

财政纵向失衡与城乡居民收入差距：理论与实证

Vertical Fiscal Imbalance and Income Gap between Urban and Rural Residents: Theory and Evidence

刘树鑫 史传林 方有为

LIU Shu-xin SHI Chuan-lin FANG You-wei

[摘要] 笔者立足中国财政体制特征，将财政纵向失衡与城乡居民收入差距纳入同一理论分析框架，通过理论分析诠释了财政纵向失衡对城乡居民收入差距的作用机理。经实证研究发现：现阶段中国式财政纵向失衡总体上具有恶化城乡居民收入差距的影响效应；该效应存在区域异质性，具体表现为在经济基础较好、税源相对丰富的东部地区，城乡居民收入差距易受到财政纵向失衡的影响，而在经济基础欠缺、税源相对匮乏的中、西部地区，城乡居民收入差距却难受到财政纵向失衡的影响；此外，随着地区城镇化建设持续推进到一定程度，财政纵向失衡对城乡居民收入差距的恶化效应还将显著变小。为合理缩小城乡居民收入差距，中国应继续深化现代财政体制改革，完善民生政绩考核体系，加快新型城镇化进程。

[关键词] 财政纵向失衡 城乡居民收入差距 中央转移支付 城镇化

[中图分类号] F810.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 04-0003-12

Abstract: Based on the characteristics of China's fiscal system, this paper puts the vertical fiscal imbalance and the income gap between urban and rural residents into the same theoretical analysis framework, and interprets the mechanism of the effect of the vertical fiscal imbalance on the income gap between urban and rural residents through theoretical analysis. The empirical research shows that: at present, the vertical fiscal imbalance of Chinese style has the effect of worsening the income gap between urban and rural residents. There is regional heterogeneity in this effect, which is reflected in the fact that in the eastern region with a better economic foundation and relatively rich tax sources, urban-rural income gap is easily affected by the vertical fiscal imbalance. while in the central and western regions with a lack of economic foundation and relatively poor tax sources, urban-rural income gap is difficult to be affected by the vertical fiscal imbalance. In addition, as urbanization continues to advance to a certain extent, the worsening effect of fiscal vertical imbalance on the income gap between urban and rural residents will significantly decrease. To properly narrow the income gap between urban and rural residents, China should continue to deepen the reform of modern fiscal system, improve the local government's performance evaluation system for people's livelihood, and speed up the process of new urbanization.

Key words: Vertical fiscal imbalance Income gap between urban and rural residents Central transfer payment Urbanization

[收稿日期] 2021-09-27

[作者简介] 刘树鑫，男，1988年5月生，华南农业大学公共管理学院讲师，研究方向为财税理论与政策研究；史传林，男，1965年11月生，华南农业大学公共管理学院、乡村振兴研究院教授，研究方向为农村治理、财政绩效管理；方有为，男，1999年9月生，暨南大学经济学院硕士研究生，研究方向为财税理论与政策研究。本文通讯作者为史传林，联系方式为 shitgly@126.com。

[基金项目] 广东省哲学社会科学规划青年项目“财政体制失衡对城乡基本公共服务均等化的影响研究”（项目编号：GD21YYJ04）。感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

作为助推小康社会顺利建成的决定性成就之一，中国“脱贫攻坚战役”的胜利，不仅是中华民族通过艰苦奋斗战胜绝对贫困的重要里程碑，也是全球人类减贫事业的一个实质性发展。在中央大力实施“精准扶贫”“乡村振兴”“城乡融合发展”等惠农性政策的协同效力，以及地方各级政府和辖区居民的共同努力之下，现行标准下农村贫困人口全部脱贫，贫困县村全部摘帽出列，区域性整体贫困问题得到切实解决，城乡居民收入差距也因此保持着继续缩小的趋势。尽管如此，当前我国城乡居民的收入差距依然不容乐观，成为城乡区域发展和居民收入分配的主要突出矛盾。国家统计局的公开数据资料显示，衡量中国城乡居民收入差距的基尼系数自2008年开始达到0.49后，虽然整体上呈现逐年下降的态势，但截至2020年还是始终处在国际警戒线0.4之上。毫无疑问，城乡居民收入差距过大折射出来的社会不平等现象，既反映出中国经济社会发展不平衡不充分的客观现实，又绝非是高质量发展道路的应有之义。为此，国家“十四五”规划纲要不但把“居民收入增长和经济增长基本同步，分配结构明显改善”当作提升民生福祉水平的主要基础，而且将“城乡区域发展差距和居民生活水平差距显著缩小”纳入2035年基本实现社会主义现代化的远景目标。

理论上，居民收入分配经过国家财税机制的合理调节，可以防范社会贫富过度悬殊引起的动荡危机。财政体制框架则是一国财税机制具体设计的重要基础，理应也能有效调节当地居民收入差距。当财政体制以有限分权为框架特征，纵向层级政府实际肩负着不对称财政收支权责，则会出现财政纵向失衡现象（Eyraud和Lusinyan，2013^[1]）。正是由于财政纵向失衡直接源自财政分权体制，所以现有关于财政纵向失衡与城乡居民收入差距之间的主题探讨，可追溯至财政分权对居民收入分配的作用分析。第一代分权理论指出，被赋予财政权利的地方政府在配置地区公共资源方面要比中央更为有效，却缺乏调节辖区居民收入再分配的深度能力（Oates，1972^[2]）。就财政分权改革进程来看，中央对地方政府下放财政收支权利的政策举措也并非出于解决地区不平等问题的改革目的（Panizza，1999^[3]；Bodman和Hodge，

2010^[4]）。但根据Qian和Weingast（1997）^[5]等为代表提出的第二代财政分权理论，分权财政体制下地方政府会围绕中央下达的硬性考核指标，通过攀比任务完成结果来谋求横向竞争靠前名次。换句话说，倘若中央将解决地区收入不平等问题作为财政分权的附属激励，地方政府凭借信息优势制定包括收入分配在内的政策效力就有可能优于中央的“一刀切”政策（Gil等，2004^[6]；Rodriguez和Ezcurra，2010^[7]；Shkarlet等，2019^[8]）。Sanogo（2019）^[9]甚至直接认为，扩大地方政府在财政收入方面的自主权有利于减少地区贫困。

与此同时，有关中国财政体制分权特征影响城乡居民收入差距的研究同样没有定论。一些文献分析结果表明，中国财政分权某种程度上可以缩小城乡居民收入差距（关海玲等，2019^[10]；胡佳和杨运忠，2019^[11]；Chen等，2020^[12]）。陶然和刘明兴（2007）^[13]明确指出地方政府财政开支需求主要依靠当地税收收入满足时，通常更能平抑城乡收入差距。这实际上是强调财政收入分权对城乡居民收入差距具有正向的影响作用。也有研究主要从财政支出分权的角度出发，得出民生性财政支出权力越大的地方政府往往越能缩小城乡收入差距的结论（陈工和何鹏飞，2016^[14]）。储德银等（2017）^[15]则通过预算内外双重维度探讨了中国财政收支分权对城乡居民收入不平等的作用，并认为预算内外的收支分权对城乡居民收入不平等的影响效应应具有明显的差异性。

不难看出，上述理论研究观点均为进一步识别财政纵向失衡对城乡居民收入差距的影响作用提供了必要的理论基础，但相关结论仍存在不小的学术争议，难以深入回应诸如城乡居民收入差距是否受财政纵向失衡的影响、具体影响到底如何等问题。更重要的是，鲜有研究注意到财政纵向失衡可以较为准确地反映财政收支分权的非对称性问题，比单纯的财政分权指标更能刻画中国式财政体制分权特征，从而可以厘清中国财政体制优化与合理缩小城乡居民收入差距的确切逻辑关系。基于此，本文结合中国制度背景，从理论分析和实证检验两方面入手，尝试系统探讨财政纵向失衡对城乡居民收入差距作用机制和影响效应。

本文主要通过如下改进，探讨财政纵向失衡对城乡居民收入差距的影响作用，力求输出可能的边际学术贡献：一是研究视角上，将财政纵向失衡与城乡居

民收入差距纳入同一个理论分析框架,系统诠释了财政纵向失衡对城乡居民收入差距的作用机理。二是研究策略上,通过采用多元计量分析方法,不但实证检验了财政纵向失衡对城乡居民收入差距的线性影响效应,而且考察了财政纵向失衡对城乡居民收入差距的非线性影响效应。三是研究结论上,分析得到中国当前的财政纵向失衡整体上会对城乡居民收入差距起到恶化效应,但该效应会受到区域异质性和城镇化水平的干扰,从而为之后相关主题的理论研究提供新的方向。

二、理论分析与研究假设

1994年正式实施以“上移财权”和“下沉事权”并行的分税制改革以来,央地政府的财、事权划分一直存有不匹配和不协调的事实。与中央拥有强势的财政能力不同,地方政府只能凭借少量财权来履行绝大部分事权,呈现出“财力小马”拉“支出大车”的地方财政自主运行疲态,并成为中国式财政纵向失衡的典型特征。虽然地方政府进行财政自主过程的“最终落脚点”是制定支出决策并向社会公众输出公共产品或服务,但地方政府在“理性”出台财政支出方案的“起初参考系”则不只是自身的财力状况,还包括中央对地方政府的业绩考核要求,以及各个支出项目预计产生的财政收益回报(刘树鑫,2021^[16])。受政治激励和财政激励的双重作用,地方政府及其执政者会努力将财政资金投向经济回报率高、政绩显示性强的支出项目,以最大化呈现地方治理绩效和维持地方财政能力的决策目标。而财政纵向失衡程度的加深属于一种源自财政有限分权体制的外生负向冲击,不但会对地方政府的预算平衡产生趋紧约束(Molina和Martínez,2018^[17];Koley和Mandal,2019^[18]),而且会给地方财政可持续性造成消极影响(杜彤伟等,2019^[19]),从而左右地方政府在使用财政资金过程中的支出安排。

对于城乡居民收入差距这一治理问题,当中央没有明确对应的量化考核指标,以及要求地方代表官员签署相关责任状时,地方政府诉诸财政来缩小城乡居民收入差距的直接决策成效往往很难形成突出的显示性政绩。同时,虽然地方公共产品供给问题和居民收入差距扩大都因“市场失灵”而需要拥有信息优势的地方政府及时介入并采取财税举措给予治理,但由于分税制下地方政府缺乏“实质税权”,所以各地城

乡区域公共产品供给、城乡居民收入差距的解决途径主要依赖于地方财政支出决策。由此可知,地方政府纵然无法利用税收累进效应来调节城乡居民收入差距,却可以通过调整财政支出决策优化城乡公共产品供给,以带动城乡区域共同发展来合理缩小城乡居民收入差距。然而,中国长时期以来的工业化建设极大推动了城市化进程,加速资本、劳动力等要素往中心城市集聚,客观上为地方政府带来了较为充实的税基。相比之下,在诸如市场结构、产业结构、行业结构等方面,农村则始终处于明显劣势。地方政府为谋求更多税收分成利益,其财政支出决策自然难免附有明显的城市偏向。这也容易造成缩小城乡居民收入差距的支出项目在地方政府各项支出的优先次序方面通常相对靠后。

那么,中国式财政纵向失衡影响城乡居民收入差距的作用机制具体如何?首先,财政纵向失衡造成的地方财政自给压力会直接降低地方政府统筹城乡协调发展的能力,进而不利于缩小城乡居民的收入差距。日渐加剧的财政纵向失衡对地方政府的财政自给能力会产生削弱作用,致使地方政府凭借相对有限的财力只能疲于应对城乡居民各种刚性公共需求,却少有余力来减小城乡公共产品供给配置的二元差异,甚至还可能致使农村出现“集资摊派”等违规收费乱象,加重农民负担,无法进一步实现城乡公平的政策目标。其次,财政纵向失衡还会强化地方政府支出政策的城市偏向,扩大城乡居民收入差距。中央对地方政府的考核重心无论是单纯强调GDP水平,还是兼顾经济增长和民生质量,财政纵向失衡仍会一定程度地抑制地方政府提供福利性公共产品的意愿,抬高地方政府增加生产性公共产品的热情(储德银和邵娇,2018^[20];李永友和王超,2020^[21]),而关键在于,地方政府在城市增加若干单位生产性公共产品所能迅速产生的短期经济效益、税收收益以及其他显示性绩效,通常会明显优于把等量生产性公共产品提供给农村,因而财政纵向失衡在扭曲地方政府支出行为时会加重城乡公共产品供给配置的二元差异。即财政纵向失衡助长地方政府的城市支出偏向,会加剧城乡居民收入差距。因此,本文提出假设1:

H1: 财政纵向失衡程度的加深,会恶化城乡居民之间的收入差距。

长期以来,中国各个区域的经济基础明显存在差距,东部地区要好于中部和西部地区。鉴于规模经济

产量是先天禀赋与后天投入互补形成的产出结果，不同区域的地方政府即使是增加同样数量的生产性支出，却未必可以产生相同规模的经济增长。当辖区经济基础明显落后，地方政府仍与其他地方政府采取相同的支出策略，集中财政资源向城市建设领域倾斜，在最终的经济增长排名中显然很难获得靠前位次。地方政府对有限财力的重点安排更可能转向政绩显示性较强或其他行政开支项目，从而减弱财政纵向失衡对地方政府城市支出偏向的影响。同时，采用“因素法”作为分配依据的一般性转移支付不仅有利于经济基础较差的地方政府获得更大的支付比例，而且可以对当地政府面临的财政纵向失衡起到部分校正作用（储德银和迟淑娴，2018^[22]）。因此，本文提出假设2：

H2：财政纵向失衡对城乡居民收入差距的恶化效应会存在区域异质性。

地方政府不管是把统筹城乡协调发展的能力转化为治理成效，抑或是将财政政策的城市偏向付诸行动，无疑都离不开地方财政的具体安排。可以说，财政纵向失衡对城乡居民收入差距的传导路径主要通过地方政府财政行为的政策效应给予实现。只有当“财政纵向失衡→地方政府财政行为→城乡居民收入差距”的机制链条成立，财政纵向失衡对城乡居民收入差距的影响效应才可能显著存在。中国于2006年废除农业税后，实际上并不存在能够直接调节城乡居民收入差距的税收政策。财政纵向失衡对城乡居民收入差距的作用机制能否顺利运转的关键则落到，由财政纵向失衡引致的地方政府支出行为，所左右城乡公共产品供给配置的二元差异会如何影响城乡居民收入差距。而城镇化进程会推动农村居民向城市流动，加速农村劳动力向第二、三产业转移，使越来越多农村居民和农村劳动力实际上也能逐渐享用到部分城市公共产品和服务，并获得更高工资水平的就业机会。当城镇化水平达到一定程度时，农村劳动力的“入城谋生”还会显著直接挤占城市劳动力的公共资源和就业机会，进而对城乡居民收入差距产生影响。这意味着，当城镇化进程达到一定水平，财政纵向失衡对城乡居民收入差距的影响效应可能呈现结构突变的特征。因此，本文提

出假设3：

H3：由于城镇化进程的持续推进，财政纵向失衡对城乡居民收入差距还具有非线性的影响效应。

三、计量模型设定、变量描述与数据来源

（一）计量模型设定

为验证财政纵向失衡对城乡居民收入差距的实际影响作用，本文构建如下线性计量模型进行回归分析：

$$Income_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 Vf_{it} + \beta_n X_{it} + u_i + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 表示中国各省份， t 表示年份， $Income_{it}^*$ 表示 i 省份在 t 年的城乡居民收入差距情况， Vf_{it} 表示 i 省份政府在 t 年的财政纵向失衡程度， X_{it} 表示一组相关的控制变量， u_i 表示个体的固定效应， ϑ_t 表示时间效应， ε_{it} 为随机扰动项， β_0 为常数项， β_0 、 β_1 和 β_n 为待估计参数或参数向量。

（二）变量描述

1. 被解释变量：城乡居民收入差距（ $Income_{it}^*$ ）。

纵观已有研究，衡量城乡居民收入差距的指标主要有城乡居民收入比、基尼系数以及泰尔指数，但通常很少对这三种指标进行必要的比较，造成变量选取似有主观随意之嫌。据此，这里设城镇为 j ，农村为 k ，设 I_j 为城镇居民人均可支配收入， I_k 为农村居民人均可支配收入， P_j 为城镇人口规模， P_k 为农村人口规模，参考Kakwani（1980）^[23]、Kakwani和Son（2005）^[24]、田卫民（2012）^[25]的思路计算出反映城乡居民收入差距的基尼系数，参考Theil（1967）^[26]的做法计算出相应的泰尔指数，以及计算出城乡居民收入比。其次，再把样本期内各地城乡居民收入差距的基尼系数、泰尔指数^①、居民收入比分别取算术平均值，以考察样本观察对象的大致截面特征。从图1可以看出，虽然各地城乡居民收入比均值>基尼系数均值>泰尔指数均值，但不管采用何种指标均值，各地之间形成的相对高低态势基本一致。考虑到基尼系数是国际衡量收入不平等的通用做法，能直观反映地区的城乡居民收入差距状况，本文选择将城乡居民收入差距基尼系数作为基准回归模型的被解释变量。

① 由于篇幅有限，这里省去基尼系数和泰尔指数等计算过程，感兴趣的读者可参考Kakwani（1980）^[23]、Kakwani和Son（2005）^[24]、田卫民（2012）^[25]、Theil（1967）^[26]相关文献。

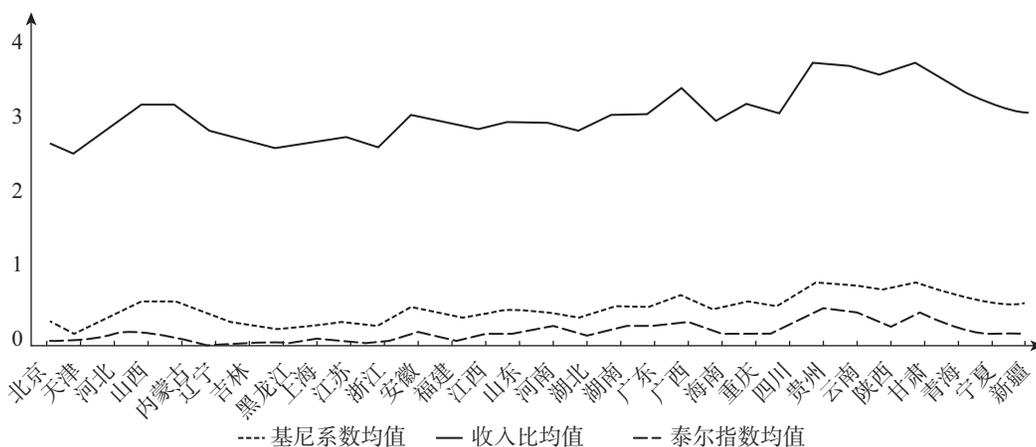


图1 中国各地城乡居民收入差距的不同指标均值对比

2. 核心解释变量：财政纵向失衡 (Vfi1)。

本文参考 Eyraud 和 Lusinyan (2013)^[1] 的处理方法，设政府组织得到的财政收入为 R ，财政支出为 E ，人口数量规模为 P ，同时记 k 为全国， c 为中央， l 为地方，通过式 (2) 至 (4) 分别计算出财政收入分权 (FR)、财政支出分权 (FE) 以及地方政府的财政赤字率 B ，再依据式 (5) 计算出中国各省份的财政纵向失衡指标 ($Vfi1$)。

$$FE = (E_l / P_l) / (E_c / P_k + E_l / P_l) \quad (2)$$

$$FR = (R_l / P_l) / (R_c / P_k + R_l / P_l) \quad (3)$$

$$B = (E_l - R_l) / E_l \quad (4)$$

$$Vfi1 = 1 - (FR / FE) \times (1 - B) \quad (5)$$

同时，这里还借鉴储德银和邵娇 (2018)^[20]、刘树鑫和杨森平 (2021)^[27] 的思路，采用式 (6) 的计算结果表征另一种口径的财政纵向失衡程度 ($Vfi2$)，以便计量模型的稳健性检验。财政纵向失衡变量中的政府财政收支数据均采用《中国财政年鉴》中一般公共预算财政收支决算数。

$$Vfi2 = 1 - (R / E) \quad (6)$$

3. 控制变量。

(1) 转移支付 (Fis_tr)，直接采用中央对地方政府实施财政转移支付的补助规模除以该地区总人口数量，并对其作对数处理 (以 2007 年作为基期)。(2) 政府支出冲动 (Ex_pl)，采用各个地方政府的财政预算支出偏离度进行表征。其中，财政预算支出偏

离度为地方政府财政决算支出与财政预算支出之差除以财政预算支出的结果。(3) 金融发展规模 ($Fina$)，借鉴孙永强和巫和懋 (2012)^[28] 的做法，采用各地金融机构的存贷款余额除以地区生产总值的结果进行表征。(4) 城镇化 (Cit)，采用各地非农人口数量规模与当地总人口数量规模之比进行表征。(5) 城乡产业生产率差距 (Str_eco)，借鉴钞小静和沈坤荣 (2014)^[29] 的做法，采用第一产业比较劳动生产率与第二、三产业比较劳动生产率的比值进行表征。(6) 税收结构 (Str_tax)，采用各地政府的个人所得税、企业所得税和房产税三种主要直接税收入之和占地方税收总收入的比重进行表征。

(三) 数据说明

本文所选变量的数据来源于《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国税务年鉴》、各省历年统计年鉴、国家统计局数据库、国研网数据库以及前瞻网数据库。在样本观测上，鉴于数据的可得性和质量情况，除了剔除掉香港、澳门和台湾之外，还除去数据质量较差的西藏，并把中国其他 30 个省份作为观测对象。在数据样本期上，一是囿于各变量数据的可得性和可比性，把样本观测起始时间定为 2007 年；二是顾及 2017 年后中美贸易摩擦、新冠肺炎疫情暴发等意外因素导致个别变量的原始数据缺失或出现大小异常的情况，遂从排除异常值失真干扰的目的出发，将样本观测终止时间定为 2017 年。主要变量的描述性统计见表 1。

表1 描述性统计结果

变量	观测量	平均值	标准差	最小值	最大值
$Income_gi$	330	0.467 8	0.068 2	0.297 0	0.636 2
$Income_th$	330	0.062 0	0.066 4	0.000 1	0.800 4

续前表

变量	观测量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Income_srb</i>	330	2.824 8	0.527 0	1.845 1	4.498 0
<i>Vfi1</i>	330	0.713 9	0.184 4	0.187 5	0.942 2
<i>Vfi2</i>	330	0.481 9	0.199 5	0.049 1	0.851 7
<i>Fis_tr</i>	330	9.283 5	0.129 1	9.205 5	11.560 3
<i>Ex_pl</i>	330	0.091 8	0.054 1	0.010 7	0.281 3
<i>Fina</i>	330	2.883 4	1.122 9	1.288 2	8.131 0
<i>Cit</i>	330	0.540 4	0.134 7	0.282 4	0.896 1
<i>Str_eco</i>	330	0.194 8	0.071 8	0.063 9	0.437 5
<i>Str_tax</i>	330	0.229 5	0.146 5	0.143 2	2.675 0

四、实证分析

(一) 基准回归策略与结果分析

依据豪斯曼检验 ($p=0.0010$)、似然比检验 ($p=0.0000$) 和 F 检验 ($p=0.0000$) 的检验结果, 本文选择面板数据固定效应模型进行估计。基准回归策略是在控制时间效应和地区效应的基础上, 先将核心解释变量财政纵向失衡 ($Vfi1$) 单独对城乡居民收入差距 ($Income_gi$) 进行回归, 再逐步引入必要的控制变量, 进一步考察财政纵向失衡 ($Vfi1$) 系数的变化情况。回归结果见表 2。具体来看, 模型 (1) 财政纵向失衡 ($Vfi1$) 系数为 0.2653, 显著为正, 表明财政纵向失衡程度的变动会正向引起城乡居民收入差距的变化。模型 (2) 至模型 (7) 的结果也均显示, 财政纵向失衡 ($Vfi1$) 系数在基准模型引入各个控制变量的过程中始终保持为正, 说明现阶段下中国财政纵向失衡程度的加深, 确实会导致城乡居民收入差距的进一步扩大。事实上, 中国地方政府的财政纵向失衡程度已长时间处在较高水平, 地方财政自给矛盾日益突显 (刘树鑫和杨森平, 2021^[27]), 制约着地方政府统筹城乡协调发展、合理缩小城乡居民收入差距的能力。而中央为提高财政运行效率所开展的, 诸如全面取消预算外收入、强制各级财政实行全口径预算、严控地方债务规模以及加大财政责任审计力度等一系列整顿财政纪律举措, 也对地方政府的财政汲取能力造成负面冲击。诚然, 分税制下地方政府凭借不完全税权汲取有限财力来承担“易上难返”的刚性支出责任已是压力日显, 财政纵向失衡程度的不断恶化显然会加重这一地方财政疲态, 降低地方政府主动

缩小城乡居民收入差距的意愿。其次, 财政纵向失衡引致的地方财政自给压力, 会强化地方财政支出结构的城乡偏向, 扩大城乡居民收入差距。地方政府为缓解财政自给压力而主动采取财税政策的落脚点必然回归到“收”与“支”两个层面。当前者的操作空间受到压缩时, 后者则顺理成章作为地方政府的施政重心。一旦地方政府选择以“支”促“收”的财政支出策略, 税源更加丰富的城市要比农村容易得到地方财政支持。如此一来, 与农村居民相比, 城镇居民能享受到更高水平的公共福利, 以及近距离接触到方便积累财富的市场环境, 进而扩大城乡居民收入差距。最后, 财政纵向失衡难以通过现行转移支付机制得到合理校正, 也会巩固财政纵向失衡对城乡居民收入差距的拉大作用。虽然一般性转移支付、税收返还理论上能一定程度缓和财政纵向失衡矛盾, 但专项转移支付却对财政纵向失衡产生强化效应, 最终导致财政转移支付在总量层面反而助推了财政纵向失衡 (储德银和迟淑娴, 2018^[22])。另外, 即使税收返还能够发挥平抑财政纵向失衡的作用, 却同样会助长地方政府的城市支出偏向。毕竟, 以增值税税收返还、消费税税收返还、所得税基数返还为主要形式的税收返还实际总额依赖于地区这些税收收入的规模增长, 而相关税种税源又主要集中在城市与第二、三产业。当地方政府实施以“支”促“收”的财政支出策略来追求更多税收返还时, 财政资金投入会明显向城市倾斜, 并冷落农村的公共建设需求。这会使城乡公共产品供给配置的二元差异愈演愈烈, 扩大城乡居民的收入差距。可见, 财政纵向失衡程度越深, 城乡居民收入差距将越大。即本文假设 1 得到证明。

表 2 财政纵向失衡对城乡居民收入差距的基准回归检验结果

	<i>Income_gi</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Vfi1</i>	0.265 3** (0.090 6)	0.265 1*** (0.090 7)	0.258 9*** (0.080 0)	0.217 8** (0.083 9)	0.159 2** (0.059 5)	0.165 2*** (0.059 6)	0.165 8*** (0.059 5)
<i>Fis_tr</i>		-0.003 6** (0.001 4)	-0.004 0*** (0.001 3)	-0.003 8*** (0.001 5)	-0.004 0*** (0.001 4)	-0.003 9*** (0.001 4)	-0.003 7** (0.001 5)
<i>Ex_pl</i>			0.190 3*** (0.067 5)	0.176 4*** (0.062 1)	0.157 7*** (0.051 6)	0.155 8*** (0.049 3)	0.157 0*** (0.049 6)
<i>Fina</i>				0.018 4** (0.007 0)	0.014 8* (0.008 1)	0.014 9* (0.008 1)	0.014 9* (0.008 1)
<i>Cit</i>					-0.293 9* (0.155 5)	-0.300 7* (0.152 7)	-0.298 5* (0.152 9)
<i>Str_eco</i>						-0.057 2 (0.061 8)	-0.057 3 (0.062 0)
<i>Str_tax</i>							0.003 1 (0.002 2)
常数项	0.313 2*** (0.066 9)	0.313 2*** (0.066 9)	0.329 1*** (0.058 5)	0.316 1*** (0.052 5)	0.512 3*** (0.092 3)	0.520 6*** (0.091 6)	0.517 1*** (0.092 2)
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>P</i> 值	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
<i>R</i> ²	0.777 8	0.778 0	0.797 1	0.809 0	0.824 0	0.826 1	0.826 2
样本量	330	330	330	330	330	330	330

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的统计显著性水平。各列模型回归系数括号中的标准误为稳健标准误，*R*²报告结果指的是组内*R*²。下同。

其次，由模型（7）还可以得到各个控制变量的估计结果，具体如下：

转移支付（*Fis_tr*）系数为-0.003 7，显著为负，表明转移支付与城乡居民收入差距具有负相关关系。即地方政府得到的转移支付越多，则当地城乡居民收入差距越小。一方面，一般性转移支付和税收返还可以缓解财政纵向失衡造成的地方财政压力，直接增强地方政府统筹城乡协调发展的能力，对缩小城乡居民收入差距更能产生积极的调节作用。另一方面，即便储德银和迟淑娴（2018）^[22]认为专项转移支付会加深地方政府面临的财政纵向失衡，但具有扶贫性质的专项转移支付也能缩小城乡居民的收入差距。

政府支出冲动（*Ex_pl*）系数为0.157 0，显著为正，表明地方政府支出冲动与城乡居民收入差距具有正相关关系。即地方政府支出越为冲动，则当地城乡居民收入差距越大。为回应来自中央的政治激励和财政激励，理性的地方政府一般会追求更多的显示性政绩和财政收益，并导致财政支出结构具有城市偏向。而地方政府支出冲动会放大财政支出结构的城市偏向，加剧城乡公共产品供给配置的二元差异，从而扩

大城乡居民的收入差距。

金融发展规模（*Fina*）系数为0.014 9，显著为正，表明金融发展规模与城乡居民收入差距具有正相关关系。即地区金融发展规模越高，则当地城乡居民收入差距越大。由于城市通常在产业集聚、人口密度、市场开放等方面要优于农村，给城镇居民带来更浓的商业氛围和投资机会，所以在同等条件下，城镇居民要比农村居民更能通过信贷途径来实现财富积累。另外，金融资本实际上还具有逐利属性，会造成农村的金融资源配置要比城市呈现出更为明显的“稀缺性”，加剧城乡居民获得信贷资金的不平等，从而不利于缩小城乡居民收入差距。

城镇化（*Cit*）系数为-0.298 5，显著为负，表明城镇化与城乡居民收入差距具有负相关关系。即地区城镇化程度越高，则当地城乡居民收入差距会越小。城镇化意味着农村人口生活居住环境朝城镇标准转变和农村劳动力向第二、三产业转移，不仅能缩小城乡居民参加劳动获取收入的差距，也可以减少城乡居民面临的公共产品供给二元差异，从而拉近城乡居民的收入水平。同时，城镇化速度加快致使大量农村

劳动力迅速积聚城市和第二、三产业，还可能会增加城市劳动力供给，降低城镇职工的工资增长速度，客观上缩小城乡居民收入差距。

城乡产业生产率差距 (Str_{eco}) 系数为0.057 3, 但不显著。原因可能是, 城乡产业之间的生产率差距理论上会扩大第一产业劳动人口与第二、三产业劳动人口的劳动收入差距, 但转型期以来农村劳动人口已发生大量转移, 并涌进第二、三产业, 整体上会削弱农村居民收入来源与农村产业生产率之间的联系, 进而使城乡产业生产率差距没有对城乡居民收入差距产生显著影响。

税收结构 (Str_{tax}) 系数为0.003 1, 也不显著。原因可能是, 中国现有的直接税对城乡居民收入分配未能产生良好的累进效应。譬如, 中国个人所得税的累进税率主要适用于居民的应税工资薪金, 但还有多种收入形式适用的是比例税率; 而当前财产税在课税对象、征收环节等税收要素也存在较大的改进空间, 难以有效调节居民之间的贫富差距。李林木和汤群群

(2010)^[30]甚至认为, 分税制以来个人所得税与财产税等相关税收政策在某种程度上扩大了居民的税后收入差距。

(二) 稳健性检验

为检验计量模型基准回归结论的稳健程度, 这里先把核心解释变量替换为财政纵向失衡 ($Vfi2$), 再沿用基准回归的策略来进行估计分析。稳健性检验选择与基准回归相同的处理方式, 最大的好处是可以通过对比模型各个解释变量的系数符号变化来判断模型结论的可信度。根据表3的报告, 模型(1)财政纵向失衡 ($Vfi2$) 系数为0.1701, 显著为正, 表明即便更换了核心解释变量的测算方法口径, 财政纵向失衡依然会使城乡居民收入差距产生同向变化。而模型(2)至模型(7)的结果则表明, 即使逐步引入各个控制变量, 财政纵向失衡 ($Vfi2$) 系数始终显著为正, 其他控制变量系数符号也与表2模型(2)至模型(7)对应保持一致, 充分表明中国当前财政纵向失衡确实会恶化城乡居民之间的收入差距^①。

表3 财政纵向失衡对城乡居民收入差距的稳健性回归检验结果

	<i>Income_gi</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Vfi2$	0.170 1** (0.082 5)	0.169 9** (0.082 6)	0.189 1** (0.078 5)	0.168 5** (0.074 3)	0.129 1** (0.057 0)	0.138 9** (0.059 2)	0.139 2** (0.059 1)
Fis_{tr}		-0.004 1*** (0.001 4)	-0.004 4*** (0.001 3)	-0.004 0** (0.001 5)	-0.004 2*** (0.001 4)	-0.004 1*** (0.001 5)	-0.003 9** (0.001 5)
Ex_{pl}			0.220 0** (0.082 3)	0.198 5** (0.072 7)	0.172 4*** (0.058 3)	0.171 5*** (0.055 5)	0.172 6*** (0.055 8)
$Fina$				0.023 0*** (0.006 3)	0.017 5** (0.007 5)	0.017 7** (0.007 4)	0.017 7** (0.007 4)
Cit					-0.327 8** (0.158 9)	-0.335 3** (0.154 6)	-0.333 5** (0.154 9)
Str_{eco}						-0.064 9 (0.064 4)	-0.065 0 (0.064 5)
Str_{tax}							0.002 8 (0.002 1)
常数项	0.428 1*** (0.039 3)	0.466 2*** (0.032 9)	0.431 0*** (0.037 8)	0.386 2*** (0.032 8)	0.579 0*** (0.091 6)	0.588 5*** (0.091 2)	0.585 6*** (0.091 9)
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
P 值	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
R^2	0.757 0	0.757 2	0.782 6	0.802 6	0.822 4	0.825 0	0.825 1
样本量	330	330	330	330	330	330	330

① 这里也尝试将城乡居民收入比等变量作为被解释变量, 回归结果依然稳健。限于篇幅, 也不作赘述。

(三) 内生性检验

本文通过采用面板数据、尽可能引入控制变量以及控制住时间效应及地区效应，一定程度上可以排除固定效应模型的部分内生性。为更准确考察财政纵向失衡对各地城乡居民收入差距的影响效应，这里尝试进一步地排除模型被解释变量与核心解释变量之间可能存在的反向关系问题，即把财政纵向失衡变量直接设定为内生变量，采用面板工具变量法并配以两阶段最小二乘法(2SLS)和广义矩估计法(GMM)依次展开检验。对于工具变量的选择，本文把财政纵向失衡变量的当期值与滞后1期值之和取均值，以及该均值变量的滞后1期一起作为工具变量。同时，对固定效应模型先采取离差变换后，引入工具变量进行2SLS回归。另外，由于工具变量的设置个数多于内生变量，所以还进行GMM回归分析来提高估计效率。

根据表4模型(1)的回归结果，核心解释变量财政纵向失衡($Vf1$)系数为0.1596，与表2的基准回归结果一样，显著为正。模型(2)财政纵向失衡系数符号情况与模型(1)保持高度一致，而且标准误差更小，说明采用GMM进行回归的估计效率更高。从表4模型(1)和模型(2)还可以看出，一是F值都大于10且显著，证实了面板工具变量与内生变量具有相关性；二是过度识别检验都得出，各模型的面板工具变量满足外生条件。此外，关于模型(1)和模型(2)还有可能出现的“弱工具变量”问题，本文的处理方式是重新采用有限信息最大似然法(LIML)进行回归，其相关结果与2SLS十分接近，即从其他角度能够验证“不存在弱工具变量”^①。表4模型(1)至模型(2)的估计结果，证实了当前中国财政纵向失衡对地区城乡居民之间的收入差距确实存在恶化效应。本文假设1再次得到证实。

表4 财政纵向失衡对城乡居民收入差距的内生性回归检验结果

	2SLS	GMM
	(1)	(2)
$Vf1$	0.159 6 *** (0.043 7)	0.159 7 *** (0.042 3)

① 限于篇幅，不作赘述。

② 东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

续前表

	2SLS	GMM
	(1)	(2)
控制变量	YES	YES
时间效应	YES	YES
地区效应	YES	YES
Sargan(P)	0.108 5	0.108 9
F值	35.3 ***	61.37 ***
P值	0.000 0	0.000 0
R ²	0.803 2	
样本量	270	270

(四) 异质性检验

既然地区经济基础也可能左右地方政府的城市支出偏向，财政纵向失衡对城乡居民收入差距的影响效应还可能出现区域的异质性。出于实证检验的目的，这里按照地区经济发展状况，先把样本分成东部、中部和西部三个子样本^②，再采用基准回归方程形式进行估计。依据表5，模型(1)至模型(3)依次对应东部、中部和西部的回归结果。其中，模型(1)财政纵向失衡($Vf1$)系数为0.189 2，显著为正，意味着在东部地区，财政纵向失衡明显会对城乡居民收入差距起到恶化的影响作用；模型(2)、模型(3)的财政纵向失衡($Vf1$)系数均不显著，意味着无论是中部地区还是西部地区，财政纵向失衡未必能对城乡居民收入差距产生影响。表5模型(1)至模型(3)的结果说明了财政纵向失衡对城乡居民收入差距的影响效应确实存在区域异质性。

与中西部相比，受改革开放政策红利和地理禀赋优势等因素的加成作用，东部地区率先打下较为坚实的产业基础和形成新兴的产业结构，使经济发展水平长期处于领先地位。在其他条件不变的前提下，当各个地方政府均采用相同的城市支出偏向策略，东部地区的经济增长自然要好于中西部地区。换句话说，中西部地区的地方政府要想在综合治理绩效方面脱颖而出，需在“城市偏向”以外进一步优化财政支出决策。另外，财政纵向失衡可能诱使地方政府对中央财政怀有“求助预期”，减弱地方政府诉诸城市支出偏

