也达到 1.96, 表明我国经济货币化程度较为严重。从杠杆率波动程度来看, 居民部门杠杆波动率最大, 而非金融企业部门杠杆波动率最小; 金融部门杠杆波动率明显大于政府部门杠杆和非金融企业部门杠杆的波动率。从机构微观特征来看, 各金融机构的资产规模、财务杠杆差异较大。从企业性质来看, 样本中的国企 (由国有资本绝对和相对控股的企业) 占 65%, 非国企 (民企和合资企业) 占 35%。从企业的区域分布来看, 东部企业占 67%, 中部企业占 12%, 西部企业占 21%。

① 本文采用 Baker et al (2016) 构建的经济政策不确定性指数。该指数的构造基于新闻报道内容, 由斯坦福大学和芝加哥大学联合发布, 涵盖了全球主要经济体。Baker et al. (2016) 选取了香港南华早报 (South China Morning Post) 作为新闻报道检索平台, 基于文本检索和过滤方法构建了中国经济政策不确定性指数和全球经济政策不确定性。本文采用这两种指数的自然对数形式。

表4 模型变量的描述性统计

模型变量	变量及衡量指标	指标符号	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
因变量	系统性风险溢出效应	$\Delta CoVaR$	0.83	0.35	0.15	4.08	1680
	尾部风险溢出效应	MES	2.07	1.00	0.25	8.32	1680
核心 自变量	金融部门杠杆%	FL	2.84	0.99	1.46	4.20	1 680
	非金融企业部门杠杆%	NFL	17.80	0.19	17.37	18.12	1 680
	政府部门杠杆%	GL	1.74	0.19	0.95	3.11	1 680
	居民部门杠杆%	JML	39.66	7.94	28.10	53.20	1 680
	宏观经济杠杆: M2/GDP	$M2_GDP$	1.96	0.10	1.80	2.08	1 680
	金融部门杠杆波动率	FLV	0.10	0.07	0.005	0.32	1 680
	非金融企业部门杠杆波动率	$NFLV$	0.06	0.04	0.003	0.14	1 680
	政府部门杠杆波动率	GLV	0.07	0.05	0.02	0.19	1 680
	居民部门杠杆波动率	$JMLV$	2.32	1.00	0.51	414.00	1 680
	宏观经济杠杆波动率	V_M2_GDP	0.16	0.09	0.04	0.38	1 680
	资产规模: Ln (总市值)	ZSZ	6.07	1.78	1.96	10.09	1 680
	财务杠杆: 权益乘数	$CWGG$	6.02	5.92	-2.42	53.25	1 680
控制变量	市场波动: 股票市场季度波动率	BDL	2.61	2.40	0.65	10.86	1 680
	盈利能力: 销售净利润率	$XSLRL$	0.91	4.87	-8.96	70.60	1 680
	发展能力: 主营业务销售收入同比	$YYSRTB$	0.68	5.10	-0.98	134.03	1 680
	运营能力: 总资产周转率	$ZCZZL$	0.11	0.19	0.001	2.49	1 680
	经济发展: 季度 GDP 增长率	GDP	7.14	0.49	6.40	8.10	1 680
	广义货币 M2 同比增速	$M2$	11.71	2.58	7.72	17.45	1 680
	国内经济政策不确定性: EPU1	$EPU1$	5.42	0.58	4.41	6.61	1 680
	全球经济政策不确定性: EPU2	$EPU2$	5.00	0.28	4.50	5.65	1 680
	企业性质: 是否国资控股	D	0.65	0.48	0.00	1.00	1 680

数据来源: 根据统计结果自行整理。

(三) 估计结果及讨论

本文实证分析所用模型均为面板数据模型, 主要分为面板固定效应模型和面板随机效应模型。这里通过 Hausman 检验效果选择固定效应。最终分析结果见表 5。从表 5 可知, 不同部门杠杆对金融机构系统性风险溢出效应的影响存在显著差异, 具体表现在: 金融部门杠杆和实体经济杠杆对金融机构系统性风险存在显著的抑制效应, 而非金融企业部门杠杆、政府部门杠杆和居民部门杠杆对金融机构系统性风险溢出效应存在显著的促进作用。从影响程度来看, 居民部门对金融机构系统性风险溢出效应的促进作用最大,

而金融部门杠杆对金融机构系统性风险溢出效应的抑制程度相对较小。在控制变量方面, 机构规模和运营效率、市场波动程度、广义货币增速均对金融机构系统性风险溢出效应存在显著的促进作用, 而金融机构盈利能力和经济增速对金融系统性风险溢出效应具有明显的抑制作用。金融机构的发展速度虽然对系统性风险溢出有正向影响, 但并不显著。在经济政策不确定性影响方面, 国内经济政策不确定性虽然会对金融机构系统性风险溢出效应产生正向影响, 但缺乏统计显著性, 说明影响程度较小。而全球经济政策不确定性会对金融机构系统性风险溢出效应产生显著的抑制

作用,由此说明在外部经济政策不确定性冲击下,金融机构可能更加慎重经营并重视自身风险防范,从而降低了自身系统性风险溢出效应。四个部门杠杆波动率中,除了金融杠杆波动率会显著促进金融机构系统

性风险上升外,其他几个部门杠杆波动率均对系统性风险溢出存在一定的负向影响。从四个部门杠杆同时回归结果来看,与前面各部门杠杆单独估计结果基本一致,各部门杠杆的影响程度更大,但影响方向不变。

表 5 基于整个金融业的实证分析结果

自变量	因变量: 系统性风险溢出: $\Delta CoVaR$ (95%置信水平)					
金融部门杠杆	-0.034 **					-0.075 ***
金融部门杠杆波动率	0.180 **					-0.045
非金融企业部门杠杆		0.230 ***				0.460 ***
非金融企业部门杠杆波动率		-0.420 **				-1.330 ***
政府部门杠杆			0.065 ***			0.120 **
政府部门杠杆波动率			0.007			1.090 ***
居民部门杠杆				1.100 ***		0.950 ***
居民部门杠杆波动率				-0.006		-0.023 ***
实体经济杠杆					-0.490 ***	
实体经济杠杆波动率					-0.210 ***	
资产规模	0.068 ***	0.066 ***	0.059 ***	0.060 ***	0.047 ***	0.080 ***
财务杠杆	0.002	0.002	0.002	0.002	-0.003	0.002
市场波动	0.074 ***	0.073 ***	0.082 ***	0.083 ***	0.079 ***	0.075 ***
盈利能力	-0.005 ***	-0.005 ***	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.005 ***
发展能力	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001
运营能力	0.120 ***	0.150 ***	0.130 ***	0.130 ***	0.054	0.120 ***
经济发展	-0.130 ***	-0.005	-0.059 **	-0.027	-0.022	-0.012
广义货币增速	0.030 ***	0.012 **	0.041 ***	0.053 ***	0.031 ***	0.025 ***
国内经济政策不确定性	0.019	0.087 **	0.004	-0.004	0.070 *	-0.006
全球经济政策不确定性	-0.061	-0.190 ***	-0.110	-0.085	-0.160 **	-0.210 ***
时间控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业性质控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	1 680	1 680	1 680	1 680	1 680	1 680
R^2	0.32	0.33	0.33	0.33	0.34	0.32

六、结构性去杠杆对系统性风险溢出的影响效应分析

(一) 结构性去杠杆的测度

为了进一步揭示结构性去杠杆对系统性风险溢出效应的影响机制,这里基于 HP 滤波方法 ($\lambda =$

1 440) 先分别将四部门(金融部门、非金融企业部门、政府部门、居民部门)杠杆和实体经济杠杆序列分解为趋势序列 $Trend$ 和周期波动序列 $Cycle$ 之和。由于周期波动序列反映了每个时点上围绕金融杠杆趋势序列的偏离程度,当周期波动序列值 $Cycle$ 大于 0

时,表示该时点上存在加杠杆的变化;而当周期波动序列值 $Cycle$ 小于 0 时,表示该时点上存在降杠杆的变化。因此,可根据周期波动序列值来确定去杠杆变量 FL 的取值;以金融部门杠杆为例,当其周期波动序列值 $Cycle$ 小于 0 时,金融部门去杠杆变量 $FL=1$,否则取 $FL=0$,其他部门去杠杆变量取值也按类似处理。

(二) 各部门去杠杆对金融机构系统性风险溢出效应的影响

四部门和实体经济去杠杆对金融机构系统性风险溢出效应的影响结果如表 6 和表 7 所示^①。从整个金融业来看,金融部门和政府部门实施去杠杆不但不能降低金融机构系统性风险溢出效应,反而在一定程度上

上起到助推作用。与此相反,非金融企业部门去杠杆和居民部门去杠杆就能明显抑制金融机构系统性风险溢出效应。为了揭示去杠杆对金融子行业系统性风险溢出影响的差异性,这里重点进一步分析非金融企业部门去杠杆和居民部门去杠杆对 5 个金融子行业系统性风险溢出效应的影响差异。最终结果如表 7 所示。从估计结果可知,非金融企业部门去杠杆能有效降低信托业、银行业、证券业和其他非银金融业的系统性溢出效应,但无法降低保险业系统性风险溢出效应;而实施居民部门去杠杆只能有效降低信托业和银行业的系统性风险溢出效应,而无法有效降低保险业和其他非银金融业的系统性风险溢出效应。

表 6 各部门去杠杆对系统性风险溢出效应的影响结果

模型变量	系统性风险溢出: $\Delta CoVaR$ (95%置信水平)					
	整个金融业					
金融部门去杠杆	0.007					0.020
非金融企业部门去杠杆		-0.091 ***				-0.096 ***
政府部门去杠杆			0.042 ***			0.011
居民部门去杠杆				-0.029 *		-0.045 ***
实体经济去杠杆					-0.008	
时间控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	1 680	1 680	1 680	1 680	1 680	1 680
R^2	0.33	0.33	0.32	0.32	0.32	0.32

表 7 结构性去杠杆对各金融子行业系统性风险溢出的影响

模型变量	系统性风险溢出: $\Delta CoVaR$ (95%置信水平)									
	保险		信托		银行		证券		非银金融	
非金融企业部门去杠杆	-0.032		-0.220 **		-0.075 ***		-0.100 ***		-0.120 ***	
居民部门去杠杆		-0.037		-0.210 *		-0.130 ***		0.038		-0.010
时间控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业控制	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No
地区控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	169	169	57	57	449	449	583	583	421	421
R^2	0.68	0.68	0.44	0.44	0.32	0.42	0.46	0.44	0.29	0.25

① 为节省篇幅,这里不再给出控制变量的估计结果,感兴趣的读者可向作者索取。

(三) 各部门去杠杆影响金融机构系统性风险溢出效应的路径检验

通过总结国内外关于部门去杠杆对金融机构系统性风险溢出效应的影响机理等方面的研究结论,得出主要有如下几个影响路径:

第一,财务杠杆会放大金融机构系统性风险,而结构性去杠杆通过降低金融机构财务杠杆进而抑制其系统性风险溢出效应。由于金融机构信贷扩张与金融危机存在正相关关系(马勇等,2009^[29]),而结构性去杠杆激励金融机构采用风险更低的贷款方式(Kiema和Jokivuolle,2014^[30]),减少金融机构负债并增加其资本充足率,降低了金融机构财务杠杆并通过缩短金融负债链条有效防止系统性金融风险的传递(王国刚,2017^[31])。

第二,结构性去杠杆会通过缓解金融市场波动率或行业波动率而加剧金融机构系统性风险溢出的强度。市场过度波动是导致金融不稳定的根源,由于金融市场及各金融子行业之间均存在高度联动性,因此市场波动或子行业的波动势必会对微观金融机构产生冲击,加剧其系统性风险和溢出效应。在金融去杠杆背景下,出于融资成本和资本监管的压力,金融机构会在一定程度上缩小经营规模进行审慎经营,从而削弱了与市场和行业的交易规模,这就在一定程度上削弱了与市场和行业之间的联动性,也降低了来自市场和行业的波动冲击程度(Brunnermeier和Pedersen,2009^[32];吴建奎等,2018^[26])。因此,实施结构性去杠杆将会明显缓解金融市场波动对金融机构系统性风险溢出效应的促进作用。

第三,结构性去杠杆会减缓国内经济政策不确定性对金融机构系统性风险溢出效应的加剧作用。部分学者认为金融去杠杆可能抑制经济增长并引发更大的经济波动,加剧金融环境的不稳定性(Aghion等,

2010^[33]),因此在高杠杆的经济环境下,为了预防经济危机的爆发,政府会出台更多金融政策,导致经济政策存在更大的不确定性。去杠杆降低经济政策不确定性对系统性风险溢出效应的促进作用主要表现在以下两个方面:第一,缓解市场信息不对称。经济政策不确定性加大了企业决策者的预期难度从而导致自愿披露信息的意愿下降,从而加剧资本市场信息不对称(刘慧芬和王华,2015^[34])。第二,减少金融市场波动。经济政策不确定性会引起汇率和资产价格波动甚至导致市场失灵,对金融稳定和金融机构经营带来不利影响(Leblang和Bernhard,2006^[35];张浩等,2015^[36])。

为了验证上述影响路径,这里首先将各部门去杠杆变量分别与财务杠杆变量、行业波动率变量、国内政策不确定性变量相乘,形成三个交叉变量,也即三个中介调节变量,然后在原有实证模型中分别增加三个中介调节变量来分别检验三种影响路径。实证结果见表8。结果表明,对于整个金融业来说,非金融企业部门去杠杆会通过三种路径(财务杠杆路径、行业波动路径和国内经济政策不确定性路径)来降低金融机构系统性风险溢出效应;而居民部门去杠杆会通过两种路径(财务杠杆路径、行业波动路径)来降低金融机构系统性风险溢出效应;对于各金融子行业来说,非金融企业部门去杠杆会影响财务杠杆的路径来抑制银行业、证券业和其他非银行金融业的系统性风险溢出,也会通过缓解行业波动冲击和国内经济政策不确定性冲击来抑制信托业、银行业、证券业和其他非银金融业的系统性风险溢出;居民部门去杠杆会通过影响财务杠杆和缓解国内经济政策不确定性冲击来抑制银行业系统性风险溢出,也会通过缓解行业波动冲击来抑制信托业系统性风险溢出效应。

表8 结构性去杠杆抑制金融机构系统性风险溢出的路径检验结果

影响路径	模型变量	因变量:系统性风险溢出: $\Delta CoVaR$ (95%置信水平)				
		金融业	信托	银行	证券	其他非银金融
财务杠杆影响路径	非金融企业部门去杠杆×财务杠杆	-0.005***	-0.200	-0.006***	-0.022***	-0.025***
	财务杠杆	0.004	-0.043	0.005	0.010	0.023**
	R^2	0.330	0.380	0.320	0.450	0.260
行业波动率影响路径	非金融企业部门去杠杆×行业波动率	-0.034***	-0.019**	-0.034***	-0.003	-0.013***
	行业波动率	0.089***	0.028**	0.110***	0.039***	0.013***
	R^2	0.340	0.540	0.400	0.480	0.320

续前表

影响路径	模型变量	因变量：系统性风险溢出： $\Delta CoVaR$ （95%置信水平）				
		金融业	信托	银行	证券	其他非银金融
国内经济政策不确定性影响路径	非金融企业部门去杠杆×国内经济政策不确定性	-0.016***	-0.036**	-0.013***	-0.019***	-0.021***
	国内经济政策不确定性	0.160***	0.230	0.033	0.230	0.190**
	R^2	0.320	0.430	0.310	0.460	0.290
财务杠杆影响路径	居民部门去杠杆×财务杠杆	-0.006***	-0.300	-0.009***	—	
	财务杠杆	0.008**	-0.053	0.009		
	R^2	0.310	0.440	0.440		
行业波动率影响路径	居民部门去杠杆×行业波动率	-0.047***	-0.030**	-0.062***		
	行业波动率	0.130***	0.063***	0.120***		
	R^2	0.320	0.540	0.430		
国内经济政策不确定性影响路径	居民部门去杠杆×国内经济政策不确定性	-0.005	-0.037	-0.025***		
	国内经济政策不确定性	0.045	0.130	0.044		
	R^2	0.330	0.430	0.400		

（四）稳健性和内生性检验

1. 稳健性检验

为了进一步检验本文研究结论的稳健性，这里以尾部风险溢出效应指标（MES）代替系统性风险溢出效应指标（ $\Delta CoVaR$ ）作为因变量来重新进行实证分析，以检验结构性去杠杆对金融机构尾部风险溢出效应的影响是否与之前的分析结果一致，结果如表9所示。从表9结果可知：单独实施非金融企业部门去杠杆同样能有效降低金融机构尾部风险溢出效应，

这与之前的研究结论一致；单独实施居民部门去杠杆对金融机构尾部风险溢出效应没有明显影响。实体经济去杠杆虽然对金融机构尾部风险溢出效应具有负向影响，但缺乏统计显著性。从四部门同时实施去杠杆的回归结果来看，非金融企业部门去杠杆和居民部门去杠杆能有效抑制金融机构尾部风险溢出效应，这与之前基于 $\Delta CoVaR$ 指标的研究结论是比较一致的，从而进一步证明了上述研究的稳健性。

表9 各部门去杠杆对金融机构尾部风险溢出效应的影响结果

模型变量	因变量：尾部风险溢出效应：MES（95%置信水平）					
	金融业					
金融部门去杠杆	0.023					0.073*
非金融企业部门去杠杆		-0.40***				-0.410***
政府部门去杠杆			0.190***			0.065
居民部门去杠杆				0.005		-0.065
实体经济去杠杆					-0.017	
行业控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	1 680	1 680	1 680	1 680	1 680	1 680
R^2	0.23	0.21	0.22	0.24	0.24	0.19

2. 内生性检验。

考虑到系统性风险溢出 ($\Delta CoVaR$) 具有自相关性, 上一期的 $\Delta CoVaR$ 会影响随后一期的 $\Delta CoVaR$, 从而产生内生性问题。对此, 为了避免由于内生性导致的估计结果偏差, 这里引入滞后一阶的 $\Delta CoVaR$ 作为核心自变量 ($L. \Delta CoVaR$), 采用修正后的一步系统 GMM 进行估计。最终估计结果如表 10 所示。结果显示, 金融机构系统性风险溢出效应存在显著的正向自相关性, 凸显出明显的风险溢出惯性。在考虑金融系统性风险溢出的自相关性后, 非金融企业部门去杠杆依旧对金融业和三个子行业 (银行业、证券业和其他非银金融业) 系统性风险溢出具有显著的抑

制效应; 在考虑金融系统性风险溢出的自相关性后, 居民部门去杠杆依然对整个金融业及两个子行业 (信托业、银行业) 系统性风险溢出效应产生显著的抑制作用。同样, 用尾部风险溢出效应指标 MES 替换系统性风险溢出指标 $\Delta CoVaR$, 在考虑 MES 的自相关性后, 非金融企业部门去杠杆对整个金融业和五个金融子行业的尾部风险溢出效应均具有显著的抑制作用; 居民部门去杠杆对整个金融业和两个子行业 (信托、银行) 的尾部风险溢出效应依然具有显著的抑制作用。显然, 对比表 7 和表 10 的估计结果可知, 在剔除因变量的内生性影响后, 模型回归结果依旧具有一致性。

表 10 基于广义 GMM 方法的内生性分析结果

因变量 核心自变量	因变量：系统性风险溢出： $\Delta CoVaR$ （95%置信水平）				
	金融业	信托	银行	证券	其他非银金融
$L. \Delta CoVaR$	0. 270 ***	-0. 002	0. 160 ***	0. 310 ***	0. 920 ***
非金融企业部门去杠杆	-0. 069 ***	-0. 081	-0. 008	0. 054 **	-0. 053 **
行业控制	Yes	No	No	No	No
地区控制	Yes	No	No	No	No
样本数	1 620	55	433	562	406
R^2	0. 49	0. 44	0. 42	0. 57	0. 36
$L. \Delta CoVaR$	0. 310 ***	0. 067	0. 190 ***		
居民部门去杠杆	-0. 094 ***	-0. 230 *	-0. 160 ***		
行业控制	Yes	No	No		
地区控制	Yes	No	No		
样本数	1 620	55	433		
R^2	0. 52	0. 47	0. 52		
因变量 核心自变量	因变量：尾部风险溢出效应： MES （95%置信水平）				
	金融业	信托	银行	证券	其他非银金融
$L. MES$	0. 330 ***	-0. 032	0. 190 ***	0. 320 ***	0. 370 ***
非金融企业部门去杠杆	-0. 260 ***	-0. 720 ***	-0. 160 ***	-0. 290 ***	-0. 360 ***
行业控制	Yes	No	No	No	No
地区控制	Yes	No	No	No	No
样本数	1 620	55	433	562	406
R^2	0. 49	0. 50	0. 17	0. 12	0. 45

续前表

因变量 核心自变量	因变量：系统性风险溢出： $\Delta CoVaR$ （95%置信水平）				
	金融业	信托	银行	证券	其他非银金融
L. $\Delta CoVaR$	0.39***	0.11	0.25***		
居民部门去杠杆	-0.26***	-0.67*	-0.22***		
行业控制	Yes	No	No		
地区控制	Yes	No	No		
样本数	1 620	55	433		
R^2	0.25	0.54	0.73		

数据来源：作者根据统计结果整理得到。

七、结论与建议

本文首先采用 $\Delta CoVaR$ 和 MES 方法来测度国内 60 家金融机构的系统性风险溢出效应和尾部风险溢出效应；然后通过构建动态面板模型来分析结构性去杠杆对金融机构系统性风险溢出的影响机制及行业差异。最终研究结论如下：

第一，不同部门杠杆对金融机构系统性风险溢出效应的影响存在显著差异。金融机构系统性风险溢出效应具有明显惯性。金融部门杠杆和实体经济杠杆对金融机构系统性风险存在显著的抑制效应，非金融企业部门杠杆、政府部门杠杆和居民部门杠杆对金融机构系统性风险溢出效应存在显著的促进作用。对此，实施结构性去杠杆的重点应在降低非金融企业部门和居民部门的杠杆率。

第二，相比机构特征因素，宏观环境对金融机构系统性风险溢出的影响程度更大。广义货币增速和国内经济政策不确定性会显著加剧金融机构系统性风险溢出效应；经济增速和企业盈利能力在一定程度上能缓解金融机构系统性风险溢出。

第三，各部门去杠杆对金融机构系统性风险溢出的影响效应和影响路径均存在显著差异。金融部门和政府部门实施去杠杆不能抑制金融机构系统性风险溢出。非金融企业部门去杠杆和居民部门去杠杆能明显抑制金融机构系统性风险溢出。非金融企业部门去杠杆会通过三种路径（财务杠杆路径、行业波动路径和国内经济政策不确定性路径）来降低金融机构系

统性风险溢出效应；居民部门去杠杆会通过两种路径（财务杠杆路径、行业波动路径）来降低金融机构系统性风险溢出效应；部门去杠杆能在随后半年内有效降低金融机构系统性风险溢出。

本文提出如下政策建议：

第一，有序推进结构性去杠杆的重点在于降低非金融企业部门和居民部门杠杆。要控制去杠杆的力度和节奏，降低部门杠杆波动率，以避免过度去杠杆而加剧金融机构系统性风险溢出。

第二，保持松紧适度的货币政策的连续性和稳定性。严控货币增速、保持经济政策的连续性和稳定性、稳住经济增速和增强金融机构盈利水平是防范金融系统性风险溢出的有效途经。

第三，对不同金融子行业的机构实施差异化的分类监管制度。我国各金融子行业的系统性风险溢出效应存在明显差异。因此，有必要建立分行业（银行、保险、证券、信托、其他非银金融）的系统性风险预警机制以实施动态监测。根据各金融子行业及其金融机构对整个市场的系统性溢出效应的贡献占比来确定重点监测的对象。比如，在系统性风险溢出方面，需要重点监测证券业和银行业；在微观监测对象上，可重点监测东北证券、广发证券、长江证券、华夏银行、平安银行、招商银行、中国平安、中国太保等金融机构。对进入高风险溢出等级的金融机构可在风险准备率、注册资本金、财务杠杆等方面实施刚性约束，以抑制其风险溢出效应的进一步扩大。

参考文献

- [1] Drakos A A, Kouretas G P. Bank Ownership, Financial Segments and the Measurement of Systemic Risk: An Application of CoVaR [J]. Interna-

- tional Review of Economics & Finance, 2015, 40 (6): 127-140.
- [2] Bernard C, Czado C. Conditional Quantiles and Tail Dependence [M]. Academic Press, Inc. 2015.
- [3] Trabelsi N, Naifar N, Segot T L. Are Islamic Stock Indexes Exposed to Systemic Risk? Multivariate GARCH Estimation of CoVaR [J]. Research in International Business & Finance, 2017, 42: 727-744.
- [4] Fang L, Chen B, Yu H. Identifying Systemic Important Markets from a Global Perspective: Using the ADCC CoVaR Approach with Skewed-t Distribution [J]. Finance Research Letters, 2017, 8: 1-18.
- [5] Bernardi M, Durante F, Jaworski P. CoVaR of Families of Copulas [J]. Statistics & Probability Letters, 2017, 120: 8-17.
- [6] Boako G, Alagidede P, Boako G. Examining Evidence of 'Shift-contagion' in African Stock Markets: A CoVaR-copula Approach [J]. Review of Development Finance, 2017, 9: 1-15.
- [7] 沈悦, 戴士伟, 罗希. 中国金融业系统性风险溢出效应测度——基于 GARCH-Copula-CoVaR 模型的研究 [J]. 当代经济科学, 2014 (6): 30-38.
- [8] 王琳, 沈沛龙. 基于 DCC-GARCH 模型的中国上市银行系统性风险研究 [J]. 财经理论与实践, 2017 (1): 24-29.
- [9] 严伟祥, 张维, 牛华伟. 金融风险动态相关与风险溢出异质性研究 [J]. 财贸经济, 2017 (10): 67-81.
- [10] 王擎, 白雪, 牛锋. 我国商业银行的系统性风险测度及影响因素研究——基于 CCA-POT-Copula 方法的分析 [J]. 当代经济科学, 2016 (2): 1-9.
- [11] 陆静, 胡晓红. 基于条件在险价值法的商业银行系统性风险研究 [J]. 中国软科学, 2014 (4): 25-42.
- [12] 王妍, 陈守东. 尾部极值分布下的系统性金融风险度量及影响因素分析 [J]. 数理统计与管理, 2014 (6): 1010-1020.
- [13] 张天顶, 张宇. 模型不确定下我国商业银行系统性风险影响因素分析 [J]. 国际金融研究, 2017 (3): 45-54.
- [14] 方意, 赵胜民, 王道平. 我国金融机构系统性风险测度——基于 DCC-GARCH 模型的研究 [J]. 金融监管研究, 2012 (11): 26-42.
- [15] Eggertsson G B, Krugman P. Debt, Deleveraging and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach [J]. Quarterly Journal of Economics, 2012, 127 (3): 1469-1513.
- [16] Black L, Correa R, Huang X, et al. The Systemic Risk of European Banks During the Financial and Sovereign Debt Crisis [J]. Journal of Banking & Finance, 2013 (63): 107-125.
- [17] Engle R, Jondeau E, Rockinger M. Systemic Risk in European [J]. Review of Finance, 2014: 1-46.
- [18] Hautsch N, Schaumburg J, Schienle M. Forecasting Systemic Impact in Financial Networks [J]. International Journal of Forecast, 2014, 30 (3): 781-794.
- [19] Vallascas F, Keasey K. Bank Resilience to Systemic Shocks and the Stability of Banking Systems: Small Is Beautiful [J]. Journal of International Money and Finance, 2012, 31 (6): 1745-1776.
- [20] 马勇, 李振. 城镇化、金融杠杆与经济增长 [J]. 金融评论, 2016 (3): 1-20.
- [21] 王爱俭, 杜强. 经济发展中金融杠杆的门槛效应分析——基于跨国面板数据的实证研究 [J]. 金融评论, 2017 (5): 18-28.
- [22] 苟文均, 袁鹰, 漆鑫. 债务杠杆与系统性风险传染机制——基于 CCA 模型的分析 [J]. 金融研究, 2012 (3): 74-91.
- [23] 陈雨露, 马勇, 徐律. 老龄化、金融杠杆与系统性风险 [J]. 国际金融研究, 2014 (9): 3-14.
- [24] 马勇, 陈雨露. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长 [J]. 经济研究, 2017 (6): 31-45.
- [25] 顾永昆. 金融杠杆、金融制度与经济增长 [J]. 财经科学, 2017 (9): 1-11.
- [26] 吴建奎, 赵春艳, 南士敬. 金融杠杆波动与中国经济波动——来自我国省级面板数据的实证研究 [J]. 当代经济科学, 2018 (5): 12-21.
- [27] 张婧屹, 李建强. 房地产调控、金融杠杆与社会福利 [J]. 经济评论, 2018 (3): 13-30.
- [28] Brownlees T C, Engle R. Volatility, Correlation and Tail for Systemic Risk Measure [R/OL]. (2012-02) [2019-07-05]. <http://vlab.stern.nyu.edu>.
- [29] 马勇, 杨栋, 陈雨露. 信贷扩张、监管错配与金融危机: 跨国实证 [J]. 经济研究, 2009 (12): 93-105.
- [30] Kiema I, Jokivuolle E. Does a Leverage Ratio Requirement Increase Bank Stability? [J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 39 (1): 240-254.
- [31] 王国刚. 防控系统性金融风险: 新内涵、新机制和新对策 [J]. 金融评论, 2017 (3): 1-20.
- [32] Brunnermeier M K, Pedersen L H. Market Liquidity and Funding Liquidity [J]. Review of Financial Studies, 2009, 22 (6): 2201-2238.
- [33] Aghion P, Angeletos G M, Banerjee A, et al. Volatility and Growth: Credit Constraints and the Composition of Investment [J]. Journal of Monetary Economics, 2010, 57 (3): 246-265.
- [34] 刘慧芬, 王华. 竞争环境、政策不确定性与自愿性信息披露 [J]. 经济管理, 2015 (11): 145-155.
- [35] Leblang D, Bernhard W. Parliamentary Politics and Foreign Exchange Markets: The World According to GARCH [J]. International Studies Quarterly, 2006, 50 (1): 69-92.
- [36] 张浩, 李仲飞, 邓柏峻. 政策不确定、宏观冲击与房价波动——基于 LATVAR 模型的实证分析 [J]. 金融研究, 2015 (10): 32-47.

(责任编辑: 韩 娜 张安平)

机构投资者调研与大股东掏空行为抑制

Institutional Investors' Corporate Site Visits and Its Effect on Restricting the Tunneling Behavior of Large Shareholders

杨 侠 马 忠

YANG Xia MA Zhong

[摘 要] 本文基于大股东掏空问题以及机构投资者的治理作用,利用手工整理的机构投资者调研数据,实证考察了机构调研对大股东掏空行为的影响。结果表明,机构投资者调研能够有效抑制大股东对上市公司的掏空;并且,这种抑制作用在公司治理水平较低或有形资产比重较高时更加显著;进一步地,股权制衡和大股东对上市公司董监高的控制程度会显著地影响机构调研与大股东掏空的关系;此外,在考虑内生性问题以及替换大股东掏空的度量方法之后,研究结论依然稳健。本文的研究表明,机构投资者调研能够削弱大股东的信息优势,有效监督和约束其私利行为,保护中小投资者权益。

[关键词] 机构投资者调研 大股东掏空行为 公司治理 有形资产比重

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 04-0042-23

Abstract: Based on the research question of large shareholders' tunneling behavior and the governance role of institutional investors, this paper empirically investigates the impact of institutional investors' corporate site visits on large shareholders' tunneling by using the hand-collected data of site visits. The results show that institutional investors' site visits can significantly restrict large shareholders' tunneling and this effect is more pronounced for firms with poor corporate governance or higher proportion of tangible assets. Further tests show that equity restriction and the degree of large shareholders' control over directors, supervisors and executives can significantly affect the relationship between site visits and tunneling. In addition, our research conclusions are still robust after considering the endogenous problem and using other measurement methods of tunneling. This study suggests that site visits can effectively weaken large shareholders' information superiority, supervise and restrain their private interests, and protect the rights and interests of minority shareholders.

Key words: Corporate site visit Tunneling behavior of large shareholder Corporate governance Proportion of tangible asset

[收稿日期] 2019-02-25

[作者简介] 杨侠,女,1990年1月生,北京交通大学经济管理学院博士研究生,研究方向为资本市场、公司财务与公司治理;马忠,男,1959年7月生,北京交通大学经济管理学院教授,博士生导师,研究方向为资本市场会计与财务。

[基金项目] 中央高校基本科研业务费项目“国企集团股权多元化、融资结构与公司治理有效性研究”(项目编号:B18JB00200)。

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

集中的股权结构下控股股东与中小股东之间的代理问题是公司治理领域的研究热点,大股东有动机通过资产转移、非公允关联交易、资金占用等多种方式侵占中小股东利益 (Johnson 等, 2000^[1]; Bertrand 等, 2002^[2]; Claessens 等, 2002^[3]); 提高投资者法律保护水平, 能够有效抑制大股东的私利行为 (La Porta 等, 2002^[4])。在我国新兴资本市场的企业实践中, 为约束大股东的掏空行为, 证监会在 2003 年发布了《关于规范上市公司与关联方资金往来及上市公司对外担保若干问题的通知》, 要求上市公司与控股股东及其他关联方的资金往来应当遵守相关规定。但是在查阅交易所的监管公告时发现, 近年来依然有多家上市公司因为控股股东或者实际控制人对上市公司的资金占用行为不符合监管要求, 收到交易所的监管工作函或者被通报批评、公开谴责等。可见, 大股东通过资金占用等隐蔽方式掏空上市公司的问题并没有完全得到解决, 依然值得更深入的研究。

已有大量文献从市场环境 (罗党论和唐清泉, 2007^[5])、独立董事网络 (Chen 等, 2014^[6])、媒体监督 (李明和叶勇, 2016^[7])、放松卖空管制 (侯青川等, 2017^[8]; Chen 等, 2018^[9]) 等内外部治理机制的角度, 研究如何保护中小投资者权益, 约束大股东的掏空行为。也有学者研究指出, 机构投资者的引入能够发挥治理作用, 机构持股能够有效降低上市公司资金被关联方占用的程度 (王琨和肖星, 2005^[10]), 抑制大股东的隧道行为 (张娆, 2014^[11]); 机构投资者的独立性、持股时间长短等特征会影响其对大股东掏空行为的抑制作用 (吴先聪等, 2016^[12])。上述关于机构投资者与大股东掏空的研究, 有一个共同的前提是, 机构投资者能够识别出大股东潜在的掏空行为, 并进而通过行使股东权利对大股东掏空进行监督和制约; 而关于机构投资者如何获取信息以及如何识别出大股东的掏空手段和掏空信号, 上述研究并没有进行深入探讨, 本文拟对这一问题展开分析。

实地调研是机构投资者获取信息的方式之一, 已有研究指出, 机构调研能够明显促进公司的信息披露 (谭劲松和林雨晨, 2016^[13]), 约束经理人的盈余管理行为 (王珊, 2017^[14]), 提升公司创新水平 (Jiang 和 Yuan, 2018^[15]), 以及影响公司的股票价格等 (Cheng 等, 2019^[16])。但是, 可以看出, 当前

关于机构投资者调研的研究, 忽略了其对大股东行为产生的影响。本文认为, 机构投资者作为上市公司的外部股东或潜在投资者, 其通过调研获取公司相关信息, 除了会显著地影响公司股价、创新和盈余管理行为等, 同时也削弱了大股东的信息优势, 使投资者更易于发现大股东潜在的掏空手段和掏空信号, 进而能够实现了对大股东的监督, 约束其私利行为。

基于以上分析, 本文以 2013—2016 年深交所 A 股上市公司为样本, 研究了机构投资者调研对大股东掏空行为的影响。结果显示, 机构投资者调研能够有效抑制大股东对上市公司的掏空; 进一步的检验发现, 在治理水平较低或有形资产比重较高的公司中, 这种抑制作用更明显。本文的研究贡献和创新主要体现在: 首先, 本文以机构投资者调研上市公司作为研究的切入点, 揭示了其对大股东掏空行为的影响机理和作用路径, 进一步丰富和补充了大股东掏空问题的研究视角和研究思路。其次, 通过调研获取公司信息是投资者参与调研的主要目的, 近期研究虽然关注了机构调研对公司信息披露、创新水平和股票价格等的影响, 但是尚未有文献研究其对大股东行为的监督和约束作用, 本文弥补了这一研究空白。最后, 在我国投资者保护制度相对不完善的背景下, 本文的研究指出, 机构投资者通过调研能够削弱大股东的信息优势, 抑制其掏空行为, 这为如何缓解大股东与中小股东之间的代理冲突、保护中小投资者权益提供了参考。

二、理论分析与研究假设

调研是投资者实地考察公司总部及其生产经营设施的过程, 在实地调研时, 投资者不仅有机会与经理层以及公司员工进行交流, 还可以通过现场参观公司的运营和生产设施, 来获取一些难以从公司财务报告分析中获得的信息, 从而使投资者可以更好地了解公司的经营业绩、未来前景以及可能面临的经营风险等 (Cheng 等, 2015^[17]; Jiang 和 Yuan, 2018^[15])。而且, 多家机构投资者往往同时参与调研, 在听取其他同行机构的调研问答时, 也促进了信息在不同机构投资者之间的传递 (Cheng 等, 2019^[16])。此外, 在听取管理层的回复时, 投资者可以观察管理层对于调研问题的回复态度和回复意愿, 这些侧面信息也能给投资者一些提示 (Bushee 等, 2017^[18]; Lu 等, 2018^[19]), 例如, 管理层对于公司的负面消息可能会采取回避的态度, 而更倾向于回复正面问题 (Gao

等, 2017^[20])。因此, 在公开信息披露不足的情况下, 实地调研能够在一定程度上弥补公司信息披露的缺失 (Cheng 等, 2016^[21]), 尤其在 2009 年深交所要求上市公司披露调研活动记录之后, 调研信息不仅会被参与调研的投资者使用, 也成为其他利益主体的信息来源 (Jiang 和 Yuan, 2018^[15])。

掏空是大股东出于私利动机, 攫取其控股公司的利益而造成其他中小股东利益损失的行为 (Johnson 等, 2000^[1]), 对于信息环境复杂以及不透明程度较高的公司, 由于大股东或者内部股东比外部股东更了解公司业绩及发展前景, 从而更可能发生掏空行为 (Claessens 和 Fan, 2002^[22])。而机构投资者调研能够在一定程度上缓解外部股东的信息劣势, 使其能够发挥有效的监督作用, 从而会影响大股东的掏空, 具体而言, 本文认为, 投资者调研可能从三个方面作用于大股东的掏空。

一是从机构投资者自身的角度, 调研获取的信息有助于投资者识别大股东潜在的掏空手段和掏空信号, 并及时采取有效的治理和监督措施。大股东可能通过资金占用、关联交易、现金股利等多种手段掏空上市公司, 而这些手段通常比较隐蔽且难以识别 (吴先聪等, 2016^[12]), 如已有研究发现, 大股东既可能把现金股利作为“掏空”的工具 (Chen 等, 2009^[23]), 也可能把现金股利作为掩饰“掏空”的面具 (肖作平和苏忠秦, 2012^[24]), 这就使得缺乏经验的投资者往往难以识别这些运作过程是出于当前业务发展需要, 还是作为大股东实施掏空的手段。王凯等 (2016)^[25]研究指出, 相比于来自高校有专业背景的独立董事, 具有实务工作经历的独立董事由于对大股东掏空手段比较了解, 能够在掏空行为发生前或发生时有效甄别, 从而降低了掏空发生的可能性。而同样地, 机构投资者往往具有丰富的投资经验, 并且对上市公司的业务活动比较了解, 一方面通过调研可以获取公司的相关信息, 另一方面结合其自身丰富的信息分析和处理经验 (张娆, 2014^[11]), 能够及时发现那些隐蔽的掏空手段。此外, 已有研究发现, 大股东持股比例、股权结构安排与股权制衡等都会显著地影响大股东的掏空 (李增泉等, 2004^[26]; Chen 等, 2017^[27]), 而机构投资者在调研时会重点关注上市公司的大股东和董监高减持或股份回购等股权结构变化情况, 从而有助于判断上市公司是否存在潜在的掏空信号。当通过调研识别出大股东潜在的掏空手段或掏

空信号时, 持股比例较高的机构投资者可以通过投足足够的反对票来制止可能的掏空行为 (王琨和肖星, 2005^[10]); 或者通过抛售公司股票, 造成股价下跌来对大股东掏空施压 (Chen 等, 2018^[9])。而对于参与调研的潜在投资者, 如果在调研时发现了大股东掏空上市公司的情况, 投资者将不再购买该公司股票, 这会对掏空行为形成一定的震慑和阻碍作用, 进而能够抑制掏空的发生。

二是从管理层的角度, 机构投资者通过调研对管理层进行监督, 减少了管理层与大股东合谋掏空的可能性。大股东通常并不直接参与公司的经营管理, 其实施掏空往往需要管理层的协助 (Wang 和 Xiao, 2011^[28]), 例如大股东可能通过默许经理人的非正常在职消费来取得管理层的配合 (刘少波和马超, 2016^[29])。但是, 管理层也会因为与大股东合谋掏空而面临声誉损失风险, 当声誉损失成本较高时, 管理层协助大股东掏空的意愿会明显降低, 如已有研究指出, 由于独立型的经理人面临更高的声誉损失成本, 不会为谋取非正常在职消费而与大股东合谋, 从而能够抑制大股东的掏空 (刘少波和马超, 2016^[29])。而机构投资者通过调研能够更加了解上市公司的实际经营管理情况, 有助于其对管理层的自利行为进行直接监督, 及时发现管理层的“不作为”或者可能侵犯中小股东利益的行为, 因此, 在机构投资者进行调研时, 管理层与大股东合谋掏空被发现的概率将大幅增加, 相应地, 其声誉损失成本也会明显加大, 从而削弱了管理层协助大股东掏空的意愿。甚至, 如果管理层的合谋掏空给中小股东造成巨大损失或者导致公司陷入严重的经营或财务困境时, 其不仅会面临声誉损失, 还可能面临一定的法律风险, 管理层认为得不偿失, 从而也会主动减少和大股东的合谋掏空行为。

三是从信息环境的角度, 遵循“机构投资者调研—信息环境改善—大股东掏空行为抑制”的路径。机构投资者调研对信息环境的改善体现在: 一方面, 证券交易所要求上市公司及时披露调研活动记录, 同时证券分析师在进行调研之后也会发布调研报告, 因此, 通过调研获取的公司信息不仅能够帮助机构投资者进行投资决策, 调研记录的披露和调研报告的发布也会被其他信息需求者使用 (Jiang 和 Yuan, 2018^[15]), 进一步削弱了大股东的信息优势; 另一方面, 已有研究发现, 被调研的公司管理层更有动机主动披露更多的公开信息, 从而有助于提升公司整体的

信息披露质量(谭劲松和林雨晨, 2016^[13])。而随着上市公司信息透明度的提高和信息环境的改善, 大股东掏空行为将受到更多其他内外部治理机制的监督和制约(高雷等, 2006^[30]), 增加了大股东的掏空难度, 从而能够有效约束其掏空行为。

综上所述, 机构投资者通过调研获取公司的相关信息, 有助于识别大股东潜在的掏空手段和掏空信号, 及时采取有效的治理措施; 同时, 也削弱了管理层与大股东合谋掏空的意愿; 进一步地, 随着被调研公司信息环境的改善, 大股东将会面临更多内外部治理机制的监督, 从而也能够抑制其对上市公司的掏空。因此, 本文提出假设1。

H1: 机构投资者调研能够有效抑制大股东的掏空行为。

已有研究发现, 公司治理机制能够显著地影响控股股东的掏空(高雷等, 2006^[30])。郑国坚等(2013)^[31]研究指出, 当大股东面临财务困境时, 其对上市公司的非法资金占用行为异常明显, 法制监管能够发挥有效的治理作用, 而外部审计、大股东所有权和董事持股只能在一定范围内发挥作用。也有学者提出, 在控制内生性问题之后, 独立董事的引入能够有效抑制大股东的掏空行为(叶康涛等, 2007^[32]); 进一步的研究发现, 独立董事网络(Chen等, 2014^[6])、独立董事声誉(毛建辉, 2018^[33])等都会显著地影响大股东的掏空。此外, 李明和叶勇(2016)^[7]研究指出, 媒体负面报道能够发挥治理作用, 减少控股股东的掏空。另有研究关注了法制环境的影响, 如李善民等(2016)^[34]提出, 公司章程中反收购条款的设立能够显著降低控股股东的掏空, 保护中小投资者的利益。因此, 有效的公司治理机制能够明显抑制大股东的掏空, 那么, 在不同的公司治理水平下, 机构投资者调研对大股东掏空的影响是否存在差异性? Jiang和Yuan(2018)^[15]从公司创新的角度研究指出, 同等条件下, 机构投资者对治理水平较低的公司进行调研, 更能提升公司的创新水平。同样地, 本文认为, 在治理机制相对完善的公司中, 大股东掏空发生的概率较小, 相应地, 机构投资者通过调研识别出大股东掏空的可能性降低, 对掏空行为的监督作用不甚明显; 而在治理水平较低的公司中, 由于大股东更有动机和能力实施掏空行为, 上市公司被掏空的可能性更大, 此时机构投资者通过调研获取公司相关信息, 对大股东行为进行有效的监督, 能够获得

的监督收益更高, 对大股东掏空的抑制作用也更显著。因此, 提出本文的假设2。

H2: 在治理水平较低的公司中, 机构投资者调研对大股东掏空行为的抑制作用更明显。

本文在前述的分析中指出, 机构投资者通过调研获取公司信息, 削弱了大股东的信息优势, 增加了大股东的掏空难度和掏空成本, 从而能够抑制大股东对上市公司的掏空。但是, 尚有一个问题值得深入考虑, 即机构投资者通过调研获取的信息是否一定有价值含量, 或者更进一步地, 机构投资者如何才能筛选出更有价值的信息? Gao等(2017)^[20]的研究指出了投资者调研的“黑暗面”, 即调研活动强化了管理层隐瞒负面消息的动机, 如在投资者提问环节, 即使投资者想要挖掘一些负面消息或者对公司业绩等提出质疑, 但是管理层通常只会强调正面消息而回避负面问题, 因为一旦在调研过程中披露了负面信息, 会影响公司的“面子”或形象, 导致当前持股的投资者抛售公司股票, 或者潜在投资者不再购买该公司股票。那么, 在这种管理层倾向于隐瞒或者延迟披露负面消息的情况下, 机构投资者如何才能挖掘出更有价值的信息? 因为只有准确且有价值的信息才能帮助机构投资者更好地对大股东掏空行为进行监督和治理。其中, 投资者调研的现场参观环节可以解决这一问题, 通常来说, 调研活动包括管理层向投资者介绍公司基本情况、管理层回复投资者提问以及投资者参观公司设施设备三个环节(Cheng等, 2016^[21]; Gao等, 2017^[20])。在进行现场参观时, 投资者可以实地考察公司资产、设备、厂房、生产过程以及经营管理等的真实状态, 能够在一定程度上避免管理层隐瞒或者选择性披露的弊端, 如Cheng等(2016)^[21]研究指出, 相同条件下, 证券分析师对有形资产比重较高的公司进行调研, 能够收集更多有价值的信息, 获取更高的调研收益, 从而也更能够提升其预测准确度。如果投资者在现场参观时了解的情况与管理层在提问环节回复的信息差别较大, 将会使投资者质疑上市公司及管理层的诚信, 为了维护自身声誉, 管理层也会提供更加准确的信息, 而及时可靠的信息是机构投资者制约大股东掏空行为的关键。因此, 本文认为, 当机构投资者调研有形资产比重较高的公司时, 能够收集更多所需信息, 从而也更能够削弱大股东的信息优势, 并进一步地对大股东掏空行为进行监督和约束。基于以上分析, 提出本文的假设3。

H3: 在有形资产比重较高的公司中, 机构投资者调研对大股东掏空行为的抑制作用更明显。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选择 2013—2016 年深交所 A 股上市公司作为研究样本, 研究数据主要来源于 CSMAR 数据库和深交所网站。在原始数据的基础上, 本文对样本进行了如下处理: 剔除金融行业和 ST 公司, 剔除负债率大于 1 以及数据缺失的公司, 共得到 6 199 个观测值; 并对所有连续变量在上下 1% 的水平上做 Winsorize 处理。

(二) 变量定义

1. 大股东掏空行为。

大股东可能通过多种方式侵占中小股东利益,

已有研究指出, 控股股东与小股东的利益冲突及其对小股东的利益侵占动机为上市公司普遍存在的盈余管理提供了解释 (Liu 和 Lu, 2007^[35]), 也有学者关注了控股股东通过影响股利发放获取控制权私利的行为 (Chen 等, 2009^[23]), 而更多的研究关注了大股东通过关联交易对上市公司实施的掏空 (Cheung 等, 2009^[36]; Huyghebaert 和 Wang, 2012^[37])。因此, 借鉴已有研究 (姜付秀等, 2015^[38]; 侯青川等, 2017^[8]), 本文选择上市公司与大股东之间的关联交易来衡量其掏空行为, 具体来说, 通过上市公司披露的关联方关系, 选择“上市公司与其母公司”“上市公司与其受同一母公司控制的其他企业”之间发生的关联交易占总资产的比重作为大股东掏空行为的代理变量 (*Rptsum1* 和 *Rptsum2*), 详细定义见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	大股东掏空行为	<i>Rptsum1</i>	上市公司与其母公司或母公司控制的其他公司之间发生的关联交易总额除以总资产
		<i>Rptsum2</i>	上市公司与其母公司或母公司控制的其他公司之间发生的商品、资产、劳务、资金、担保、股权以及债权债务类关联交易的发生额除以总资产
解释变量	机构投资者调研次数	<i>Investigate1</i>	机构投资者调研次数加 1 取自然对数
	参与调研的机构家数	<i>Investigate2</i>	参与调研的机构家数加 1 取自然对数
控制变量	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股本
	第二至第十大股东持股比例之和	<i>Top10</i>	第二至第十大股东持股数量之和/总股本
	产权性质	<i>State</i>	国有企业=1; 非国有企业=0
	独立董事比例	<i>Indratio</i>	独立董事人数/董事会总人数
	两职合一	<i>Dual</i>	上市公司董事长和总经理兼任情况, 若由同一人兼任取值为 1, 否则取值为 0
	管理层持股比例	<i>Mana</i>	管理层持股数量/总股本
	公司规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	财务杠杆	<i>Levb</i>	资产负债率
	净资产收益率	<i>Roe</i>	净利润/净资产
	公司年龄	<i>Age</i>	公司上市年限
	成长性	<i>Growth</i>	营业收入增长率
分组变量	公司治理水平	<i>Gov</i>	以第一大股东持股比例、第二至第十大股东持股比例之和、产权性质、是否在 B 股或 H 股同时上市、管理层持股比例、两职合一、机构持股比例和独立董事比例八个指标, 运用主成分分析法构建公司治理指数
	有形资产比重	<i>Tang</i>	(固定资产+存货)/总资产