向谋求税收收益的动机。中央通过“因素法”对地方政府实施的一般性转移支付也使中西部地方政府可以得到较多的均衡性财力援助，冲抵财政纵向失衡造成的地方财政自给压力，从而又提升了中西部地方政府统筹城乡协调发展的能力。正因如此，财政纵向失衡对城乡居民收入差距的影响效应在中西部地区并不显著。这证实了本文的假设 2。

表 5 财政纵向失衡对城乡居民收入差距的区域分组回归检验结果

	Income_gi		
	(1)	(2)	(3)
Vfi1	0.189 2** (0.077 7)	0.127 4 (0.120 3)	-0.162 8 (0.107 4)
控制变量	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	YES
P 值	0.000 0	0.000 0	0.000 0
组内 R ²	0.777 1	0.909 9	0.930 4
样本量	121	88	121

五、扩展性分析

作为财政纵向失衡对城乡居民收入差距的机制链条，“财政纵向失衡→地方政府财政支出行为→城乡居民收入差距”的效应末梢可集中归结为城乡公共产品供给配置的二元差异会加剧城乡居民在获取收入和积累财富过程中拥有不同的能力或机会。但随着城镇化达到一定水平，城乡居民实际享用公共产品和服务的机会差异将突破具有城市支出偏向的地方财政政策约束，使财政纵向失衡对城乡居民收入差距的最终效应可能存在非线性特征。基于实证检验目的，这里先将地区城镇化水平设为门槛变量，并采用面板门槛回归模型进行估计分析。经分别尝试 0.01、0.05 和 0.1 三个水平的异常值去除比例进行门槛效应检验后，结果显示三种情况下单一门槛均至少在 10% 的水平上显著存在 ($F=42.53$)，而双重门槛均未能通过显著性检验 ($F=43.51$)。即财政纵向失衡对城乡居民收入差距的作用机制具有单个门槛。因此，这里的面板门槛模型形式设定为式 (7)：

$$Income_{it} = \alpha_0 + l_1 Vfi_{it} \times I(Cit_{it} \leq \gamma) + l_2 Vfi_{it} \times I(Cit_{it} > \gamma) + \alpha_n X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中： Cit_{it} 为门槛变量； γ 为待估计的门槛值； I 为指示性函数，在指定区间内为 1，否则为 0；其他变量与式 (1) 一致。模型的经济含义为财政纵向失衡对城乡居民收入差距的影响程度取决于地区城镇化水平。通过使用 Bootstrap 自抽样法（反复抽样 330 次），得到城镇化水平的门槛值为 0.815 3，95% 水平置信区间为 [0.805 2, 0.820 0]，回归的“单一门槛”特征通过 5% 的显著性检验 ($F=37.91$)，其他估计结果对应表 7 模型 (1)。从核心解释变量财政纵向失衡 ($Vfi1$) 的系数变化情况来看， $Vfi1_{(0)}$ 的系数为 0.222 0，通过 1% 的显著性检验，表明当地区的城镇化水平 (Cit) 小于 0.815 3 时，财政纵向失衡与城乡居民收入差距正相关，即城镇化水平较低的地区会强化财政纵向失衡对城乡居民收入差距的恶化效应； $Vfi1_{(1)}$ 的系数为 0.083 8，通过 5% 的显著性检验，表明当地区的城镇化水平 (Cit) 大于 0.815 3 时，财政纵向失衡与城乡居民收入差距的正相关关系不但在程度方面变小，而且在显著性方面变弱，即城镇化水平较高的地区会弱化财政纵向失衡对城乡居民收入差距的恶化效应。

表 6 财政纵向失衡对城乡居民收入差距的非线性回归检验结果

	Income_gi	Income_gi
	(1)	(2)
$Vfi1_{(0)}$	0.222 0*** (0.032 3)	
$Vfi1_{(1)}$	0.083 8** (0.039 0)	
$Vfi1$		0.169 4*** (0.061 8)
$Vfi1 \times DCit$		-0.101 0*** (0.021 3)
控制变量	YES	YES
F 值	37.91**	40.75***
组内 R ²	0.811 1	0.836 8
样本量	330	330

为检验财政纵向失衡对城乡居民收入差距非线性影响效应的稳健程度，这里再将面板模型形式改设为式 (8)：

$$Income_{it} = \omega_0 + \omega_1 Vfi_{it} + \omega_2 Vfi_{it} \times DCit_{it} + \omega_n X_{it} + u_i + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

在其他变量与式(1)一致的情况下,交互项 $Vfi \times DCit$ 的估计系数符号代表门槛效应的程度变化或方向特征。通过采用“网格搜索法”来确定地区城镇化水平 (Cit) 的门槛值,运用 Stata 软件的 forvalues 循环语句进行重复回归搜索,将城镇化水平 (Cit) 点数据依据 RSS 自小到大完成排序。为避免子样本量过小,尽量远离区间两端选择界点,从中确定城镇化水平 (Cit) 的门槛值为 0.878 9,并以此作为“0-1”虚拟变量 $DCit$ 的设置规则(即当 $Cit > 0.878 9$ 时取值为 1,否则为 0)。根据豪斯曼检验采用固定效应回归的具体估计结果对应表 7 模型(2)。从核心解释变量财政纵向失衡 ($Vfi1$) 和交互项 $Vfi \times DCit$ 两者的系数变化情况来看,财政纵向失衡 ($Vfi1$) 的系数为 0.169 4,通过 1% 的显著性检验,表明财政纵向失衡能显著引起城乡居民收入差距的正向变化;交互项 $Vfi \times DCit$ 的系数为 -0.101 0,也能通过 1% 的显著性检验,表明当地区的城镇化水平 (Cit) 大于 0.878 9 时,财政纵向失衡也会一定程度引起城乡居民收入差距的负向变化;综合财政纵向失衡 ($Vfi1$) 系数和交互项 $Vfi \times DCit$ 的系数可以看出,在地区城镇化水平 (Cit) 大于 0.878 9 的条件下,财政纵向失衡与城乡居民收入差距的实际正相关系数减少至 0.068 4,说明在城镇化水平较高的地区,财政纵向失衡对城乡居民收入差距的恶化效应要明显小于城镇化水平较低的地区。至此,本文的假设 3 也得到证实。

六、结论与政策建议

本文立足中国当前财政体制特征,把财政纵向失衡与城乡居民收入差距置于同一个理论框架下,集中讨论了财政纵向失衡与城乡居民收入差距之间的关系。经系统诠释财政纵向失衡对城乡居民收入差距的作用机理并提出研究假设后,采用 2007 至 2017 年的省际面板数据实证检验了财政纵向失衡对城乡居民收入差距的具体影响效应。研究表明,整体来看,中国财政纵向失衡会扩大城乡居民之间的收入差距,即产生恶化效应;分区域来看,在经济基础较好、税源相对丰富的东部地区,财政纵向失衡对城乡居民收入差距的恶化效应较为显著,而在经济基础欠缺、税源相对匮乏的中、西部地区,财政纵向失衡对城乡居民收入差距的恶化效应并不显著;另外,随着地区城镇化建设持续推进到一定程度,财政纵向失衡对城乡居民收入差距的恶化效应会显著变小,使财政纵向失

衡对城乡居民收入差距还具有非线性的影响效应。结合以上结论,本文的政策建议为:

第一,深化现代财政体制改革,提升地方政府缩小城乡居民收入差距的能力。一是科学调整政府间财、事权责划分来适当缩小财政纵向失衡,确保各级政府的事权与财权、事权与支出责任、支出责任与财力等方面均保持相互适应或相对匹配,给予地方政府能够根据辖区实际特点及时履行促进城乡区域协调发展的事权与支出责任、合理缩小城乡居民收入差距的必要财政自给能力。二是优化财政转移支付结构来校正财政纵向失衡,不仅要维持一般性转移支付比重发挥均衡区域财力效应,也要适度增加惠农性专项转移支付,重点支持农村居民在生活用水用电、公路桥梁、网络通信等基础设施,以及大力推进农村改厕、垃圾处理、排污治理等关系农村人居环境质量的公共专项整治,减小城乡公共产品供给配置的二元差异。三是切实改进“乡财县管”等地方基层财政管理模式,提高县域内各乡镇的财力均衡水平,支持辖区经济落后的乡镇政府完成地方公共产品供给任务,推动城乡基本公共服务均等化来缩小城乡居民收入差距。

第二,完善民生政绩考核体系,增强地方政府缩小城乡居民收入差距的动力。一是丰富地方政府和官员的民生政绩考核内容,将城乡区域协调发展和城乡居民收入分配的政府治理绩效纳入民生政绩考核指标体系之中,激发地方政府和官员积极加大财政投入解决“三农”问题的内生动力,深入开展乡村振兴建设。二是强化地方代表官员在农民增收、返贫预警、农民养老、农村医疗等涉农公共福利的主体责任,利用政治奖罚制度纠正地方政府“重城市、轻农村”的支出惯性,增强地方政府对缩小城乡居民收入差距的整体重视程度。三是定期检查和整饬地方政府支持“三农”发展的财政预算落实情况,对民生属性较强的涉农公共领域要设置最低财政支出标准,保障农村居民充分受益于“两不愁”和“三保障”,进一步缩小城乡居民收入差距。

第三,加快新型城镇化进程,增加地方政府缩小城乡居民收入差距的助力。一是推行农村征地补偿改革,逐步实现农村集体土地在参与城镇开发时能同权同价,推进土地配置市场化来破解城镇化进程的用地“瓶颈”。二是深化户籍制度改革,不仅要制定相应的配套政策,还需要通过盘活财政资

源、设置 PPP 项目等财税举措支持农民市民化进程, 确保进城农民同步享有高质量的就业、社保、教育等相关公共福利。三是支持县域经济和乡村产业发展, 鼓励电子商务、普惠金融等新业态进驻农

村、建设农村, 增强农业农村发展活力, 为释放城市群对农村的辐射效应创造良好的条件, 通过要素、产业的互动共进实现城乡一体化发展, 有力缩小城乡居民收入差距。

参考文献

- [1] Eyraud L, Lusinyan L. Vertical Fiscal Imbalances and Fiscal Performance in Advanced Economies [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60 (5): 571-587.
- [2] Oates W E. *Fiscal Federalism* [M]. Britain: Edward Elgar Publishing, 1972.
- [3] Panizza U. On the Determinants of Fiscal Centralization: Theory and Evidence [J]. *Journal of Public Economics*, 1999, 74 (1): 97-139.
- [4] Bodman P, Hodge A. What Drives Fiscal Decentralization? Further Assessing the Role of Income [J]. *Fiscal Studies*, 2010, 31 (3): 373-404.
- [5] Qian Y, Weingast B R. Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11 (4): 83-92.
- [6] Gil C, Pascual A, Rapun M. Regional Economic Disparities and Decentralization [J]. *Urban Studies*, 2004, 41 (2): 71-94.
- [7] Rodriguez-Pose A, Ezcurra R. Does Decentralization Matter for Regional Disparities? A Cross-country Analysis [J]. *Journal of Economic Geography*, 2010, 10 (5): 619-644.
- [8] Shkarlet S, Dolozina I, Dubyna M. Budgetary Revenue Breakdown at the Local Level of Public Administration in Federal Countries [J]. *Baltic Journal of Economic Studies*, 2019, 5 (3): 218-224.
- [9] Sanogo T. Does Fiscal Decentralization Enhance Citizens' Access to Public Services and Reduce Poverty? Evidence from Côte d'Ivoire Municipalities in a Conflict Setting [J]. *World Development*, 2019, 113: 204-221.
- [10] 关海玲, 武祯妮, 李燕玲. 财政分权、政府支出行为与城乡收入差距 [J]. *哈尔滨商业大学学报 (社会科学版)*, 2019 (6): 102-111.
- [11] 胡佳, 杨运忠. 财政分权及地方政府支出行为对城乡收入差距的影响 [J]. *华东经济管理*, 2019 (11): 94-99.
- [12] Chen X, Zhang X, Ssong Y, et al. Fiscal Decentralization, Urban-Rural Income Gap, and Tourism [J]. *Sustainability*, 2020, 12 (24): 98-103.
- [13] 陶然, 刘明兴. 中国城乡收入差距, 地方政府开支及财政自主 [J]. *世界经济文汇*, 2007 (2): 1-21.
- [14] 陈工, 何鹏飞. 民生财政支出分权与中国城乡收入差距 [J]. *财贸研究*, 2016 (2): 95-103.
- [15] 储德银, 韩一多, 张景华. 中国式分权与城乡居民收入不平等——基于预算内外双重维度的实证考察 [J]. *财贸经济*, 2017 (2): 109-125.
- [16] 刘树鑫. 地方财政自给与民生性支出偏向: 理论分析与实证检验 [J]. *中国行政管理*, 2021 (9): 110-117.
- [17] Molina-Parra A, Martínez-López D. Do Federal Deficits Motivate Regional Fiscal (im) Balances? Evidence for the Spanish Case [J]. *Journal of Regional Science*, 2018, 58 (1): 224-258.
- [18] Koley M, Mandal K. Vertical Fiscal Imbalances and Its Impact on Fiscal Performance: A Case for Indian States [J]. *Opportunities and Challenges in Development*, 2019: 243-282.
- [19] 杜彤伟, 张屹山, 杨成荣. 财政纵向失衡、转移支付与地方财政可持续性 [J]. *财贸经济*, 2019 (11): 5-19.
- [20] 储德银, 邵娇. 财政纵向失衡与公共支出结构偏向: 理论机制诠释与中国经验证据 [J]. *财政研究*, 2018 (4): 20-32.
- [21] 李永友, 王超. 集权式财政改革能够缩小城乡差距吗? ——基于“乡财县管”准自然实验的证据 [J]. *管理世界*, 2020 (4): 113-130.
- [22] 储德银, 迟淑娴. 转移支付降低了中国式财政纵向失衡吗 [J]. *财贸经济*, 2018 (9): 23-38.
- [23] Kakwani N. On a Class of Poverty Measures [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1980: 437-446.
- [24] Kakwani N, Son H. On Measures of Inequality and Poverty with Welfare Implications [J]. *Expenditure Analysis*, 2005: 33-48.
- [25] 田卫民. 省域居民收入基尼系数测算及其变动趋势分析 [J]. *经济科学*, 2012 (2): 48-59.
- [26] Theil H. *Information and Economic Theory* [M]. North: Amsterdam, 1967.
- [27] 刘树鑫, 杨森平. 财政纵向失衡会影响地方政府支出效率吗 [J]. *当代财经*, 2021 (7): 38-50.
- [28] 孙永强, 巫和懋. 出口结构、城市化与城乡居民收入差距 [J]. *世界经济*, 2012 (9): 105-120.
- [29] 钞小静, 沈坤荣. 城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长 [J]. *经济研究*, 2014 (6): 30-43.
- [30] 李林木, 汤群群. 1994年税制改革以来中国直接税的收入分配效应 [J]. *税务研究*, 2010 (3): 32-37.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

我国财政压力指数的构建与应用场景分析

Construction of China's Fiscal Stress Index and Analysis of Application Scenarios

史明霞 李雅洁

SHI Ming-xia LI Ya-jie

[摘要] 随着经济下行叠加减税降费, 财政收支矛盾持续凸显, 财政压力成为人们关注的焦点。笔者基于财政收入、财政支出、财政赤字、债务因素以及宏观经济运行状况五个维度, 利用CRITIC赋权法构建1992—2020年中国财政压力指数(CFPI)、中央财政压力指数(CCFPI)以及地方财政压力指数(CLFPI), 总结分析我国近30年来的财政压力变化状况, 并识别现阶段的财政压力状态。研究发现: 新冠疫情造成的财政压力是明显的, 而中央在新冠疫情中承担了较大的财政压力; 中央财政压力在2014年后就在高位区波动, 需要对中央财政压力给予充分关注; 地方从整体来看压力有所缓和, 但在1992—2020年间几乎均在高位波动。为增强研究的实践价值, 笔者尝试给出了财政压力指数在风险预警、预算编制、预算执行、研究分析四个方面的实际应用场景及对策思路。

[关键词] 财政压力 指标体系 CRITIC赋权法 指标应用

[中图分类号] F810 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 04-0015-10

Abstract: The economic downturn overlaid with tax cuts and fee reductions has continued to highlight the contradiction between fiscal revenue and expenditure, and fiscal pressure has become a focus of attention. Based on the five dimensions of fiscal revenue, fiscal expenditure, fiscal deficit, debt factors and macroeconomic performance, this paper constructs the China Fiscal Pressure Index (CFPI), China Central Fiscal Pressure Index (CCFPI) and China Local Fiscal Pressure Index (CLFPI) from 1992 to 2020 by using CRITIC assignment method to summarize and analyze the changes of fiscal stress in China in the past 30 years and identifies the state of fiscal stress at the current stage. The study finds that: the fiscal pressure caused by the epidemic is obvious, and the central government has borne a greater fiscal pressure in this epidemic; the central government fiscal pressure fluctuates in the high range after 2014, and needs to be given full attention to the central government fiscal pressure; the local government pressure eases in the overall view, but fluctuates in the high range in almost all of the period from 1992 to 2020. To enhance the practical value of the study, this paper also gives the practical application scenarios and countermeasure ideas of the fiscal stress index in four areas, including risk warning, budget formulation, budget execution, and research analysis.

Key words: Financial stress Indicator system CRITIC empowerment method Indicator application

[收稿日期] 2021-11-24

[作者简介] 史明霞, 女, 1969年3月生, 北京工商大学经济学院副教授, 研究方向为财政理论与政策; 李雅洁, 女, 1998年2月生, 中国财政科学研究院硕士研究生, 研究方向为税收理论与政策。本文通讯作者为李雅洁, 联系方式为 chelseami@163.com。
感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

作为国家治理的基础和重要支柱,财政在带动和调节经济、保障和改善民生等方面的作用举足轻重。在全球经济低迷、疫情持续蔓延的宏观背景下,国际政治和经济问题凸显。我国经济虽具备疫情恢复的先机,但仍旧面临国内经济增长动能减弱、区域经济发展不协调、老龄化程度加剧、财富收入差距明显等一系列问题。与此同时,伴随经济不断增长和交易方式的更新,社会对公共服务的需要逐渐增加,意味着社会对财政支出增加的需求更加迫切。

在积极财政政策总基调不变的情况下,我国税制经历了多次变化与调整,逐步完善自身税收体系与税收制度,不断回应市场减税降费的需求,以适应经济发展变化。如,为营造公平的营商环境,2008年进行企业所得税改革;以消除重复征税、降低企业税负为目的,2012年扩大营改增试点范围、2016年全面推进“营改增”改革。2018年以来,为更好刺激市场活力、降低企业运行成本,财政减税降费力度更是不断增强,成为我国税费改革的主要方向。以2019年为例,全年新增减税降费2万余亿,占GDP比重超2%,累计出口退税15740亿元^①。在我国主动出台减税降费政策的同时,电子商务等数字经济新业态不断兴起,为税收征管带来极大挑战,再叠加新冠疫情反复和经济增速放缓,2020、2021年财政收入平均年增长3.1%,增幅低于GDP增长,财政支持经济社会发展的压力明显。

面对财政压力,地方政府为了促进经济增长会对信贷配置进行干预,为本地区争取更多信贷资源,导致资金的非理性错配(孙希芳和王晨晨,2020^[1];祝继高等,2020^[2]);倒逼地方政府干预土地出让市场,加大对存量土地的使用(黄凌翔等,2020^[3]),从而带来房价的上升(余亮亮和蔡银莺,2018^[4];李英利,2020^[5]);政府会增多对企业的税务检查,抑制企业避税活动(李广众和贾凡胜,2020^[6]),而税务征管活动的加剧又带来了企业融资约束的上升,提高企业税负和非正规活动支出(于文超等,2018^[7]);催使地方政府培养更多能带来更多增值税的企业,而这些企业往往是产能过剩的工业企业,从而加剧我国产能过剩(席鹏辉等,2017^[8]);或者为缓

解财政压力,导致地方债规模激增(洪源等,2018^[9])。

因此,解决财政压力是中央和地方政府在支持社会经济发展、财政收支活动中关注的重点,而财政压力的衡量与测算对于解决财政压力则具有基础性和前提性的意义。只有对财政压力大小的确切把握、明晰财政压力的变化因素,才能明确其带来的负面影响,保障财政政策精准制定与准确执行。财政压力是现有研究的重要内容,但多将财政压力作为主要核心解释变量或中介变量,鲜有对于财政压力的整体性进行分析。现有的少量文献中,数据时间普遍较短,并且距今已有一定的时间间隔,对于如何预防财政风险、化解财政压力的政策需求适用性不高。基于这些考量,本文基于财政收入、财政支出、财政赤字、债务因素以及宏观经济运行状况五个维度构建1992—2020年全国、中央以及地方三层级的综合压力指数,试图回答以下问题:分税制改革后我国财政压力是如何变化的?我国现阶段的财政压力到底有多大?中央与地方财政压力是怎样的关系状态?

二、关于财政压力衡量的文献综述

对于财政压力的衡量,可以将目前学术界的主流方法分为指标衡量法、外生事件冲击衡量法以及指数衡量法。

指标衡量法是利用财政收支相关指标对财政压力进行衡量,是国内外目前最常见的衡量方法。国外学者对财政压力研究较早,衡量视角较为宽广,包括财政赤字(Herwartz和Theilen,2014^[10])、财政支出占GDP比重(Elena等,2015^[11])、税收收入占GDP比重(Esteve等,2000^[12])、财政收入占GDP比重(Molina-Morales等,2011^[13])、个人收入增长率(Alm等,1993^[14])、资本利率等(Elsässer和Haffert,2021^[15])。国内学者一般综合考虑财政收入和财政支出来衡量财政压力。詹新宇和苗真子(2019)^[16]利用所得税损失率测算财政总向失衡;曹春方等(2014)^[17]认为财政压力主要来源于可分配的福利,故利用预算外收入与预算内收入的比值衡量预算外收入原值进行测算;张路和龚刚(2020)^[18]以预算内财政收支缺口测量财政压力,即(财政支出-财政收入)/财政收入。相似的是,孙开和张磊(2020)^[19]利用(一般公共预算支出-一般公共预算收入)/GDP衡量财政压

^① 2020年1月7日,全国税务工作会议,国家税务总局局长王军发言。

力；李英利（2020）^[4]则是用预算内财政支出和财政收入之间的差额与预算内财政收入的比值来衡量。

外生事件冲击衡量法是对我国政府因税制的重大调整所带来的财政缺口进行衡量，大多采用回归法和双重差分法。例如税种的取消、税率的下调，或税收分成比例的调整等。2002年我国进行所得税分享改革，中央和地方改革平分企业所得税，2003年调整为中央占60%，有学者认为所得税分享比例的变化会造成税收流失，造成财政压力。徐超等（2020）^[20]利用2002年所得税改革前后企业所得税相对规模之差衡量财政压力，研究地方财政压力对政府支出效率的影响。席鹏辉等（2017）^[8]以增值税分成比例的变化程度为核心解释变量验证其带来财政激励效应如何影响过剩产能行业。为加强农业基础，保障农村地区平稳发展，减轻农民负担，我国2000年进行农村税费改革试点，2004年提出五年内取消农业税，2006年正式取消农业税，在保护农民利益的同时也减少了地方政府财力。在此背景下，曹光宇等（2020）^[21]利用农业税改革前后县级政府农业税相关收入占总税收比例的减少程度衡量财政压力。陈晓光（2016）^[22]以农业税收入与农业补贴占税收总收入的变化衡量取消农业税带来的财政冲击。

指数衡量法是一种综合考量财政压力的方法，但目前在国内的研究极少。王立勇（2017）^[23]结合突变级数法和熵值法构建我国财政脆弱性指标体系分析了2000—2014年我国财政脆弱性程度；秦士坤（2020）^[24]基于地方政府债务、PPP财政支出责任以及一方政府综合财力对2014—2019年我国地级市的财政压力进行了测算；Dell'Anno和Dollery（2013）^[25]采用结构方程的方法估计了1995—2008年期间28个欧洲国家的财政幻觉指数。

指标法对财政压力的衡量太过单一，无法将政府多元的财政收入来源、财政基础与财政赤字状况综合考量，测量结果有失偏颇；回归法、外生事件衡量法利用双重差分法（Difference-in-difference Model）对准自然实验进行估计，虽然可以在一定程度上有效考量政策变化带来的财政冲击，但也无法从全局视阈出发衡量财政压力，并且其测算时间有限，无法测量长时间内的财政压力情况，同时也无法观测财政压力水平的变化。

综上，本文选取指数衡量法构建综合财政压力指数，试图对财政压力进行多维衡量，弥补上述方法的

缺陷。本文的边际贡献在于：首先，突破现有文献的研究视角，构建多元指标体系衡量财政压力，增强对财政压力衡量的稳健性和准确性，为已有文献提供新的经验证据；其次，将研究时间范围扩宽到1992年至2020年，共计29年，可以清晰看出涵盖我国1994年分税制改革在内的长时间跨度内财政压力变化情况及因疫情带来的财政冲击；最后，在财政压力指数构建基础上给出四个方面的应用场景，具有一定的实践应用价值。

三、我国财政压力指数的构建

（一）财政压力指数的概念与指标选取原则

财政压力是衡量一国政府根据财政收入满足支出需求或根据支出需求筹集财政收入的压力状况，而财政压力指数则是反映用以衡量和测算一国财政压力的数学方法，可以实时动态地反映政府财政压力。财政压力指数的选取需要遵照以下原则：

全面性。影响财政压力的因素比较广泛，根据对财政压力的理解概念，政府收入与政府支出是构成财政压力的基础环节和关键因素，而直接形成财政赤字同样是财政压力的重要衡量角度，会对财政压力产生深刻影响。财政赤字反映当年财政支出大于财政收入的情况，显性反映了我国当年政府财政压力问题；政府当年发债额与还本付息之比则可以反映因赤字所导致的债务压力。同时因为财政资金公共性，还要将宏观经济运行纳入考虑。

科学性。在构建财政压力指数的过程中，尽可能使用相对指标。消除量纲因素的同时，减少时间趋势对综合指标的影响。同时在构建财政压力指数的过程中要从数据本身为出发点，尽量减少人为主观因素的干预。

准确性。财政压力指数的构建衡量的是以四本预算为主要范围的财政收支矛盾，必须以自身概念为出发点，准确区分与财政风险、财政脆弱之间的区别。如，政府发行债券是对财政压力的缓解，可以弥补财政赤字，但是过高的债务却加剧了财政风险，导致财政脆弱。

（二）指标选取

根据全面性、科学性以及准确性原则，本文区别于利用财政收支两个维度衡量财政压力的传统思维，选取财政收入、财政支出、财政赤字、财政债务以及宏观经济运行五个维度对财政压力进行全面衡量。但

值得注意的是,四本财政预算虽是我国财政最主要、最直观的财政资源,但广义范畴中的财政资源包含一切社会资源,例如国有资产、自然资源、公众捐款等。财政除筹集税收等财政收入外,还具备在特殊情况下内调动一切社会资源的能力。考虑到除四本财政预算以外的财政资源具有特殊性、复杂性、不可预知性,难以衡量与测算,况且我国未出现过财政危机,故在财政压力指数构建中不考虑四本预算外的财政资源。同时,中央(总理)预备费占中央预算比例不到3%,主要用于自然灾害救助、科研奖励等临时性用途,故本文也未考虑中央预备费。

收入方面。我国财政收入分为一般公共预算收入、政府性基金收入、社会保险基金收入、国有资本预算收入,即政府预算的“四本账”。社会保险基金收入与国有资本经营收入的开立时间较晚,且规模较小,不属于政府主要的支配资金,故本文选取中央(地方)占全国财政总收入、全国财政收入占国内生产总值比重、税收收入占一般公共预算收入,以及政府性基金收入比政府性基金支出衡量财政收入状况。

支出方面。利用全国财政支出占国内生产总值比重,以及中央或地方财政支出占全国财政支出比重衡量财政支出。与此同时,利用财政自给率,即政府财政收入除以政府财政支出衡量政府满足支出需求的自给状况。

赤字方面。财政赤字是衡量政府财政压力的直观维度,更高的赤字水平则反映了更高水平的财政压

力。财政收入与财政支出反映的是其自身变化对财政压力的影响,财政赤字则进一步考虑了财政收支缺口所产生的财政压力。在衡量中国财政压力时,利用财政赤字率,即财政赤字比国内生产总值衡量全国财政赤字变动情况;在衡量中央财政压力和地方财政压力时,利用财政赤字增速衡量财政赤字状况。

债务方面。政府往往借助发行债务缓解财政压力,但债务的偿还同样会带来财政压力的上升,是影响财政压力的关键因素,需要将债务发行额与债务偿还额进行统筹考虑。利用政府当年债务发行额比当年债务还本付息额衡量政府债务方面的压力。考虑到地方外债收入占比过小、数据可得性差,本文忽略地方外债因素。

宏观经济运行方面。财政根植于经济,财政压力不仅取决于其自身运行状况,还取决于经济规模等宏观运行状况。国内生产总值越高越能保障我国财政收入,从而降低我国财政压力。通货膨胀率影响财政收入实际情况,当通货膨胀率低于3%时,可以带来财政收入的名义增长,缓解财政压力;当通货膨胀率高于3%时,通常认为可能会减弱经济增速,从而降低财政收入增速。故选取国内生产总值同比增速和居民消费价格同比增速衡量宏观经济运行状况。

本文数据来源为WIND、CEIC数据库、国家统计局、《中国财政年鉴》,以及财政部每年公布的当年中央和地方预算执行情况与下年中央和地方预算草案的报告作为补充。

表1 财政压力指数基础指标信息

衡量维度	全国财政压力指数	中央财政压力指数	地方财政压力指数
财政收入	全国财政收入/国内生产总值	中央财政收入/全国财政总收入	地方财政收入/全国财政总收入
	税收收入/全国一般公共预算收入	中央税收收入/中央一般公共预算收入	地方税收收入/地方一般公共预算收入
	全国政府性基金收入/全国政府性基金支出	中央政府性基金收入/全国政府性基金支出	地方政府性基金收入/地方政府性基金支出
财政支出	全国财政支出/国内生产总值	中央财政支出/全国财政总支出	地方财政支出/全国财政总支出
	全国财政总收入/全国财政总支出	中央财政总收入/中央财政总支出	地方财政收入/地方财政支出
财政赤字	财政赤字率	中央财政赤字增速	地方财政赤字增速
政府债务	政府债券发行额/政府债券还本付息额	国债发行额/国债还本付息额	地方债发行额/地方还本付息支出
	外债发行额/外债还本付息额	外债发行额/外债还本付息额	—
宏观经济状况	国内生产总值同比增速	国内生产总值同比增速	国内生产总值同比增速
	消费价格水平(CPI)同比增速	消费价格水平(CPI)同比增速	消费价格水平(CPI)同比增速

(三) 方法选择

指数权重的构建分为主观赋权法和客观赋权法,主观赋权法一般包含德尔菲法、等权重法等;客观赋

权法则主要包含主成分分析法、CRITIC赋权法、熵值法、突变级数法等。主观赋权法受到人为主观因素影响,很难保证公正客观,不符合本文遵循的科

学性原则，故本文选择客观赋权法进行财政压力指数的构建。CRITIC (Criteria Importance Though Intercriteria Correlation) 赋权法由 Diakoulaki 于 1995 年提出，其考虑指标自身波动性的同时兼顾指标间的相关程度，利用数据自身的客观情况构建权重。^[26] CRITIC 赋权法的具体公式如下，第 j 个指标的权重 W_j 为：

$$W_j = \frac{C_j}{\sum_{j=1}^n C_j} \quad (j = 1, 2, 3, \dots, N) \quad (1)$$

其中 C_j 为第 j 个指标涵盖的信息量，具体为：

$$C_j = \sigma_j \times \sum_{i=1}^n (1 - r_{ij}) \quad (2)$$

其中 σ_j 是指标的标准差， r_{ij} 是指标之间的相关系数。

(四) 指标处理

1. 正向化。

财政压力指数包含多项指标，为消除指标量纲并确保指标的同向性，本文利用极差变化法对指标 x 进行正向化处理，正向指标转化公式为：

$$x' = \frac{x - X_{\min}}{X_{\max} - X_{\min}} \quad (3)$$

负向指标转化公式为：

$$x' = \frac{X_{\max} - x}{X_{\max} - X_{\min}} \quad (4)$$

适度指标转化公式为：

$$x' = \begin{cases} 1 - \frac{a - x_{ij}}{\max\{a - X_{\min}, X_{\max} - b\}}, & x_{ij} < a \\ 1, & a \leq x_{ij} \leq b \\ 1 - \frac{x_{ij} - b}{\max\{a - X_{\min}, X_{\max} - b\}}, & x_{ij} > b \end{cases} \quad (5)$$

2. 标准化。

利用 Z-Score 标准化方法对指标 x 进行标准化处理，计算公式为：

$$z = \frac{x - \mu}{\delta} \quad (6)$$

其中 μ 为指标平均值， δ 为指标标准差。

3. 统一化。

根据上述公式，财政压力指数的计算公式为：

$$F = \sum_{j=1}^N X_j \times W_j \quad (7)$$

为方便理解与比较，利用 Min-Max 标准化方法将财政压力指数投射到 $[0, 1]$ 区间，则财政压力指数的最终计算公式为^①：

$$CFPI = \frac{F - \text{Min}_F}{\text{Max}_F - \text{Min}_F} \quad (8)$$

四、财政压力指数有效性检验与结果分析

(一) 全国整体财政压力状况

为验证本文构建的中国财政压力指数 (CFPI) 的有效性，本文以国内生产总值同比增速作为因变量对 CFPI 进行回归，观测中国财政压力指数对宏观经济的影响。当财政压力增大时，政府保障支出责任能力相应下降，对宏观经济的拉动效应相应减少，进而会对宏观经济运行有明显的负面作用。

表 2 中国财政压力指数有效性检验结果

变量	(1)	(2)
CFPI(-1)	-0.059** (-2.21)	—
CFPI	—	-0.0648** (-2.50)
居民消费价格同比增速	1.265*** (9.94)	1.286*** (10.08)

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性，下同。

为了方便比较与理解，我们在 Min-Max 转换结果的基础上以 0.5 为分界点将财政压力划分为高位区和低位区。根据中国财政压力指数的趋势变化，可以看出我国自 1994 年分税制实施直到 2008 年，财政压力逐渐趋缓，2008 年以来，财政压力明显快速上升。具体地，可以将我国 1992—2020 年的财政压力划分为以下五个阶段^②：

第一阶段。时间段为 1992—1993 年，指数呈现上升趋势，财政压力处于高位。1994 年分税制改革以前，我国财税事业以“放权让利”为主要指导思想，财政承包制的弊端逐渐暴露，地方政府不断对企

① 中央财政压力指数及地方财政压力指数均同。

② 限于篇幅，具体数据可向作者索要，下同。

业减免税负,达到“藏富于企业”和减少中央财政的分成的双重目的(高培勇,2019^[27])。中央财政压力不断攀升,国家财力分散,税制混乱复杂,理顺中央与地方财政关系、建设适应市场需求的财税体制成为我国进一步发展的内在要求。

第二阶段。时间段为1993—2008年,指数呈现波动下降,说明我国财政压力逐步减缓,仅有1998年和2003年两年财政压力高涨。我国1992年党的十四大正式确立了社会主义市场经济体制的发展目标模式,市场整体性进入改革环节,经济增速一度突破20%,1992年人均国内生产总值与1978年相比涨幅达107.8%,极大程度保障了我国财政收入,缓解财政压力。1998年,受到东南亚金融危机的影响,国内经济下滑,加之洪灾等不可抗力自然灾害的影响,国内需求支出上升,我国首次采用了积极的财政政策应对经济下行,增大财政支出。2003年我国受到非典疫情和自然灾害等不可抗力的影响,财政压力上升。2005—2007年我国经济好转,甚至有所过热,中央定调决定采用审慎的财政政策,即稳健的财政政策和货币政策,减少了公共投资的规模,减缓了财政压力。2008年次贷危机对我国财政压力冲击小于预期的主要原因是因为当年CPI有较大程度上涨,从2007年的4.8%上升至5.9%。在我国以增值税为主体税种的情况下,CPI的适度上涨有利于保障我国的财政收入,而财政支出则较少受CPI影响。

第三阶段。时间段为2008—2016年,指数上涨较快,我国财政压力不断上升。伴随次贷危机影响的加深,我国财政压力高涨。在2010年第十一届全国人民代表大会第三次会议上财政部明确表示2009年是近几年财政收入最难的一年,从图1中也可以看到2009年财政压力上升。自2009年以来,中央工作经济会议连续定调积极的财政政策助推经济发展,同时在2013年以减税降费作为税收改革的主基调,在收入趋缓、支出刚性的情况下我国财政压力有较快的上涨。

第四阶段。时间段为2016—2018年,指数走低,我国财政压力减缓。随着经济的稳定复苏,我国财政压力逐渐缓和。同时,在财政制度建设方面,党的十八届三中全会提出“建立现代财政制度”,并将财政定位到国家治理基础和重要支出的国家治理高度,财税体制改革取得重大进展和新成就。我国正式颁布实施新的预算法,政府收支建立了全口径的“四本账”,间接税制改革顺利开展,我国税收征管能力不

断增强。

第五阶段。时间段为2018年至2020年,受到2019年年底爆发的新冠疫情影响,我国国内生产总值增速下降至2.3%,全国财政总收入占国内生产总值的比重由21.54%下降至18%,全国财政总支出占GDP的比重也由22.5%上升至24.2%。同时,全国政府性基金收入比全国政府性基金支出、财政自给率、全国债务发行额比全国债务还本付息额等指标均有不同程度的下降。

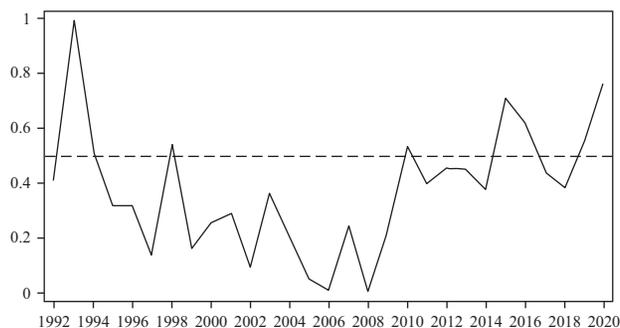


图1 1992—2020年中国财政压力指数

(二) 中央及地方财政压力状况

表3展现了对中央财政压力指数与地方财政压力指数对宏观经济状况的回归结果,其中宏观经济状况以GDP增速进行衡量。可以看到CCFPI以及CLFPI都对国内生产总值增速有显著的负面影响,从而印证了本文指数构建的有效性。

表3 中央财政压力指数及地方财政压力指数有效性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
CCFPI	-0.079** (-2.53)	—	-0.083*** (-2.84)
CLFPI	—	-0.060* (-1.72)	-0.067** (-2.12)
居民消费价格 同比增速	1.289*** (10.11)	1.199*** (9.28)	1.297*** (10.83)

从图2中可以看出,中央与地方财政压力状况与变化趋势是明显不同的。中央财政压力大概可以以2008年作为分界,2008年以前中央财政压力在波动中下降,2008年后在波动中上升。1994年之前执行的财政包干制难以保障中央财政收入,财政收入占GDP比重以及中央财政收入占整个GDP比重的“两个比重”下降,给中央带来极大的财政压力,公共需求资金匮乏。为了缓解中央财政压力,中央政府发行大量国债。在外债方面,1994年我国外债负债率

个百分点；在国债方面，我国1993年国债发行额为527.7亿元，1994年国债发行额达1137.55亿，涨幅达115.57%，而1993年的涨幅也有30%。面对一系列问题，我国基于税制改革在1993年推出分税制改革，正确处理中央与地方的分配关系，划分中央与地方的支出责任范围，中央财政收入占全国财政收入的比重明显上升，同时中央财政支出占全国财政支出比例下降4.97%，有效缓解了地方压力。此后，伴随我国GDP生产总值高速发展，中央财政收入相应扩大，并且伴随着税收征管的加强，我国中央财政压力逐步下降。2008年次贷危机爆发于下半年，对2008年的冲击较缓，在2007年财政增收较多的情况下，2008年中央财政总收入增速为21.41%，中央财政总支出增速从2007年的27.55%下降至2008年的19.36%。2009年中央财政压力明显上升，中央财政总收入增速下降至4.87%，财政支出增速高达20.24%。但受到产能过剩、投资减缓的影响，我国2014年经济下行，国债发行增速度也相应下降，从2013年的17.98%下降至2014年的4.74%，同时中央财政支出增幅有所上升，如中央本级财政支出预算增速由9%上升到11%，外债还本付息额由2013年123亿上升到2014年的209亿，导致中央财政压力有较大程度的上涨。

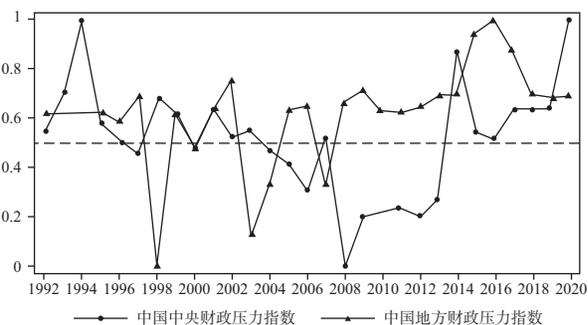


图2 1992—2020年中央及地方财政压力指数

地方财政压力则一直在高位波动，仅有1998年、2003年以及2007年因财政结余的大幅增长下降至低位区。从平均来看，地方税收收入占地方一般公共预算收入的平均值84.18%，而中央则为95.14%，而地方政府支出额比全国支出总额的平均值为79.76%，而中央的平均水平为56.24%。近几年来，我国为应对经济下行出台三项重大政策再次调整央地财政关系，首先是保持增值税“五五”分成比例不变，鼓励地方培育和拓展税源；其次是调整税留抵退税分担机制，缓解部分地区留抵退税压力；最后是后

移消费税征收环节，将部分生产（进口）缓解征收的现行消费税品逐步后移至批发或零售环节，拓宽地方收入来源。外加地方债的发行也有效缓解了地方财政压力。

从中央财政压力和地方财政压力的结果图还可以得出以下几点重要结论：

第一，中央财政在本次疫情中承受了较大的财政压力。受新冠疫情的影响，中央财政总收入由2019年的5.23%下降至2020年的-0.92%，总支出增速由2019年的7.16%上升至7.81%，财政自给率则由2019年的83.48%下降至2020年的76.72%。对于缓解地方压力，我国在2020年增发1万亿抗疫特别国债并扩大财政赤字1万亿，并将两个“1万亿”直接转给地方，从而导致中央财政压力直接加大，几乎与1994年分税制改革时期的财政压力相当。

第二，中央财政压力不容忽视。根据图2的财政压力指数图，可以看出中央财政压力增速明显要快于地方财政。尤其是自2015年以来中央财政压力一直在高位区波动，与地方财政压力不相上下，甚至在某些年份要高于地方财政压力。在关注横向财政压力的同时，也需要关注纵向财政压力是否均衡，过大的中央财政压力不仅会影响中央宏观调控能力与中央权威，还会进一步产生社会不稳定等一系列问题。

第三，地方为填补2015—2017年财政赤字发行地方债，或导致2022—2024年财政压力上升。2009年为了应对经济危机，缓解财政压力，国务院批准财政部每年代发2000亿地方政府债券，并由中央财政代办偿还。2015年财政部印发《2014年地方政府自发自还试点办法》，对地方政府债券自发自还进行试点，继续推动地方政府债券改革，于2015年进入全面规范阶段。2014年我国地方政府债券发行额为4000亿元，2015年就达到38350.62亿元，2019年为43624.27亿元，有效缓解地方政府财政压力的同时导致政府债务因素的较大波动（地方债发行额比地方债还本付息额），在结果上体现为2015—2017年地方财政压力的高峰期。

从地方债发行结构上看，2014—2017年的地方债集中在3~6年期以及6~10年期的中期债券，1年内及10年以上债券发行额较少。从图3中也可以看到2022—2024年1年内的剩余地方债有明显比例的上涨。在地方债发行规模压缩趋势下，2022—2024年地方债偿还难度上升，或造成较大的地方财政压力。需要注

意的是，本文所研究的地方财政压力是地方整体财政压力。我国地方压力整体较为缓和，但因省际财政收支状况悬殊，财政压力也有较大的差距。

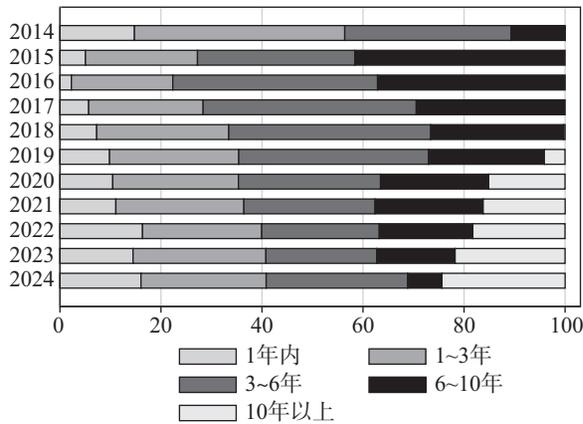


图3 2014—2024年剩余地方债期限结构

五、财政压力指数的应用场景

(一) 利用财政压力指数对财政风险进行预警

财政风险预警是财政压力指数最为关键的应用场景。目前，对财政风险的预警指标主要以欧盟制定的“财政赤字占GDP比重不超过3%”以及“公共债务占GDP比重不超过60%”为主要依据，但各国国情不同，我国及日本的客观事实证明“3%”和“60%”并非绝对的“风险红线”。为对我国财政中长期规划作出更好判断、保障财政的可持续发展，可以在现有财政预警指标的基础上，对每年的财政数据以三年期、五年期、八年期以及十年期进行相应计算，综合不同时间范围内的财政压力指数结果判断当年财政压力状况，在较长时间范围内的财政压力高值则需要特别警惕和研究，具体应用过程可见图4。根据1992年至2020年的财政压力指数运算结果，本文给出基于29年的风险阈值作为参考：我们以财政压力指数大于均值作为选取标准，将符合条件的财政压力指数原值进行平均，得到中国财政压力指数风险阈值0.88，中央财政压力指数风险阈值0.716，地方财政压力指数阈值0.658。即，当新一年的财政压力指数超过风险阈值时，意味着该年的财政压力处于1992年以来的高风险区位，需要进行及时干预并调整政策。以测算分析2022年财政压力指数为例，首先获取2022年相关的财政及经济数据，分别代入CRITIC模型，计算2020—2022年、2018—2022年、2015—2022年以及2012—2022年的财政压力指数，观测2022年财政压力在短中长时间范围内的压力状

态。再在此基础上，将各阶段高于其平均值的财政压力数值进行平均，得到不同时期的财政风险阈值，以此综合判断2022年的财政压力状况及财政风险。

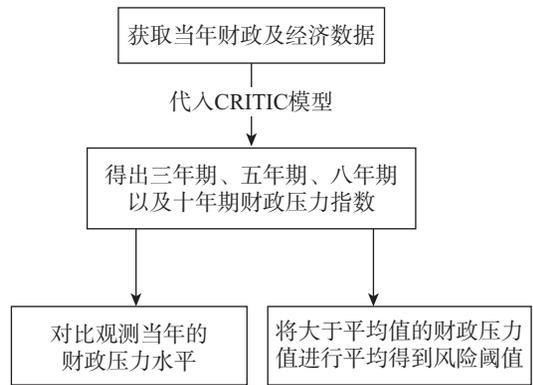


图4 财政压力指数预警作用流程图

值得注意的是，尽管有的收入类指标快速增长，但并不一定意味着财政压力的减弱，反而会因为数据变动过大催生潜在的财政风险、影响财政可持续性。例如，2015年后地方债务全面放开，债务规模快速增长，虽然对财政压力有一定的缓解作用，但并非保障地方财力增长的长久之计，反而引发财政风险的快速上升，威胁财政可持续性，带来地方财政压力大幅上升。

(二) 可辅助财政预算编制，提供财政预决算偏差合理性解释

财政预算是对未来一定时期的财政收支进行预测和计划的财政行为，财政压力指数的应用对于财政预算而言不仅可以在预算编制中提高预算的精细度和科学性，还可以在财政预算执行的过程中调整财政预算、辅助降低财政预决算偏差，并为预决算偏差最终结果的合理性提供判断依据，具体应用流程可见图5。

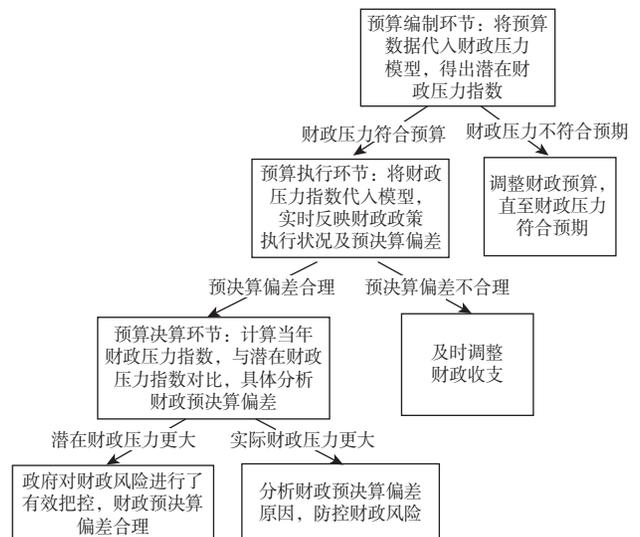


图5 财政压力指数辅助财政预算流程图

一方面，在财政预算编制过程中，将预测数据代入到模型之中，得出潜在财政压力指数，当财政压力指数不在接受范围之内，则对财政预算进行相应调整，直到得出平衡保障必要财力与降低财政风险之间的最优值。财政伴随经济发展和国家建设而生，经济变化不止，财税变革不停。我国现代财税制度和现代财税金融制度尚在深化改革之中，内外部经济形势深刻变化，不确定性高。通过对经济的提前判断可以更好调整策略方针，降低财政不确定性，对财政压力提前进行预防，做到心中有数。

另一方面，降低财政预决算偏离度是现代预算制度和新《预算法》的基本要求，但财政预决算偏差是无法彻底避免的，并且科学而适度的财政预决算偏差有存在的必要意义，是政府主观能动性与经济治理能力的直接体现。第一，在财政预算执行过程中，可以利用预算数据和决算数据得出不同的财政压力指数，反映财政执行状况以及财政预决算整体偏差情况，从而更好地对预算执行进行监督与调整。值得注意的是，实际财政压力指数不一定仅在年终或预算年度结束时才可以进行分析，可以根据季度进行分析财政压力状况，从而可以适时调整财政预算方案，尤其是当地震、台风或疫情等不可抗力发生时，为财政政策的灵活调整提供数据基础。第二，在财政预算执行结束进行决算时，可利用潜在压力指数与实际财政压力指数的差值对政府化解财政风险行为进行评价，若实际财政压力指数低于潜在财政压力指数，意味着政府对财政风险进行了有效把控和化解，财政预决算偏差则存在一定的合理性。当然，还需要进一步结合其他指标进行评估，避免地方政府为了单纯追求财政压力减小而增加居民、企业税负或大幅增加不合理非税收入行为。

(三) 为我国财政压力的横向和纵向不均提供经验证据

省级财政压力自分税制改革以来就饱受争议，而中央财政压力在纵向财政压力中往往被忽视。省级政府为了获得更多的财政转移支付以及上级部门的关注，更有倾向在媒体中透露自身财政的收支压力。而中央政府透露自身压力的动力较弱，一方面，我国财政是大国财政，中央部门的利益出发点并非部门私利，而是服务于国家战略和改革目标；另一方面，财政体系并不能在短时间内变革，过度宣传或不恰当的描述可能引起不必要的麻烦，导致

下级单位的误解。与此同时，居民和企业对省级财政单位提供的公共服务获得感更强，对于国家范围内非排他性和非竞争性更强的公共服务以及公共产品反而容易忽视，进而其感受地方政府的财政压力更为明显。根据上文财政压力指数结果来看，地方财政压力仅在2008年到2013年间连续高于中央财政压力。财政压力指数对中央和地方财政压力的直观衡量可在一定程度上减轻地方政府不合理的转移支付要求，并加强对中央政府财政压力的关注，促进纵向财政压力公平。

财政横向公平是建立现代财政制度的重点内容，我国各省份之间财政汲取能力和财政支出需求有较大悬殊，根据2019年的数据，位列第一的广东省财政收入12 654.53亿是排名最后的西藏自治区的57倍。财政公共服务均等化是新型城镇化的基础需求，也是建立现代财政制度并逐步实现共同富裕的必然选择。省级范围内的财政压力指数可以为我国转移支付制度和点对点帮扶政策提供新的数据证据，显性化地区之间的财政压力差异，服务于区域财政政策精准化制定。财政压力指数具有较高水平的实用性，使用门槛低，以上述指标为基础，利用CRITIC法构建省级范围内的财政压力指数，综合并直观衡量各省份之间的财政压力，促进财政资源在横向范围内更好分配，具体应用流程可见图6。

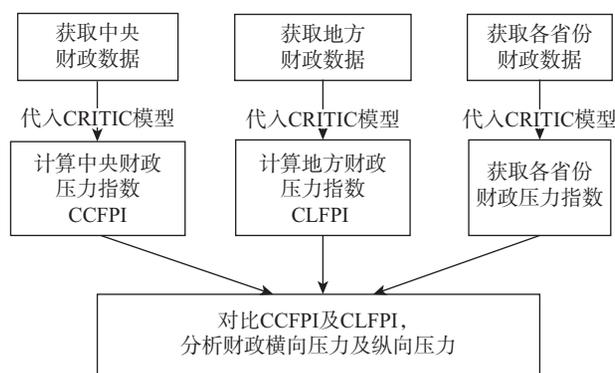


图6 财政压力指数分析财政横纵向压力流程图

(四) 满足研究分析的需要，为财政压力的多维衡量提供分析视角

根据上述文献综述的结果，目前绝大部分文献在研究财政压力的影响时，仅仅利用财政收支缺口占一般公共服务比重等指标进行衡量，缺乏一定的全面性、科学性与有效性。财政压力指数是综合衡量财政压力的数理方法，在一定程度上弥补了指标衡量法、外生事件冲击衡量法的短板，可与目前使用较多的财

政自给率、财政收支缺口、财政收支缺口占一般公共预算收入等指标一并使用、互为支撑,增强研究结论的稳健性,丰富关于财政压力的衡量工具。

同时,财政压力指数变化不仅仅因数值本身变化而变化,还因数值变化所带来的权重变化而变化。根据通过分析子维度以及具体指标权重的变化,可对该维度的财政作用或财政贡献有更直观的把握。在未来

的研究中,可以将财政压力指数作为研究对象,分析财政收入、财政支出、政府债务等子维度的不同影响和内在影响机制、具体分析影响财政压力的具体因素,以及财政政策评价等。例如可以分析财政收入对财政压力的影响弹性,转移制度和地方债对地方财政压力的不同影响,财政预决算偏差、人口结构变化等因素对财政压力的异质影响等。

参考文献

- [1] 孙希芳,王晨晨. 地方财政压力、信贷错配与信贷过度扩张 [J]. 经济科学, 2020 (6): 34-47.
- [2] 祝继高,岳衡,饶品贵. 地方政府财政压力与银行信贷资源配置效率——基于我国城市商业银行的研究证据 [J]. 金融研究, 2020 (1): 88-109.
- [3] 黄凌翔,韩杰,艾萍,陈竹. 土地市场、财政压力与经济增长——基于省级面板 VAR 的实证分析 [J]. 中国土地科学, 2020 (11): 85-94.
- [4] 余亮亮,蔡银莺. 土地供给结构、财政压力与房价——来自广东省的经验分析 [J]. 中国土地科学, 2018 (8): 30-36.
- [5] 李英利. 财政压力、土地财政与区域房价的时空演化——基于 GTWR 模型的实证研究 [J]. 财政研究, 2020 (5): 78-89.
- [6] 李广众,贾凡胜. 财政层级改革与税收征管激励重构——以财政“省直管县”改革为自然实验的研究 [J]. 管理世界, 2020 (8): 32-50.
- [7] 于文超,殷华,梁平汉. 税收征管、财政压力与企业融资约束 [J]. 中国工业经济, 2018 (1): 100-118.
- [8] 席鹏辉,梁若冰,谢贞发,苏国灿. 财政压力、产能过剩与供给侧改革 [J]. 经济研究, 2017 (9): 86-102.
- [9] 洪源,张玉灶,王群群. 财政压力、转移支付与地方政府债务风险——基于央地财政关系的视角 [J]. 中国软科学, 2018 (9): 173-184.
- [10] Herwartz H, Theilen B. Partisan Influence on Social Spending under Market Integration, Fiscal Pressure and Institutional Change [J]. European Journal of Political Economy, 2014 (34): 409-424.
- [11] Elena V R, Rubio Q, Manuel J, et al. Convergence Analysis of Environmental Fiscal Pressure across EU-15 Countries [J]. Energy & Environment, 2015, 26 (5): 789-802.
- [12] Esteve V, Sosvilla-Rivero S, Tamarit C. Convergence in Fiscal Pressure Across EU countries [J]. Applied Economics Letters, 2000 (7): 117-123.
- [13] Molina-Morales A, Amate-Fortes I, Guarnido-Rueda A. Economic and Institutional Determinants in Fiscal Pressure: An Application to the European Case [J]. Journal of Economic Issues, 2011 (3): 573-591.
- [14] Alm J, Mckee M, Skidmore M. Fiscal Pressure, Tax Competition, and the Introduction of State Lotteries [J]. National Tax Journal, 1993 (4): 463-476.
- [15] Elsässer L, Haffert L. Does Fiscal Pressure Constrain Responsiveness? Evidence from Germany [J]. European Journal of Political Research, 2021 (10): 1-24.
- [16] 詹新宇,苗真子. 地方财政压力的经济发展质量效应——来自中国 282 个地级市面板数据的经验证据 [J]. 财政研究, 2019 (6): 57-71.
- [17] 曹春方,马连福,沈小秀. 财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资 [J]. 经济学(季刊), 2014 (4): 1415-1436.
- [18] 张路,龚刚. 房地产周期、地方政府财政压力与融资平台购地 [J]. 财经研究, 2020 (6): 4-18.
- [19] 孙开,张磊. 分权程度省际差异、财政压力与基本公共服务支出偏向——以地方政府间权责安排为视角 [J]. 财贸经济, 2019 (8): 18-32.
- [20] 徐超,庞雨蒙,刘迪. 地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析 [J]. 经济研究, 2020 (6): 138-154.
- [21] 曹光宇,刘晨冉,周黎安,刘畅. 财政压力与地方政府融资平台的兴起 [J]. 金融研究, 2020 (5): 59-76.
- [22] 陈晓光. 财政压力、税收征管与地区不平等 [J]. 中国社会科学, 2016 (4): 53-70, 206.
- [23] 王立勇. 基于突变级数法的财政脆弱性指数研究 [J]. 人民论坛·学术前沿, 2017 (16): 68-81.
- [24] 秦士坤. 中国城市财政压力现状与风险识别——基于新口径的测算 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (10): 10-25.
- [25] Dell'Anno R, Dollery B E. Comparative Fiscal Illusion: A Fiscal Illusion Index for the European Union [J]. Empirical Economics, 2013, 46 (3): 937-960.
- [26] Diakoulaki D, Mavrotas G, Papayannakis L. Determining Objective Weights in Multiple Criteria Problems: The Critic Method [J]. Computers and Operations Research, 1995, 22 (7): 763-770.
- [27] 高培勇. 中国财政 70 年 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2019.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

金融稳定与外部宏观审慎政策溢出效应

——以存款准备金率和贷款价值比为例

Financial Stability and External Macroprudential Policy Spillovers:
Taking Reserve Requirement and Loan-to-value Ratios as Examples

方 意 欧阳辉 张碧琼

FANG Yi OUYANG Hui ZHANG Bi-qiong

[摘要] 2008年金融危机后,各国宏观审慎政策的执行变得更加频繁。随着金融一体化的加深,一国的宏观审慎政策会影响其他国家宏观审慎政策的实施,即产生了溢出效应。本文以紧缩性存款准备金率政策和贷款价值比政策为研究对象,对宏观审慎政策工具溢出的传导机制进行了分析;构建溢出指数对宏观审慎政策的溢出效应进行了讨论;最后,检验了中国的金融稳定对外部宏观审慎政策溢出效应的影响。研究发现:第一,外部宏观审慎政策对中国的宏观审慎政策具有显著的溢出效应。其中,存款准备金率的溢出效应要大于贷款价值比。第二,中国的金融稳定对外部宏观审慎政策的溢出效应产生影响。其中,信贷和房价的变化与存款准备金率的溢出效应成反向关系,与贷款价值比的溢出效应成正向关系。由此,本文认为中国应该重视外部宏观审慎政策的影响,并积极参与国际宏观审慎政策协调。

[关键词] 金融稳定 宏观审慎政策 溢出效应 存款准备金率 贷款价值比

[中图分类号] F831.0 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 04-0025-12

Abstract: After the 2008 financial crisis, macro-prudential policies are being implemented more frequently. As financial integration deepens, macro-prudential policies in one country will have an impact on those in other countries. We took the tight reserve requirement and loan-to-value ratios as research objects, analyzed the transmission mechanism of macro-prudential policy spillover and constructed the spillover index. Then, we empirically examined the impact of China's financial stability on the spillover effects suffered from external macro-prudential policies. We find that external macro-prudential policies have significant spillover effects on China. The spillover effect of reserve requirement ratio is greater than that of loan-to-value ratio. We also find that China's financial stability affects the spillover effects suffered from external macro-prudential policies. Credit and house prices, the China's financial stability variables, have a negative relationship with the spillover effect of reserve requirement ratio, and a positive relationship with that of loan-to-value ratio. Therefore, we argue that China should pay attention to the influence of external macro-prudential policies and actively participate in international macro-prudential policy coordination.

Key words: Financial stability Macro-prudential policy Spillover effects Reserve requirement ratio Loan-to-value ratio

[收稿日期] 2021-06-22

[作者简介] 方意,男,1986年7月生,中央财经大学金融学院教授,博士生导师,研究方向为金融风险与监管、金融周期、金融科技;欧阳辉,女,1979年11月生,中央财经大学金融学院博士研究生、贵州财经大学大数据应用与经济学院教师,研究方向为国际金融、金融风险与监管;张碧琼,女,1957年11月生,中央财经大学金融学院教授,博士生导师,研究方向为国际金融。本文通讯作者为欧阳辉,联系方式为 ouaiui@126.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“金融周期视角下的中国银行业系统性风险防范与化解研究”(项目编号:71973162);国家自然科学基金面上项目“金融文本大数据与银行业系统性风险:指标构建、应用与评估整合”(项目编号:72173144);国家社会科学基金重大项目“负利率时代金融系统性风险的识别和防范研究”(项目编号:20&ZD101);中国博士后科学基金“银行‘脱实向虚’、系统性风险与宏观审慎政策”(项目编号:2020M670558);中央财经大学青年科研创新团队项目“中国金融部门系统性风险与金融稳定政策”。

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

2008年全球金融危机后,各国加大了宏观审慎政策的实施力度,希望借此减小国内产生系统性金融风险的可能性。然而,随着金融一体化和全球互联性的深入,一国出于金融稳定目的实施的宏观审慎政策会对其他国家的宏观审慎政策产生影响。这是因为一国实施宏观审慎政策的影响可能会通过跨境资本流动蔓延至其他国家。这不但破坏了来源国政策的有效性,还会对溢出目的国的金融市场和金融机构造成冲击,进而促使目的国及时调整宏观审慎政策以维护金融稳定。也就是说,一国的宏观审慎政策使其他国家做出了宏观审慎政策调整,即产生了溢出效应。

党的十九大报告提出要推动形成全面开放的新格局,强调开放带来进步。2021年7月,中国人民银行下半年工作会议也谈到要进一步有序推进金融开放。跨境资本流动是政策溢出的重要渠道。金融开放会扩大跨境资金流通渠道、降低跨境交易成本,从而有效地促进资金的跨境流动(杨子暉和陈创练,2015^[1])。因此,随着中国金融开放的推进,外部宏观审慎政策的影响变得不容忽视,其对中国宏观审慎政策的溢出有多大?溢出效应如何传导?中国的金融稳定会不会影响溢出效应?深入研究这些问题,有助于加深对宏观审慎政策溢出传导机制的理解,深化金融稳定与政策溢出之间关系的认识,因此具有重要的理论意义。同时,将外部政策溢出效应纳入考虑范围,有助于中国监管当局更好地制定和执行宏观审慎政策,降低溢出效应可能带来的金融风险,因此本文的研究又具有重要的现实意义和政策价值。为了回答上面提出的问题,本文首先对不同政策工具的溢出传导机制进行了分析;然后构建溢出指数对宏观审慎政策的溢出效应进行了讨论;最后实证检验了中国金融稳定对外部宏观审慎政策溢出效应的影响。

以往的研究重视对宏观审慎政策溢出渠道,以及不同类型政策工具对其影响的分析,但对溢出目的国的政策反应鲜有讨论。本文的贡献在于:第一,量化了来源国宏观审慎政策对目的国宏观审慎政策的溢出效应。这使得更为细致和深入地讨论国家间的宏观审慎政策影响成为可能。第二,对比分析了外部两种具体的宏观审慎政策工具:存款准备金率和贷款价值比,对中国的溢出效应;实证检验了中国的金融稳定对溢出效应的影响,加深了对不同政策工具溢出效应

的理解。

余文结构如下:第二部分为文献综述;第三部分为影响机制分析和研究假设;第四部分为宏观审慎政策溢出效应指标构建方法和数据描述;第五部分为宏观审慎政策溢出效应分析;第六部分为中国金融稳定对外部宏观审慎政策溢出效应的影响分析;第七部分为结论与政策启示。

二、文献综述

目前大多数宏观审慎政策都明确适用于银行系统,其本质上是一种激励银行的机制(方意和黄丽灵,2019^[2])。当监管政策发生变化时,国际资本会通过流入和流出银行进行回应(Bremus和Fratzscher,2015^[3])。2008年金融危机爆发后,银行的风险容忍度有所上升(项后军等,2018^[4]),在资本流出中起着重要作用(范小云等,2020^[5])。而银行跨境信贷是宏观审慎政策溢出的重要渠道(Kang等,2017^[6]),也是相关溢出渠道研究的重点。本文主要涉及以下两方面文献内容。

(一) 关于宏观审慎政策跨境信贷溢出渠道的研究

宏观审慎政策对本国和外国银行的跨境信贷都会产生影响。一方面,紧缩性宏观审慎政策会使拥有地区性或全球性业务的本国银行向外国发放贷款(Avdjiev等,2017^[7])。在这一过程中,本国银行向外国市场上风险较高的公司提供了更多的贷款(Ongena等,2013^[8]),从而承担了更高的风险,造成了本国宏观金融系统的不稳定(赵胜民和何玉洁,2019^[9])。此外,这些增加的贷款还会导致外国市场信贷繁荣或资产价格压力,进而影响外国的金融稳定。另一方面,紧缩性宏观审慎政策会使外国银行增加对本国的放贷。紧缩性监管要求使信贷资金从本国受监管的外国子公司转移到位于该国未受监管的外国分行,这一漏出数额很大,约占总贷款供应变化的三分之一(Aiyar等,2014^[10])。因此,相对于本国的银行,外国分行和跨境贷款机构提供了更多的信贷,并承担了更大的风险(Reinhardt和Sowerbutts,2015^[11])。

综上,宏观审慎政策会影响政策来源国和政策溢出目的国银行的跨境信贷,进一步影响目的国的银行风险和金融稳定。但是对于目的国因金融稳定受到影响进行的及时政策反应,即来源国政策对目的国政策的溢出效应,还罕有文献进行分析和讨论。本文首先

对银行跨境信贷渠道下溢出目的国的政策反应机制进行了分析,然后使用 Qual VAR 模型将离散的宏观审慎政策变量转为连续的政策潜变量,在此基础上进一步构建了政策溢出效应指数。通过这种方法,本文讨论并量化了国家之间宏观审慎政策的溢出效应,为目的国监管当局进行及时、有效的政策反应提供了一定的参考。

(二) 关于不同类型宏观审慎政策工具对跨境信贷影响的研究

宏观审慎政策对政策工具表现出不同的敏感性(方意,2016^[12]),已有文献从政策工具作用的对象:借款人和贷款人入手,对不同类型宏观审慎政策工具影响银行跨境信贷的问题展开了分析。第一,针对借款人的政策研究集中于部门工具中的贷款标准限制。贷款标准限制是面向金融产品的监管工具,对国内外银行的影响相似(Galati 和 Moessner, 2018^[13])。因此,这一政策工具不会引起外国银行跨境信贷的流入,但会引起本国银行国际债权的增加,且银行资本状况越好,国际债权增加的幅度往往越大(Avdjiev 等,2017^[7])。第二,针对贷款人的政策研究集中于资本工具中的资本要求和流动性工具中的存款准备金率。在资本要求方面,当资本标准提高时,外国银行会增加对本国的债权(Reinhardt 和 Sowerbutt, 2015^[11])。这是因为资本要求提高了本国银行的加权平均资本成本,但跨境贷款由于不受影响而产生了融资优势。在存款准备金率方面,当存款准备金率提高使得本国融资成本上升时,本国银行增加了向国际银行的贷款(Avdjiev 等,2017^[7])。

学者们对资本工具、流动性工具和部门工具的影响进行了比较,得出的结论不尽相同。一部分学者认为资本工具和流动性工具的监管对银行跨境信贷的影响要比部门工具大(Fahr 和 Źochowski, 2015^[14]),另一部分学者却认为流动性工具或部门工具比资本工具的影响更大(Kang 等,2017^[6])。

综上,不同类型宏观审慎政策工具对跨境信贷以及目的国金融稳定产生的影响存在差异。因此,目的国监管当局对金融稳定变化的政策反应也不同,但罕有相关研究对这一问题进行讨论。本文以中国使用最为频繁的两项宏观审慎政策工具:存款准备金率和贷款价值比为例,对比分析了两种政策溢出效应的差异,并进一步实证检验了中国的金融稳定对外部宏观审慎政策溢出效应的影响。这不但加深了对不同宏观

审慎政策工具溢出效应的理解,还为监管当局做出差异化的决策提供了借鉴。

三、影响机制分析和研究假设

存款准备金率(RR)政策和贷款价值比(LTV)政策是目前全球应用广泛、中国使用最为频繁(Alam 等,2019^[15])、对国际银行信贷扩张影响最大的两项宏观审慎政策工具(Avdjiev 等,2017^[7]),也是国内学者进行对比研究的政策工具(梁琪等,2015^[16];荆中博和方意,2018^[17])。

目的国的金融稳定会影响宏观审慎政策溢出效应。当来源国实施紧缩性宏观审慎政策时,会通过跨境信贷渠道影响目的国金融市场的信贷和房价。这会进一步影响银行的系统性风险(童中文等,2015^[18])。此时,监管当局执行宏观审慎政策能够明显抑制系统性风险和房价的波动幅度(郭娜等,2019^[19])。因此,来源国实施的政策最终会引起目的国宏观审慎政策的被动调整,即产生了政策的溢出效应。如前所述,RR政策和LTV政策是分别针对贷款人和借款人的工具,由于作用的对象不同,政策引起的跨境信贷变动存在差异。这种差异使得目的国的金融稳定变量:信贷和房价,在两种情况下变化不同,由此引起目的国政策的被动调整也不相同。因此,金融稳定和溢出效应之间的关系与使用的政策工具有关。具体而言:

第一,紧缩性RR政策限制了来源国银行的资金,对更依赖于银行间市场融资的银行产生了影响。由于来源国银行间市场的资金变得短缺,融资成本上升,来源国银行开始向其他资金来源融资,以消除RR提高对其的负面影响。政策溢出目的国银行的资金在逐利因素的驱动下会通过国际银行间市场流向来源国,国际银行贷款随之上升。此时,目的国由于资金流出,金融市场信贷供给下降、贷款利率上升、金融稳定变量:信贷和房价的增速下降。因此,当目的国监管机构观测到来源国实施紧缩性RR政策时:(1)如果本期目的国金融市场上的信贷和房价下降,来源国的政策溢出可能会造成信贷和房价进一步下跌。此时,目的国的紧缩性政策压力变得更小,监管当局会在本期及时做出政策反应。信贷和房价本期下降越大,政策反应的强度越大,溢出效应增大。(2)如果本期目的国金融市场上的信贷和房价上升,来源国政策溢出引起的信贷和房价下跌会抵消上升的情形。由

于对金融稳定变量的变化没有确定的预期，目的国无法在本期做出及时的政策反应，溢出效应减小。

根据以上分析，本文提出假设 1。

假设 1: 中国金融稳定变量：信贷和房价的变化与外部紧缩性 RR 政策溢出效应成反向关系。

第二，紧缩性 LTV 政策是针对金融产品的监管，所有的银行机构都受到相同的约束。在此背景下，来源国银行资金会通过跨境信贷的方式流向目的国。此时，目的国金融市场的信贷供给上升、贷款利率下降。金融稳定变量：信贷和房价的增速上升，房地产市场的风险又增加了银行的风险（方意等，2021^[20]）。因此，当目的国监管机构观测到来源国实施紧缩性 LTV 政策时：（1）如果本期目的国金融市场上的信

贷和房价上升，来源国政策溢出可能会造成信贷和房价进一步上升。此时，目的国的紧缩性政策压力变得更大，监管当局会在本期及时做出政策反应。国内信贷和房价本期上升越大，政策反应的强度越大，溢出效应增大。（2）如果本期目的国金融市场上的信贷和房价下降，来源国政策溢出引起的信贷和房价上升会抵消下降的情形。由于对金融稳定变量的变化没有确定的预期，目的国无法在本期做出及时的政策反应，溢出效应减小。

根据以上分析，本文提出假设 2。

假设 2: 中国金融稳定变量：信贷和房价的变化与外部紧缩性 LTV 政策溢出效应成正向关系。

传导过程如图 1 所示。

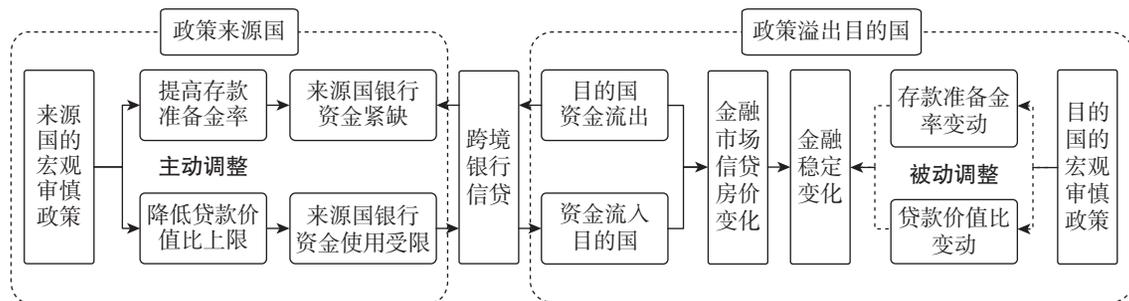


图 1 来源国宏观审慎政策对目的国的溢出传导

四、宏观审慎政策溢出效应指标构建方法和数据描述

（一）Qual VAR 模型

宏观审慎政策涉及大量实施间隔和频率存在差异的工具。以往的文献要么进行事件研究，要么根据紧缩或宽松的立场变化，使用离散指标对这些事件进行标记。然而，在没有政策行动的样本期内，二元政策指标无法捕捉政策立场的变化。Tillmann (2015)^[21]认为宏观审慎政策可以被直接观察到的执行次数很少，这导致对政策的有效性知之甚少，因此可以使用定性向量自回归（Qual VAR）模型将二元政策变量变为连续变量，揭示宏观审慎政策连续的潜在监管压力。根据这一思想，荆中博和方意（2018）^[17]用 Qual VAR 模型模拟了中国 RR 政策和 LTV 政策的潜变量，并分析了这两种政策对贷款增速、房地产价格增速等金融稳定目标的有效性和靶向性。本文沿袭了这一思想，将 RR 政策和 LTV 政策实施的样本国家扩展到全球范围，对执行这两类政策的国家进行了政策模拟和讨论。