2. 机构投资者调研。

机构投资者调研, 分别以该公司当年被机构投资者调研的次数 (*Investigate1*) 和参与调研的机构家数 (*Investigate2*) 进行度量, 并对其进行对数化处理

(王珊, 2017^[14]; Jiang 和 Yuan, 2018^[15])。

3. 控制变量。

本文加入了如下控制变量: 第一大股东持股比例 (*Top1*)、第二至第十大股东持股比例之和 (*Top10*)、

产权性质 (*State*)、独立董事比例 (*Indratio*)、两职合一 (*Dual*)、管理层持股比例 (*Mana*)、公司规模 (*Size*)、财务杠杆 (*Levb*)、净资产收益率 (*Roe*)、公司年龄 (*Age*)、成长性 (*Growth*)，同时控制了行业和年度的影响。具体变量定义见表 1。

(三) 模型设计

为了检验研究假设，本文构建如下实证模型：

$$\begin{aligned} Rptsum1/Rptsum2 = & \beta_0 + \beta_1 Investigate1/Investigate2 \\ & + \beta_2 Top1 + \beta_3 Top10 + \beta_4 State \\ & + \beta_5 Indratio + \beta_6 Dual + \beta_7 Mana \\ & + \beta_8 Size + \beta_9 Levb + \beta_{10} Roe + \beta_{11} Age \\ & + \beta_{12} Growth + \beta_{13} \sum Ind \\ & + \beta_{14} \sum Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

针对假设 1，直接采用模型 (1) 进行检验。针对假设 2，按照公司治理水平的中位数进行分组，将高于行业中位数的样本定义为公司治理水平较高组，低于行业中位数的样本定义为公司治理水平较低组，分别进行检验；其中公司治理水平借鉴白重恩等 (2005)^[39] 的研究，以主成分分析法构建的公司治理指数来度量，具体定义见表 1。对于假设 3，参考 Cheng 等 (2016)^[21] 的研究，以有形资产比重的中位数进行分组，将高于行业中位数的定义为有形资产比重较高组，其余样本定义为有形资产比重较低组，比

较两组中机构投资者调研对大股东掏空行为的影响。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表 2 给出了主要研究变量的描述性统计。由表 2 可知，上市公司与大股东关联交易总额占总资产比重 (*Rptsum1*) 的均值为 11.33%，标准差为 0.216 7，表明关联交易发生较频繁，且不同公司之间差异较大；*Rptsum2* 的均值为 11.18%，标准差为 0.215 5，与 *Rptsum1* 相差较小，说明商品、资产、劳务、资金、担保、股权和债权债务类关联交易是大股东实施掏空行为的主要方式，其他类型的关联交易发生额较小。*Investigate1* 和 *Investigate2* 的均值分别为 1.308 4 和 2.337 5，标准差分别为 0.973 0 和 1.693 5，说明近年来机构投资者比较频繁地参与上市公司调研。此外，*State* 的均值为 0.248 9；*Dual* 的均值为 0.312 1，表明有 31.21% 的样本公司存在两职兼任的情况；*Size* 的均值为 21.829 6；*Levb* 的均值为 0.390 5。进一步地，本文还计算了各变量的相关系数 (限于篇幅，未在正文中列示)，结果显示，机构投资者调研 (*Investigate1* 和 *Investigate2*) 与大股东掏空行为 (*Rptsum1* 和 *Rptsum2*) 在 1% 水平上显著负相关，初步验证了假设 1；各控制变量的 VIF 值均小于 2，表明不存在严重的多重共线性问题。

表 2 描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	25 百分位数	中位数	75 百分位数	最大值
<i>Rptsum1</i>	6 199	0.113 3	0.216 7	0.000 0	0.000 0	0.012 0	0.131 3	1.287 0
<i>Rptsum2</i>	6 199	0.111 8	0.215 5	0.000 0	0.000 0	0.010 8	0.128 9	1.287 0
<i>Investigate1</i>	6 199	1.308 4	0.973 0	0.000 0	0.693 1	1.386 3	2.079 4	3.434 0
<i>Investigate2</i>	6 199	2.337 5	1.693 5	0.000 0	0.693 1	2.639 1	3.737 7	5.493 1
<i>Top1</i>	6 199	0.331 4	0.140 6	0.090 9	0.220 7	0.309 1	0.423 3	0.711 7
<i>Top10</i>	6 199	0.246 0	0.125 9	0.024 9	0.149 5	0.236 4	0.333 6	0.551 3
<i>State</i>	6 199	0.248 9	0.432 4	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Indratio</i>	6 199	0.376 4	0.054 2	0.333 3	0.333 3	0.333 3	0.428 6	0.571 4
<i>Dual</i>	6 199	0.312 1	0.463 4	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
<i>Mana</i>	6 199	0.179 1	0.213 3	0.000 0	0.000 1	0.055 1	0.356 1	0.685 9
<i>Size</i>	6 199	21.829 6	1.079 9	19.673 4	21.068 3	21.700 5	22.418 0	25.217 9
<i>Levb</i>	6 199	0.390 5	0.203 2	0.046 1	0.223 8	0.370 5	0.540 7	0.852 5
<i>Roe</i>	6 199	0.059 6	0.097 7	-0.457 4	0.026 0	0.061 7	0.104 6	0.303 0
<i>Age</i>	6 199	9.354 3	6.441 6	1.000 0	5.000 0	7.000 0	16.000 0	24.000 0
<i>Growth</i>	6 199	0.210 2	0.496 1	-0.558 4	-0.025 9	0.115 8	0.294 0	3.216 0

(二) 多元回归分析

1. 机构投资者调研与大股东掏空行为。

机构投资者调研对大股东掏空行为影响的实证检验结果如表3所示。其中：列(1)、列(2)是以 *Rptsum1* 作为被解释变量的回归结果，机构投资者调研次数 (*Investigate1*) 和参与调研的机构家数 (*Investigate2*) 的回归系数分别为 -0.012 6 和

-0.006 8，且均在 1% 水平上显著；列(3)、列(4)是以 *Rptsum2* 作为被解释变量的回归结果，*Investigate1* 和 *Investigate2* 的回归系数也均在 1% 水平上显著为负。以上结果表明，机构投资者调研能够明显抑制大股东的掏空行为，支持了假设 1。该实证结果与理论分析一致，即机构投资者通过调研积极参与公司治理，能够监督和约束大股东掏空行为，保护中小投资者利益。

表 3

机构投资者调研与大股东掏空行为

变量	<i>Rptsum1</i>		<i>Rptsum2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Investigate1</i>	-0.012 6 *** (-3.50)		-0.012 4 *** (-3.46)	
<i>Investigate2</i>		-0.006 8 *** (-3.26)		-0.006 7 *** (-3.22)
<i>Top1</i>	0.252 3 *** (7.50)	0.252 5 *** (7.52)	0.247 4 *** (7.39)	0.247 6 *** (7.40)
<i>Top10</i>	0.035 4 (1.04)	0.035 3 (1.04)	0.034 3 (1.01)	0.034 3 (1.01)
<i>State</i>	0.044 7 *** (3.42)	0.044 3 *** (3.39)	0.043 2 *** (3.31)	0.042 7 *** (3.28)
<i>Indratio</i>	-0.050 4 (-0.84)	-0.046 9 (-0.78)	-0.054 2 (-0.91)	-0.050 7 (-0.85)
<i>Dual</i>	-0.005 8 (-0.87)	-0.005 0 (-0.75)	-0.006 2 (-0.93)	-0.005 4 (-0.82)
<i>Mana</i>	-0.079 8 *** (-4.50)	-0.078 8 *** (-4.46)	-0.077 9 *** (-4.42)	-0.076 9 *** (-4.37)
<i>Size</i>	-0.022 3 *** (-4.18)	-0.022 3 *** (-4.15)	-0.021 9 *** (-4.13)	-0.021 9 *** (-4.09)
<i>Levb</i>	0.302 7 *** (12.05)	0.302 9 *** (12.08)	0.301 9 *** (12.05)	0.302 1 *** (12.08)
<i>Roe</i>	-0.101 9 ** (-2.03)	-0.100 2 ** (-1.98)	-0.097 9 * (-1.93)	-0.096 2 * (-1.89)
<i>Age</i>	0.003 7 *** (3.94)	0.003 7 *** (3.96)	0.003 6 *** (3.86)	0.003 6 *** (3.88)
<i>Growth</i>	0.015 9 ** (2.16)	0.016 5 ** (2.25)	0.016 4 ** (2.24)	0.017 1 ** (2.33)
<i>Constant</i>	0.359 7 *** (3.09)	0.354 4 *** (3.02)	0.355 4 *** (3.07)	0.350 3 *** (3.00)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 199	6 199	6 199	6 199
<i>Adjusted R²</i>	0.168 7	0.168 2	0.165 9	0.165 5

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著，括号内为经公司层面聚类调整 (Cluster) 后的 *t* 统计量，下同。

2. 不同公司治理水平下的机构投资者调研与大股东掏空行为。

表4报告了对假设2的检验结果,其中:列(1)~列(4)是在公司治理水平较低时机构投资者调研对大股东掏空行为的影响, *Investigate1* 和 *Investigate2* 的系数均在1%水平上显著为负,表明在公司治理水平较低时,机构投资者调研能够有效监督和抑制大股东的掏空行为;列(5)~列(8)是在公司治理水平较高时机构投资者调研对大股东掏空行为的影响,虽然 *Investigate1* 和 *Investigate2* 的系数均为负,但

是并未通过显著性检验。以上分组回归的结果表明,相比于公司治理水平较高组,在公司治理水平较低时,机构投资者调研对大股东掏空行为的抑制作用更明显,支持了假设2。产生这一差异性结果的原因是,在公司治理水平较低时,大股东更有动机和能力实施掏空行为,此时机构投资者通过调研对大股东行为进行监督,能够弥补其他治理机制的缺失,更好地抑制大股东的掏空;而在治理水平较高的公司中,由于大股东面临更高的掏空成本,掏空行为发生的概率较低,从而使得机构投资者调研对掏空的抑制作用不甚明显。

表4 不同公司治理水平下的机构投资者调研与大股东掏空行为

变量	公司治理水平较低				公司治理水平较高			
	<i>Rptsum1</i>		<i>Rptsum2</i>		<i>Rptsum1</i>		<i>Rptsum2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Investigate1</i>	-0.020 8 *** (-3.42)		-0.020 5 *** (-3.38)		-0.003 7 (-1.14)		-0.003 7 (-1.15)	
<i>Investigate2</i>		-0.011 7 *** (-3.20)		-0.011 6 *** (-3.18)		-0.002 1 (-1.16)		-0.002 1 (-1.14)
<i>Top1</i>	0.301 5 *** (6.11)	0.300 8 *** (6.10)	0.296 7 *** (6.05)	0.296 0 *** (6.03)	0.157 2 *** (4.26)	0.157 6 *** (4.28)	0.151 0 *** (4.15)	0.151 5 *** (4.17)
<i>Top10</i>	0.045 5 (0.68)	0.045 9 (0.69)	0.047 9 (0.72)	0.048 2 (0.73)	0.008 5 (0.25)	0.008 5 (0.25)	0.005 1 (0.15)	0.005 1 (0.15)
<i>State</i>	0.034 7 ** (2.27)	0.034 1 ** (2.23)	0.033 3 ** (2.18)	0.032 8 ** (2.15)	0.026 6 (0.71)	0.026 2 (0.70)	0.026 2 (0.70)	0.025 8 (0.69)
<i>Indratio</i>	-0.118 1 (-1.12)	-0.108 9 (-1.04)	-0.117 7 (-1.12)	-0.108 6 (-1.04)	0.022 5 (0.36)	0.023 2 (0.37)	0.015 1 (0.25)	0.015 8 (0.26)
<i>Dual</i>	-0.007 0 (-0.51)	-0.006 8 (-0.50)	-0.007 9 (-0.58)	-0.007 6 (-0.56)	0.001 0 (0.15)	0.001 4 (0.21)	0.001 1 (0.16)	0.001 4 (0.21)
<i>Mana</i>	-0.122 0 *** (-3.25)	-0.116 7 *** (-3.11)	-0.120 5 *** (-3.22)	-0.115 3 *** (-3.08)	-0.093 4 *** (-4.13)	-0.093 2 *** (-4.15)	-0.088 6 *** (-4.02)	-0.088 4 *** (-4.04)
<i>Size</i>	-0.025 8 *** (-3.19)	-0.025 7 *** (-3.15)	-0.025 5 *** (-3.16)	-0.025 4 *** (-3.12)	-0.016 9 *** (-3.23)	-0.016 7 *** (-3.24)	-0.016 4 *** (-3.15)	-0.016 3 *** (-3.16)
<i>Levb</i>	0.365 8 *** (9.36)	0.367 1 *** (9.44)	0.365 9 *** (9.37)	0.367 1 *** (9.44)	0.213 5 *** (8.14)	0.213 1 *** (8.13)	0.212 0 *** (8.13)	0.211 6 *** (8.13)
<i>Roe</i>	-0.126 4 * (-1.75)	-0.122 2 * (-1.67)	-0.119 9 (-1.64)	-0.115 6 (-1.57)	-0.020 2 (-0.43)	-0.019 2 (-0.41)	-0.020 4 (-0.44)	-0.019 6 (-0.42)
<i>Age</i>	0.005 2 *** (4.10)	0.005 2 *** (4.07)	0.005 0 *** (4.00)	0.005 0 *** (3.97)	-0.001 1 (-0.97)	-0.001 1 (-0.97)	-0.001 1 (-0.95)	-0.001 1 (-0.94)
<i>Growth</i>	0.011 5 (0.91)	0.012 4 (0.97)	0.012 2 (0.96)	0.013 0 (1.02)	0.021 1 ** (2.57)	0.021 4 *** (2.59)	0.021 6 *** (2.63)	0.021 9 *** (2.65)

续前表

变量	公司治理水平较低				公司治理水平较高			
	<i>Rptsum1</i>		<i>Rptsum2</i>		<i>Rptsum1</i>		<i>Rptsum2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Constant</i>	0.417 5** (2.41)	0.408 1** (2.34)	0.412 9** (2.40)	0.403 2** (2.32)	0.297 1*** (2.72)	0.292 9*** (2.70)	0.291 4*** (2.67)	0.287 7*** (2.65)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 118	3 118	3 118	3 118	3 081	3 081	3 081	3 081
<i>Adjusted R²</i>	0.154 6	0.153 8	0.152 6	0.151 8	0.103 1	0.103 1	0.102 2	0.102 2

3. 不同有形资产比重下,机构投资者调研与大股东掏空行为。

假设3的检验结果见表5。其中:列(1)~列(4)是在有形资产比重较高的公司中机构投资者调研对大股东掏空的影响,*Investigate1*和*Investigate2*的回归系数均在1%水平上显著为负,表明机构投资者调研能够有效抑制大股东对上市公司的掏空;列

(5)~列(8)是在有形资产比重较低时机构投资者调研与大股东掏空的关系,*Investigate1*和*Investigate2*的系数虽然为负,但是并不显著。检验结果表明,在公司有形资产比重较高时,机构投资者通过调研的现场参观环节能够了解公司资产、设备、生产过程以及经营管理等的真实情况,获取更高的调研收益,从而对大股东掏空的抑制作用更明显,支持了假设3。

表5 不同有形资产比重下的机构投资者调研与大股东掏空行为

变量	有形资产比重较高				有形资产比重较低			
	<i>Rptsum1</i>		<i>Rptsum2</i>		<i>Rptsum1</i>		<i>Rptsum2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Investigate1</i>	-0.021 6*** (-3.99)		-0.021 8*** (-4.03)		-0.002 3 (-0.52)		-0.001 8 (-0.43)	
<i>Investigate2</i>		-0.012 6*** (-3.77)		-0.012 7*** (-3.82)		-0.001 2 (-0.49)		-0.000 9 (-0.37)
<i>Top1</i>	0.307 0*** (6.69)	0.307 3*** (6.69)	0.304 0*** (6.65)	0.304 2*** (6.65)	0.202 6*** (4.35)	0.202 7*** (4.37)	0.195 7*** (4.22)	0.195 8*** (4.23)
<i>Top10</i>	0.021 4 (0.44)	0.017 8 (0.37)	0.020 6 (0.43)	0.017 0 (0.35)	0.060 3 (1.35)	0.060 6 (1.37)	0.058 6 (1.32)	0.058 9 (1.33)
<i>State</i>	0.053 6*** (3.12)	0.052 6*** (3.07)	0.051 2*** (2.99)	0.050 2*** (2.94)	0.029 2 (1.60)	0.029 2 (1.59)	0.028 8 (1.58)	0.028 8 (1.57)
<i>Indratio</i>	-0.026 5 (-0.32)	-0.019 9 (-0.24)	-0.021 7 (-0.26)	-0.015 1 (-0.18)	-0.066 4 (-0.80)	-0.065 8 (-0.79)	-0.077 3 (-0.93)	-0.076 8 (-0.93)
<i>Dual</i>	-0.012 2 (-1.26)	-0.011 4 (-1.18)	-0.012 3 (-1.27)	-0.011 5 (-1.18)	0.001 0 (0.13)	0.001 2 (0.15)	0.000 4 (0.04)	0.000 5 (0.06)
<i>Mana</i>	-0.082 2*** (-3.43)	-0.080 3*** (-3.35)	-0.082 2*** (-3.44)	-0.080 3*** (-3.36)	-0.086 4*** (-3.74)	-0.086 3*** (-3.77)	-0.082 3*** (-3.60)	-0.082 3*** (-3.64)
<i>Size</i>	-0.020 7*** (-2.66)	-0.020 2** (-2.57)	-0.020 7*** (-2.67)	-0.020 2*** (-2.58)	-0.025 6*** (-3.81)	-0.025 6*** (-3.80)	-0.024 7*** (-3.69)	-0.024 8*** (-3.68)

续前表

变量	有形资产比重较高				有形资产比重较低			
	<i>Rptsum1</i>		<i>Rptsum2</i>		<i>Rptsum1</i>		<i>Rptsum2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Levb</i>	0.323 7 *** (9.09)	0.324 6 *** (9.17)	0.324 6 *** (9.12)	0.325 4 *** (9.19)	0.300 3 *** (8.61)	0.300 3 *** (8.63)	0.296 7 *** (8.51)	0.296 8 *** (8.53)
<i>Roe</i>	-0.055 1 (-0.96)	-0.051 1 (-0.89)	-0.051 7 (-0.91)	-0.047 5 (-0.83)	-0.148 2 * (-1.77)	-0.147 8 * (-1.76)	-0.141 8 * (-1.68)	-0.141 7 * (-1.68)
<i>Age</i>	0.003 8 *** (2.89)	0.003 8 *** (2.86)	0.003 7 *** (2.81)	0.003 6 *** (2.79)	0.003 8 *** (2.95)	0.003 8 *** (2.95)	0.003 7 *** (2.93)	0.003 7 *** (2.93)
<i>Growth</i>	0.014 6 (1.23)	0.015 5 (1.30)	0.014 9 (1.26)	0.015 8 (1.33)	0.014 1 (1.45)	0.014 2 (1.46)	0.014 9 (1.54)	0.015 0 (1.54)
<i>Constant</i>	0.303 5 * (1.84)	0.286 3 * (1.71)	0.304 4 * (1.86)	0.286 7 * (1.73)	0.433 7 *** (2.98)	0.433 3 *** (2.96)	0.423 1 *** (2.90)	0.423 4 *** (2.89)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 081	3 081	3 081	3 081	3 118	3 118	3 118	3 118
<i>Adjusted R²</i>	0.186 4	0.185 8	0.184 0	0.183 4	0.147 4	0.147 3	0.144 0	0.144 0

(三) 扩展性检验

1. 机构投资者调研、股权制衡与大股东掏空行为。

股权结构会影响大股东的掏空动机和掏空能力,从壕沟效应的角度,第一大股东持股比例越高,越有能力对上市公司实施掏空,表现为集中式的股权结构显著增加了控股股东的掏空(高雷等,2006^[30]);而股权制衡能够发挥监督作用,赵国宇和禹薇(2018)^[40]研究指出,在公司存在多个大股东的情况下,特别是当形成均衡性大股东时,其他大股东拥有较强的和第一大股东议价的能力,能够有效监督和约束大股东掠夺公司利益的行为。因此,存在股权制衡时,大股东的掏空动机和掏空能力会被削弱,而前述研究已经证实了机构投资者调研能够有效抑制大股东的掏空,那么,这种抑制作用是否会因股权制衡而存在差异性?为了研究这一问题,本文设计检验模型(2):

$$\begin{aligned}
 Rptsum1/Rptsum2 = & \beta_0 + \beta_1 Investigate1/Investigate2 \times Balance \\
 & + \beta_2 Investigate1/Investigate2 + \beta_3 Balance \\
 & + \beta_4 Top1 + \beta_5 Top10 + \beta_6 State \\
 & + \beta_7 Indratio + \beta_8 Dual + \beta_9 Mana
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \beta_{10} Size + \beta_{11} levb + \beta_{12} Roe \\
 & + \beta_{13} Age + \beta_{14} Growth + \beta_{15} \sum Ind \\
 & + \beta_{16} \sum Year + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (2)$$

其中: *Balance* 表示股权制衡,当 *Top10* 大于 *Top1* 时,表明存在股权制衡, *Balance* 取值为 1,否则取值为 0;机构投资者调研 (*Investigate1* 和 *Investigate2*) 与股权制衡 (*Balance*) 的交互项,反映了在不同股权制衡水平下,投资者调研对大股东掏空的影响。此外,为了保证结论的稳健性,将样本公司分为存在股权制衡 (*Balance* = 1) 和不存在股权制衡 (*Balance* = 0) 两组,分别进行回归。检验结果见表 6^①,在列 (1)、列 (2) 中,机构投资者调研 (*Investigate1* 和 *Investigate2*) 的系数在 1% 水平上显著为负,而 *Investigate1*、*Investigate2* 与 *Balance* 的交互项系数在 1% 水平上显著为正,表明相比于不存在股权制衡的公司,存在股权制衡削弱了机构投资者调研与大股东掏空的负向关系。列 (3)~列 (6) 的分组回归结果也显示,对不存在股权制衡的样本公司, *Investigate1* 和 *Investigate2* 的系数在 1% 水平上显著为负,而对存在股权制衡的样本公司,机构投资者调研的系数不显著。以上结果说明,存在股权制衡

① 篇幅所限,表 6 和表 7 均只报告了以 *Rptsum1* 作为被解释变量的回归结果,以 *Rptsum2* 作为被解释变量,结论不变。

时,其他股东能够对大股东掏空进行有效监督,大股东的掏空动机和掏空能力较弱,机构投资者通过调研对大股东进行监督,能够获得的监督收益较少,相应地,投资者调研的治理作用也会被削弱,表现为股权制衡削弱了机构投资者调研与大股东掏空的负向关系。

表6 机构投资者调研、股权制衡与大股东掏空行为

变量	被解释变量: $Rptsum1$					
	全样本		$Balance = 1$		$Balance = 0$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Investigate1 \times Balance$	0.024 2 *** (3.76)					
$Investigate1$	-0.021 4 *** (-4.44)		-0.005 6 (-1.26)		-0.016 7 *** (-3.34)	
$Investigate2 \times Balance$		0.012 4 *** (3.38)				
$Investigate2$		-0.011 5 *** (-4.10)		-0.004 1 (-1.59)		-0.008 5 *** (-2.91)
$Balance$	-0.045 0 *** (-2.92)	-0.042 2 *** (-2.72)				
$Top1$	0.238 6 *** (6.09)	0.238 5 *** (6.09)	0.294 0 *** (4.70)	0.294 6 *** (4.71)	0.243 1 *** (5.41)	0.243 9 *** (5.44)
$Top10$	0.066 7 (1.61)	0.065 0 (1.57)	0.022 4 (0.52)	0.021 4 (0.50)	0.064 6 (1.01)	0.061 6 (0.97)
$State$	0.044 0 *** (3.39)	0.043 6 *** (3.35)	0.052 6 *** (2.59)	0.052 4 *** (2.59)	0.037 4 ** (2.39)	0.036 8 ** (2.35)
$Indratio$	-0.045 0 (-0.74)	-0.042 7 (-0.71)	-0.070 4 (-0.97)	-0.069 2 (-0.95)	-0.021 7 (-0.27)	-0.018 0 (-0.22)
$Dual$	-0.005 8 (-0.88)	-0.005 2 (-0.78)	-0.010 2 (-1.30)	-0.009 6 (-1.22)	-0.003 5 (-0.38)	-0.002 8 (-0.30)
$Mana$	-0.083 1 *** (-4.68)	-0.080 6 *** (-4.56)	-0.092 3 *** (-3.68)	-0.091 8 *** (-3.69)	-0.084 3 *** (-3.82)	-0.082 0 *** (-3.73)
$Size$	-0.022 2 *** (-4.16)	-0.022 3 *** (-4.16)	-0.015 2 ** (-2.39)	-0.014 5 ** (-2.25)	-0.026 4 *** (-3.54)	-0.026 9 *** (-3.60)
$Levb$	0.304 3 *** (12.15)	0.305 0 *** (12.19)	0.190 0 *** (5.45)	0.188 3 *** (5.44)	0.369 3 *** (11.31)	0.370 7 *** (11.38)
Roe	-0.100 8 ** (-2.02)	-0.098 3 * (-1.96)	-0.013 1 (-0.22)	-0.010 0 (-0.17)	-0.140 4 ** (-2.19)	-0.139 1 ** (-2.16)
Age	0.003 7 *** (3.95)	0.003 7 *** (3.96)	-0.000 3 (-0.22)	-0.000 3 (-0.28)	0.005 3 *** (4.30)	0.005 3 *** (4.36)
$Growth$	0.016 3 ** (2.21)	0.016 6 ** (2.26)	0.027 2 ** (2.56)	0.027 6 *** (2.59)	0.008 5 (0.83)	0.009 2 (0.90)
$Constant$	0.369 5 *** (3.16)	0.367 1 *** (3.12)	0.357 5 ** (2.21)	0.341 9 ** (2.10)	0.362 4 ** (2.40)	0.365 5 ** (2.40)

续前表

变量	被解释变量: $Rptsum1$					
	全样本		$Balance = 1$		$Balance = 0$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 199	6 199	2 341	2 341	3 858	3 858
<i>Adjusted R²</i>	0.171 4	0.170 4	0.119 1	0.119 5	0.176 2	0.175 1

2. 机构投资者调研、大股东对董监高的控制程度与掏空行为。

唐建新等 (2013)^[41] 研究指出, 大股东首先通过获取上市公司的股权控制权来实现其掏空目的, 股权制衡能够抑制这种掏空行为, 当大股东不能通过股权对上市公司形成实质性控制时, 他们转而通过对董事会的控制来达到控制上市公司、侵害中小股东利益的目的。因此, 本文认为, 当大股东能够通过董事、监事和高管人员对公司的经营管理活动施加影响时, 其更有动机和能力实施掏空, 上市公司被掏空的可能性更大; 此时机构投资者通过调研获取公司信息, 能够及时发现大股东潜在的掏空手段和掏空信号, 发挥积极的治理功能, 对掏空行为的抑制作用也更加明显。为了验证这一分析, 设计检验模型 (3):

$$Rptsum1/Rptsum2 = \beta_0 + \beta_1 Investigate1/Investigate2 \times Bcontrol + \beta_2 Investigate1/Investigate2 + \beta_3 Bcontrol + \beta_4 Top1 + \beta_5 Top10 + \beta_6 State$$

$$+ \beta_7 Indratio + \beta_8 Dual + \beta_9 Mana + \beta_{10} Size + \beta_{11} levb + \beta_{12} Roe + \beta_{13} Age + \beta_{14} Growth + \beta_{15} \sum Ind + \beta_{16} \sum Year + \varepsilon \quad (3)$$

其中 $Bcontrol$ 为大股东对上市公司董监高的控制或影响程度, 当上市公司的董事、监事或高管人员在第一大股东单位兼任时, $Bcontrol$ 取值为 1, 否则为 0; $Investigate1$ ($Investigate2$) 与 $Bcontrol$ 的交互项表示大股东对上市公司董监高的不同控制程度下, 机构投资者调研与掏空的关系。模型 (3) 的检验结果如表 7 的列 (1)、列 (2) 所示, $Investigate1 \times Bcontrol$ 、 $Investigate2 \times Bcontrol$ 的回归系数均在 5% 水平上显著为负, 这说明当大股东能够对董监高施加控制或影响时, 机构投资者调研与大股东掏空的负向关系更加显著, 亦即机构投资者调研对掏空的抑制作用更明显; 表 7 的列 (3) ~ 列 (6) 是分组回归的结果, 同样支持了该结论。

表 7 机构投资者调研、大股东对董监高的控制程度与掏空行为

变量	被解释变量: $Rptsum1$					
	全样本		$Bcontrol = 1$		$Bcontrol = 0$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Investigate1 \times Bcontrol$	-0.015 3 ** (-2.45)					
$Investigate1$	-0.002 5 (-0.59)		-0.016 9 *** (-3.42)		-0.005 4 (-1.49)	
$Investigate2 \times Bcontrol$		-0.008 6 ** (-2.35)				
$Investigate2$		-0.001 3 (-0.51)		-0.009 7 *** (-3.28)		-0.002 6 (-1.17)
$Bcontrol$	0.037 5 *** (2.86)	0.038 3 *** (2.77)				
$Top1$	0.241 4 *** (6.98)	0.240 7 *** (6.96)	0.253 8 *** (5.79)	0.252 9 *** (5.77)	0.177 5 *** (3.86)	0.179 0 *** (3.88)

续前表

变量	被解释变量: $Rptsum1$					
	全样本		$Bcontrol = 1$		$Bcontrol = 0$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Top10</i>	0.025 7 (0.75)	0.026 6 (0.78)	0.037 5 (0.80)	0.038 8 (0.83)	-0.017 2 (-0.46)	-0.017 8 (-0.48)
<i>State</i>	0.043 4 *** (3.32)	0.042 7 *** (3.28)	0.039 7 *** (2.83)	0.039 1 *** (2.79)	0.049 4 (1.48)	0.049 3 (1.47)
<i>Indratio</i>	-0.041 6 (-0.69)	-0.036 6 (-0.61)	-0.020 2 (-0.24)	-0.013 7 (-0.16)	-0.060 2 (-0.89)	-0.059 7 (-0.88)
<i>Dual</i>	-0.005 1 (-0.77)	-0.004 4 (-0.66)	-0.016 5 * (-1.70)	-0.015 5 (-1.58)	0.013 7 * (1.78)	0.014 0 * (1.83)
<i>Mana</i>	-0.059 5 *** (-2.98)	-0.057 5 *** (-2.89)	-0.058 6 ** (-2.11)	-0.055 4 ** (-2.00)	-0.069 0 ** (-2.51)	-0.069 7 ** (-2.54)
<i>Size</i>	-0.021 9 *** (-4.11)	-0.021 7 *** (-4.04)	-0.022 1 *** (-3.19)	-0.021 8 *** (-3.11)	-0.026 6 *** (-4.77)	-0.026 8 *** (-4.82)
<i>Levb</i>	0.301 7 *** (12.03)	0.301 9 *** (12.08)	0.338 6 *** (9.94)	0.339 2 *** (10.01)	0.236 5 *** (8.51)	0.236 4 *** (8.51)
<i>Roe</i>	-0.102 9 ** (-2.05)	-0.101 2 ** (-2.01)	-0.104 5 (-1.65)	-0.101 0 (-1.58)	-0.078 2 (-1.19)	-0.077 8 (-1.18)
<i>Age</i>	0.003 6 *** (3.78)	0.003 6 *** (3.79)	0.003 8 *** (3.51)	0.003 8 *** (3.51)	0.002 2 (1.25)	0.002 2 (1.26)
<i>Growth</i>	0.015 2 ** (2.06)	0.015 9 ** (2.15)	0.018 1 ** (2.04)	0.019 0 ** (2.14)	0.010 8 (0.91)	0.010 9 (0.92)
<i>Constant</i>	0.327 2 *** (2.80)	0.317 5 *** (2.68)	0.343 5 ** (2.30)	0.329 7 ** (2.18)	0.495 1 *** (4.14)	0.497 4 *** (4.17)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 199	6 199	4 027	4 027	2 172	2 172
<i>Adjusted R²</i>	0.170 2	0.169 7	0.149 0	0.148 6	0.135 5	0.135 3

(四) 进一步讨论

在假设1的论证部分, 本文认为机构投资者调研能够从机构投资者自身、管理层以及信息环境的角度影响大股东的掏空行为, 这些作用路径是否成立, 本部分将进一步验证。

1. 机构投资者调研对大股东掏空的影响机理: 基于薪酬契约敏感性的分析。

本文在分析机构投资者调研影响大股东掏空行为的作用机理时提出, 机构投资者调研减少了管理层与大股东合谋掏空的可能性, 从而能够抑制大股东的掏空行为。为了验证这一解释机理是否成立, 本文将进一步检验机构投资者调研对管理层薪酬业绩敏感性的

影响。薪酬业绩敏感性可以在一定程度上反映管理层与大股东合谋掏空的可能性, 管理层薪酬业绩敏感性越高, 越有动力提高公司业绩, 而大股东掏空行为会损害公司业绩, 所以, 薪酬业绩敏感性越高时, 管理层越会抵制大股东的掏空行为, 与大股东合谋的可能性也越小 (Wang 和 Xiao, 2011^[28]; 苏冬蔚和熊家财, 2013^[42])。因此, 如果机构投资者调研能够提升管理层薪酬业绩敏感性, 相应地就会降低管理层与大股东合谋掏空的可能性, 从而能够抑制大股东的掏空行为。为此, 本文首先进行分组检验, 并进一步借鉴李昊洋等 (2017)^[43]的研究, 设计检验模型 (4):

$$\begin{aligned} \text{Ln pay} = & \delta_0 + \delta_1 \text{Roe} + \delta_2 \text{Investdum} / \text{Investigate1} / \text{Investigate2} \\ & + \delta_3 \text{Roe} \times \text{Investdum} / \text{Investigate1} / \text{Investigate2} \\ & + \delta_4 \text{Top1} + \delta_5 \text{Top10} + \delta_6 \text{State} + \delta_7 \text{Indratio} \\ & + \delta_8 \text{Dual} + \delta_9 \text{Mana} + \delta_{10} \text{Size} + \delta_{11} \text{levb} \\ & + \delta_{12} \text{Age} + \delta_{13} \text{Growth} + \delta_{14} \sum \text{Ind} \\ & + \delta_{15} \sum \text{Year} + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

其中：因变量是管理层薪酬（Ln pay），以前三名管理层薪酬之和的自然对数表示；Roe 表示公司净资产收益率；Investdum 表示公司当年是否有机构投资者进行调研，若有，取值为 1，否则为 0；其他变量定义和模型（1）一致。如果模型（4）中交互项的系数 δ_3 显著为正，则表明机构投资者调研能够明显提升管理层薪酬业绩敏感性。回归结果如表 8 所示。列（1）、列（2）是在未加入交互项时，将样本公司分为有机构投资者进行调研（Investdum = 1）和没有机构调研（Investdum = 0）两组分别进行的检验结果，Roe 的系数均在 1% 水平上显著为正，说明管理层薪

酬与业绩之间存在敏感性，而列（1）中 Roe 的系数为 1.376 2（T 值为 8.71），大于列（2）中 Roe 的系数 0.763 9（T 值为 4.80），进一步比较两组中 Roe 的系数差异，结果显示存在显著差异（P 值为 0.003 6），分组结果初步证明有机构投资者调研时，管理层薪酬业绩敏感性更高。列（3）~ 列（5）是加入了交互项（Roe × Investdum、Roe × Investigate1、Roe × Investigate2）之后的回归结果，交互项的系数至少在 5% 水平上显著为正，进一步证明了有机构投资者调研、调研次数以及调研机构越多时，越能够提升管理层薪酬业绩敏感性。以上检验结果表明，机构投资者调研提升了管理层的薪酬业绩敏感性，使得管理层更不可能与大股东合谋掏空，管理层的不配合会增加大股东的掏空难度，从而能够抑制大股东掏空行为，回归结果证明了本文从管理层的角度来分析机构投资者调研对大股东掏空的影响是合理的。

表 8 基于薪酬契约敏感性的分析

变量	被解释变量：Ln pay				
	Investdum = 1	Investdum = 0	全样本	全样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Roe	1.376 2 *** (8.71)	0.763 9 *** (4.80)	0.849 8 *** (5.55)	0.845 5 *** (5.90)	0.772 0 *** (5.47)
Investdum			0.139 4 *** (5.50)		
Roe × Investdum			0.508 3 *** (2.60)		
Investigate1				0.088 0 *** (6.65)	
Roe × Investigate1				0.246 8 ** (2.36)	
Investigate2					0.054 9 *** (6.83)
Roe × Investigate2					0.157 3 *** (2.62)
Top1	-0.211 3 * (-1.93)	-0.134 3 (-0.76)	-0.192 0 * (-1.90)	-0.165 8 * (-1.66)	-0.162 6 (-1.63)
Top10	0.202 1 * (1.68)	0.605 2 *** (3.16)	0.316 1 *** (2.89)	0.325 5 *** (3.00)	0.327 9 *** (3.03)

续前表

变量	被解释变量: $Lnpay$				
	$Investdum = 1$	$Investdum = 0$	全样本	全样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>State</i>	0.001 6 (0.04)	-0.030 9 (-0.51)	-0.015 2 (-0.42)	-0.014 1 (-0.39)	-0.009 4 (-0.26)
<i>Indratio</i>	-0.014 3 (-0.07)	-0.273 5 (-0.80)	-0.077 4 (-0.40)	-0.072 8 (-0.38)	-0.100 2 (-0.52)
<i>Dual</i>	0.053 8 ** (1.99)	0.118 8 ** (2.56)	0.069 5 *** (2.85)	0.070 2 *** (2.91)	0.062 0 *** (2.58)
<i>Mana</i>	-0.263 4 *** (-3.60)	-0.184 5 (-1.35)	-0.257 3 *** (-3.73)	-0.258 0 *** (-3.79)	-0.270 5 *** (-3.99)
<i>Size</i>	0.280 7 *** (16.36)	0.241 5 *** (9.72)	0.269 0 *** (18.19)	0.256 6 *** (17.51)	0.252 1 *** (16.99)
<i>Levb</i>	-0.394 8 *** (-4.90)	-0.354 1 *** (-2.90)	-0.374 1 *** (-5.26)	-0.356 2 *** (-5.04)	-0.351 8 *** (-4.98)
<i>Age</i>	-0.000 7 (-0.22)	0.006 9 (1.60)	0.001 9 (0.71)	0.002 9 (1.08)	0.003 3 (1.22)
<i>Growth</i>	-0.077 0 *** (-3.33)	-0.039 1 (-1.33)	-0.061 4 *** (-3.39)	-0.060 4 *** (-3.36)	-0.066 9 *** (-3.73)
<i>Constant</i>	8.038 0 *** (20.50)	8.739 7 *** (14.86)	8.142 8 *** (24.06)	8.384 0 *** (25.19)	8.506 8 *** (25.20)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	4 706	1 493	6 199	6 199	6 199
<i>Adjusted R²</i>	0.290 5	0.240 2	0.300 1	0.311 1	0.313 7

2. 机构投资者调研对大股东掏空的影响机理:
基于信息环境的中介效应分析。

在假设 1 的论证部分,除了从机构投资者自身以及管理层的角度进行分析,本文认为信息环境的改善也是机构投资者调研抑制大股东掏空行为的作用渠道。那么,随之而来的问题是,信息环境在机构投资者调研与大股东掏空行为的关系中是否发挥了中介作用?为此,本部分将进一步从实证的角度检验信息环境的中介作用,即机构投资者调研能否通过改善信息环境来约束大股东对上市公司的掏空。借鉴温忠麟等(2004)^[44]、王化成等(2017)^[45]的中介效应检验方法,构建如下回归模型:

$$Rptsum1/Rptsum2 = \beta_0 + \beta_1 Investigate1/Investigate2$$

$$+ \beta_2 Top1 + \beta_3 Top10 + \beta_4 State + \beta_5 Indratio + \beta_6 Dual + \beta_7 Mana + \beta_8 Size + \beta_9 Levb + \beta_{10} Roe + \beta_{11} Age + \beta_{12} Growth + \beta_{13} \sum Ind + \beta_{14} \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

$$Info = \lambda_0 + \lambda_1 Investigate1/Investigate2 + \lambda_2 Top1 + \lambda_3 Top10 + \lambda_4 State + \lambda_5 Indratio + \lambda_6 Dual + \lambda_7 Mana + \lambda_8 Size + \lambda_9 Levb + \lambda_{10} Roe + \lambda_{11} Age + \lambda_{12} Growth + \lambda_{13} \sum Ind + \lambda_{14} \sum Year + \varepsilon \quad (5)$$

$$Rptsum1/Rptsum2 = \beta_0 + \beta_1 Investigate1/Investigate2 + \beta_2 Info + \beta_3 Top1 + \beta_4 Top10 + \beta_5 State + \beta_6 Indratio + \beta_7 Dual + \beta_8 Mana + \beta_9 Size + \beta_{10} Levb$$

$$+\beta_{11}Roe+\beta_{12}Age+\beta_{13}Growth$$

$$+\beta_{14}\sum Ind+\beta_{15}\sum Year+\varepsilon \quad (6)$$

模型(1)验证了机构投资者调研对大股东掏空的影响;模型(5)参考已有研究(谭劲松和林雨晨,2016^[13]),验证了机构投资者调研对信息环境的影响;模型(6)进一步检验在控制信息环境的情况下机构投资者调研对大股东掏空的影响。按照中介效应的检验思路,如果模型(5)中 *Investigate1/Investigate2* 的系数 λ_1 显著不为0,表明机构投资者调研能够显著地影响信息环境;然后继续通过模型(6)来检验中介效应是否成立,否则停止检验。在模型(6)中,如果 *Info* 的系数 β_2 显著异于0,且 *Investigate1/Investigate2* 的系数 β_1 比模型(1)中的 β_1 下降,则表明信息环境发挥了中介作用,即机构投资者调研通过信息环境影响了大股东掏空行为。其中,模型(5)中的被解释变量是公司的信息环境(*Info*),以深交所发布的上市公司信息披露考评结果来度量,如果考评结果为优秀(A),则表明信息环境较好,*Info* 取值为1,否则为0。此外,模型(5)和模型(6)的控制变量均与模型(1)一致。

模型(5)和模型(6)的回归结果见表9,模

型(1)的回归结果见前面的表3。表9中列(1)、列(2)是对模型(5)的回归结果,*Investigate1*和*Investigate2*的系数分别为0.372 2和0.211 3,且均在1%水平上显著,表明机构投资者调研能够明显改善公司的信息环境。列(3)~列(6)是在控制信息环境的情况下,机构投资者调研对大股东掏空行为的影响,*Investigate1*、*Investigate2*和*Info*的系数均在1%水平上显著为负。其中:列(3)、列(4)是以*Rptsum1*作为被解释变量,*Investigate1*和*Investigate2*的系数分别为-0.010 8和-0.005 7,其绝对值小于模型(1)中*Investigate1*和*Investigate2*对应系数-0.012 6和-0.006 8的绝对值;列(5)、列(6)以*Rptsum2*作为被解释变量,得出了同样的结论。以上回归结果表明,信息环境是机构投资者调研影响大股东掏空的部分中介变量,即机构投资调研通过改善信息环境约束了大股东掏空行为。此外,本文还进行了Sobel检验,Z检验值均在1%水平上显著,进一步证明了机构投资者调研、信息环境与大股东掏空之间存在显著的中介效应,验证了“机构投资者调研—信息环境改善—大股东掏空行为抑制”作用路径的合理性。

表9 基于信息环境的中介效应检验

变量	模型(5)		模型(6)			
	<i>Info</i>		<i>Rptsum1</i>		<i>Rptsum2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Investigate1</i>	0.372 2 *** (7.35)		-0.010 8 *** (-3.05)		-0.010 7 *** (-3.01)	
<i>Investigate2</i>		0.211 3 *** (7.01)		-0.005 7 *** (-2.81)		-0.005 7 *** (-2.77)
<i>Info</i>			-0.029 9 *** (-4.26)	-0.030 3 *** (-4.34)	-0.030 1 *** (-4.29)	-0.030 5 *** (-4.37)
<i>Top1</i>	0.390 6 (0.98)	0.402 0 (1.01)	0.254 5 *** (7.59)	0.254 7 *** (7.61)	0.249 5 *** (7.48)	0.249 8 *** (7.50)
<i>Top10</i>	-0.721 5 (-1.60)	-0.703 7 (-1.55)	0.033 0 (0.98)	0.033 0 (0.97)	0.032 0 (0.95)	0.031 9 (0.95)
<i>State</i>	0.844 9 *** (5.61)	0.857 6 *** (5.72)	0.047 5 *** (3.64)	0.047 2 *** (3.62)	0.045 9 *** (3.54)	0.045 6 *** (3.52)
<i>Inratio</i>	-0.297 4 (-0.34)	-0.424 0 (-0.49)	-0.051 1 (-0.85)	-0.048 0 (-0.80)	-0.054 8 (-0.92)	-0.051 8 (-0.87)
<i>Dual</i>	0.104 8 (1.03)	0.075 9 (0.74)	-0.005 4 (-0.82)	-0.004 8 (-0.72)	-0.005 8 (-0.88)	-0.005 2 (-0.78)

续前表

变量	模型 (5)		模型 (6)			
	Info		Rptsum1		Rptsum2	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Mana</i>	0.114 2 (0.40)	0.085 4 (0.30)	-0.079 7 *** (-4.52)	-0.078 9 *** (-4.49)	-0.077 7 *** (-4.44)	-0.077 0 *** (-4.40)
<i>Size</i>	0.730 5 *** (11.41)	0.724 1 *** (11.20)	-0.019 7 *** (-3.67)	-0.019 8 *** (-3.64)	-0.019 4 *** (-3.61)	-0.019 4 *** (-3.58)
<i>Levb</i>	-2.958 9 *** (-9.08)	-2.935 1 *** (-9.01)	0.293 4 *** (11.74)	0.293 5 *** (11.76)	0.292 6 *** (11.73)	0.292 7 *** (11.75)
<i>Roe</i>	9.033 1 *** (12.52)	8.770 0 *** (12.13)	-0.081 9 (-1.61)	-0.080 4 (-1.57)	-0.077 7 (-1.51)	-0.076 2 (-1.48)
<i>Age</i>	-0.069 5 *** (-5.28)	-0.068 7 *** (-5.24)	0.003 6 *** (3.79)	0.003 6 *** (3.80)	0.003 5 *** (3.70)	0.003 5 *** (3.72)
<i>Growth</i>	-0.438 0 *** (-5.03)	-0.467 4 *** (-5.29)	0.014 5 ** (1.97)	0.015 1 ** (2.05)	0.015 1 ** (2.04)	0.015 6 ** (2.12)
<i>Constant</i>	-18.183 0 *** (-12.89)	-17.882 1 *** (-12.55)	0.308 9 *** (2.63)	0.304 3 ** (2.57)	0.304 3 *** (2.60)	0.299 9 ** (2.55)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 199	6 199	6 199	6 199	6 199	6 199
<i>Pseudo R²/Adjusted R²</i>	0.175 6	0.173 7	0.171 3	0.170 9	0.168 6	0.168 2

(五) 稳健性检验

1. 内生性问题。

为了解决可能存在的内生性问题,运用工具变量法做进一步检验。首先,检验机构投资者调研是否是内生变量。Wu-Hausman F 检验的 P 值为 0.000 1,表明存在内生解释变量。其次,选择以下工具变量解决内生性问题:(1)借鉴已有研究(王珊,2017^[14]),以上市公司到金融中心的距离作为第一个工具变量(*Geodist*)。地理距离越远,上市公司被调研的概率越低,被调研的次数和参与调研的人数也越少;(2)以是否是沪深 300 指数成分股(*HS300*)作为第二个工具变量(李春涛等,2014^[46];张勇,2018^[47])。沪深 300 成分股具有一定的代表性,受到更多投资者和分析师的关注,因此被投资者调研的概率更高。工

具变量的具体定义见表 10。再次,检验工具变量(*Geodist* 和 *HS300*)是否有效。检验结果见表 11,其中,列(1)、列(2)显示,*Geodist* 与 *Investigate1* (*Investigate2*) 在 1% 水平上显著负相关,*HS300* 与 *Investigate1* (*Investigate2*) 在 5% 水平上显著正相关,且在进行弱工具变量检验时,拒绝了存在弱工具变量的原假设(P 值为 0.000 0),表明工具变量的选择是有效的。接着,检验工具变量是否满足外生性。过度识别检验显示 *Geodist* 和 *HS300* 均满足外生性。最后,以工具变量拟合的 *Investigate1* 和 *Investigate2* 进行第二阶段检验。回归结果如表 11 的列(3)~列(6)所示,在考虑内生性问题后,机构投资者调研依然能够有效抑制大股东的掏空。

表 10

工具变量的定义

工具变量名称	工具变量符号	定义方法
地理距离	<i>Geodist</i>	上市公司所在地到深圳的地理距离,单位是千公里
沪深 300 指数成分股	<i>HS300</i>	如果上市公司在上一年度的 12 月份被选为沪深 300 指数的成分股,则取值为 1,否则取值为 0