现实中观察到的宏观审慎政策变化，可以用二进制变量 $y_t \in (0, 1)$ 表示， y_t 是监管当局政策行动的反映。Qual VAR 模型的思想主要基于两个主要假设。假设一： y_t 是由一个连续的潜变量 y_t^* 驱动的；假设二： y_t 和 y_t^* 都是内生的，它们与其他可观察变量一起由一个 VAR 系统决定。 y_t 的值是否为 1 取决于潜变量是否大于 0：

$$y_t = \begin{cases} 0 & \text{if } y_t^* \leq 0 \\ 1 & \text{if } y_t^* > 0 \end{cases} \quad (1)$$

y_t^* 可以被解释为实施紧缩行动的压力：如果这一压力超过某个阈值，政策当局就会采取行动。考虑到宏观审慎政策变量具有内生性，在这个 VAR 模型中政策会与其他宏观经济变量相互作用。形式上，一个包含 k 个内生变量和 p 阶滞后的 VAR 模型可以写成

$$\Phi(L)Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中， $Y_t = (X_t, y_t^*)'$ ， X_t 包括金融稳定目标、货币政策、物价水平、经济增长等宏观经济变量， $\Phi(L)$

为 $L=0, 1, \dots, P$ 的一系列 $K \times K$ 矩阵, 当 $L=0$ 时, $\Phi(0)$ 为单位矩阵, μ 为截距, ε_t 为随机扰动项。

不可观测的连续潜变量 y_t^* 可以通过建立一个关于 y_t 的动态 Probit 模型来进行估计:

$$y_t^* = \rho y_{t-1}^* + \beta X_{t-1} + \eta_t \quad (3)$$

其中, X_{t-1} 为解释变量, ρ 、 β 为待估参数, 连续潜变量 y_t^* 具有自回归特性, 随机扰动项 η_t 服从正态分布。本文利用马尔可夫链-蒙特卡洛 (MCMC) 方法来估计动态 Probit 模型。MCMC 估计可以对这个 VAR 系统进行联合估计, 并得到潜变量。VAR 系统中的多元交互作用能够提取内生潜变量以及二元信息中所包含的信息。为了便于 MCMC 估计, 本文假设 VAR 系数 Φ 为正态分布, 其中的均值和方差由 OLS 系数给出; 方差-协方差矩阵为逆 Wishart 分布; 受边界 $y_t = 1$ 的限制, 潜变量 y_t^* 为截断的正态分布。

本文不关注整体策略立场, 即 $-1/0/+1$ 系列政策事件, 只讨论包含 $0/1$ 序列的紧缩模型, 将关注点放在紧缩性宏观审慎政策的讨论上。这是因为宏观审慎政策在繁荣时期更有必要性: 一方面, 系统性风险高发于信贷繁荣与信用过度扩张时期。只有在繁荣时期, 借款行为才应该受到监管 (Flemming 等, 2019^[22]); 另一方面, 很少有政策能够在不利时期帮助阻止银行杠杆率和资产价格的下降 (Claessens 等, 2013^[23])。

(二) LASSO-VAR 模型

Diebold 和 Yilmaz (2009)^[24] 认为对 VAR 模型预测误差方差分解的结果进行处理可以度量市场之间的溢出效应。本文参考这一思想, 通过构建宏观审慎政策的溢出效应指数来分析不同国家之间的政策溢出效应。本文将紧缩性宏观审慎政策连续潜变量作为 VAR 模型中的内生变量, 可以得到 N 元 p 阶的 VAR 模型:

$$Y_t^* = \nu + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i}^* + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中, Y_t^* 包括 X 个国家宏观审慎政策的潜变量, ν 为 $X-1$ 维的截距向量, Φ_i 表示 $X \times X$ 维的系数矩阵, p 是滞后阶数, ε_t 为 $X \times 1$ 维独立同分布的扰动项。

LASSO 的方法可以有效地减少内生变量的个数, 以便更有效地估计 VAR 模型的参数, 可以同时实现

估计参数和变量选择。LASSO-VAR 模型的估计表达式如下所示:

$$\min \sum_{i=1}^T \| Y_t - \nu - \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} \|_F^2 + \lambda_i \| \Phi_i \|_1 \quad (5)$$

$$\| \Phi_i \|_1 = \sum_{j=1}^N | \Phi_{i,j} | \quad (6)$$

其中, $\| A \|_F$ 为矩阵 A 的弗罗贝尼乌斯范数 (Frobenius norm), 是该矩阵各项元素绝对值平方的总和。 λ_i 是惩罚参数, 其通过连续交叉验证进行估计。 $\| \Phi_i \|_1$ 表示 l_1 惩罚项, 为向量中各个元素绝对值之和, 可以通过将最不显著的元素赋值为 0, 从而减少横截面系数的数量。

(三) 溢出效应指数构建

类似李政等 (2020)^[25] 的做法, 本文借鉴 Diebold 和 Yilmaz (2012)^[26] 的思路, 使用广义方差分解来识别同期因果关系、构建宏观审慎政策溢出效应指数。在超前 H 步预测的广义方差分解中, 第 j 个变量对第 i 个变量方差的贡献度表达式为:

$$\theta_{i,j}(H) = \frac{\sigma_{j,j}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \sum e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \sum e_j)} \quad (7)$$

其中, \sum 是误差项 ε 的方差矩阵, $\sigma_{j,j}$ 是第 j 个方程误差项的标准差, 向量 e_i 中第 i 项的值为 1, 其他项为 0。由于广义方差分解中所有内生变量的贡献度总和不为 1, 即 $\sum_{j=1}^N \theta_{i,j}(H) \neq 1$, 因此, 需要对每一行数据进行标准化处理:

$$\tilde{\theta}_{i,j}(H) = \frac{\theta_{i,j}(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{i,j}(H)} \quad (8)$$

其中, $\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{i,j}(H) = 1$ 且 $\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{i,j}(H) = N$ 。因此, 溢出效应指数可以写为:

1. 每个国家 (i) 受到的外部宏观审慎政策的溢出效应 (from-spillover) 指数为:

$$S_i(H) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}(H) \times 100 \quad (9)$$

2. 所有样本国家宏观审慎政策的总溢出效应 (total-spillover) 指数为:

$$S(H) = \sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(H) \times 100 \quad (10)$$

(四) 数据描述

为了模拟宏观审慎政策的连续潜变量，并构建政策溢出效应指数，本文选取了建模的样本国家和模拟所需的政策执行变量、宏观经济变量和金融变量。

1. 宏观审慎政策变量 (y_t)。

宏观审慎政策执行的数据来自 Alam 等 (2019)^[15] 构建的 IMF 宏观审慎政策整合数据库 (iMaPP)。其中，RR 政策指以宏观审慎为目的的存款准备金率，LTV 政策指主要针对住房贷款的限制，也包括针对汽车贷款和商业房地产贷款的限制。当实施紧缩性 RR 和 LTV 政策时， y_t 取 1，否则为 0。

通过对 iMaPP 的分析可以发现使用紧缩性 RR 政策的绝大多数是新兴市场国家。这可能是因为新兴市场国家相对封闭，为避免大规模、不稳定的资本流动，以及由此引发的系统性风险，这些国家倾向于使用类似存款准备金率的流动性相关政策进行逆周期调节来稳定金融市场 (Montoro 和 Moreno, 2011^[27])。与之相反，发达国家通常资本账户更为开放，更多地使用以借款人为基础的、主要针对住房部门的政策 (Akinci 和 Olmstead-Rumsey, 2018^[28])，其中包括对贷款价值比 (LTV) 设定上限。从总体上来看，大部分实施政策的国家实际执行次数都比较少，新兴市场国家宏观审慎政策的金融稳定效应比发达国家更为显著 (马勇和黄辉煌, 2021^[29])。为了实现政策潜变量的模拟，本文选择了政策执行至少 3 次以上的样本。参照荆中博和方意 (2018)^[17] 对变量的选择，同时考虑宏观经济和金融数据的可得性，最终分别选取了 10 个实施紧缩性 RR 政策和 11 个实施紧缩性 LTV 政策的样本国家^①，2003 年 1 月至 2018 年 12 月的月度数据。

2. 金融稳定变量和宏观经济变量 (X_t)。

金融稳定一般是从其对立面金融不稳定的角度进行衡量的。考虑到宏观审慎政策主要对银行的信贷产生影响，所以本文选择各国信贷同比增长率作为金融

稳定的代理变量。此外，由于宏观经济变量与金融稳定，以及宏观审慎政策之间存在相互影响，本文最终选取了经济增长、通货膨胀和货币政策来反映宏观经济，并分别使用工业生产指数同比增长率、消费者价格指数同比增长率和货币供应量同比增长率作为代理变量。金融稳定变量和宏观经济变量的数据来自 CEIC 和 EIU Country Data 数据库。

3. 宏观审慎政策潜变量 (y_t^*)。

将收集的数据运用 Qual VAR 模型进行模拟，本文得到了紧缩性 RR 政策和 LTV 政策的连续潜变量，如图 2 和图 3 所示。图中的阴影区域表示这些工具实际的紧缩时期，实线表现了紧缩性宏观审慎政策执行的压力或政府不可观测的政策立场的变化。通过图形可以观察到样本期内宏观审慎政策具有以下特征：(1) 一致性。当紧缩性政策实施时，潜变量为正，其他时间为负，这与 Tillman (2015)^[21] 的结果相符。(2) 波动性。在整个样本期内，政策潜变量波动较为剧烈。

从图 2 可以看出：第一，紧缩性 RR 政策的二元变量分布在样本期的各个阶段。总体来看，2012 年之前紧缩政策执行的次数更多。其中，中国、印度、塞尔维亚和俄罗斯显得尤为密集。2012 年以后相关政策的执行次数减少，执行的国家包括巴西、中国、俄罗斯和土耳其。第二，紧缩性 RR 政策的潜在监管压力在一些国家呈现逐渐下降的趋势，比如保加利亚、巴西、克罗地亚、印度和塞尔维亚；而在另一些国家基本保持压力均值不变，比如中国、哥伦比亚、印度尼西亚、俄罗斯和土耳其。

从图 3 可以看出：第一，紧缩性 LTV 政策实际执行次数相比 RR 政策少。中国、韩国和罗马尼亚的政策执行比较均匀地分布在样本期内；加拿大、芬兰、挪威、波兰、巴基斯坦和新加坡的执行大多发生在样本后期。第二，一些国家紧缩性 LTV 政策的潜在监管压力基本上保持平稳，比如加拿大、中国、巴基斯坦、罗马尼亚和新加坡。尽管如此，仍有部分国家的潜在监管压力在 2008 年左右出现了明显的下降然后回升的趋势。

① 实施紧缩性存款准备金率政策的样本国家包括：保加利亚、巴西、中国、哥伦比亚、克罗地亚、印度尼西亚、印度、菲律宾、塞尔维亚、俄罗斯、土耳其；实施紧缩性贷款价值比政策的样本国家包括：加拿大、中国、芬兰、匈牙利、韩国、挪威、巴基斯坦、波兰、罗马尼亚、新加坡

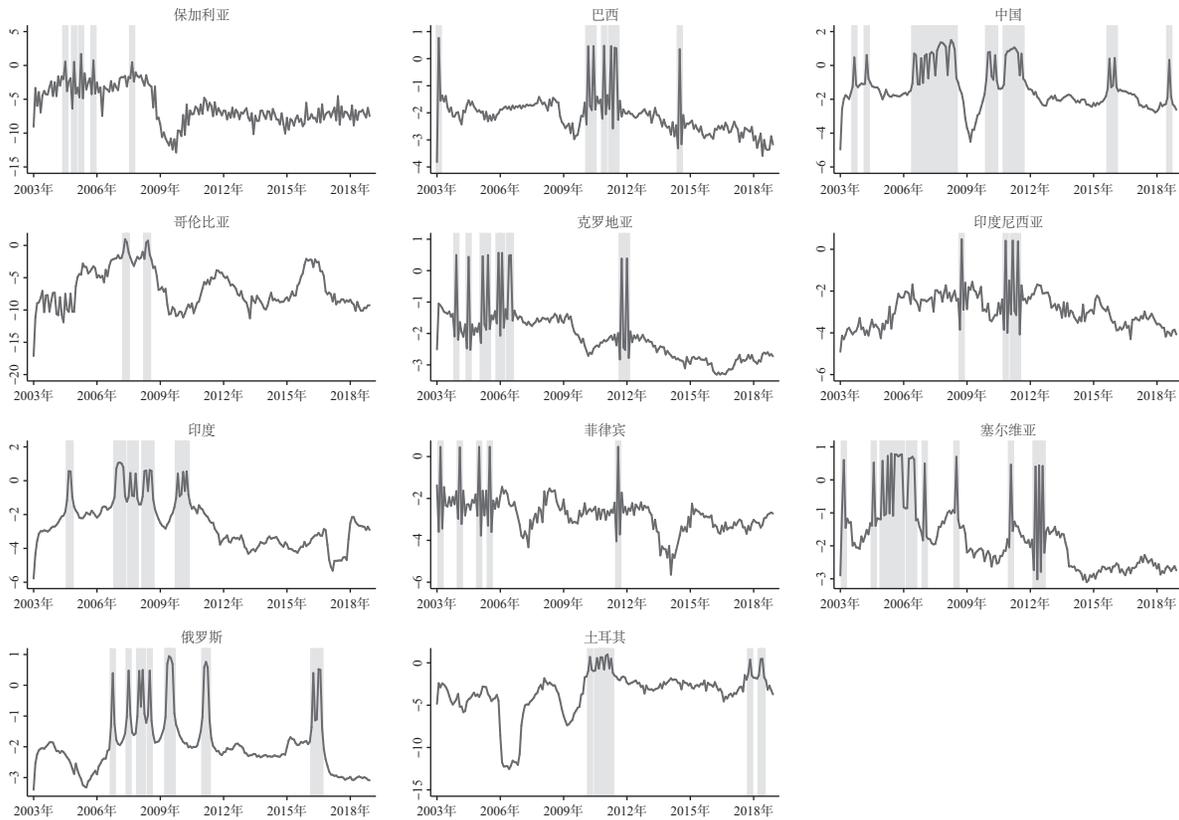


图2 2003—2018年样本国紧缩性存款准备金率政策潜变量

注：实线是 Qual VAR 所揭示的存款准备金率政策收紧的潜在倾向，阴影区域显示的是此类工具实际实施的时期。

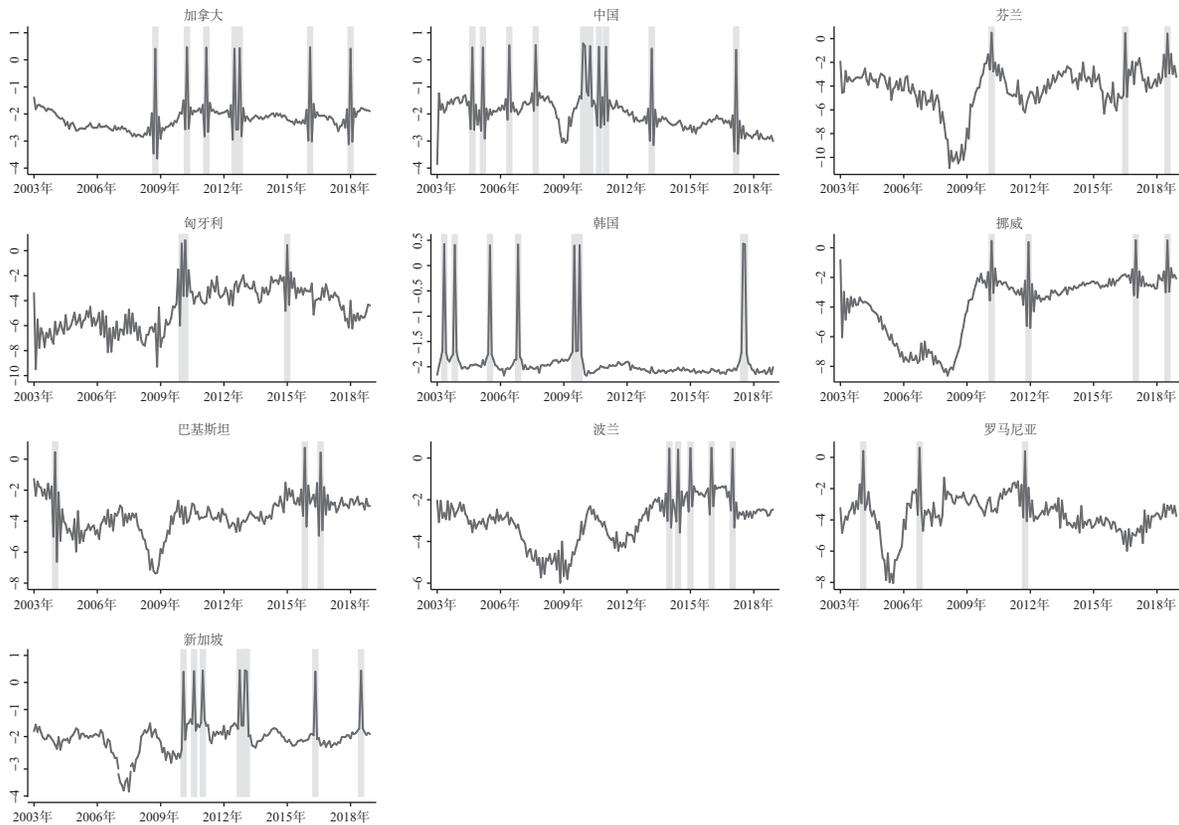


图3 2003—2018年样本国紧缩性贷款价值比政策潜变量

注：实线是 Qual VAR 所揭示的贷款价值比政策收紧的潜在倾向，阴影区域显示的是此类工具实际实施的时期。

五、宏观审慎政策溢出效应分析

本节基于宏观审慎政策潜变量广义方差分解的结果计算了紧缩性RR政策和LTV政策的溢出效应指数、绘出了两种政策的溢出动态时序图，并进行了描述性分析。

(一) 全样本宏观审慎政策溢出的总体水平

本文采用滚动的政策溢出效应指数来度量宏观审慎政策溢出效应的动态水平。滚动窗口设为60个月，滚动后的样本期为2008年1月至2018年12月。紧缩性RR政策和LTV政策溢出效应的时序特征如图4所示。从图中可以看出：第一，RR政策和LTV政策具有显著的溢出效应。两种政策工具的总溢出效应具有明显的波动性，波动范围分别在27.39%~42.41%和19.49%~53.07%之间，RR政策波动的幅度相对较小。第二，RR政策和LTV政策总溢出效应的走势存在明显差异：RR政策的总溢出呈现波动中平缓上升的趋势，LTV的总溢出明显呈现出波动中缓慢下降的趋势。首先，当前发达国家的存款准备金率长期保持在较低水平且维持不变，RR政策主要在发展中国家使用，尤其是中国、印度、俄罗斯、巴西等新兴市场国家使用较为频繁。因此，RR政策的总溢出效应实质上反映了样本国家中新兴市场国家RR政策的总溢出。其次，一般来说，监管机构会根据宏观经济形势及房地产市场情况，“相机决策”地设定LTV。除了在2008年全球危机之后的一段时间，LTV政策总溢出处于高位之外，随后的走势符合以往研究中认为LTV政策溢出效应相对较小的观点。

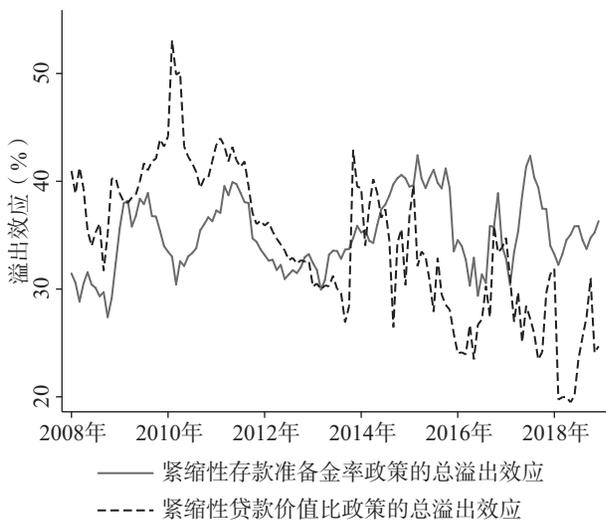


图4 样本国家宏观审慎政策总溢出效应的时序特征

(二) 外部宏观审慎政策对中国的溢出水平

中国受到的外部宏观审慎政策的溢出效应如图5所示。从图可以看出：第一，外部RR政策和LTV政策对中国的溢出效应会随时间变化上下波动。首先，RR政策对中国的溢出效应在2008年10月至2010年2月之间呈现出急速上升然后下降的走势。从2010年5月开始，溢出效应缓慢地回升，随后在2015年7月突然下降。此后直到2018年年底，溢出效应都保持相对平稳，较前期影响的程度也偏低。其次，LTV政策对中国的溢出效应从2018年9月起迅速上升，2010年1月达到最大值，然后缓慢回落至2003年1月的最低水平。随后，溢出效应开始上升，并在2013年11月以后保持较为稳定的均值，一直持续至2018年年底。第二，外部RR政策和LTV政策溢出效应的走势存在差异，且在绝大多数时期外部RR政策的溢出效应更大。如图5所示，两种政策的溢出效应在样本期间的开始和结束时期走势比较相似。但在2010年10月至2016年11月间，RR政策的溢出效应走势由上升转为下降，LTV政策走势正好与之相反。

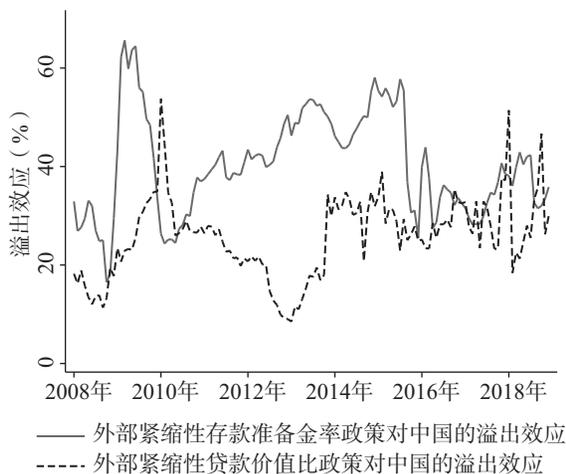


图5 外部宏观审慎政策对中国溢出效应的时序特征

六、中国金融稳定对外部宏观审慎政策溢出效应的影响分析

(一) 模型设定和变量说明

宏观审慎政策外溢的实证研究大多使用面板数据，将宏观审慎政策离散变量作为单独的解釋变量，并加入交乘项来体现控制变量的作用。与以往研究有所不同，本文参考陈晓莉和刘晓宇（2020）^[30]的做法构建模型，使用时间序列数据分析中国的金融稳定对

外部宏观审慎政策溢出效应的影响, 样本期为 2008 年 1 月至 2018 年 12 月。模型设定如下:

$$\begin{aligned} Fromspill_t = & \alpha + \sum_{i=1}^2 \beta_i Fromspill_{t-i} + \gamma_1 credit_t \\ & + \gamma_2 houseprice_t + \lambda X_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

式中, 被解释变量 ($Fromspill_t$) 为外部宏观审慎政策对中国的溢出效应, 解释变量包含被解释变量的滞后两期。信贷 ($credit_t$) 和房价 ($houseprice_t$) 为核心解释变量, X_{t-1} 为控制变量。为减少互为因果关系带来的内生性问题对回归结果产生的影响, 本文参考习惯做法, 将控制变量均滞后一期。 α 为常数项, ε 为残差项, 下标 t 表示时间。本文对模型使用多元线性回归的方法, 并进行了异方差、自相关、多重共线性等相关检验。

1. 被解释变量。

$Fromspill_t$ 为上一节构建的外部宏观审慎政策对中国宏观审慎政策的溢出效应, 即所有其他样本国家对中国溢出效应的总和。其中, 紧缩性 RR 政策和 LTV 政策的溢出效应分别表示为 $Fromspill_t^{RR}$ 和 $Fromspill_t^{LTV}$ 。

2. 核心解释变量。

参照 Prasad 等 (2019)^[31], 本文选择信贷 ($credit_t$) 和房价 ($houseprice_t$) 作为金融稳定的代理变量。信贷为银行信贷的同比增长率; 房价为 70 个大中城市新建住宅价格指数当月同比。信贷和房价数据分别来自 EIU Country Data 和 WIND 数据库。

3. 控制变量。

本文包含宏观经济因素、金融及制度因素和全球因素三类控制变量。(1) 宏观经济因素。经济增长 ($rgdp_{t-1}$), 使用中国实际 GDP 同比增长率作为代理指标。参照陈宇峰等 (2015)^[32] 的做法, 以 2000 年为基期, 将 GDP 当季同比的平减指数转换为定基 GDP 平减指数。根据定基的平减指数将名义 GDP 转换成实际 GDP, 然后采用 Census X12 方法进行季节调整, 最后通过二次插值升频为月度数据, 计算同比增长率。(2) 金融和制度因素。国际金融一体化水平 (ifi_{t-1}), 参照 Lane 和 Milesi-Ferretti (2007)^[33] 的方法, 使用金融资产和负债总量占 GDP 的比重度量中国金融一体化的水平。政策利率 ($policyrate_{t-1}$), 为再贴现利率。(3) 全球因素。全球风险厌恶度

(vix_{t-1}), 使用标准普尔 500 指数期权隐含波动率作为代理变量; 经济政策不确定性 (epu_{t-1}), 采用 Baker 等 (2016)^[34] 编制的经济政策不确定性指数。除特别说明外, 控制变量的相关数据均来自 CEIC 和 WIND 数据库。

(二) 实证结果分析

模型 (11) 为简单的多元线性回归模型, 本文首先对所有变量进行 ADF 单位根检验。结果显示, 银行信贷、实际 GDP 增长率、国际金融一体化水平和经济政策不确定性在 1% 的水平上; 外部紧缩性 RR 政策和 LTV 政策的溢出效应、房价、政策利率在 5% 水平上; 恐慌指数在 10% 的水平上拒绝含有单位根的原假设, 从而接受备择假设, 即回归模型中的所有变量都是平稳的。

本文对被解释变量分别为 $Fromspill_t^{RR}$ 和 $Fromspill_t^{LTV}$ 的方程进行了多重共线性、自相关、异方差检验。检验结果表明, 两个方程都拒绝具有多重共线性和自相关的假设, 但怀特检验拒绝同方差假设, 即存在异方差。本文最终选择使用“OLS+稳健标准误”^① 对方程进行回归, 这是目前通用最简单的做法。回归结果如表 1 所示, 其中 L. 表示滞后 1 阶项, L2. 表示滞后 2 阶项。

如表 1 所示, 列 (1)~列 (3) 的被解释变量为外部紧缩性存款准备金率政策的溢出效应; 列 (4)~列 (6) 为外部紧缩性贷款价值比政策的溢出效应。实证结果表明, 列 (1)~列 (3) 中信贷和房价的系数在 1% 的水平上显著为负, 即中国的信贷和房价变化与外部 RR 政策的溢出效应呈显著负向关系。这说明, 当中国信贷和房价增速下降 (上升) 时, 外部 RR 政策的溢出效应变大 (变小)。因此, 这论证了假设 1 提出的中国金融稳定变量的变化与紧缩性 RR 政策溢出效应成反向关系。

列 (4)~列 (6) 中信贷和房价的系数为正, 且房价的系数在 10% 的水平上显著, 即中国的房价与外部 LTV 政策的溢出效应呈显著正向关系。这说明, 当中国房价增速上升 (下降) 时, 外部 LTV 政策的溢出效应变大 (变小)。因此, 这论证了假设 2 提出的中国金融稳定变量的变化与紧缩性 LTV 政策溢出效应成正向关系。

① 只要样本量较大, 即使存在异方差, “OLS+稳健标准误”对回归系数及标准误的估计都是一致的, 而且更稳健。

回归结果中其他控制变量的符号符合预期。首先,实际 GDP 增长速度越快,说明中国经济越繁荣。繁荣时期资金的跨境流动加大,政策溢出效应变大。其次,金融一体化程度反映了资金出入的便利程度。

金融一体化程度越高,政策传导的渠道越通畅,政策溢出效应越大。最后,政策利率的降低会减弱中国金融市场对资本的吸引力。此时资金的跨境流动减少,政策溢出效应下降。

表 1 信贷和房价对外部宏观审慎政策溢出效应的影响

变量	<i>Fromspill^{RR}</i>			<i>Fromspill^{LTV}</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. Fromspill^{RR}</i>	1.139*** (13.766)	1.141*** (12.183)	1.081*** (12.757)			
<i>L2. Fromspill^{RR}</i>	-0.343*** (-3.903)	-0.377*** (-3.917)	-0.333*** (-3.862)			
<i>L. Fromspill^{LTV}</i>				0.505*** (3.481)	0.479*** (3.184)	0.479*** (3.196)
<i>L2. Fromspill^{LTV}</i>				0.256*** (2.869)	0.243** (2.593)	0.243** (2.571)
<i>credit</i>	-0.331*** (-4.448)		-0.297*** (-4.047)	0.058 (0.427)		0.005 (0.041)
<i>houseprice</i>		-0.259*** (-3.000)	-0.214** (-2.494)		0.205* (1.658)	0.204* (1.719)
<i>L. rgdp</i>	0.219** (2.305)	0.003 (0.029)	0.141* (1.841)	0.074 (0.971)	0.204*** (2.646)	0.201** (2.208)
<i>L. ifi</i>	0.003*** (3.613)	0.002*** (2.676)	0.002*** (3.515)	-0.004* (-1.753)	-0.004 (-1.639)	-0.004 (-1.615)
<i>L. policyrate</i>	-1.413* (-1.790)	-1.520** (-2.022)	-1.961** (-2.460)	-0.717 (-0.928)	-0.467 (-0.574)	-0.460 (-0.605)
<i>L. vix</i>	0.133*** (3.365)	0.039 (0.934)	0.094** (2.325)	0.002 (0.049)	0.041 (0.818)	0.040 (0.840)
<i>L. epu</i>	-2.464*** (-2.653)	-1.157 (-1.242)	-2.383*** (-2.690)	-0.282 (-0.269)	-0.874 (-0.678)	-0.853 (-0.792)
常数项	18.017*** (4.380)	15.289*** (3.145)	22.359*** (4.599)	6.752 (1.516)	7.106 (1.395)	6.991 (1.552)
样本数	130	130	130	130	130	130
<i>R</i> ²	0.886	0.881	0.892	0.629	0.638	0.638

注:括号中为 *t* 统计量,*、**、***表示系数在 10%、5%、1%的水平上显著。

(三) 稳健性检验

本文从两个方面进行了稳健性检验:第一,使用加权最小二乘法(WLS)对式(11)进行回归。以上的分析中使用了“OLS+稳健标准误”来处理方程中存在的异方差问题。在仅存异方差的情况下,也可以使用加权最小二乘法(WLS)进行估计,以得到更为有效的回归结果。第二,内生性检验。由于外部

政策溢出与中国金融稳定变量间可能存在互为因果的关系,本文对表1的各列方程进行了“杜宾-吴-豪斯曼(DWH)”内生性检验,结果表明列(1)和列(3)中的信贷存在内生性。因此,本文选取信贷的滞后项作为工具变量,运用异方差稳健标准误的2SLS方法和GMM方法进行回归,以排除内生性问题。两种检验显示结果稳健^①。

① 受篇幅限制,检验结果未予列示,感兴趣的读者可联系作者索取。

七、结论与政策启示

本文以紧缩性存款准备金率和贷款价值比为例,研究了宏观审慎政策的溢出效应,以及中国金融稳定对外部宏观审慎政策溢出效应的影响。首先,结合IMF的iMaPP数据库,运用Qual VAR模型模拟了宏观审慎政策的连续潜变量;其次,对政策潜变量进行广义方差分解,在此基础上构建了政策溢出指数来分析宏观审慎政策的溢出效应;最后,检验了中国金融稳定变量:信贷和房价的变化对外部宏观审慎政策溢出效应的影响。本文得到的主要结论有:

第一,外部紧缩性宏观审慎政策对中国具有显著的溢出效应,其中存款准备金率政策对中国的溢出效应要大于贷款价值比政策。

第二,中国金融稳定变量:信贷和房价会影响外部紧缩性宏观审慎政策的溢出效应。其中,信贷和房价对外部紧缩性存款准备金率政策的溢出效应有显著的负向影响,房价对外部紧缩性贷款价值比政策的溢出效应有显著的正向影响。

本文的研究结果主要有以下政策启示:

第一,中国监管当局应重视外部宏观审慎政策对中国的溢出效应。由于不同宏观审慎政策工具的溢出效应存在差异,因此需要有所区分。监管当局应及时评估外部政策可能对信贷和房价的作用,判断其对本国现有宏观审慎政策有效性的影响,并做好及时反应的准备。从这个角度来说,有必要将应对外部宏观审慎政策溢出效应纳入本国宏观审慎政策的考虑范围,本文的量化结果为此提供了一定的参考。

第二,中国应积极参与国际宏观审慎政策协调。首先,国家之间宏观审慎政策存在着“先发劣势”的问题。如果一个国家的监管机构为了达到逆周期迅

速调节的效果而提高存款准备金率,由于溢出效应的存在,其只能内化紧缩措施带来的金融稳定的一部分好处,却承担着降低本国银行竞争力的所有潜在成本。与此相反,提高存款准备金率的政策溢出不但提升了目的国银行的相对竞争力、降低了信贷增速和资产价格压力,还促进了地区的金融稳定。因此,这可能会引起政策来源国对资本流动的管制,甚至放弃更为有效的宏观审慎政策工具,进一步加大了局部金融风险发生的可能性。其次,国家之间宏观审慎政策还存在着“以邻为壑”的问题。紧缩性贷款价值比政策有助于维护来源国的金融稳定,并增进福利(岑磊等,2016^[35]),但其可能会引起目的国承担信贷增长过快或资产价格上升的压力,造成目的国金融不稳定,加大了风险发生的概率。最后,“金融三难”的困境使得独立的监管政策无法实现。不干预资本的跨境流动、国家独立控制金融监督,以及金融稳定,这三项并非相互兼容(Agénor和Pereira da Silva,2021^[36])。一国如果不断开放金融市场,为了维护本国的金融稳定,就需要对监管政策进行被动调整。

本文研究的宏观审慎政策溢出效应,是一国宏观审慎政策对另一国宏观审慎政策的影响。研究结果体现了在中国金融开放进程中,维护金融稳定的目标条件下,宏观审慎监管政策的非独立性。为解决“先发劣势”“以邻为壑”和“金融三难”带来的潜在金融风险 and 被动政策调整,监管当局在制定和执行宏观审慎政策时,有必要从区域甚至是全球视角出发,协调各国的需求和选择,确定政策工具。通过建立全球性的政策协调框架,达到增加政策有效性、提高政策福利的目的。这需要进一步加强对宏观审慎政策国际协调收益的研究,提高宏观审慎国际协调的自觉性。

参考文献

- [1] 杨子晖,陈创练.金融深化条件下的跨境资本流动效应研究[J].金融研究,2015(5):34-49.
- [2] 方意,黄丽灵.系统性风险、抛售博弈与宏观审慎政策[J].经济研究,2019(9):41-55.
- [3] Bremus F, Fratzscher M. Drivers of Structural Change in Cross-border Banking Since the Global Financial Crisis [J]. Journal of International Money and Finance, 2015, 52: 32-59.
- [4] 项后军,李丽雯,陈昕朋.宽松性刺激政策、利率市场化与银行风险承担渠道[J].金融经济研究,2018(3):3-14.
- [5] 范小云,张少东,王博.跨境资本流动对股市波动的影响——基于分部门资本流动波动性视角的研究[J].国际金融研究,2020(10):24-33.
- [6] Kang H, Francis V, Rina B, et al. Macroprudential Policy Spillovers: A Quantitative Analysis [J]. IMF Working Papers, 2017, 17(170): 1.

- [7] Avdjiev S, Koch C, McGuire P, von Peter G. International Prudential Policy Spillovers: A Global Perspective [J]. *International Journal of Central Banking*, 2017, 13: 5-33.
- [8] Ongena S, Popov A, Udell G F. "When the Cat's Away the Mice Will Play": Does Regulation at Home Affect Bank Risk-taking Abroad? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108 (3): 727-750.
- [9] 赵胜民, 何玉洁. 宏观金融风险 and 银行风险行为关系分析——兼论宏观审慎政策和微观审慎监管政策的协调 [J]. *中央财经大学学报*, 2019 (6): 33-44.
- [10] Aiyar S, Calomiris C W, Wieladek T. Does Macro-prudential Regulation Leak? Evidence from a UK Policy Experiment [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2014, 46 (SUPPL 1): 181-214.
- [11] Reinhardt D, Sowerbutts R. Regulatory Arbitrage in Action: Evidence from Banking Flows and Macroprudential Policy [Z]. Bank of England, Staff Working Papers, 2015, 546 (9).
- [12] 方意. 宏观审慎政策有效性研究 [J]. *世界经济*, 2016 (8): 25-49.
- [13] Galati G, Moessner R. What Do We Know About the Effects of Macroprudential Policy? [J]. *Economica*, 2018, 85 (340): 735-770.
- [14] Fahr S, Żochowski D. A Framework for Analysing and Assessing Cross-border Spillovers from Macroprudential Policies [J]. *Financial Stability Review*, 2015, 1.
- [15] Alam Z, Alter A, Eiseman J, et al. Digging Deeper—Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database [J]. *IMF Working Papers*, 2019, 19 (66).
- [16] 梁琪, 李政, 卜林. 中国宏观审慎政策工具有效性研究 [J]. *经济科学*, 2015 (2): 5-17.
- [17] 荆中博, 方意. 中国宏观审慎政策工具的有效性和靶向性研究 [J]. *财贸经济*, 2018 (10): 75-90.
- [18] 童中文, 魏歆七, 范从来. 我国信贷顺周期现象与审慎监管 [J]. *金融市场研究*, 2015 (8): 78-87.
- [19] 郭娜, 彭玉婷, 徐卉杉. 我国系统性金融风险与“双支柱”调控有效性研究——基于 DSGE 模型的分析 [J]. *中央财经大学学报*, 2019 (10): 30-40.
- [20] 方意, 荆中博, 马晓. 中国房地产市场对银行业系统性风险的溢出效应 [J]. *经济学 (季刊)*, 2021 (6): 2037-2060.
- [21] Tillmann P. Estimating the Effects of Macroprudential Policy Shocks: A Qual VAR Approach [J]. *Economics Letters*, 2015, 135: 1-4.
- [22] Flemming J, L'Huillier J P, Piguillem F. Macro-prudential Taxation in Good Times [J]. *Journal of International Economics*, 2019, 121: 103251.1-1035251.16.
- [23] Claessens S, Ghosh S R, Mihet R. Macro-prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013, 39 (1): 153-185.
- [24] Diebold F X, Yilmaz K. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets [J]. *Economic Journal*, 2009, 119 (534): 158-171.
- [25] 李政, 孙丽玲, 王子美. 基于关联网络的经济政策不确定性全球溢出效应研究 [J]. *国际金融研究*, 2020 (4): 54-64.
- [26] Diebold F X, Yilmaz K. Better to Give Than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers [J]. *International Journal of Forecasting*, 2012, 28 (1): 57-66.
- [27] Montoro C, Moreno R. The Use of Reserve Requirements as a Policy Instrument in Latin America [J]. *BIS Quarterly Review*, 2011 (3): 53-65.
- [28] Akinci O, Olmstead-Rumsey J. How Effective Are Macroprudential Policies? An Empirical Investigation [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2018, 33: 33-57.
- [29] 马勇, 黄辉煌. 双支柱调控的金融稳定效应研究 [J]. *经济理论与经济管理*, 2021 (9): 35-54.
- [30] 陈晓莉, 刘晓宇. 中国需要参与宏观审慎政策国际协调吗?: 基于宏观审慎政策国际溢出效应的证据 [J]. *世界经济研究*, 2020 (6): 11-23, 135.
- [31] Prasad A, Elekdag S, Jeasakul P, et al. Growth at Risk: Concept and Application in IMF Country Surveillance [J]. *IMF Working Papers*, 2019, 19 (36): 1.
- [32] 陈宇峰, 吴振球, 郭妍芳. 中国产出缺口价格效应的部门差异性研究 [J]. *世界经济*, 2015 (3): 78-94.
- [33] Lane P R, Milesi-Ferretti G M. The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004 [J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73 (2): 223-250.
- [34] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [35] 岑磊, 谷慎, 马湛宸. 贷款价值比效应及其与货币政策的配合策略研究 [J]. *中央财经大学学报*, 2016 (8): 45-52, 112.
- [36] Agénor P R, Pereira da Silva L A. Financial Spillovers, Spillbacks, and the Scope for International Macroprudential Policy Coordination [J]. *International Economics and Economic Policy*, 2021.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

国内外大宗商品价格泡沫传染机制研究

The Research on Contagion Mechanism of Domestic and Foreign Commodity Price Bubbles

郭文伟

GUO Wen-wei

[摘要] 本文基于单位根右侧 ADF 泡沫检验方法 (BSADF) 方法对国内外 20 类大宗商品价格泡沫进行动态测度, 然后采用高维动态 R-Vine Copula 模型和格兰杰因果关系法探析大宗商品价格泡沫之间的相依结构演化特征及其动态传染效应。研究结论表明: 国内外大宗商品普遍存在多个周期性泡沫, 但存在明显的结构性差异。国内大宗商品价格泡沫程度要大于国外大宗商品价格泡沫程度, 其中农产品现货、钢铁现货和能源现货泡沫程度较高。整个相依结构凸显出“物以类聚”的特征。国内能源现货、工业品期货、农产品期货和国外商品期货在整个相依结构中处于中心枢纽地位。国内外能源期现货价格泡沫之间的相依性较高, 存在较强的传染效应。大宗商品价格泡沫之间存在非对称的传染机制。国外大宗商品期货和国内农产品期货处于价格泡沫传递的源头, 而国内能源现货、工业品期货则发挥着承接和扩散价格泡沫的中介作用。全球大宗商品价格泡沫相依结构并不稳定, 存在突变性, 其稳定性受到国际原油期货价格极端波动的影响。国内外经济政策不确定性越大, 全球大宗商品价格泡沫的相依结构稳定性越差。

[关键词] 大宗商品期现货 价格泡沫 相依结构 传染效应

[中图分类号] F830.9 F713.35 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 04-0037-13

Abstract: This paper is an empirical research on price bubble of 20 commodities in domestic and foreign markets based on backward sup ADF test method (BSADF). High-dimensional dynamic R-Vine Copula model and Granger Causality method are used to reveal the evolution trend of interdependent structure and their dynamic contagion effects among price bubbles. The conclusions show that there are multiple cyclical bubbles in domestic and foreign commodities, but there are obvious structural differences. The degree of domestic commodity price bubbles is greater than the degree of foreign commodity price bubbles. Among them, agricultural commodity spot, steel spot and energy spot commodities have a higher degree of bubbles. The entire interdependent structure highlights the characteristics of the clustering of objects. Domestic energy spot, industrial product futures, agricultural product futures and foreign commodity futures are at the center of the entire interdependent structure. The interdependence between the energy spot price bubbles and futures price bubbles at home and abroad is relatively high, also has a strong contagion effect. There is an asymmetric contagion mechanism among commodity price bubbles. Foreign commodity futures and domestic agricultural product futures are at the source of price bubbles, while domestic energy spot and industrial product futures play an intermediary role in undertaking and spreading price bubbles. The interdependent structure of domestic and foreign commodity price bubbles is not stable and has abrupt changes. Its stability is affected by the extreme volatility of international crude oil futures prices. The greater the uncertainty of domestic and foreign economic policies, the worse the stability of the dependent structure of the global commodity price bubble.

Key words: Bulk future and spot commodity Price bubble Dependence structure Contagion effect

[收稿日期] 2021-06-18

[作者简介] 郭文伟, 男, 1979年8月生, 广东财经大学金融学院教授, 研究方向为金融投资及风险管理, 联系方式为 gww1979@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金年度项目“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。感谢广东财经大学金融学院本科生马晓文在数据处理和文献资料整理等方面对本文所做的贡献。

一、引言

大宗商品通常是指具有商品性质、用于工农业生产与消费的物质商品，可以进入流通领域，但不能进入零售环节。我国大宗商品现货主要包括9大类：能源、钢铁、矿产、有色金属、橡胶、农产品、牲畜、油料油脂、食糖，共涵盖了26种大宗商品现货。大宗商品期货主要包括能源化工、工业品、金属、贵金属、农产品等五大类，其价格波动密切影响着相关产业经营成本乃至国计民生。在国内，无论是大宗商品现货市场还是大宗商品期货市场，由于受到国内市场供求因素、投机因素和国外大宗商品价格波动冲击等影响而一直呈现出暴涨暴跌的态势。尤其是随着我国政府在2015年11月实施供给侧结构性改革以来，在“三去一降一补”政策的影响下，我国大宗商品市场（尤其是能源化工和有色金属）供需格局及对外依存问题发生了深刻转变，但同时也出现了部分大宗商品价格极端波动频发现象，导致部分大宗商品泡沫化倾向日益严重并产生传染效应。

在2008年全球金融危机后，国外大宗商品也经历暴涨暴跌的走势，其价格泡沫的膨胀和破灭对我国大宗商品市场走势也产生了明显冲击。国内外大宗商品期现货市场之间的价格波动溢出效应日趋明显。这不仅明显加大了我国下游相关行业和企业的生产经营成本，压缩了相关企业的利润空间，同时也带来了上游行业供给和产量的反复，破坏供给侧结构性改革的已有成果。2021年4月8日，国务院金融稳定发展委员会召开第五十次会议，特别关注大宗商品价格走势。随后半个月，国务院常务会议三提大宗商品涨价，要求打击囤积居奇、哄抬价格，整顿市场秩序，稳定市场价格，努力防止大宗商品价格攀升。显然，中央政府已经开始关注大宗商品价格极端走势，并要求采取措施防止大宗商品价格泡沫化带来的危害。那么从2019年上涨至今的国内外大宗商品是否已经出现了严重泡沫？是否已经出现相互传染？其传染机制如何？对这些问题的研究在当前深入推进供给侧结构性改革的新时代背景下就具有重要的理论价值和现实意义：一是从理论上揭示国内外大宗商品期现货市场泡沫的演变趋势、结构分化特征和传染效应，进一步丰富现有大宗商品期现货市场风险管理领域的研究结论和内容；二是通过测度国内外大宗商品期现货价格

泡沫程度及识别其传染路径，为监管层更好地认识大宗商品期现货市场泡沫程度及其结构性分化特征提供实证支持，从而为其制定相应防范大宗商品期现货的泡沫破灭风险的政策措施提供参考思路；三是有助于帮助投资者优化自身资产配置及套期保值策略，也为企业经营者预防大宗商品价格极端波动提供有益启示。

二、文献综述

（一）大宗商品价格泡沫化及其影响因素研究

所谓大宗商品价格泡沫，一般是指其市场价格持续超过其内在价值的部分，这种资产泡沫具有收缩、膨胀甚至破灭的周期性演化特征。国外学者对于大宗商品价格泡沫方面的研究最早出现在二十世纪初期，由于分析工具的限制，当时的众多学者仅集中于在大宗商品价格异常波动及其影响因素方面的研究，至今已形成丰富的研究成果。学者们发现大宗商品价格存在过度波动现象。Masters (2008)^[1]认为大宗商品指数投机者大量进出使得其价格波动剧烈。大宗商品指数基金的多方力量使得商品期货偏离了其基本面价值，产生了巨大的泡沫。Estienne等(2014)^[2]基于12个农产品期货从1970年至2011年的日度交易数据研究投机泡沫是否存在以及泡沫行为模式对价格走势的影响。研究表明，虽然大多数泡沫是短暂存在的，但其对价格的影响很大，无论是积极或者是消极的投机泡沫，都会引致市场在随机游走中出现回调。柳松等(2015)^[3]通过构建Spline-GARCH模型研究了国际原油期货市场低频波动的宏观经济基本面影响因素及“过度波动”现象的存在性，结果表明国际原油期货市场存在显著的“过度波动”现象，且这种波动是由于市场投机行为造成的。与此同时，众多学者对于经济中引起大宗商品价格泡沫化的影响因素也进行了深入分析，获得了较为丰富的研究成果。总的来看，具有几类影响因素：第一，市场供求因素。Alexandra等(2011)^[4]认为过度的金融投资活动会造成大宗商品价格的短期波动甚至泡沫化，但主导价格水平长期波动的因素仍是供需基本面。赵姜等(2013)^[5]认为鲜活农产品价格波动的主要原因是人均供给量波动较大，人均需求量则相对稳定；需求价格弹性相对较低，而供给价格弹性较大等。Byrne等(2013)^[6]运用非平稳面板和FAVAR方法对大宗商品价格的联动性和决定因素进行了实证，结果表明需求

和供给的冲击都对大宗商品价格波动产生显著影响。谭小芬等(2014)^[7]研究了国际大宗商品价格波动原因尤其是中国因素对价格波动的影响程度,实证表明总需求是主要因素,中国因素对大宗商品价格波动的影响弱于发达国家,但呈现出扩大趋势。第二,实体经济因素。李靓和穆月英(2015)^[8]认为全球视角下的实体经济因素对大宗商品价格的影响是持久的。贾瑞和乔家君(2017)^[9]基于MS-VAR模型对领先经济体与新兴经济体的实体经济因素及货币因素对大宗商品价格的影响进行了实证,发现新兴经济体的实体经济因素影响大于领先经济体,而领先经济体的货币因素影响大于新兴经济体。第三,宏观经济政策因素。Reicher和Utlaut(2013)^[10]发现扩张性的货币政策冲击会导致大宗商品价格和产出在短期内急剧上升并出现泡沫化趋势,货币政策对实际商品价格有着强大和巨大的边际效应。Harvey等(2017)^[11]从历史角度分析了大宗商品价格、经济活动和利率之间的关系,并通过向量自回归模型(VAR)和格兰杰因果关系检验分析发现利率与大宗商品价格存在显著正相关性,即宽松的货币政策倾向于导致商品价格短期泡沫化。Jian等(2017)^[12]基于我国2005—2014年期间芝加哥期货交易所和中国农产品期货市场的价格泡沫,结果显示中国自给率高的大宗商品(小麦和玉米)的投机泡沫程度低于国际市场,但自给率低的大宗商品(大豆)反之,这种差异是由不同市场之间的差异、我国与贸易相关的农业政策及宏观调控政策引起的。陈丹妮(2013)^[13]认为货币政策调整带来的货币供应量变动会导致大宗商品价格的波动。陈文(2015)^[14]通过建立M1、M2、信贷余额、利率和期铜价格的向量自回归模型,研究了我国货币政策对大宗商品价格(以期铜为例)带来的影响,发现短期内货币政策对期铜价格的影响显著,且M1、M2和利率对期铜价格具有预测作用。张程和范立夫(2017)^[15]利用结构向量自回归模型(SVAR)研究了货币流动性与石油价格之间的关系,发现扩张性货币政策与石油价格的上涨是相互促进的。

(二) 大宗商品价格泡沫测度研究

从大宗商品价格泡沫的测度方法来看,目前主要有三种方法:第一种检测方法是基于非线性门限泡沫分析模型来分析资产价格走势的结构突变特征来判断是否存在泡沫(孟庆斌等,2008^[16];康志勇,2010^[17])。第二种方法是基于马尔科夫区制转换模型

(MRS)对资产泡沫进行检测(Evans,1991^[18];Norden,1996^[19];赵鹏和曾剑云,2008^[20])。第三种方法是Phillips等(2011,2015)^{[21][22]}提出的可以检验出单个周期性泡沫的SADF检验法和可以同时检验出多个周期性泡沫的基于单位根右侧ADF泡沫检验(BSADF)方法。其中,BSADF方法已经成为当前国际上最前沿的资产泡沫监测方法。

从国内当前有关价格泡沫测度的研究对象来看,国内学者主要集中在分析我国股价泡沫和房价泡沫,而专门分析大宗商品期现货价格泡沫的文献相对较少。在工业原材料方面,周伟和何建敏(2011)^[23]采用对数周期加速幂模型(LPPL)分析了2008年金融危机后我国金属期货的投资泡沫存在性,其研究表明投机性泡沫显著影响我国重金属期货(铜、锌)价格的走高,而轻金属期货(铝)、贵金属期货(黄金)、黑色金属期货(螺纹钢)的投机性泡沫不明显。在农产品方面,王燕青等(2015)^[24]采用SADF方法来测度我国鸡蛋期货在2013年11月至2015年3月期间的周期性泡沫,发现在研究时期内存在短期的价格泡沫。李剑和李崇光(2017)^[25]采用BSADF动态测度了我国10种农产品期货在2006—2014年的价格泡沫,结果发现在研究时期内,除了小麦期货,其他9个农产品期货中均显著存在周期性泡沫。刘国栋和苏志伟(2018)^[26]采用BSADF方法分析了我国“菜篮子”价格总体指数(2010年10月—2017年12月)的九类农产品指数的周期性泡沫存在性,最终发现有四类农产品指数存在周期性泡沫,而其他五类农产品指数不存在周期性泡沫并进一步分析了这些泡沫的成因。黄慧莲等(2018)^[27]采用BSADF分析了我国农产品期货市场中13个期货品种上市以来的周期性泡沫存在性,结果表明我国农产品期货中存在价格泡沫,但各种泡沫之间差异较大。倪子越等(2019)^[28]利用GSADF方法测度了我国2013年后上市的农产品期货价格泡沫,并进一步分析其特征,发现投机资本在不同品种和不同交易所间存在轮动效应。

综上所述,现有国内外关于资产价格泡沫的研究文献主要以房地产市场和股票市场为研究对象,而对大宗商品价格泡沫的研究相对较少。国内现有少数文献主要基于SADF、BSADF方法来测度我国农产品期货市场和金属期货的周期性泡沫,而对其他大类商品期现货(能源、金属、钢铁、矿产等)价格泡沫的

研究较为缺乏,更鲜有文献对国内外大宗商品价格泡沫之间的相依结构及传染效应展开详细讨论。然而,随着中央政府持续推进供给侧结构性改革,我国大宗商品期现货(比如农产品、有色金属、能源化工等)供需关系发生深刻转变,尤其是2020年新冠肺炎疫情暴发以来,各国陆续实施停工停产、居家隔离等抗疫措施,使得全球大宗商品短期内供过于求,从而出现了价格极端下跌趋势。2021年以来,随着各国复工复产,各类大宗商品需求短期出现爆发式增长,从而导致之前受疫情影响的商品库存出现供不应求的局面,促使各类大宗商品价格全面持续大幅上涨。显然,近几年来,全球大宗商品价格暴涨暴跌现象频繁发生,部分大宗商品价格泡沫化倾向严重,这不仅为投资者带来极端波动风险,也深刻影响下游相关行业的生产经营成本和利润空间,对实体经济产生负面冲击。因此,有必要全面测度国内外大宗商品价格泡沫,厘清各类大宗商品价格泡沫的交互影响程度,在此基础上揭示各类大宗商品价格泡沫之间的传染机制,为制定科学合理的大宗商品价格泡沫风险监控政策提供有益的启示。相比现有研究,本文的特色在于:第一,研究视角的创新。首次以全球大宗商品期现货为研究对象,基于BSADF方法全面动态测度了全球大宗商品价格泡沫、存续周期和发生频次,进而比较了各类大宗商品价格泡沫的异质性。第二,拓展了高维动态R-Vine Copula模型在资产价格泡沫研究上的应用,使用该模型揭示全球大宗商品价格泡沫之间的复杂相依结构、传染效应及传染路径;与此同时,结合格兰杰因果关系法来分析各大宗商品价格泡沫之间的因果关系。这些研究结论将能为化解国内大宗商品价格泡沫传染风险,进一步深化供给侧结构性改革及促进实体经济健康运行提供决策支持。

三、大宗商品价格泡沫及其传染效应的测度模型

(一) 大宗商品价格泡沫测度模型

Phillips和Yu(2011)^[21]在单位根平稳性检验模型的基础上进行拓展,提出了如下公式(1),该式中 p_t 为资产价格, ρ 为资产价格的滞后一阶回归系数, ε_t 为随机误差项, Δp_{t-j} 为滞后J阶的资产价格 p_t 差分项。Phillips和Yu(2011)^[21]在公式(1)的基础上,提出了右侧单位根ADF检验法(简称SADF)来检验单个资产泡沫的存续周期时点,这

是以向前递归回归技术为支撑的一种检验方法,也就是将直接检验资产价格 p_t 是否存在泡沫的传统思维转换到检验 p_t 是否存在弱爆炸性过程特征,即检验自回归系数 ρ 是否显著大于1。当 $\rho \leq 1$ 时,资产价格不存在泡沫或处于平稳趋势;当 $\rho > 1$ 时,资产价格走势将出现自我增强的趋势而不断走高,进而出现价格泡沫。

$$p_t = \mu + \rho p_{t-1} + \sum_{j=1}^J \varphi_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (1)$$

由于SADF检验方法只能识别出整个研究时期内的单个资产泡沫,Phillips等(2015)^[22]提出了BSADF检验法来检测多个资产泡沫及其存续时点。该方法原理可详见文献[22],这里仅介绍其对资产泡沫存续时点的判断标准:

$$\hat{r}_{ie} = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} \{r_2 : BSADF_{ir_2}(r_0) > scv_{r_2}^{\beta_T}\} \quad (2)$$

$$\hat{r}_{if} = \inf_{r_2 \in [\hat{r}_{ie} + \delta \log(T), 1]} \{r_2 : BSADF_{ir_2}(r_0) < scv_{r_2}^{\beta_T}\} \quad (3)$$

其中, $scv_{r_2}^{\beta_T}$ 是在 $100\beta_T\%$ 置信水平上的SADF临界值。 $[T\hat{r}_e]$ 认为是泡沫出现时点。 $[T\hat{r}_f]$ 认为是泡沫消失时点。

(二) 大宗商品价格泡沫传染效应测度:高维动态R-Vine Copula模型

至今为止,较少国内学者研究基于R-Vine Copula模型的资产泡沫间相依结构特征,且尚未有文献专门分析国内外大宗商品价格泡沫间相依结构及传染效应;而本文将采用高维动态R-Vine Copula模型来全面描绘国内外各大宗商品价格泡沫间的相依结构及动态传染效应。这里采用两种思路:第一种是首先对整个研究时期进行R-Vine Copula建模分析,获得各大宗商品价格泡沫之间的静态相依结构;然后假设在整个研究时期内相依结构保持不变,进而采用滑动窗口技术来分析大宗商品价格泡沫之间的动态相依性(传染效应)及相连节点之间Copula类型的演化特征。第二种是首先采用滑动窗口技术来对整个研究时期进行滚动建模分析,然后提取每次滚动区间估计结果(相依结构参数、池信息量准则AIC和贝叶斯信息准则BIC),最后通过分析这些估计结果来综合判断是否存在结构突变及其驱动因素。这里以24个月为滚动估计的固定窗口期,以1个月作为滚动步长,共需滚动估计143次,从而获得2009年5月—2021年2月的动态分析结果。

四、国内外大宗商品价格泡沫测度与比较

(一) 国内外大宗商品价格指数的选取说明

为了全面反映国内外大宗商品期现货的价格走势，这里采用由商务部发布的中国大宗商品价格指数 (CCPI) 来代表我国大宗商品现货的价格水平及走势。该系列指数包括 9 大类商品现货 (能源 NYXH、钢铁 GTXH、矿产 KCXH、有色金属 JSXH、橡胶 XJXH、农产品 NCPXH、牲畜 SCXH、油料油脂 YZYLXH、食糖 STXH)，是目前我国最具权威性和代表性的大宗商品现货价格指数。与此同时，采用南华商品期货研究所推出的四大类商品期货 (工业品期货 GYPQH、金属期货 JSQH、能化期货 NHQH 和农产品期货 NCPQH) 进行分析；贵金属期货由于推出时间较晚而没有纳入本文分析范围。国外大宗商品现货价格指数采用具有全球代表性的 CRB 现货指数 (包括食品 GWSPXH、食用油 GWSYYXH、家禽 GWJQXH、金属 GWJSXH、工业品 GWGYPXH、纺织 GWFZXH)。由于目前国际上只有具体品种的大宗商品期货价格，而没有类似南华商品期货研究所那样编制的大类商品期货价格指数，目前国外比较有代表性的是路透杰富瑞商品期货指数 (常简称为 RJ 指数)，能够较好衡量国外大宗商品期货市场状况，且国际原油期货在 RJ 指数中占有较大权重 (40% 以上)，因此，这里采用 RJ 指数来代表国外大宗商品期货 (GWQH)，不再单独纳入国际原油期货进行实证分析。研究时期统一为 2006 年 6 月至 2021 年 2 月 (样本数为 177)。以上 20 类大宗商品价格指数均为月度

数据，均来自东方财富网 Choice 金融数据库。

(二) 国内外大宗商品价格泡沫存在性检验

基于 SADF 和 BSADF 检验法对各大宗商品的价格泡沫存在性的检验结果见下表 1。递归估计分析参照 Phillips 等 (2015)^[22] 的做法，设定最小样本窗口长度为 1 年，步长为一个月，每次完成递归估计后就新增一个样本 (一个月) 到估计窗口中进行循环估计直至样本终点。为了获得各大宗商品的统计量 SADF 临界值 (CV-SADF) 和统计量 BSADF 临界值 (CV-BSADF)，本文对各大宗商品均进行了 2 000 次模拟，从而得到这两个统计量在 10%、5% 和 1% 置信水平上的临界值，为后面判断各大宗商品价格泡沫的存在性及其存续周期时点奠定基础。由表 1 中可知，BSADF 方法能够检测出 SADF 方法所无法检测到的价格泡沫。比如，基于 SADF 方法检测结果表明国内食糖现货和橡胶现货不存在价格泡沫，而基于 BSADF 方法表明国内食糖现货和橡胶现货在 1% 的置信水平上存在价格泡沫。因此，后续讨论以 BSADF 方法检验结果为依据。从各类大宗期现商品的 BSADF 值及其在 1%、5%、10% 置信水平上的临界值 (CV-BSADF10%、CV-BSADF5%、CV-BSADF1%) 的比较可知，国内的能源现货、矿产现货、橡胶现货、农产品现货、牲畜现货、油脂油料现货、食糖现货在 1% 的置信水平上存在价格泡沫；而钢铁现货在 5% 的置信水平上存在价格泡沫。国外市场中只有工业品现货在 5% 的置信水平上存在价格泡沫，而其他国外大宗期现货均不存在价格泡沫。

表 1 国内外大宗商品价格泡沫的存在性检验结果

	NYXH	GTXH	KCXH	JSXH	XJXH	NCPXH	SCXH	YZYLXH	STXH	GYPQH
SADF	2.213***	3.133***	3.721***	2.194***	2.386***	0.634	2.439***	1.761**	0.996	0.114
BSADF	4.907***	3.133**	3.733***	2.257*	3.710***	4.398***	7.491***	4.122***	3.616***	1.193
	NCPQH	JSQH	NHQH	GWSPXH	GWSYYXH	GWJQXH	GWJSXH	GWGYXH	GWFZXH	GWQH
SADF	0.855	1.620**	-0.779	2.011**	0.563	0.0794	0.636	0.416	1.808**	1.052
BSADF	1.593	2.986**	1.769	2.116	0.764	0.387	2.392*	2.731**	1.808	1.774
CV-BSADF10%	2.216	CV-SADF10%		1.223						
CV-BSADF5%	2.536	CV-SADF5%		1.504						
CV-BSADF1%	3.339	CV-SADF1%		2.101						

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的置信水平上显著。
数据来源：根据统计结果自行整理。

(三) 国内外大宗商品价格泡沫存续周期时点及其泡沫程度比较

上述各大宗商品在整个研究时期内出现的泡沫次数、最长泡沫周期及泡沫程度均值见表2。表中剔除了泡沫存续期小于 $\log(T)$ 的商品价格泡沫, 其中 T 为样本长度, 泡沫存续周期小于2个月的泡沫不计入统计范围, 这是借鉴 Phillips 等 (2015)^[22] 为防止过度识别价格泡沫的做法。

从表2可知, 在国内现货市场中, 能源现货共出现8次价格泡沫, 最长泡沫周期延续了4个月(2014年10月—2015年1月), 峰值达到4.907; 钢铁现货发生了5次周期性泡沫, 最长周期历时14个月(2007年7月—2008年8月), 泡沫峰值最大为3.133; 矿产现货共发生了6次周期性泡沫, 最长历时5个月(2007年6月—2007年10月), 价格泡沫最高达3.733; 橡胶现货发生4次周期性泡沫, 最长

历时4个月(2010年11月—2011年2月), 泡沫峰值最大为3.710; 农产品现货发生5次周期性泡沫, 最长历时5个月(2020年10月—2021年2月), 泡沫峰值最大为4.398; 牲畜现货共发生了4次周期性泡沫, 最久长达8个月(2019年8月—2020年3月), 泡沫峰值最大为7.491; 油料油脂现货出现6次周期性泡沫, 最久长达8个月(2007年9月—2008年4月), 泡沫峰值最大为4.122; 食糖现货出现4次周期性泡沫, 最长一次仅有3个月(2009年12月—2010年2月), 峰值达3.616。在国内大宗商品期货方面, 只有金属期货在研究时期内出现价格泡沫, 共发生3次, 最长持续4个月(2020年11月—2021年2月), 价格泡沫最高为2.986; 国外市场中只有工业品现货出现了5次泡沫, 最长泡沫持续了4个月(2015年9月—2015年12月), 泡沫峰值最大为2.731。

表2 国内外大宗商品价格泡沫统计汇总

商品简称	NYXH	GTXH	KCXH	JSXH	XJXH	NCPXH	SCXH	YZYLXH	STXH	GYPQH
节点编号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
均值	0.022	0.176	-0.055	-0.379	-0.023	0.285	-0.025	-0.097	-0.109	-0.559
最大值	4.907	3.133	3.733	2.257	3.710	4.398	7.491	4.122	3.616	1.193
最长泡沫(月)	4	14	5		4	5	8	8	3	
发生时期	201410— 201501	200707— 200808	200706— 200710		201011— 201102	202010— 202102	201908— 202003	200709— 200804	200912— 201002	
泡沫次数	8	5	6		4	5	4	6	4	
商品简称	NCPQH	JSQH	NHQH	GWSPXH	GWSYYXH	GWJQXH	GWJSXH	GWGYXH	GWFZXH	GWQH
节点编号	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
均值	-0.674	-0.401	-0.664	-0.637	-0.793	-0.697	-0.233	-0.151	-0.531	-0.485
最大值	1.593	2.986	1.769	2.116	0.764	0.387	2.392	2.731	1.808	1.774
最长泡沫(月)		4						4		
发生时期		202011— 202102						201509— 201512		
泡沫次数		3						5		

注: 泡沫最大值选取发生泡沫期间最大的BSADF统计值。泡沫存续周期时点及次数仅列出通过5%置信水平检验的分析结果。表中正泡沫值表示资产价格远高于其合理价值的状态, 负泡沫值表示资产价格远低于其合理价值的状态。

数据来源: 根据各类商品价格指数的BSADF和CV-BSADF统计值整理而来。

图1对国内外大宗商品价格泡沫在整个时期内的均值进行排序。从中可知, 大宗商品价格泡沫程度最大的前三名分别为国内农产品现货、钢铁现货和能源

现货, 且均值为正数, 而其他17类大宗商品价格泡沫均值都为负值, 均值最小的两位分别是国外家禽现货和食用油现货。总体上看, 国内大宗商品价格泡沫

程度要大于国外大宗商品价格泡沫程度。从最近一年来的走势看，除了国外商品期货价格泡沫趋于下降外，中国大宗商品期现货价格泡沫和国外大宗商品现货价格泡沫走势均出现持续的上涨态势。

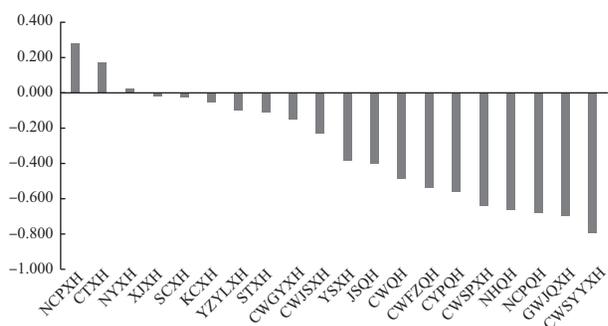


图1 国内外大宗商品价格泡沫均值比较

五、国内外大宗商品价格泡沫的相依结构及传染效应

(一) 各大宗商品价格泡沫静态相依结构

为了进一步分析国内外各大宗商品价格泡沫间相依结构及传染效应，本文通过 R-Vine Copula 模型来对上述 20 类大宗商品价格泡沫进行整体建模分析。参考 Dißmann 等 (2013)^[29] 基于最大生成树原则确定最佳 RVM，并基于似然函数值 LL 最大、AIC 和 BIC 值最小的原则来确定最佳的 Copula 模型，用 R 语言编程实现相连节点之间最佳 Copula 类型的确定和参数估计。由于文章篇幅限制，这里仅展示第一棵树的相依结构及其估计结果 (见图 2)，而不再给出具体的 RVM 矩阵、估计参数矩阵、研究时期内大宗商品价格泡沫其他棵树的相依结构^①。

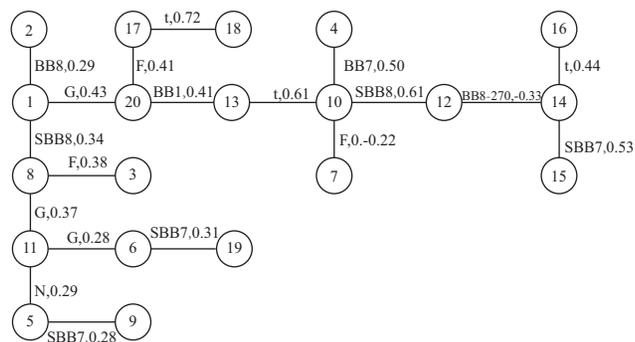


图2 整个时期内国内外大宗商品价格泡沫的静态相依结构

在整个时期内，国内外大宗商品价格泡沫的静态相依结构中共出现了 10 种 Copula 类型符号 (N、t、G、F、BB1、BB7、BB8、BB8_270、SBB7、SBB8)，

分别代表了 Normal、Student t、Gumble、Frank、Clayton-Gumbel、Joe-Clayton、Frank-Joe、Rotated Frank-Joe 270 degrees、Survival Joe-Clayton、Survival Joe-Frank。其中，N、t、F、BB8、SBB8 适合刻画具有上下尾对称的相依结构特征；G 适合刻画上尾相依结构特征；BB8_270 适合刻画上下尾对称的负向相依结构特征。BB1、BB7、SBB7 适合刻画具有上下尾非对称的相依结构特征。在整个相依结构中，国内能源现货、工业品期货、农产品期货和国外商品期货均处于中心枢纽地位。能源现货分别与钢铁现货、油脂油料现货、国外商品期货直接相连，各自的相依性分别为 0.29、0.34、0.43；国外商品期货直接与国内能源现货、能化期货和国外金属现货直接相连，各自相依性分别为 0.43、0.41、0.41；显然，国内外能源期货及现货的价格泡沫之间的相依性较高，说明存在紧密的联动性。国内工业品期货直接与金属现货、牲畜现货、金属期货、能化期货相连，各自的相依性分别为 0.5、-0.22、0.61、0.61。国内农产品期货直接与橡胶现货、农产品现货、油脂油料现货相连，各自的相依性分别为 0.29、0.28、0.37。与此同时，国外食品现货分别与国内金属期货、国外食用油现货和家禽现货直接相连，各自的相依性分别为 0.33、0.53、0.44。横向比较来看，能源期货及现货价格泡沫与金属期货及现货价格泡沫之间的相依性要高于其他相连的大宗商品价格泡沫相依性。相依性水平比较高的是国外市场中金属现货与工业品现货价格泡沫之间的相依性 (0.72)，而国内金属期货价格泡沫与国外食品现货价格泡沫之间的相依性最小，为 -0.33。

从相依结构类型来看，相连的大宗商品价格泡沫之间的相依结构存在明显差异，主要存在四种情况：一是存在上下尾对称的相依结构。比如，在国内市场中，能源现货与钢铁现货、能源现货与油脂油料现货、工业品期货与牲畜现货、农产品期货与橡胶现货、工业品期货和金属期货、矿产现货与油脂油料现货的价格泡沫之间就存在上下尾对称的相依结构。在国外市场中，商品期货与金属现货、金属现货与工业品现货、家禽现货与食品现货的价格泡沫之间同样存在上下尾对称的相依结构。这说明上述相连的大宗商品在价格泡沫演化方向存在高度的趋同性；也即，大宗商品价格泡沫的膨胀与收缩上存在明显的同步性。

① 对其他估计结果 (RVM 矩阵、估计参数矩阵和每棵树的相依结构等) 感兴趣的读者，可向作者索取。

二是存在下尾相依结构。比如,国内农产品期货与农产品现货、农产品期货与油脂油料现货的价格泡沫之间就存在下尾相依结构。同样,国内能源现货与国外商品期货之间也存在下尾相依结构。这说明这些相连的大宗商品在价格泡沫收缩时存在趋同性,而在价格泡沫膨胀时没有同步性。三是存在上尾大下尾小的非对称相依结构。比如,国内农产品现货与国外纺织现货、国外市场现货与国外食用油现货之间就存在上尾大下尾小的相依结构。这说明这些大宗商品在价格泡沫膨胀时的联动性要大于价格泡沫收缩时的联动性。四是存在上尾小下尾大的非对称相依结构。比如,国内橡胶现货与食糖现货、工业品期货与有色金属现货、能化期货与国外商品期货的价格泡沫之间存在上尾小下尾大的相依结构,说明这些大宗商品的价格泡沫在收缩时的联动性要大于价格泡沫在膨胀时的联动性。

(二) 各大宗商品价格泡沫因果关系

图2只是刻画了各大宗商品价格泡沫之间的静态相依结构及其相依性,但没有揭示出相连大宗商品价格泡沫间的因果关系。对此,这里进一步利用格兰杰因果关系法对整个相依结构中相连大宗商品价格泡沫之间的因果关系进行分析,以此探明其泡沫传染路径。检验步骤为:首先对这20类大宗商品价格泡沫序列进行稳定性检验(ADF单位根检验),发现除农产品现货价格泡沫序列外(其一阶差分为平稳时间序列),其他均为平稳时间序列;然后基于两两相连的大宗商品价格泡沫序列构建二元向量自回归模型,根据AIC值最小准则来确定模型的最佳滞后阶数;最后基于最佳滞后阶数进行格兰杰因果关系检验,结果^①见图3。图中箭头方向表示格兰杰因果方向,对应的百分数为置信水平。由检验结果可知,国外商品期货在1%的置信水平上是国外金属现货泡沫和国内能源现货泡沫的单向格兰杰原因。这表示国外商品期货市场出现泡沫时,会引致国外金属现货和我国能源现货出现价格泡沫。同时,油脂油料现货在1%的置信水平上是能源现货价格泡沫的单向格兰杰原因,而矿产现货和农产品期货在5%的置信水平上均是油脂油料现货价格泡沫的单向格兰杰原因,这说明我国矿产现货和农产品期货出现价格泡沫时,会进一步传染

油脂油料现货,再进而传染能源现货。而国内能源现货价格泡沫与钢铁现货价格泡沫在5%的置信水平上互为格兰杰原因,说明彼此相互促进互为因果。食糖现货和农产品期货在1%的置信水平上是橡胶现货价格泡沫的单向格兰杰原因,说明当食糖现货或农产品期货出现价格泡沫时,会带动橡胶现货出现价格泡沫。我国工业品期货与金属期货、能化期货在5%的置信水平上互为格兰杰原因,说明工业品期货价格泡沫与能化期货和金属期货的价格泡沫之间会相互传染。与此同时,工业品期货价格泡沫会单向传染有色金属现货。国外工业现货价格泡沫与金属现货价格泡沫之间会相互传染。在国内外大宗商品价格泡沫互动方面,除了国外期货市场泡沫会传染我国能源现货外,国外纺织现货价格泡沫也会单向传染我国农产品现货。总体上看,处于中心枢纽地位的大宗商品在价格泡沫传导网络上发挥的作用存在明显差异。国外大宗商品期货市场和我国农产品期货处于价格泡沫传递的源头,而我国能源现货、工业品期货则发挥着承接和扩散价格泡沫的中介作用。