表 11 内生性检验：工具变量法

变量	First-stage		Second-stage			
	<i>Investigate1</i>	<i>Investigate2</i>	<i>Rptsu</i> 1	<i>Rptsu</i> 1	<i>Rptsu</i> 2	<i>Rptsu</i> 2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Investigate1</i> (Instrumented)			-0.076 1 *** (-3.66)		-0.074 3 *** (-3.60)	
<i>Investigate2</i> (Instrumented)				-0.060 8 *** (-3.57)		-0.059 5 *** (-3.52)
<i>Geodist</i>	-0.192 6 *** (-11.98)	-0.239 6 *** (-8.85)				
<i>HS300</i>	0.144 8 ** (2.57)	0.222 6 ** (2.47)				
<i>Top1</i>	-0.320 9 *** (-3.37)	-0.561 0 *** (-3.51)	0.232 5 *** (9.68)	0.222 7 *** (8.66)	0.228 1 *** (9.54)	0.218 4 *** (8.54)
<i>Top10</i>	-0.086 6 (-0.78)	-0.161 9 (-0.86)	0.030 8 (1.23)	0.027 5 (1.05)	0.029 9 (1.20)	0.026 7 (1.02)
<i>State</i>	-0.031 1 (-0.95)	-0.128 3 ** (-2.38)	0.041 9 *** (4.71)	0.036 5 *** (3.95)	0.040 4 *** (4.57)	0.035 1 *** (3.82)
<i>Indratio</i>	-0.560 5 *** (-2.67)	-0.427 3 (-1.19)	-0.075 6 (-1.53)	-0.058 6 (-1.14)	-0.078 7 (-1.61)	-0.062 2 (-1.22)
<i>Dual</i>	-0.001 0 (-0.04)	0.124 8 *** (2.99)	-0.004 5 (-0.83)	0.003 2 (0.51)	-0.004 9 (-0.91)	0.002 6 (0.42)
<i>Mana</i>	0.177 0 *** (2.71)	0.475 2 *** (4.25)	-0.068 1 *** (-5.10)	-0.052 7 *** (-3.35)	-0.066 5 *** (-5.02)	-0.051 4 *** (-3.29)
<i>Size</i>	0.284 1 *** (19.17)	0.526 9 *** (20.96)	-0.003 5 (-0.49)	0.007 2 (0.72)	-0.003 6 (-0.50)	0.006 9 (0.70)
<i>Levb</i>	-0.522 9 *** (-7.21)	-0.947 3 *** (-7.69)	0.268 5 *** (12.15)	0.250 2 *** (9.85)	0.268 6 *** (12.17)	0.250 6 *** (9.89)
<i>Roe</i>	1.350 1 *** (11.34)	2.791 5 *** (13.47)	-0.012 2 (-0.23)	0.054 9 (0.80)	-0.010 5 (-0.20)	0.055 4 (0.82)
<i>Age</i>	-0.040 3 *** (-15.97)	-0.070 3 *** (-16.47)	0.001 2 (1.20)	0.000 0 (0.02)	0.001 2 (1.18)	0.000 0 (0.01)
<i>Growth</i>	-0.007 2 (-0.30)	0.081 2 * (1.80)	0.014 9 ** (2.00)	0.020 3 *** (2.62)	0.015 5 ** (2.08)	0.020 7 *** (2.69)
<i>Constant</i>	-3.957 4 *** (-12.20)	-8.343 9 *** (-15.32)	0.072 8 (0.58)	-0.140 0 (-0.79)	0.076 0 (0.61)	-0.133 0 (-0.75)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 199	6 199	6 199	6 199	6 199	6 199
<i>Adjusted R²</i>	0.200 5	0.255 3	0.102 1	0.033 9	0.102 1	0.035 6
弱工具变量检验						
Robust F-statistic (Instruments)	74.918 7	41.968 8				
F-statistic <i>p-value</i>	0.000 0	0.000 0				
过度识别检验						
<i>p-value</i>			0.590 8	0.744 2	0.480 5	0.623 7

2. 考虑机构投资者的异质性。

在整理机构投资者调研数据时,本文还对参与调研的证券公司、基金公司、阳光私募、保险公司以及海外机构进行了分析,现有学者已经关注到不同类型的机构投资者调研在信息获取和处理以及对公司和管理层决策影响上的差异性(李昊洋等,2017^[43];唐松莲等,2017^[48]),那么,异质性机构投资者调研是否会对大股东掏空行为产生不同影响?为了解决这一问题,首先需要明确不同类型的机构投资者进行调研的目的,对于证券公司而言,其参与调研可能是为了获取信息来进行投资决策,但更主要的还是为了出具调研报告或投资分析报告,而其他类型的机构投资者则主要是为了自身决策信息的获取而参与调研(李昊洋等,2017^[43])。这就使得证券公司调研对大股东掏空行为的影响体现在两个方面:一是作为投资者,为了保护自身利益不受大股东侵占,会通过调研参与公司治理,监督和约束大股东的掏空行为;另一方面,作为信息传递者,将实地调研获取的公司信息进行专业的解读和挖掘,进而通过研究报告向其他投资者传递公司信息(唐松莲等,2017^[48]),这种信息传递作用会促使上市公司主动减少大股东的掏空,从而能够向潜在投资者传递其在投资者权益保护方面的优势,以获取投资者的关注。因此,本文预期证券公司调研对大股东掏空行为的影响异于其他类型的机构投资者,并且证券公司调研对大股东掏空的抑制作用更明显。

为了验证这一分析的合理性,本文进行了如下检验:首先,分别检验证券公司调研(*Securities*)与基金公司调研(*Fund*)对大股东掏空的影响,并比较其系数差异;其次,参考之前的研究(李昊洋等,2017^[43]),进一步检验卖方机构(*Sellside*)和买方机构(*Buyside*)调研对大股东掏空影响的差异性。回归结果如表12所示。列(1)、列(2)以*Rptsum1*作为被解释变量,证券公司调研(*Securities*)和基金公司调研(*Fund*)的系数分别为-0.010 2和-0.007 9,且均在1%水平上显著,表明证券公司和基金公司调研都能明显抑制大股东的掏空行为;进一步的系数差异化检验结果显示,证券公司调研对大股东掏空的影响明显异于基金公司(*P*值为0.049 2),且证券公司调研的抑制作用更明显(回归系数的绝对值更大)。列(3)、列(4)是卖方机构(*Sellside*)和买方机构(*Buyside*)调研对*Rptsum1*影响的回归结果,两者系数均在1%水平上显著为负,但是卖方机构的回归系数绝对值显著大于买方机构(系数差异检验的*P*值为0.006 6),表明卖方机构调研对大股东掏空行为的抑制作用更明显。列(5)~列(8)以*Rptsum2*作为被解释变量,得出了同样的结论。以上结果表明,不同类型的机构投资者调研均能明显抑制大股东的掏空,但是由于证券公司或者卖方机构还能通过调研报告或分析报告的形式影响其他潜在投资者,从而使得证券公司或者卖方机构调研对大股东掏空行为的抑制作用更明显。

表 12 异质性机构投资者调研与大股东掏空行为

变量	<i>Rptsum1</i>				<i>Rptsum2</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Securities</i>	-0.010 2 *** (-3.59)				-0.010 2 *** (-3.58)			
<i>Fund</i>		-0.007 9 *** (-3.11)				-0.007 8 *** (-3.09)		
<i>Sellside</i>			-0.010 2 *** (-3.59)				-0.010 2 *** (-3.58)	
<i>Buyside</i>				-0.007 2 *** (-3.17)				-0.007 1 *** (-3.14)
<i>Top1</i>	0.251 9 *** (7.50)	0.253 9 *** (7.56)	0.251 9 *** (7.50)	0.253 3 *** (7.54)	0.246 9 *** (7.38)	0.249 0 *** (7.44)	0.246 9 *** (7.38)	0.248 4 *** (7.42)
<i>Top10</i>	0.034 9 (1.03)	0.036 9 (1.09)	0.034 9 (1.03)	0.035 9 (1.06)	0.033 9 (1.00)	0.035 8 (1.06)	0.033 9 (1.00)	0.034 8 (1.03)

续前表

变量	Rptsum1				Rptsum2			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>State</i>	0.044 3 *** (3.39)	0.044 6 *** (3.41)	0.044 3 *** (3.39)	0.044 5 *** (3.40)	0.042 8 *** (3.28)	0.043 0 *** (3.30)	0.042 8 *** (3.28)	0.042 9 *** (3.29)
<i>Indratio</i>	-0.049 4 (-0.82)	-0.047 2 (-0.78)	-0.049 4 (-0.82)	-0.047 1 (-0.78)	-0.053 2 (-0.89)	-0.051 0 (-0.86)	-0.053 2 (-0.89)	-0.050 9 (-0.85)
<i>Dual</i>	-0.005 2 (-0.77)	-0.005 2 (-0.78)	-0.005 2 (-0.77)	-0.005 0 (-0.75)	-0.005 6 (-0.83)	-0.005 6 (-0.84)	-0.005 6 (-0.83)	-0.005 4 (-0.81)
<i>Mana</i>	-0.078 3 *** (-4.43)	-0.079 7 *** (-4.51)	-0.078 3 *** (-4.43)	-0.079 4 *** (-4.49)	-0.076 4 *** (-4.35)	-0.077 8 *** (-4.43)	-0.076 4 *** (-4.35)	-0.077 5 *** (-4.41)
<i>Size</i>	-0.022 8 *** (-4.32)	-0.023 7 *** (-4.52)	-0.022 8 *** (-4.32)	-0.023 1 *** (-4.35)	-0.022 4 *** (-4.26)	-0.023 3 *** (-4.45)	-0.022 4 *** (-4.26)	-0.022 7 *** (-4.29)
<i>Levb</i>	0.303 5 *** (12.12)	0.305 9 *** (12.22)	0.303 5 *** (12.12)	0.305 0 *** (12.19)	0.302 7 *** (12.12)	0.305 1 *** (12.21)	0.302 7 *** (12.12)	0.304 2 *** (12.19)
<i>Roe</i>	-0.101 2 ** (-2.00)	-0.104 7 ** (-2.06)	-0.101 2 ** (-2.00)	-0.102 8 ** (-2.02)	-0.097 0 * (-1.90)	-0.100 6 ** (-1.97)	-0.097 0 * (-1.90)	-0.098 8 * (-1.93)
<i>Age</i>	0.003 7 *** (3.98)	0.003 9 *** (4.16)	0.003 7 *** (3.98)	0.003 9 *** (4.10)	0.003 6 *** (3.89)	0.003 8 *** (4.08)	0.003 6 *** (3.89)	0.003 8 *** (4.02)
<i>Growth</i>	0.016 5 ** (2.25)	0.016 7 ** (2.28)	0.016 5 ** (2.25)	0.016 7 ** (2.27)	0.017 1 ** (2.33)	0.017 3 ** (2.36)	0.017 1 ** (2.33)	0.017 2 ** (2.35)
<i>Constant</i>	0.363 3 *** (3.12)	0.375 6 *** (3.24)	0.363 3 *** (3.12)	0.362 8 *** (3.11)	0.358 7 *** (3.10)	0.371 1 *** (3.22)	0.358 7 *** (3.10)	0.358 7 *** (3.09)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 199	6 199	6 199	6 199	6 199	6 199	6 199	6 199
<i>Adjusted R²</i>	0.168 5	0.167 6	0.168 5	0.167 9	0.165 7	0.164 9	0.165 7	0.165 1
系数差异检验	<i>p-value</i> = 0.049 2		<i>p-value</i> = 0.006 6		<i>p-value</i> = 0.044 8		<i>p-value</i> = 0.005 4	

3. 大股东掏空行为的其他度量。

(1) 借鉴 Jiang 等 (2010)^[49]、王凯等 (2016)^[25] 的研究,采用其他应收款作为大股东掏空行为的替代变量 (*Tunnel*)。(2) 参考已有研究 (侯青川等, 2017^[8]),以经行业中位数调整的关联交易作为替代变量 (*Adj_Rptsum1*)。(3) 为了保证结论的稳健性,借鉴魏明海等 (2013)^[50] 的研究,进一步区分关联交易方向,以上市公司处于卖方立场,向大股东销售或

者提供的关联交易总额除以年末总资产作为大股东掏空的代理变量 (*Rpt_sell*)。(4) 大股东进行掏空主要通过非公允关联交易 (计方和刘星, 2011^[51]),为此,本文进一步通过非公允关联交易 (*Rpt_price*)^① 检验机构投资者调研对大股东掏空行为的影响。在替换大股东掏空行为的代理变量之后 (回归结果见表 13),研究结论依然稳健。

① CSMAR 数据库中“中国上市公司关联交易研究数据库的交易定价原则”对关联交易定价进行了详细分类。如果集团内关联交易定价属于“01 市场价格定价”“04 国家价格标准 (或资费标准) 定价”“06 地方政府部门规定的价格”“07 银行存/贷款费率定价”或“10 招标定价”,就将其归为正常定价关联交易。如果集团内关联交易定价属于“02 有附属条件的市场价格定价”“03 协议定价”“05 有附属条件的国家价格标准定价”“08 以出厂价格为基础的定价”“09 以成本为基础的定价”“11 以评估为基础的定价”“12 以面值为基础的定价”“13 其他”或者未披露定价方式,则将其归为非公允关联交易。

表 13 大股东掏空的替代变量

变量	<i>Tunnel</i>		<i>Adj_Rptsum1</i>		<i>Rpt_sell</i>		<i>Rpt_price</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Investigate1</i>	-0.003 9 *** (-2.91)		-0.012 5 *** (-3.49)		-0.005 5 *** (-3.50)		-0.016 1 *** (-3.29)	
<i>Investigate2</i>		-0.001 9 ** (-2.23)		-0.006 7 *** (-3.23)		-0.002 9 *** (-3.10)		-0.009 1 *** (-3.17)
<i>Top1</i>	-0.057 8 *** (-4.70)	-0.057 5 *** (-4.68)	0.250 6 *** (7.45)	0.250 8 *** (7.46)	0.073 5 *** (5.18)	0.073 6 *** (5.19)	0.236 3 *** (5.26)	0.235 8 *** (5.25)
<i>Top10</i>	-0.020 3 (-1.28)	-0.020 3 (-1.28)	0.032 7 (0.96)	0.032 6 (0.96)	0.018 1 (1.30)	0.018 1 (1.30)	0.047 6 (1.01)	0.047 6 (1.01)
<i>State</i>	-0.023 5 *** (-4.44)	-0.023 6 *** (-4.45)	0.044 4 *** (3.40)	0.044 0 *** (3.37)	0.018 1 *** (3.21)	0.017 9 *** (3.18)	0.020 7 (1.44)	0.020 0 (1.39)
<i>Inratio</i>	0.017 5 (0.74)	0.018 6 (0.79)	-0.049 3 (-0.82)	-0.045 8 (-0.76)	-0.038 6 (-1.63)	-0.037 0 (-1.57)	-0.014 6 (-0.16)	-0.011 4 (-0.12)
<i>Dual</i>	-0.003 0 (-1.03)	-0.002 8 (-0.96)	-0.006 0 (-0.90)	-0.005 2 (-0.79)	-0.003 4 (-1.36)	-0.003 1 (-1.23)	0.001 4 (0.13)	0.002 5 (0.25)
<i>Mana</i>	-0.003 7 (-0.58)	-0.003 5 (-0.55)	-0.080 2 *** (-4.52)	-0.079 2 *** (-4.48)	-0.027 1 *** (-4.34)	-0.026 7 *** (-4.31)	-0.076 6 *** (-2.87)	-0.074 4 *** (-2.79)
<i>Size</i>	-0.005 0 ** (-1.96)	-0.005 1 ** (-1.99)	-0.022 4 *** (-4.21)	-0.022 4 *** (-4.19)	-0.007 1 *** (-3.37)	-0.007 1 *** (-3.37)	-0.037 0 *** (-5.29)	-0.036 9 *** (-5.25)
<i>Levb</i>	0.043 2 *** (4.03)	0.043 5 *** (4.05)	0.303 0 *** (12.07)	0.303 1 *** (12.11)	0.052 1 *** (4.78)	0.052 3 *** (4.80)	0.339 7 *** (10.16)	0.339 4 *** (10.20)
<i>Roe</i>	-0.093 1 *** (-4.82)	-0.093 3 *** (-4.79)	-0.099 9 ** (-1.99)	-0.098 3 * (-1.95)	-0.009 7 (-0.39)	-0.009 1 (-0.37)	-0.140 3 ** (-2.21)	-0.137 1 ** (-2.15)
<i>Age</i>	0.001 3 *** (2.80)	0.001 3 *** (2.85)	0.003 7 *** (3.92)	0.003 7 *** (3.94)	0.002 2 *** (5.07)	0.002 2 *** (5.07)	0.004 6 *** (4.05)	0.004 6 *** (4.06)
<i>Growth</i>	-0.005 3 (-1.59)	-0.005 1 (-1.53)	0.015 3 ** (2.08)	0.015 9 ** (2.17)	0.008 7 ** (2.51)	0.009 0 *** (2.59)	0.016 0 * (1.83)	0.016 7 * (1.92)
<i>Constant</i>	0.163 3 *** (3.02)	0.164 1 *** (3.00)	0.326 1 *** (2.80)	0.321 1 *** (2.74)	0.116 4 *** (2.68)	0.114 6 *** (2.64)	0.654 0 *** (4.35)	0.646 1 *** (4.27)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 199	6 199	6 199	6 199	6 199	6 199	4 109	4 109
<i>Adjusted R²</i>	0.147 2	0.146 6	0.160 4	0.159 9	0.089 8	0.089 2	0.119 8	0.119 5

五、研究结论和政策启示

本文揭示了机构投资者调研影响大股东掏空行为

的作用机理和作用路径：一是从机构投资者自身的角度，调研获取的信息有助于投资者识别大股东潜在的掏空手段和掏空信号，及时采取有效的治理和监督措

施；二是从管理层的角度，机构投资者通过调研对管理层进行监督，减少了管理层与大股东合谋掏空的可能性；三是从信息环境的角度，机构投资者调研能够改善信息环境，削弱了大股东的信息优势，从而使其掏空行为面临更多内外部治理机制的监督，增加了大股东的掏空难度。本文的具体研究结论有：首先，机构投资者调研能够有效抑制大股东的掏空行为；其次，在治理水平较低或者有形资产比重较高的公司中，机构投资者调研对大股东掏空的抑制作用更明显；进一步的检验发现，股权制衡和大股东对上市公

司董监高的控制程度会显著地影响机构投资者调研与大股东掏空的关系。

本文的研究表明，在我国投资者保护制度相对不完善的背景下，机构投资者通过调研获取公司相关信息，削弱了大股东的信息优势，从而能够有效监督和约束大股东私利行为。因此，监管部门可以通过鼓励投资者参与调研来缓解大股东与中小股东之间的利益冲突，尤其对于自身治理水平较低的公司，实地调研能够有效抑制大股东的掏空，提升公司整体治理水平，保护中小投资者权益。

参考文献

- [1] Johnson S, La Porta R, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A. Tunneling [J]. American Economic Review, 2000, 90 (2): 22-27.
- [2] Bertrand M, Mehta P, Mullainathan S. Ferreting out Tunneling: An Application to Indian Business Groups [J]. Quarterly Journal of Economics, 2002, 117 (1): 121-148.
- [3] Claessens S, Djankov S, Fan J, Lang L. Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings [J]. Journal of Finance, 2002, 57 (6): 2741-2771.
- [4] La Porta R, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A, Vishny R. Investor Protection and Corporate Valuation [J]. Journal of Finance, 2002, 57 (3): 1147-1170.
- [5] 罗党论, 唐清泉. 市场环境与控制股东“掏空”行为研究——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2007 (4): 69-74.
- [6] Chen Y, Wang Y, Lin L. Independent Directors' Board Networks and Controlling Shareholders' Tunneling Behavior [J]. China Journal of Accounting Research, 2014, 7 (2): 101-118.
- [7] 李明, 叶勇. 媒体负面报道对控股股东掏空行为影响的实证研究 [J]. 管理评论, 2016 (1): 73-82.
- [8] 侯青川, 靳庆鲁, 苏玲, 于潇潇. 放松卖空管制与大股东“掏空” [J]. 经济学 (季刊), 2017 (3): 1143-1172.
- [9] Chen S, Lin B, Lu R, Ma H. The Disciplinary Effects of Short Sales on Controlling Shareholders [J]. Journal of Empirical Finance, 2018, 46 (2): 56-76.
- [10] 王琨, 肖星. 机构投资者持股与关联方占用的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2005 (2): 27-33.
- [11] 张姚. 机构投资者、大股东行为与企业绩效 [J]. 宏观经济研究, 2014 (12): 122-133.
- [12] 吴先聪, 张健, 胡志颖. 机构投资者特征、终极控制人性与大股东掏空——基于关联交易视角的研究 [J]. 外国经济与管理, 2016 (6): 3-20.
- [13] 谭劲松, 林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据 [J]. 南开管理评论, 2016 (5): 115-126.
- [14] 王珊. 投资者实地调研发挥了治理功能吗? ——基于盈余管理视角的考察 [J]. 经济管理, 2017 (9): 180-194.
- [15] Jiang X, Yuan Q. Institutional Investors' Corporate Site Visits and Corporate Innovation [J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 48 (1): 148-168.
- [16] Cheng Q, Du F, Wang B Y, Wang X. Do Corporate Site Visits Impact Stock Prices? [J]. Contemporary Accounting Research, 2019, 36 (1): 359-388.
- [17] Cheng Q, Du F, Wang X, Wang Y. Are Investors' Corporate Site Visits Informative? [Z]. SSRN Working Paper, 2015.
- [18] Bushee B J, Jung M J, Miller G S. Do Investors Benefit from Selective Access to Management? [J]. Journal of Financial Reporting, 2017, 2 (1): 31-61.
- [19] Lu X, Fung H, Su Z. Information Leakage, Site Visits, and Crash Risk: Evidence from China [J]. International Review of Economics & Finance, 2018, 58 (6): 487-507.
- [20] Gao S, Cao F, Liu X. Seeing Is Not Necessarily the Truth: Do Institutional Investors' Corporate Site Visits Reduce Hosting Firms' Stock Price Crash Risk? [J]. International Review of Economics & Finance, 2017, 52 (6): 165-187.
- [21] Cheng Q, Du F, Wang X, Wang Y. Seeing Is Believing: Analysts' Corporate Site Visits [J]. Review of Accounting Studies, 2016, 21 (4): 1245-1286.
- [22] Claessens S, Fan J. Corporate Governance in Asia: A Survey [J]. International Review of Finance, 2002, 3 (2): 71-103.

- [23] Chen D, Jian M, Xu M. Dividends for Tunneling in a Regulated Economy: The Case of China [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2009, 17 (2): 209-223.
- [24] 肖作平, 苏忠秦. 现金股利是“掏空”的工具还是掩饰“掏空”的面具?——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 管理工程学报, 2012 (2): 77-84.
- [25] 王凯, 武立东, 许金花. 专业背景独立董事对上市公司大股东掏空行为的监督功能 [J]. 经济管理, 2016 (11): 72-91.
- [26] 李增泉, 孙铮, 王志伟. “掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经验证据 [J]. 会计研究, 2004 (12): 3-13.
- [27] Chen W, Li S, Chen C X. How Much Control Causes Tunneling? Evidence from China [J]. China Journal of Accounting Research, 2017, 10 (3): 231-245.
- [28] Wang K, Xiao X. Controlling Shareholders' Tunneling and Executive Compensation: Evidence from China [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2011, 30 (1): 89-100.
- [29] 刘少波, 马超. 经理人异质性与大股东掏空抑制 [J]. 经济研究, 2016 (4): 129-145.
- [30] 高雷, 何少华, 黄志忠. 公司治理与掏空 [J]. 经济学 (季刊), 2006 (3): 1157-1178.
- [31] 郑国坚, 林东杰, 张飞达. 大股东财务困境、掏空与公司治理的有效性——来自大股东财务数据的证据 [J]. 管理世界, 2013 (5): 157-168.
- [32] 叶康涛, 陆正飞, 张志华. 独立董事能否抑制大股东的“掏空”? [J]. 经济研究, 2007 (4): 101-111.
- [33] 毛建辉. 独立董事声誉能抑制大股东掏空行为吗?——基于中小板的经验数据 [J]. 南京审计大学学报, 2018 (5): 66-74.
- [34] 李善民, 许金花, 张东, 陈玉罡. 公司章程设立的反收购条款能保护中小投资者利益吗——基于我国A股上市公司的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2016 (4): 49-62.
- [35] Liu Q, Lu Z. Corporate Governance and Earnings Management in the Chinese Listed Companies: A Tunneling Perspective [J]. Journal of Corporate Finance, 2007, 13 (5): 881-906.
- [36] Cheung Y, Jing L, Lu T, Rau P R, Stouraitis A. Tunneling and Propping Up: An Analysis of Related Party Transactions by Chinese Listed Companies [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2009, 17 (3): 372-393.
- [37] Huyghebaert N, Wang L. Expropriation of Minority Investors in Chinese Listed Firms: The Role of Internal and External Corporate Governance Mechanisms [J]. Corporate Governance: An International Review, 2012, 20 (3): 308-332.
- [38] 姜付秀, 马云飙, 王运通. 退出威胁能抑制控股股东私利行为吗? [J]. 管理世界, 2015 (5): 147-159.
- [39] 白重恩, 刘俏, 陆洲, 宋敏, 张俊喜. 中国上市公司治理结构的实证研究 [J]. 经济研究, 2005 (2): 81-91.
- [40] 赵国宇, 禹薇. 大股东股权制衡的公司治理效应——来自民营上市公司的证据 [J]. 外国经济与管理, 2018 (11): 60-72.
- [41] 唐建新, 李永华, 卢剑龙. 股权结构、董事会特征与大股东掏空——来自民营上市公司的经验证据 [J]. 经济评论, 2013 (1): 86-95.
- [42] 苏冬蔚, 熊家财. 大股东掏空与CEO薪酬契约 [J]. 金融研究, 2013 (12): 167-180.
- [43] 李昊洋, 程小可, 李馨子. 投资者调研与高管薪酬契约有效性研究 [J]. 当代财经, 2017 (3): 81-90.
- [44] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [45] 王化成, 张修平, 侯粲然, 李昕宇. 企业战略差异与权益资本成本——基于经营风险和信息不对称的中介效应研究 [J]. 中国软科学, 2017 (9): 99-113.
- [46] 李春涛, 宋敏, 张璇. 分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据 [J]. 金融研究, 2014 (7): 124-139.
- [47] 张勇. 投资者实地调研与企业会计信息可比性——来自深交所“互动易”平台的经验证据 [J]. 证券市场导报, 2018 (5): 13-22.
- [48] 唐松莲, 李君如, 卢婧. 实地调研类型、信息优势与基金超额收益 [J]. 会计与经济研究, 2017 (1): 43-64.
- [49] Jiang G, Lee C, Yue H. Tunneling through Intercompany Loans: The China Experience [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98 (1): 1-20.
- [50] 魏明海, 黄琮宇, 程敏英. 家族企业关联大股东的治理角色——基于关联交易的视角 [J]. 管理世界, 2013 (3): 133-147.
- [51] 计方, 刘星. 交叉上市、绑定假说与大股东利益侵占——基于关联交易视角的实证研究 [J]. 当代经济科学, 2011 (4): 105-114.

(学术顾问: 吴 溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

股价、未来收益不确定性与评估师盈利预测

——基于评估师信心的中介作用

Stock Price, Uncertainty of Future Earnings and Appraisers' Earning Forecast:
Based on the Mediating Role of the Appraiser's Confidence

张志红 王露露 李 静

ZHANG Zhi-hong WANG Lu-lu LI Jing

[摘要] 基于信息不对称和贝叶斯信念调整理论, 本文以 78 名评估师为实验对象, 通过设计 2×2 被试间实验, 研究股票价格和未来收益的不确定性是否会对评估师的盈利预测产生影响, 并检验了评估师信心的中介作用。结果表明, 未来收益不确定性越高, 股价对评估师盈利预测的影响越大; 评估师信心是中介变量, 未来收益的不确定性通过评估师信心对股价和评估师的盈利预测产生影响。进一步分析结果表明, 评估师在进行盈利预测时会根据股价变动来调整自己的最初预测值, 且研究结果不会因评估师对管理层盈利指导的可靠性的不同认知而发生改变。本文不仅可以丰富评估师盈利预测的相关研究, 还可以为评估师和投资者提供借鉴, 具有一定的理论和现实意义。

[关键词] 股票价格 未来收益不确定性 盈利预测 评估师信心

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 04-0065-10

Abstract: Based on information asymmetry and Bayesian belief adjustment theory, 78 appraisers were selected as experimental objects, and an experiment between 2×2 subjects was designed to study whether the stock price and the uncertainty of future earnings would have an impact on the earning forecast of appraisers, and the mediating effect of appraisers' confidence was tested. The results show that the higher the uncertainty of future earnings, the greater the impact of stock price on the earnings forecast of appraisers. The confidence of appraisers is an intermediary variable, and the uncertainty of future earnings affects the stock price and the earning forecast of appraisers through the confidence of appraisers. Further analysis shows that appraisers modify their initial forecast value according to stock price changes when making earning forecasts, and the results will not change due to the different perceptions of appraisers on the reliability of management's earnings guidance. This paper can not only enrich the relevant research of appraisers' earning forecast, but also provide reference for appraisers and investors, which has certain theoretical and practical significance.

Key words: Stock price Uncertainty of future earning Earning forecast Appraiser confidence

[收稿日期] 2018-12-03

[作者简介] 张志红, 女, 1970 年 8 月生, 山东财经大学会计学院教授, 博士生导师, 管理学博士, 研究方向为资产评估与行为财务会计; 王露露, 女, 1990 年 2 月生, 山东财经大学会计学院硕士研究生, 研究方向为会计学; 李静, 女, 1992 年 10 月生, 研究方向为资产评估。

[基金项目] 山东省自然科学基金项目“财务信息披露形式对非专业投资者判断决策影响研究——从可视化到文本可读性”(项目编号: ZR2019MG032)。

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

委托代理关系的存在使得公司的所有权和经营权出现分离的情况,所有者和经营者出于各自的利益需求导致资本市场上出现了较为严重的信息不对称现象。过去,投资者等利益相关者往往通过目标公司公布的往年度的财务或非财务信息来优化投资决策,但随着资本市场的快速发展,他们逐渐意识到,明智有效的决策行为不仅仅依赖于公司披露的往年度的相关信息,还要有合理的预测信息作为参考,而评估师发布的预测信息作为预测类信息中较为重要的一类,在指导信息使用者做出合理的投资决策、引导资本市场合理配置资源方面发挥着重要作用。

Fama 的有效市场假说认为,市场是有效的,股票价格可以充分反映所有信息,因而股票价格能够在评估师盈利预测时起到重要作用。事实上,股价与盈利预测之间是一种反馈循环的关系,盈利预测会影响股票价格,反过来股票价格也会对盈利预测产生影响。有效的股票价格可以反映与公司基本价值密切相关的信息,且股票价格的波动一般都是被某种信息所驱动的,这种信息就是评估师预测盈利时所要考虑的重要因素。评估师的盈利预测会对企业价值产生较大影响,进而引导着市场的资源配置,所以研究盈利预测的影响因素是极其重要的。基于此,本文从评估师的角度出发,研究了股价对评估师盈利预测的影响。

本文的研究贡献主要体现在以下两点:第一,以往学者往往将研究视角聚集在盈利预测的影响因素和盈利预测对股票价格的影响方面,较少研究股价对评估师盈利预测的影响,本研究不仅能够提供股价影响评估师盈利预测的证据,还丰富了此类研究,为研究者提供了新的研究视角。第二,本文通过设计调查问卷搜集数据,系统性地阐述了股价是如何对评估师盈利预测产生影响的,并根据研究结论提出了具有针对性的建议,具有较强的现实指导意义。

二、文献综述

投资者等信息使用者在进行投资决策时,往往会参考管理层发布的盈利预测信息,管理层盈利预测是管理层对企业未来期间的预期盈余信息进行的披露(陈国辉和伊闽南,2018^[1]),现有研究表明,管理层发布的盈利预测主要受以下两个方面的影响:一方面,从公司治理的角度来看,企业规模(Baginski 和

Hassell, 1997^[2])、公司成长性(Matsumoto, 2002^[3])等都会对管理层盈利预测产生影响;另一方面,从管理者角度来看,管理者的性别(万鹏和曲晓辉, 2012^[4])、年龄(Bertrand 和 Antoinette, 2003^[5])、财务知识背景(Nagar 等, 2003^[6])等也是管理层盈利预测的重要影响因素。

投资者等信息使用者想要做出合理有效的投资决策,除了要关注管理层发布的盈利预测信息外,还希望从外部独立第三方获取公司未来盈利状况的相关信息,评估师、分析师发布的盈利信息自然成为投资者等关注的焦点。现有研究大多从分析师的角度分析了盈利预测的影响因素,从评估师角度进行研究的文献还并不多见。首先,从公司特征来看,公司规模(Hong, 2003^[7])、企业发布的盈利预测报告(Houston 等, 2012^[8])、社会责任报告(张正勇等, 2017^[9])和公司治理机制(徐鑫和朱雯君, 2016^[10])都会对盈利预测的准确程度产生影响。一般来说,规模越大的企业,披露的信息量越大,信息越透明,盈利预测的偏差越小。其次,从公司管理层来看,管理层道德风险(Rouhi 等, 2012^[11])、管理层自利行为(张娆等, 2017^[12])与盈利预测的质量之间也存在一定的关系。最后,从分析师特征来看,李春涛等(2013)^[13]发现较多分析师的跟进行为会增加信息含量,降低预测误差,而 Ignacio (2016)^[14]的研究明确了分析师之间的共识在盈利预测方面的作用,他们认为分析师的共识能够让他们提前宣布意想不到的价格变化,确认先前的盈利估计。

有些研究表明,分析师在进行盈利预测时更倾向于使用公司公开披露的财务信息(Baldwin 和 Rice, 1997^[15]; Brown 等, 1985^[16]; Clement, 2011^[17]),比如年报,但也有证据表明分析师在盈利预测时会一定程度上使用股价(Abarbanell, 1991^[18]; Stickel, 1990^[19])。由于股票价格与盈利预测之间的反馈循环关系,因而盈利预测也会对股价产生影响。Gaggi (1998)^[20]以一年间的数个盈利预测信息为研究对象,以管理层盈利预测宣告日前后5天为研究窗口,发现在预测信息披露的当天及前后几天内,股票价格有显著的调整与反应。Hassell (1986)^[21]通过对上市公司自愿披露的盈余信息进行实证分析,发现当公司提高其自愿披露盈利信息的意愿时,公司股票价格在当年及下一年都会有所提高,且股票的流动性也随之增强。Somnath 和 Kyonghee (2012)^[22]的研究也得到了

相似的结论。

现有研究发现,评估师在评估判断时,容易受到知觉偏差、记忆偏差、判断偏差、行为偏差和情绪偏差等心理偏差的影响(张志红和冯玉梅,2015^[23]),导致评估师的评估判断往往带有一定的主观性(张志红等,2015^[24]),因而,为了减少主观判断对盈利预测造成的影响,评估师在评估判断时也会利用股价进行判断和预测。

综上,现有文献主要集中于介绍盈利预测的影响因素和盈利预测对股价的影响等方面,关于上市公司盈利预测的讨论也主要集中在盈利预测准确性的问题上,在股价对评估师盈利预测的影响方面研究较少。因而,本文以信息不对称理论、信号传递理论和贝叶斯信念调整理论为基础,采用实验设计来研究股价对盈利预测的影响,试图拓宽股价对评估师盈利预测作用机制的研究范围,并为已有文献提供新的研究视角。

三、理论分析和研究假设的提出

(一) 股价、未来收益不确定性与评估师盈利预测

评估师在评估判断时,往往是从各种渠道搜集而来的信息进行分析处理,然后再发布一些新的有用信息。根据有效市场假说,股价是体现公司质量及盈利状况的重要指标,股价变动是新信息流入市场的表现,故评估师进行盈利预测时必须考虑股价变动因素。

心理学常识揭示了个体与个体之间的共识可以降低不确定性的现象,所以当面对某一不确定的事物时,做出判断的主体会格外关注其他个体对于该事物的看法。不确定性程度越高时,其他个体的看法对判断主体的影响就会越大。评估师的盈利预测行为也遵循这个常理,即当评估师认为管理层发布的盈利预测信息不确定性程度越高时,评估师进行盈利预测时就会越多地关注股价因素。

因此,本文预计:管理层发布的盈利预测信息的不确定性会影响股价对评估师盈利预测的作用强度,未来收益不确定性的增强会加大股价对评估师盈利预测的影响,如图1的路径A所示。图2是股价对评估师盈利预测影响的估计模型(利用每股收益预测值衡量盈利预测)。基于上述分析,提出本文的假设1。

H1: 股价和管理层发布的盈利预测信息的不确定性都会对评估师的盈利预测产生影响,且管理层发布的盈利预测信息的不确定性越高,股价对评估师盈

利预测的影响越大。

(二) 评估师信心的中介作用

贝叶斯信念调整理论认为,在充满不确定性的环境下会引发信念调整,行为人为准确掌握某件事物的本质,会依靠与事物特定本质相关事件的发生来进行判断。盈利预测信息是一种预测未来的信息,本身就不存在绝对的精确性,加上评估工作也面临着复杂多变的环境,所以评估师在做决策时,将会根据不确定性的程度对信念进行调整。

信心是判断主体对判断恰当性和准确性的信念。上市公司管理层的盈利指导将传递出有关未来盈利不确定性程度的信息,当评估师认为管理层盈利指导传递出的未来盈利信息缺乏精确性,即不确定程度越高时,评估师对自己的盈利预测越是缺乏信心。因此,本文认为评估师对自己盈利预测的信心与管理层盈利指导传递出的未来盈利预测的不确定程度呈负相关关系,即管理层盈利指导的不确定性程度越大,评估师对自己盈利预测准确性的信心越小,反之,管理层盈利指导的不确定性程度越小,评估师对自己盈利预测准确性的信心越大。如图1的路径B所示。

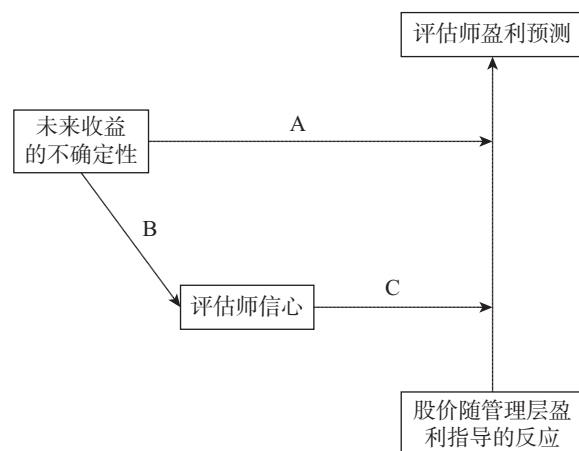


图1 路径分析图

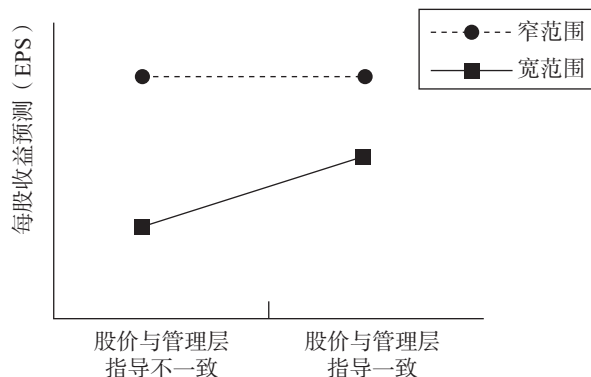


图2 股价对评估师盈利预测影响的结果预测

增强信心的方法之一就是从别处寻找信息来寻求自己判断的一致性,决策者对自己的判断越是缺乏信心,就越容易接受其他人的判断,所以,评估师对自己预测的信心越不足,他们越容易受市场其他参与者盈利预期的影响(本文考虑的是上市公司管理层的盈利预期)。

因此,本文提出,评估师对自己盈利预测的信心是中介变量,未来收益的不确定性通过评估师信心对股价和评估师的盈利预测产生影响,如图1所示的路径B和路径C。基于上述分析,提出假设2。

H2: 未来收益的高不确定性会降低评估师对自己盈利预测的信心,继而增强股价对评估师盈利预测的影响,评估师信心是未来收益不确定性和股价对评估师盈利预测影响的中介变量。

四、实验设计

实验研究是通过科学的、人为的控制实验环境,使被试者的行为发生改变,并对其进行观察、记录和分析的过程。本研究设计2×2的被试间实验来检验股价变动和未来盈利不确定性对评估师盈利预测的总效应。在实验中,评估师首先根据管理层公布的盈利预测信息和其他相关信息对目标公司未来一年和两年的每股收益(EPS)进行预测,然后再根据相关信息和随之发生的股价变动对自己之前做出的盈利预测值进行修正,同时,在实验过程中要记录下评估师在做出评估判断时的不确定程度和信心程度。

(一) 实验对象和案例的选取

本研究选取78名在评估事务所专门从事资产评估工作的评估师作为实验对象,其中男性评估师36人,女性评估师42人,平均有4.3年从事上市公司股价评估的工作经验。

本研究选取AIT公司作为目标公司,原因在于:其一,2015年AIT公司的管理层报告传递出的是利好消息,营业收入、利润总额和净利润分别比上年同期增长了22%、18%和22%,便于控制股价对管理层盈利预测的正向反应;其二,2012年至2015年,AIT公司的每股收益(EPS)分别为0.43元、0.49元、0.55元和0.61元,呈公差为0.06元的等差数列,便于控制实验条件。

(二) 变量说明

本研究的第一个自变量是股价对管理层盈利预测的正向反应。我们把股价对管理层盈利预测的正向反

应控制在两个层面:一致与不一致。反应方向一致意味着较大价格反应,反应方向不一致意味着较小价格反应。在实验中设定,当股价反应很小,只是增加了0.7%时,股价反应与管理层盈利预测不一致;当股价反应很大,增加了17%时,股价反应与管理层盈利预测一致。

第二个自变量是未来收益的不确定性程度,用管理层盈利预测的范围来表示,范围较窄意味着不确定性程度较小,范围较宽意味着不确定性程度较大。在实验中设定,管理层盈利预测范围较宽的条件下,管理层盈利指导的范围是每股收益(EPS)0.73元~0.95元;在管理层盈利预测范围较窄的条件下,管理层盈利指导的范围是每股收益(EPS)0.83元~0.85元。实验中使用两种宽度的预测范围时设定同样的中间值0.84元作为控制手段。

本研究中,因变量是评估师盈利预测,用评估师对未来一年和未来两年每股收益(EPS)的预测值来衡量。

(三) 实验过程

第一步,首先将AIT公司的资料提供给评估师,为了排除利益相关因素的影响,假定评估师没有也并不打算要投资AIT公司。然后令评估师阅读AIT公司2015年度的盈利报告,包括该公司2015年和2014年的收入、净利润和每股收益(EPS),并指出与2014年相比,2015年的收入和净利润均增加了22%,同时强调该公司CEO在一次电话会议中向公众传递了利好消息,明确表明明年会有较好的增长机会。最后向评估师提供公司说明、股票情况和2011—2015年财务报表等额外资料。

第二步,评估师阅读完公司盈利报告和其他资料后,要求评估师对该公司未来一年和未来两年的每股收益(EPS)进行盈利预测,同时要求评估师对自己盈利预测的信心进行打分。

第三步,向评估师宣布该公司CEO宣称想要通过发展新的电磁成像设备来获取持续发展机会的消息,并提供股价对管理层盈利指导的反应,要求评估师重新做出对该公司未来一年和未来两年每股收益(EPS)的盈利预测,并再次对自己盈利预测的信心进行打分。

五、实验结果与分析

(一) 操控性检验

本研究设计的是2×2被试间实验,所以共设计

了 4 份调查问卷。实验中，首先，要求评估师对管理层盈利指导呈现出的宽窄范围以及股价对管理层盈利预测反应的一致情况进行判断。结果表明，91% 的评估师都能正确判断出管理层盈利指导的范围，90% 的评估师能正确判断出股价对管理层盈利指导的反应。

其次，要求评估师对以下 3 个项目做出评级：

（1）对管理层盈利指导中未来每股收益（EPS）预测范围的精确性进行判断（“1=极不精确”“14=

极度精确”）。表 1 是评估师对管理层盈利预测范围精确性判断的描述性统计和样本检验结果。由表中数据可知，宽范围预测条件下的均值为 5.93，小于窄范围条件下的 9.46，在 95% 的置信区间内，宽范围条件下的值在 5.35~6.51 之间，窄范围条件下的值在 8.88~10.04 之间，由此可见，评估师认为管理层盈利指导在窄范围预测条件下的精确性更高。描述性统计和样本检验结果表明本研究的实验条件得到了较好的控制。

表 1 评估师对管理层盈利预测范围精确性判断的描述性统计与样本检验结果

Panel A：描述性统计						
	N	极小值	极大值	均值		标准差
				统计量	标准误	
宽范围（0.73~0.95）	41	2	10	5.93	0.29	1.84
窄范围（0.83~0.85）	37	5	13	9.46	0.29	1.74
Panel B：样本检验						
	检验值 = 78					
	t	df	p.（双侧）	均值	95% 置信区间	
					下限	上限
宽范围（0.73~0.95）	20.67	40	0.00	5.93	5.35	6.51
窄范围（0.83~0.85）	33.04	36	0.00	9.46	8.88	10.04

表 2 评估师对管理层盈利预测范围不确定性判断的描述性统计与样本检验结果

Panel A：描述性统计						
	N	极小值	极大值	均值		标准差
				统计量	标准误	
宽范围（0.73~0.95）	41	7	14	9.76	0.27	1.76
窄范围（0.83~0.85）	37	3	10	5.65	0.25	1.51
Panel B：样本检验						
	检验值 = 78					
	t	df	p.（双侧）	均值差值	95% 置信区间	
					下限	上限
宽范围（0.73~0.95）	35.54	40	0.00	9.76	9.20	10.31
窄范围（0.83~0.85）	22.71	36	0.00	5.65	5.14	6.15

（2）对管理层盈利指导中未来每股收益（EPS）预测范围的不确定程度进行判断（“1=非常确定”“14=极不确定”）。由表 2 的结果可知，在宽范围预测条件下，评估师对管理层预测范围不确定性判断的均值 9.76 要大于窄范围预测条件下的均值 5.65，在 95% 的置信区间内，宽范围预测条件下的值在 9.20~10.31 之间，窄范围预测条件下的值在 5.14~6.15 之间，说明评估师认为宽范围预测条件下的不确定性程

度较高。此结果与评估师对管理层盈利指导精确性判断的结果恰好相反，即精确性越高，不确定性越低。两者之间相互验证，表明实验条件得到了较好的控制。

（3）股价对管理层盈利报告的反应与评估师预期之间的差距（“1=股价对管理层盈利报告的反应程度远低于自己的预期”“7=股价对管理层盈利报告的反应程度与自己的预期一致”“14=股价对管理层盈

利报告的反应程度远高于自己的预期”)。表 3 是股价对管理层盈利报告的反应与评估师预期之间差距的描述性统计和样本检验结果。由表中数据可知, 股价反应与管理层盈利报告一致 (即股价上升了 17%) 时的均值为 6.62, 不一致 (即股价上升了 0.7%) 时的均值为 3.77。在 95% 的置信区间内, 股价反应与

预期之间的差距在反应一致情况下的值为 6.09 ~ 7.14, 大于反应不一致情况下的 3.43 ~ 4.11。由此可见, 相较于股价反应与管理层报告不一致的情况, 评估师认为在股价反应与管理层报告一致的情况下, 自己的预期与股价反应更趋于一致, 再次表明实验条件得到了较好的控制。

表 3 股价反应与评估师预期之间差距的描述性统计与样本检验结果

Panel A: 描述性统计						
	N	极小值	极大值	均值		标准差
				统计量	标准误	
反应一致	39	3	10	6.62	0.26	1.63
反应不一致	39	2	6	3.77	0.17	1.04
Panel B: 样本检验						
	检验值 = 78					
	t	df	p. (双侧)	均值差值	95% 置信区间	
					下限	上限
反应一致	25.31	38	0.00	6.62	6.09	7.14
反应不一致	22.68	38	0.00	3.77	3.43	4.11

(二) 假设检验

1. 假设 1 的检验。

(1) 描述性统计。表 4 是评估师对未来一年、未来两年每股收益 (EPS) 进行预测的初始值和修正值的描述性统计结果。图 3 和图 4 是评估师对未来一年、未来两年每股收益 (EPS) 进行预测的修正值。首先, 当管理层盈利预测范围较窄 (不确定性较低) 时, 评估师的盈利预测值都大于管理层盈利预测范围较宽 (不确定性较高) 时的盈利预测值。其次, 在

管理层盈利预测范围较窄的条件下, 评估师第一年修正的盈利预测值分别是 0.80 元和 0.79 元, 第二年修正的盈利预测值分别是 0.94 元和 0.93 元。在管理层盈利预测范围较宽的条件下, 评估师第一年修正的盈利预测值分别是 0.74 元和 0.78 元, 第二年修正的盈利预测值分别是 0.86 元和 0.89 元。由此可见, 相较于较窄范围的管理层盈利预测, 股价反应对评估师盈利预测的影响在较宽范围下更大。

表 4 评估师年度每股收益 (EPS) 的描述性统计

条件	N	第一年		第二年	
		初始值	修正值	初始值	修正值
窄/一致	18	0.67 (0.02)	0.79 (0.04)	0.75 (0.02)	0.93 (0.03)
窄/不一致	19	0.68 (0.02)	0.80 (0.04)	0.75 (0.04)	0.94 (0.06)
宽/一致	21	0.68 (0.03)	0.78 (0.02)	0.75 (0.03)	0.89 (0.03)
宽/不一致	20	0.69 (0.02)	0.74 (0.04)	0.68 (0.03)	0.86 (0.04)

(2) 样本 T 检验。表 5 是宽窄范围下, 股价反应一致与不一致时评估师第一年预测值的独立样本 T 检验结果。由表中数据可知, 在宽范围条件下, 双侧检验的 p 值为 0.00, 小于 0.05, 即在宽范围条件 (不确定性较高) 下, 股价反应会显著影响评估师的盈利预测。而在窄范围条件下, 双侧检验的显著性 p 值为 0.98, 大于 0.05, 说明两组均值不存在显著差异, 即在窄范围条件 (不确定性较低) 下, 股价反

应对评估师盈利预测影响并不显著。由此可以得出结论, 在窄范围预测条件下, 股价对评估师盈利预测的影响几乎可以忽略不计, 而在宽范围预测条件下, 股价对评估师盈利预测产生了较大的影响, 即未来收益不确定性越高, 股价反应对评估师盈利预测的影响越大, 验证了本文的假设 1。第二年评估师盈利预测修正值的检验结果与第一年相同, 限于篇幅, 不再列示第二年的检验结果。

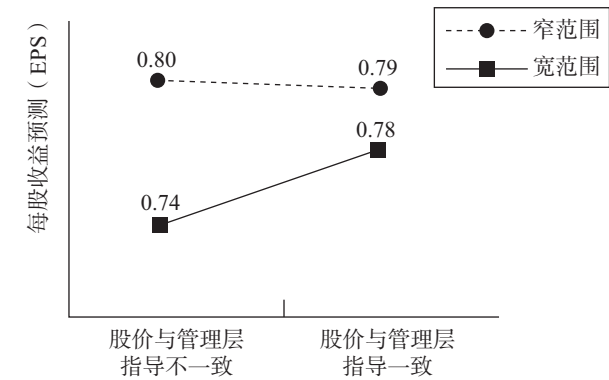


图 3 未来一年的年度 EPS 预测值（修正值）

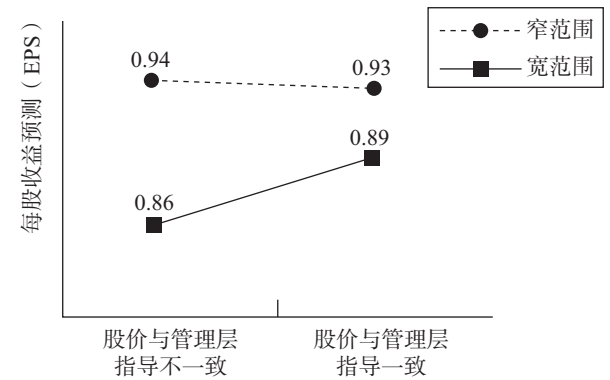


图 4 未来两年的年度 EPS 预测值（修正值）

表 5 第一年预测值的独立样本 T 检验结果

		方差方程的 Levene 检验		均值方程的 t 检验						
		F	p.	t	df	p.（双侧）	均值差值	标准误差值	95%置信区间	
									下限	上限
宽范围 预测值	假设方差相等	0.47	0.49	-4.56	39	0.00	-0.04	0.01	-0.07	-0.03
	假设方差不相等			-4.52	34.17	0.00	-0.04	0.01	-0.07	-0.03
窄范围 预测值	假设方差相等	4.12	0.05	-0.03	35	0.98	-0.01	0.01	-0.02	0.02
	假设方差不相等			-0.03	28.22	0.98	-0.01	0.01	-0.02	0.02

2. 假设 2 的检验

假设 2 认为，评估师信心是未来收益不确定性和股价反应对评估师盈利预测影响的中介变量，即当未来收益不确定性越高时，评估师信心越低，评估师盈利预测受股价影响的可能性就会越大。本文选用股价反应对管理层盈利报告反应不一致情况下的 39 个观测值来检验假设 2。

首先对修正的 EPS 值、未来收益不确定性和评估师信心三组数据进行正态性检验，具体结果见表 6。由表中数据可知，三组数据正态性检验的 p 值均大于 0.05，可以认为这三组数据均服从正态分布。

表 6 修正 EPS 值、不确定性和信心的正态性检验

	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	统计量	df	p.	统计量	df	p.
修正 EPS 值	0.136	39	0.07	0.95	39	0.11
不确定性	0.176	39	0.08	0.95	39	0.09
信心	0.108	39	0.20	0.98	39	0.57

然后，建立如下四个回归模型，利用回归分析中系数的显著性变化来检验评估师信心的中介作用。

模型 1： $REVEPS=\beta_0+\beta_1UNCERTAINTY+\varepsilon$

模型 2： $CONFIDENCE=\beta_0+\beta_1UNCERTAINTY+\varepsilon$

模型 3： $REVEPS=\beta_0+\beta_1CONFIDENCE+\varepsilon$

模型 4： $REVEPS=\beta_0+\beta_1UNCERTAINTY+\beta_2CONFIDENCE+\varepsilon$

模型 1 检验的是图 1 中的路径 A，用管理层报告传递出的未来收益的不确定性（ $UNCERTAINTY$ ）来解释修正的年度 EPS 预测值（ $REVEPS$ ）；模型 2 检验的是图 1 中的路径 B，用未来收益的不确定性（ $UNCERTAINTY$ ）解释评估师信心（ $CONFIDENCE$ ）；模型 3 检验的是图 1 中的路径 C，用评估师的信心（ $CONFIDENCE$ ）解释修正的年度 EPS 预测值（ $REVEPS$ ）；模型 4 检验的是中介作用，在控制了未来收益不确定性（ $UNCERTAINTY$ ）的影响后，继续用评估师信心（ $CONFIDENCE$ ）解释年度修正的 EPS 预测值（ $REVEPS$ ）。上述模型的具体检验结果见表 7。

表 7 的 Panel A 汇报了模型 1 的回归结果，由表中数据可知，未来收益的不确定性（ $UNCERTAINTY$ ）与评估师做出的修正的 EPS 预测值（ $REVEPS$ ）之间是统计显著的负相关关系（ $p=0.001<0.01$ ）。Panel B 是模型 2 的回归结果，结果显示，未来收益不确定性程度越高，评估师进行盈利预测的信心越低，二者之间是统计显著的负相关关系（ $p=0.04<0.05$ ）。Panel C 是评估师信心（ $CONFIDENCE$ ）对修正的 EPS 预测值（ $REVEPS$ ）的影响的统计结果，结果表明，评估时信心（ $CONFIDENCE$ ）与修正的 EPS 预

测值 (*REVEPS*) 之间是统计显著的正相关关系 ($p=0.001<0.01$)。Panel D 是中介作用的检验结果, 结果显示, 信心 (*CONFIDENCE*) 的系数为 0.008, 仍然显著为正 ($p=0.006$), 但是与模型 1 相比, 未来收益不确定性 (*UNCERTAINTY*) 的系数由 -0.008 变为 -0.006, 显著性 p 值也由 0.001 变为 0.012, 由此可见, 评估师的信心作为中介变量, 缓和了管理层盈利指导传递出的未来盈利的不确定性和股价对评估师盈利预测的影响, 验证了本文的假设 2。上述数据均为第一年的回归结果, 第二年回归结果与第一年回归结果得到的结论是相同的, 限于篇幅, 不再列示相关表格。

表 7 回归结果统计表

Panel A: 模型 1 的检验结果			
皮尔逊相关性	R^2	系数	
		常量 (显著性)	不确定性 (显著性)
-0.510 **	0.260	0.833 (0.000)	-0.008 (0.001)
Panel B: 模型 2 的检验结果			
-0.330 *	0.109	10.115 (0.000)	-0.270 (0.040)
Panel C: 模型 3 的检验结果			
皮尔逊相关性	R^2	系数	
		常量 (显著性)	信心 (显著性)
0.525 **	0.276	0.687 (0.000)	0.010 (0.001)
Panel D: 模型 4 的检验结果			
R^2	系数		
	常量 (显著性)	不确定性 (显著性)	信心 (显著性)
0.403	0.755 (0.000)	-0.006 (0.012)	0.008 (0.006)

表 8 评估师利用股价情况的描述性统计

	N	极小值	极大值	均值		标准差
				统计量	标准误	
情况 1	78	4	13	8.78	0.23	2.06
情况 2	78	2	10	6.72	0.21	1.84

表 9 评估师利用股价情况的样本检验结果

		方差方程的 Levene 检验		均值方程的 t 检验					
		F	p	t	df	p (双侧)	均值差值	标准误差值	95% 置信区间
观测值	假设方差相等	0.637	0.426	6.60	154	0.00	2.06	0.31	1.45 2.68
	假设方差不相等			6.60	151.99	0.00	2.06	0.31	1.45 2.68

2. 评估师对管理层盈利指导可靠性的认知情况。

使用管理层盈利报告中的预期盈利设定来检验股价是否会对评估师盈利预测产生影响的一个可能

(三) 进一步分析

1. 评估师对股价信息的利用情况。

本文在研究过程中所结合的理论、提出的假设全都是以前评估师在进行盈利预测时会参考股价变动为基础的, 然而评估师在实际操作中可能会存在不关注股价、不利用股价变动对自己的盈利判断做出修正的情况, 因而我们对这一前提进行了进一步检验。我们在问卷中增加了如下问题: 假如某公司的 CEO 给出的当前会计年度的盈利范围是每股增加 0.29~0.47 元, 请您考虑以下两种情况:

情况 1: 该公司管理层发布的盈利报告使其股价提高了 1.61 元或 19%, 其收盘价是 10.08 元, 此时您修正后的预测值会 _____ 初始预测 (1 表示远小于, 14 表示远大于)。

情况 2: 该公司管理层发布的盈利报告使其股价提高了 0.08 元或 1%, 其收盘价是 8.55 元, 此时您修正后的预测值会 _____ 初始预测 (1 表示远小于, 14 表示远大于)。

对这一问题的回答能够检验评估师在进行预测判断时是否会利用股价的问题, 表 8 和表 9 报告了评估师对这一问题回答情况的描述性统计和样本检验结果。由表 8 中的数据可知, 情况 1 的均值是 8.78, 大于情况 2 下的均值 6.72。表 9 中的 Levene 检验结果显示, 两种情况下的均值之间存在显著差异 ($p=0.00<0.01$), 即情况 1 下的观测值显著大于情况 2 下的观测值。由此可以得出结论, 评估师在进行盈利预测时会充分利用股价因素, 本文的研究前提是成立的。

缺陷是, 评估师对管理层盈利报告的认知会部分取决于评估师对管理层可靠性的认知, 因此, 本实验所观察的结果可能随评估师对管理层可靠性认知的

不同而存在不同解释。为了避免这种潜在问题对实验结果造成的影响，我们在调查问卷中设计了这样一个问题：“您在多大程度上相信管理层盈利报告的可靠性？”并要求评估师从14个层级上回答这一问题，“1=非常不可靠”“14=非常可靠”。表10是评估师对管理层盈利报告可靠性认知的描述性统计结果，由表中数据可知，窄范围条件下的均值为8.54，宽范围条件下的均值为6.17。由此可见，管理层盈利预测的范围也会对评估师对其可靠性的认知产生影响。

具体来说，与较宽的预测范围相比，评估师认为

管理层在较窄预测范围内传递出的未来盈利预测信息的可靠性更高。在检验假设1时，我们假定评估师认为管理层的盈利指导是可靠的，因而我们将可靠性分为高可靠性和低可靠性两组，并利用高低两组的数据重新检验假设1，检验结果如图5和图6所示。图5表示的高可靠性组在第一年支持了这一假设，但图6表示的低可靠性组在第一年并不支持这一假设（第二年和第一年的结果相同，限于篇幅，不再赘述第二年的结果）。总之，进一步分析结果表明，实验结果并不会因评估师对管理层盈利指导可靠性的认知不同而发生改变。

表 10 评估师对管理层盈利指导可靠性认知情况的描述性统计

	N	极小值	极大值	均值		标准差
				统计量	标准误	
窄范围（0.83~0.85）	37	4	12	8.54	0.34	2.08
宽范围（0.73~0.95）	41	3	10	6.17	0.29	1.87

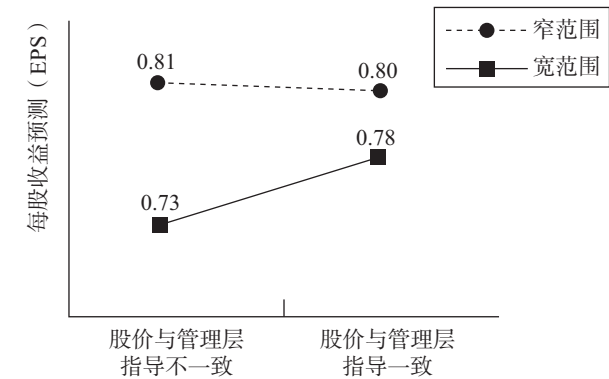


图 5 高可靠性组第一年评估师对每股收益（EPS）的预测值

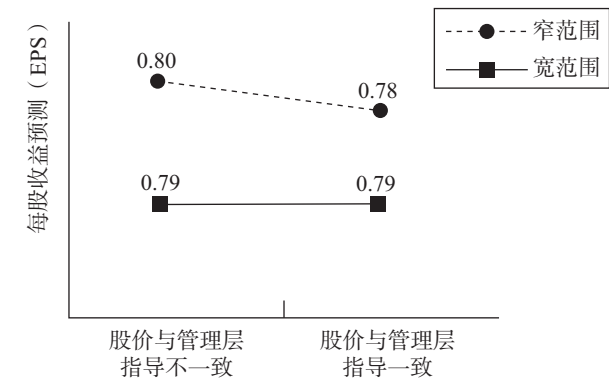


图 6 低可靠性组第一年评估师对每股收益（EPS）的预测值

益不确定性的情况下，股价如何对评估师的盈利预测产生影响，并检验了评估师信心的中介作用。研究结果支持了本文所提出的假设，具体的研究结论如下：

第一，管理层盈利指导传达出的未来收益的不确定性越高时，股价对管理层盈利预测的影响越大，未来收益的不确定性较低时，评估师在进行盈利预测时几乎不会受到股价变动的影响。

第二，未来收益的不确定性通过评估师信心影响了股价对评估师的盈利预测，评估师对自己盈利预测的信心是中介变量，即管理层盈利指导传达出的高不确定性降低了评估师对自己盈利预测的信心，继而增强了股价对评估师盈利预测的影响。

第三，进一步分析表明，评估师在进行盈利预测时，会充分利用股价因素，评估师会根据股价的变动情况修正自己的最初预测值。另外，将评估师对管理层盈利指导的可靠性划分为高可靠性与低可靠性两组后，发现高可靠性组的数据支持了本文的假设1，但是低可靠性组的数据并不支持本文提出的假设。这一结果证明实验结果并不会因评估师对管理层盈利指导信息的可靠性的不同认知而发生改变，排除了管理层信息可靠性对研究结果的影响。

(二) 建议

针对上述研究结论，本文提出如下建议：

一方面，对于评估师而言，首先，在进行盈利预测前，要利用各种途径搜集目标公司的相关信息，谨

六、研究结论与建议

(一) 研究结论

本文利用2×2的被试间实验，分析了在未来收

慎对待管理层发布的盈利预测；其次，在进行盈利预测时，要充分利用股票价格；最后，由于评估工作所面临的环境存在诸多不确定因素，因而评估师在预测时，要对自己的专业判断充满信心，避免从众心理和羊群效应的影响，从而做出有效的评估判断。

另一方面，对于信息使用者而言，不仅要关注管

理层发布的盈利预测消息，关注股价对管理层盈利预测的反应，还要对管理层和评估师做出的盈利预测保持理性的谨慎态度，不要偏听偏信，盲目从众。除此之外，信息使用者要将管理层和评估师做出的盈利预测进行对比，关注他们发布的信息的相同与不同之处，在综合各方面因素后，作出合理的投资决策。

参考文献

- [1] 陈国辉, 伊闽南. CEO 权力强度、内部控制与创业板上市公司盈利预测质量 [J]. 审计与经济研究, 2018, 33 (5): 46-54.
- [2] Baginski S P, Hassell J M. Determinants of Management Forecast Precision [J]. The Accounting Review, 1997, 72 (2): 303-312.
- [3] Matsumoto D A. Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises [J]. The Accounting Review, 2002, 77 (3): 483-514.
- [4] 万鹏, 曲晓辉. 董事长个人特征、代理成本与营收计划的自愿披露——来自沪深上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2012 (7): 15-23, 96.
- [5] Bertrand M, Antoinette S. Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118 (4): 1169-1208.
- [6] Nagar V, Nanda D, Wysocki P. Discretionary Disclosure and Stock-Based Incentives [J]. Journal of Accounting and Economics, 2003, 34 (1): 283-309.
- [7] Hong H. Analyzing the Analysts: Career Concerns and Biased Earnings Forecasts [J]. Journal of Finance, 2003, 58 (1): 313-351.
- [8] Houston G, McNichols H, Wilson P. Discretionary Disclosure and External Financing [J]. Accounting Review, 2012 (9): 236-240.
- [9] 张正勇, 胡言言, 吉利. 企业社会责任报告鉴证能够降低分析师盈利预测偏差吗? [J] 审计与经济研究, 2017, 32 (5): 85-95.
- [10] 徐鑫, 朱雯君. 产品市场竞争、公司治理与分析师盈利预测质量 [J]. 山西财经大学学报, 2016, 38 (3): 56-67.
- [11] Rouhi F. An Investigate on Relationship Between Moral Hazard and Corporate Governance with Earning Forecast Quality in the Tehran Stock Exchange [J]. Management Science Letters, 2012, 2 (8): 2795-2802.
- [12] 张尧, 薛翰玉, 赵健宏. 管理层自利、外部监督与盈利预测偏差 [J]. 会计研究, 2017 (1): 32-38.
- [13] 李春涛, 胡宏兵, 谭亮. 中国上市银行透明度研究——分析师盈利预测和市场同步性的证据 [J]. 金融研究, 2013 (6): 118-131.
- [14] Ignacio C C. Analyst Consensus in the Eurozone Stock Markets [J]. The Spanish Review of Financial Economics, 2016, 14 (2): 66-79.
- [15] Baldwin N S, Rice R E. Information-seeking Behavior of Securities Analysts: Individual and Institution Influence, Information Sources and Channels, and Outcomes [J]. Journal of the American Society for Information Science, 1997, 48 (8): 674-693.
- [16] Brown P, Foster G, Noreen E. Security Analyst Multi-Year Earnings Forecasts and the Capital Market [J]. Studies in Accounting Research, 1985, 21: 123-128.
- [17] Clement M B. Understanding Analysts' Use of Stock Returns and Other Analysts' Revisions When Forecasting Earnings [J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 51 (3): 279-299.
- [18] Abarbanell J S. Do Analysts' Earnings Forecasts Incorporate Information in Prior Stock Price Changes? [J]. Journal of Accounting and Economics, 1991, 14 (2): 147-165.
- [19] Stickel S E. Predicting Individual Analyst Earnings Forecasts [J]. Journal of Accounting Research, 1990, 28 (2): 409-417.
- [20] Gaggi B. The Association Between Independent Non-executive Direction, Family Control and Financial Disclosures [J]. Journal of Accounting and Public, 1998, 11: 143-181.
- [21] Hassell J M. Relative Forecast Accuracy and the Timing of Earnings Forecast Announcements [J]. The Accounting Review, 1986, 61 (1): 58-75.
- [22] Somnath D, Kyonghee K. On the Anomalous Stock Price Response to Management Earnings Forecasts [J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2012, 39 (7): 905-935.
- [23] 张志红, 冯玉梅. 评估判断的认知和影响因素研究——基于对中国资产评估师的问卷调查 [J]. 财经论丛, 2015 (1): 78-83.
- [24] 张志红, 田昆儒, 李香梅. 评估师经验、收益信息透明度对估值判断影响的实验研究 [J]. 会计研究, 2015 (4): 27-32.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

中国银行间市场国债收益率曲线： 基于静态插值模型的估计

Estimating Yield Curves of China Interbank Treasury Security Market: An Interpolation Approach

郭 枫 倪婧钰

GUO Feng NI Jing-yu

[摘 要] 本文依据多指数衰减插值模型 (Multiple Exponential Decay Interpolation Model), 对中国银行间市场国债收益率曲线进行拟合。同时将多指数衰减模型与 McCulloch 三次样条模型和 Nelson-Siegel-Svensson 模型进行比较。实证结果表明, 多指数衰减模型能更好适应中国银行间市场国债收益率曲线的形态特点, 拟合优度更高, 且兼具模型简约、计算负荷量小等优点。通过对比样本期间拟合价格残差的月加权均方根误差 ($wRMSE$), 多指数衰减模型在收益率曲线拟合方面具有相对优势, 兼顾有效性、最优性和简约性, 同时最大程度克服了过度拟合。此外, 多指数衰减模型能够适应波动性较大的极端市场价格数据, 在识别债券价格异象方面有一定优势。

[关键词] 利率期限结构 收益率曲线拟合 插值 国债 残差分析

[中图分类号] F015 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 04-0075-16

Abstract: Based on the multiple exponential decay interpolation model, this paper studies the yield-curve fitting of the China's interbank Treasury security market, and compares the fitting performance of the new model to that of other prevailing interpolation models, such as McCulloch cubic-spline model and Nelson-Siegel-Svensson model. The empirical results suggest that the multiple exponential decay interpolation model is more adaptive to the time-varying shapes of Chinese risk-free yield curve. Not only does it outperform other competing models in terms of weighted rooted mean square error ($wRMSE$), but it also incurs least over-fitting. Moreover, it has great potential in fitting volatile data during extreme cyclical periods and identifying market price anomalies.

Key words: Term structure of interest rates Yield curve-fitting Interpolation Treasury security Residual analysis

[收稿日期] 2019-10-09

[作者简介] 郭枫 (通讯作者), 男, 1981 年 11 月生, 中央财经大学中国金融发展研究院助理教授, 经济学博士, 主要研究领域为固定收益、宏观经济和计算经济; 倪婧钰, 女, 1996 年 6 月生, 中央财经大学中国金融发展研究院硕士研究生, 主要研究领域为资产定价。

本文作者衷心感谢 J. Huston McCulloch, José Faias, Gerald Whitney, 以及匿名评审人提出的修改意见。特别感谢梁青和叶琳琳两位同学给予数据相关的研究协助。文责自负。

一、引言

随着我国利率市场化改革不断深入,央行逐步放松对存贷款利率的管制,市场化利率也正逐步形成。十八届三中全会刊发《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,其中首次提出“加快推进利率市场化,健全反映市场供求关系的国债收益率曲线”的新要求。在此大背景下,根据债券二级市场价格估计利率期限结构的可行性和实用性逐步增强。国债利率期限结构能最直接反映资产的无风险基础价格和市场资金的供求状况;国债收益率曲线形态的变化还可以进一步传递金融市场信息、预测宏观经济周期波动。因此,研究如何更好地拟合中国国债收益率曲线具有重大的现实意义。

国债收益率曲线反映不同期限无违约风险收益率之间的关系,其图像是在以期限为横轴、收益率为纵轴的坐标平面上描述的一条曲线。这里的“收益率”指即期收益率(spot yield/zero-coupon yield)、平价收益率(par yield)和远期利率(forward rate)。它们均由贴现函数导出,彼此之间可以相互转换。贴现函数的估计则基于债券市场各券报价或成交价格。由于任何债券市场的流通可交易债券在期限上均是离散的,无论贴现函数还是上述三种收益率函数均无法通过市场价格直接观测,必须从可观察到的各债报价中估计出隐含的连续利率期限结构。众所周知,无风险收益率曲线是金融市场资产定价的基准。因此,国债收益率曲线的拟合无论对科研学者还是金融从业人员来说都至关重要。

利率期限结构模型一般分为静态模型和动态模型。静态模型指采用插值(interpolation)等曲线拟合方法,利用某一债券市场(例如国债市场或AAA企业债市场)可观测到的债券报价或实际交易价格平滑拟合出该市场的贴现函数 $\delta(m)$ 。国外学者Fama和Bliss(1987)^[1]、McCulloch(1975)^[2]、Nelson和Siegel(1987)^[3]、Fisher等(1995)^[4]的研究都是这种方法的代表,不同之处在于他们选择构建插值模型的函数形式不同。主流研究中有两类插值模型具有较好的拟合效果和经济学含义,在行业运用中也最为普遍:一类是McCulloch三次样条模型(McCulloch Cubic Spline),另一类是基于指数衰减函数的Nelson-Siegel-Svensson模型。前者由McCulloch(1975)^[2]首次提出,经不断优化,McCulloch和Kochin(2000)^[5]提

出了非参Quadratic-natural cubic spline(以下简称QNC)三次样条插值模型;McCulloch和Kochin(2000)^[5]同时提出基于线性最小二乘的迭代估计方法,用于估计模型的未知系数。后者起源于Nelson和Siegel(1987)^[3]提出的Nelson-Siegel(以下简称NS)模型,但应用更广的还是经Svensson(1994)^[6]拓展的Nelson-Siegel-Svensson(以下简称NSS)模型。这类模型的系数估计一般直接采用无约束非线性最优化。Guo(2019)^[7]在吸收二者优良特质的基础上提出了多指数衰减插值模型(Multiple exponential decay interpolation model,以下简称MED)。他从经济学理论含义和实证拟合效果两方面对比了MED、NSS以及基于QNC的改进模型Semi-natural cubic spline(以下简称SNC模型)。他发现MED模型不但(部分地)吻合Nelson-Siegel模型中因子的经济学含义(根据Diebold和Li(2006)^[8]总结),而且保留了SNC模型的非参属性,使模型对不同收益率曲线形态的适应性更强。实证结果显示,MED模型在拟合过去20年美国国债收益率曲线时显著优于NSS和SNC模型。

动态模型基于收益率服从某种动态随机过程的假设,模拟收益率随时间变化的动态规律。最流行的一类动态模型是仿射期限结构模型(Affine term structure model,简称ATSM),由Vasicek模型(Vasicek, 1977^[9])和CIR模型(Cox等, 1985^[10])等单因子模型演化而来,并经Duffie和Kan(1996)^[11]、Dai和Singleton(2000)^[12]、Ang和Piazzesi(2003)^[13]等将其发展完善。此类模型将收益率表示为少数服从动态随机过程的因子的线性函数,用仿射扩散过程刻画因子的动态变化,通过无套利条件分析得出债券价格的解。

在探讨中国债券市场收益率曲线的文献中,利用静态和动态模型的研究成果均很丰富。在静态利率期限结构模型方面,郑振龙和林海(2003)^[14]选取2002年9月13日的中国银行间市场国债价格对我国的利率期限结构进行估计,将线性插值模型和二次样条插值模型进行对比。他们发现二次样条插值模型具有计算简便的优点,且适用于形状复杂的收益率曲线拟合。朱世武和陈健恒(2003)^[15]选取2003年3月28日上交所15支付息国债收盘价拟合即期收益率曲线,对McCulloch三次样条模型和NSS模型进行了比较,发现NSS模型拟合程度更高,尤其是在曲线远端拟合方面优于McCulloch三次样条模型,更适用于

我国交易所国债市场收益率曲线的拟合。郭涛和李俊霖 (2007)^[16]选取 2005 年 7 月至 2006 年 6 月上交所国债收盘价,分别采用 McCulloch 三次样条、指数样条和 NS 模型估计国债利率期限结构,实证结果显示 NS 模型拟合效果更稳定,具有更好的样本外 (out-of-sample) 拟合能力;而 NSS 的样本内 (in-sample) 拟合虽更好,但样本外拟合误差显著大于 NS,说明 NSS 模型存在过度拟合 (over-fitting)。周子康等 (2008)^[17]在 NS 和 NSS 模型的基础上构建出了 NS 修正模型 (以下简称 NSM),并对 2005 年 1 月至 2007 年 11 月的上交所国债收盘价数据进行拟合,结果显示 NSM 模型拟合精度更高,价格误差更小,在多项指标表现上优于 NS 和 NSS 模型,更适用于中国交易所国债市场。

动态利率期限结构模型方面,范龙振和张国庆 (2005)^[18]构造了两因子 CIR 模型,选取 1997 年 1 月至 2002 年 4 月上交所国债交易价格数据进行估计,发现两因子模型不能充分捕捉收益率曲线形状特征,且预测误差具有系列相关性,模型的因子解释能力有待提高。沈根祥和陈映洲 (2015)^[19]在动态 NS 模型 (Diebold 和 Li, 2006^[8]) 的基础上提出了双斜率动态 NS 模型,并选取 2006 年 3 月至 2013 年 11 月银行间市场国债数据进行拟合,结果显示双斜率动态 NS 模型对我国国债收益率曲线近端的静态拟合和动态预测效果较经典动态 NS 模型显著提高。丁志国等 (2016)^[20]选取 2005 年 1 月至 2012 年 12 月中国宏观经济数据作为状态变量,并将状态变量假设为 AR (1)、AR (2)、ARMA (1, 1) 以及随机游走四种动态过程,然后比较拟合和预测效果。结果显示 Vasicek-AR (1) 模型更加适合中国国债收益率的拟合与预测。

静态利率期限结构模型因具有更简洁的函数形式、更小的计算负荷,以及比经典 ATSM 模型更好的拟合效果 (Christensen 等, 2011^[21]), 在学术研究和行业实操中有着更广泛的应用。SNC 和 NSS 两种主流的静态模型各有优劣,两者之间的选择在很大程度上取决于拟合收益率曲线的目的。SNC 是非参模型,模型的具体参数个数可由样本数据最优决定,因而在拟合各种收益率曲线形态方面具有更大的灵活性,适合金融从业者寻找市场短期价格异象 (price anomalies) 及套利机会。遗憾的是,基于三次函数的 SNC 模型偶尔给被拟合的收益率曲线带来一些不切

实际的形态;此外,模型还必须施加远端点条件 (long-end point condition), 以便在远端点之外的外推区间 (extrapolation) 实现渐进收敛 (asymptotic convergence)。反观之, NSS 模型是参数模型,模型表达式是固定的,不能随样本数据优化调整,因而拟合的曲线形态相对单一。然而, NSS 模型的基础指数衰减函数自带渐进收敛性,模型不需要施加任何端点条件;而且指数衰减函数天然适合拟合贴现函数曲线,这为收益率曲线提供了更简约的函数形式和更光滑平稳的拟合效果,因此更适合宏观经济学家将其用于科研目的。Guo (2019)^[7]提出的 MED 模型继承了这两种代表性插值模型的优点:首先, MED 基于指数衰减函数,继承 NSS 模型的简约性与拟合平稳性;其次, MED 继承 SNC 模型的非参性,能适应更多的曲线形态。在美国国债市场收益率曲线的拟合中, MED 模型的表现优于 SNC 和 NSS,在一定程度上证明了 MED 模型的实用价值。

应用 MED 模型拟合中国国债收益率曲线,并检验其拟合效果是否更优将是一个有趣的研究课题。本文首次同时使用三种模型拟合中国银行间市场国债收益率曲线,在三种曲线拟合“赛马”的实验中对比研究 MED、SNC 和 NSS 的优劣。对于三种模型未知参数的估计,本文均采用 McCulloch 和 Kochin (2000)^[5]提出的迭代线性最小二乘估计法。对于非参模型 MED 和 SNC,本文按照 Guo (2019)^[7]提出的参数选择最优化方法进行调整。具体地,模型参数的选择应同时满足以下两个条件:(1) 拟合误差项为完全随机的白噪音序列。此条件由 Durbin-Watson 或其他序列相关检验确定。(2) 模型整体拟合优度最优。此条件通过贝叶斯信息准则 (Bayesian Information Criteria, 简称 BIC) 确定。综合两项检验的结果选择最合适的参数个数和模型设定。我们选取 2009 年 1 月至 2018 年 12 月共计 10 年的银行间市场国债月度价格数据作为样本,每个月的数据由当月最后一个交易日的交易 (或报价) 数据代表。每一期月度 (横截面) 样本数据被分为样本内和样本外两个子样本集。样本内数据用于模型未知系数估计,样本外数据用于检验模型是否存在过度拟合。在残差分析中,我们选择加权均方根误差 (weighted root mean squared error, 简称 $wRMSE$) 衡量其拟合效果。由于 MED 和 SNC 是非参数模型,残差分析结果无法直接与参数模型 NSS 进行对比,我们因此对两个非参模型的价

格残差统计量 $wRMSE$ 进行标准化, 并将原始和经标准化的 $wRMSE$ 进行模型间比较。样本内和样本外两个组别的残差分析显示, MED 在每个样本子集和绝大部分期限区间产生最小的标准化累计加总月度 $wRMSE$ 、月度 $wRMSE$ 极大值和标准差。这表明 MED 模型的曲线拟合优度最高, 稳健性最好, 而过度拟合问题却并不突出。

本文剩余部分安排如下: 第二部分在基本定义的基础上回顾 MED、SNC 和 NSS 三种模型并进行定性对比; 第三部分讨论插值模型未知系数的估计方法, 并分别用三种模型拟合中国银行间国债市场收益率曲线; 第四部分在残差分析的基础上比较三种模型在拟合中国银行间国债市场收益率时的优劣性及稳健性; 第五部分为总结。

二、模型及设定

(一) 基础变量及函数定义

收益率或债券定价的相关基本概念在此不加赘述, 本部分主要统一文中各模型通用的变量及函数定义。

首先定义贴现函数。我们将 $\delta(m)$ 定义为期限为 m 的贴现函数。它代表期限为 m 的“1 元钱”^① 的现值, 满足 $\delta(0) = 1$ 和 $\lim_{m \rightarrow \infty} \delta(m) = 0$ 两个端点条件。贴现函数是债券定价的基础。例如, 假设一只具有连续息票现金流的债券, 固定的年息票率为 c , 期限为 m , 到期时支付本金 1 元。该债券价值等于其所有现金流 (包括息票和本金) 的现值之和:

$$p(m; c) = \delta(m) + c \int_0^m \delta(s) ds \quad (1)$$

简单起见, 我们假设国债的价格由公式 (1) 的离散现金流形式决定。对于附息型中国国债, 离散现金流发生的频率为半年一次或一年一次。

在已知贴现函数的基础上, 我们可以推导出债券市场的收益率。三大主要收益率中, 连续复利即期收益率 (spot yield/zero-coupon yield)^② 定义为:

$$y(m) = -\frac{\log \delta(m)}{m} \quad (2)$$

中国债券市场上流通的国债类型可分为附息、零息和到期一次还本付息 (发行期限为一年) 三种。对于附息型国债, 平价收益率 (par yield/par bond yield) 是另一类重要收益率指标, 即期限为 m 的附息债券以票面价格出售时的到期收益率。连续现金流情境下的连续复利平价收益率定义为:

$$y^p(m) = \frac{1 - \delta(m)}{\int_0^m \delta(s) ds} \quad (3)$$

利率期限结构也可以用远期利率 (forward rate) 表示。这种收益率是投资者当期对未来特定时期——从 m_1 年后开始, 以 m_2 年为期限——进行零息债投资的收益需求。当 $m_2 \rightarrow 0$, 我们得到瞬时远期利率 (instantaneous forward rate), 即投资者当期要求的 m 年后的瞬时回报率。连续复利下的远期利率^③ 可表示如下:

$$f(m) = y(m) + my'(m) = (-\log \delta(m))' = -\frac{\delta'(m)}{\delta(m)} \quad (4)$$

由公式 (2) 和公式 (4) 可推出

$$y(m) = \frac{1}{m} \int_0^m f(s) ds$$

$$\text{或 } -\log \delta(m) = my(m) = \int_0^m f(s) ds \quad (5)$$

其中 $-\log \delta(m)$ 的经济学含义为期限 m 年的总收益, 而 $y(m)$ 与 $f(m)$ 分别是投资的算术平均收益和边际收益。由公式 (3) 和公式 (4) 又可知

$$y^p(m) = \frac{\int_0^m f(s) \delta(s) ds}{\int_0^m \delta(s) ds} \quad (6)$$

即平价收益率是期限 m 年的加权平均收益; 对任意

时刻 $s \in [0, m]$, 权重为 $\frac{\delta(s)}{\int_0^m \delta(s) ds}$ 。

公式 (2)~公式 (6) 表明, 即期收益率、平价

① 债券市场经常使用相对价格报价法, 即债券报价 = $\frac{\text{实际价格}}{\text{债券面值}} \times 100\%$ 。在这种情况下, 报价 100 就不再代表 100 元, 而表示债券此时的价格是其面值的 100%。

② 即期收益率也被称为即期利率或零息债到期收益率, 其经济学含义为投资者对期限为 m 、没有任何中间现金流的一笔即期投资的收益回报需求。

③ 本文从此处起将“瞬时远期利率”直接简称为“远期利率”, 下文不再专门区分。

收益率和远期利率均可由贴现函数 $\delta(m)$ 导出,且任意两两间可相互转换。因此,收益率曲线拟合问题变成了一个贴现函数的建模问题。

(二) 模型一般函数式

许多研究者选择针对负对数贴现函数 $-\log\delta(m)$ 建立利率期限结构插值模型,而非直接建模贴现函数 $\delta(m)$ 。基于负对数贴现函数建模的优点是便于给插值模型施加端点条件。例如, SNC 模型就施加了远端点自然条件,从而实现拟合目标函数在远端外推(extrapolation)区间单调递增(二阶导数在远端点收敛于零)。但这种建模方式的缺点在于贴现函数和债券价格函数的非线性会极大增加系数估计的计算负荷。

Guo (2019)^[7]首次将所有插值模型归纳为基于负对数贴现函数建模的同一类一般函数式(general functional form),不同模型之间的差异则体现在构成一般函数式的不同的基础函数(basis functions)。降低计算负荷、提高数值算法收敛稳健性通过将非线性估计转换为线性估计实现,例如使用 McCulloch 和 Kochin (2000)^[5]提出的迭代线性最小二乘法。此法在第三部分使用过程中将详细讨论。

根据 Guo (2019)^[7]的研究,负对数贴现函数的一般函数式 $\phi(m)$ 为:

$$\begin{aligned} \phi_i(m_{t,i}) &= -\log\delta_i(m_{t,i}) = \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{i,j} \Psi_{i,j}(m_{t,i}) \\ \forall i &= 1, \dots, n_t \\ \text{s.t. } \delta_i(0) &= 1 \text{ or } \phi_i(0) = 0, \Psi_{i,j}(0) = 0; \\ k_i &\leq n_t \end{aligned} \quad (7)$$

该式将 $-\log\delta(m)$ 假设为基础函数 $\Psi(m)$ 和系数 β 的线性多项式组合,且必须满足两个条件:(1) $\phi_i(m_{t,i})$ 通过原点;(2) 在任意 t 时刻,多项式总项数 k_i 不大于(用于估计的样本内)样本观测总数 n_t 。

(三) 模型基础函数式

Guo (2019)^[7]认为, MED、SNC 和 NSS 三种插值模型均可表示为相同的一般函数式(7)。其中, MED 和 SNC 模型是非参数模型, k_i 取值可根据 t 期的具体样本最优确定。NSS 是参数模型, k_i^{NSS} 的取值是一固定常数,不随 t 变动。然而,三种模型各自具有不同的基础函数式 $\Psi(m)$ 。本部分一一简要回顾并定性对比这三种模型。

1. MED 模型。

MED (Multiple Exponential Decay Interpolation) 模型由 Guo (2019)^[7]提出。模型基础函数式 $\Psi_j(m)$ 遵循以下两个原则建立。其一,贴现函数 $\delta(m)$ 具备(近似于)指数衰减函数的特征:在近端具有向上、反向或驼峰的形状,在远端渐进衰减并收敛于 0。其二,受 ATSM 等动态模型启发, $y(m)$ 被假设为服从某种动态随机过程,其函数表达式一般由微分方程构成; $f(m)$ 因此应该是指数函数,因为根据公式(5), $f(m)$ 是微分方程 $y(m)$ 的解。为了控制拟合收益率曲线远端的渐进收敛特性, MED 模型表达式全部 k_i 个基础函数 $\Psi_j(m)$ 中应有一个的一阶导数为常数 1,其余 $(k-1)$ 个 $\Psi_j(m)$ 的一阶导数收敛于 0,而这 $(k-1)$ 个 $\Psi_j(m)$ 的原函数值应收敛于一个有限数值。如此,远期利率曲线和即期收益率曲线各自拥有一条远端渐近线(asymptote)。

综上两原则, MED 模型的 $\Psi(m)$ 被设定为:

$$\Psi_j(m_i) = \begin{cases} 1 - \exp\left(-\frac{m_i}{\tau_j}\right), & \text{if } j = 1, \dots, k-1 \\ m_i, & \text{if } j = k \end{cases} \quad (8)$$

其中,参数 τ_j 不随期限 m 变化,但随 $\Psi_j(m)$ 变化。

由公式(2)可得即期收益率 $y(m)$ 的表达式:

$$y(m_i; \tau) = \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \left[\frac{1 - \exp(-m_i/\tau_j)}{m_i} \right] + \beta_k. \quad (9)$$

按照 Diebold 和 Li (2006)^[8]对 NS 模型经济学含义的解释,公式(9)最后一项 β_k 代表 NS 模型中的长期“水平”(level)因子,用于拟合即期收益率曲线在 $m \rightarrow \infty$ 时的收敛水平。剩余项系数 $\{\beta_j\}_{j=1}^{k-1}$ 与 NS 模型的短期“斜率”(slope)因子一致,决定了所拟合期限结构的期限利差。与 NS 模型不同的是, MED 模型中没有第三种“曲率”(curvature)因子,取而代之的是额外的、不定数量的“斜率”因子。显然, MED 模型部分地继承了 NS (以及 NSS) 模型的因子,因此它们具有近似的经济学解释。

2. NSS 模型。

NSS (Nelson-Siegel-Svensson) 模型是由 Svensson (1994)^[6]在 NS 模型基础上拓展而来。Gürkaynak 等 (2007)^[22]用远期利率函数定义的 NSS 模型表达式如下:

$$f(m) = b_1 + b_2 \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + b_3 \left(\frac{m}{\tau_1}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$$

$$+b_4\left(\frac{m}{\tau_2}\right)\exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right). \quad (10)$$

为了将公式(10)统一为公式(7)的形式,我们根据公式(4)将 $f(m)$ 积分,得到NSS模型的一般函数式(7),其基础函数表达式如下:

$$\begin{aligned} \Psi_1(m) &= m \\ \Psi_2(m) &= m \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \\ \Psi_3(m) &= 1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \\ \Psi_4(m) &= \tau_2 \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right)\right) - m \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \end{aligned} \quad (11)$$

根据公式(10)和公式(11),我们可以抓住该模型几个明显的特性。第一,它是一个简约的参数模型,即 $k_t^{NSS}=4, \forall t$ 。第二,它允许远期利率曲线在近端($m=0$)始于 b_1+b_2 的水平,并最终在远端($m \rightarrow \infty$)收敛于 b_1 。此外,NSS模型可在远期利率曲线中产生两个“驼峰”,其位置分布由 τ_1 和 τ_2 的取值决定。第三,NSS模型包含四个收益率曲线因子:一个水平、一个斜率和两个曲率。很明显,公式(11)中的 $\Psi_1(m)$ 决定了长期利率水平,而 $\Psi_2(m)$ 至 $\Psi_4(m)$ 共同决定了短期和中期的利率曲线形态。

NSS和MED的模型表达式有两个共同特征。其一,它们都基于指数衰减函数 $\exp(-m/\tau)$,而这一函数在数学上定义了“e重衰期”(e-fold life)^①。其二,它们包含两个共同因子:水平和斜率。然而,它们在拟合收益率曲线的灵活性上有很大差异。对于NSS, k 的取值固定为4,即有6个未知参数需要估计——4个 β 和2个 τ 。因此,它最多能拟合两个“驼峰”的收益率曲线。相比之下,MED模型允许任意正整数 k 的取值,以便为拟合的收益率曲线提供同等甚至更丰富的形状。这一特性大大提高了模型的拟合灵活性。

3. SNC 模型。

SNC (Semi-natural cubic spline interpolation) 模型是Guo (2019)^[7]在McCulloch和Kochin (2000)^[5]

QNC (Quadratic-natural cubic spline interpolation) 模型基础上扩展而来。QNC模型对近端(第一、二个节点间)施加了一个二次型端点条件,而在远端(终节点之外)施加了一个线性自然条件,故名Quadratic-natural。然而,Guo (2019)^[7]认为在样本量足够的情况下,近端的二次型条件既无理论基础,又缺乏经验证据,而且在模型估计过程中显得多余,完全可以舍去。因而Guo (2019)^[7]提出SNC模型,舍去近端二次型条件,保留远端的自然条件,其余跟QNC基本保持一致^②。该模型的基础函数被定义为如下三次函数族,目的是在每个节点周围二阶连续且光滑。

$$\Psi_j(m) = \theta_j(m) - \frac{\theta_j''(m_n)}{\theta_{k+2}''(m_n)} \theta_{k+2}(m), \quad j=1, \dots, k+1 \quad (12)$$

其中: $\theta_1(m)=m$, $\theta_2(m)=m^2$, $\theta_3(m)=m^3$, $\theta_i(m)=\max\{0, (m-\kappa_{i-2})^3\}$, $i=4, \dots, k+2$ 。

MED与SNC都属非参插值模型, k_t 取值随 t 期样本数据变动。这一特性使得MED与SNC模型在拟合收益率曲线时具有比NSS模型更大的灵活性。遗憾的是,基于三次函数的SNC模型偶尔给被拟合的收益率曲线带来一些不切实际的形态,例如过分“弯曲”或过多“驼峰”的曲线。此外,在远端外推区间,三次函数无法自主实现渐进收敛,必须专门施加约束条件,如SNC模型中的线性自然条件。施加线性约束条件后,即期收益率函数在外推区间获得渐进收敛,但远期利率函数自终节点^③起将变为常数。这有悖利率期限结构的无套利条件^④。相比之下,MED模型基于指数函数,所拟合的曲线更加平滑;此外,指数衰减函数自带收敛特性,不需要添加任何约束条件,这也是MED模型较SNC的先进之处。

综上,从定性分析角度而言,MED相较于另外两个模型更具优势。与SNC相比,MED模型具有更强的拟合稳定性,且不存在因端点约束条件导致的套利机会。与NSS相比,MED模型在拟合各种类型收益率曲线方面具有更大的灵活性。

① e重衰期的定义类似于半衰期(half life),指一个整体衰减至其最初大小的 $1/e$ 所需的时间。

② 其实SNC模型相较QNC在节点选择、 k 值确定等方面还有显著不同。Guo (2019)^[7]有详细讨论,此处不再赘述。

③ 终节点一般由用于估计的样本券的最长剩余期限确定。

④ 尽管实际操作中,这种套利机会可能无法实现,因为国债市场上找不到剩余期限长于终节点所对应期限的个券用于套利。不过,无风险收益率曲线是金融市场资产定价的基准,它可能被用于国债市场以外的其他市场,任何期限因此都有可能成为定价标的。

三、模型估计及实证结果

根据第二部分的回顾,三种插值模型有各自待估计未知系数。SNC是非参数插值模型,需要估计 β 和 k ;MED在此基础上还有第三组系数 τ 。NSS是参数模型, $k_t^{NSS}=4, \forall t$,不过 β 和 τ 仍然需要估计。以Gürkaynak等(2007)^[22]为代表的传统文献直接用非线性最优化(nonlinear optimization)估计未知参数,从未讨论过估计方法的效率和稳健性。Guo和McCulloch(2017)^[23]发现非线性最优化虽然在理论上更加直观,但在实际应用过程中经常遇到数值算法无法收敛和计算负荷大等问题。仅以计算负荷而言,非线性模型的估计在算力需求方面成倍于线性估计,对于那些需要根据最新交易数据即时(高频)拟合收益率曲线的金融从业者而言,非线性估计显然无法胜任。Guo(2019)^[7]在拟合美国国债收益率曲线时也发现,即使非线性最优化估计能够成功收敛,对于相同数据样本,非线性估计所需计算时间也比线性估计高出两个数量级;在极端市场情况下,例如2008年年底的美国国债市场,非线性最优化的数值算法甚至无法收敛^①。

解决该问题的有效途径之一在于将非线性最优化转化为迭代循环的线性优化问题。Guo(2019)^[7]比较了一般的非线性最优化估计方法和基于McCulloch和Kochin(2000)^[5]的迭代最小二乘估计法(iterative linear least squares,简称ILLS),发现在拟合美国国债市场数据时,ILLS在高效性和稳健性两方面均有压倒性优势。本研究因此直接摒弃非线性最优化,而统一将ILLS运用于三种模型对中国银行间国债市场收益率曲线的拟合。本部分首先简要回顾ILLS估计方法与非参数模型的最优设定,然后汇报三种模型对中国国债收益率曲线拟合的实证结果。

(一) 模型估计方法

我们选取2009年1月至2018年12月共计10年(120个月)的银行间国债市场月度数据作为样本,所有数据取自Wind.月度数据以样本期间每个自然月最后一个交易日的数据为准。每个横截面样本包括当天所有流通券中有交易或有报价并进行一定剔除后的债券,例如剔除所有含权券和有特殊流动性问题的个

券。对于保留下来的样本券,我们收集它们的发行期限、到期日、息票率、付息频率、加权平均买卖净价、交易金额(如果有)等指标数据。然后,对这些数据进行预处理,并将每个横截面样本分为样本内(in-sample)和样本外(out-of-sample)两个子样本,每个子样本集的观测点数量约占筛选后整体样本的50%。其中,样本内子集用于模型估计,而样本外子集用于模型比较。涉及样本券选取、数据预处理和样本分组的具体方法在附录中详述。

正常的参数估计步骤应该是首先确定 k 值,即(非参数)模型的具体表达式,再进行 β 和 τ 的估计。不过,本部分在假设 k 取值确定的情况下首先介绍如何基于ILLS估计 τ 和 β ,然后再讨论选择最优 k 值的方法。

1. τ 的设定。

不同于Gürkaynak等(2007)^[22]整体估计未知参数 β 和 τ ,Guo(2019)^[7]选择基于样本内子集的剩余期限分布直接赋值 τ ,然后根据 τ 值再估计 β 。直接赋值可以进一步降低计算负荷,提高估计效率。不仅如此,直接赋值 τ 也有一定理论基础。依上节分析,MED和NSS模型均基于指数衰减函数 $\exp(-m/\tau)$,其决定了所拟合曲线的斜率和曲率,而斜率和曲率出现变化的位置由 τ 的取值决定: τ 取值较小时,收益率曲线形态在较小的期限区间(近端)产生变化,反之则在较大的期限区间(远端)产生丰富的形态。中国国债市场流通券的剩余期限分布一般特点为中期(1~10年)最多,短期(1年以下)次之,长期(10~50年)最少,因此收益率曲线形态变化与丰富程度的分布也应该跟上述剩余期限分布大致吻合。

按此思路,我们按样本剩余期限分布赋值 τ 。具体来说,首先将每个横截面样本内子集的 n 只样本券按照剩余期限排序(假设经升序排列的剩余期限序列为 $m \equiv \{m_i\}_{i=1}^n$,那么 m_n 为最大的剩余期限)。然后通过如下步骤进行赋值:

步骤 I: 令 $\tau_k \rightarrow \infty$,使得 $\Psi_k(m) = m$, β_k 因此控制远期利率 $f(m)$ 在远端($m \rightarrow \infty$)的渐进收敛。

步骤 II: 对于剩余的 $(k-1)$ 个 τ ,假定 $2 \leq k \leq n$,

① 数值算法收敛失败的情况还时常发生在 k 值特别大之时。总之,若非线性最优化估计无法稳定获得内解,将极大影响其作为一种估计方法的稳健性。

沿 $\{m_i\}_{i=1}^n$ 的分布标记每个 k 百分位, $\{m_l | l = \widetilde{nj/k}, j = 1, \dots, k-1\}$ 。其中, $\widetilde{nj/k}$ 是 (nj/k) 的向下取整整数 (波浪号表示相应的向下取整整数, 下同)。

步骤 III: 赋值 τ , $\{\tau_j = m_l | j = 1, \dots, k-1; l = \widetilde{nj/k}\}$ 。

2. β 的估计。

如本部分开篇所述, 我们运用 ILLS 估计未知系数 β 。ILLS 的核心思想是将非线性最优化问题转化为循环迭代的线性优化问题。首先, 公式 (13) 显示未知系数 β_j 通过贴现函数 $\delta(m_i)$ 进入任意债券 i 的价格方程 $\hat{p}_i$:

$$\begin{aligned} \hat{p}_i &= \sum_{l=0}^{\widetilde{\lambda_i m_i}} \frac{c_i}{\lambda_i} \delta\left(\frac{l}{\lambda_i} + m_i - \frac{\widetilde{\lambda_i m_i}}{\lambda_i}\right) + 100\delta(m_i) \\ \delta(m_i) &= \exp\left(-\sum_{j=1}^k \beta_j \Psi_j(m_i; \tau_j)\right) \\ \lambda_i &= 1 \text{ or } 2, \quad i = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (13)$$