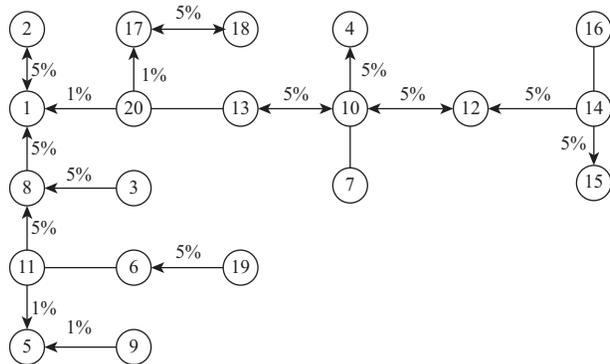


图3 国内外大宗商品价格泡沫因果关系（第一棵树）

(三) 各大宗商品价格泡沫之间的动态相依性及相依结构演化特征

1. 动态相依性。

由于基于整个时期的研究样本下各大宗商品价格泡沫之间的相依结构具有较好的稳定性,因此,我们基于上述第一种思路下的滚动估计来获得各大宗商品价格泡沫之间的动态相依性。这里重点分析在静态相依结构中处于中心枢纽地位的节点与其相连节点之间的动态相依性。从动态相依性均值来看,在国内,工业品期货泡沫与金属期货泡沫、能化期货泡沫、有色

^① 为了文章内容的直观,这里不再给出这20类大宗商品价格泡沫之间的格兰杰因果关系检验结果,而以文中图3的形式表示出来;感兴趣的读者可向作者索取。

金属现货泡沫之间的相依性普遍较大,分别为 0.68、0.66、0.50,而且这三者走势较为类似,均在 2019 年后开始出现持续大幅下跌趋势,甚至在 2021 年出现负相依性,说明在 2019 年之前这三种大宗商品价格泡沫演化趋势较为同步,存在相互促进的关系,但在 2019 年之后,这种演化同步性被打破,甚至出现此消彼长的关系。同时,工业品期货泡沫与牲畜现货泡沫之间的相依性均值较小(-0.24),从走势上看,大部分时期相依性为负值,说明这两种商品价格泡沫变化趋势相反。

能源现货泡沫与钢铁现货泡沫之间的相依性均值为 0.29;从走势上看,除了 2012 年 8 月至 2014 年 8 月期间两者的相依性处于负值状态外,其他时期内两者的相依性均处于震荡上涨的正值状态。这说明这两种泡沫在研究时期内大部分时间存在相互促进的关系。

农产品期货泡沫与橡胶现货泡沫、农产品现货泡沫、油脂油料现货泡沫之间的相依性均值分别为 0.30、0.33、0.44,说明总体上这三种大宗商品价格泡沫存在相互促进关系。从走势来看,农产品期货泡沫与油脂油料现货泡沫的相依性基本在 [0, 0.68] 的区间内波动,且具有逐渐上升趋势。农产品期货泡沫与农产品现货泡沫之间的相依性走势波动较为激烈,在 2009—2014 年期间处于震荡走高的正相依性趋势,在 2015—2021 年期间出现先跌后涨的趋势,甚至在 2016 年前后出现负相依性,随后从 2017 年至今出现持续上升趋势。这说明农产品期货及现货泡沫之间并非总是存在相互促进的状态,也在局部时期处于此消彼长的状态,目前两者相依性较高(0.61)。同样,农产品期货泡沫与橡胶现货泡沫之间的相依性走势波动更加激烈,在 [-0.45, 0.80] 区间内出现明显的宽幅震荡,说明两者之间存在相互促进和相互抑制的轮换关系。

在国内外大宗商品价格泡沫互动方面,国外商品期货泡沫与能化期货泡沫、能源现货泡沫之间的相依性均值分别为 0.37、0.34;从走势来看,这两者的走势在 2018 年之前基本同步,均保持水平震荡趋势,但国外商品期货泡沫与能化期货泡沫的相依性在 2018 年之后就出现快速下降,直至 2019 年 9 月的最低值(-0.68),随后开始震荡上升至 2021 年 2 月的

0 值附近。国外商品期货泡沫与能源现货泡沫的相依性更早在 2018 年年初就开始出现快速下跌趋势,并于 2019 年 5 月达到最低值(-0.56),随后出现反转上涨趋势至今达到 0.74。这说明国内外能源期货及现货泡沫之间存在复杂的传染效应,不是线性的正向传染效应,而是正负向传染效应交替出现。与此同时,国外食品现货泡沫与国内金属期货泡沫之间的相依性均值为-0.26;从走势来看,除了在 2015 年 3 月—2017 年 8 月出现正相依性外,其他时期均为负相依性。也即,两者之间除了局部时期存在相互促进关系外,其他大部分时间存在此消彼长关系。

在国外市场方面,金属现货泡沫与工业品现货泡沫之间的相依性在整个时期内均处于较高的正相依性状态(相依性均值高达 0.72),且波动幅度较小。这说明国外金属现货泡沫与工业品现货泡沫之间始终存在较为强烈的相互传染效应,且泡沫演化趋势较为同步。同样,商品期货泡沫与金属现货泡沫之间也基本保持正相依性(相依性均值为 0.52),说明两者的泡沫演化趋势较为同步,存在明显的传染效应。食品现货泡沫与家禽现货泡沫之间的相依性出现正负交替的宽幅波动趋势,除了在局部时期(2013 年 11 月—2015 年 1 月)出现负相依性外,其他时期均为正相依性。这说明两者关系总体上是以相互促进为主,凸显出明显的正向传染效应。

2. 相依结构演化特征。

通过对每个时点上相依结构中相连节点的 Copula 类型汇总可知,共出现了 15 种 Copula 模型(t、N、F、G、C、SG、SC、SJ、J、J270、G90、J90、C270、G270、C90)^①,各种 Copula 模型的出现次数和占比如图 4 所示。

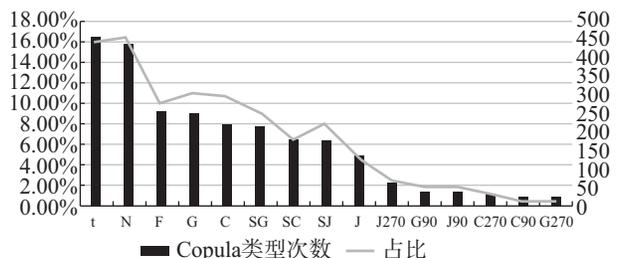


图 4 动态相依结构中出现的 Copula 类型次数及占比

① 15 种 Copula 模型 (t、N、F、G、C、SG、SC、SJ、J、J270、G90、J90、C270、G270、C90) 分别为 Student t、Gaussian、Frank、Gumbel、Clayton、Survival Gumbel、Survival Clayton、Survival Joe、Joe、Rotated Joe 270 degrees、Rotated Gumbel 90degrees、Rotated Joe 90degrees、Rotated Clayton 270 degrees、Rotated Gumbel 270 degrees、Rotated Clayton 90degrees。

从图4可知, t 、 N 、 F 这3种Copula模型共出现了1145次, 占比高达42.31%, 而且这3种模型均是刻画上下对称的线性相依结构。这说明在整个相依结构演化过程中, 比较多的相连节点之间存在服从正态分布的相依结构特征。其次是 G 、 C 、 SG 、 SC 、 J 、 SJ 这6种Copula模型, 共出现了1184次, 占比49.62%, 而且这6种模型均是用于刻画只存在上尾或下尾的相依结构特征。这说明在整个相依结构演化过程中, 相连节点之间也会频繁出现上尾相依结构或下尾相依结构。其他4种Copula模型($J270$ 、 $G90$ 、 $J90$ 、 $C270$)共出现了230次, 占比仅为8.07%, 说明出现的频率较低。这4种模型均适合刻画存在负向上尾相依结构或负向下尾相依结构特征。总体上, 在大部分研究时期上, 国内外大宗商品价格泡沫存在正相依性, 形成了相互促进的格局, 而在局部时期会出现负相依性, 少数大宗商品价格泡沫存在此消彼长的格局。

对国外商品期货来说, 其与金属现货泡沫的相依结构演化过程中, N 、 t 、 F 模型累计出现的次数占比高达71.83%, 而 G 、 SC 模型出现的次数占比为19.72%。这说明两者在71.83%的时间上表现出线性、对称的相依结构, 主要发生在2011年9月—2014年3月、2016年10月—2021年2月; 在19.72%的时间上出现了上尾或下尾相依结构, 主要发生在2009年5月—2011年8月、2014年4月—2016年9月。国外商品期货泡沫与国内能源现货泡沫之间的相依结构在28.17%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在55.63%的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。国外商品期货泡沫与国内能化期货泡沫之间的相依结构在58.45%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在40.14%的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 、 SJ 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。

对国内能源现货来说, 其与钢铁现货泡沫之间的相依结构在40.14%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在49.30%的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 、 SJ 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。其与油脂油料现货泡沫之间的相依结构在48.59%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在57.70%

的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 、 SJ 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。

对国内农产品期货来说, 其与农产品现货泡沫之间的相依结构在47.89%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在46.48%的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 、 SJ 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。其与橡胶现货泡沫之间的相依结构在35.21%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在61.27%的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 、 SJ 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。其与油脂油料现货泡沫之间的相依结构在52.81%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在47.18%的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 、 SJ 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。

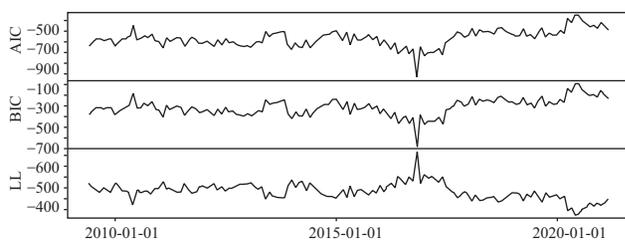
对国内工业品期货来说, 其与有色金属现货泡沫之间的相依结构在40.14%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在57.75%的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 、 SJ 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。其与牲畜现货泡沫之间的相依结构在57.75%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在7.75%的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 、 SJ 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。在34.51%的时间上出现了 $C90$ 、 $G90$ 、 $C270$ 、 $G270$ 、 $J270$ 模型, 呈现出负向的上尾或下尾相依结构特征。其与金属期货泡沫之间的相依结构在40.14%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在57.75%的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 、 SJ 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。其与能化期货泡沫之间的相依结构有29.58%的时间上出现了 N 、 t 、 F 模型, 呈现出线性、对称的相依结构特征; 在70.42%的时间上出现了 C 、 G 、 SC 、 SG 、 J 、 SJ 模型, 呈现出上尾或下尾的相依结构特征。

(四) 各大宗商品价格泡沫相依结构的突变性

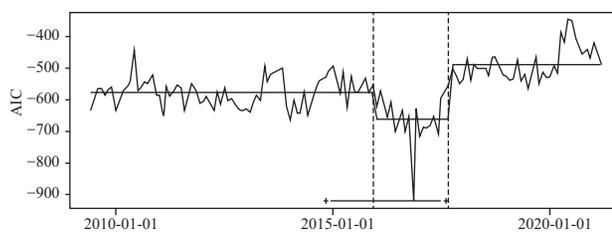
基于上述第二种思路下的滚动估计来获得各大宗商品价格泡沫在每个时点上的相依结构及其信息指标(AIC、BIC、LL)。通过分析信息指标走势的结构突变性就可以探测国内外大宗商品泡沫相依结构是否出现明显突变。各信息指标的走势如图5(1)所示。从该子图可知, AIC和BIC走势完全一致, 而极大似然值LL走势则与AIC、BIC相反, 但也较为同步。

因此，这里以 AIC 指标来分析国内外大宗商品泡沫相依结构的突变性。本文采用 Bai 和 Perron (2003)^[30] 提出的多结构突变点检测方法分析 AIC 序列的突变点。从图 5 (2) 可知，在整个时期内存在 2 个结构突变点，发生时点分别为 2015 年 11 月、2017 年 8 月，由此形成 3 个突变区间（2009 年 5 月—2015 年 11 月、2015 年 12 月—2017 年 8 月、2017 年 9 月—2021 年 2 月）。由于 AIC 指标越小表明模型拟合度越好，这在一定的程度上表明该时段上相依结构的稳定性越强，因此，从三个突变区间的 AIC 均值来看，相依结构最稳定的是第二区间，其次是第一区间，最不稳定的是第三区间。这说明自 2017 年以来，国内外大宗商品价格泡沫相依结构的稳定性在持续下降。由于国际原油价格波动对国内外大宗商品价格波动具有系统性影响，因此可以认为大宗商品价格泡沫及其相依结构的演化也同样受到国际原油价格波动的影响。这里进一步分析国际原油 WTI 价格走势与 AIC 走势之间的关联性，如图 6 所示。三个突变区间内，两者的相关性分别为：-0.30、-0.52、-0.63，整个时期两者的相关性为-0.23，由此表明国际原油期货

价格与大宗商品价格泡沫相依结构的稳定性之间存在明显的负相关性。其原因可能在于国际原油价格越高会催生自身泡沫的同时也将带动国内外大宗商品出现价格泡沫，而这种价格泡沫的正向传染效应将会提升各大宗商品之间的相依性水平，从而使得相依结构稳定性得到不断增强。如在第一突变区间内，国际原油期货价格从 2009 年 5 月的 66.31 美元/桶持续上升至 2011 年 3 月的 113.93 美元/桶，而同时期相依结构的 AIC 指标持续下降，结构稳定性趋于增强。反之，国际原油期货价格大幅暴跌（第三突变区间），自身泡沫破灭的同时将使得国内外大宗商品价格泡沫程度出现明显分化，这种分化趋势就会降低各大宗商品价格泡沫之间的相依性，使得相依结构的稳定性趋于下降。从图中第三突变区间中可看到，国际原油价格由 2019 年 12 月份的 59.80 美元/桶持续暴跌至 2020 年 4 月份的最低点 16.70 美元/桶，在此期间，AIC 随之出现大幅攀升；而随着国际原油价格由该低点大幅反弹至 2021 年 2 月的 61.50 美元/桶，AIC 指标也几乎同步出现明显下降趋势。



(1)整个时期内AIC、BIC、LL的走势



(2)基于AIC的结构突变点

图 5 大宗商品价格泡沫相依结构突变特征

与此同时，国际原油期货价格波动也一直深受主要原油生产国和消费国的经济政策波动的影响。因此，国内外经济政策不确定性也可能直接或间接影响大宗商品价格泡沫相依结构的稳定性^①。通过观察图 6、图 7 可知，AIC 指标与全球经济政策不确定性指数 (GEPU)、中国经济政策不确定性指数 (CNEPU) 的走势之间存在一定的联动性。通过测度发现 AIC 指标与全球经济政策不确定性指数、中国经济政策不确定性指数之间的相关性分别为 0.46、0.38，而国际原油期货价格与这两个指数之间的相关性分别为 -0.55、-0.57。这说明，国内外经济政策不确定性越大，国际原油期货价格波动越小，全球大宗商品价

格泡沫的相依结构稳定性越差。

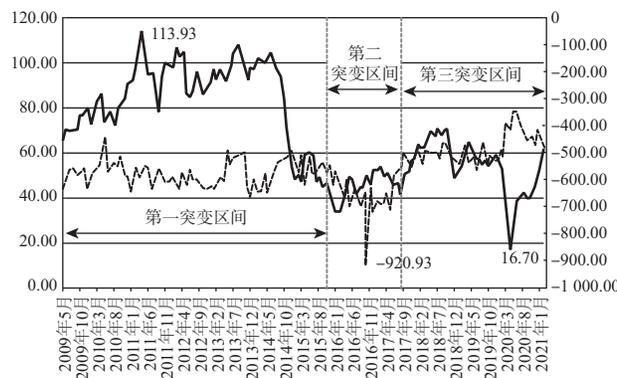


图 6 国际 WTI 原油期货价格与 AIC 走势

① 本文采用 Baker 等 (2016)^[31] 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。下载网址：<http://www.policyuncertainty.com>。

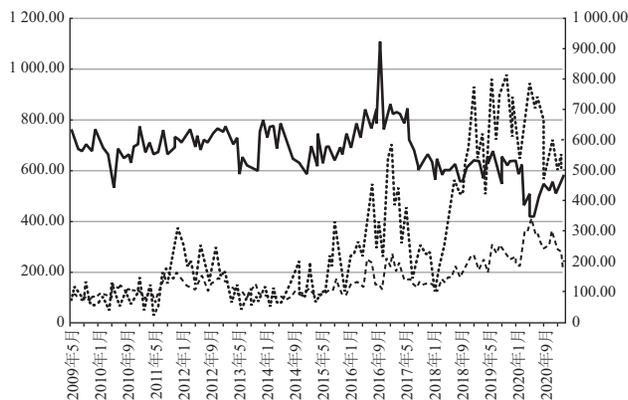


图7 国内外经济政策不确定性指数与AIC走势

六、结论与建议

本文采用具有国际前沿性的资产泡沫监测方法(BSADF)来动态度量国内外大宗商品价格泡沫及其进化趋势,并进一步采用高维动态R-Vine Copula模型来分析大宗商品价格泡沫的动态相依性、相依结构突变性和演化特征,在此基础上采用格兰杰因果关系来揭示各大宗商品价格泡沫的传染效应和传染路径。最终结论如下:

第一,国内外大宗商品期现货普遍存在多个周期性泡沫,但存在明显的结构性差异。其中,国内农产品现货、钢铁现货和能源现货的泡沫程度较高。总体上看,国内大宗商品价格泡沫程度要大于国外大宗商品价格泡沫程度。2021年以来中国大宗商品期现货价格泡沫和国外大宗商品现货价格泡沫走势均出现持续的上涨态势。

第二,国内能源现货、工业品期货、农产品期货和国外商品期货在整个相依结构中处于中心枢纽地位。国内外能源期现货价格泡沫之间的相依性较高,存在较强的传染效应。整个相依结构凸显出“物以类聚”的特征。同类或近类商品价格泡沫之间存在较强的相依性和对称的上下尾相依结构,且商品价格泡沫变化具有趋同性,而不同类商品价格泡沫之间多存在非对称的上尾或下尾相依结构特征,呈现出商品价格泡沫变化的非对称性。总体上,各类相连商品价格泡沫之间的传染效应较为明显。

第三,国内外大宗商品价格泡沫之间存在非对称的传染机制。处于中心枢纽地位的大宗商品在价格泡沫传导机制上发挥不同的角色。国外大宗商品期货市场和国内农产品期货处于价格泡沫传递的源头,而国内能源现货、工业品期货则发挥着承接和扩散价格泡

沫的中介作用。

第四,整个相依结构演化过程中,约有一半时间出现上尾或下尾相依结构特征,一半时间出现上下尾对称的正态相依结构特征。这说明在大部分研究时期上,国内外大宗商品价格泡沫膨胀时存在较高相依性,形成了相互促进的格局,而在泡沫收缩时会出现负相依性,形成了此消彼长的格局。

第五,国内外大宗商品价格泡沫相依结构并不稳定,存在突变性,其结构稳定性受到国际原油期货价格波动的影响。总体上,国际原油期货价格与大宗商品价格泡沫相依结构的稳定性之间存在正相关性。在国际原油期货价格持续上涨过程中将带动大宗商品价格泡沫形成和膨胀,增强了相依结构的稳定性;在国际原油期货价格持续下跌过程中导致大宗商品价格泡沫分化,降低了相依结构的稳定性。国内外经济政策不确定性越大,全球大宗商品价格泡沫的相依结构稳定性越差。

第六,国内外能源期现货价格泡沫之间存在复杂、非线性的传染效应。传染路径主要表现为国外商品期货对国内能源期现货的价格泡沫净输入。国外金属现货价格泡沫与工业品现货价格泡沫之间始终存在较为强烈的相互传染效应,且泡沫演化趋势较为同步。

依据上述研究结论,就防范我国大宗商品价格泡沫传染风险方面提出如下政策建议:

第一,建立全球大宗商品价格泡沫监测预警系统。通过该监测体系来对全球大宗商品价格泡沫程度及其演化趋势进行动态测度和预警,一方面能及时掌握全球大宗商品价格泡沫走势及其结构性分化特征,甄别出泡沫化严重的大宗商品加以重点跟踪;另一方面能为制定精准化的国内大宗商品价格泡沫防控政策提供有力的指导。

第二,根据全球大宗商品价格泡沫相依结构演化趋势来制定我国大宗商品泡沫风险防范措施。在此基础上识别出大宗商品价格泡沫的传染源和传染路径,评估对我国大宗商品价格泡沫的影响程度,重点防范处于关键节点上的大宗商品价格泡沫(能源期现货)及其传染路径,制定相应措施切断传染路径。

第三,要及时评估国际原油期货价格极端波动和国内外经济政策不确定性对大宗商品相依结构稳定性的冲击。我国大宗商品价格泡沫的形成,除了与全球市场供求有关外,还与市场流动性和国内外宏观经济

政策不确定性存在密切关系。对此,在制定宏观经济政策(比如货币政策转向、产业政策调整等)时,有必要考虑相关经济政策不确定性是否会通过影响市场供求或市场流动性,进而促使国内大宗商品价格泡沫的生成,在源头上刹住大宗商品价格泡沫形成的主要驱动力。

参考文献

- [1] Masters M W. Testimony before the Committee on Homeland Security and Governmental Affairs [D]. 2008, US Senate, Washington, May 20.
- [2] Etienne X L, Irwin S H, Garcia P. Bubbles in Food Commodity Markets: Four Decades of Evidence [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2014, (42): 129-155.
- [3] 柳松,唐婷斐,米运生. 国际原油期货市场的低频波动及其影响因素——兼“过度波动”的存在性检验 [J]. *经济评论*, 2015 (3): 121-133.
- [4] Alexandra D, George G, Williams T. Global Commodity Markets-Price Volatility and Financialisation [J]. *RBA Bulletin*, 2011 (6): 49-58.
- [5] 赵姜,吴敬学,杨巍等. 我国鲜活农产品价格波动特征与调控政策建议 [J]. *中国软科学*, 2013 (5): 56-63.
- [6] Byrne J P, Fazio G, Fiess N. Primary Commodity Prices: Co-movements, Common Factors and Fundamentals [J]. *Journal of Development Economics*, 2013, (101): 16-26.
- [7] 谭小芬,刘阳,张明. 国际大宗商品价格波动:中国因素有多重要——基于1997—2012年季度数据和VECM模型的实证研究 [J]. *国际金融研究*, 2014 (10): 75-86.
- [8] 李靓,穆月英. 大宗商品国际市场价格波动的影响因素研究——基于分组国家的比较 [J]. *国际金融研究*, 2015 (10): 55-63.
- [9] 贾瑞,乔家君. 领先经济体与新兴经济体实需因素及货币因素对大宗商品价格的影响——基于MS-VAR模型的实证分析 [J]. *经济经纬*, 2017 (1): 100-105.
- [10] Reicher C P, Utlaut J F. Monetary Policy Shocks and Real Commodity Prices [J]. *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 2013, 13 (1): 715-749.
- [11] Harvey D I, Kellard N M, Madsen J B, et al. Long-Run Commodity Prices, Economic Growth, and Interest Rates: 17th Century to the Present Day [J]. *World Development*, 2017, 89: 57-70.
- [12] Jian L, Chong-guang L, Chavas J P. Food Price Bubbles and Government Intervention: Is China Different? [J]. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 2017, 65 (1): 135-157.
- [13] 陈丹妮. 货币政策、通胀压力与农产品价格 [J]. *中国软科学*, 2014 (7): 185-192.
- [14] 陈文. 我国货币政策对大宗商品价格的动态影响研究 [J]. *财务与金融*, 2015 (1): 7-12.
- [15] 张程,范立夫. 大宗商品价格影响与货币政策权衡——基于石油的金融属性视角 [J]. *金融研究*, 2017 (3): 72-85.
- [16] 孟庆斌,周爱民,靳晓婷. 基于TAR模型的中国股市价格泡沫检验 [J]. *南开经济研究*, 2008 (4): 46-55.
- [17] 康志勇. 基于STAR模型的中国股市泡沫检验 [J]. *学术月刊*, 2010 (12): 83-89.
- [18] Evans G W. Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices [J]. *American Economic Review*, 1991 (4): 922-930.
- [19] Norden S V. Regime Switching as a Test for Exchange Rate Bubbles [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1996 (3): 219-251.
- [20] 赵鹏,曾剑云. 我国股市周期性破灭型投机泡沫实证研究——基于马尔可夫区制转换方法 [J]. *金融研究*, 2008 (4): 174-187.
- [21] Phillips P C B, Yu J. Dating the Timeline of Financial Bubbles During the Subprime Crisis [J]. *Quantitative Economics*, 2011 (3): 455-491.
- [22] Phillips P C B, Shi S, Yu J. Testing for Multiple Bubble Sectors: Limit Theory of Real-time Detectors [J]. *International Economic Review*, 2015 (4): 1079-1134.
- [23] 周伟,何建敏. 后危机时代金属期货价格集体上涨 [J]. *金融研究*, 2011 (9): 65-77.
- [24] 王燕青,王晓蜀,武拉平. 我国农产品期货市场的价格泡沫检验:以鸡蛋期货为例 [J]. *农业技术经济*, 2015 (12): 78-88.
- [25] 李剑,李崇光. 农产品期货市场风险评价——一个基于价格泡沫模型的新分析框架 [J]. *中国农村经济*, 2017 (5): 73-87.
- [26] 刘国栋,苏志伟. “菜篮子”农产品价格投机泡沫:证据、特征与启示 [J]. *上海财经大学学报*, 2018 (2): 100-105.
- [27] 黄慧莲,熊涛,李崇光. 我国农产品期货市场价格泡沫特征及品中差异性研究 [J]. *农业技术经济*, 2018 (1): 32-47.
- [28] 倪子越,张有望,李崇光. 新上市主要农产品期货价格泡沫及其特征 [J]. *湖南农业大学学报(社会科学版)*, 2019 (4): 83-90.
- [29] Dißmann J, Brechmann E C, Czado C. Selecting and Estimating Regular Vine Copula and Application to Financial Returns [J]. *Computational Statistics & Data Analysis*, 2013, 59 (1): 52-69.
- [30] Bai J, Perron P. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2003, 18 (1): 1-22.
- [31] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4): 1593-1636.

(责任编辑:李 晟 张安平)

地缘网络中债务违约会加剧企业投资不足吗？

Will Debt Default in Geo-network Aggravate Under-investment?

金龙 丁志国 丁垣竹

JIN Long DING Zhi-guo DING Yuan-zhu

[摘要] 近年来，企业债务的刚性兑付逐步被打破，大量不良债务暴露于市场，债务违约问题引起了各界的广泛关注，但学术界对于债务违约经济后果的研究仍有待深入。本文以2003—2018年中国A股上市公司为样本，探究地缘网络中债务违约对企业投资不足的影响。研究发现，地缘网络中债务违约数量越多，企业投资不足程度越大。在控制了内生性问题后，该结论仍然成立。拓展性研究发现，企业的财务风险越大、环境不确定性越高以及行业竞争地位越低，地缘网络中债务违约对投资不足的影响越强。此外，地缘网络中债务违约加剧的企业投资不足问题，还会进一步降低企业的市场价值和未来绩效。本文的研究结论对于全面认识债务违约风险、有效提高资源配置效率、维护实体经济稳定具有一定的现实意义与启示作用。

[关键词] 地缘网络 债务违约 投资不足 负面情绪

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 04-0050-13

Abstract: In recent years, the rigid payment of corporate debt has gradually broken, a large number of non-performing debts have been exposed to the market, and the problem of debt default has attracted wide attention from all walks of life, but the academic research on the economic consequences of debt default still needs further study. This paper takes A-share listed companies in China from 2003 to 2018 as samples to explore the impact of debt default in geo-network on under-investment. It is found that the more the number of debt default in geo-network, the greater the degree of under-investment. After controlling the endogenous problem, the conclusion is still valid. Extensive research found that the greater the financial risk, the higher the environmental uncertainty and the lower the competitive position of the industry, the stronger the impact of debt default in geo-network on under-investment. In addition, the under-investment aggravated by debt default in geo-network will further reduce the market value and future performance. The conclusion of this paper has certain practical significance and enlightenment for comprehensively understanding the debt default risk, effectively improving the resource allocation efficiency, and maintaining the stability of the real economy.

Key words: Geo-network Debt default Under-investment Negative emotion

[收稿日期] 2020-11-27

[作者简介] 金龙，男，1988年8月生，东莞理工学院经济与管理学院讲师，研究方向为财务会计与公司金融；丁志国，男，1968年7月生，吉林大学商学与管理学院教授，博士生导师，研究方向为资本市场与公司金融；丁垣竹，女，1992年2月生，吉林大学商学与管理学院博士研究生，研究方向为资本市场与公司金融。本文通讯作者为金龙，联系方式为 goldendragon1988@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金艺术学项目“粤港澳大湾区时尚文化产业协同发展研究”（项目编号：2019BH141）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

近年来,经济下行压力不断增大,实体企业盈利空间持续收缩,企业的债务问题逐渐暴露,并成为社会各界关注的焦点。自2014年“11超日债”利息兑付违约,中国债券市场的刚性兑付时代宣告结束。2016年违约企业数量为34家,违约债务规模高达403亿元,超过2014年和2015年违约总和。为了防范债券违约引发的系统性风险,2017年监管层陆续出台了多项风险管控政策,使债券违约增速有所放缓。但在去杠杆和强监管双重压力下,2018年违约企业数量增至43家,违约债务规模逼近1200亿元。未来随着中国金融供给侧结构性改革的深入推进,债务违约事件或将趋于常态化,如何应对债务违约潮给中国经济造成的影响成为决策部门面临的重大问题。在此背景下,探讨企业债务违约的经济后果,对于保障实体经济的稳定发展具有重要的现实意义。

关于债务违约带来的经济后果,以往研究主要从企业违反债务契约导致债权人对企业决策行为的控制和监督展开。研究者发现,当企业发生债务违约后,债权人会通过实施控制权转移和追加保护性条款等渠道影响企业的投融资决策(Chava和Roberts,2008^[1];Roberts和Sufi,2009^[2])。考虑到管理者的委托代理关系可能会影响债权治理机制,债权人还会干预管理者的职位和薪酬(Nini等,2012^[3];Balsam等,2018^[4])。然而,债务违约作为企业生命周期中最具破坏性的事件,其产生的经济后果可能不只限于对企业的内部利益相关者。现有研究表明,负面信息会在同行业和供应链上的企业间产生传染效应。一些研究从破产申请、财务重述、食品安全、内控缺陷以及债券违约等方面,对负面信息在行业内的传染效应进行了探索(Jorion和Zhang,2007^[5];Gleason等,2008^[6];王永钦等,2014^[7];Bolton等,2016^[8];张春强等,2019^[9]),另一些则从财务困境、盈余公告和股价崩盘风险的角度,发现了负面信息在供应链中的传染效应(Hertzel等,2008^[10];Boone和Ivanov,2012^[11];Pandit,2011^[12];彭旋和王雄元,2018^[13])。

尽管现有文献探究了负面信息在同行业和供应链上的传染效应,但尚未有研究从地理位置上邻近企业的视角考察负面信息在企业所在地缘网络中的传染效应。考虑到债务违约会对管理者自身利益造成严重损害,且认知偏差和负面偏见的存在使得当管理者获知

债务违约信息时会产生规避潜在违约威胁的动机,进而影响企业决策的有效性。由于企业间的地理邻近性会使负面信息沿着地理维度传递给邻近企业的管理者,因此地缘网络中债务违约更容易导致管理者对于潜在违约威胁的负面情绪。本文以2003—2018年中国A股上市公司为样本,考察了地缘网络中债务违约与企业投资不足的内在联系。研究发现,地缘网络中债务违约与企业投资不足存在正相关关系,即地缘网络中债务违约数量越多,企业投资不足程度越大。调节作用检验显示,企业财务风险和环境不确定性会加强地缘网络中债务违约的影响,而行业竞争地位则会削弱这一影响。经济后果分析表明,地缘网络中债务违约加剧的企业投资不足,还对市场价值产生负面冲击,并造成了未来绩效的下滑。

本文的研究贡献主要体现在:第一,以往债务违约经济后果的研究大多以违约企业本身为研究对象,考察债务违约发生后,债权人干预对企业决策行为的影响。本文基于负面信息会沿着地理维度传播给邻近企业,探究了地缘网络中债务违约对其他企业的传染效应,拓展了债务违约经济后果的研究边界。第二,已有文献主要基于信息不对称理论、融资约束理论和委托代理理论对企业投资效率进行研究。本文基于管理者存在认知偏差和负面偏见,对地缘网络中债务违约如何影响管理者非理性决策进行了解释,并检验了其对企业投资不足的影响,丰富了企业投资效率的研究成果。第三,近年来,随着中国经济的周期性回落,局部金融风险逐渐显现,打破刚性兑付成为防范金融风险的必经之路,未来债务违约将成为中国资本市场中的常态化事件,本文的研究发现为市场和决策部门更全面地认识债务违约经济后果提供了重要参考。

二、文献回顾

关于企业债务违约的经济后果研究,现有文献主要围绕企业违反债务契约后,债权人干预对企业决策行为的影响。Chava和Roberts(2008)^[1]发现,企业发生债务违约后,债权人会加强对企业运用贷款资金的控制,信用风险的暴露会增加企业获取新融资的难度,由于资金使用的受限,企业的资本投资大幅下降。另外,债权人还会通过运用加速、重组和终止契约的威胁,提高利率、缩短期限或减少信贷供给,导致企业的净负债发行活动急剧且持续减少(Roberts

和 Sufi, 2009^[2])。不仅如此, 企业发生债务违约还标志着股权治理机制在缓解管理者代理问题上的失效, 并且考虑到管理者对股东负有受托责任, 其存在将财富从债权人转移到股东的动机。基于对两种代理冲突的担忧, 债权人会对管理者的职位和薪酬进行干预。Nini 等 (2012)^[3]发现, 企业发生债务违约后会出现 CEO 离职率急剧上升的现象, 尤其是对于强制离职, 在债务违约发生的当季, CEO 强制离职率上升了 60%, 并在随后两个季度内呈增长趋势, 于第四个季度达到峰值。Balsam 等 (2018)^[4]还发现, 债务违约事件导致 CEO 薪酬平均下降了 8.5%, 其中, 与风险承担对应的期权授予平均减少了 26%, 并且这些影响还会随着债权人影响力的增大而增强。

债务违约的经济后果不只限于企业的内部利益相关者, 债务违约的负面信息还可能会传染至与之相关联的其他企业。以往研究主要从风险消息释放和经济损失的角度, 探究负面信息在行业内和供应链中的传染效应。其中, 行业内的传染效应通过风险信息释放, 并在信息外部性的作用下, 对行业内其他企业产生负面冲击。Jorion 和 Zhang (2007)^[5]指出, 企业的破产公告会导致同行企业 CDS 利差的扩大, 以及股票回报率的降低。Gleason 等 (2008)^[6]发现, 企业的财务重述行为会导致同行业企业股价的下跌, 而造成这一现象的原因是投资者对行业信息风险的担忧。王永钦等 (2014)^[7]从白酒行业“塑化剂”事件的角度, 证实了丑闻事件的负面信息也具有行业内的传染效应。Bolton 等 (2016)^[8]发现, 企业的内控缺陷报告不仅会造成市场对企业股价的负面反应, 还会波及行业内的其他企业。张春强等 (2019)^[9]以中国债券市场违约和发债利差数据为研究对象, 验证了债券违约在行业内产生的信用风险传染效应。与行业内的传染效应不同, 供应链中的企业存在密切的经济往来, 负面信息会导致企业因契约关系的断裂而面临较大的交易成本。Hertzel 等 (2008)^[10]发现, 破产事件会在企业的供应链上产生负财富效应, 企业破产申请会对与之相关的客户和供应商的股价造成负面反应。Boone 和 Ivanov (2011)^[11]指出, 企业破产公告不仅会对战略伙伴企业的股价产生影响, 还会导致其未来利润率和投资水平的下降。Pandit (2011)^[12]发现, 客户盈余公告中的信息会导致投资者对供应商未来盈余水平和不确定性的修正, 最终造成了供应商股价的波动。彭旋和王雄元 (2018)^[13]还从股价崩盘

风险的视角, 考察了客户股价崩盘风险对供应商的传染效应。

综上所述, 关于债务违约经济后果的研究, 已有文献主要以违约企业本身为研究对象, 较少有研究从传染效应的视角关注债务违约对其他企业产生的影响。而对于负面信息传染效应的相关文献, 大多研究都是从同行业和供应链的角度展开, 尚未有研究从地理位置上邻近企业的视角探索负面信息在企业所在地缘网络中的传染效应。鉴于此, 本文将试图以邻近企业的负面信息为切入点, 研究地缘网络中债务违约对企业决策行为的影响, 进而补充有关债务违约经济后果的相关文献。

三、理论分析与研究假设

地缘网络是指地理位置上邻近企业所形成的企业集群。由于人们的信息收集具有邻近性和可得性的偏好, 管理者更倾向于收集那些在时间、空间和社会维度上距离自己较近的, 易于获得的信息。而地缘网络上的企业集群具有地理邻近性的特征, 这使得来自地缘网络中邻近企业的信息更易受到管理者的关注。此外, 人们的社会互动过程还有助于促进信息的传播。Gao 等 (2011)^[14]发现, 区位效应对企业资本结构的影响是一种本地现象, 而这种影响主要归因于管理者之间的社会互动。相应地, 地理邻近性不仅有利于人们的面对面交流, 还可以促进关系网络的建立和维护, 地缘网络中管理者的社会互动行为可以提高邻近企业信息的传递效率 (金龙等, 2020^[15])。由此可见, 地缘网络在信息传播方面具有先天性优势, 邻近企业债务违约的信息会迅速地得到传播, 并获得周边企业管理者较高的关注。

可得性启发法指出, 人们通常会高估最近事件再次发生的概率 (Tversky 和 Kahneman, 1974^[16]), 并且人们还倾向于更关注消极的问题, 不愉快的记忆和负面情绪对其行为的影响往往更大 (Baumeister 等, 2001^[17]), 这些因素导致个体决策普遍存在负面偏见的现象, 即在决策过程中总是对负面事件赋予更大的权重 (Rozin 和 Royzman, 2001^[18])。债务违约作为一个极端负面的事件, 其影响范围非常广泛。债务违约在行业内和供应链上均存在传染效应, 能够显著地影响投资者和债权人等利益相关者的情绪和决策 (Jorion 和 Zhang, 2007^[5])。鉴于企业的管理者同样存在认知偏差和负面偏见, 因此, 当地缘网络内发生