即第 t 期样本内子集共有 n 只样本券, 其中任意债券 i 的剩余期限为 m_i , 付息频率为一年 λ_i 次 (该券因此还要在到期前支付 $\widetilde{\lambda_i m_i}$ 次利息), 年息票现金流为 c_i 。

假设在理想情况下, 某 t 期所有样本券均为贴现债券 (在到期前没有任何中间现金流, 公式 (13) 中价格方程的求和项不存在), 那么我们只需对价格方程 $\hat{p}_i$ 左右两端取对数, β 的估计即简化为一个简单的最小二乘估计^①。然而, 现实国债市场任意 t 期截面的样本券主要由附息债券组成, 无法直接通过取对数将非线性价格方程表达式线性化。不过, 如果获得 β 的某估计值, 我们可以用其衡量任意债券 i 的全部息票现金流价值 (即公式 (13) 中价格方程的求和项), 然后再计算这只债券去除息票价值的净值 ($\hat{p}_i^{net(q)}$)。用此净值取对数后的负值可直接通过最小二乘再次估计 β 。这个迭代过程一直进行到某预先定义的终结条件被触发, 循环迭代结束, 最后一步迭代过程中得到的 β 估计值即为最优估计。整个循环可以将债券到期收益率作为初始值近似相同期限的即期收益率, 并估算第一步迭代的债券 i 净值 ($\hat{p}_i^{net(0)}$)。具体步骤如下:

步骤 I: 加权线性最小二乘法 (WLS) 估计 β^0 , 权重为各债券成交金额占当日市场总成交额的比例。其中 ytm_i 是债券 i 的到期收益率^②:

$$m_i \cdot ytm_i = \sum_{j=1}^k \beta_j^0 \Psi_j(m_i; \tau_j) + \varepsilon_i^0 \quad i = 1, \dots, n. \quad (14)$$

步骤 II: 在得到 $\hat{\beta}^q$ 后, 利用 $\hat{\beta}^q$ 计算债券 i 的全部息票价值以及债券净值 $\hat{p}_i^{net(q)}$ 。其中 p_i 为可观测到的债券 i 的双边买卖全价的平均价:

$$\begin{aligned} \hat{p}_i^{net(q)} &= p_i - \sum_{l=0}^{\widetilde{\lambda_i m_i}} \frac{c_i}{\lambda_i} \exp\left(-\sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j^q \Psi_j\left(\frac{l}{\lambda_i} + m_i - \frac{\widetilde{\lambda_i m_i}}{\lambda_i}; \tau_j\right)\right) \\ &= 100\hat{\delta}^q(m_i). \end{aligned} \quad (15)$$

步骤 III: 运用 WLS 估计 β^{q+1} :

$$-\log\left(\frac{\hat{p}_i^{net(q)}}{100}\right) = \sum_{j=1}^k \beta_j^{q+1} \Psi_j(m_i; \tau_j) + \varepsilon_i^{q+1} \quad i = 1, \dots, n. \quad (16)$$

步骤 IV: 重复步骤 II 和步骤 III 直到 $\max\left\{\left|\hat{y}\left(\frac{\omega}{12}\right)^{q+1} - \hat{y}\left(\frac{\omega}{12}\right)^q\right|\right\} \leq \varepsilon$, 其中 ε 为预先设定的一极小值常数, 在本研究中 $\varepsilon = 10^{-6}$; $\hat{y}(\cdot)$ 是根据每一轮迭代估计值 $\hat{\beta}$ 估计的即期收益率。 $\omega = \{1, 2, \dots, 600\}$, 相当于 50 年拟合期限区间内的每个月。

3. k 的选择。

参数 k 的取值决定了非参数插值模型具体表达式 (以及未知系数 β 和 τ 的数量), 因此 k 的错误取值可能使模型在有效性、最优性和简约性方面失效。假设多项式模型 (7) 对于每一个横截面样本均有最优取值 k_i^* , 那么任意取值 $k_i < k_i^*$ 将导致模型拟合不足, 拟合残差序列出现序列正相关; 反之, $k_i > k_i^*$ 将导致过度拟合, 拟合残差序列出现序列负相关。理论上, 当 $k_i = k_i^*$, 模型的整体拟合优度最高, 且残差序列为白噪声 (完全随机) 序列。当然, 在实证中满足上述两条件的 k_i^* 值可能并不唯一。因此, 我们的目标是令 k_i 的取值在同时满足上述两条件的前提下最小, 即模型表达式的项数最少, 最简约。

① 其中, 被解释变量 p_i 可以取买价 (bid price)、卖价 (asked price) 或均价 (mean price)。除特殊说明, 本文的债券价格均取值双边买卖全价的平均价。其中, 全价 = 净价 + 累计未付利息。

② 由于债券价格取买卖全价的平均价, 这里的到期收益率即是按全价均价计算的到期收益率。

Durbin-Watson (以下简称 DW) 是检验拟合残差是否存在序列相关的候选方法之一。以拟合 2015 年 7 月银行间国债市场收益率曲线为例, 图 1 展示了 MED 模型在不同 k 取值时拟合残差项的 DW 统计值及其 95% 置信区间^①。如图所示, DW 统计值大致随 k 增大而增大; 95% 置信区间给出拟合残差项不存在序列相关的 DW 值范围。第一个超过左尾 2.5% 下界 (图 1 中的点划线) 的 DW 值对应最小 k 值, 即 $k=3$, 该 k 值的 MED 模型拟合残差项不存在序列相关。该 k 值对应的 DW 值同时也最接近其平均临界值 (图 1 中的虚线), 这样的 k 确保了残差项出现序列相关的概率最小。

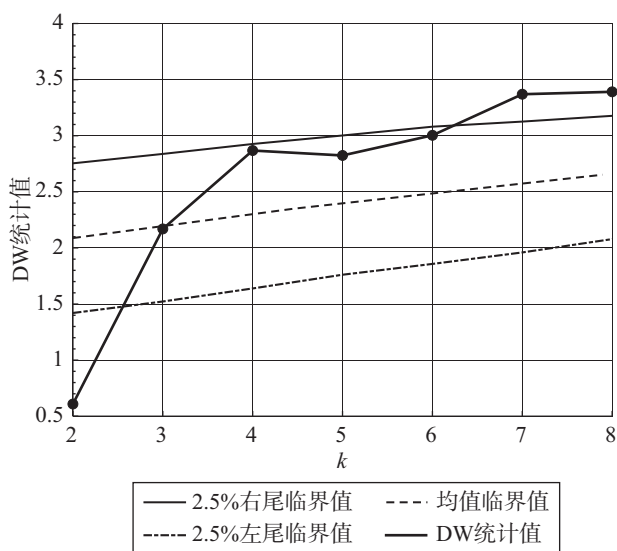


图 1 DW 检验结果, 2015/07, MED

注: (1) 运用 MED 模型拟合 2015 年 7 月 31 日收益率曲线, 此图显示模型每个 $k \geq 2$ 整数对应的 DW 统计值。(2) 2015 年 7 月 31 日样本内子集债券数量=23, 样本外子集债券数量=22, 样本总量=45。(3) 95% 置信区间和平均临界值已在图中给出, 基于单尾检验。

然而, DW 检验所基于的强假设在一定程度上限制它在本研究中的应用。首先, DW 检验假设残差项为正态分布, 且不适用于高阶自相关。其次, DW 检验对样本量和 k 的取值有一定适用要求。当这些假设条件不完全满足时, 非参数游程检验 (non-parametric run's test) 可以作为检验序列相关的另一个候选方法。它用于检验一个双值序列的相互独立性, 原假设为序列中的元素是随机的。在我们研究的问题中, 残差项的“游程” (run) 是序列的最大非空段, 该序

列由 0 值上下的连续元素组成。游程检验返回的伴随概率可与预先设定的显著性水平 (例如 5%) 进行比较, 以判断是否拒绝原假设。与图 1 所示的 DW 检验类似, 我们依次对 $k \geq 2$ 的每个整数 k 值进行游程检验。第一个伴随概率大于 5% 的 k 值确定了最简洁的非参模型表达式。

对于模型整体拟合优度, 我们可以运用各种信息准则挑选最优 k 值。以贝叶斯信息准则 (Bayesian Information Criterion, 简称 BIC) 为例, 图 2 显示了 2015 年 7 月收益率曲线拟合中每个 $k \geq 2$ 整数对应的 BIC 值。其中, BIC 值随 k 值先降低后上升, 当 $k=4$ 时模型拟合优度最高; $k=3$ 或 5 的拟合优度次之。

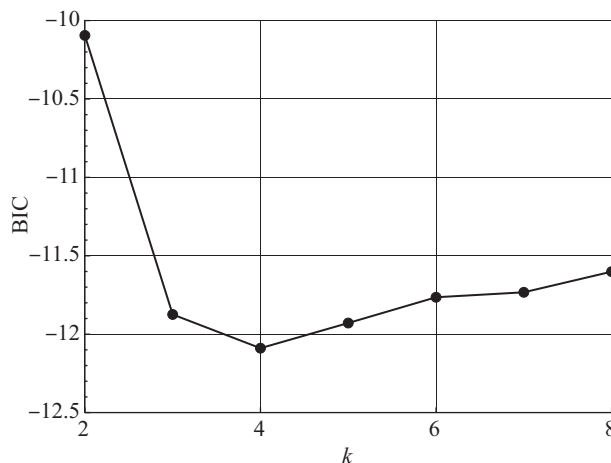


图 2 BIC 结果, 2015/07, MED

注: (1) 运用 MED 模型拟合 2015 年 7 月 31 日收益率曲线, 此图显示模型每个 $k \geq 2$ 整数对应的 BIC 值。(2) 2015 年 7 月 31 日样本内子集债券数量=23, 样本外子集债券数量=22, 样本总量=45。

综合上述序列相关检验和模型整体拟合优度, 用 MED 模型拟合 2015 年 7 月银行间国债收益率曲线时, 我们为模型取值 $k=3$ 。在本例中, 根据 DW 检验结果, 选择 $k=3$ 确保了残差项序列相关的概率最小, 同时保证了模型最简约。虽然最优 BIC 值对应 $k=4$, 但其 DW 检验结果靠近右尾 2.5% 上界 (图 1 中的实线); 而且, $k=3$ 对应的 BIC 值也基本接近于 $k=4$ 对应的 BIC 值。以 DW 检验结果为主要参考, 结合 BIC 值, 我们因此选择 $k=3$ 作为该月 k 的最终取值。

在样本期内, 我们为 MED 和 SNC 模型分别选择

① 具体来说, 从 $k=2$ 开始获得模型每个 k 值对应的 DW 统计数据。基于 k 值的载荷矩阵 $\psi(m; \tau)$, 对 95% 置信区间和平均临界值进行数值模拟, 并将它们分别点绘在图上。

每个横截面样本最适合的 k 值。表1的C组给出了样本期内 k 值选取的统计分布。

(二) 实证结果

按照第三部分第一节的方法,我们尝试用MED、SNC和NSS三种插值模型分别对每个月度的收益率曲线进行拟合。图3是基于2015年7月银行间国债数据进行拟合的收益率曲线。基于相同横截面样本,三种模型的拟合结果差异十分显著。首先,SNC模型拟合(图3-(b)所示)的远期利率曲线(虚线)在终节点①之后的远端外推区间变为水平。这是线性自然端点条件作用的结果,也是套利机会产生的来源,而其他两个基于指数函数的模型没有出现这种情况。

其中,MED模型的远期利率曲线(图3-(a)所示)实现收敛,而NSS(图3-(c)所示)不仅未明显收敛,还出现收益率在远端变为负值的情况,跟现实情况不符。其次,三个模型拟合的远期收益率曲线均有一个驼峰,但出现的位置不同:NSS模型大概出现在第6~7年,而另外两个模型大概在5年的位置。最后,MED和NSS模型拟合的即期收益率曲线(实线)均出现顶点(虚线向下穿过实线之处),然后MED的远期利率曲线自顶点处单调收敛,NSS模型的远期利率曲线没有任何单调特征;SNC模型拟合的即期收益率曲线在50年内没有顶点。

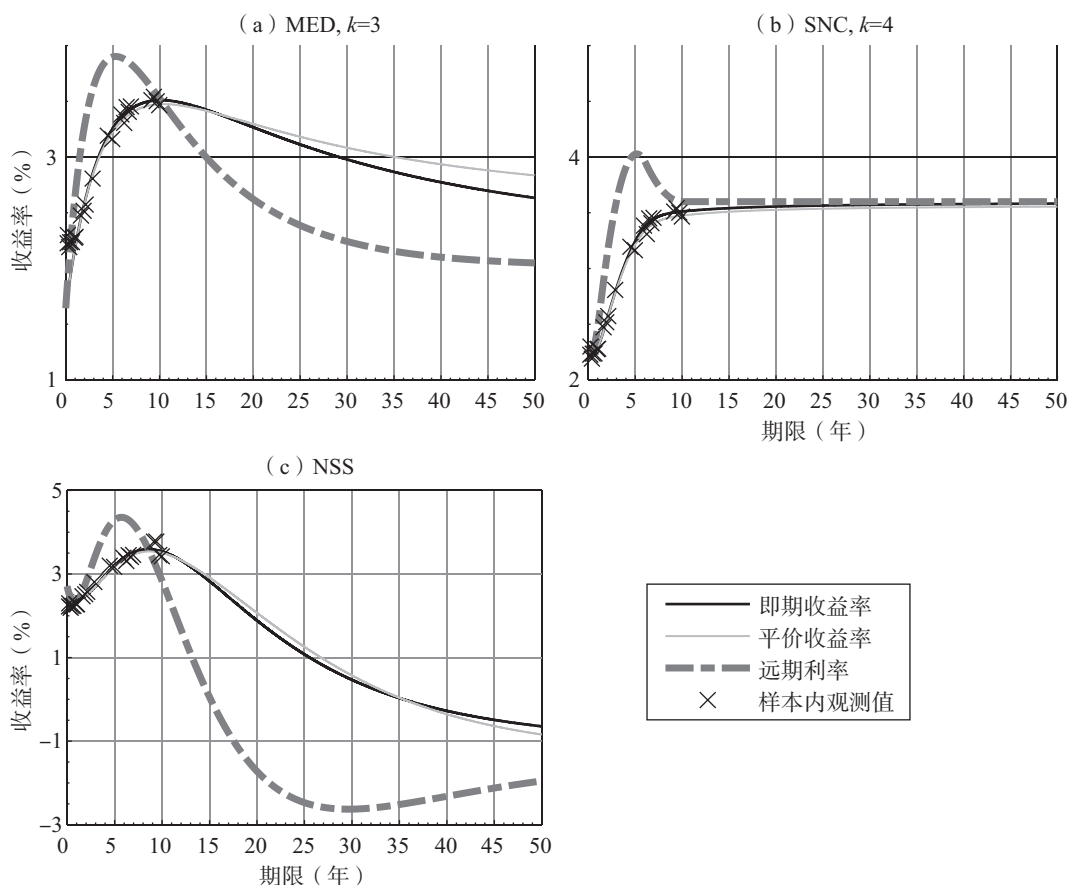


图3 拟合的收益率曲线, 2015/07

注: (1) 图(a)、(b)、(c)显示的收益率曲线分别由MED、SNC、NSS模型进行拟合。(2) 期限以年为单位, 收益率以年百分比表示。(3) 样本取自中国银行间国债市场2015年7月末有成交或报价的数据。

图4展示三种模型分别拟合样本期全部120个月的月度即期收益率曲线, 从中我们可以看到近10年来中国无风险收益率曲线随时间变化的动态过程。图

4-(a)为MED模型拟合的收益率曲线, 该拟合成功地捕捉到样本期初的低利率环境以及2013和2017年两次“钱荒”事件导致的利率高企。具体而言,

① 据Wind数据显示, 2015年7月31日银行间国债市场有交易或双边报价的债券中期限最长为9.95年。该期限自然成为2015年7月收益率曲线拟合样本的终节点。

2008年金融危机发生后,全球进入货币政策宽松期;当时我国实施积极的财政政策和适度宽松的货币政策,刺激投资、扩大需求。在这种政策背景下,2009年及其之后一段时间的资金成本走低,体现在短期和长期的无风险利率大幅下行。2013年,信用大规模向地产、地方投融资平台等部门扩张,银行资金被贷短长用的期限错配现象严重;央行随即控制资金投

放,导致市场(特别是货币市场等短期市场)资金全面紧张,国内出现流动性收缩,短期利率也随之攀升。2017年市场情况与2013年类似,同样是由于“钱荒”引起利率攀升,在图中可明显看到那时的利率处于较高水平。除此之外,图4-(a)还显示在过去10年里个别月份即期收益率曲线出现水平甚至倒挂,预示当期宏观周期出现转折。

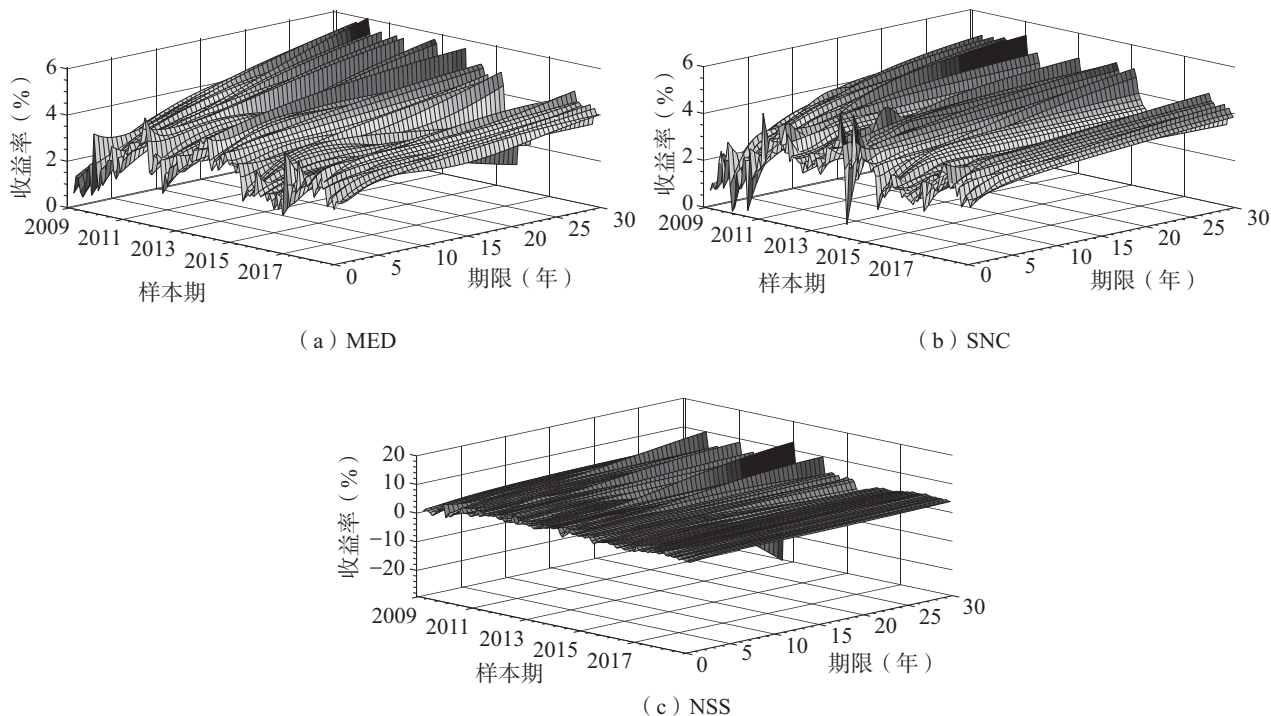


图4 拟合的即期收益率曲面, 2009/01—2018/12

注:(1)图(a)、(b)、(c)显示的三维曲线分别由MED、SNC、NSS模型进行拟合。(2)期限以年为单位;收益率以年百分比表示。(3)共选取样本期中国银行间国债市场120个月的月末报价数据。

相比之下,SNC和NSS模型的拟合结果(图4的(b)和(c)所示)不能清晰、完整地反映收益率曲线的动态变化过程,特别是NSS模型的拟合曲面严重扁平化。出现此情况的主要原因是NSS模型在个别月份未能成功地在远端实现收敛,导致收益率纵轴(Yield)被放大,无法体现曲线在局部收益率区间的复杂波动,说明其在拟合中国银行间国债市场数据时的收敛稳健性较差。SNC模型在远端表现较好,但近端出现异常波动,对利率环境特征的捕捉力不足。在下一节中,我们将进一步对比MED模型与其他两模型拟合的优劣性与稳定性。

四、模型定量比较——基于残差分析的“赛马”实验

结合上一节的实证结果,在本节我们基于残差

分析比较三种模型的拟合效果,并且评估各模型过度拟合的情况。首先,我们利用月度市场数据估计出的模型估计每只样本券(包括样本内和样本外)的价格,然后得其与真实观测价格之间的误差,并计算此价格误差的月加权均方根误差($wRMSE_t$)。其中,权重为各债券修正久期(modified duration)的倒数。残差分析结果详细罗列于表1和表2。其中,表1报告了月度 $wRMSE_t$ 的描述性统计数据;表2更详细地汇报了样本期间月加权均方根误差累积总和($\sum_t wRMSE_t^2$)及其相关统计检验值。该表报告了三个模型($\gamma=\{MED, SNC, NSS\}$)各自产生的 $\sum_t wRMSE_t^2$ 在期限全区间和5个期限子区间的数值。在这两个表中,样本内和样本外结果被区分为不同的组别。

表1 残差分析和模型设定的描述性统计汇总

	MED	SNC	NSS
A组—— $wRMSE$ (bps), 样本内			
Median	98.70	98.06	106.01
	88.61	108.51	106.01
Max	283.19	255.06	309.49
	187.57	382.59	309.49
Min	32.38	32.66	31.47
	29.01	31.10	31.47
Std.	41.63	42.10	50.20
	33.37	55.77	50.20
B组—— $wRMSE$ (bps), 样本外			
Median	150.48	146.87	158.68
	136.14	158.04	158.68
Max	10 263.07	10 265.05	14 175.49
	7 697.31	10 265.05	14 175.49
Min	59.36	54.72	59.63
	47.70	47.58	59.63
Std.	926.42	924.96	1 574.89
	694.87	924.33	1 574.89
C组—— k 的取值			
Mean	3.71	4.42	4
Median	4	4	4
Max	7	8	4
Min	2	3	4

注：(1) A组和B组中的报告值分别是样本内和样本外各模型月加权均方根误差 ($wRMSE_t$) 的描述性统计，以基点 (bps) 为单位表示。(2) C组汇总了样本期内各插值模型月度 k 取值的统计分布。(3) 样本期为2009年1月至2018年12月，共选取了中国银行间国债市场120个月的月末报价数据。(4) 每项统计值对应两行数据：第1行给出原始 $wRMSE_t$ 的统计值；第2行给出经标准化的 $\overline{wRMSE}_t$ 的统计值。(5) 有关数据预处理及样本分组情况，详见附录。

(一) 残差分析标准化

收益率曲线拟合最不能忽视的问题是过度拟合，即通过增加非参数多项式模型的项数或参数个数达到样本内更好的拟合结果。这样做往往无法在样本外获得同样成功的拟合。因此，我们将每个横截面样本整体分为样本内和样本外两个子样本，目的就是要对比同一个模型在样本内与样本外拟合的差异，特别要检

查样本内拟合优度最高的模型是否在样本外也能实现最高的拟合优度。

此外，三个模型中有一个模型是参数模型，其余两个模型是非参型。由于模型间 k_t^γ 值在每一个 t 期不统一，缺乏比较的基础，因此我们必须将残差分析的统计量进行标准化，使其可相互比较。具体标准化的方法如下：

$$\overline{wRMSE}_t^\gamma = wRMSE_t^\gamma \cdot \frac{k_t^\gamma}{k_t^{NSS}}, \gamma = \{MED, SNC, NSS\} \quad (17)$$

公式(17)中， $\overline{wRMSE}_t^\gamma$ 是经过标准化的月加权均方根误差， $k_t^{NSS} = 4, \forall t$ ；其余 k_t^γ 的取值随 t 变化，样本期内的统计分布如表1的C组所示。由此可见，对任意时间 t ， $\overline{wRMSE}_t^{NSS} = wRMSE_t^{NSS}$ ，而 $\overline{wRMSE}_t^{MED}$ 和 $\overline{wRMSE}_t^{SNC}$ 是以 k_t^{NSS} 为参照系标准化的结果。

延续 Bliss (1996)^[24]、Guo (2019)^[7]，我们将 Friedman 非参数检验应用于统计量月加权均方根误差累积总和，检验三个模型产生的 $\sum wRMSE_t^\gamma$ 是否存在统计显著性差异。表2给出了各个期限区间的 Friedman 统计值及其显著性水平。每个 Friedman 检验得出的排名分数 (Rank score, S_t^γ) 也在 $\sum wRMSE_t^\gamma$ 对应值旁的方括号中给出，作为 $\sum wRMSE_t^\gamma$ 的一种替代统计量，同样用于比较三个模型累计拟合残差的相对大小。如果表2中某一行的 Friedman 统计值 (至少在10%水平) 显著，那一行中的最小值将被粗体表示。

我们进一步计算了样本期内标准化后的月加权均方根误差的累积总和， $\sum \overline{wRMSE}_t^\gamma$ ，并再次进行 Friedman 检验。结果见表2中每个期限区间的第二行。因此，在表1和表2两个表中，每个统计量或期限区间均对应两行统计结果：第一行给出了与原始 $wRMSE_t^\gamma$ 相关的统计值，第二行给出了标准化后 $\overline{wRMSE}_t^\gamma$ 的对应统计量。这有助于判断特定模型在收益率曲线拟合中相对于其他模型的优势是否通过添加额外的模型多项式获得。如果某模型表现出的特征是第一行统计值低于其他模型，但第二行统计值高于其他模型，那么这个模型存在过度拟合的嫌疑很大。相反，如果该模型与其他模型相比，第一行和第二行统计数据值都显著更低，那么可以肯定此模型具有拟合优势。

表2 月加权 RMSE 累计总和, 2009/01—2018/12

	Friedman 统计值	第 1 行: $\Sigma wRMSE_t^y$, $[S^y]$; 第 2 行: $\Sigma \overline{wRMSE}_t^y$, $[\overline{S}^y]$		
		MED	SNC	NSS
A 组——样本内				
整体期限	57.95 ***	1. 22 , [203]	1. 22, [209]	1. 36, [308]
	39.02 ***	1. 10 , [185]	1. 37, [259]	1. 36, [276]
0~1 年（不含 1 年）	18.32 ***	0. 72 , [217]	0. 73, [225]	0. 85, [278]
	26.25 ***	0. 65 , [195]	0. 82, [255]	0. 85, [270]
1~5 年（不含 5 年）	0.32	2. 07, [237]	2. 03, [245]	2. 10, [238]
	29.60 ***	1. 92 , [200]	2. 28, [284]	2. 10, [236]
5~10 年（不含 10 年）	65.07 ***	1. 68 , [200]	1. 69, [208]	1. 92, [312]
	53.22 ***	1. 54 , [176]	1. 87, [261]	1. 92, [283]
10~30 年（不含 30 年）	13.36 ***	1. 29 , [231]	1. 33, [225]	2. 12, [264]
	10.39 ***	1. 18 , [221]	1. 53, [241]	2. 12, [258]
30~50 年	1.83	1.00, [239]	1.04, [236]	1.30, [245]
	1.13	1.05, [237]	1.18, [239]	1.30, [244]
B 组——样本外				
整体期限	18.12 ***	2.92, [219]	2. 75 , [223]	4.40, [278]
	25.52 ***	2. 52 , [195]	2.92, [266]	4.40, [259]
0~1 年（不含 1 年）	9.59 ***	0.62, [223]	0. 61 , [232]	0.71, [265]
	14.37 ***	0. 58 , [209]	0.70, [259]	0.71, [252]
1~5 年（不含 5 年）	5.40 *	3.35, [222]	3. 33 , [240]	3.39, [258]
	41.27 ***	2. 93 , [186]	3.59, [284]	3.39, [250]
5~10 年（不含 10 年）	42.07 ***	1. 99 , [212]	1.99, [210]	2.15, [298]
	35.22 ***	1. 86 , [187]	2.25, [269]	2.15, [264]
10~30 年（不含 30 年）	5.07 *	1.86, [242]	1. 61 , [227]	2.07, [251]
	5.07 *	1. 78 , [226]	1.78, [247]	2.07, [247]
30~50 年	7.18 **	4.86, [244]	1. 55 , [231]	20.06, [245]
	2.24	4.77, [242]	1.74, [235]	20.06, [243]

注: (1) ***、**、*表明 Friedman 统计值分别在 1%、5%、10% 水平上显著。(2) 三个插值模型在 6 个期限区间的统计结果分别展示在 A、B 两个分组中。(3) 方括号中的数字给出了 Friedman 检验中各个模型的排名分数 S_t^y 。(4) 每个期限区间对应两行数据: 第 1 行给出 $\sum wRMSE_t^y$ 和 S_t^y ; 第 2 行给出标准化后的对应项, $\sum \overline{wRMSE}_t^y$ 和 $\bar{S}_t^y$ 。同一行中的最小值用粗体表示, 如果该行的 Friedman 统计值 (至少在 10% 水平上) 显著。(5) 样本期为 2009 年 1 月至 2018 年 12 月, 共选取了中国银行间国债市场 120 个月的月末报价数据。(6) 有关数据预处理及样本分组情况, 详见附录。

(二) 中国国债市场的拟合结果

首先分析样本内拟合的结果。根据表 2 中 A 组每个期限区间第一行所示, MED 模型在几乎所有期限区间产生最小的 $\sum wRMSE_t$ 以及 S_t , 这说明 MED 相较其他两种模型对样本内数据的拟合优度更高。例外的是 10~30 年期限子区间, $\sum wRMSE_t$ 与 S_t 的最低值不一致: MED 模型给出最低的 $\sum wRMSE_t$, 但

SNC 模型产生最低的排名分数 S_t 。该差异产生于排名分数计算方式的特殊性, 在绝大多数情况下, 排名分数与误差结果相一致。至于 1~5 年期限子区间, SNC 模型虽然产生最小的 $\sum wRMSE_t$, 但该期限区间的 Friedman 统计值并不显著, 因此可认为三个模型对该期限区间样本内数据的拟合不存在统计显著性差异。同样, 各模型在 30~50 年区间差异不显著, 参考意

义不大。如果观察表2中A组每个期限区间的第二行,我们发现标准化后的对应项基本也是最小。综上,MED模型在平均更低的 k 取值情况下($\bar{k}_i^{MED} = 3.71$,见表1中C组)能更好地拟合样本内数据,且该优势存在于几乎所有期限区间。至于剩下的两个模型,SNC模型在大多数期限区间的表现好于NSS模型,包括标准化后的结果也普遍更好。相比之下NSS模型在样本内的拟合表现最差。

进一步分析,MED模型在样本内的优势与表1中A组所示的描述性统计结果基本相互印证。经标准化后,MED模型产生最小的 $\overline{wRMSE}_i$ 中位数(Median)和最小的 $\overline{wRMSE}_i$ 极大值(Max)。这表明,MED不但整体拟合优度更高,对特殊时期市场的极端数据也能更好地拟合。此外,MED模型拟合样本内数据所产生的 $wRMSE_i$ 的波动性(std.)最小,可见其拟合稳定性也很高。中国国债二级市场流动性较成熟市场低很多,价格异象问题严重,尤其在债券市场发展初期及宏观经济波动时期的价格数据噪音尤其显著。可以说,相比拟合美国国债收益率曲线,拟合中国国债收益率曲线的挑战更大。在这种情况下,MED模型不仅能够较好拟合正常情况下的市场数据,对极端市场数据的拟合也更好,同时拟合误差的波动性最小。因此,MED模型相比SNC和NSS模型更值得向中国市场推广。而SNC和NSS模型相比,SNC模型的整体表现优于NSS模型,与前述结果一致。

转而探讨样本外组的残差分析结果,表1中B组和表2中B组给出有别于样本内、更为微妙而混合的结果。首先,除个别期限区间,表2中B组三个模型的 $\sum wRMSE_i$ 值较A组显著扩大了,证明过度拟合情况普遍存在。其次,不同模型扩大程度差异很大,NSS模型扩大程度最突出,特别在整体期限和长期限30~50年这两个区间;由此可见,NSS模型的过度拟合问题最严重。再次,NSS模型在B组的累计残差值($\sum wRMSE_i^{NSS}$ 与 $\overline{\sum wRMSE_i^{NSS}}$)不仅较A组扩大,在B组与其他两个模型相比较也显著更高,证明NSS模型的样本外拟合能力同样最弱。最后,MED和SNC两模型的结果交替出现最低值:标准化前, $wRMSE_i$ 最小值大多产生于SNC模型,但标准化后该统计量的最小值基本集中于MED模型。表1中C组显示,SNC模型在本研究样本期内 k 取值的均值(4.42)高于MED模型的均值(3.71),且高于NSS模型的标准值4,因此SNC模型在表2的B组中每个

期限区间的第二行标准化累计残差值均高于第一行的原始值($\sum \overline{wRMSE}_i^{SNC} \geq \sum wRMSE_i^{SNC}$)。MED模型的情况与此刚好相反($\sum \overline{wRMSE}_i^{MED} \leq \sum wRMSE_i^{MED}$)。这些结果说明,一方面,较小的 $\sum wRMSE_i$ 产生于更为复杂的模型设定,SNC较MED模型具有更强的过度拟合效应;另一方面,MED模型在样本内(A组)表现出的拟合优势在样本外(B组)并未消失。这种优势仅在30~50年期限区间例外,而该区间的Friedman统计值并不支持三个模型间标准化的累计残差存在统计差异。

结合表1中B组的描述性统计,MED模型仍然产生最小的 $\overline{wRMSE}_i$ 中位数(Median),最小的 $\overline{wRMSE}_i$ 极大值(Max)和波动性(std.)。与样本内数据组结论相同的是,在样本外组中,MED模型的拟合优度最高,拟合极端数据的能力最强,且拟合最稳健。NSS模型的整体表现依然最差,进一步证明NSS模型不适合用于中国银行间国债收益率曲线的拟合。

综上所述,基于中国国债市场现状,MED模型在样本期比其他两个模型具有更好的拟合性能,且过度拟合程度最低。因此,MED模型在中国银行间国债市场有更好的应用价值。与此同时,我们也验证了SNC模型和NSS模型在应用上的优势和局限:SNC模型虽然存在过度拟合的情况,但同样具有不错的拟合效果,在某些情况下可作为收益率曲线拟合的备选模型;而NSS模型表现明显弱于其他两个模型,不推荐将其运用于中国银行间国债市场。

五、结论

本文着眼于利率期限结构静态插值模型,重点研究适用于中国银行间市场国债收益率曲线拟合的实证模型。在研究中国债券市场的文献中,本文的亮点有三。首先,本文首次将MED模型引入中国市场,尝试用其拟合中国无风险收益率曲线。其次,本文摒弃稳健性和计算效率均不佳的非线性最优化估计法,转而采用McCulloch和Kochin(2000)^[5]提出的迭代线性最小二乘法进行未知系数估计。最后,按照Guo(2019)^[7]提出的参数选择最优化方法对非参模型进行最优调整,即通过DW检验或其他序列相关检验确保拟合残差项为白噪音序列,并结合BIC值确定模型整体拟合优度。综合两项检验的结果,同时考虑模型的有效性、最优性和简约性,逐期选择最合适的参数

个数和模型具体设定。

实证研究部分本文选取2009年1月至2018年12月共计10年的中国银行间市场国债月度数据作为样本,首次同时使用MED、SNC和NSS三种模型拟合中国国债收益率曲线,并运用残差分析对比三种模型的优劣。在这场曲线拟合的“赛马”实验中,我们选择月度 $wRMSE_t$ (及其样本期内 $\sum wRMSE_t$)衡量模型拟合优度。鉴于三种模型的 k 值选取不统一,缺乏比较基础,本文首次提出将非参数模型的 $wRMSE_t$ 进行标准化(即 $\overline{wRMSE_t}$)。样本内和样本外两个分组的残差分析显示,MED模型在每个样本组和绝大

部分期限区间产生最小的 $\sum wRMSE_t$,以及 $\overline{wRMSE_t}$ 极大值和标准差。这表明,MED模型在三种模型中拟合收益率曲线的潜力最大,过度拟合问题却并不突出。相比之下,最流行的NSS模型在中国市场的拟合优度最低,稳健性最差;SNC模型则介于二者之间,对中国的数据有一定拟合能力,但不如MED模型理想。综上所述,MED模型在拟合中国银行间市场国债收益率曲线方面具有相对优势,值得向学术界及行业界推荐。进一步检验MED模型对其他中国债券市场,例如国开债、地方债和不同评级的企业债的收益率曲线拟合将是一个有趣的后续课题。

附录

数据预处理及样本分组

中国银行间国债市场数据源自Wind金融数据库。在进行估计之前,需要对数据库原始数据进行筛选、分组和预处理。首先,计算付息国债的到期收益率,此处计算使用的债券价格为加权双边买卖均价净价计算出的相应全价(dirty/full price)。考虑到中国国债存在半年付息一次与一年付息一次两种息票现金流形式,我们分别将计算出的不同离散复利到期收益率 A 转换为连续复利到期收益率 R :

$$R = \begin{cases} 2\log\left(1 + \frac{A}{2}\right), & \text{当 } A \text{ 为半年复利收益率时} \\ \log(1+A), & \text{当 } A \text{ 为年复利收益率时} \end{cases}$$

接下来对数据进行筛选,建立样本池。首先,对于发行期限在一年以下(不包括一年)的零息债券,全部包含在样本池中。其次,对于发行期限在一年及一年以上的付息债券,需进行筛选。如果有两只或两只以上的债券具有相同的到期日,仅挑选具有最小买卖价差的那只债券进入样本池。再次,剔除所有发行期限大于一年但剩余期限小于一年的付息债券。最后,遵循Bliss(1996)^[24],剔除含权和特殊流动性问题的个券^①。

之后,将经过筛选的月度横截面样本分为两个子样本集——样本内子集和样本外子集,各占样本全集大约50%。对于正文中定义的每个期限区间,我们结合买卖价差和成交量进行分组:有成交量数据并且买卖价差较小的债券具有较高的流动性,交易较为活跃,优先选入样本内子集。因此,所有活跃券(包括on-the-run债券)均被分入样本内子集用于估计。

表3展示了样本期所有样本券在不同样本子集以及不同期限子区间的分布情况。大多数期限子区间基本按照其成交量情况分组:有成交量数据的债券优先分入样本内子集,无成交量数据的债券进入样本外子集,因此两个子样本组间可能存在一定差异。期限在一年以下的债券具有较高的流动性,因此更多的被分配在样本内。在分组时,发行期限为一年期的付息债券与零息债券具有一定的替代关系,因此其分配情况与零息债券相反,更多的被放在样本外数据组。由表中数据可以看出期限在30~50年的流通券数量较少,为均衡两个子样本组的数据分配,此区间内样本基本按照50%的比例进行分配。

① 在本研究样本期间,银行间市场流通的国债中没有含权债券。

表3 样本债券分组统计

	样本内	样本外	样本总体
整体期限	3 093	3 420	6 513
0~1年(不含1年)	568	391	959
1~5年(不含5年)	1 150	1 609	2 759
5~10年(不含10年)	1 149	1 148	2 297
10~30年(不含30年)	189	258	447
30~50年	25	26	51

注：样本期为2009年1月至2018年12月，共选取了中国银行间国债市场120个月的月末数据。

参考文献

- [1] Fama E F, Bliss R R. The Information in Long-maturity Forward Rates [J]. American Economic Review, 1987, 77 (4): 680-692.
- [2] McCulloch J H. The Tax-adjusted Yield Curve [J]. Journal of Finance, 1975, 30 (3): 811-830.
- [3] Nelson C R, Siegel A F. Parsimonious Modeling of Yield Curves [J]. The Journal of Business, 1987, 60 (4): 473-489.
- [4] Fisher M, Nychka D W, Zervos D. Fitting the Term Structure of Interest Rates with Smoothing Splines: 95-1 [R]. Board of Governors of the Federal Reserve System, 1995.
- [5] McCulloch J H, Kochin L A. The Inflation Premium Implicit in the U. S. Real and Nominal Term Structure of Interest Rates [R]. Department of Economics, The Ohio State University, 2000.
- [6] Svensson L. Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994: 4871 [R]. National Bureau of Economic Research, Inc, 1994.
- [7] Guo F. Estimating Yield Curves of the U. S. Treasury Securities: An Interpolation Approach [J]. Review of Financial Economics, 2019, 37 (2): 297-321.
- [8] Diebold F X, Li C. Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields [J]. Journal of Econometrics, 2006, 130 (2): 337-364.
- [9] Vasicek O. An Equilibrium Characterization of the Term Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1977, 5 (2): 177-188.
- [10] Cox J C, Ingersoll J E Jr., Ross S A. A Theory of the Term Structure of Interest Rates [J]. Econometrica, 1985, 53 (2): 385-407.
- [11] Duffie D, Kan R. A Yield-factor Model of Interest Rates [J]. Mathematical Finance, 1996, 6 (4): 379-406.
- [12] Dai Q, Singleton K J. Specification Analysis of Affine Term Structure Models [J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (5): 1943-1978.
- [13] Ang A, Piazzesi M. A No-arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables [J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 50 (4): 745-787.
- [14] 郑振龙, 林海. 中国市场利率期限结构的静态估计 [J]. 武汉金融, 2003 (3): 33-36.
- [15] 朱世武, 陈健恒. 交易所国债利率期限结构实证研究 [J]. 金融研究, 2003 (10): 63-73.
- [16] 郭涛, 李俊霖. 利率期限结构曲线的估计方法——基于上交所国债的实证分析 [J]. 南方经济, 2007 (12): 63-72.
- [17] 周子康, 王宁, 杨衡. 中国国债利率期限结构模型研究与实证分析 [J]. 金融研究, 2008 (3): 131-150.
- [18] 范龙振, 张国庆. 两因子 CIR 模型对上交所利率期限结构的实证研究 [J]. 系统工程学报, 2005 (5): 447-453.
- [19] 沈根祥, 陈映洲. 双斜率因子动态 Nelson-Siegel 利率期限结构模型及其应用 [J]. 中国管理科学, 2015 (10): 1-10.
- [20] 丁志国, 耿迎涛, 覃朝晖. 中国市场国债利率期限结构的动态特征研究 [J]. 统计研究, 2016 (1): 61-69.
- [21] Christensen J H, Diebold F X, Rudebusch G D. The Affine Arbitrage-free Class of Nelson-Siegel Term Structure Models [J]. Journal of Econometrics, 2011, 164 (1): 4-20.
- [22] Gürkaynak R S, Sack B, Wright J H. The U. S. Treasury Yield Curve: 1961 to the Present [J]. Journal of Monetary Economics, 2007, 54 (8): 2291-2304.
- [23] Guo F, McCulloch J. Heterogeneous Capital and Misintermediation [J]. Journal of Macroeconomics, 2017, 53: 16-41.
- [24] Bliss R R. Testing Term Structure Estimation Methods: 96-12a [R]. Federal Reserve Bank of Atlanta, 1996.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

熟人还是陌生人，消费者为谁而改变？

——不同类型的他人在场对消费者多样化寻求行为的影响

Acquaintances or Strangers, Whom Will Consumers Change Their Behavior for?

The Effect of Different Social Presences on Consumer Variety-seeking Behavior

王 毅 刘 钾 孙国辉

WANG Yi LIU Jia SUN Guo-hui

[摘 要] 追求丰富的生活、不断寻求刺激和新奇的东西是人类与生俱来的本能和天性，由此产生的消费者多样化寻求行为正日益成为推动社会生产和产品创新的重要动力。笔者基于印象管理和解释水平理论，构建了他人在场情境下消费者多样化寻求行为的理论框架，采用心理实验的方法，探讨了不同类型的他人在场对消费者多样化寻求行为的影响机制。研究表明，消费者对他人的多样化寻求行为给予积极正面的评价；相比熟人在场，陌生人在场时消费者会采取更多的多样化寻求行为。进一步的研究还发现，不同自我建构类型的消费者受到他人在场的影响而产生的多样化寻求行为有显著的差异。研究结论不仅从社会学和心理学的视角对本领域研究进行了理论拓展，并且对企业的品牌战略、目标客户选择和销售环境设计策略提供了管理借鉴。

[关键词] 他人在场 多样化寻求行为 自我建构 解释水平理论 心理距离

[中图分类号] F274 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 04-0091-07

Abstract: Pursuing a rich life and seeking novelty is the inherent instinct of human beings, which results that consumer variety-seeking behavior is increasingly becoming an important driving force for social production and product innovation. Based on impression management theory and construal level theory, this paper constructed a research framework of consumer variety-seeking behavior from the perspective of psychological distance. We used psychological experiments to explore the mechanism of how the different types of social presences influence consumer variety-seeking behavior. The results showed that consumers gave positive evaluation to other's variety-seeking behaviors; compared to the presence of acquaintances, consumers taken more variety-seeking behavior when strangers are present. Furthermore, this paper found that consumers with different self-construal were influenced differently by social presence and showed significantly different variety seeking behavior. The conclusions not only expand the existing research in this field from the perspective of sociology and psychology, but also provide managerial implication for brand strategy, target customer selection, and sales environment design in marketing.

Key words: Social presence Variety-seeking behavior Self-construal Construal level theory Psychological distance

[收稿日期] 2019-10-16

[作者简介] 王毅，男，1978年8月生，中央财经大学商学院教授，管理学博士，主要研究方向为大数据营销、消费者决策与营销战略；刘钾（通讯作者），女，1989年2月生，中央财经大学商学院博士研究生，助理研究员，主要研究方向为品牌管理、消费者行为等；孙国辉，男，1961年10月生，中央财经大学商学院教授，博士生导师，经济学博士，主要研究方向为跨国经营与战略营销。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“配音演员的声音对广告效果的影响”（项目编号：71472192）。

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

追求丰富的生活、不断寻求刺激和新奇的东西是人类与生俱来的本能和天性,由此产生的消费者多样化寻求行为正日益成为推动社会生产和产品创新的重要动力^[1]。随着经济全球化的发展和生产力的充分释放,消费者所面临的产品和服务选择日益丰富,由此激发出其越来越普遍的多样化消费行为,在很多行业遥遥领先的领导品牌今天面临前所未有的挑战,市场份额被越来越多的新兴品牌所侵蚀,如何应对多样化的消费趋势,更好地服务消费者,成为当下企业和研究者关注的重点^[2-4]。

所谓“多样化寻求行为”(Variety-seeking)是指消费者在经历一定阶段的消费体验后,逐渐对现有状态感到厌倦,从而寻求和尝试新鲜的消费选项,以达到最优刺激水平并且给自己带来新的满足^{[3][5]}。作为一种探索性的消费者行为,消费者多样化寻求行为表现出非常强的社会性特征,受到相关群体和社会规范的影响。研究发现,他人在场的情境下,消费行为可以被他人观察时,消费者表现出更强的多样化选择倾向以符合社会规范和他人对自己的预期^[6];在公开场合,消费者会表现出更多的多样化寻求行为以展示其开放、独特的个人形象^{[1][7]}。消费者的这种多样化选择行为是因为他人在场而感受到了社会压力,希望得到他人对其形象和行为的正面评价。现有研究虽然初步发现他人在场对消费者的多样化寻求行为产生显著影响,但是仍存在很多关键问题有待解决。例如,他人在场会产生何种社会压力,进而促使消费者改变产品选择行为?不同类型的他人在场对消费者所产生的社会压力有何差异?他人在场促使消费者采取多样化寻求行为的理论机制是什么?该影响过程是否会因消费者自身特质的差异而不同?这些都是本领域尚待解决的重要问题,也是本文所聚焦的研究问题。

针对上述核心问题,笔者在对相关领域的研究成果进行综述的基础上,基于印象管理和解释水平理论,构建了他人在场情境下的消费者多样化寻求行为理论框架,通过心理实验的方法,深入探讨不同类型的他人在场(熟人和陌生人)对消费者多样化寻求行为的影响机制问题。

二、文献回顾与研究假设

多样化寻求行为研究发端于1950年代,初期的

研究专注于多样化寻求行为的分类、驱动和动机方面^{[8][9]},之后逐渐发展出最优刺激水平理论、消费者动态属性饱足模型以解释和预测消费者的多样化寻求行为^{[2][5]}。但是随着社会发展和消费模式的升级,学者们发现仅仅从内在动机和效用最大化的角度探讨该问题还不足以解释日益变化的消费者多样化寻求行为,消费逐渐成为消费者应对社会压力、自我表达的重要方式^[1],社会规范、参考群体、身份面子等社会因素正越来越多地成为消费者购物时重要的决策依据^{[4][5][7]}。

(一) 社会压力与消费者多样化寻求行为

印象管理理论认为,当消费者行为可以被观察、被识别时,他们的行为会更加遵从社会规范^{[10][11]}。消费者期望他人用积极正向的眼光看待自己,在这种社会压力驱动下消费者会为了塑造形象而改变自己原本的购物偏好,转而选择能够突出或强化自身正面特征的产品^[12]。Kim和Drolet(2006)^[8]发现消费者购买创新型产品经常是为了达到社会区别和自我表达的目标。Ariely和Levav(2000)^[7]认为消费者预期他人会对其消费决策进行社会评价,因此消费者在公开场合下不一定选择那些符合其偏好的产品,以获得他人正面的形象评价。

在消费者日常行为中,重复购买的好处是在保证消费品质的同时节约时间和精力,但是长期的重复购买行为,会让消费者自身产生厌倦和乏味的感觉;从社会印象来讲,也会给他人留下刻板、固执、难以改变等印象^{[7][13]}。与此相反,行为和态度中保持适度的变化要比一成不变更容易给他人留下积极的印象,例如适应力强、懂得平衡、品位独特等^{[3][4]}。因此,采取适度公开的多样化寻求行为往往被视为遵循社会规范、应对社会压力、彰显社会形象的一种行为方式^[14]。Ratner和Kahn(2002)^[1]研究发现消费者在公开购物场合中比在私人购物场合表现出更多的多样化选择行为,这是因为人们预期他人比自己具有更强的多样化寻求动机,这种预期将会导致人们在公开场合有更高的多样化寻求压力;而一旦该社会压力消失,消费者多样化寻求行为水平便显著下降。Kahn和Ratner(2005)^[14]认为社会规范的一致性压力创造了个体表现自我的需要,个体通过多样化寻求行为表达出自己的独特性。Jinhee等(2006)^[6]的研究也证明,当消费者为他人购买产品时,他们所表现出的多

样化寻求水平会高于他们为自己购买产品时的多样化水平。据此,本文提出假设1。

H1: 消费者对他人的多样化寻求行为给予正面的评价。

(二) 他人在场对消费者多样化寻求行为的影响

社会规范的压力通过多种方式向消费者传递并改变其消费行为,其中他人在场带来的消费行为的可观察性是一条重要的传递通道^{[15][16]}。消费者在现实的购物过程中,他人在场的消费情境非常普遍,在场的他人可能包括陪同购物的亲人、朋友,以及出现在购物现场的导购员、服务员或其他顾客。他人在场作为一种显性的、普遍的社会化消费情境,消费者行为的可观察性最为直接和显著,在此情境下顾客情绪、认知和行为都发生了较大的模式变化,导致更多的社会化消费行为出现,如多样化寻求行为、冲动性购买、象征性消费等^{[5][17]}。与没有他人在场的消费情境(如互联网购物)相比较,在超市、商场等消费情境下,消费者在其购买决策中倾向于采取多样化寻求行为以表达其开放、独特的积极社会形象^{[4][18]}。

他人在场情境下,消费者因为印象管理的社会需要而采取更多的多样化寻求行为;接下来的问题就是,面对不同类型的他人在场,消费者所面临的社会压力会有所不同吗?显而易见,作为社会化的个体,消费者会根据群体结构亲疏关系的差异,对熟人和陌生人的出现表现出差异化的行为反应^[19-21]。与日常认知相悖,研究发现与熟人在场的情境比较,陌生人在场反而更加激发消费者积极的情绪反应和印象管理行为^{[3][22]}。对消费者而言,从熟悉群体到陌生群体,对应着关系类型的变化,消费者感知到的与影响群体的关系强度逐渐减弱,感知到的心理距离逐渐变远^{[21][23]}。根据解释水平理论,当熟人在场时消费者感知到较近的心理距离,会采用较低的解释水平模式处理面临的消费决策,更加关注产品细节、功能,充分考虑产品属性与实际需求的匹配;同时,由于熟人对自己的偏好和性格极为了解,消费者没有重新塑造形象的动机,购物目标聚焦于自我需求的满足^[24],倾向于选择熟悉的产品,多样化寻求水平降低^{[5][25]}。当陌生人在场时消费者感知到的心理距离较远,倾向于采用较高的解释水平模式,即整体性、抽象性的认知模式,更加关注产品的整体效能和社会价值,产生较强的印象整饰动机,因而表现出更高的多样化寻求

水平以展示积极的社会形象^[23]。据此,本文提出假设2。

H2: 相对于熟人在场的情境,陌生人在场会使消费者表现出更多的多样化寻求行为。

(三) 消费者自我建构的调节作用

他人在场对消费者产品选择决策的影响因消费者的个体特征而有所差异。例如,依赖型自我建构的消费者更加关注其所在的社会环境,在意自己在他人心目中的形象,因而更加愿意改变消费习惯来与社会规范保持一致^{[20][26]};而独立型自我建构的消费者更加以自我为中心,强调自身的独立性,不会轻易受到他人的影响而改变购物行为^{[21][27]}。

对于依赖型自我建构的消费者而言,在陌生人在场的情境下,消费者对在场者并不了解,因而会根据社会的通用评价标准预测陌生人对其行为的评价,为了尽可能保持与社会规范的一致性,依赖型自我建构的消费者更倾向于采取多样化寻求行为;在熟人在场的情境下,消费者与在场者彼此了解,没有重新塑造形象的必要,则更倾向于维持原有的偏好,不会刻意改变购买行为^[28]。对于独立型自我建构的消费者而言,他们只是把他人作为社会比较和自我评价的一个参照,即使其了解社会对多样化寻求行为有更高的评价,也不会因此而改变自己的选择行为;因此,独立型自我建构的消费者在熟人在场和陌生人在场两种社会情境中,所表现出的多样化寻求行为没有显著差异^[29]。据此,本文提出假设3。

H3: 他人在场对多样化寻求行为的影响过程中,消费者的自我建构起到调节作用。

H3a: 相对于熟人在场,依赖型自我建构的消费者在陌生人在场的情境中表现出更多的多样化寻求行为。

H3b: 熟人在场和陌生人在场的情境中,独立型自我建构的消费者表现出的多样化寻求行为无显著差异。

三、探索性研究

为检验上述的研究假设,笔者精心设计了一个探索性研究项目和一个正式实验以便探讨他人在场对消费者多样化寻求的社会影响机制。探索性研究项目是为了验证消费者是否对于多样化寻求行为确有更加积极的评价,以及在消费者的预期中陌生群体和熟悉群

体的多样化寻求行为是否有所差异。

(一) 研究过程

此项目有 50 位本科生参加了实验,随机分为 2 个小组。首先,每个小组都阅读了关于多样化寻求行为的一篇短文,然后填写一个开放性的问题:“请列举 1~2 个你心目中认为的多样化寻求行为。”随后,两个小组分别对熟人(组 1)和陌生人(组 2)的多样化寻求行为进行评价,并要求列举出“如果你的室友(陌生人)采取了上述的多样化寻求行为,你认为他(她)可能具备什么个人特征?”收集数据后,2 位硕士研究生对每个收集上来的个人特征进行编码和分类,这些特征被分为正面的、中性的、负面的 3 个类别,两位研究者在编码中表现出很高的一致性($r_s > 0.8$),如果两位对某一特征意见不一致,该特征被分为中性类别。

(二) 研究结果

数据分析表明,被试对采取多样化寻求行为的消费者列出了更多的正面特征,如有趣、思维开阔、多才多艺、灵活、令人兴奋等。这说明消费者会给予观察到的他人的多样化寻求行为以更加积极的评价,假设 1 得到初步验证。

对两个小组的数据比较发现,组 2 对陌生人的多样化寻求行为的正面评价要高于组 1 对室友的多样化寻求行为的评价($M_{\text{陌生人}} = 2.65$, $M_{\text{室友}} = 1.34$, $p < 0.05$)。虽然被试评价的是他人的行为,实际上映射出的是其心目中预期他人(陌生人或室友)对自己的评价,这说明当面对陌生人在场时,消费者预期采取多样化寻求行为会得到更加积极的外部评价,假设 2 部分得到检验。

四、正式实验

正式实验的目的是检验不同类型的他人在场对消费者多样化寻求行为的影响,以及这种影响在消费者个人层面的差异性。

(一) 实验过程

有 123 位本科生参与了本实验,平均年龄为 22 岁。被试随机分为 4 组,采用 2(他人在场:陌生人 vs 熟人)×2(自我建构:依赖型 vs 独立型)的组间设计。

步骤一:对自我建构类型的操控。独立型自我建构组和依赖型自我建构组分别阅读一段情境描述的文

字,描述了某人参加学校运动会的场景,以激发实验者的独立型或者依赖型自我建构。被试阅读完材料之后,被要求从一个词语列表中选择出与情境描述中的主人公形象相关的词语。各组的词语列表均由 15 个词语构成,包含了 10 个与依赖型(或独立型)自我建构有关的词语和 5 个无关词语。随后,被试填写自我建构量表,共 14 个题项,以检验自我建构类型操控的结果是否有效^[21-23]。

步骤二:他人在场的购物情境的操控。本研究通过情境模拟法设计不同类型的他人在场的购物情境,陌生人在场和熟人在场的购物情景组分别阅读一段情境描述的文字,描述了周末在超市购物的不同场境,实验材料的主要区别在于,陌生人在场情境下有陌生消费者同时出现在购物场所;熟人在场情境下有室友同时出现在购物场所,两种情境下在场他人都与购物者无直接交流。随后,对消费者在不同购物情境下的感知心理距离进行测量,采用博格达斯社会距离量表,共 7 个题项^[19]。

步骤三:多样化寻求行为的测量。本研究所选的刺激物为 5 种口味的康师傅“3+2”饼干,编号 1 到 5 的口味依次为:咖啡牛奶、抹茶蜜豆、香草巧克力、清新柠檬、香浓奶油。各组被试在完成上述实验步骤后,可以从 5 种口味的饼干中任意选择 5 袋作为实验酬劳,各种口味的饼干存货充足,被试可以重复选择任意数量的某种口味,将每位被试的选择组合中的不同饼干口味的数量作为多样化寻求水平衡量的指标^[4]。



图 1 实验产品选择集

(二) 实验结果

研究者对实验问卷进行回收,排除无效问卷 2 份,最终有效问卷为 121 份,被试均匀分布在 4 个分组,然后对实验操控结果和实验数据进行分析。

自我建构类型操控的有效性检验。本研究通过对

自我建构类型操控的精心设计来保证实验的效果。数据分析表明,自我建构量表具有良好的信度表现($Cronbach's\ \alpha=0.83$),说明对该消费者特征的测量比较可靠;使用独立样本 t 检验来考察组间消费者自我建构类型的差异性,依赖型自我建构组(组1&组2)与独立型自我建构组(组3&组4)对于自我建构的得分有显著差异($M_{\text{熟人}}=5.282>M_{\text{陌生人}}=3.27$, $p=0.013$),自我建构的操控达到实验要求。

心理距离操控的有效性检验。本研究通过情境模拟的方式来操控不同类型的他人在场,对被试感知到的心理距离进行测量,以保证实验的有效性。数据分析表明,心理距离量表具有良好的信度表现($Cronbach's\ \alpha=0.87$),说明对该变量的测量比较可

靠;消费者对陌生人和熟人感知到的心理距离存在显著差异($M_{\text{陌生人}}=5.28>M_{\text{熟人}}=3.27$, $p=0.021$),实验对于不同类型他人在场的情境操控达到预期要求。

他人在场对消费者多样化寻求行为的影响。本研究探讨了不同类型的他人在场(熟人vs陌生人)对消费者多样化寻求行为的影响。数据分析表明,实验样本的正态分布检验通过,可以进行独立样本 t 检验;方差齐次性检验表明,不同实验组之间方差不等;陌生人在场情境下,消费者多样化寻求水平显著高于熟人在场情境下的表现($M_{\text{陌生人}}=3.08>M_{\text{熟人}}=2.52$, $p=0.022$),如表1所示。假设2得到检验。

表1 不同类型的他人在场情境下消费者多样化寻求行为的差异

多样化寻求行为		Levene 检验		均值方差 t 检验				
		F	$Sig.$	t	df	$Sig.$ (双侧)	均值差	标准误
不同类型 他人在场	假设方差相等	0.156	0.694	-2.333	97.000	0.022	-0.491	0.210
	假设方差不等			-2.336	96.062	0.022	-0.491	0.210

消费者自我建构类型对主效应的调节作用。本研究通过随机实验分组把被试分为4组,检验了不同自我建构类型的消费者(依赖型vs独立型)在不同的他人在场(熟人vs陌生人)情境下多样化

寻求行为的差异。数据分析表明,实验样本的正态分布检验通过,可以进行独立样本 t 检验;方差齐次性检验表明,不同实验组之间方差不等,如表2所示。

表2 消费者自我建构类型对主效应的调节作用

多样化寻求行为		Levene 检验		均值方差 t 检验				
		F	$Sig.$	t	df	$Sig.$ (双侧)	均值差	标准误
依赖型 自我建构消费者	假设方差相等	0.783	0.381	2.162	46	0.036	0.625	0.289
	假设方差不等			2.162	45.439	0.036	0.625	0.289
独立型 自我建构消费者	假设方差相等	0.797	0.376	-1.355	49	0.182	-0.377	0.278
	假设方差不等			-1.357	48.957	0.181	-0.377	0.278

依赖型自我建构的消费者,在陌生人在场情境下表现出的多样化寻求行为显著高于熟人在场的情境($M_{\text{依&陌}}=3.8>M_{\text{依&熟}}=2.8$, $p=0.036$);独立型自我建构的消费者,在陌生人在场和熟人在场的情境下表现出的多样化寻求行为没有显著差异($M_{\text{独&陌}}=2.6$, $M_{\text{独&熟}}=2.2$, $p=0.181$),如图2所示。假设3得到检验。

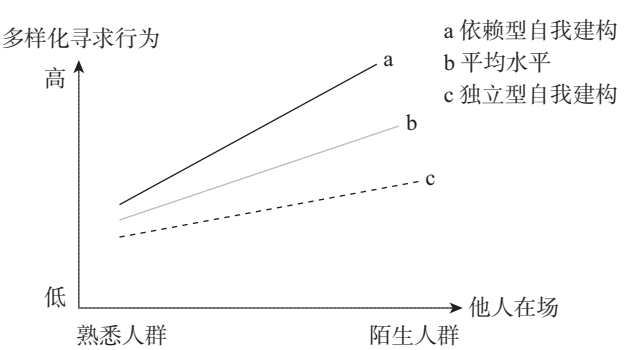


图2 他人在场对消费者多样化寻求行为的影响

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

随着社会生产力的发展,消费者多样化寻求行为日益成为重要的消费趋势,如何应对这种多样化的消费趋势成为当前企业面临的挑战和机遇。本研究聚焦于社会在场情境中的消费者多样化寻求行为,从消费者印象管理和解释水平的视角,通过心理实验的方法,探讨了不同类型的他人在场对消费者多样化寻求行为的影响机制,得出如下主要研究结论。

第一,消费者对他人的多样化寻求行为能够给予积极正面的评价。本研究采用非结构化的质性研究,探测了在消费者心目中多样化寻求行为会与哪些个人形象特征相联系。研究结果不仅证实消费者对于多样化寻求行为保持正面的态度,而且消费者对陌生人的多样化寻求行为给予了更高评价,该结论映射出消费者心目中他人对自己的社会预期使得消费者在公开场合下有更高的多样化寻求压力。

第二,不同类型的他人在场(熟人和陌生人)对消费者多样化寻求行为产生显著影响。本研究采用情境模拟设计,构建出熟人在场和陌生人在场两种消费情境,探讨社会压力对消费者多样化寻求行为的影响机制。研究结果表明,陌生人在场和熟人在场情境下,消费者所感知到的心理距离有显著差异,从而激发出不同的解释水平模式来处理面临的消费决策,因而导致陌生人在场情境下,消费者有着较强的印象整饰动机,进而促进他们的多样化寻求行为。

第三,不同自我建构类型的消费者在不同类型的他人在场情境中表现出的多样化寻求行为有显著差异。本研究通过心理启动技术,激发出独立型和依赖型两种不同的消费者自我建构,以检验不同个人特征的消费者是如何采用多样化寻求行为应对他人在场带来的社会压力。研究结果发现,与独立型自我建构的消费者相比,依赖型自我建构的消费者更加关注自己与周围环境的协调一致性,面对社会压力具有更高的印象管理动机,在陌生人在场的社会情境下,会采取较高水平的多样化寻求行为以获得更好的社会评价。

(二) 研究贡献与管理启示

上述研究结论不仅来自于笔者对当下多样化消费趋势这一热点问题的关注,而且还是经笔者整合社会学、心理学与营销学的相关理论,对该领域给予理论拓展的探究。同时,本文得出的研究结论也能够对企业的品牌战略、目标客户选择和销售环境设计等实践操作提供有益借鉴和管理启示。

首先,本研究首次运用实证研究的方法,揭示出当下多样化消费趋势背后的社会动机以及消费者印象管理的驱动机制。在消费模式日益个性化、多样化的趋势下,传统优势品牌的市场份额正在被越来越多的新兴品牌所侵蚀,传统优势品牌不能再固守原有的品牌忠诚优势,应当在品牌定位、品类决策、产品设计等方面引入更多样化、创新性的品牌元素,以应对越来越“喜新厌旧”的新一代消费者。

其次,本研究从消费者解释水平的视角,构建了不同他人在场情境下社会压力导致消费者多样化寻求行为的心理机制。面对电子商务的冲击,线下零售商可以通过创新性的购物环境设计,创造灵活多变的社会化消费情境,激发消费者的印象管理动机,引导消费者多元化、探索性的购物体验。

最后,本研究从消费者个体差异的层面,探索了不同类型的消费者应对多种社会压力情境下的产品选择策略。对不同的企业而言,可以根据企业的品牌定位优化目标客户选择策略,并通过多样化的品牌形象塑造,满足客户求新、猎奇、多变的内在需求。

(三) 研究展望

追求丰富的生活是人类的本能,多样化的消费趋势将导致消费结构和市场结构的深刻变化,未来本领域的研究在以下几个方面还存在较大的空间:一是对驱动消费者多样化寻求行为的形象管理动机进行更加深入的探讨,不同的消费者具有不同的印象管理诉求,例如独特形象、创新形象、可信形象等;二是对社会化消费情境的识别和分类,针对特定目标的社会化消费情境将激发出消费者丰富多样的产品选择策略;三是如何将企业的品牌策略与消费者多样化需求相结合,通过品牌定位、品牌形象、购物情境设计等营销策略实现更精准的顾客服务。

参考文献

- [1] Ratner R K, Kahn B E. The Impact of Private Versus Public Consumption on Variety-seeking Behavior [J]. Journal of Consumer Research, 2002, 29 (2): 246-257.

- [2] Mcalister L, Pessemier E. Variety Seeking Behavior: An Interdisciplinary Review [J]. Journal of Consumer Research, 1982, 9 (3): 311-322.
- [3] Lattin J M, Mcalister L. Using a Variety-seeking Model to Identify Substitute and Complementary Relationships among Competing Products [J]. Journal of Marketing Research, 1985, 22 (3): 330.
- [4] Argo J J, Dahl D W, Manchanda R V. The Influence of a Mere Social Presence in a Retail Context [J]. Journal of Consumer Research, 2005, 32 (2): 207-212.
- [5] Inman J J, Winer R S, Ferraro R. The Interplay between Category Characteristics and Shopping Trip Factors on In-store Decision Making [J]. Journal of Marketing, 2009, 73 (9): 19-29.
- [6] Jinhee C, Kim B K, Choi I, et al. Variety-seeking Tendency in Choice for Others: Interpersonal and Intrapersonal Causes [J]. Journal of Consumer Research, 2006, 32 (4): 590-595.
- [7] Ariely D, Levav J. Sequential Choice in Group Settings: Taking the Road Less Traveled and Less Enjoyed [J]. Journal of Consumer Research, 2000, 27 (3): 279-290.
- [8] Kim H, Drolet A. Choices and Self-expression: A Cultural Analysis of Variety-seeking [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2003, 85: 373-382.
- [9] Kurt D, Inman J J, Argo J J. The Influence of Friends on Consumer Spending: The Role of Agency-Communion Orientation and Self-monitoring [J]. Journal of Marketing Research, 2011, XI (VIII): 741-754.
- [10] Luo X. How Does Shopping with Others Influence Impulsive Purchasing? [J]. Journal of Consumer Psychology, 2005, 15 (4): 288-294.
- [11] Mcalister L. A Dynamic Attribute Satiation Model of Variety-seeking Behavior [J]. Journal of Consumer Research, 1982, 9 (2): 141-150.
- [12] Ratner R K, Kahn B E. Choosing Less-preferred Experiences for the Sake of Variety [J]. Journal of Consumer Research, 1999, 26 (1): 1-15.
- [13] 刘蕾, 郑毓煌, 陈瑞. 选择多多益善? 选择集大小对消费者多样化寻求的影响 [J]. 心理学报, 2015, 47 (1): 66-78.
- [14] Kahn B E, Ratner R K. Variety for the Sake of Variety. Inside Consumption: Consumer Motives, Goals, and Desires [M]. New York: Routledge, 2005: 102-121.
- [15] Wisse B, Sleebos E. When Change Causes Stress: Effects of Self-Constraint and Change Consequences [J]. Journal of Business and Psychology, 2016, 31 (2): 249-264.
- [16] 董春艳, 郑毓煌, 夏春玉. 陌生人存在对消费者自我控制的影响 [J]. 营销科学学报, 2011, 7 (2): 32-44.
- [17] Leary M R, Kowalski R M. Impression Management: A Literature Review and Two-Component Model [J]. Psychological Bulletin, 1990, 107 (1): 34.
- [18] Hamilton R. Decisions at a Distance: Effects of Psychological Distance on Consumer Decision Making [J]. Journal of Consumer Research, 2014, 41 (2): 3-6.
- [19] 李雁晨, 周庭锐, 周琇. 解释水平理论: 从时间距离到心理距离 [J]. 心理科学进展, 2009, 17 (4): 667-677.
- [20] Dahl D, Manchanda R, Argo J. Embarrassment in Consumer Purchase: The Roles of Social Presence and Purchase Familiarity [J]. Journal of Consumer Research, 2001, 28 (3): 473-481.
- [21] Liberman N, Trope Y, Wakslak C. Construal Level Theory and Consumer Behavior [J]. Journal of Consumer Psychology, 2007, 17 (2): 113-117.
- [22] Chen R, Zheng Y, Zhang Y. Fickle Men, Faithful Women: Effects of Mating Cues on Men's and Women's Variety-seeking Behavior in Consumption [J]. Journal of Consumer Psychology, 2016, 26 (2): 275-282.
- [23] Cutright K M, Bettman J R, Fitzsimons G J. Putting Brands in Their Place: How a Lack of Control Keeps Brands Contained [J]. Journal of Marketing Research, 2013, 50 (3): 365-377.
- [24] Choi J, Kim B K, Choi I, et al. Variety-seeking Tendency in Choice for Others: Interpersonal and Intrapersonal Causes [J]. Journal of Consumer Research, 2006, 32 (4): 590-595.
- [25] Aribarg A, Arora N, Bodur H O. Understanding the Role of Preference Revision and Concession in Group Decisions [J]. Journal of Marketing Research, 2002, 39 (3): 336-349.
- [26] Rook D, Fisher R. Normative Influences on Impulsive Buying Behavior [J]. Journal of Consumer Research. 1995, 22 (4): 18-22.
- [27] Ma Z, Yang Z, Murali M. Consumer Adoption of New Products Independent versus Interdependent Self Perspectives [J]. Journal of Marketing, 2014, 78 (2): 101-107.
- [28] Levav J, Zhu R. Seeking Freedom through Variety [J]. Journal of Consumer Research, 2009, 36 (4): 600-610.
- [29] Menon S, Kahn B E. The Impact of Context on Variety Seeking in Product Choices [J]. Journal of Consumer Research, 1995, 22 (3): 285-295.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)

基于政治晋升预期调节作用的国企高管薪酬差距与离职率的关系研究

A Study on the Relationship Between the Compensation Gaps and the Turnover Rate of Executives in State-owned Enterprises Based on the Moderating Effect of Political Promotion Expectation

陈胜军 于渤涵 李雪雪

CHEN Sheng-jun YU Bo-han LI Xue-xue

[摘要] 国企高管面临的薪酬管制越来越严格,在此背景下笔者构建了国企高管薪酬差距与离职率关系的研究模型,根据沪深两股市国企上市公司2006—2018年的财务数据和高管离职数据,用数理统计方法实证检验了垂直薪酬差距、平行薪酬差距和行业薪酬差距对国企高管离职率的影响。考虑到国企高管“政治人”和“经济人”的双重身份,笔者将国企高管政治晋升预期作为调节变量引入研究模型中,从隐性激励的视角深入探讨薪酬差距与离职率的关系。研究表明,国企高管垂直薪酬差距和行业薪酬差距显著负向影响离职率,平行薪酬差距显著正向影响离职率;政治晋升预期负向调节垂直薪酬差距与离职率之间的关系,正向调节平行薪酬差距与离职率之间的关系,而对行业薪酬差距与离职率之间的关系没有调节作用。本研究对于限薪背景下降低国企高管的离职率以及正确认识和发挥政治晋升预期在国企高管管理中的作用具有积极意义。

[关键词] 国企高管 政治晋升预期 薪酬差距 离职率

[中图分类号] F270.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 04-0098-11

Abstract: State-owned enterprises (SOEs) executives face increasingly strict compensation controls. Under this context, the author constructs the research model of the relationship between SOEs executives compensation gaps and the turnover rate. According to the financial data and executive turnover data of SOEs listed on the Shanghai and Shenzhen stock markets from 2006 to 2018, this paper empirically tested the impact of vertical compensation gap, parallel compensation gap and industry compensation gap on the turnover rate of SOEs executives with the method of mathematical statistics. Considering the dual identities of “politician” and “economicman” of SOEs executives, this paper applies the expectation of political promotion of SOEs executives to the research model and further explores the relationship between compensation gaps and turnover rate of SOE executives from the perspective of invisible incentives. The results show that the executive turnover rate is negatively affected by the vertical compensation gap and the industry compensation gap, positively affected by the parallel compensation gap. Political promotion expectation can negatively moderate the correlation between the vertical compensation gap and executive turnover rate, and positively moderate the correlation between the parallel compensation gap and executive turnover rate, while it can not moderate the correlation between the industry compensation gap and executive turnover rate. The study has positive significance for reducing the turnover rate of SOEs executives under the background of compensation limit and correctly understanding and playing the role of political promotion expectations in the management of SOEs executives.

Key words: State-owned enterprises executive Political promotion expectation Compensation gap Turnover rate

[收稿日期] 2019-11-28

[作者简介] 陈胜军(通讯作者),男,1971年1月生,对外经济贸易大学国际商学院副教授,经济学博士,主要研究方向为人力资源管理;于渤涵,男,1994年10月生,北京睿信致成管理顾问有限公司咨询师,管理学硕士,主要研究方向为薪酬管理;李雪雪,女,1995年5月生,对外经济贸易大学国际商学院研究生,主要研究方向为人力资源管理。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“政府限薪对国企高管整体薪酬的影响及人才流失的风险防范机制研究”(项目编号:17BGL245)。感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已经做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

收入分配是现代企业治理的核心内容之一,体现收入分配公平性的薪酬差距一直是社会各界关注的热点话题。国有企业是国民经济的重要支柱,是壮大国家综合实力、保障人民利益的重要力量。国有企业高级管理人员(以下简称“国企高管”)作为国有企业的重要战略资源,对国有企业的经营发挥着重要作用,其人力资本具有异质性,其管理技能具有价值性、稀缺性、难以替代性和难以模仿性(Barney, 2001^[1]),是国有企业宝贵的战略资产,应当获得与其价值相匹配的薪酬。自2005年起,国企高管的薪酬数据逐渐被公开,社会各界均高度关注,国企高管的薪酬问题成为一个社会热点问题,始终吸引着社会公众的眼球,一些国企高管的“天价薪酬”刺激着社会公众的神经(黎文靖和胡玉明, 2012^[2])。中央及各相关部门先后发布了一系列高管限薪令,对国企高管的薪酬进行规范或限制,这虽然增加了薪酬的公平性,但也为国企高管的激励和保留带来了挑战,一些国企高管选择离职去收入较高的外资企业或民营企业,另外一些国企高管转而追求政治晋升等替代性的激励方式(方芳和李实, 2015^[3])。因此,如何在薪酬受限的情况下降低国企高管的离职率、激励高管成了国企管理的一个重要问题。

薪酬差距具有激励效应和筛选效应。激励效应指的是薪酬差距对工作认真程度的影响,若薪酬差距能激励努力工作,则发挥了正向激励效应,反之则发挥了负向激励效应;筛选效应指的是薪酬差距对离职的影响,若薪酬差距促进了离职,则发挥了负向筛选效应,反之则发挥了正向筛选效应。国内外有较多学者研究了薪酬差距对高管的激励效应,但研究筛选效应的较少。中国是一个崇尚集体主义的国家,强调公平、和谐的价值观,对薪酬差距会更关注,当感受到不公平时更有可能表现出反生产力行为甚至离职,因此在中国背景下研究薪酬差距的筛选效应更具有现实意义和管理价值。

对国企高管而言,既存在着以薪酬契约为基础的显性激励,也存在着以晋升为标志的隐性激励,而且国企高管的晋升既包括企业内部的职务晋升,也包括转任到政府部门的政治晋升。早期关于企业晋升的研

究主要集中于中基层员工以及晋升和企业绩效之间的关系,随着研究的深入,政治晋升对于高管行为的影响逐渐成为学术界关注的重点。通过文献研究发现,目前鲜有学者将政治晋升预期与国企高管的离职率相联系进行研究,鉴于此,本文在国企高管限薪背景下,以国有企业上市公司为样本,探讨基于政治晋升预期调节作用的国企高管薪酬差距与离职率的关系,既丰富了薪酬差距筛选效应理论,也为国企高管政治晋升领域的研究提供了新视角,而且对“限薪令”背景下如何降低国企高管的离职率以及激励他们也具有积极意义。

二、文献综述与研究假设

(一) 垂直薪酬差距与国企高管离职的关系

高管薪酬差距可分为外部薪酬差距和内部薪酬差距。外部薪酬差距表示企业内高管与同一行业内高管之间的薪酬差距^①;内部薪酬差距则表示本公司内高管的薪酬差距,根据Siegel和Hambrick(2005)^[4]的观点,又可细分为同层级高管之间的平行薪酬差距与不同层级高管之间的垂直薪酬差距。

根据锦标赛理论,当委托人能够低成本且有效地监控代理人的产出时,以边际产出水平来确定其薪酬能够最大限度地保证薪酬设计的有效性,但如果委托人缺乏有效的监控手段,则基于边际产出水平的薪酬设计会由于成本过高而导致无效,此时,可以让基于不同职位层级的薪酬差距成为决定代理人贡献多少的关键,在较高的职位层级中,职位层级的小幅晋升使“成功”代理人的薪酬水平陡增,这样为了追求职位层级提升而带来的高薪酬,代理人会增加工作投入,从而促进企业绩效的提升(Lazear和Rosen, 1981^[5]; Rosen, 1986^[6])。因此,高管团队内部的垂直薪酬差距越大代表锦标赛的“锦标”越多,在竞争规则相对公平的条件下,高管会更倾向于留在组织内部而非主动离职(Ridge等, 2014^[7])。

考虑到国企高管工作的难以监管性以及当前中国的实际国情,2019年《政府工作报告》中提到“国有企业要通过改革创新、强身健体,不断增强发展活力和核心竞争力”。因此,在长期的社会主义初级阶段,国有企业内部也要倡导一种竞争向上的积极氛围,在规则公平的前提下在高管团队内通过设立高的

① 本文仅研究行业内部高管之间的薪酬差距,未涉及跨行业的薪酬差距。

“锦标”，给国企高管一个“好好干”的激励，争取在级别上“更进一步”，一旦赢得“锦标”就可以获得薪酬的大幅提升。另外，根据社会比较理论（Festinger, 1954^[8]），社会比较对象具有可获得性和相似性两个特征，因此国企高管的比较对象更多的是其同事而非其上级领导，加之国有企业里受中国传统文化的影响较大，权威服从的儒家等级制度思想的影响比较广泛，因此国企高管更容易理解和接受上级获得较高薪酬或者“锦标”的现象。不少学者的研究也支持锦标赛理论，认为至少在目前发展阶段，中国国有企业内部的高管薪酬差距并不算大，而且越是高管薪酬差距大的企业越表明该企业具有较大的薪酬管理力度以及对稀缺人力资本的重视，高管内部薪酬差距与企业绩效呈显著正相关关系，即高管内部较大的薪酬差距可以提升公司绩效（林浚清等，2003^[9]；张晨宇和樊青芹，2012^[10]；赵晋和王养成，2016^[11]；刘春和孙亮，2010^[12]；周权雄和朱卫平，2010^[13]；乔焱宁，2018^[14]），据此，本文提出假设1。

H1: 国企高管垂直薪酬差距显著负向影响国企高管的离职率。

（二）平行薪酬差距与国企高管离职的关系

薪酬差距绝非越大越好，因此一些学者不认可锦标赛理论，认为薪酬差距对企业绩效和员工离职存在消极影响，其理论依据主要是公平理论和行为理论。公平理论认为人们会把自己所得的薪酬与其他人进行对比，并根据对比的结果判断自己是否受到了不公平的对待。当人们发现自己与他人的薪酬差距过大并感觉到分配不公平时，就有可能降低自己的工作投入甚至离职，从而影响企业的绩效（Adams, 1963^[15]）。行为理论具体包括相对剥夺理论、组织政治学理论、分配偏好理论和社会比较理论四个分支。

1. 相对剥夺理论。

该理论认为，管理者会自觉不自觉地将自己的薪酬水平与他人进行比较，当感觉到未得到与自己的付出相匹配的薪酬时，会产生被剥削的主观认知，从而引发抵触情绪、消极怠工甚至离开组织等负面行为（Cowherd 和 Levine 等，1992^[16]；Martin, 1981^[17]）。

2. 组织政治经济学理论。

该理论强调，管理者基于自身利益的考虑，会尽最大努力去影响企业的决策，这一方面有利于企业实际收益的增加，另一方面会使企业因团队协作无效而产生更高的隐性经营成本。当企业的薪酬差距过大

时，管理者会更加倾向于从事利己的“政治阴谋”活动，导致更高努力水平所带来的收益提高不足以弥补合作破坏所引发的成本增加，基于此，该理论认为，较小的薪酬差距能有效地抑制团队内部的晋升竞争和“政治阴谋”行为，促进成员之间的合作（Dye, 1984^[18]；Milgrom 和 Roberts, 1988^[19]）。

3. 分配偏好理论。

该理论强调事前薪酬决定的重要性，如果在薪酬设计的过程中忽视薪酬获得者所可能产生的不满情绪，则会大幅降低所设计薪酬制度的合理性。因此，在企业不具备测算个人边际贡献的条件或者因协作而获得的收益远大于因成员之间的竞争所产生的负面效应时，企业应该设计相对均等的薪酬结构，即采用较小的薪酬差距（Leventhal, 1976^[20]；Leventhal 等，1980^[21]）。

4. 社会比较理论。

该理论认为，个体均具有一种评估自己的驱动力，在缺乏客观的、非社会标准的情况下，便会以他人作为比较的来源与尺度，而且人们总是愿意和自己处境相似的人进行比较，相似程度越高，社会比较的驱动力就越强。

根据上述理论，国企高管会将自己的薪酬与他人进行比较，以感知自己是否受到了不公平的对待，由于同级别的同事和他的处境最相似，而且也最了解，因此他最有动力和同事进行比较。当他察觉到自己的薪酬少于同事时，会产生不公平感甚至是“剥削感”，从而引发工作懈怠、“政治阴谋”行为甚至离职，加之国企高管的边际产出水平不易测算，因此本文提出假设2。

H2: 国企高管平行薪酬差距显著正向影响国企高管离职率。

（三）行业薪酬差距与国企高管离职的关系

高管行业薪酬差距是指一个行业内部各个企业之间薪酬差异的大小，Lo（2003）^[22]最早摆脱了在企业内部研究薪酬差距的局限，开始从企业之间的薪酬差距入手研究其与企业绩效的关系，发现高管行业薪酬差距与公司绩效存在正向的关系。Kale 等（2014）^[23]将外部薪酬不公平引入研究，认为外部薪酬不公平会增加高管的主动离职率。由于我国上市公司高管薪酬从1998年才开始披露，因此薪酬差距的研究起步相对较晚。一些学者研究了高管个人特征差异、团队多元化特征、高管所在企业历史绩效特征、平行薪酬差

距以及垂直薪酬差距对高管离职的影响（张兴亮等，2016^[24]；卫旭华等，2013^[25]），但是直接研究行业薪酬差距与高管离职率关系的论文未查询到。

根据认知评价理论，薪酬具有信息性和控制性两种特征（Deci 和 Ryan，2008^[26]），在上市公司公开披露高管薪酬信息的前提下，薪酬的信息性被放大了，此时高管更难以接受低于行业标准的薪酬水平，因为薪酬水平在一定程度表征了他的能力、地位或者尊严，低薪酬水平意味着他的人力资本定价比较低。因此，当高管薪酬显著低于行业标准时，他会认为自己受到了不公正的待遇，产生不满，从而引发离职行为，本研究将以高管薪酬水平与行业平均水平的比值来衡量行业薪酬差距，据此提出假设 3。

H3：国企高管行业薪酬差距显著负向影响国企高管离职率。

（四）国企高管政治晋升预期对薪酬差距和离职的调节关系

李维安等（2010）^[27]认为，中国国有企业改革正在经历从行政型到经济型的治理方式转变，但国企高管仍存在行政级别，仍存在公司治理行为的行政化现象。在中国独特的环境下，政治晋升并不仅仅是政府部门的专有词汇，它与国有企业高管也息息相关。根据郑志刚等（2012）^[28]的定义，国企高管的政治晋升是指国有企业的董事长或 CEO 被选拔为上一级政府部门领导的现象，政治晋升预期则代表了国企高管完成这一晋升路径的可能性。2018 年 12 月新修订的《中华人民共和国公务员法》第七十条规定：“国有企业高级管理人员可调任国家机关担任领导工作或者四级调研员以上及其他相当层次的职级。”因此，相较于民营或者外资企业的高管，中国国有企业的高管并非单纯的职业经理人，他们具有“政治人”和“经济人”的双重身份，“一脚踏两船”，带有较明显的准官员特质，而且往往具有较强的向仕途发展的倾向，因为即使做到国企“一把手”，他们的行政级别至多是副部级，无法继续晋升，只有由准官员转变为真正的官员，才有可能在行政级别上有更高的提升，使其政治生命得以延长（杨瑞龙等，2013^[29]）。

中国学者们从多方面研究了国企高管政治晋升与其行为的关系，一部分学者认为政治晋升能带来积极的高管行为，例如，王曾等（2014）^[30]研究发现，政治晋升预期较高的 CEO，其在职消费行为会更加收敛，政治晋升可以减少高管违规腐败的发生；周铭山

和张倩倩（2016）^[31]认为，政治晋升激励让国有企业 CEO 更加注重研发投入的效率，在降低投入的同时提高企业的创新产出。另一部分学者认为政治晋升会诱发不良的高管行为，例如，许年行和罗炜（2011）^[32]发现，在高管得到政治晋升前，所在企业存在严重的过度投资行为，而晋升成功后企业投资不足的现象严重；卢馨等（2016）^[33]指出这可能是为了配合各地地方政府的政绩需求，且董事长的过度投资行为相对最为显著；陈仕华等（2015）^[34]指出，政治晋升是国有企业存在大量形象工程的直接原因，当国企高管政治晋升预期较高时，企业更倾向于采用并购的途径获得发展，而长期的并购绩效显著较差。总体而言，学界近年来对于政治晋升激励与国企高管行为的关系越来越关注，但目前为止鲜有学者研究政治晋升预期与国企高管离职率之间的关系。

根据步丹璐等（2017）^[35]的研究，政治晋升预期较高时，国企高管会更愿意缩减薪酬差距，相对于集团内部的晋升预期，政治晋升预期对薪酬差距的抑制作用更大。因此，在政治预期较高时，国企高管会对垂直薪酬差距和行业薪酬差距有较大的接受意愿，薪酬敏感性降低，而且垂直薪酬差距越大，表明一旦他晋升成功也可以获得较高的薪酬，但平行薪酬差距则完全不同，它代表着企业对该高管在同一层级内工作的认可和评价，在某种程度上代表了该高管在同级别中的竞争能力，影响着该高管未来政治晋升的可能性。基于以上分析，本文提出假设 4~假设 6。

H4：国企高管政治晋升预期负向调节垂直薪酬差距与其离职率之间的关系。

H5：国企高管政治晋升预期负向调节行业薪酬差距与其离职率之间的关系。

H6：国企高管政治晋升预期正向调节平行薪酬差距与其离职率之间的关系。

本研究的理论模型如图 1 所示。

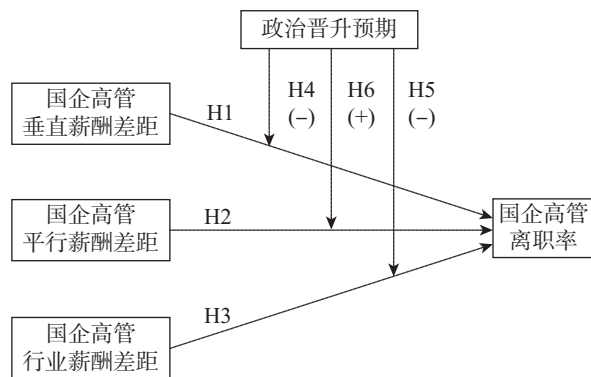


图 1 本研究的理论模型

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

考虑到我国国有企业高管薪酬披露的实际情况,本文选择2006—2018年我国A股上市国有企业为样本。国企高管离职的主要原因包括退休、个人原因、辞职和辞退等,由于本文主要研究国企高管的主动离职行为,因此选取除辞退、退休或违规以外的高管离职来计算高管离职率。此外,根据研究惯例,本研究删除了以下数据:ST上市公司、金融行业上市公司、数据缺失的公司,以及个别存在极端值的公司(例如一年内总经理变化次数超过2次,公司高管人数少于3人等)。照此标准,本文共收集上市国有企业样本908家,公司年度样本7596个。

本文中的国有企业类别来自Wind咨询数据库实际控制人数据,高管离职原因来自锐思数据库,其余数据均来自CSMAR国泰安数据库的财务报表、治理结构、上市公司人物特征及省市领导人的数据。

(二) 变量定义

1. 解释变量。

本研究的解释变量是高管薪酬差距,包括垂直薪酬差距、平行薪酬差距和行业薪酬差距。

(1) 垂直薪酬差距。本文使用CEO货币薪酬与高管团队货币薪酬中位数的比值来表示,即 $VERGAP = CEOPAY / \text{median}(EXEPAY)$,其中 $VERGAP$ 代表高管垂直薪酬差距, $CEOPAY$ 代表CEO年度薪酬, $EXEPAY$ 代表高管个人年度薪酬。

(2) 平行薪酬差距。本研究主要借鉴Allison(1978)^[36]、Fredrickson等(2010)^[37]的做法,采用高管团队年度薪酬的变异系数作为高管平行薪酬差距,即 $HORGAP = \text{sd}(EXEPAY) / \text{mean}(EXEPAY)$,其中 $HORGAP$ 代表了平行薪酬差距, $EXEPAY$ 表示高管个人年度薪酬, sd 代表标准差, mean 代表均值。

(3) 行业薪酬差距。本文参考黎文靖等(2014)^[38]、王浩等(2015)^[39]的做法,使用公司高管薪酬与当年同行业平均水平的比值。考虑到披露数据的准确性,本文采用高管薪酬前三名的均值替代高管薪酬。即 $INDGAP = EXEPAY2 / \text{INDEXEPAY}$,其中 $INDGAP$ 表示高管行业薪酬差距, $EXEPAY2$ 表示高管薪酬前三名的均值, INDEXEPAY 表示同年同行业的高管薪酬平均值。

2. 被解释变量。

本研究的被解释变量是高管离职率。本文参考邓玉林等(2016)^[40]的做法,采用公司样本中当年度离职的高管人数与该年度高管团队人数的比值作为高管离职率。即 $TURNOVER = \text{TURNUM} / \text{EXENUM}$,其中 $TURNOVER$ 代表高管离职率, TURNUM 代表本年度本公司高管离职人数, EXENUM 代表本公司本年高管团队人数。为了数据的准确性,高管团队人数和离职人数均排除了无薪酬的高管。

3. 调节变量。

本研究的调节变量是国企高管的政治晋升预期,本文参考曹伟等(2016)^[41]的研究,从四个方面量化政治晋升预期:

(1) 公司业绩。公司业绩是高管成绩和能力的体现,业绩越好,高管获得政治晋升的机会越大,因此本文以营业收入增长率 $GROW$ 作为公司业绩的替代变量,当其高于本行业平均水平时取值为1,否则取值为0。

(2) 是否具有硕士或者博士学位。国企高管学历越高,获得政治晋升的可能性越大,因此本文以 DEG 变量代表高管的学历,当其具有硕士或者博士学位时 DEG 取值为1,否则取值为0。

(3) 年龄。国企高管年龄越大,获得政治晋升的可能性越小,3/4的高管在52岁之前获得了政治晋升。因此,本文以 $CEOAGE$ 衡量CEO年龄,当CEO年龄小于或等于52岁时 $CEOAGE$ 取值为1,否则取值为0。

(4) 此前高管政治晋升情况。这与现任高管的晋升预期存在多方面的关系,首先,此前若有高管获得政治晋升证明本企业或本职位受到上级政府的关注;其次,获得政治晋升后的高管本身就会增加企业的政治资本;最后,前人的政治晋升可以对现任高管形成良好的示范效应,鼓励现任高管谋求政治晋升。以往学者通常采用手动收集的方式,以前任高管是否晋升为政府官员或晋升为集团高管衡量这一指标,本文考虑到手动收集的准确性和复杂性等问题,依托国泰安CSMAR数据库省市领导人数据,以此前是否有企业高管成为省市领导人作为前人政治晋升的衡量结果。考虑到这一指标的关键性和稀有性,如果本公司此前存在政治晋升取值为2,否则取值为0。

将上述四个指标相加合成高管政治晋升预期 $PROMOTION$,取值为0~5,数字越大代表政治晋升预期越高。

4. 控制变量。

参考梅春和赵晓菊 (2016)^[42]的做法, 本文选取行业、年份、公司财务绩效、公司治理结构、高管特征等变量作为控制变量, 具体如下:

(1) 行业与年份。根据 2012 版证监会行业分类, 采用两位数的行业代码对行业进行分类, 根据数据所属的年份和行业分类结果通过 stata15.0 生成虚拟变量进行控制。

(2) 公司财务绩效及治理结构。本文采用总资产收益率 ROA 作为企业绩效的衡量指标; 采用公司总资产的自然对数 $SIZE$ 衡量公司规模; 采用公司过去五年股票月回报率的标准差 $RISK$ 衡量公司风险。此外, 本文还控制了第一大股东的持股比例 $TOP1$, 第一大股东与第二大股东持股比例之比 $TOP1/TOP2$, 独立董事比例 $INDBOARD$, 董事会规模 $BOARDSIZE$, 高管人数 $EXENUM$, 并通过总经理当年是否发生变更衡量公司的不稳定性 $INSTABILITY$ 。

(3) 高管特征。选取 CEO 持股比例 $CEOSTOCK$ 和高管年龄的中位数 $EXEAGE$ 作为控制变量。

(三) 研究模型

本文采用多元回归模型检验垂直薪酬差距、平行薪酬差距和行业薪酬差距对高管离职率的影响, 具体模型如下:

模型 1: 全样本回归模型。

$$\begin{aligned} \text{TURNOVER} = & \text{CONSTANT} + \alpha_1 \text{VERGAP} + \alpha_2 \text{HORGAP} \\ & + \alpha_3 \text{INDGAP} + \alpha_4 \text{ROA} + \alpha_5 \text{SIZE} + \alpha_6 \text{RISK} \\ & + \alpha_7 \text{TOP1} + \alpha_8 \frac{\text{TOP1}}{\text{TOP2}} + \alpha_9 \text{BOARDSIZE} \\ & + \alpha_{10} \text{EXENUM} + \alpha_{11} \text{STABILITY} \\ & + \alpha_{12} \text{CEOSTOCK} + \alpha_{13} \text{EXEAGE} + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

对于调节效应的检验, 本文采用分组回归后基于似无相关模型的系数差异检验的方法, 检验调节变量的显著性, 分组回归的模型如下:

模型 2: 低政治预期组回归模型。

$$\text{TURNOVER}_{\text{LOW}} = \text{CONSTANT}_{\text{LOW}} + \beta_1 \text{VERGAP}_{\text{LOW}}$$

$$\begin{aligned} & + \beta_2 \text{HORGAP}_{\text{LOW}} + \beta_3 \text{INDGAP}_{\text{LOW}} \\ & + \beta_4 \text{ROA}_{\text{LOW}} + \beta_5 \text{SIZE}_{\text{LOW}} + \beta_6 \text{RISK}_{\text{LOW}} \\ & + \beta_7 \text{TOP1}_{\text{LOW}} + \beta_8 \frac{\text{TOP1}}{\text{TOP2}_{\text{LOW}}} \\ & + \beta_9 \text{BOARDSIZE}_{\text{LOW}} + \beta_{10} \text{EXENUM}_{\text{LOW}} \\ & + \beta_{11} \text{STABILITY}_{\text{LOW}} + \beta_{12} \text{CEOSTOCK}_{\text{LOW}} \\ & + \beta_{13} \text{EXEAGE} + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

模型 3: 高政治预期组回归模型。

$$\begin{aligned} \text{TURNOVER}_{\text{HIGH}} = & \text{CONSTANT}_{\text{HIGH}} + \gamma_1 \text{VERGAP}_{\text{HIGH}} \\ & + \gamma_2 \text{HORGAP}_{\text{HIGH}} + \gamma_3 \text{INDGAP}_{\text{HIGH}} \\ & + \gamma_4 \text{ROA}_{\text{HIGH}} + \gamma_5 \text{SIZE}_{\text{HIGH}} + \gamma_6 \text{RISK}_{\text{HIGH}} \\ & + \gamma_7 \text{TOP1}_{\text{HIGH}} + \gamma_8 \frac{\text{TOP1}}{\text{TOP2}_{\text{HIGH}}} \\ & + \gamma_9 \text{BOARDSIZE}_{\text{HIGH}} + \gamma_{10} \text{EXENUM}_{\text{HIGH}} \\ & + \gamma_{11} \text{STABILITY}_{\text{HIGH}} + \gamma_{12} \text{CEOSTOCK}_{\text{HIGH}} \\ & + \gamma_{13} \text{EXEAGE} + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

四、研究结果

(一) 变量的描述性统计和相关性检验

表 1 是主要变量的描述性统计和相关性检验。由表 1 可见, 国企高管离职率的平均水平是 20%, 但最大值为 400%, 说明整体而言国企高管离职率较低, 但个别企业存在极端情况。高管垂直薪酬差距的均值是 1.22, 代表 CEO 的薪酬平均为高管团队的 1.22 倍, 但标准差较大, 说明垂直薪酬差距在不同企业间差异较大, 最大值甚至达到了 160 多倍。高管平行薪酬差距的均值为 0.44, 而最小值小于 0.001, 说明存在内部平行薪酬差距极度平均的高管团队。国企高管行业薪酬差距的平均值为 1.02, 说明整体而言国有企业上市公司高管薪酬略高于同行业上市公司的整体水平, 但也存在着仅为行业平均水平 6% 或者接近 10 倍的特殊情况, 这可能是由于公司在行业中的不同地位所决定的, 本文在此不做进一步讨论。政治晋升预期的平均值是 1.01, 国有企业上市公司高管团队的规模平均为 7 人左右。

表 1 主要变量的描述性统计和相关性检验 (N=7 596)

	均值	标准差	最小值	最大值	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 离职率	0.20	0.31	0.00	4.00	1								
2. 垂直薪酬差距	1.22	4.38	0.00	160.07	0.04 **	1							
3. 平行薪酬差距	0.44	0.24	0.00	1.96	0.14 **	0.45 **	1						