债务违约后,其传递出的负面信息会使管理者产生对潜在违约威胁的担忧,进而高估自身企业发生债务违约的概率。

管理者的风险感知是影响其决策行为的重要因素,而管理者与股东在风险规避程度上存在一定的差异性,这导致管理者的决策并非总是对股东有益的。由于管理者的薪酬和声誉等最重要的收益都是从企业获得的,且无法分散风险,而股东可以更为分散地投资,这使得相比于股东而言,管理者将承担企业更多的风险,导致管理者比股东更为风险规避。因此,当企业面临风险时,会导致管理者与股东之间对于投资机会存在评估的差别,一些对于股东而言为正收益的项目,但可能对于风险规避的管理者而言却并非如此。当企业的风险上升时,承担与企业相关的风险会使得管理者与股东利益之间出现分裂,管理者希望分散投资以降低风险,但这却很可能产生投资不足的问题,偏离股东利益最大化的目标(Panousi和Papanikolaou, 2012^[19])。此外,由于管理者的个人利益通常与企业短期业绩挂钩,当企业面临较好的投资机会时,增加投资支出可以实现企业的价值增值,并改善现金流水平,但企业投资的产出不确定性和收益跨期性,使得投资项目产生的净现金流并不能立刻提高企业的现金流水平,相反会减少企业的现金储备并提高未来现金流风险,这也导致了管理者与股东的利益不同。在面临风险时,管理者出于自身利益考虑,很可能会避免投资总体是正收益,但是可能在近期有较高失败风险的项目,导致企业出现投资不足的问题,偏离股东的利益目标(Hirshleifer, 1993^[20]; Bartram等, 2009^[21])。

管理者作为企业决策的制定者和执行者,债务违约的发生暴露了以股权为中心的治理机制在解决管理者代理问题中的缺陷。当企业发生债务违约时,CEO将面临强制离职、薪酬降低等不利后果(Nini等, 2012^[3]; Balsam等, 2018^[4]),因此管理者有强烈的动机去避免债务违约事件的发生。而当地缘网络中发生债务违约时,管理者在认知偏差和负面偏见的作用下,会产生对自身企业违约概率上升的忧虑情绪,这必然会导致管理者在决策制定中的偏差,使管理者变得更为保守,避免投资一些在管理者看来风险过大,但实际上净现值为正的项目,进而导致企业投资不足。此外,由于债务违约与企业现金流直接相关,债务违约主要源于企业的现金流不足以偿付债务本息,

现金流水平的下降或波动率的上升都会引起企业违约风险的增大(Brogaard等, 2017^[22])。而投资活动并不能立刻改善企业的现金流水平,但却会降低企业的现金存量,企业面临较高的现金流风险时,保守的管理者将产生预防性现金持有的动机,并采取较为消极的投资策略。因此,管理者会倾向于将原本用来投资的现金留存以防备现金流断裂,在这个过程中放弃了部分净现值为正的项目,造成了企业投资不足的问题。基于上述分析,本文提出假设1:

H1: 地缘网络中债务违约与企业投资不足存在正相关关系,即地缘网络中债务违约数量越多,企业投资不足程度越大。

四、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

本文选取2003—2018年全部A股上市公司为初始样本,并按照如下标准进行筛选:(1)剔除金融保险行业的公司样本;(2)剔除ST、PT类的公司样本;(3)剔除IPO当年的公司样本;(4)剔除相关数据缺失的公司样本;(5)剔除发生过债务违约的公司样本;(6)剔除过度投资的公司样本。最终得到1969家公司10338个公司-年度样本观测值。为获得企业债务违约数据,首先从Wind数据库提取上市公司披露的诉讼仲裁数据,并根据上市公司年报中的数据进行审核,然后按照研究需要选取其中的债务诉讼数据作为原始数据,再筛选出披露方为第一被告且是上市公司本公司或子公司的样本,最后得到本文的债务违约数据。此外,公司财务和治理结构数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。为了避免极端值对估计结果可能造成的影响,对公司层面的连续变量在1%和99%的水平上进行了缩尾处理。

(二) 模型设定与变量定义

为了研究地缘网络中债务违约对企业投资不足的影响,本文构建如下计量模型:

$$UINV_{it} = \beta_0 + \beta_1 DEF_{it} + \lambda Control_{it} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $UINV$ 表示企业的投资不足; DEF 表示地缘网络中债务违约指标,包括 $DEF100$ 和 $DEF200$; $Controls$ 表示一系列可能影响投资不足的控制变量; $Industry$ 和 $Year$ 分别表示行业固定效应和年度固定效应。

具体变量定义如下：

1. 被解释变量 (*UINV*)。

本文借鉴 Richardson (2006)^[23] 的投资效率模型，采用实际投资规模与预期投资规模之间的差异定义投资不足。具体模型如下：

$$\begin{aligned} INV_{it} = & \delta_0 + \delta_1 Growth_{i,t-1} + \delta_2 LEV_{i,t-1} + \delta_3 Cash_{i,t-1} \\ & + \delta_4 Age_{i,t-1} + \delta_5 Size_{i,t-1} + \delta_6 Return_{i,t-1} \\ & + \delta_7 INV_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中，*INV* 为新增投资支出，用购买固定资产、无形资产与其他长期资产的现金支出减去出售资产的现金收入，并除以期初总资产表示；*Growth* 为投资机会，用主营业务收入增长率表示；*LEV* 为资产负债率，用负债除以总资产表示；*Cash* 为现金持有量，用现金及现金等价物除以总资产表示；*Age* 为企业上市年限，用当年与上市年份差额的自然对数表示；*Size* 为企业规模，用总资产的自然对数表示；*Return* 为股票收益率，用考虑现金红利再投资的年个股回报率表示；*Industry* 表示行业虚拟变量；*Year* 表示年度虚拟变量。

我们对模型 (1) 进行 OLS 回归，得到的残差代表企业的非效率投资部分。当残差小于 0 时，表示投资不足，反之则表示过度投资。由于本文研究的是企业投资不足的问题，因而仅保留残差小于 0 的公司样

本，并对其取绝对值得到投资不足 (*UINV*)，该值越大，意味着企业的投资不足程度越大。

2. 解释变量 (*DEF*)。

本文基于如下步骤构建地缘网络中债务违约指标：首先，根据上市公司年报中披露的办公地址，利用 Google - Earth 获取上市公司办公地址的地理坐标。然后，运用距离模型计算各年度公司间的地理距离。由于两个主体间的地理邻近性取决于绝对空间距离和相对出行时间，考虑到中国国道和高速限速一般为 60~80km/h 和 100~120km/h，本文分别使用 100km 和 200km 作为半径距离确定地缘网络中的企业集群。最后，计算地缘网络中发生债务违约的企业数量得到地缘网络中债务违约指标 (*DEF100*) 和 (*DEF200*)，并加 1 取对数进行标准化处理。

3. 控制变量 (*Controls*)。

参考前期关于企业投资效率的研究，本文在模型加入如下控制变量：企业规模 (*Size*)、资产负债率 (*LEV*)、公司成长性 (*Growth*)、固定资产比例 (*PPE*)、经营活动现金流 (*CFO*)、上市年限 (*Age*)、股权集中度 (*Top1*)、董事会规模 (*Board*)、董事会独立性 (*INDEP*)、管理层持股比例 (*MON*) 等衡量经营状况和治理结构的变量。此外，本文还进一步控制了行业和年度固定效应。上述变量定义及计算方法详见表 1。

表 1 变量定义

	变量符号	变量名称	计算方法
被解释变量	<i>UINV</i>	企业投资不足	Richardson (2006) ^[23] 模型估计得到的残差，其中属于投资不足部分的绝对值。
解释变量	<i>DEF</i>	地缘网络中债务违约	公司办公总部指定半径范围确定的地缘网络内发生债务违约的企业数量之和，并加 1 取对数
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	总资产的自然对数
	<i>LEV</i>	资产负债率	总负债/总资产
	<i>Growth</i>	公司成长性	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	<i>PPE</i>	固定资产比例	固定资产净额/总资产
	<i>CFO</i>	经营现金流	经营活动现金流净额/总资产
	<i>Age</i>	上市年限	企业上市年龄的自然对数
	<i>Top1</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
	<i>INDEP</i>	董事会独立性	独立董事人数/董事会人数
	<i>Board</i>	董事会规模	董事会人数
	<i>MON</i>	管理层持股比例	管理层持股数量/总股本

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表2报告了本文主要变量的描述性统计。由表2可知,企业投资不足(UINV)的均值为0.0336,最小值为0.0007,最大值为0.1490,这表明各企业间的投资不足程度存在明显差异,一些企业表现出

了较为严重的投资不足问题。地缘网络中债务违约(DEF100)和(DEF200)的均值为1.0570和1.5150,最小值为0.0000和0.0000,最大值为3.3320和3.5830,这说明一些企业可能面临着来自地缘网络中较大的债务违约影响,如在100km半径距离确定的地缘网络中,发生债务违约的企业数量最多可达27家。

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>UINV</i>	10 338	0.033 6	0.028 6	0.000 7	0.026 5	0.149 0
<i>DEF100</i>	10 338	1.057 0	0.944 0	0.000 0	1.099 0	3.332 0
<i>DEF200</i>	10 338	1.515 0	1.005 0	0.000 0	1.386 0	3.583 0
<i>Size</i>	10 338	22.110 0	1.234 0	19.770 0	21.930 0	25.980 0
<i>LEV</i>	10 338	0.441 0	0.194 0	0.059 3	0.444 0	0.847 0
<i>Growth</i>	10 338	0.151 0	0.354 0	-0.509 0	0.098 7	2.075 0
<i>PPE</i>	10 338	0.252 0	0.180 0	0.002 4	0.216 0	0.769 0
<i>CFO</i>	10 338	0.047 6	0.077 5	-0.714 0	0.046 4	0.876 0
<i>Age</i>	10 338	2.361 0	0.478 0	1.386 0	2.398 0	3.219 0
<i>Top1</i>	10 338	0.355 1	0.150 9	0.090 8	0.333 2	0.748 2
<i>INDEP</i>	10 338	0.368 0	0.052 4	0.273 0	0.333 0	0.571 0
<i>Board</i>	10 338	8.897 0	1.793 0	5.000 0	9.000 0	15.000 0
<i>MON</i>	10 338	0.068 6	0.144 0	0.000 0	0.000 2	0.609 0

(二) 基准回归结果

表3报告了地缘网络债务违约对企业投资不足影响的回归结果。其中,DEF100和DEF200的回归系数均为正,且在1%的统计水平上显著,说明地缘网络债务违约与企业投资不足存在正相关关系,即地缘网络中债务违约数量越多,企业投资不足程度越大,该实证结果与理论预期相符。此外,DEF100的回归系数大于DEF200的回归系数,表明随着地缘网络半径范围的扩大,债务违约信息对企业投资不足的影响呈衰减趋势。

(三) 内生性问题

虽然在基准回归中证实了地缘网络中债务违约会对企业投资不足产生影响,但研究结论可能存在内生性问题。由于地缘网络中的企业处于相同的地区经济和商业环境下,因此可能存在某些因素同时影响地缘网络中债务违约和企业投资不足,进而导致研究结果因遗漏变量问题而产生偏误。为此,本文以地区法制

水平和地区企业过度负债问题作为工具变量,运用两阶段最小二乘法缓解这一内生性问题。

表3 地缘网络中债务违约与企业投资不足

	<i>UINV</i>	
	(1)	(2)
<i>DEF100</i>	0.001 3*** (3.95)	
<i>DEF200</i>		0.000 9*** (2.66)
<i>Size</i>	-0.001 6*** (-5.54)	-0.001 6*** (-5.41)
<i>LEV</i>	-0.014 5*** (-8.32)	-0.014 6*** (-8.34)
<i>Growth</i>	0.005 8*** (7.37)	0.005 8*** (7.36)
<i>PPE</i>	0.015 5*** (7.67)	0.015 2*** (7.52)

续前表

	UINV	
	(1)	(2)
<i>CFO</i>	-0.014 0*** (-3.77)	-0.014 1*** (-3.81)
<i>AGE</i>	-0.006 5*** (-9.17)	-0.006 5*** (-9.11)
<i>Top1</i>	-0.003 2 (-1.64)	-0.003 1 (-1.59)
<i>INDEP</i>	0.006 8 (1.15)	0.007 2 (1.22)
<i>Board</i>	-0.000 5*** (-2.67)	-0.000 5*** (-2.68)
<i>MON</i>	-0.003 9 (-1.63)	-0.003 6 (-1.49)
<i>Constant</i>	0.086 1*** (13.03)	0.085 1*** (12.89)
<i>Industry</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
<i>N</i>	10 338	10 338
<i>Adj. R²</i>	0.094 2	0.093 5

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内数字为*t*值。以下各表同。

具体而言，当企业发生债务违约时，债权人可以通过司法途径或自主协商的方式保障自身利益。对于司法途径，债权人会充分地考虑诉讼成本和执行效率，当诉讼成本较低、执行效率较高时，通过提起诉讼可以有效地解决债务违约问题。而地区法制水平可以降低诉讼成本、提高执行效率，这使得在法制水平较高的地区，债权人更倾向于提起债务诉讼的方式解决债务违约问题，因此地区法制水平与地缘网络中债务违约数量相关。此外，债务违约的发生通常与企业高杠杆有关，债务违约风险会随着企业负债水平的提高而增大，这使得过度负债成为导致债务违约的隐患。已有研究表明，企业的过度负债行为存在地区同群效应（李志生等，2018^[24]），这使得不同地区的发生债务违约数量存在明显差异，地区过度负债企业数量越多，发生大面积债务违约的可能性越大，因此地区企业过度负债问题与地缘网络中债务违约数量相关。综上分析，地区法制水平和地区企业过度负债问题与地缘网络中债务违约高度相关，而与企业投资不足不直接相关，满足工具变量的选择条件。

对于地区法制水平（*LAWL*），本文采用樊纲等（2011）^[25]和王小鲁等（2019）^[26]编制的市场化指数中“市场中介组织的发育和法律制度环境指数”来衡量，由于本文的样本区间为2003—2018年，而两个版本的指数评分体系存在一定差异，为了提高该指数在时间序列中的可比性，进一步以各省份2008年的指数为基准，对历史年度进行了调整。对于地区企业过度负债问题（*EXLEVN*），本文首先参照Chang等（2014）^[27]、陆正飞（2015）^[28]和李志生等（2018）^[24]的方法，对企业的过度负债程度进行估计，然后计算除本企业以外的存在过度负债企业数量，并加1取对数，得到本文的地区企业过度负债问题变量。采用工具变量法进行回归后的结果如表4所示。其中，列（1）和列（2）为第一阶段的回归结果，*LAWL*和*EXLEVN*均显著为正，表明地区法制水平越高，地区企业过度负债问题越严重，地缘网络中债务违约数量越多，符合本文的预期。列（3）和列（4）为第二阶段的回归结果，*DEF100*和*DEF200*仍然显著为正，且Sargan检验结果的*P*值都大于0.1，表明模型选择的所有工具变量都是有效的，这说明在考虑遗漏变量的内生性问题后，地缘网络中债务违约对企业投资不足的影响结论依然成立，进一步支持了假设。

表4 内生性问题：工具变量的2SLS估计

	<i>DEF100</i>		<i>DEF200</i>		UINV	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(3)	(4)
<i>DEF100</i>					0.001 3** (2.16)	
<i>DEF200</i>						0.001 0** (1.98)
<i>LAWL</i>	0.053 6*** (20.51)	0.098 6*** (39.58)				
<i>EXLEVN</i>	0.351 5*** (29.36)	0.253 8*** (22.22)				
<i>Constant</i>	-1.390 0*** (-8.71)	-0.541 0*** (-3.55)	0.086 1*** (13.03)	0.085 2*** (12.94)		
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES		
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES		
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES		
<i>N</i>	10 338	10 338	10 338	10 338		
<i>Adj. R²</i>	0.523 3	0.617 0	0.094 2	0.093 5		
<i>Sargan test</i>			0.387 1	0.221 0		

(四) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。

在前文运用 Richardson (2006)^[23]模型估计非效率投资时, 采用了营业收入增长率作为投资机会的衡量指标, 为了增加本文研究结论的可靠性, 我们进一步将托宾 Q 值作为投资机会的衡量指标, 重新估计企业的投资不足部分, 并对假设进行重新检验, 结果如表 5 列 (1) 和列 (2) 所示。此外, Richardson

(2006)^[23]模型的假设条件为样本整体不存在系统性的非效率投资部分, 否则使用该模型估计企业的投资效率将产生偏差问题。为此, 我们将模型估计的投资不足部分样本从小到大排序, 并剔除处于 1/4 分位数以前的样本观测值, 再对模型 (1) 进行重新回归, 结果如表 5 列 (3) 和列 (4) 所示。在上述方法的回归结果中, DEF100 和 DEF200 依然均显著为正, 与基准回归的结论相一致。

表 5 稳健性检验: 替换被解释变量

	UINV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
DEF100	0.001 6*** (4.71)		0.000 5*** (2.80)	
DEF200		0.001 1*** (3.21)		0.000 3* (1.86)
Constant	0.082 6*** (12.52)	0.081 4*** (12.35)	0.038 4*** (12.07)	0.038 0*** (11.96)
Controls	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	10 285	10 285	7 740	7 740
Adj. R ²	0.095 7	0.094 7	0.099 5	0.099 0

2. 替换解释变量。

在基准回归的研究设计中, 本文选择 100km 和 200km 为半径距离确定地缘网络, 为了验证距离阈值选择的科学性, 我们将半径距离调整为 50km 和 400km, 并重新计算得到地缘网络中债务违约指标 (DEF50) 和 (DEF400), 再对假设进行检验。此外, 由于不同企业所处的地缘网络存在较大差异, 本文还从地缘网络中发生债务违约企业比例的角度重新构建地缘网络中债务违约指标 (DEFRAT100) 和 (DEFRAT200), 具体地, 在以指定半径距离确定地

缘网络后, 计算发生债务违约的企业数量与企业总数的比例。考虑到地缘网络规模可能导致相对指标的极端值问题, 因此剔除了地缘网络中企业总数量少于 20 家的观测值, 再与企业投资不足 (UINV) 进行回归。由表 6 中回归结果可知, DEF50 的回归系数显著为正, 且与 DEF100 不存在显著差异, 而 DEF400 的回归系数不显著, 说明前文中对于距离阈值的选择具有一定的代表性。DEFRAT100 和 DEFRAT200 均显著为正, 仍支持本文的研究结论。

表 6 稳健性检验: 替换解释变量

	UINV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
DEF50	0.001 4*** (3.94)			
DEF400		0.000 5 (1.25)		
DEFRAT100			0.027 0** (2.00)	
DEFPER200				0.021 1* (1.66)

续前表

	UINV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Constant</i>	0.086 6 *** (13.09)	0.084 3 *** (12.76)	0.076 3 *** (9.72)	0.080 1 *** (11.59)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	10 338	10 338	7 969	9 610
<i>Adj. R²</i>	0.094 2	0.093 0	0.087 9	0.092 3

3. 子样本检验。

行业环境恶化和宏观经济衰退都可能增加企业的债务违约风险，进而导致管理者采取保守的投资策略，最终加剧企业投资不足的问题。为了避免行业特征因素和宏观经济周期可能造成的实证结果偏差，增强本文研究结论的稳健性，本文采用子样本检验的方法来消除行业特定冲击和宏观经济变化可能造成的影响。参照 Acharya 等 (2007)^[29] 和 Lemmon 等 (2009)^[30] 的方法，分年度分行业计算行业内公司年度股票回报率的中位数，并将行业股票回报率中位数小于 -30% 的行业定义为处于困境的行业，再将处在困境中的行业样本剔除，重新检验假设。参照 Steenkamp 和 Fang (2011)^[31] 以及陈漫和张

新国 (2016)^[32] 的方法，采用 HP 滤波法提取实际 GDP 中的经济周期因素，并通过比较经济周期项与上一时点的峰值判定经济扩张期和经济紧缩期，再选取经济扩张期样本对模型 (1) 进行重新回归。表 7 报告了子样本检验的回归结果。其中，列 (1) 和列 (2) 为剔除处于行业困境的子样本，DEF100 和 DEF200 均显著为正，说明在考虑了行业困境因素的影响后，地缘网络中债务违约的影响依然存在。列 (3) 和列 (4) 为经济扩张期的子样本检验，DEF100 和 DEF200 均显著为正，说明即便是在经济扩张期，管理者的投资决策仍然会受地缘网络中债务违约的影响。上述结果还进一步证实了本文研究结论的一般性。

表 7 稳健性检验：子样本检验

	UINV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DEF100</i>	0.001 6 *** (4.08)		0.001 2 ** (2.57)	
<i>DEF200</i>		0.001 3 *** (3.39)		0.000 9 * (1.82)
<i>Constant</i>	0.084 3 *** (11.52)	0.083 2 *** (11.38)	0.069 6 *** (7.10)	0.068 5 *** (7.00)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	8 318	8 318	4 815	4 815
<i>Adj. R²</i>	0.096 8	0.096 3	0.076 7	0.076 0

4. 安慰剂检验。

本文的假设基础是地缘网络中债务违约通过使管理者产生对潜在违约威胁的担忧，进而导致其采取消极的投资策略，加剧了企业投资不足。然而在理论

上，地缘网络中债务违约对企业投资不足的影响可能仅是一种安慰剂效应，而真正影响企业投资不足的因素未被真实地察觉。为检验上述猜想，本文对样本进行安慰剂检验以对这一问题进行控制。借鉴许年行和

李哲 (2016)^[33]的方法,采用随机模拟的反事实实验法检验是否存在安慰剂效应。具体步骤如下:首先提取出样本数据中变量 *DEF100* 和 *DEF200* 的所有观测值;然后将其随机地分配给每个公司-年度样本观测值,再对模型 (2) 进行模拟回归;最后重复上述步骤 1 000 次,得到模拟回归的 *t* 值分布图。图 1 中横

轴表示模拟的 *t* 值,纵轴表示出现频次的百分比。由图 1 可知, *DEF100* 和 *DEF200* 的回归系数显著为正或负的数量占总模拟次数的比例均低于 10%,且两个变量 *t* 值的分布均拒绝了正态分布的原假设。因此,地缘网络中债务违约与企业投资不足的相关关系并不存在安慰剂效应,再次验证了研究结论的稳健性。

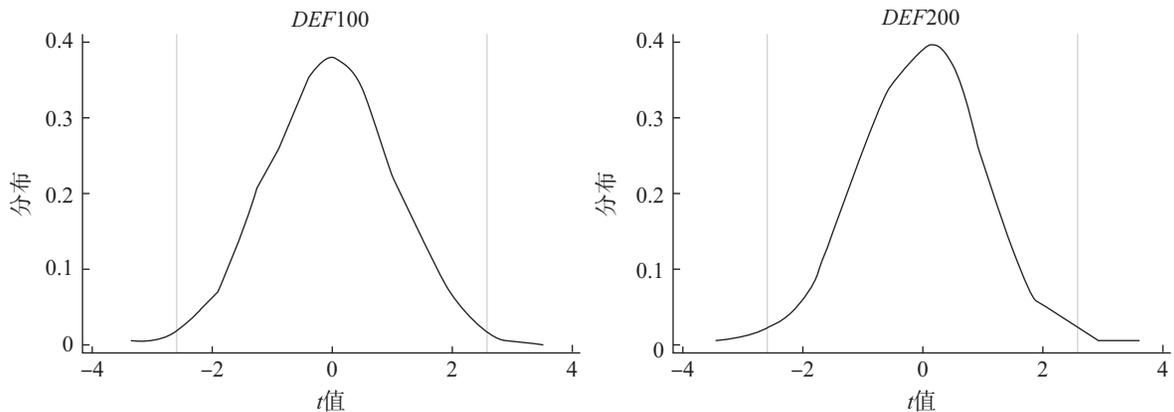


图 1 安慰剂检验

六、拓展性研究

(一) 调节作用检验

1. 财务风险的调节作用。

对于财务风险较大的企业而言,由于管理者本身就面临着较高的财务困境风险,地缘网络中债务违约将进一步放大其对于潜在违约威胁的担忧,这使得管理者在高度压力下更倾向于采取消极的萎缩战略 (Balcaen 等, 2011^[34])。因此,如果地缘网络中债务违约是通过使管理者担忧潜在违约威胁,进而导致其采取较为消极的投资策略,那么企业的财务风险越大,地缘网络中债务违约对其投资不足的影响应表现得越强。本文采用修正 Altman Z 值来衡量财务风险 (*Zscore*),该值越小,表明企业的财务风险越大。在模型 (1) 加入 *Zscore*,以及交乘项 ($Zscore \times DEF100$) 和 ($Zscore \times DEF200$),考察企业财务风险对地缘网络中债务违约与企业投资不足相关关系的调节作用。表 8 列 (1) 和列 (2) 结果显示, $Zscore \times DEF100$ 和 $Zscore \times DEF200$ 均显著为负,说明财务风险越大,地缘网络中债务违约对企业投资不足的影响越强。可见,企业的财务风险会放大管理者对地缘网络中债务违约的负面情绪。

2. 环境不确定性的调节作用。

在较高的不确定性环境下,由于管理者缺乏足够的信息预测外部环境的变化,因而难以对决策方案的

收益和成功概率进行估计,这大大提高了管理者决策失败的风险 (牛建波和赵静, 2012^[35])。因此,对于环境不确定性较高的企业,管理者的投资决策变化将表现出对地缘网络中债务违约更高的敏感性更为敏感。本文参照 Ghosh 和 Olsen (2009)^[36]以及申慧慧等 (2012)^[37]的方法,采用经行业调整的未来 5 年销售收入的标准差来衡量环境不确定性 (*EU*)。在模型 (1) 中加入 *EU*,以及交乘项 ($EU \times DEF100$) 和 ($EU \times DEF200$),考察环境不确定性对地缘网络中债务违约与企业投资不足相关关系的调节作用。表 8 列 (3) 和列 (4) 结果显示, $EU \times DEF100$ 和 $EU \times DEF200$ 均显著为正,说明企业的环境不确定性越高,地缘网络中债务违约造成的企业投资不足程度越大。这一结果证实了我们的猜想,管理者所处的不确定性环境会加强其对地缘网络中债务违约的负面情绪。

3. 行业竞争地位的调节作用。

由于行业竞争地位较高的企业拥有掠夺性定价的能力,当企业面临融资问题时,其可以通过掠夺效应侵占竞争地位较低企业的市场份额和垫付现金,进而实现现金运行效率的稳定 (陈志斌和王诗雨, 2015^[38])。因此,对于行业竞争地位较高的企业,由于管理者拥有较强的防范潜在违约威胁的策略,这使得地缘网络中债务违约对其投资决策的影响较弱。本文借鉴 Peress (2010)^[39]的方法,采用勒纳指数作为行业竞争地位 (*PCM*) 的衡量指标,勒纳指数越大,表示

企业在行业内的竞争优势越强，企业竞争地位越高。在模型 1 中加入 PCM ，以及交乘项 ($PCM \times DEF100$) 和 ($PCM \times DEF200$)，考察行业竞争地位对地缘网络中债务违约与企业投资不足相关关系的调节作用。

表 8 列 (1) 和列 (2) 结果显示， $PCM \times DEF100$ 和 $PCM \times DEF200$ 均显著为负，说明行业竞争地位越高，地缘网络中债务违约对企业投资不足的影响越弱。

表 8 调节作用检验：企业财务风险、环境不确定性与行业竞争地位

	UINV					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DEF100	0.001 8*** (4.30)		0.000 3 (0.71)		0.001 8*** (4.56)	
DEF200		0.001 2*** (3.05)		0.000 0 (0.08)		0.001 2*** (3.09)
Zscore	0.000 4*** (4.63)	0.000 4*** (4.13)				
Zscore×DEF100	-0.000 1** (-2.11)					
Zscore×DEF200		-0.000 1* (-1.68)				
EU			0.002 8*** (6.51)	0.002 6*** (5.23)		
EU×DEF100			0.000 9*** (3.06)			
EU×DEF200				0.000 7*** (2.72)		
PCM					-0.008 2** (-2.36)	-0.009 0** (-2.33)
PCM×DEF100					-0.006 2*** (-2.76)	
PCM×DEF200						-0.004 2** (-2.03)
Constant	0.079 4*** (11.72)	0.078 1*** (11.53)	0.076 9*** (11.67)	0.076 5*** (11.60)	0.078 9*** (11.79)	0.078 1*** (11.68)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	10 338	10 338	10 338	10 338	10 338	10 338
Adj. R ²	0.096 1	0.095 3	0.109 0	0.108 0	0.097 8	0.096 8

(二) 经济后果分析

1. 投资不足对市场价值的影响。

对于企业投资的价值效应，以往文献主要关注过度投资给企业价值造成的危害，而忽视了投资不足可能带来的损失。本文的研究结果表明，地缘网络中债务违约会导致管理者产生对于潜在违约威胁的担忧，进而加剧了企业的投资不足程度。那么地缘网络中债

务违约导致的投资不足问题是否会在企业的市场价值上得到及时的反映呢？本文使用当期股票回报率作为企业市场价值的衡量指标，构建 $DEF100$ 和 $DEF200$ 与企业投资不足 ($UINV$) 的交乘项 ($DEF100 \times UINV$) 和 ($DEF200 \times UINV$)，考察地缘网络中债务违约导致的投资不足问题对企业市场价值的影响。表 9 中列 (1) 和列 (2) 结果显示， $DEF100 \times UINV$ 和 $DEF200 \times$

UINV的回归系数均显著为负，说明地缘网络中债务违约造成投资不足程度的增加，对企业的市场价值产生了负面冲击。

2. 投资不足对未来绩效的影响。

企业投资行为作为财务决策的重要环节，不仅是价值创造的决定性因素，还是经济增长的重要驱动力。合理的投资行为可以提高企业绩效，而过度投资和投资不足会降低资源配置效率，并导致企业绩效恶化。由于投资不足表现为放弃净现值为正的投资项目，其所产生的不利影响最终会在企业的未来绩效中

得以显现。本文使用下一期资产收益率作为企业未来绩效的衡量指标，构建DEF100和DEF200与企业投资不足(UINV)的交乘项(DEF100×UINV)和(DEF200×UINV)，考察地缘网络中债务违约导致的投资不足问题对企业未来绩效的影响。表9中列(3)和列(4)结果显示，DEF100×UINV和DEF200×UINV的回归系数均显著为负，说明地缘网络中债务违约导致的投资不足问题，最终会造成企业未来绩效的下滑。

表9 经济后果分析：市场价值与未来绩效

	Return		ROA	
	(1)	(2)	(3)	(4)
UINV	0.232 1 (1.03)	0.236 0 (0.88)	-0.033 3 (-1.06)	-0.025 7 (-0.69)
DEF100	0.007 1 (0.99)		0.001 5 (1.54)	
DEF100×UINV	-0.340 0** (-2.25)		-0.053 8** (-2.55)	
DEF200	-0.000 5 (-0.08)		0.002 2** (2.34)	
DEF200×UINV		-0.243 1* (-1.71)		-0.043 7** (-2.20)
Constant	0.359 8*** (3.55)	0.358 8*** (3.53)	-0.106 5*** (-7.49)	-0.106 2*** (-7.47)
Controls	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	10 338	10 338	10 338	10 338
Adj. R ²	0.191 1	0.191 0	0.644 9	0.644 9

七、研究结论与启示

当前，中国经济正处于结构转型阶段，经济增速放缓使得企业信用风险不断升级。随着债券市场出清的快速推进，债务违约现象大面积爆发，引发了市场和决策部门的担忧。本文以2003—2018年中国A股上市公司为样本，考察了地缘网络中债务违约对企业投资不足的影响。本文的主要结论如下：第一，地缘网络中债务违约数量越多，企业投资不足的程度越大，这表明债务违约的负面信息在地缘网络中存

在传染效应。第二，企业财务风险和环境不确定性会加强地缘网络中债务违约的影响，而行业竞争地位则会削弱这一影响，进一步验证了管理者对于潜在违约威胁的担忧是造成企业投资不足的关键因素。第三，地缘网络中债务违约造成的企业投资不足还会损害企业的市场价值，并在未来绩效中逐渐显现，可见地缘网络中债务违约所产生的经济损失不容忽视。

本文结论的主要启示在于：对于管理者而言，当面临来自地缘网络中债务违约的负面信息时，应正确

判断企业自身的违约风险，避免因潜在违约威胁的负面情绪而做出非理性投资决策，进而损害市场价值和未来绩效，最终导致实质性债务违约的发生。对于投资者而言，在关注企业财务和运营状况的同时，还应注意企业所在地缘网络中其他企业释放的信息，尤其是对于那些财务风险较大、环境不确定性较高和行业竞争地位较低的企业，应施以差异化的监督策略。对

于政府部门而言，一方面，除了应妥善处置违约企业外，还需对违约企业的突出问题进行充分揭示，引导邻近企业正确认识债务违约问题，避免对债务违约负面信息的过度反应。另一方面，对于可能存在的区域性债务违约风险，政府决策部门应防止债务违约集中爆发，逐步释放区域内的信用风险，避免债务违约负面冲击的进一步扩大。

参考文献

- [1] Chava S, Roberts M R. How Does Financing Impact Investment? The Role of Debt Covenants [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63 (5): 2085-2121.
- [2] Roberts M R, Sufi A. Control Rights and Capital Structure: An Empirical Investigation [J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64 (4): 1657-1695.
- [3] Nini G, Smith D C, Sufi A. Creditor Control Rights, Corporate Governance, and Firm Value [J]. *The Review of Financial Studies*, 2012, 25 (6): 1713-1761.
- [4] Balsam S, Gu Y, Mao C X. Creditor Influence and CEO Compensation: Evidence from Debt Covenant Violations [J]. *The Accounting Review*, 2018, 93 (5): 23-50.
- [5] Jorion P, Zhang G. Good and Bad Credit Contagion: Evidence from Credit Default Swaps [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84 (3): 860-883.
- [6] Gleason C A, Jenkins N T, Johnson W B. The Contagion Effects of Accounting Restatements [J]. *The Accounting Review*, 2008, 83 (1): 83-110.
- [7] 王永钦, 刘思远, 杜巨澜. 信任品市场的竞争效应与传染效应: 理论和基于中国食品行业的事件研究 [J]. *经济研究*, 2014 (2): 141-154.
- [8] Bolton B, Lian Q, Rupley K, Jing Z. Industry Contagion Effects of Internal Control Material Weakness Disclosures [J]. *Advances in Accounting*, 2016, 34: 27-40.
- [9] 张春强, 鲍群, 盛明泉. 公司债券违约的信用风险传染效应研究——来自同行业公司发债定价的经验证据 [J]. *经济管理*, 2019 (1): 174-190.
- [10] Hertzl M G, Li Z, Officer M S, Rodgers K J. Inter-firm Linkages and the Wealth Effects of Financial Distress along the Supply Chain [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87 (2): 374-387.
- [11] Boone A L, Ivanov V I. Bankruptcy Spillover Effects on Strategic Alliance Partners [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103 (3): 551-569.
- [12] Pandit S, Wasley C E, Zach T. Information Externalities along the Supply Chain: The Economic Determinants of Suppliers' Stock Price Reaction to Their Customers' Earnings Announcements [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28 (4): 1304-1343.
- [13] 彭旋, 王雄元. 客户股价崩盘风险对供应商具有传染效应吗? [J]. *财经研究*, 2018 (2): 141-153.
- [14] Gao W, Ng L, Wang Q. Does Corporate Headquarters Location Matter for Firm Capital Structure? [J]. *Financial Management*, 2011, 40 (1): 113-138.
- [15] 金龙, 丁志国, 丁垣竹, 等. 地理溢出效应对中国上市企业投资决策影响的实证研究 [J]. *经济地理*, 2020 (4): 65-74.
- [16] Tversky A, Kahneman D. Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases [J]. *Science*, 1974, 185 (4157): 17-34.
- [17] Baumeister R F, Bratslavsky E, Finkenauer C, et al. Bad Is Stronger than Good [J]. *Review of General Psychology*, 2001, 5 (4): 323.
- [18] Rozin P, Royzman E B. Negativity Bias, Negativity Dominance, and Contagion [J]. *Personality & Social Psychology Review*, 2001, 5 (4): 296-320.
- [19] Panousi V, Papanikolaou D. Investment, Idiosyncratic Risk, and Ownership [J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67 (3): 1113-1148.
- [20] Hirshleifer D. Managerial Reputation and Corporate Investment Decisions [J]. *Financial Management*, 1993: 145-160.
- [21] Bartram S M, Brown G W, Fehle F R. International Evidence on Financial Derivatives Usage [J]. *Financial Management*, 2009, 38 (1): 185-206.
- [22] Brogaard J, Li D, Xia Y. Stock Liquidity and Default Risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 124 (3): 486-502.
- [23] Richardson S A. Over-Investment of Free Cash Flow [J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11 (2): 159-189.
- [24] 李志生, 苏诚, 李好, 孔东民. 企业过度负债的地区同群效应 [J]. *金融研究*, 2018 (9): 74-90.
- [25] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数. 各省区市场化相对进程 2011 年度报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [26] 王小鲁, 樊刚, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告 (2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [27] Chang C, Chen X, Liao G. What Are the Reliably Important Determinants of Capital Structure in China? [J]. *Pacific Basin Finance Journal*, 2014, 30 (11): 87-113.

(下转第 118 页)

债权人诉讼与企业投资效率：机制与路径

Creditor Litigation and Enterprise Investment Efficiency: Mechanism and Path

王语嫣 李玉环

WANG Yu-yan LI Yu-huan

[摘要] 本文以债权人诉讼为视角，检验了诉讼之后上市公司投资效率的变化情况。实证结果发现，债权人诉讼能够有效提高上市公司的投资效率，并且在一定程度上对过度投资和投资不足行为都存在显著的影响。进一步的研究表明，不同债权人类型和不同企业性质治理的效果存在一定差异，具体来讲，在银行类金融机构债权人和非国有上市公司中，债务诉讼的治理作用更加显著。在诉讼的治理路径研究中发现，涉诉公司通过变更管理层来发挥债权治理作用。

[关键词] 债权人诉讼 债权治理 投资效率

[中图分类号] F275 D925.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 04-0063-13

Abstract: From the perspective of creditor litigation, this paper examines the changes in the investment efficiency of listed companies after the litigation. The empirical results show that creditor litigation can effectively improve the investment efficiency of listed companies, and to a certain extent, it has a significant impact on both over-investment and under-investment behaviors. Further research shows that there are certain differences in the governance effects of different types of creditors and different types of enterprises. Specifically, in the creditors of banking financial institutions and non-state-owned listings, the governance effect of creditor litigation is more significant. In the study of the governance path of litigation, it is found that the company involved in the lawsuit plays the role of debt governance by changing the management.