续前表

	均值	标准差	最小值	最大值	1	2	3	4	5	6	7	8	9
4. 行业薪酬差距	1.02	0.76	0.06	9.99	-0.07**	0.20**	0.24**	1					
5. 政治晋升预期	1.01	0.72	0.00	5.00	-0.02*	-0.01	0.00	0.03*	1				
6. 企业绩效	0.03	0.06	-0.86	0.89	-0.07**	0.05**	0.06**	0.25**	0.04**	1			
7. 公司规模	22.27	1.34	17.47	28.51	0.04**	0.03*	-0.02*	0.31**	0.03*	0.06**	1		
8. 高管人数	7.08	2.27	3.00	22.00	-0.19**	-0.04**	-0.07**	0.20**	0.01	0.04**	0.29**	1	
9. 公司不稳定性	0.10	0.31	0.00	1.00	0.30**	0.07**	0.09**	-0.05**	-0.02	-0.06**	0.07**	-0.01	1

注：* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，双尾检验。

通过 Pearson 相关性检验可以发现，高管垂直薪酬差距、平行薪酬差距和行业薪酬差距与高管离职率的相关性均在 1% 的水平上显著。各控制变量和调节变量与因变量之间也均具有显著的相关关系，而且自变量之间、自变量与控制变量之间、控制变量之间的相关性均小于 0.5，说明多重共线性问题基本不存在，本文后续将通过方差膨胀系数对多重共线性做进

一步检验和说明。

(二) 回归分析

为了检验薪酬差距对国企高管离职率的影响，以及政治晋升预期的调节作用，本文对模型 (1)、(2) 和 (3) 进行回归分析，其中模型 (2) 是低政治晋升预期组 ($PROMOTION < 2$)，模型 (3) 是高政治晋升预期组 ($PROMOTION \geq 2$)。回归结果见表 2。

表 2 薪酬差距对国企高管离职率影响的回归结果

解释变量	(1) 全样本	(2) 低政治 晋升预期	(3) 高政治 晋升预期
垂直薪酬差距	-0.002** (-3.02)	-0.002** (-2.70)	-0.001 (-0.60)
平行薪酬差距	0.152** (9.84)	0.129** (7.22)	0.249** (8.31)
行业薪酬差距	-0.018** (-3.66)	-0.016** (-2.81)	-0.033** (-3.34)
公司绩效	-0.215** (-3.94)	-0.253** (-4.10)	0.098 (0.82)
公司规模	0.017** (5.24)	0.019** (4.96)	0.017** (2.97)
公司风险	0.101 (1.59)	0.113 (1.59)	0.038 (0.26)
第一大股东持股比例	0.013 (0.53)	0.007 (0.26)	0.037 (0.83)
第一大股东持股比例/ 第二大股东持股比例	-0.000 (-1.59)	-0.000 (-1.41)	-0.000 (-1.15)
独立董事比例	0.027 (0.41)	-0.003 (-0.04)	0.111 (0.92)
董事会规模	0.014 (0.77)	0.016 (0.73)	-0.003 (-0.09)

续前表

解释变量	(1) 全样本	(2) 低政治 晋升预期	(3) 高政治 晋升预期
高管人数	-0.026 ** (-17.24)	-0.029 ** (-15.96)	-0.019 ** (-6.65)
公司不稳定性	0.261 ** (24.24)	0.271 ** (21.95)	0.204 ** (9.49)
CEO 持股比例	-0.199 (-0.72)	-0.359 (-0.95)	-0.297 (-0.81)
高管年龄中位数	-0.005 ** (-5.55)	-0.005 ** (-4.62)	-0.006 ** (-3.36)
截距项	-0.014 (-0.16)	-0.041 (-0.40)	-23.238 ** (-6.03)
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
观测值	7 596	6 052	1 544
调整 R^2	0.180	0.175	0.205
F 值	41.73 **	32.23 **	14.29 **

注：括号中的数字为 t 检验值，* $p<0.05$ ，** $p<0.01$ 。

从全样本模型（1）的回归结果可以看出，垂直薪酬差距负向影响国企高管的离职率，平行薪酬差距正向影响国企高管的离职率，行业薪酬差距负向影响国企高管的离职率，且均在 1% 的水平上显著，本研究的假设 1、假设 2 和假设 3 得到验证。

在控制变量方面，公司规模和公司不稳定性均显著正向影响高管的离职率，说明公司规模越大、公司越不稳定则国企高管越容易离职；而公司绩效、高管年龄中位数和高管人数均显著负向影响高管的离职率，说明公司绩效越差、高管越年轻、高管团队的人数越少，则国企高管越容易离职。

比较模型（2）（低政治晋升预期组）和模型（3）（高政治晋升预期组）的回归结果，随着政治晋升预期的提高，高管垂直薪酬差距的影响由负向显

著变为不显著，影响系数的绝对值降为原来的 50%，证明在高管政治晋升预期较高时，政治晋升预期对高管垂直薪酬差距和离职率的关系具有负向调节作用，假设 4 成立。行业薪酬差距的系数依然显著为负，平行薪酬差距的系数依然显著为正，但效果均有明显增加，系数均是原来的两倍左右，但政治晋升预期是否产生了显著调节效应尚需进一步证明。

（三）基于似无相关模型的组间系数差异检验

本文借鉴连玉君和廖俊平（2017）^[43]的方法，采用基于似无相关模型（Seemingly Unrelated Regression）的组间系数差异检验来验证高管政治晋升预期对高管行业薪酬差距和平行薪酬差距与其离职率之间的调节作用。检验结果如表 3 所示。

表 3 基于似无相关模型的组间系数差异检验

解释变量	低政治 晋升预期	高政治 晋升预期	组间系数差异 检验卡方和 显著水平值
高管行业薪酬差距	-0.019 ** (-3.18)	-0.033 ** (-2.81)	chi2 = 1.17 $p = 0.280$
高管平行薪酬差距	0.133 ** (7.04)	0.249 ** (8.09)	chi2 = 10.34 $p = 0.001$

注：括号中的数字为 Z 检验值，* $p<0.05$ ，** $p<0.01$ 。

从表中可见,高管行业薪酬差距在低政治晋升预期组和高政治晋升预期组的系数方向不变,均为负数,大小有所增加,但检验不显著,证明政治晋升预期对行业薪酬差距与高管离职率关系的调节效应不显著,假设5不成立。对此结果可能的解释是:国企高管非常看重行业薪酬差距,因为这关系到同行对他的“评价”或者“认可”,关系到他在行业里的地位和影响,因此即使政治晋升提高也不会显著影响该差距对他离职的影响。

而高管平行薪酬差距在低政治晋升预期组和高政治晋升预期组的系数变化显著而且均为正,即政治晋升预期能够放大平行薪酬差距对高管离职率的影响,证明政治晋升预期对平行薪酬差距与高管离职率之间关系具有显著的正向调节效应。假设6成立。

为了更直观地体现政治晋升预期的调节作用,本研究根据 Aiken 和 West 等 (1991)^[44]、Dawson (2014)^[45] 建议的方法绘制了调节作用图。图2表明国企高管政治晋升预期越高,垂直薪酬差距与离职率之间的负向关系越弱,前面回归分析结果显示已经不显著了;图3表明国企高管政治晋升预期越高,平行薪酬差距与离职率之间的正向关系越强。

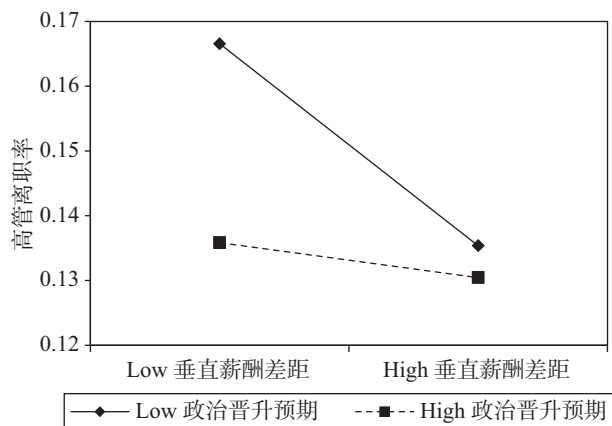


图2 政治晋升预期对垂直薪酬差距与高管离职率关系的调节效应

(四) 稳健性检验

本文通过改变政治晋升预期高低的分组方式对研究结果进行了稳健性检验。具体而言,原来本文将政治晋升预期小于2的归为低政治晋升预期组,将大于等于2的样本归为高预期组。在稳健性检验时,本文将以政治晋升预期小于3的样本作为低预期组,将大于等于3的样本作为高预期组进行分组多元回归检验,并通过基于似无相关模型的组间系数检验验证调节效应。研究发现,实证分析结果并没有因为变量的

重新设定而发生变化,研究结论比较稳健。

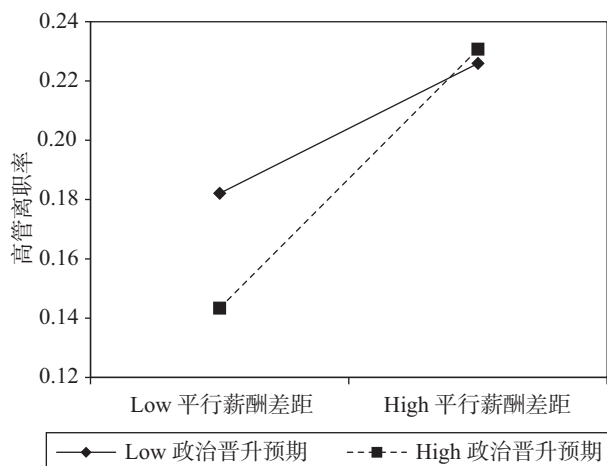


图3 政治晋升预期对平行薪酬差距与高管离职率关系的调节效应

五、结论及政策建议

国企高管面临的薪酬管制越来越严,追求分配公平是人类的天性,高管薪酬差距势必会影响离职率。笔者以2006—2018年A股上市国有企业年度数据为样本,研究了垂直薪酬差距、平行薪酬差距、行业薪酬差距与高管离职率的关系,并探究了高管政治晋升预期对上述关系的调节作用,得出如下主要研究结论和政策建议。

第一,国企高管平行薪酬差距显著正向影响国企高管离职率,行业薪酬差距显著负向影响国企高管离职率,故需要重视和科学设计平行薪酬差距和行业薪酬差距以降低国企高管的离职率。

本研究发现,即使考虑到政治晋升预期,薪酬差距在国企高管的离职中也扮演着非常重要的角色,平行薪酬差距和行业薪酬差距均显著影响国企高管的离职率,平行薪酬差距代表了内部公平性,行业薪酬差距代表了外部公平性,这启示国资委、公司董事会、薪酬管理委员会等相关管理部门在国企高管的薪酬设计过程中要特别关注这两类差距的设计,应当努力为国企高管提供具有行业竞争力的薪酬水平,而且当其高于行业标准时,需要主动地向其传达相关信息,这对保留国企高管、降低其离职率具有积极作用。另外,“不患寡而患不均”的传统思想对国企高管具有深刻的影响,他们对较高的同级别之间的薪酬差距非常敏感,不易接受,因此除非有非常明确的、客观的业绩考核指标,建议设计较小的平行薪酬差距,以免提高国企高管的内部公平感,减少离职行为的发生,

这在当前国有企业限薪的大背景下具有特别重要的现实意义,即虽然无法提高高管的绝对薪酬水平,但通过合理设计同级别高管之间的薪酬差距,在一定程度上也能够达到减少高管离职的目的。

第二,国企高管垂直薪酬差距显著负向影响国企高管离职率,因此需要对垂直薪酬差距善加利用,营造良好的竞争氛围。

本研究表明,垂直薪酬差距显著负向影响高管离职率,而且政治晋升预期负向调节其与离职率之间的关系,即在高的政治预期下国企高管更能接受较大的层级之间的薪酬差距。本文认为,此结论具有时效性,因为本研究是基于2006—2018年A股上市国有企业的数据库进行的,虽然根据锦标赛理论加之中国儒家等级制文化的深刻影响,大的垂直薪酬差距具有积极作用,但这一结论显然不能过度推广。本结论的启示意义在于:至少在目前阶段,中国国企高管层级之间的垂直薪酬差距尚在合理范围之内,仍在发挥着激励作用,因此,国资委等国有企业相关管理部门可以考虑适当拉大国企高管的垂直薪酬差距,通过垂直薪酬差距造成的“势差”在国企高管团队内部营造一个良好的竞争氛围,提高国有企业的活力。

第三,政治晋升预期负向调节国企高管垂直薪酬差距与其离职率之间的关系,正向调节平行薪酬差距与其离职率之间的关系,而对行业薪酬差距与其离职率之间的关系没有调节作用,因此,一方面要重视政治晋升预期在国企高管管理中的作用,另一方面也不能夸大其作用。

相较于民营企业 and 外资企业,政治晋升预期给国企高管的管理提供了一个额外的手段,在国企高管激励中发挥着重要作用。本文研究发现,高的政治晋升预期可以让高管接受较大的垂直薪酬差距而更看重平行薪酬差距,但它无法调节行业薪酬差距与其离职率之间的关系。这启示相关管理部门,既要重视政治晋升预期,但也不要夸大,毕竟薪酬管理是企业管理最基础性的工作之一,是国企高管每时每刻都要面对而且是切身感受的,而政治晋升预期毕竟是预期,距离现实发生尚有一定距离,具有不可预测性。这一现象在本研究中的体现是:即使在政治晋升预期高的条件下国企高管仍然对行业薪酬差距敏感,不能显著降低其离职率。

第四,政治晋升预期在国企高管管理中是一柄双刃剑,需要慎用,不宜大规模推广成为显性管理

办法。

政治晋升预期在国企高管管理中具有两面性。一方面,它可以激励国企高管努力工作,抑制在职消费,规范工作行为,减少违规腐败行为,有利于“促进国有资产保值增值,推动国有资本做强做优做大,有效防止国有资产流失”。另一方面,它也存在诸多负面效应,造成企业趋向官场行为模式,国企高管可能会为了增大政治晋升的几率而做出短期提升企业绩效而长期却损害企业绩效的决策,例如:热衷于企业并购和多元化扩张,过度投资,建设更多的形象工程和做更多仅仅是为了提高社会知名度的企业捐赠等。当政治晋升的预期几率较小或者晋升受挫时,出于自利的考虑,隐性腐败等不良行为可能又会增加。因此,政治晋升预期对国企高管的管理是一柄双刃剑,需要慎重使用,不宜大规模推广,因为最终能够实现政治晋升的国企高管毕竟是少数,“失败者”是大多数。而且,根据现实情况分析,从长远来看这条道路也是一个“窄门”,而且会越来越规范,例如,国家相关部门对国企高管的调任有了更严格的规定,2018年新修订的《中华人民共和国公务员法》第七十条就规定:“国有企业中从事公务的人员,可以调入机关担任领导职务或者四级调研员以上及其他相当层次的职级。调任人选应当具备本法第十三条规定的条件和拟任职位所要求的资格条件,并不得有本法第二十六条规定的情形。调任机关应当根据上述规定,对调任人选进行严格考察,并按照管理权限审批,必要时可以对调任人选进行考试。”另外,根据2015年12月国务院国资委、财政部、国家发改委联合发布的《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》,国有企业被划分为“商业类国有企业”与“公益类国有企业”两类,对于商业类国有企业而言,需要按照市场决定资源配置的要求,加大公司制股份制改革力度,加快完善现代企业制度,而政治晋升将不再适用所有类型的国有企业。因此,本文认为,政治晋升预期更适合作为国企高管管理隐性的、非常规的激励措施或手段,而不宜大规模推广成为显性管理办法。

六、局限与展望

(一) 局限

首先,本文选取的数据为沪深A股上市国企2006—2018年度的数据,部分财务数据缺失,本文对此类数据进行了直接删除,这可能会对结果产生影

响。其次,由于数据的可获得性,对离职高管的统计仅排除了锐思数据库中离职原因为辞退、调任、退休、违规的高管,无法确保数据中的高管均属主动离职,这可能会对本研究的结果产生一定影响。再次,对于政治晋升预期中历史政治晋升情况的数据主要来自于国泰安CSMAR数据库汇总省市领导人的相关数据,这部分数据仅包含省市党政的第一领导人,不能代表全部的政治晋升情况,这可能会影响本研究的准确性。

(二) 展望

首先,本文对高管薪酬差距的度量以货币薪酬为基准,但随着国企公司治理体系的逐渐完善,非货币薪酬(例如股票期权等)的比重逐渐增加,对薪酬

差距的影响也逐渐增大,因此未来的研究可以将非货币薪酬纳入进来,采用全面薪酬的概念测量薪酬差距。其次,可以深化对垂直薪酬差距和行业薪酬差距的研究。本文研究发现垂直薪酬差距和行业薪酬差距显著负向影响国企高管的离职率,但从长期发展趋势来看,应该有一个阈限值,未来的研究可以探讨阈限值的大小及其取值空间。再次,本研究主要控制了企业绩效、公司规模、高管人数等控制变量,未来研究中可以尝试将更多更有效的控制变量纳入研究模型,例如经理人市场完善程度等。最后,本研究没有区分央企和地方国企,也没有分门别类具体研究各行业的状况,未来可以做区分研究,得出更有针对性的结论。

参考文献

- [1] Barney J B. Resource-based Theories of Competitive Advantage: A Ten-year Retrospective on the Resource-based View [J]. Journal of Management, 2001, 27 (6): 643-650.
- [2] 黎文靖, 胡玉明. 国企内部薪酬差距激励了谁? [J]. 经济研究, 2012 (12): 125-136.
- [3] 方芳, 李实. 中国企业高管薪酬差距研究 [J]. 中国社会科学, 2015 (8): 47-67.
- [4] Siegel P A, Hambrick D C. Pay Disparities within Top Management Groups: Evidence of Harmful Effects on Performance of High-Technology Firms [J]. Organization Science, 2005, 16: 259-274.
- [5] Lazear E P, Rosen S. Rank-order Tournaments As Optimum Labor Contracts [J]. Journal of Political Economy, 1981, 89 (5): 841-864.
- [6] Rosen S. Prizes and Incentives in Elimination Tournaments [J]. American Economic Review, 1986, 76: 701-715.
- [7] Ridge J W, Hill A D, Aime F. Implications of Multiple Concurrent Pay Comparisons for Top-team Turnover [J]. Journal of Management, 2014, Doi: 10.1177/0149206314539349.
- [8] Festinger L. A Theory of Social Comparison Processes [J]. Human Relations, 1954, 7 (2): 117-140.
- [9] 林浚清, 黄祖辉, 孙永祥. 高管团队内薪酬差距、公司绩效和治理结构 [J]. 经济研究, 2003 (4): 31-40.
- [10] 张晨宇, 樊青芹. 内部薪酬差距与企业绩效的关系: 锦标赛理论、行为理论之争 [J]. 财会月刊, 2012 (18): 32-35.
- [11] 赵晋, 王养成. 内部薪酬差距对企业绩效的影响分析 [J]. 现代管理, 2016 (2): 35-41.
- [12] 刘春, 孙亮. 薪酬差距与企业绩效: 来自国企上市公司的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2010 (2): 30-39.
- [13] 周权雄, 朱卫平. 国企锦标赛激励效应与制约因素研究 [J]. 经济学季刊, 2010 (2): 571-596.
- [14] 乔焱宇. 上市公司薪酬差距与公司绩效: 促进还是抑制 [J]. 财会通讯, 2018 (20): 47-51.
- [15] Adams J S. Toward an Understanding of Inequity [J]. Journal of Abnormal and Social Psychology, 1963, 67: 422-436.
- [16] Cowherd D M, Levine D I. Product Quality and Pay Equity between Lower-level Employees and Top Management: An Investigation of Distributive Justice Theory [J]. Administrative Science Quarterly, 1992, 37: 302-320.
- [17] Martin J. Relative Deprivation: A Theory of Distributive Injustice for an Era of Shrinking Resources [M]//Cummings L L, Staw B M. Research in Organizational Behavior. Greenwich, CT: JAI Press, 1981.
- [18] Dye R A. The Trouble with Tournaments [J]. Economic Inquiry, 1984, 22: 147-149.
- [19] Milgrom P, Roberts J. An Economic Approach to Influence Activities in Organizations [J]. American Journal of Sociology, 1988, 94 (supplement): S154-S179.
- [20] Leventhal G S. The Distribution of Rewards and Resources in Groups and Organizations [M]//Berkowitz L, Walster E. Advances in Experimental Social Psychology. New York: Academic Press, 1976.
- [21] Leventhal G S, Karuza J, Fry W R. Beyond Fairness: A Theory of Allocation Preferences [M]//Mikula G. Justice and Social Interaction. New York: Springer-Verlag, 1980.
- [22] Lo K. Economic Consequences of Regulated Changes in Disclosures: The Case of Executive Compensation [J]. Journal of Accounting and Economics, 2003, 35 (3): 285-314.

(下转第128页)

“新冠肺炎疫情”背景下我国突发公共卫生事件 应急管理体系的思考

Thoughts on China's Emergency Management System for Public Health Emergencies in the Background of Coronavirus Disease 2019

刘志东 高洪玮 王瑶琪 荆中博

LIU Zhi-dong GAO Hong-wei WANG Yao-qi JING Zhong-bo

[摘要] 新型冠状病毒肺炎疫情(以下简称“新冠肺炎疫情”)自2019年12月爆发以来,已蔓延至全球,严重影响了世界各国人民的身体健康和生命安全。此类突发公共卫生事件具有发生突然、原因复杂、危害巨大且不可预测等特征,考验着国家的应急管理能力。“新冠肺炎疫情”爆发后,在党中央统筹部署下,各级政府采取了必要的、强有力的防控措施,有效地遏制了疫情的蔓延,充分展示了中国特色社会主义制度的优越性和我国应急管理体系的核心能力,为世界各国抗击疫情提供了经验参照。但是由于起步较晚,我国在突发公共卫生事件应急管理体系建设方面还存在一些问题,这些问题在应对“新冠肺炎疫情”中也有所暴露。本文结合我国“新冠肺炎疫情”防控工作取得的进展,对我国应急管理体系进行了思考,首先总结我国突发公共卫生事件应急管理体系的核心能力,然后深刻剖析现阶段我国突发公共卫生事件应急管理体系中存在的问题并提出相应的政策建议,为我国建立更加完善的突发公共卫生事件应急管理体系提供了参考。

[关键词] 新冠肺炎疫情 突发公共卫生事件 应急管理体系 核心能力 现存问题

[中图分类号] R184 F062.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 04-0109-07

Abstract: Since its breakout in December 2019, the coronavirus disease 2019 (COVID-19) has spread to the world, causing serious negative impacts to the physical health and life safety of people around the world. Such public health emergencies have the characteristics of suddenness, complex causes, huge damage and unpredictability, which tests a country's emergency management capabilities. In China, after the outbreak of COVID-19, under the comprehensive arrangement of the central government, governments at all levels have taken necessary and strong prevention and control measures. These measures have effectively curbed the spread of the epidemic, demonstrating the superiority of the socialist system with Chinese characteristics and the core capabilities of China's emergency management system, hence providing an empirical reference for the countries that are fighting the epidemic. However, due to its late start, China still has some existing problems in its emergency management system and these problems are also exposed during the response to COVID-19. In this paper, we investigate China's emergency management system for public health emergencies in the background of COVID-19. We first summarize the core capabilities of China's emergency management system for public health emergencies, and then deeply analyze its existing problems and propose corresponding policies and suggestions, in the hope of providing reference for the establishment of a better emergency management system for public health emergencies.

Key words: Coronavirus disease 2019 Public health emergency Emergency management system Core capability Existing problem

[收稿日期] 2020-03-18

[作者简介] 刘志东,男,1973年5月生,中央财经大学管理科学与工程教授,博士,研究方向为投资学、风险管理;高洪玮,女,1994年8月生,中央财经大学管理科学与工程博士,研究方向为投资学、产业经济学;王瑶琪,女,1967年1月生,中央财经大学管理科学与工程教授,博士,研究方向为投资学、应急管理;荆中博,男,1985年1月生,中央财经大学管理科学与工程副教授,博士,研究方向为风险管理、投融资决策。

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

“新冠肺炎疫情”自2019年12月爆发以来,已蔓延至全世界。截至2020年3月22日,中国国内累计确诊病例已达81498例,累计死亡病例达3267例,海外累计确诊病例已达223947例,累计死亡病例达9702例。作为一次重大突发公共卫生事件,本次“新冠肺炎疫情”给世界各国人民的身体健康和生命安全带来了深重的影响。从“非典疫情”“埃博拉疫情”到此次的“新冠肺炎疫情”,突发公共卫生事件的应急问题已成为全球瞩目的焦点问题。由于具有发生突然、原因复杂、危害巨大以及不可预测等特征,突发公共卫生事件的应急管理意义重大,而应急管理的核心则在于构建符合本国国情的应急管理体系。我国突发公共卫生事件应急管理体系建设起步于“非典疫情”后,目前逐步形成了以“一案三制”为核心的应急管理体系(高小平,2009^[1])。由于起步较晚,我国突发公共卫生事件应急管理体系建设目前仍处于探索阶段,与世界先进国家相比(姚乐野和胡康林,2016^[2]),我国应急管理体系还存在一些问题,这些问题在应对“新冠肺炎疫情”期间也有所暴露。但是,我们也应该看到,无论是“非典疫情”还是本次的“新冠肺炎疫情”,我国在应对突发公共卫生事件时所展现出的强大的集中统一领导能力和组织动员能力是其他国家无可比拟的。“新冠肺炎疫情”爆发后,在党中央的统筹领导和部署下,各级政府和广大人民群众积极响应,采取了必要的、强有力的防控措施,有效地遏制了疫情的蔓延,充分展示了中国特色社会主义制度的优越性和我国应急管理体系的核心能力,为世界各国抗击疫情提供了经验参照。针对部分全面批判我国应急管理体系,过分夸大西方国家应急管理体系的观点,本文认为,我们既要认识到我国应急管理体系存在的问题,借鉴世界先进国家应急管理体系建设的先进经验,也不能否认我国应急管理体系所具有的突出的核心能力。在此背景下,本文基于“新冠肺炎疫情”对我国突发公共卫生事件应急管理体系进行了思考,首先总结我国突发公共卫生事件应急管理体系在疫情应对中所显现出的核心能力,然后深刻剖析现阶段我国突发公共卫生事件应急管理体系中存在的问题,并提出了相应的政策

建议,为我国建立更加完善的突发公共卫生事件应急管理体系提供了参考。

二、“新冠肺炎疫情”背景下我国突发公共卫生事件应急管理体系的核心能力分析

“新冠肺炎疫情”发生以来,党中央统筹部署,全国人民迅速动员,举国上下展现出无与伦比的抗疫决心与团结精神,迸发出众志成城的巨大力量。面对突如其来的重大公共卫生风险,我国始终坚持以保障人民群众生命安全为首要任务,采取了必要的、强有力的防控措施,有效地遏制了疫情的蔓延,充分展示了中国特色社会主义制度的优越性,为世界各国抗击疫情提供了经验参照。在疫情应对中,我国突发公共卫生事件应急管理体系的核心能力得到体现。

(一) 党中央集中统一领导

重大突发公共卫生事件的防控工作是一项复杂的系统工程,任务大、要点多、牵扯面广,没有中央统筹的协调和部署,必然会导致防控工作的紊乱与失效。党中央的集中统一领导是战胜疫情,防范化解重大风险的关键所在。疫情发生后,党中央高度重视,习近平总书记亲自指挥部署,中央应对疫情工作领导小组及时研究部署工作,国务院联防联控机制加大政策协调和物资调配力度,防控潜力被迅速激发。在党中央的集中统一领导下,全国的优势资源被迅速整合,各方力量不断汇集,各个地区、各个部门、各个行业分工明确,各司其职,协调联动,持续攻克各类困难,不断达成阶段性抗疫目标,有力地保障了全国“抗疫机器”的高效运转,充分发挥了中国特色举国动员体制的优越性。疫情之初,疫区战略储备十分短缺,主要表现在应急医疗服务人员和场地提供、应急医疗物资储备和生产方面(高雅丽和张思玮,2020^[3])。在此背景下,各地医疗人员迅速集结,成立支援医疗队,以最快的速度奔赴抗疫前线;建设人员争分夺秒,仅用10天时间建立起火神山医院,增加医疗床位的供应;企业征用现有生产线保障口罩等医疗物资的持续生产和供应。此外,为保障医疗资源供应,我国还创新性地采取了“一省包一市”的省际对口支援战略,提高了湖北各地病人的救治效率。多方的支援和帮助真正地展现出我国“一方有难,

八方支援”的优良品格,此次疫情的动员规模之大,动员之迅速,为世界所罕见。

(二) 地方政府积极配合和响应

疫情发生后,在党中央的统筹领导下,各地地方政府均成立了应急指挥中心,调配辖区内人员物资,配合全国联防联控工作并积极落实本地疫情防控工作。各级地方政府的积极配合和响应是战胜疫情,防范化解重大风险的重要支撑。首先,各级地方政府积极响应国家号召,大力支持并配合全国联防联控工作。疫情发生后,各级地方政府以最快的速度派出援鄂医疗队,持续向武汉及湖北输送物资,并积极配合党中央的“一省包一市”省际对口支援战略,支援重点疫区病人的医疗救治。各级地方政府的大力支持有效地减轻了重点疫区的疫情防控压力,提高了全国疫情的防控效率。其次,各级地方政府坚决贯彻党中央指导精神,力争本地防控措施严密周到。第一,各级地方政府积极遵守中央的隔离政策,严格管控本地的进出通道。疫情暴发初期正值春节假期,人员流动往来频繁,为防疫工作带来了极大挑战,各级地方政府在车站、机场、高速路口等交通枢纽设立检查站,对来往人员健康状况进行检查,及时发现并隔离疑似病例。第二,各级地方政府对本地确诊病例及高风险人群进行严格排查。在排查过程中,除上门走访、电话询问等传统人工排查方式外,部分地区还创新性地采用手机电话漫游记录、实名制购票信息等逐步回溯的方式协助人员排查,还原确诊及疑似人员的历史活动路径,并借助社交媒体迅速对潜在的接触者进行示警。第三,各地地方政府还积极做好疫情期间的物资供应,保障生产工作的有序进行。为应对本地可能的疫情暴发,各地政府以火神山医院和雷神山医院为模板,积极筹备或拓建适应本地的隔离中心,未雨绸缪。为保障疫情期间的生产活动,各地政府在保障工作人员生命安全的前提下,为生产企业复工提供便利,恢复和扩大企业产能,同时出台相应政策,协助解决中小企业面临的资金链断裂等财务问题,帮助中小企业度过难关。

(三) 广大群众积极配合和参与

在此次“新冠肺炎疫情”的防控中,广大人民群众积极参与配合地方政府的疫情防控工作,展现出较强的大局意识和全局观念。实践证明,群防群控既

是中国特色社会主义制度显著优势的具体体现,也是我们取得防范化解重大风险攻坚战胜利的关键举措(李季,2020^[4])。首先,广大人民群众积极响应国家号召,做好自我防护,坚持居家隔离,按时测量体温,积极配合社区做好信息登记和上报。有病人接触史的群众积极配合有关部门的防控排查工作,按时到所在社区进行信息登记,并自觉居家隔离14天,减少外出活动。其次,社区和乡镇工作者积极响应国家政策,做好本社区的封闭式管理。各社区和乡镇严格贯彻上级政府的封闭式管理政策,对本地区进行封锁隔离。一方面,社区和乡镇工作人员认真做好出入信息登记、出入证管理、重要信息通报等一系列封闭式管控工作,严控本区人员进出,杜绝本区内人员可能的交叉感染;另一方面,社区和乡镇工作人员还监督本区居民及时停止非生活必须的公共活动,在药店、超市等生活必须品供应地采取实名登记、体温监测的措施,遏制疫情在本地的蔓延。最后,为了降低病毒感染群体的传染范围,各社区和乡镇都开展了重要疫区返乡人员的排查和隔离工作。社区和乡镇工作人员通过上门走访、电话询问等方式对返乡人员进行确认和信息登记,有序开展居家或集中隔离措施,并为隔离期人员提供生活物资采购等服务,在很大程度上降低了疫情的扩散范围。

三、“新冠肺炎疫情”背景下我国突发公共卫生事件应急管理体系暴露出的问题

在中央政府、地方政府及人民群众的通力配合下,我国疫情防控工作取得了重大的进展,展示了我国突发公共卫生事件应急管理体系的核心能力,为世界各国提供了宝贵的经验。但是,与美国和日本等应急管理体系建设居于世界前列(姚乐野和胡康林,2016^[2])的国家相比,我国应急管理的体系建设仍处于探索阶段,在制度安排、机构设置、权责划分等方面仍存在一些问题,这些问题在此次“新冠肺炎疫情”的应对中也有所暴露。

(一) 突发公共卫生事件风险评估机制性安排缺失

在我国,任何不明原因的传染病,尤其是原来没有出现过的疾病,是不可以随便向社会发布的,因此,一个可以组织由多学科专家组成的专业化风险评

估团队进行合理风险评估的机制性安排至关重要。然而,目前我国对于突发公共卫生事件风险评估的重视程度尚显不足,资金投入较少,专业团队缺乏,机制性安排缺失。我国现有法律法规并没有对突发公共卫生事件风险评估团队的权力和责任进行明确规定,风险评估专家在突发公共卫生事件风险评估中只是起到建议和咨询作用,既没有获取评估所需的全部必要信息的授权,也不需要为风险评估结果承担法律责任。机制性安排的缺失易使突发公共卫生事件的风险评估受到行政和等级的约束,不仅加大了专家获取评估所需必要信息的难度,也容易引发瞒报错报现象,不利于风险评估得出科学合理的判断,评估效果很难达到中央政府的要求。在疫情暴发初期,国家卫健委先后共派出三批专家组赴武汉进行风险评估,但受疫情管理“属地原则”的限制,专家组在当地的干预十分有限,只能提供咨询建议。

(二) 突发公共卫生事件预警及应急响应机制不健全

首先,个人医疗信息的收集、上报和共享渠道不畅。“非典疫情”后国家花重资建立的法定传染病网上直报系统只能监测确诊的传染病病例数,无法获得疾病早期的临床症状和表现,在疫情预警方面有一定的滞后性。而目前我国的患者在各医院就诊多采用本院医疗信息系统,各级疾控中心通过医院层层上报获取统计信息,在这种模式下,医院间难以实现信息共享,疾控中心难以获得及时、完整的数据,无法在疫情发生之初迅速实现公共卫生事件预警。其次,政府部门对信息的挖掘和专业分析不够深入,难以利用有效信息做出预判,并根据事态发展对辖区内居民发出不同层级的预警信息。在本次疫情初期,由于没有政府警示,社会大众没有及时认识到疫情的危害性,且由于外界信息的干扰产生了不必要的恐慌。另外,我国在2005年发布《国家突发事件总体预案》,各级政府在其指导下构建了结合本地情况的应急预案体系,用以规范不同预警情况下的政府响应措施,但由于新风险因素的加入,早期响应预案无法满足当前的应急需求。最后,各地对应急响应机制的落实存在差异,部分地区存在流于形式的问题,政府官员不熟悉预案内容,应急响应迟缓。例如,本次疫情中,部分地方政府在实施对高风险人员的排查、应急物资的分

发、对普通居民的防护指导等措施时均存在一定程度的不规范、不到位的情况,在遏制疫情蔓延上存在滞后性。

(三) 更高层级的突发公共卫生事件应急管理机构缺失

“非典疫情”发生后,我国逐步建立起以“一案三制”为基础的应急管理架构(高小平,2009^[1])。在这个架构下,由国务院办公厅下设的应急管理办公室负责推进应急管理的日常工作,并在突发事件发生时协助中央应急指挥。由于应急管理办公室隶属于政府办公厅,比较容易从顶层来协调各个部门的应急工作。2018年,中央加大了对应急管理的重视,在国务院层面设立了应急管理部,专职负责突发事件的应急管理工作,并将国务院办公厅的应急管理职责划入了应急管理部。但是,由于与其他部委位于同一层级,应急管理部在应急管理的跨部门协调方面难度较大。此外,目前应急管理部主要负责自然灾害和生产安全两类突发事件,突发公共卫生事件依然由卫健委负责,如何发挥应急管理部在突发公共卫生事件中的作用仍没有定论。因此,在“新冠肺炎疫情”中,应急管理部发挥的作用十分有限。

(四) 地方政府在突发公共卫生事件应急管理中的自主权较小

目前,我国虽然倡导发挥中央和地方两个积极性^[4],但总体来看,地方政府在应急管理中的自主权仍然较小,自主决策能力较差。在“新冠肺炎疫情”防控期间,地方政府过度依赖上级政府的行政指令,没有充分发挥自主分析和决策能力,在信息发布、措施采取等方面反应迟缓。首先,在疫情暴发初期,地方政府没有及时发布相关信息对公众进行提醒。虽然根据《传染病防治法》的规定,地方政府有进行突发事件预警的权利,然而出于避免承担责任的考量,在上级政府没有明确指示的情况下,地方政府并没有自主决策。其次,在疫情防控措施的采取上,地方政府也只是严格执行上级政府的指令,没有根据各地的实际情况采取更符合当地发展情况的、灵活的、差异化的措施,甚至出现“一刀切”现象。比如,很多地方出现擅自封闭高速公路以及挖断公路来防疫等问题,严重影响了物资的运输和经济的正常运转,违背了中央政府政策方针的初衷。

(五) 突发公共卫生事件应急信息管理体系不完善

首先,我国政府相关部门的应急信息管理缺乏事前准备,舆情应对能力不足(丁蕾等,2020^[5])。从湖北省和武汉市政府在疫情防控中与媒体的互动表现来看,部分地方领导干部对媒体的提问答非所问,甚至出现“一问三不知”的情况。这表明相关人员并未受过专业的媒体沟通培训,缺乏足够的信息沟通能力,无法在突发公共卫生事件发生后有效地向公众传达信息,严重损害了政府的公信力。其次,我国政府相关部门没有实现对媒体的有效监督。居家隔离后人民群众主要通过网络获取外界信息,但是大量的自媒体缺乏社会责任感,为了博眼球、增流量,其发布的信息往往缺乏真实性。大量的误导性信息在网络上迅速扩散,给原本已经陷入恐慌的群众带来更多恐慌,同时也给防疫工作带来很大的困难。因此,政府部门应当以此为鉴,加强对媒体的有效监督,引导自媒体提高社会责任感,保证其传播信息的准确性。

(六) 突发公共卫生事件应急保障体系尚不完备

首先,在物资保障方面,我国应急管理体系仍有很多需要借鉴西方发达国家经验的地方。一方面,我国应急物资的储备仍然不足,很多城市在疫情防控时出现口罩、防护服等医疗物资紧缺的现象;另一方面,由于物资需求方和慈善机构间缺乏有效的信息共享平台,物资的分配缺乏统筹性安排。在美国,由疾病预防控制中心和卫生部门联合管理国家医疗战略物资储备,能为可能的疫情充分、快速、有效地提供包括疫苗、药品、器械、易耗品等在内的战略储备,迅速应对各类突发公共卫生事件(于双平等,2008^[6])。另外,在资金保障方面,我国目前的应急资金来源主要为政府的公共财政,来源较为单一,缺乏多元化的融资安排,且资金下拨流程繁杂,效率低下。而美日两国不仅应急资金预算较高,且审批手续简单,应急资金来源也较为多样化。此外,与发达国家保险业在风险治理方面发挥巨大作用相比,我国保险业的险种仍非常有限,难以在突发事件发生时弥补群众的风险损失,增大了国家的保障压力。在人员保障方面,我国虽然实现了对民间力量的调动,但在公民的应急救援能力方面与美日等国仍有一定差距。美日两国的救援队伍均由专业人员和有应急救援资格的

公民组成,而我国的全民应急教育体系尚不完善,民间力量的专业性水平较低,在医疗救治中发挥的作用仍然较小。

(七) 全民应急教育培训缺失,公民风险意识淡薄

首先,我国各地对于突发公共卫生事件的应急教育和培训重视不足,经济落后地区尤其是乡村地区的应急教育和培训更为缺乏。与美日相比,我国既没有将应急教育纳入学生课程体系,也没有通过多种形式对应急知识进行宣传,应急教育的不足使我国公民普遍缺乏基本的危机意识和应急知识。其次,与美日等国注重应急教育的实用性不同,我国大量突发公共卫生事件的应急培训和演练流于形式,并未从根本上提高人民群众的疫情防控意识和能力。在“新冠肺炎疫情”爆发初期,一些党政领导干部应急管理意识与能力的缺失使疫情并未受到足够的重视并及时得到控制,加之群众疫情防控意识不足,大量武汉群众并未留在家中隔离,而是乘坐各类交通工具逃离武汉,致使疫情进一步扩散并导致疫情防控工作面临被动局面。

四、我国突发公共卫生事件应急管理体系建设的政策建议

此次“新冠肺炎疫情”不仅是对我国突发公共卫生事件应急管理体系的一次重大挑战,也是完善我国突发公共卫生事件应急管理体系的一次重大机遇。针对“新冠肺炎疫情”应对过程中我国现阶段应急管理体系中暴露的问题,本文提出以下政策建议。

(一) 建立权责统一、系统高效的突发公共卫生事件风险评估机制

首先,要把风险评估置于应急管理中的最高位置。始终坚持“预防为主”的方针,不断加大风险评估的资金投入,加强风险评估专业化队伍建设,建立风险评估常态化机制,英国等国家风险评估的常态化制度值得我们学习。其次,以法律形式明确规定风险评估团队的权利及责任,建立突发公共卫生事件风险评估的机制性安排。风险评估专家组应由多学科专家组成,专家组成员可基于法律规定的权利获得各种必要信息,进行充分的调查研究,破除行政和等级限制,在集体讨论和分析研判的基础上给相关地方政府出具综合性的判断和建议书,并对评估结果和建议承担法律责任。

最后,在风险评估中要坚持科学有效的多目标决策方法。在风险评估中,不同学科的专家会基于不同的学科知识和背景针对同一问题提出不同的方案,这个时候就需要坚持多目标决策方法,通过不同学科专家的共同协商达成共识,提出最为合理的政策建议。

(二) 利用大数据技术健全突发卫生公共事件预警和应急响应机制

首先,美国的全国公共卫生信息联络系统通过收集各个医疗机构的患者诊疗信息、药品销售记录以及死亡人数信息等实现对各种疾病在全国发生情况的监测,时效性强,反应快捷,在突发公共卫生事件的监测和预警中发挥了重要的作用。我国可以借鉴美国的经验,利用大数据技术建立针对个人的公共医疗信息系统,用以及时记录并保存患者的医疗就诊信息。邻近地域和邻近时段的、一定数量症状相同的患者会触发平台的预警,从而可以引起相关部门的重视。其次,要加大对于数据的分析和挖掘,增强突发公共卫生事件的预警决策能力。政府官员应基于对日常监测数据及专家风险评估结果的充分分析、研判和讨论,做出是否向公众预警的决策,力争做到及时、合理、准确。另外,各地政府应当定期完善补充应急响应机制,及时调整应急预案,充分考虑新时期的各种风险因素,尽可能多地纳入极端情形,增加其在突发情况下的可操作性和实效性。各地政府应在上级政府的预案下,结合本地特征,如流动性人口数量、物资储备和工业厂家等,做出符合本地实际的应急方案,在防止疫情蔓延的同时,保障社会情绪稳定、各职能部门运转正常和生产资料充足供应。避免对低风险人群的过度关注,同时杜绝漏报瞒报行为。最后,应急预案不能仅停留在口头,必须落到实处,不能存在管控的盲点。政府部门及各单位应做好应对突发公共事件的演习,熟悉不同预案的响应流程,在真正危机时做到按部就班、有章可循。

(三) 建立更高层级的突发公共卫生事件应急管理机构,实现跨部门的统一协调

首先,可以在中央层面建立一个常设的应急管理委员会,应急管理部作为应急管理委员会的办公室主要负责突发事件应急管理的日常工作,包括风险防范、预案制定等。当突发事件发生时,应急管理部直接转换为中央应急指挥部,负责统筹突发事件的应急

管理工作,从而有效解决跨部门协调难度大的问题。其次,要实现平时管理和战时管理的迅速切换。一旦疫情发生,要迅速将平时管理转为战时管理,在中央和地方设立统一的“前敌指挥部”,由各地政府统筹领导,及时根据事态发展变化进行有效的分析和决策,降低不同层级间的协调成本。最后,要将所有类型突发事件的应急管理职责均划归至应急管理部,充分发挥应急管理部在突发公共卫生事件中的作用,并做好应急管理部与卫健委在公共卫生事件管理中的职责划分。

(四) 逐步加大地方政府在突发公共卫生事件应急管理中的自主权,鼓励其自主决策

首先,应在法律层面赋予地方政府更大的应急管理权利。我国疆域辽阔,各地差异巨大,中央政府的政策只能在宏观层面提供指导,不可能充分考虑到各地的实际情况,因此地方政府的自主决策在突发事件的应急管理中至关重要。应以法律形式对地方政府在突发事件应急管理中的信息发布和措施采取方面的权利进行明确规定,鼓励地方政府自主决策,及时发布预警,采取措施,第一时间控制危局,缩小事件影响范围。其次,应将公众的反馈引入地方政府官员的考核机制中,引导地方政府官员积极维护公众利益。传统的行政管理体制和官员政绩考核方式都过于强调地方政府要对上级领导负责,虽然也有各种公众的反馈机制,但都要通过上级政府发挥作用,反馈信息的及时性和准确程度难以保证。

(五) 构建系统全面、公开透明的突发公共卫生事件应急信息管理体系

首先,政府相关部门要加大突发公共卫生事件应急信息管理的事前准备。一方面,要积极收集和监测舆情信息,从而在突发事件出现后可以第一时间做出反应;另一方面,要加强对于政府相关部门人员,特别是新闻发言人的媒体素养培训,提升其信息发布水平及与媒体和公众沟通的能力,以便在突发事件发生时更好地满足公众的知情权和监督权,通过权威信息挤掉谣言的传播空间。其次,在互联网时代,政府在构建公共卫生事件应急信息管理体系时要加强对新媒体的运用。一方面,政府相关部门要利用新媒体平台及时发布相关事件的真实信息,尤其是在突发事件发生初期,从而掌握信息发布主导

权,遏制不法信息的传播,并增加对非正式信息传播渠道信息的重视;另一方面,政府相关部门要积极通过双微平台进行民意了解与信息深度解读,并与公众进行有效的交流和沟通,及时回应舆论关切,有效澄清事实、解疑释惑(马得勇和孙梦欣,2014^[7])。最后,政府相关部门要加大对媒体的管控和监督,努力提升媒体的责任意识。要使其充分认识其发布信息的社会效应,完善媒体信息来源的核查流程,增强其发布信息的真实性。

(六) 加大突发公共卫生事件应急保障力度,创新应急保障方式

首先,政府应做好应急物资的管理和配置。一方面要建立国家统一战略物资储备制度,加大物资保障力度,增加应急物资的储备和应急生产线的准备,确保公共卫生事件发生时各地可以及时得到补充物资;另一方面,利用大数据技术建立医疗防控的物资调配协作系统,实现战略物资的统筹合理配置。医疗机构利用该系统实时发布物资的存量和消耗情况,政府根据各机构的物资缺口,统筹安排医疗卫生资源,提高资源调配的决策效率。各基金会、校友会等社会公益团体可通过医疗缺口和政府统筹情况筹集、捐赠物资,协助医疗卫生物资补给。其次,政府应创新应急资金的保障方式。一方面要加大财政预算对于应急资金的支持,简化应急财政资金的拨付手续;另一方

面,要增加应急资金的多样化来源,除了财政外,政府还应积极通过税收、发债等方式积累应急资金,并不断推进保险业的改革和发展,增大社会资金在应急资金中的比例。最后,政府应增加对公民的应急救援培训,提高公民的应急救援水平,加强突发公共卫生事件应急救援人员保障。一方面,政府要设置面向社会公众的全国标准化应急救援培训,并为合格者颁发资格证书,增加民间应急救援人员储备;另一方面,要通过合理的激励机制鼓励社会公众参与救援队伍,不断壮大应急救援人员队伍。

(七) 强化风险意识,构建突发公共卫生事件全民应急教育培训体系

首先,要将应急教育纳入中小学生的必修课程,并将课程考试成绩与获得毕业资格挂钩,并定期安排应急演练,从小培养公民的危机意识和应急能力。其次,要注重在全社会进行应急知识和技能的宣传,通过书籍、电视节目、动画等各种方式宣传应急知识和技能,并针对不同群体采用不同的传播方式,增加公众的接受度。最后,在全国普及突发公共卫生事件的基础知识和技能培训,增加应急教育的实用性(谈在祥等,2020^[8]),不断提高公民的应急意识和能力,使日常培训能够真正为疫情防控工作服务。

参考文献

- [1] 高小平. 建设中国特色的应急管理体系 [J]. 中国应急管理, 2009 (4): 11-17.
- [2] 姚乐野, 胡康林. 2000—2016 年国外突发事件的应急信息管理研究进展 [J]. 图书情报工作, 2016 (23): 6-15.
- [3] 高雅丽, 张思玮. 口罩告急: 医疗物资储备体系完善吗? [N]. 中国科学报, 2020-01-30.
- [4] 李季. 健全国家应急管理体系 防范化解重大风险 [J]. 行政管理改革, 2020-03-22.
- [5] 丁蕾, 蔡伟, 丁健青, 张欣欣, 蔡泳, 石建伟, 梁启明, 张录法, 孙丽珍, 瞿介明, 江帆, 陈国强. 新型冠状病毒感染疫情下的思考 [J]. 中国科学: 生命科学, 2020 (3): 247-257.
- [6] 于双平, 姜晓舜, 王松俊. 美国的灾害救援应急医疗物资国家战略储备 [J]. 中国急救复苏与灾害医学杂志, 2008 (4): 228-230.
- [7] 马得勇, 孙梦欣. 新媒体时代政府公信力的决定因素——透明性、回应性抑或公关技巧? [J]. 公共管理学报, 2014 (1): 104-113.
- [8] 谈在祥, 吴松婷, 韩晓平. 美国、日本突发公共卫生事件应急处置体系的借鉴及启示——兼论我国新型冠状病毒肺炎疫情应对 [J]. 卫生经济研究, 2020 (2): 1-6.

(责任编辑: 袁 淳 张安平)

人口流动、信息传播效率与疫情防控

——基于新型冠状病毒肺炎（COVID-19）的证据

Population Movement, Information Dissemination Efficiency and Disease Control: Evidence from Coronavirus Disease 2019

李建军 何 山

LI Jian-jun HE Shan

[摘 要] 2019年12月以来,新冠肺炎疫情快速蔓延,防控压力激增。通过百度迁徙的人口流动数据,本文研究了人口流动对疫情扩散的影响,以及信息传播效率在疫情防控中的作用。研究发现,人口流动加速了疫情传播,人口流动每增加一个标准差,确诊人数将增加12.8%个标准差;更高的信息传播效率有效降低了人口流动对疫情传播的影响。进一步研究发现,信息传播效率对疫情防控的影响具有较长的持续性。同时,SARS经历不深的地区居民防治素养较弱,信息传播效率提高居民防治素养的作用更强,有利于疫情防控。本文的政策建议在于,面对突发疫情时政府相关部门应当及时准确披露信息,引起公众重视,提高疫情防控效果。

[关键词] 新型冠状病毒肺炎 人口流动 信息传播效率 烙印理论

[中图分类号] R184 F062.5 C92 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 04-0116-13

Abstract: Since December 2019, the Coronavirus Disease 2019 (COVID-19) has become a rapid infectious disease. The pressure on disease in prevention and control increased. Using the data of population movement from Baidu, we empirically test how population movement affects the epidemic of disease and how information dissemination efficiency helps to control the disease. Results show that population movement fastens the epidemic of disease. A rise of one standard deviation in population movement will lead to a rise of 12.8% standard deviation in diagnosis population. Higher efficiency of information dissemination can help to control the disease. Further research shows that information dissemination efficiency has a long-lasting effect on disease control. Meanwhile, in the provinces with lighter SARS experience, information dissemination efficiency has greater effect on disease control. We suggest that government should announce the information on disease actively and immediately to improve the epidemic prevention and control effect.

Key words: Coronavirus Disease 2019 Population movement Information dissemination efficiency Imprinting theory

[收稿日期] 2020-03-15

[作者简介] 李建军,男,1970年10月生,中央财经大学金融学院教授,博士生导师,研究方向为货币金融、普惠金融、金融科技与丝路金融;何山(通讯作者),男,1993年7月生,中央财经大学金融学院博士研究生,研究方向为货币政策、经济增长。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

2019年12月以来,新型冠状病毒肺炎疫情(COVID-19)爆发,随后迅速蔓延至全国,严重威胁到人民群众的身体健康和生命安全。截至2020年3月22日24时,全国31个省(自治区、直辖市)和新疆生产建设兵团累计报告确诊病例81 600例,死亡病例3 276例。海外累计报告确诊病例210 644例,死亡病例9 517例。受到疫情影响,全国31个省(自治区、直辖市)先后宣布启动重大突发公共卫生事件一级应急响应。不断蔓延的疫情也带来了一定的经济成本,为避免人群聚集带来交叉传染,大多数企业全面停工停产,处于产业链末端的小微企业可能面临资金链断裂甚至破产的风险。虽然中国经济稳中向好的长期趋势未受影响,但持续的停工停产也不可避免地给经济带来阶段性的冲击,甚至会给政治和外交带来负面影响(涂晓艳,2013^[1])。根据国家统计局公布的数据,2020年1—2月,全国社会消费品零售总额下降20.5%,固定资产投资下降24.5%,规模以上工业增加值下降13.5%。面对如此复杂而严峻的疫情冲击和经济形势,探索疫情的传播规律及其影响因素对于科学防控疫情、遏制疫情蔓延具有重要的理论和现实意义。

传染性疾病是严重威胁人民群众健康和社会公共卫生的重要疾病,关乎国家安全和城市安全体系,因此传染病的流行过程及其影响因素一直是学者们关注的焦点。学者们针对不同类型的传染病进行了全面的研究,发现季节因素、患者年龄、生活用水、教育水平等多种因素均与疫情传播紧密相关(曹志冬等,2010^[2];杜志成等,2016^[3];张松杰等,2018^[4])。具体而言,传染病的流行需要同时具备传染源、传播途径和易感人群三个环节,控制传染源和切断传播途径是控制疫情传播的有效手段。在控制传染源方面,大规模人口流动是导致疫情迅速扩散的重要因素(牛建林,2013^[5];吴晓旭等,2013^[6];孙伟增等,2019^[7])。由于本次疫情暴发时间正值春运,一旦流动人口感染传染病,成为传染源,其迁移行为会显著扩大传染病的传染范围,造成更大规模的疫情传播。因此,武汉市的“封城”行动也为全国的疫情防治做出了不可磨灭的贡献。钟南山院士在接受采访时表示,如果封城行动再推后5天,全国到3月份后的发病峰值可能有17万。在切断传播途径方面,提升居

民的传染病防治素养至关重要。防治素养更高的居民对疫情更加重视,能够更好地实施各种防护措施,从而更好地切断传播途径,降低传染病发病率。研究发现,目前我国居民传染病防治素养仍然较低(黄相刚等,2015^[8]),性别、年龄、收入水平、文化程度、职业等多种因素会显著影响居民的防治素养(吴双胜等,2012^[9];申洋等,2016^[10];吴艳梅等,2019^[11])。

虽然现有关于传染病的研究已经较为丰富,但仍然存在如下不足。第一,现有研究虽然指出流动人口可能扩大传染病的传染范围,但和本次新冠肺炎的传播规律存在明显差异,仍然缺少直接针对本次新冠肺炎疫情的实证证据。具体而言,现有研究大多基于问卷分析,发现流动人口由于健康意识不足、健康成本较高、居住和工作环境普遍较差等原因,传染病发病率显著更高(夏国美和杨秀石,2006^[12];孙伟增等,2019^[7])。但是,这些研究同时考虑了多种传染病的传播过程,这些传染病在中国较多省份都存在,无法确认其来源,也就很难识别流动人口是因为携带病毒而成为传染源还是因为防治素养较低和生活环境较差而成为易感人群。第二,现有研究虽然强调了防治素养在传染病传播当中的作用,并识别了防治素养的影响因素,但普遍存在识别指标较为宽泛、识别方法较为简单的问题,研究深度不足。具体而言,现有研究忽略了两类直接影响居民防治素养的重要因素。一方面,信息传播效率对居民防治素养具有直接的影响,进而显著影响疫情防控情况。虽然新冠肺炎疫情与2003年的SARS疫情有一定的相似之处,但2020年中国的互联网环境已经与2003年天差地别。2003年,中国的互联网仍在发展初期,信息传播缓慢,公众只能被动接受关于疫情的信息,社会舆情也很难洞察。2020年,中国的互联网用户规模已经达到8.54亿人次,主动搜索成为用户接受和获取信息的主要途径,信息传播效率的作用也被明显放大。更加及时和精准的信息能够让居民及时了解疫情传播的现状,引起足够重视,从而提高防控意识,抑制疫情传播(张海峰等,2012^[13])。然而,现有研究仍较少涉及信息传播效率对疫情防控的影响。另一方面,SARS经历也会显著影响居民的防治素养,进而影响疫情防控情况。根据烙印理论,个体经历的重大外部事件会显著影响其认知能力和知识结构,从而影响其后期决策(Marquis和Tilcsik,2013^[14];Simsek等,2015^[15])。由于新冠肺炎疫情和SARS疫情存在相似之处,SARS影响严重

的地区会更加重视新冠肺炎疫情的防控,居民也会有更好的防治素养,进而能够降低疫情的影响。然而,现有对烙印理论的研究多数集中于公司治理层面(戴维奇等,2016^[16];潘越等,2019^[17]),还没有研究关注烙印理论对疫情防控的影响。

有鉴于此,利用2020年1月16日至2月17日百度迁徙的人口流动数据和各省卫健委公布的疫情数据,本文实证检验了人口流动对疫情传播的影响,并研究了信息传播效率在疫情防控当中的作用。研究发现,人口流动显著提高了疫情传播速度。平均而言,一个省份的人口流动每提高一个标准差,新冠肺炎确诊人数会增加12.8%个标准差。而且,当一个省份的互联网普及程度和有线电视普及程度更高时,人口流动对该省确诊人数的影响显著更低,肯定了信息传播效率对疫情防控的作用。进一步研究表明,信息传播效率对疫情防控的影响具有较强的持续性。同时,SARS经历较轻的省份,人口流动对该省份确诊人数的影响显著更大,信息传播效率对疫情防控的效果也明显更强,肯定了烙印理论的影响。一系列的稳健性检验和内生性处理均不改变本文的结论。

与现有研究相比,本文的贡献主要有以下三个方面。首先,本文针对本次新冠肺炎疫情,发现了人口流动影响疫情传播的实证证据。其次,本文从信息传播效率的角度出发,发现信息传播效率对疫情防控的积极作用,为本次疫情防控提供了重要参考。最后,本文从烙印理论的角度出发,发现SARS经历会显著影响居民的防治素养,且能放大信息传播效率对疫情防控的作用。本文将信息传播效率和烙印理论的概念引入疫情防控领域,弥补了现有研究的不足。

本文余下部分安排如下:第二部分回顾了传染病疫情防治的相关文献,并提出了研究假设;第三部分是实证设计和数据来源;第四部分是基准回归结果和稳健性检验;第五部分进一步检验了信息传播效率作用的持续时期,并检验了信息传播效率对SARS经历不同省份的影响;第六部分是结论和政策建议。

二、文献回顾与研究假设

传染性疾病是严重威胁人民群众健康和社会公共卫生的重要疾病,关乎国家安全和城市安全体系。因此,传染病的流行过程及其影响因素一直是学者们关注的焦点。学者们针对不同类型的传染病进行了全面

的研究,发现季节因素、患者年龄、生活用水、教育水平等多种因素均与疫情传播紧密相关(曹志冬等,2010^[2];杜志成等,2016^[3];张松杰等,2018^[4])。具体而言,传染病的流行需要同时具备传染源、传播途径和易感人群三个环节,控制传染源和切断传播途径是控制疫情传播的有效手段。

(一) 传染源对疫情传播的影响

在控制传染源方面,大规模人口流动是导致疫情迅速扩散的重要因素。由于流动人口健康意识不足、健康成本较高且居住和工作环境普遍较差,导致其传染病发病率显著更高(夏国美和杨秀石,2006^[12];孙伟增等,2019^[7])。一旦流动人口感染传染病,成为传染源,其迁移行为会显著扩大传染病的传染范围,造成更大规模的疫情传播。研究发现,在流动人口更多的地区,传染病的发病水平也显著更高(牛建林,2013^[5];吴晓旭等,2013^[6])。

虽然现有研究强调了人口流动在疫情传播中的作用,但其研究深度普遍不足。具体而言,这些研究同时考虑了多种传染病的传播过程,这些传染病在中国较多省份都存在,无法确认其来源,也就很难识别流动人口是因为携带病毒而成为传染源还是因为防治素养较低和生活环境较差而成为易感人群。但对于本次新冠肺炎疫情,由于疫情的主要传播途径是接触感染,人口流动是扩大疫情传染范围的直接原因。由此,本文提出第一个待实证检验的假说。

假说1: 人口流动会加速疫情的传播。

(二) 传播途径对疫情传播的影响

在切断传播途径方面,提升居民的传染病防治素养至关重要。防治素养更高的居民对疫情更加重视,能够更好地实施各种防护措施,从而更好地切断传播途径,降低传染病发病率。研究发现,目前我国居民传染病防治素养仍然较低(黄相刚等,2015^[8]),性别、年龄、收入水平、文化程度、职业等多种因素会显著影响居民的防治素养(吴双胜等,2012^[9];申洋等,2016^[10];吴艳梅等,2019^[11])。

除了现有研究提出的因素外,还有两类因素会直接影响居民防治素养。一方面,信息传播效率对于居民防治素养有着直接的影响,进而显著影响疫情防控情况。虽然新冠肺炎疫情与2003年的SARS疫情有一定的相似之处,但2020年中国的互联网环境已经与2003年存在明显差别,信息传播效率大大提高。更加及时和精准的信息能够让居民及时了解疫情传播

的现状，引起足够重视，从而提高防控意识，抑制疫情传播（张海峰等，2012^[13]）。由此，本文提出第二个待实证检验的假说。

假说2：更高的信息传播效率能够降低人口流动对疫情传播的影响。

另一方面，SARS 经历也会显著影响居民的防治素养，进而影响疫情防控情况。根据烙印理论，个体经历的重大外部事件会显著影响其认知能力和知识结构，从而影响其后期决策（Simsek 等，2015^[15]；戴维奇等，2016^[16]；潘越等，2019^[17]）。由于新冠肺炎疫情和 SARS 疫情存在相似之处，SARS 影响严重的地区会更加重视新冠肺炎疫情的防控，居民也会有更好的防治素养，进而能够降低疫情的影响。

三、实证设计

为了检验假说1，研究人口流动对疫情传播的影响，本文构建实证模型如下：

$$Disease_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 HubeiOut_{i,t} + \alpha_2 Control_i + \phi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中：下标 i 代表省份，下标 t 代表日期。 $Disease$ 代表疫情传播情况，是本文主要的被解释变量。本文搜集了2020年1月16日至2月17日全国31个省份卫健委公布的新冠肺炎累计确诊人数，用其加1后的自然对数值衡量各省份的疫情传播情况。在稳健性检验中，本文将累计确诊人数进行差分得到每日新增确诊人数，用新增确诊人数加1的自然对数值衡量各省份的疫情传播情况。 $HubeiOut$ 代表人口流

动情况，是本文主要的解释变量。百度迁徙统计了每日的人口跨省流动情况，由于本次新冠肺炎最早在湖北省爆发，本文采用2020年1月16日至2月17日各省份由湖北迁入的总人口占湖北总迁出人口的比例来衡量各省份的人口流动情况。在稳健性检验中，本文采用各省份由武汉迁入的总人口占武汉跨省份迁出人口的比例来衡量各省份的人口流动情况。 α_1 是人口流动情况的回归系数，如果 α_1 显著为正，则说明人口流动加剧了疫情传播情况，支持假说1。

$Control$ 表示一系列控制变量。首先，传染病的传播情况与各省份的宏观经济特征联系紧密，经济更发达的省份往往能够吸引更多的人口流入，疫情传播的风险更大。因此，本文控制了宏观层面的控制变量，包括人均GDP（ $\ln GDP$ ）、常住人口数（ $\ln Pop$ ）和政府支出（ $\ln Gov$ ）。其次，传染病的传播情况与各省份的城市治理情况密切相关，本文控制了城市治理层面的控制变量，包含交通情况（ $\ln Tran$ ）、供水情况（ $\ln Water$ ）和环保情况（ $\ln Trash$ ）。最后，各省份的医疗水平会直接影响疫情传播情况，本文控制了医疗水平层面的控制变量，包含医疗床位数（ $\ln Med-Bed$ ）、医疗机构数（ $\ln MedIns$ ）和医疗人员数（ $\ln MedNum$ ）。由于本文研究的疫情传播情况和人口流动情况为日度数据，省份宏观情况在研究区间内不会产生明显变化，所以本文统一采用中经网公布的2018年各省份各类宏观指标作为控制变量。由于控制变量在样本区间内不随时间变化，本文不再控制省份固定效应，只控制时间固定效应 ϕ_t 。

详细的变量定义见表1。

表1 主要变量定义与描述性统计

变量符号	变量定义	样本量	均值	标准差	最小	最大
$Disease$	累计确诊，各省份 t 日 24 时累计确诊人数加 1 后的自然对数值	977	3.67	2.30	0.00	7.19
$NewDis$	新增确诊，各省份 t 日 24 时新增确诊人数加 1 后的自然对数值	947	1.84	1.34	0.00	5.09
$HubeiOut$	人口流动， t 日各省份由湖北迁入人口数占 t 日湖北总迁出人口的比例	977	0.03	0.06	0.00	0.38
$WuhanOut$	人口流动， t 日各省份由武汉迁入人口数占 t 日武汉总跨省份迁出人口的比例	946	0.03	0.05	0.00	0.32
$\ln GDP$	经济水平，各省份 2018 年人均 GDP 的自然对数值	977	11.01	0.39	10.35	11.85
$\ln Pop$	人口总量，各省份 2018 年常住人口数的自然对数值	977	8.16	0.81	5.84	9.34
$\ln Gov$	财政支出，各省份 2018 年一般公共预算支出的自然对数值	977	8.57	0.56	7.27	9.66
$\ln Tran$	交通情况，各省份 2018 年客运量的自然对数值	977	10.59	0.96	7.24	11.86
$\ln Water$	供水情况，各省份 2018 年城市供水总量的自然对数值	977	11.84	0.88	9.24	13.75
$\ln Trash$	环保情况，各省份 2018 年城市生活垃圾清运量的自然对数值	977	6.31	0.80	3.99	8.02

续前表

变量符号	变量定义	样本量	均值	标准差	最小	最大
<i>lnMedBed</i>	医疗床位, 各省份 2018 年医疗卫生机构床位数的自然对数值	977	3.03	0.84	0.52	4.11
<i>lnMedIns</i>	医疗机构, 各省份 2018 年医疗卫生机构数的自然对数值	977	10.09	0.85	8.40	11.35
<i>lnMedNum</i>	医疗人员, 各省份 2018 年卫生人员数的自然对数值	977	12.65	0.77	10.51	13.78
<i>INT</i>	互联网普及度, 第 44 次《中国互联网络发展状况统计报告》公布的各省份 IPv4 持有比例	977	0.03	0.05	0.00	0.25
<i>TV</i>	数字电视普及度, 各省份 2018 年数字电视用户数	977	6.44	4.44	0.22	17.61

为了探究信息传播效率对疫情传播的影响, 对假说 2 做出检验, 本文进一步构建实证模型如下:

$$Disease_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HubeiOut_{i,t} + \beta_2 Info_i \times HubeiOut_{i,t} + \beta_3 Info_i + \beta_4 Control_i + \phi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中: *Info* 代表信息传播效率, 是本文主要的交乘变量。对于本次疫情而言, 及时、准确地披露疫情对各省份的疫情防控均具有至关重要的意义(张海峰等, 2012^[13])。然而, 由于信息获取能力的不同, 各省份对疫情信息的关注度也存在区别。互联网或有线电视普及度更高的地区具有更强的信息获取能力, 能够更加密切地关注疫情信息, 提高本省份居民的疫情防治素养。因此, 本文采用互联网普及度(*INT*)和有线电视普及度(*TV*)两个指标来衡量各省份的信息传播效率, 分别用这两个指标与人口流动交乘, 探究信息传播效率对疫情防控的影响。其中, 互联网普及度采用 2019 年第 44 次《中国互联网络发展状况统计报告》公布的各省份 IPv4 持有比例进行衡量, 有线电视普及度采用各省 2018 年数字电视用户数进行衡量, 单位为百万户。 β_2 是信息传播效率与人口流动交乘项的系数, 如果 β_2 显著为负, 则说明信息传播效率显著降低了人口流动对疫情传播的影响, 对疫情防控具有积极作用, 支持假说 2。

四、实证结果与分析

(一) 基准模型

首先, 本文对人口流动与疫情传播的关系进行检验。回归结果如表 2 所示。其中, 列 (1) 没有加入任何控制变量, 只加入了日期固定效应。列 (2)~列 (4) 逐步加入了宏观控制变量、城市治理控制变量和医疗控制变量。可以看出, 在列 (1)~列 (4) 当中, 人口流动的系数均在 1% 的统计水平上显著为正, 这说明人口流动对地区的疫情传播具有非常显著的影响。以列 (4) 的系数为例进行估算, 当人口流

动增加一个标准差时, 当地新冠肺炎的确诊人数将显著增加 12.8% 个标准差。因此, 不论从统计意义上还是从经济意义上, 人口流动均会显著加速传染病疫情的传播。假说 1 得到了支持。

现有研究已经发现人口流动能够加速疫情传播的规律(牛建林, 2013^[5]; 孙伟增等, 2019^[7])。这是因为患有传染病的流动人口充当了传染病的传染源, 能够通过自身的迁移活动扩大传染病的扩散范围。但是, 现有研究同时考虑了多种传染病的传播过程, 这些传染病在中国较多省份都存在, 无法确认其来源, 很难识别流动人口是因为携带病毒成为传染源还是因为防治素养较低和生活环境较差而成为易感人群。由于本次疫情最早在湖北省爆发, 且病毒在潜伏期没有明显的感染症状, 本文较好地分离了传染源和易感人群两种途径, 从传染源的角度识别了人口流动对疫情传播的影响。因此, 武汉市的“封城”较好地控制了不经意间染上新冠肺炎的患者, 为全国疫情防控做出了不可磨灭的贡献。

回归中的各个控制变量也揭示了疫情传播的诸多规律。从表 2 的列 (4) 可以看出: 在宏观层面, 常住人口数量(*lnPop*)的系数为正, 这说明常住人口数量越大, 易感人群就越多, 感染新冠肺炎的概率也就更大。政府支出(*lnGov*)的系数为负, 这说明财政更加积极的政府能够更好地控制疫情传播。政府支出一定程度上衡量了政府调动资源的能力。政府调动资源的能力越强, 就能够投入更多社会资源进行疫情防控, 也就更有利于疫情防控工作的开展。在城市治理层面, 交通情况(*lnTran*)的系数为正, 这是因为更加便利的交通客观上扩大了疫情的传播范围。环保情况(*lnTrash*)的系数为正, 这是因为新冠病毒可以通过污水、医疗废弃物等渠道传播, 垃圾清运的过程中, 如果不注意防范, 也有可能造成疫情的扩散。在医疗层面, 医疗床位数(*lnMedBed*)和医疗机构数(*lnMedIns*)的系数均为负, 说明医疗情况改善能

够直接抑制疫情的传播。

表2 人口流动与疫情传播

VARIABLES	(1) <i>Disease</i>	(2) <i>Disease</i>	(3) <i>Disease</i>	(4) <i>Disease</i>
<i>HubeiOut</i>	9.602 *** (0.544)	5.117 *** (0.461)	4.615 *** (0.461)	4.920 *** (0.449)
<i>lnGDP</i>		0.879 *** (0.079)	0.339 *** (0.127)	-0.187 (0.136)
<i>lnPop</i>		0.956 *** (0.083)	0.264 ** (0.130)	1.642 *** (0.224)
<i>lnGov</i>		-0.396 *** (0.125)	-0.409 *** (0.127)	-0.302 ** (0.141)
<i>lnTran</i>			0.246 *** (0.058)	0.223 *** (0.060)
<i>lnWater</i>			0.603 *** (0.129)	-0.050 (0.159)
<i>lnTrash</i>			-0.109 (0.158)	0.526 *** (0.182)
<i>lnMedBed</i>				-0.860 *** (0.202)
<i>lnMedIns</i>				-0.724 *** (0.088)
<i>lnMedNum</i>				0.205 (0.303)
常数项	-0.319 * (0.175)	-14.223 *** (0.716)	-11.571 *** (1.412)	-6.647 *** (2.403)
样本量	977	977	977	977
调整后 R 方	0.834	0.904	0.909	0.919
日期固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

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

表3 信息传播效率与疫情传播

VARIABLES	(1) <i>Disease</i>	(2) <i>Disease</i>	(3) <i>Disease</i>	(4) <i>Disease</i>	(5) <i>Disease</i>	(6) <i>Disease</i>	(7) <i>Disease</i>	(8) <i>Disease</i>
<i>HubeiOut</i>	10.232 *** (0.804)	6.077 *** (0.669)	6.583 *** (0.707)	8.708 *** (0.717)	13.62 *** (1.112)	8.583 *** (1.126)	9.085 *** (1.179)	13.988 *** (1.179)
<i>INT×HubeiOut</i>	-0.313 * (0.170)	-0.268 * (0.137)	-0.475 *** (0.146)	-1.05 *** (0.156)				
<i>INT</i>	0.072 *** (0.007)	0.042 *** (0.007)	0.046 *** (0.009)	0.040 *** (0.010)				
<i>TV×HubeiOut</i>					-0.822 *** (0.109)	-0.365 *** (0.108)	-0.454 *** (0.111)	-0.935 *** (0.113)
<i>TV</i>					0.146 *** (0.007)	0.022 * (0.012)	0.002 (0.012)	0.044 *** (0.011)
宏观控制变量	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
治理控制变量	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
医疗控制变量	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes
样本量	977	977	977	977	977	977	977	977
调整后 R 方	0.852	0.907	0.912	0.924	0.888	0.905	0.911	0.925
日期固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

接着,本文进一步检验了信息传播效率在疫情传播中的作用。回归结果如表3所示。本文采用两种方式衡量了各省份的信息传播效率。其中,列(1)~列(4)采用各省份的互联网普及度进行衡量,列(5)~列(8)采用各省份的有线电视普及度进行衡量。在列(1)~列(4)中,列(1)只加入了时间固定效应,列(2)~列(4)逐步加入宏观控制变量、城市治理控制变量和医疗控制变量。在列(5)~列(8)中,列(5)只加入了时间固定效应,列(6)~列(8)逐步加入宏观控制变量、城市治理控制变量和医疗控制变量。

可以看出,在列(1)~列(8)中,信息传播效率与人口流动的交乘项系数均至少在10%的统计水平上显著为负,这说明更高的信息传播效率显著降低了人口流动对疫情传播的影响,对疫情防控起到了积极的作用。这是因为在疫情防控过程中,及时、准确的信息公布对疫情防控至关重要。信息的缓报、瞒报、漏报都很可能延误疫情的最佳防治时机,扩大疫情的规模。借助更加及时、准确的疫情信息,居民也会对疫情更加重视,增强防治素养,更好地切断疫情的传播途径,有利于疫情防治(张海峰等,2012^[13])。假说2得到了支持。

（二）稳健性检验

为了减少可能的变量度量误差问题，本文进行了两方面的稳健性检验。

首先，替换解释变量。虽然湖北省是本次新冠肺炎疫情的重灾区，但疫情报告的指向是武汉华南海鲜市场。在中国疾控中心病毒所首次从华南海鲜市场采集的 585 份环境样本中，有 33 份样本含有新型冠状病毒核酸。这些阳性样本分布在华南海鲜市场上的 22 个摊位和 1 个垃圾车，其中 93.9% 阳性标本分布在华南海鲜市场的西区（王秉阳和温竞华，2020^[18]）。因此，出于稳健性考虑，本文替换了主要的解释变量，采用各省份由武汉迁入的总人口占武汉跨省份迁出总人口的比例来衡量各省份的人口流动情况，重新估计了公式（1）和公式（2）。回归结果如表 4 所示。其中，列（1）估计了人口流动对疫情传播的影响。可以看出，人口流动显著加速了疫情的扩散。源自武汉的人口迁出每增加一个标准差，目的省份的确诊人数平均增加 12.2% 个标准差，与湖北省人口迁出的效果非常类似。列（2）、列（3）研究了信息传播效率对疫情传播的影响。可以看出，不论是采用互联网普及度还是有线电视普及度进行衡量，信息传播效率与人口流动的交乘项均在 1% 的统计水平上显著。这说明更高的信息传播效率显著降低了人口流动对疫情传播的影响，对疫情防控具有积极作用，与基准模型的结果保持一致。

表 4 替换解释变量

VARIABLES	(1) <i>Disease</i>	(2) <i>Disease</i>	(3) <i>Disease</i>
<i>WuhanOut</i>	5.619 *** (0.563)	7.955 *** (0.888)	11.341 *** (1.528)
<i>INT×WuhanOut</i>		-0.877 *** (0.248)	
<i>INT</i>		0.041 *** (0.011)	
<i>TV×WuhanOut</i>			-0.700 *** (0.174)
<i>TV</i>			0.050 *** (0.014)
控制变量	Yes	Yes	Yes
样本量	948	948	948
调整后 R 方	0.922	0.923	0.923
日期固定效应	Yes	Yes	Yes

其次，替换被解释变量。各省份新冠肺炎的累计确诊数在一定程度上反映了过去多期人口流动的累计作用，而每天的人口流动直接影响的是当天甚至未来的新增确诊人数。因此，本文对各省份累计新冠肺炎的确诊人数进行差分得到每天的新增确诊人数，用其加 1 后的自然对数值衡量疫情传播程度。回归结果如表 5 所示。其中，列（1）检验了人口流动对各省份新冠肺炎新增确诊人数的影响。可以看出，人口流动的系数在 1% 的统计水平上为正，说明人口流动会加速疫情传播。平均而言，人口流动每增加一个标准差，当地新冠肺炎新增确诊人数将增加 19.7% 个标准差。列（2）、列（3）检验了信息传播效率对疫情传播的影响。可以看出，不论是采用互联网普及度还是有线电视普及度进行衡量，信息传播效率与人口流动的交乘项均在 1% 的统计水平上显著为负。这说明更高的信息传播效率显著降低了人口流动对疫情传播的影响，对疫情防控具有积极作用，与基准模型的结果保持一致。

表 5 替换被解释变量

VARIABLES	(1) <i>NewDis</i>	(2) <i>NewDis</i>	(3) <i>NewDis</i>
<i>HubeiOut</i>	4.408 *** (0.468)	7.378 *** (0.758)	12.795 *** (1.233)
<i>INT×HubeiOut</i>		-0.823 *** (0.164)	
<i>INT</i>		0.035 *** (0.011)	
<i>TV×HubeiOut</i>			-0.868 *** (0.118)
<i>TV</i>			0.074 *** (0.012)
控制变量	Yes	Yes	Yes
样本量	947	947	947
调整后 R 方	0.745	0.754	0.762
日期固定效应	Yes	Yes	Yes

（三）内生性

为了缓解潜在的内生性问题，本文从两个方面进行了内生性处理。首先，虽然人口流动会对疫情传播产生直接的影响，但在疫情暴发之后，流动人口也会根据目的省份的疫情情况选择迁移的目的地，有可能引起反向因果导致的内生性问题。因此，本文选取各

省省会与湖北省省会武汉市之间的物理距离，作为人口流动的工具变量，对公式（1）和公式（2）重新进行了估计。各省份来自湖北省的人口流动情况与各省份与湖北省的物理距离联系密切，但各省份省会与武汉市之间的物理距离则不会受到各省疫情情况的影响，是较为理想的工具变量。表 6 展示了工具变量回归的结果。其中，列（1）研究了人口流动对疫情传播的影响。人口流动的系数在 1% 的统计水平上显著

为正，说明人口流动显著加速了疫情的传播。列（2）、列（3）研究了信息传播效率对疫情传播的影响。在互联网普及度和有线电视普及度两种衡量方法下，信息传播效率和人口流动的交乘项均至少在 5% 的统计水平上显著为负，这说明更高的信息传播效率显著降低了人口流动对疫情传播的影响，对疫情防控具有积极作用。

表 6 工具变量回归

VARIABLES	(1) <i>Disease</i>	(2) <i>Disease</i>	(3) <i>Disease</i>
<i>HubeiOut</i>	12. 932 *** (1. 362)	22. 535 *** (5. 539)	40. 858 *** (7. 773)
<i>INT</i> × <i>HubeiOut</i>		-4. 939 ** (2. 255)	
<i>INT</i>		0. 071 *** (0. 024)	
<i>TV</i> × <i>HubeiOut</i>			-3. 695 *** (0. 957)
<i>TV</i>			0. 166 *** (0. 045)
控制变量	Yes	Yes	Yes
样本量	977	977	977
调整后 R 方	0. 892	0. 873	0. 877
日期固定效应	Yes	Yes	Yes

接着，本文进一步采用系统广义矩估计（generalized method of moments，GMM）的方法对公式（1）和公式（2）重新进行了估计。回归结果如表 7 所示。其中，列（1）研究了人口流动对疫情传播的影响。人口流动的系数在 5% 的统计水平上显著为正，说明人口流动显著加速了疫情的传播。列（2）、列（3）研究了信息传播效率对疫情传播的影响。在互联网普及度和有线电视普及度两种衡量方法下，信息

传播效率和人口流动的交乘项均在 10% 的统计水平上显著为负，说明更高的信息传播效率显著降低了人口流动对疫情传播的影响，对疫情防控具有积极作用。本文重点进行了两方面检验。其中，AR（2）是二阶序列相关性检验，列（1）~列（3）中均拒绝了原假设，表明内生性问题得到了解决。Hansen 检验是工具变量有效性检验，列（1）~列（3）中均拒绝了原假设，表明模型没有出现过度识别的问题。

表 7 GMM 回归

VARIABLES	(1) <i>Disease</i>	(2) <i>Disease</i>	(3) <i>Disease</i>
<i>HubeiOut</i>	4. 224 ** (2. 052)	7. 595 (4. 980)	14. 047 (11. 543)
<i>INT</i> × <i>HubeiOut</i>		-0. 982 * (0. 570)	
<i>INT</i>		0. 000 (0. 000)	

续前表

VARIABLES	(1) <i>Disease</i>	(2) <i>Disease</i>	(3) <i>Disease</i>
<i>TV×HubeiOut</i>			-1.052* (0.637)
<i>TV</i>			0.180 (0.165)
控制变量	Yes	Yes	Yes
样本量	977	977	977
日期固定效应	Yes	Yes	Yes
AR2 <i>p</i> 值	0.323	0.327	0.167
Hansen test <i>p</i> 值	1	1	1

五、进一步讨论

(一) 人口流动和信息传播效率作用的持续期

通过前文的分析,本文发现,人口流动会加速疫情的传播扩散,更高的信息传播效率能够提高居民的防治素养,降低人口流动对疫情传播的影响。鉴于本次新冠肺炎疫情的特点,人口流动以及信息传播效率对疫情传播的影响可能存在时间上的持续性。

一方面,由于病毒存在一定时间的潜伏期,感染新冠肺炎的患者并不会立刻表现出患病症状,而是在未来一段时间才会被确诊。同时,携带病毒的感染者

可能会将病毒传染给周围密切接触的人群,由此产生的新感染者也不会立即表现出症状,同样需要一段时间才能确诊。因此,人口流动对当地确诊人数的影响并不会完全在当期体现,而是可能存在时间上的持续性。有鉴于此,本文依次采用人口流动未来1到6天的确诊人数作为被解释变量,检验了人口流动对目的省份确诊人数影响的持续性。回归结果如表8所示。在列(1)~列(6)中,人口流动的系数均在1%的统计水平下显著为正。这说明,除了对当期确诊人数的影响之外,人口流动还会显著影响未来1到6天的确诊人数,表现出较强的持续性。

表 8

人口流动对疫情传播影响的持续期

VARIABLES	(1) 未来 1 天	(2) 未来 2 天	(3) 未来 3 天	(4) 未来 4 天	(5) 未来 5 天	(6) 未来 6 天
<i>HubeiOut</i>	4.995*** (0.440)	5.069*** (0.439)	5.114*** (0.438)	5.212*** (0.434)	5.324*** (0.428)	5.461*** (0.415)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	977	947	918	888	859	829
调整后 <i>R</i> 方	0.918	0.915	0.912	0.908	0.902	0.896
日期固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

另一方面,信息传播效率对疫情防控的影响也可能存在时间上的持续性。更高的信息传播效率能够提高疫情信息的及时性和准确性,不仅能够提高居民当下的防治素养,也能在未来持续提高居民的防控意识。有鉴于此,本文依次采用人口流动未来1到6天的确诊人数作为被解释变量,对公式(2)重新做出检验。

回归结果如表9和表10所示。其中,表9采用互联网普及度衡量信息传播效率,表10采用有线电视普及度衡量信息传播效率。可以看出,在两种衡量方法下,信息传播效率与人口流动交乘项的系数均在1%的统计水平上显著为负。这说明,提高信息传播效率能够持续提高居民的防治素养,持续改善疫情防控效果。

表 9 信息传播效率影响的持续期——互联网普及度

VARIABLES	(1) 未来 1 天	(2) 未来 2 天	(3) 未来 3 天	(4) 未来 4 天	(5) 未来 5 天	(6) 未来 6 天
<i>HubeiOut</i>	9.023 *** (0.699)	9.328 *** (0.695)	9.489 *** (0.689)	9.722 *** (0.678)	9.968 *** (0.665)	10.247 *** (0.637)
<i>INT×HubeiOut</i>	-1.118 *** (0.152)	-1.174 *** (0.150)	-1.202 *** (0.148)	-1.238 *** (0.145)	-1.264 *** (0.142)	-1.289 *** (0.134)
<i>INT</i>	0.042 *** (0.010)	0.045 *** (0.010)	0.048 *** (0.010)	0.050 *** (0.009)	0.054 *** (0.009)	0.058 *** (0.009)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	977	947	918	888	859	829
调整后 <i>R</i> 方	0.923	0.922	0.920	0.917	0.913	0.910
日期固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

表 10 信息传播效率影响的持续期——有线电视普及度

VARIABLES	(1) 未来 1 天	(2) 未来 2 天	(3) 未来 3 天	(4) 未来 4 天	(5) 未来 5 天	(6) 未来 6 天
<i>HubeiOut</i>	14.534 *** (1.149)	14.946 *** (1.139)	15.033 *** (1.127)	15.351 *** (1.107)	16.004 *** (1.093)	16.588 *** (1.044)
<i>TV×HubeiOut</i>	-0.984 *** (0.110)	-1.016 *** (0.109)	-1.019 *** (0.108)	-1.042 *** (0.106)	-1.089 *** (0.104)	-1.128 *** (0.099)
<i>TV</i>	0.045 *** (0.011)	0.046 *** (0.011)	0.044 *** (0.011)	0.045 *** (0.011)	0.043 *** (0.011)	0.043 *** (0.010)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	977	947	918	888	859	829
调整后 <i>R</i> 方	0.924	0.923	0.920	0.917	0.914	0.911
日期固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(二) SARS 经历与疫情传播

接着,由于本次新冠肺炎疫情与 SARS 疫情具有一定的相似之处,本文进一步检验了 SARS 经历是否会显著影响各省份的疫情传播情况。新型冠状病毒与 SARS 病毒属于同一病毒属,新型冠状病毒的传染性较 SARS 更强,但致死率较 SARS 更低。根据烙印理论,个体经历的重大外部事件会在其心理认知层面产

生不同维度的烙印,对其后期行为决策产生影响(Simsek 等,2015^[15];戴维奇等,2016^[16])。因此,对于 SARS 疫情经历较深的省份,居民对于疫情信息会更加敏感,具备更高的防治素养。政府也会更加注重疫情的防控,更加迅速地采取措施,更好地控制疫情传播。有鉴于此,本文根据 2003 年 7 月 4 日各省份 SARS 累计确诊病例数对除湖北省之外的 30 个省份进

行排序，将确诊人数更多的 15 个省份定义为 SARS 经历更深的省份，确诊人数更少的 15 个省份定义为 SARS 经历更浅的省份^①。本文分组对公式（1）和公式（2）重新进行了估计，回归结果如表 11 所示。

列（1）、列（2）检验了人口流动在 SARS 经历不同的省份中对确诊人数的影响。可以看出，对于 SARS 经历更浅的省份，人口流动的回归系数更大，且比 SARS 经历更深省份的系数高出至少两个标准差。这说明 SARS 经历更深省份居民的防治素养更好，能够更好控制人口流动对疫情传播的影响，肯定了烙印理论。列（3）~列（6）检验了信息传播效率在 SARS 经历不同的省份中对疫情控制的影响。其

中，列（3）、列（4）采用互联网普及度衡量信息传播效率，列（5）、列（6）采用有线电视普及度衡量信息传播效率。可以看出，在两种衡量方式下，信息传播效率均在 SARS 经历更浅的省份降低了人口流动对疫情传播的影响，这种效应在 SARS 经历更深的省份中不再显著。这说明在 SARS 经历较浅的省份中，居民的防治素养普遍更弱，更高的信息传播效率提高了居民的防治素养，对疫情防控起到积极作用。而在 SARS 经历更深的省份中，居民已经具备了基本的防治素养，对疫情信息也更加敏感，信息传播效率的作用就相对较低。这也肯定了烙印理论的作用。

表 11 SARS 经历与疫情传播

	(1) SARS 重	(2) SARS 轻	(3) SARS 重	(4) SARS 轻	(5) SARS 重	(6) SARS 轻
<i>HubeiOut</i>	1.604 ** (0.623)	5.536 *** (0.778)	2.775 * (1.577)	15.628 *** (3.131)	3.520 (2.213)	15.677 *** (3.612)
<i>INT×HubeiOut</i>			-0.202 (0.227)	-5.049 *** (1.330)		
<i>INT</i>			-0.008 (0.013)	0.556 *** (0.107)		
<i>TV×HubeiOut</i>					-0.147 (0.162)	-1.189 *** (0.415)
<i>TV</i>					-0.016 (0.025)	0.161 * (0.084)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	495	482	495	482	495	482
调整后 R 方	0.959	0.911	0.960	0.917	0.960	0.913
日期固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

六、结论

2019 年 12 月以来，新型冠状病毒肺炎疫情（COVID-19）爆发，随后迅速蔓延全国。受到疫情影响，全国 31 个省（自治区、直辖市）先后宣布启动重大突发公共卫生事件一级应急响应。大多数企业全

面停工停产，处于产业链末端的小微企业可能面临资金链断裂甚至破产的风险，为经济带来阶段性的冲击。面对复杂而严峻的疫情情况，探索疫情的传播规律及其影响因素对于科学防控疫情、遏制疫情蔓延具有重要的理论和现实意义。

传染病的流行过程及其影响因素一直是学者们关

① 分组结果显示，SARS 经历更深的省份包含北京、广东、山西、内蒙古、河北、天津、吉林、广西、四川、河南、陕西、安徽、上海、甘肃、江苏。

注的焦点。传染病的流行需要同时具备传染源、传播途径和易感人群三个环节,控制传染源和切断传播途径是控制疫情传播的有效途径。在控制传染源方面,大规模人口流动是导致疫情迅速扩散的重要因素。在切断传播途径方面,提升居民的传染病防治素养至关重要。虽然现有关于传染病的研究已经较为丰富,但仍然缺少直接针对本次新冠肺炎疫情的实证证据,信息传播效率和 SARS 疫情经历两个直接影响居民防治素养的因素也没有文献提及,导致现有研究深度不够,对本次疫情防治的借鉴意义有限。

鉴于此,利用 2020 年 1 月 16 日至 2 月 17 日百度迁徙的人口流动数据和各省卫健委公布的疫情数据,本文实证检验了人口流动对疫情传播的影响,并研究了信息传播效率在疫情防控当中的作用。研究发现,人口流动显著提高了当地的疫情传播速度。平均而言,人口流动每提高一个标准差,当地的新冠肺炎确诊人数会增加 12.8% 个标准差。而且,当一个省份的互联网普及度和有线电视普及度更高时,人口流动对该省份确诊人数的影响显著更低,肯定了信息传播效率的作用。进一步研究表明,信息传播效率对疫情防控的影响具有较强的持续性。同时,在 SARS 经历较轻的省份,人口流动对该省份确诊人数的影响显著更大,信息传播效率对疫情防控的效果也明显更强,肯定了烙印理论的影响。一系列的稳健性检验和

内生性处理均不改变本文的结论。

本文的贡献主要有以下三个方面。首先,本文针对本次新冠肺炎疫情,发现了人口流动影响疫情传播的实证证据。其次,本文从信息传播效率的角度出发,发现信息传播效率对疫情防控的积极作用,为本次疫情防控提供了重要参考。最后,本文从烙印理论的角度出发,发现 SARS 经历会显著影响居民的防治素养,且能放大信息传播效率对疫情防控的作用。本文将信息传播效率和烙印理论的概念引入疫情防控领域,弥补了现有研究的不足。

本文的主要政策建议如下:第一,流动人口社会治理至关重要。政府应当高度重视流动人口导致的疫情传播风险,做好流动人口管理工作和疫情预警工作。目前全国大部分地区连续数日新增确诊病例零报告,疫情防控初见成效,疫情防控的重点已变为预防境外病例输入。应当利用大数据等技术加强对境外人口流入的防控,做好防范境外疫情输入工作。第二,政府应当及时、准确地公开疫情相关信息。疫情信息的缓报、瞒报、漏报都可能延误疫情的最佳防控时机,不利于疫情防控。第三,应当重视信息传播效率的作用。在遵纪守法、不信谣不传谣的基础上,提高疫情相关信息的普及度。政府也应当重视官方媒体平台的建设,及时进行权威的信息披露,降低政府和居民之间的信息不对称问题。

参考文献

- [1] 涂晓艳. 传染病与安全研究的现状与思考 [J]. 国际政治研究, 2013 (4): 131-142.
- [2] 曹志冬, 曾大军, 郑晓龙, 王全意, 王飞跃, 王劲峰, 王小莉. 北京市 SARS 流行的特征与时空传播规律 [J]. 中国科学: 地球科学, 2010 (6): 776-788.
- [3] 杜志成, 张王剑, 郝元涛. 中国主要呼吸道传染病分布模式及其社会经济影响因素 [J]. 中华疾病控制杂志, 2016 (1): 5-8.
- [4] 张松杰, 马倩倩, 黄莹, 李骏. 西安市小学传染病流行/暴发现况及相关影响因素调查研究 [J]. 中华疾病控制杂志, 2018 (3): 262-265.
- [5] 牛建林. 人口流动对中国城乡居民健康差异的影响 [J]. 中国社会科学, 2013 (2): 46-63.
- [6] 吴晓旭, 田怀玉, 周森, 陈丽凡, 徐冰. 全球变化对人类传染病发生与传播的影响 [J]. 中国科学: 地球科学, 2013 (11): 1743-1759.
- [7] 孙伟增, 张晓楠, 郑思齐. 空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究 [J]. 经济研究, 2019 (11): 102-117.
- [8] 黄相刚, 李长宁, 李英华, 李莉, 聂雪琼. 中国居民传染病防治素养水平及其影响因素分析 [J]. 中国健康教育, 2015 (2): 112-115.
- [9] 吴双胜, 杨鹏, 李海月, 马春娜, 张奕, 王全意. 北京市居民传染病健康素养水平及其影响因素分析 [J]. 北京大学学报 (医学版), 2012 (4): 607-611.
- [10] 申洋, 赵芳红, 常春, 蒋莹. 北京市 2886 名服务业从业人员传染病预防素养水平及其影响因素分析 [J]. 中国健康教育, 2016 (1): 32-35.

- [11] 吴艳梅, 南海涛, 铁云丽, 郭健. 陕西省居民传染病防治素养现状及影响因素分析 [J]. 传染病信息, 2019 (5): 407-410.
- [12] 夏国美, 杨秀石. 社会性别、人口流动与艾滋病风险 [J]. 中国社会科学, 2006 (6): 88-99.
- [13] 张海峰, 张文耀, 孙桂全, 周涛, 汪秉宏. 信息的滞后性诱导传染病的周期爆发 [J]. 中国科学: 物理学 力学 天文学, 2012 (6): 631-638.
- [14] Marquis C, Tilcsik A. Imprinting: Toward a Multilevel Theory [J]. Academy of Management Annals, 2013, 7 (1): 195-245.
- [15] Simsek Z, Fox B C, Heavey C. "What's Past is Prologue" A Framework, Review, and Future Directions for Organizational Research on Imprinting [J]. Journal of Management, 2015, 41 (1): 288-317.
- [16] 戴维奇, 刘洋, 廖明情. 烙印效应: 民营企业谁在“不务正业”? [J]. 管理世界, 2016 (5): 99-115.
- [17] 潘越, 宁博, 纪翔阁, 戴亦一. 民营资本的宗族烙印: 来自融资约束视角的证据 [J]. 经济研究, 2019 (7): 94-110.
- [18] 王重阳, 温竞华. 中国疾控中心在武汉华南海鲜市场检出大量新型冠状病毒 [N/OL]. (2020-01-26) [2020-02-15]. www.xinhuanet.com.

(责任编辑: 袁 淳 张安平)

(上接第 108 页)

- [23] Kale J R, Reis E, Venkateswaran A. Pay Inequalities and Managerial Turnover [J]. Journal of Empirical Finance, 2014, 27 (6): 21-39.
- [24] 张兴亮, 夏成才. 非 CEO 高管患寡还是患不均 [J]. 中国工业经济, 2016 (9): 144-160.
- [25] 卫旭华, 刘咏梅, 车小玲. 中国上市企业高管离职影响因素的跨层研究 [J]. 管理科学, 2013 (6): 71-82.
- [26] Deci E L, Ryan R M. Self-determination Theory: A Macrotheory of Human Motivation, Development, and Health [J]. Canadian Psychology/Psychologie Canadienne, 2008, 49 (3): 182-185.
- [27] 李维安, 邱艾超, 牛建波, 徐业坤. 公司治理研究的新进展: 国际趋势与中国模式 [J]. 南开管理评论, 2010 (6): 13-24, 49.
- [28] 郑志刚, 李东旭, 许荣, 林仁韬, 赵锡军. 国企高管的政治晋升与形象工程——基于 N 省 A 公司的案例研究 [J]. 管理世界, 2012 (10): 146-156.
- [29] 杨瑞龙, 王元, 聂辉华. “准官员”的晋升机制: 来自中国央企的证据 [J]. 管理世界, 2013 (3): 23-33.
- [30] 王曾, 符国群, 黄丹阳, 汪剑锋. 国有企业 CEO “政治晋升”与“在职消费”关系研究 [J]. 管理世界, 2014 (5): 157-171.
- [31] 周铭山, 张倩倩. “面子工程”还是“真才实干”? ——基于政治晋升激励下的国有企业创新研究 [J]. 管理世界, 2016 (12): 116-132.
- [32] 许年行, 罗炜. 高管政治升迁和公司过度投资行为 [R]. 北京: 中国人民大学商学院工作论文, 2011.
- [33] 卢馨, 何雨晴, 吴婷. 国企高管政治晋升激励是长久之计吗? [J]. 经济管理, 2016 (7): 94-106.
- [34] 陈仕华, 卢昌崇, 姜广省, 王雅茹. 国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究 [J]. 管理世界, 2015 (9): 125-136.
- [35] 步丹璐, 张晨宇, 林腾. 晋升预期降低了国有企业薪酬差距吗? [J]. 会计研究, 2017 (1): 82-88, 96.
- [36] Allison P D. Measures of Inequality [J]. American Sociological Review, 1978, 43 (6): 865-880.
- [37] Fredrickson J W, Davis-Blake A, Sanders W M G. Sharing the Wealth: Social Comparisons and Pay Dispersion in the CEO's Top Team [J]. Strategic Management Journal, 2010, 31: 1031-1053.
- [38] 黎文靖, 岑永嗣, 胡玉明. 外部薪酬差距激励了高管吗——基于中国上市公司经理人市场与产权性质的经验研究 [J]. 南开管理评论, 2014 (4): 24-35.
- [39] 王浩, 向显湖, 尹飘扬. 高管权力、外部薪酬差距与公司业绩预告行为——基于中国证券市场的经验证据 [J]. 华中科技大学学报, 2015 (6): 92-104.
- [40] 邓玉林, 杜伦伦, 杨晓丽. 高管团队薪酬差距对高管离职的影响——高管团队薪酬水平的调节作用 [J]. 世界科技研究与发展, 2016 (3): 656-662.
- [41] 曹伟, 杨德, 赵璨. 政治晋升预期与高管腐败——来自国有上市公司的经验证据 [J]. 经济学动态, 2016 (2): 59-77.
- [42] 梅春, 赵晓菊. 薪酬差异、高管主动离职率与公司绩效 [J]. 外国经济与管理, 2016 (4): 19-35.
- [43] 连玉君, 廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异? [J]. 郑州航空工业管理学院学报, 2017 (6): 97-109.
- [44] Aiken L S, West S G. Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions [M]. London, Sage, 1991.
- [45] Dawson J F. Moderation in Management Research: What, Why, When and How [J]. Journal of Business and Psychology, 2014, 29: 1-19.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)