Key words: Creditor litigation Debt governance Investment efficiency

[收稿日期] 2020-11-27

[作者简介] 王语嫣，女，1986年11月生，中国民生银行博士后工作站博士后，研究方向为债权人保护、公司治理、会计与资本市场；李玉环，男，1963年10月生，中国国家铁路集团有限公司董事，博士生导师，研究方向为会计准则理论与实务、国际会计准则、中国财政税收史。本文通讯作者为王语嫣，联系方式为 wyy051033@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“选择性执法：基于上市公司债务诉讼的研究”（项目编号：71572210）。

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

“依法治国”是当前的重要战略议题。中国的发展，始终坚持法律是治国之重器，良法是善治之前提。2014年10月第十八届中央委员会第四次会议通过《中共中央关于全面推进依法治国若干重大问题的决定》，之后十九大又把“全面推进依法治国”确立为新时代建国方略之一。强调法治中国建设的“法治国家、法治政府、法治社会”三位一体，更将法治中国建设的目标定位在“科学立法、严格执法、公正司法、全民守法”，形成“完备的法律规范体系、高效的法治实施体系、严密的法治监督体系、有力的法治保障体系”，促进国家治理体系和治理能力现代化。中国目前的一系列司法改革措施，无疑会对资本市场发展造成影响，也会影响资本市场广大参与者的行为与决策，而企业的投资行为是能直接反映企业行为决策变化的一个重要方面，因此，正是基于一系列司法改革背景之下，本文通过检验诉讼之后上市公司投资效率的变化来检验债权治理和诉讼治理在我国资本市场中是否具有经济后果，试图为现阶段的法治改革能否提高债权人保护水平提供经验证据。

投资活动是企业创造价值的重要战略决策（江轩宇和许年行，2015^[1]），有效投资是保证企业稳健成长和持续发展的基础，而非效率投资通常只能满足少数群体的短期利益的同时给企业的整体价值带来负面影响（李云鹤，2014^[2]），最终侵害股东及债权人的利益。非效率投资会降低企业价值，但从目前我国上市公司投资情况来看，却已经成为一种普遍现象（詹雷和王瑶瑶，2013^[3]）。部分学者基于代理理论、行为金融学等，对企业非效率投资行为的影响因素进行研究（童盼和陆正飞，2005^[4]；辛清泉等，2007^[5]；魏明海和柳建华，2007^[6]；王彦超，2009^[7]；张丽萍和杨兴全，2012^[8]；李云鹤，2014^[2]），也有学者从非效率投资的经济后果展开研究（江轩宇和许年行，2015^[1]），但鲜少有学者从外部治理的视角对企业的投资效率进行研究。企业的生存和发展是以内部的治理监督机制为基础，但是资本市场等外部环境同样会对其生存和发展带来剧烈的影响，外部环境的变化能够影响公司改变其经营行为。法律保护、政府治理、市场竞争等公司外部治理环境是比公司内部治理机制更为基础的层面，公司外部治理环境因素会影响到企业契约的顺利签订和执行，外部治理环境的改善

能够促使企业价值的提升（夏立军和方轶强，2005^[9]）。债权治理便是众多外部治理机制的其中一种，债务契约也是公司治理的主要方式之一。本文在现有文献的研究基础上，以债务诉讼为着眼点，检验债权治理对企业非效率投资的影响作用，试图从外部治理角度对我国上市公司投资行为提供一种合理的解释。

本文通过阅读上市公司年报信息手工搜集了2003—2017年间在深圳交易所和上海交易所的上市公司债权人诉讼数据，以债权人诉讼为切入点，重点检验债权人诉讼之后上市公司投资效率的变化情况。实证结果发现，当债权人提起诉讼之后，上市公司的投资效率得到了显著的改善。那么投资效率的改善，是否只是因为涉诉企业陷入财务困境而无力进行投资而产生的统计结论假象？为了解答这个问题，在稳健性检验中，本文将投资效率指标进一步区分为过度投资和投资不足来进行深入分析。本文认为，一般情况下，涉及债务诉讼的公司大致可以归纳为两种情况：一种是因为公司本身陷入财务困境无力偿还债务而被债权人起诉，这种情况下，由于财务情况不佳的限制涉诉公司通常会面临投资不足的问题；另一种是本身的财务状况没有问题，但因为债务纠纷被债权人诉讼，在这种情况下，涉诉公司往往会面临过度投资的问题。尽管涉及诉讼公司的两种类型面临的低效率问题完全不同，但公司内部治理的低效率却是二者共同的特点，这正符合本文试图证实债权人诉讼外部治理机制的检验情景。从稳健性检验中发现，无论过度投资或是投资不足，在债权人诉讼之后都得到了不同程度的改善，而且在使用PSM后的样本进行检验时，实证结果依然是稳健的，证明债权人诉讼的治理作用，无论针对过度投资或是投资不足引起的低效率投资行为，都能产生显著的治理效果。接下来，为了厘清债权人诉讼的治理机制，进一步的研究发现，将样本区分为银行类债权人和非银行类债权人两种类型进行检验，结果表明，银行类债权人发起诉讼后，投资效率的改善更显著，债权治理的影响作用更大；将样本区分为国有上市公司和非国有上市公司进行分组回归后，非国有企业分组中投资效率的改善更显著，债权治理的影响作用更大。同时，在诉讼的债权治理路径的研究中发现，被债权人起诉之后，上市公司管理层变更的概率显著提高，管理层的变更提高了公司的内部管理水平，加强了对公司行为的约束和监督，

最终提高了公司的投资效率。

本文的研究贡献可以归纳为以下四点：第一，中国是处于经济转轨时期的发展中国家，在由 La Porta 等（1998）^[10] 开启的法与金融研究领域，中国一直被视为是弱法律保护的国家，现有的法律制度和司法体系无法对投资者、债权人提供有效的保护。本文的研究正是在我国一系列司法改革的背景之下进行的，较好地检验了债权人诉讼在中国资本市场中的治理作用，提供了在我国的资本市场中法律层面提高债权人保护水平的经验证据，为中国司法改革和进一步全面推进“依法治国”战略提供了重要依据。第二，本文以债权人诉讼事件进行债权治理机制的研究，丰富了中国资本市场中债权治理的相关文献。债权治理在中国的实证研究中并未得到一致的结论，我们认为，债权治理的作用无法达成一致结论的主要原因是现有研究大多使用资产负债率等表征负债程度的变量进行研究（谢德仁和陈运森，2009^[11]；田侃等，2010^[12]），而负债程度并不能完全代表债权人的权力以及债权的治理效果。债务契约赋予债权人的权力往往是在违约事件发生之后达到最大化，因此，我们认为，债务诉讼是检验债权治理机制的最理想事件，本文的研究结论为债权治理在中国资本市场中的效率效果提供了有力的经验证据。第三，本文丰富了诉讼治理机制的研究，以往对于诉讼治理机制的研究大多是来自于西方发达国家的股东诉讼视角（Skinner，1994^[13]；Francis 等，1994^[14]；Skinner，1997^[15]；Johnson，2001^[16]；Rogers 和 Buskirk，2009^[17]；Rogers 和 Zechman，2011^[18]；Arena 和 Julio，2015^[19]；Subrahmanyam 等，2017^[20]），与股东一样，债权人也是企业的重要组成部分，但债权人与股东的治理机制存在很大差异，股东治理是缓解管理层、控股股东与中小股东之间的代理冲突，债权治理是缓解管理层、控股股东与债权人之间的代理冲突，本文的研究从债权人的视角丰富了法律诉讼的治理机制提供了全新的经验证据。第四，本文丰富了投资效率领域的研究，从债权治理的视角，为企业投资行为的变化提供了合理的解释，有助于资本市场中的参与各方更好地理解债权诉讼治理机制。

本文的余下内容安排如下：第二部分为制度背景、理论基础与研究假设；第三部分为研究设计；第四部分为实证结果分析；第五部分是研究结论。

二、制度背景、理论基础与研究假设

（一）制度背景

目前，中国关于债权人保护的法律主要有《中华人民共和国证券法》（以下简称《证券法》）、《中华人民共和国公司法》（以下简称《公司法》）、《企业破产法》（以下简称《破产法》）和《物权法》。改革开放 40 年以来，中国在资本市场建设过程中日益重视法治体系建设，上述与债权人保护相关的法律也被不断地进行修订和完善。

《证券法》于 1998 年 12 月 29 日第九届全国人民代表大会常务委员会第六次会议通过，在 2005 年 10 月 27 日第十届全国人民代表大会常务委员会第十八次会议第一次修订，此次修订通过明确法律责任来实现投资者权力的保护，其中，刑事责任具有威慑作用，能够防范证券犯罪；民事责任则更侧重补偿投资者的利益损失，依法设立了证券投资者保护基金，提供了投资者保护的制度性资金来源，将债权人利益的保护落到实处。2019 年 12 月 28 日第十三届全国人民代表大会常务委员会第十五次会议对《证券法》进行了第二次修订。第二次修订的《证券法》完善了证券市场基础制度，体现了我国资本市场进一步朝着市场化、法治化和国际化的方向发展。此次修订，提高了投资者保护制度在《证券法》中的地位，增设了投资者保护制度的专门章节，不仅完善了股权投资投资者的权益，也进一步规范了债权人的相关权利，如新《证券法》中规定了债券持有人会议和债券受托管理人制度，对于公开发行公司债券筹集的资金，必须按照公司债券募集办法所列资金用途使用，改变资金用途，必须经债券持有人会议做出决议。同时，新《证券法》探索了适应我国国情的证券民事诉讼制度，规定投资者保护机构可以作为诉讼代表人，按照“明示退出”“默示加入”的诉讼原则，依法为受害投资者提起民事损害赔偿诉讼。

《公司法》（2005）的修订加强了对公司控股股东、实际控制人以及管理人员的约束，具体体现在明确规定，公司为公司股东或者实际控制人提供担保的，必须经过股东会或者股东大会的决议。公司的控股股东、实际控制人、董事、监事和高级管理人员不得利用关联关系损害公司利益。股东应当遵守法律、行政法规和公司章程，依法行使股东权力，不得滥用公司法人独立地位和股东的有限责任损害公司债权人

的利益。即主要约束了关联方交易的利益输送以及大股东滥用权力对公司和公司债权人利益侵占的行为。《破产法》(2006)修订后承认了担保权力人的优先受偿地位,明确指出当企业破产时,担保权力人有优先享有受偿担保财产的权力,为进一步保障破产企业和债权人的双方利益引入了重整制度,对于陷入财务困境但仍有希望的企业能够通过重整和和解的方式清偿债务、度过危机。《物权法》(2007)的颁布扩大了担保财产的范围,首次准许应收账款可以作为担保资产,同时,不仅对债权人享有的抵押财产给予更多的保护,在企业发生违约时,更给予债权人权力去更大程度地保障自己依法获得抵押财产(Berkowitz等,2015^[21])。

自改革开放40年以来,中国一直在不断完善投资者法律保护体系的建设。一个有效的投资者保护制度体系的形成,必然需要一个长期不断改进和完善的过程。尽管目前我国的法律制度尚未完善、执法的效率有待增强,但现有的法律已经对我国资本市场的发展产生了积极的影响,2007年实施重新修订后的《中华人民共和国企业破产法》和《中华人民共和国物权法》更被认为显著提高了我国债权人保护水平(魏峰和薛飞,2010^[22];Berkowitz等,2015^[21])。所以,本文认为,在我国现阶段的制度体系下,法律能够发挥外部治理作用,有效监督和约束上市公司的行为。

(二) 理论基础与研究假设

在投资者保护水平较低的环境下,公司的核心代理问题是内部人和外部投资者之间的利益冲突(Shleifer和Vishny,1997^[23];La Porta等,2000^[24])。中国是处于经济转轨时期的新兴市场,高度集中的控制结构(Claessens等,2000^[25]),集团化经营由大股东控制更是一种普遍现象,大股东常常通过资金占用来侵占外部投资者利益(Jiang等,2010^[26];Wang和Xing,2011^[27];Jiang等,2015^[28])。与此同时,由于中国资本市场的特殊性,上市公司主要依靠银行等金融机构贷款进行融资(王彦超和姜国华,2009^[29]),债务融资是主要的融资渠道,债权人在企业中的地位举足轻重。在这种背景之下,股东与债权人的利益冲突是我国上市公司中更为突出的代理问题。

与股东一样,债权人也是上市公司的重要组成部分。但与股东不同的是,基于债务契约的条款,债权

人可以对受到契约约束的相关经营活动进行监督和约束,但却无法直接参与公司的经营活动。而契约赋予债权人的担保物优先清偿、再谈判以及控制权转移等的权力,往往是在债务违约发生之后才能够发挥作用(Shleifer和Vishny,1997^[23])。因此,一旦债权人的利益受到严重侵害,代理冲突达到极限时,更为有效的方式是直接采取诉讼的手段来维护已经遭受损害的自身利益(Kroszner和Strahan,1999^[30];魏峰和薛飞,2010^[22];王彦超和游鸿,2018^[31]),法律保护作为外部治理的其中一种方式,为债权人参与公司治理提供了机会。

债务融资在企业公司治理中的约束和监督作用得到了学者们一定程度上的认可(Shleifer和Vishny,1997^[23];Hart,2001^[32];田利辉,2004^[33];Nini等,2009^[34];Nini等,2012^[35];冯旭南,2012^[36];Tan,2013^[37])。也有学者研究发现债务契约发挥了部分债权治理作用,谢德仁和陈运森(2009)^[11]指出,债权融资的治理作用依赖于公司所处的金融生态环境,田侃等(2010)^[12]研究发现,债务契约并不能抑制预算软约束下的代理成本。本文认为,债权治理功能在中国上市公司中未能得到一致结论的主要原因是现有研究大多使用资产负债率等表征负债程度的变量进行研究,而负债程度并不能代表债权人的权力以及债权的治理效果。

本文认为,债权治理能够对上市公司发挥监督和约束的作用,而债务诉讼正是检验债权治理机制的理想事件,原因有以下几点:

第一,一般来讲,债权人可以通过债务契约的法律条款来约束公司管理层行为,但由于债务契约的不完备,一旦债权人的利益受到严重侵害,代理冲突达到极限时,更为有效的方式是直接采取诉讼的手段来维护已经遭受损害的自身利益(Kroszner和Strahan,1999^[30];魏峰和薛飞,2010^[22];王彦超和游鸿,2018^[31])。同时,基于债务契约赋予债权人的担保物优先清偿、再谈判和控制权转移等权力,也使得债权人在上市公司发生债务违约后才能够拥有更多的控制权。债务诉讼正是由债务违约导致的最直接事件,诉讼之后,上市公司的行为变化正是债权治理发挥作用后的结果。

第二,从企业的角度来看,诉讼能够增加上市公司后续的经营风险(林斌等,2013^[38];Arena和Julio,2015^[19]),提高再融资的难度,为了保障其未

来的正常经营和稳定发展,企业有动机改善公司治理环境、提高内部监督水平,进而抑制非效率的投资行为。另一方面,一旦进入诉讼程序,企业将会面临巨额的违约赔偿、诉讼金额,内部资金更有可能被强制冻结,诉讼之后,企业信誉受损,负面的信号传递到资本市场,其他债权人会调整其对被诉企业的借贷行为,这必然导致大量的资金需求难以得到及时的满足,产生一定程度的融资约束,此时,无论是迫于融资约束的压力还是缓解债务诉讼带来的声誉损失,股东和管理层有动机约束自己的行为,利用企业的现有资源进行更有效率的投资。

第三,从控股股东和管理层自身角度来看,当企业被债权人起诉后,会使企业面临更多的约束和破产风险,如果企业仍不能按期偿还债权人的债务,企业的控制权将归债权人所有,那么控股股东和管理层不仅会失去从企业获得私利的机会,也会丧失企业股东和管理层职位所赋予其的正常报酬。在这种压力之下,为了迎合债权人的需求,企业会主动缓和与债权人之间的利益冲突,约束自己对债权人的利益侵占行为,有助于抑制非效率投资的行为。

第四,从信息透明度的角度来看,上市公司与债权人之间的信息不对称是控股股东通过非效率投资来侵占债权人的利益的主要原因,而债权人诉讼能够提高企业的信息透明度。基于债务契约,债权人只是关心自己是否能够按时收到利息和本金。因此,当企业正常经营时,利息和本金能够得到保障,债权人不会对企业进行过多的关注。相反,如果企业经营的业绩变差,债权人需要明确他的权益能否得到保障,尤其是当企业由于发生债务违约而被诉讼之后,债权人需要更多的信息以便自己在诉讼中掌握主动权,而债务契约赋予债权人获取债务人会计账簿和相关人事安排信息的检察权(Tan, 2013^[37])也使得债权人有能力获得更多债务人的信息,进一步增强企业的信息透明度,抑制非效率投资行为。

综上所述,提出本文研究假设1。

假设1:其他条件不变时,债权人提起诉讼之后,上市公司的非效率投资能够得到抑制,投资效率得到改善。

本文认为,一般情况下,涉及债务诉讼的公司大致可以归纳为两种情况:一种是因为公司本身陷入财务困境无力偿还债务而被债权人起诉,这种情况下,由于财务情况不佳的限制,涉诉公司通常会面临投资

不足的问题。如果公司财务状况不佳甚至陷入财务困境,这已经反映出该公司的内部治理存在缺陷,是低效率的,正常来讲,拥有较高治理水平的公司,财务状况不应恶化到会被债权人诉讼的程度。另一种是本身的财务状况没有问题,但管理层出于某种私利拒绝偿还债务而迫使债权人提起诉讼,这种类型的涉诉公司在经营过程中存在严重的违规行为,内部治理也同样是低效率的,在这种情况下,涉诉公司往往会面临过度投资的问题。因此,尽管涉及诉讼公司的两种类型面临的低效率问题属于两种不同的类型,但公司内部治理的低效率却是二者共同的特点,基于前面的分析,本文认为债权人诉讼是能够有效发挥治理作用进而弥补内部治理存在的缺陷。

综上所述,提出本文的研究假设2和研究假设3。

假设2:其他条件不变时,债权人提起诉讼之后,被诉上市公司的过度投资行为得到抑制。

假设3:其他条件不变时,债权人提起诉讼之后,被诉上市公司的投资不足行为得到抑制。

三、研究设计

(一) 样本选择

本文以2003—2017年间在上海、深圳证券交易所A股上市的公司为研究对象,研究模型中涉及的财务数据均来自CSMAR数据库,债权人诉讼数据是根据上市公司年报和公告中披露的信息通过手工搜集得到的。得到数据之后,本文进行了以下数据处理:(1)关于诉讼数据,根据证监会《上市公司信息披露管理办法》的规定,上市公司必须在年度财务报告中对本年度重大诉讼事件进行详细披露,本文从上市公司的年度报告和公告中手动搜集了A股上市公司涉及诉讼的基础数据,在获得的债权人诉讼的原始数据中存在上市公司在同一年度发生多次债权人起诉的事件,为了便于统计分析,对于同一年度发生多次的合并记为一个公司/年度观测,表1列示了诉讼样本的分布情况,上市公司年平均的涉诉概率为4.70%;(2)剔除了ST公司样本;(3)剔除了金融类公司;(4)剔除研究所需其他财务数据缺失的样本。最终获得23 723个公司/年度观测。为避免极端值的影响,对研究模型中涉及的连续变量进行了1%的缩尾处理,令连续变量的小于1%分位数(大于99%分位数)的值等于1%分位数(99%分位数)。

表1 2003—2017年诉讼样本分布情况

年度	全体样本	诉讼公司	非诉讼公司	诉讼公司占比
2003	1 075	63	1 012	5.86%
2004	1 129	84	1 045	7.44%
2005	1 150	107	1 043	9.30%
2006	1 186	83	1 103	7.00%
2007	1 075	55	1 020	5.12%
2008	1 129	50	1 079	4.43%
2009	1 286	63	1 223	4.90%
2010	1 342	35	1 307	2.61%
2011	1 497	31	1 466	2.07%
2012	1 912	32	1 880	1.67%
2013	2 100	40	2 060	1.90%
2014	2 109	48	2 061	2.28%
2015	2 051	72	1 979	3.51%
2016	2 228	84	2 144	3.77%
2017	2 454	268	2 186	10.92%
总计	23 723	1 115	22 608	4.70%

(二) 研究模型

1. 企业投资效率的估计。

本文借鉴 Richardson (2006)^[39]关于非效率投资的计算方法,并参考陈运森和谢德仁(2011)^[40]、陈运森、黄健峤(2019)^[41]的研究,通过如下模型(1)来计算上市公司的非效率投资水平:

$$\begin{aligned}
 INV_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Lnage_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Cashhold_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 Size_{i,t-1} + \beta_5 Return_{i,t-1} + \beta_6 Growth_{i,t-1} \\
 & + \beta_7 INV_{i,t-1} + year + ind + \varepsilon_{i,t} \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中, $INV = (\text{构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金} + \text{取得子公司及其他营业单位支付额现金} + \text{投资支付的现金} - \text{处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额} - \text{处置子公司及其他营业单位收到的现金净额} - \text{收回投资收到的现金}) / \text{总资产}$ 。其他控制变量包括公司的上市年限 $Lnage$ 、公司

规模 $Size$ 、成长性 $Growth$ 、现金及现金等价物占公司总资产比重 $Cashhold$ 、杠杆率 Lev 、股票的年度回报率 $Return$, 以及年度固定效应 $year$ 和行业固定效应 ind 。对模型(1)回归之后,若残差为正,则表示过度投资水平 $Overinv$; 若残差为负,则为投资不足 $Underinv$ (在稳健性检验中为了便于理解实证结果,对回归方程中的 $Underinv$ 进行了取绝对值的处理,这样, $Underinv$ 值越大,投资不足越严重); 残差取绝对值表示上市公司未预期的投资水平 $Absinv$, 即上市公司实际投资水平与理论预期投资水平的偏离程度,残差绝对值越大表示上市公司实际投资水平的偏离程度越高,也就是非效率投资水平越高,公司的投资效率越低。

2. 债权人诉讼与企业投资效率。

为了检验本文提出的研究假设,参考王彦超(2009)^[7]、陈运森和谢德仁(2011)^[40]的研究,结合债权人诉讼的特点,构建了研究模型(2):

$$\begin{aligned}
 Absinv_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Post_n + \beta_2 Q_{i,t} + \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 Cash_{i,t} \\
 & + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 Return_{i,t} + Year_{je} + Firm_{je} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中, $Absinv$ 是被解释变量,企业非投资效率的衡量指标,由模型(1)估计得出; $Post_n$ 是债权人诉讼的代理变量 (n 取 1、2、3,表示企业被债权人诉讼后 1、2、3 年),因为债权人诉讼影响企业投资行为的改变需要一定的时间,所以本文在构建债权人诉讼指标时考虑了跨期因素;其他控制变量包括公司规模 $Size$ 、第一大股东持股比例 $Tshare$ 、两职合一 $Dual$ 、董事会规模 $Bsize$ 、董事会独立性 $Rinde$ 、管理层持股比例 $Mshare$ 、财务杠杆 Lev 、经营活动现金流 $Cash$ 和公司上市年限 $Lnage$;模型中还控制了公司和年份的固定效应。

(三) 变量定义

研究模型中所需要的各个变量定义详情见表 2。

表2 变量定义表

变量符号	变量名称	变量定义
$Absinv$	投资效率	基于 Richardson (2006) ^[39] 计算的投资效率
$Overinv$	过度投资水平	基于投资效率得到的过度投资水平
$Underinv$	投资不足水平	基于投资效率得到的投资不足水平
$Post_n$	债权人诉讼变量	虚拟变量,上市公司被诉的当年及之后 n 年 (n 取 1, 2, 3) 取值为 1, 其他为 0

续前表

变量符号	变量名称	变量定义
<i>Post_n_type1</i>	债权诉讼类型变量	虚拟变量, 上市公司涉诉类型为担保诉讼的当年及之后 <i>n</i> 年 (<i>n</i> 取 1, 2, 3) 期取值为 1, 其他为 0
<i>Post_n_type2</i>	债权诉讼类型变量	虚拟变量, 上市公司涉诉类型为非担保诉讼的当年及之后 <i>n</i> 年 (<i>n</i> 取 1, 2, 3) 取值为 1, 其他为 0
<i>Post_n_bank</i>	债权人类型变量	虚拟变量, 上市公司被银行类债权人起诉的当年及之后 <i>n</i> 年 (<i>n</i> 取 1, 2, 3) 取值为 1, 其他为 0
<i>Post_n_oth</i>	债权人类型变量	虚拟变量, 上市公司被非银行类债权人起诉的当年及之后 <i>n</i> 年 (<i>n</i> 取 1, 2, 3) 取值为 1, 其他为 0
<i>Ceo_{change}1</i>	管理层变更	虚拟变量, 上市公司被诉的下一年度发生管理层人员变动取值为 1, 其他为 0
<i>Ceo_{change}2</i>	管理层变更	虚拟变量, 剔除变量 1 中属于管理层退休的情况
<i>Tshare</i>	第一大股东持股比例	第一大股东年末持股占公司总股份比重
<i>Dual</i>	两职合一	虚拟变量, 董事长与总经理为同一人时取值为 1, 其他为 0
<i>Rinde</i>	董事会独立性	独立董事人数/董事会总人数
<i>Mshare</i>	管理层持股比例	管理层年末持股占公司总股份比重
<i>Bsize</i>	董事会规模	董事会总人数自然对数
<i>Cash</i>	经营活动现金流	经营活动现金流量净额/公司年末总资产
<i>Cashhold</i>	现金持有水平	(年末货币资金+交易性金融资产)/年末总资产
<i>Lnage</i>	公司上市年限	Ln(公司上市年限+1)
<i>Lev</i>	财务杠杆	年末总负债/年末总资产
<i>Size</i>	公司规模	上市公司年末总资产的自然对数
<i>Return</i>	回报率	考虑现金红利再投资的年个股回报率
<i>Growth</i>	成长性	营业收入增长率
<i>Ind</i>	行业	虚拟变量, 根据证监会 2012 年度行业分类进行划分
<i>Year</i>	年度	虚拟变量

四、实证结果

(一) 描述性统计结果

表 3 是研究样本的描述性统计情况。*Absinv* 的均值为 0.060 6, 中位数为 0.040 7, 标准差为 0.065 8。

上市公司的规模 *Size* 以及第一大股东持股比例 *Tshare* 都存在波动率较大的情况。从总体来看, 2003—2017 年间上市公司的经营活动现金流/期初总资产比率为 4.37%, 资产负债率为 48.29%。

表 3 样本描述性统计

变量	<i>N</i>	mean	sd	min	p50	max
<i>Absinv</i>	23 723	0.060 6	0.065 8	0.000 6	0.040 7	0.382 5
<i>Size</i>	23 723	21.911 1	1.272 9	18.939 3	21.773 9	25.679 0
<i>Tshare</i>	23 723	35.778 5	15.473 5	8.940 0	33.350 0	75.780 0
<i>Dual</i>	23 723	0.185 7	0.388 8	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Bsize</i>	23 723	2.283 9	0.184 1	1.791 7	2.302 5	2.772 5
<i>Rinde</i>	23 723	0.364 9	0.053 6	0.181 8	0.333 3	0.571 4
<i>Lev</i>	23 723	0.482 9	0.224 2	0.049 9	0.483 3	1.380 9
<i>Cash</i>	23 723	0.043 7	0.077 2	-0.212 8	0.043 0	0.266 1
<i>Lnage</i>	23 723	2.245 2	0.581 0	0.000 0	2.302 5	3.178 0

(二) 回归结果分析

表4列示了债权人诉讼与上市公司投资效率的检验结果,列(1)列示了上市公司涉及债务诉讼当年以及之后一年作为诉讼变量的实证结果, $Post_1$ 的回归系数为-0.004,在10%的水平上显著。列(2)列示了上市公司涉及债务诉讼当年以及之后两年作为诉讼变量的实证结果, $Post_2$ 的回归系数为-0.004,在10%的水平上显著。列(3)列示了上市公司涉及债

务诉讼当年以及之后三年作为诉讼变量的实证结果, $Post_3$ 的回归系数为-0.004,在5%的水平上显著。结果表明,在控制了一系列影响上市公司投资行为的因素后,债权人诉讼能够发挥外部治理的作用,降低非效率投资水平,提高企业的投资效率。同时,从实证分析的结果来看,债务诉讼的治理作用具有持续性,能在一段时间内显著影响上市公司的投资行为,符合本文的理论预期,验证了研究假设。

表4 债权人诉讼回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>
$Post_1$	-0.004* (-1.69)		
$Post_2$		-0.004* (-1.90)	
$Post_3$			-0.004** (-2.24)
<i>Size</i>	0.012*** (12.47)	0.012*** (12.42)	0.012*** (12.35)
<i>Tshare</i>	-0.000 (-1.45)	-0.000 (-1.45)	-0.000 (-1.44)
<i>Dual</i>	0.004** (2.22)	0.004** (2.23)	0.004** (2.23)
<i>Bsize</i>	-0.015*** (-3.02)	-0.015*** (-3.03)	-0.015*** (-3.04)
<i>Rinde</i>	-0.007 (-0.54)	-0.007 (-0.53)	-0.007 (-0.54)
<i>Mshare</i>	0.000* (1.72)	0.000* (1.73)	0.000* (1.74)
<i>Lev</i>	-0.041*** (-11.22)	-0.041*** (-11.20)	-0.040*** (-11.17)
<i>Cash</i>	-0.013* (-1.83)	-0.013* (-1.82)	-0.013* (-1.83)
<i>Lnage</i>	-0.008** (-2.23)	-0.008** (-2.19)	-0.007** (-2.13)
<i>Constant</i>	-0.114*** (-4.98)	-0.113*** (-4.95)	-0.112*** (-4.90)
<i>Observations</i>	23 723	23 723	23 723
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted_R²</i>	0.108	0.108	0.108

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

(三) 稳健性测试

1. 考虑区分过度投资与投资不足的影响。

从主回归、PSM 和替换解释变量的衡量方法的回归结果来看, 债权人诉讼之后, 非效率投资得到抑制, 上市公司的投资效率得到改善。对于非效率投资的估计, 本文参考了 Richardson (2006)^[39]的计算方法。在 Richardson (2006)^[39]的计算方法之下, 非效率投资同时包括了过度投资和投资不足两种情况, 由于发生债务诉讼上市公司财务状况的特殊性, 导致其更可能存在投资不足的问题。为了进一步检验债务诉

讼的债权治理机制, 参考江轩宇和许年行 (2015)^[1]的方法, 将上市公司投资效率拆分成过度投资 (*Overinv*) 和投资不足 (*Underinv*) 进行重新回归 (变量的具体计算方法见研究模型中的企业投资效率估计部分)。表 5 列示了债权人诉讼与过度投资和投资不足的回归结果。从回归结果来看, 被债权人起诉之后, 上市公司的过度投资和投资不足的行为在一定程度上都得到了抑制, 改善了投资效率, 进一步验证了债务诉讼的债权治理作用, 验证了本文的假设 2 和假设 3。

表格 5 过度投资与投资不足的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>overinv</i>	<i>overinv</i>	<i>overinv</i>	<i>underinv</i>	<i>underinv</i>	<i>underinv</i>
<i>Post</i> ₁	-0.006*** (-2.75)			-0.002* (-1.78)		
<i>Post</i> ₂		-0.004** (-2.02)			-0.000 (-0.29)	
<i>Post</i> ₃			-0.004* (-1.91)			0.001 (0.56)
<i>Ctrls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	23 723	23 723	23 723	23 723	23 723	23 723
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted_R</i> ²	0.105	0.105	0.105	0.090 4	0.090 6	0.090 6

2. 倾向匹配得分 (PSM)。

本文以债权人诉讼为切入点, 通过检验诉讼对上市公司投资效率的影响作用来验证债权人诉讼的治理机制。上市公司被债权人起诉不是随机发生的, 更可能是由于公司本身的财务状况所导致, 财务状况能够直接影响公司的投资行为。因此, 内生性问题很可能对本文的研究结论产生影响。为了尽可能控制内生性问题, 本文按照财务困境 (*Zscore*)、企业规模、债务水平和行业对诉讼样本进行了 1:1 配对, 选择与诉讼样本财务状况处于相同水平的配对后的样本重新回归。本文选择了两个代理变量来衡量配对后的债务诉讼, 分别是 *post*(-1, 1) 和 *post*(-2, 2)。*post*(-1, 1) 在企业被债权人诉讼的当年以及之后的一年取值为 1, 企业被债权人起诉之前一年取值为 0;

post(-2, 2) 在企业被债权人诉讼的当年以及之后的两年取值为 1, 企业被债权人起诉之前两年取值为 0。变量 *treat* 是虚拟变量, 实验组取值为 1, 控制组取值为 0。在倾向匹配得分的回归中, 主要关注的是 *post* 与 *treat* 交乘项的情况。实证结果显示, 交乘项系数显著, 进一步印证了本文的研究假设^①。

3. 替换解释变量。

本文使用上市公司年度涉诉次数 *Incourt* (一个会计年度涉诉次数的自然对数) 和涉诉金额 *Amount* (一个会计年度涉诉总金额的自然对数) 作为债权人诉讼的替代指标, 重新检验本文的研究假设。研究表明, 如果公司的涉诉次数越多、涉及的金额越大, 治理作用更加显著, 对非效率投资的抑制作用更加明显, 符合我们的理论预期^②。

①② 由于篇幅所限, 此处略去了稳健性测试的实证结果。

(四) 进一步研究

本文发现, 债权人诉讼能够发挥治理作用, 进而改善上市公司的投资效率。那么, 债权人诉讼的外部治理作用又是通过什么途径实现的呢? 变更管理层是促进内部治理水平改善的一种方式, 现有研究发现, 管理层变更之后上市公司会表现出更稳健的会计活动, 如进行调减盈余和资产减值计提等会计处理(杜兴强和周泽将, 2010^[42]; 朱星文等, 2010^[43]; 李增福和曾晓清, 2014^[44])。现代企业的两权分离, 相较于控股股东, 管理者是企业经营投资计划以及一系列控制活动的最直接执行者。被债权人起诉的企业, 说明其内部代理冲突严重, 靠企业内部现有的治理机制已经无法保障债权人的利益, 上市公司股东有动机通过变更管理层向债权人传递调整内部治理机制的信号来缓解与债权人之间的利益冲突。基于以上分析, 我们认为, 上市公司的控股股东很可能是通过变更管理层来迎合债权人的监督和约束, 提高内部治理水平, 改善股东与债权人之间的利益冲突。

为此, 本文对债权人诉讼与管理层变更的关系进行了检验。选择在债权人诉讼事件发生的下一年度是否变更管理层作为被解释变量。模型如下:

$$\begin{aligned}
 Ceo_{change1/2} = & \beta_0 + \beta_1 Post + \beta_2 Bsize + \beta_3 Rinde + \beta_4 Mshare \\
 & + \beta_5 Lev + \beta_6 Tshare + \beta_7 Return + \beta_8 Lnage \\
 & + \beta_9 Q + \beta_{10} size + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (3)$$

表6列示了相关结果。从实证结果来看, 当 $Ceo_{change1}$ 作为被解释变量时, 诉讼变量 $Post$ 的回归系数为 0.264, 在 1% 的水平显著为正; 当采用剔除退休情况的 $Ceo_{change2}$, 诉讼变量 $Post$ 的回归系数为 0.258,

表6 管理层变更回归结果

VARIABLES	(1)	(2)
	$Ceo_{change1}$	$Ceo_{change2}$
$Post$	0.264*** (3.48)	0.258*** (3.42)
$Ctrls$	Yes	Yes
$Observations$	21 266	21 266
$Ind\ FE$	Yes	Yes
$Year\ FE$	Yes	Yes
$Pseudo\ R^2$	0.027 4	0.028 5

注: 括号内为 z 值。

在 1% 的水平显著为正。即债权人诉讼更容易引起管理层的变更, 说明债权人诉讼的外部治理机制是通过变更管理层来调整内部治理水平的。

(五) 拓展性研究

1. 考虑不同债权人类型的影响。

债权人诉讼是否能够影响上市公司的投资行为, 取决于债权人提供债权融资的能力。基于我国资本市场现状, 上市公司通常会在以下情况与债权人建立债权债务关系: 一是通过与供应商、客户因日常的经营业务发生的临时债权债务关系, 所获得的资金通常用于日常的生产经营活动; 二是公司为了满足经营发展, 专门从银行类金融机构贷款或者通过在债券市场发债, 所获得的资金通常用于投资活动。目前, 我国上市公司的债权融资存在如下特点: (1) 债券市场发展比较缓慢, 还不能够充分满足上市公司发展的需求(肖作平和廖理, 2007^[45]); (2) 在《公司法》《证券法》以及《企业债券管理条例》中, 对企业发行债券融资的条件进行了严格的规定, 这就导致了企业债券的筹资能力要远远低于银行贷款; (3) 王彦超和姜国华(2016)^[29]的研究发现, 长久以来, 我国企业是大量依靠银行等金融机构的贷款进行融资的。综合我国现阶段全部的债权融资渠道来看, 银行类金融机构的贷款仍然是上市公司主要的融资渠道, 银行类债权人在上市公司中的地位也是尤为重要的。

为了进一步厘清债权人诉讼的治理机制, 本文按照是否为银行类金融机构将涉诉企业的债权人分为银行类和非银行类同时放进研究模型中进行回归, 试图检验不同类型债权人治理效果的差异情况。表7列示了债权人分类的回归结果, 从结果来看, 银行机构债权人的三个代理变量 $Post_{1_bank}$ 、 $Post_{2_bank}$ 、 $Post_{3_bank}$ 的系数分别为 -0.013、-0.011、-0.009, 均在 1% 的水平上显著, 而非银行类债权人的回归结果并不显著。结果说明, 银行类债权人对上市公司投资行为的影响, 不仅从程度上显著于非银行类债权人, 从影响的时间范围来看也是更加长期的。在债权人发起诉讼之后的三年内, 其外部治理机制的影响都是存在的。由此可见, 银行类债权人的治理效果明显显著于非银行类债权人的治理效果, 具体体现为银行类债权人诉讼对上市公司投资效率的影响程度更深、时间范围更长久。实证结果同样说明了, 债权人对于上市公司越重要, 债权治理的效果越显著。

表 7 债权人分类回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>
<i>Post₁_bank</i>	-0.013*** (-3.84)		
<i>Post₁_oth</i>	0.004 (1.49)		
<i>Post₂_bank</i>		-0.011*** (-3.65)	
<i>Post₂_oth</i>		0.002 (1.03)	
<i>Post₃_bank</i>			-0.009*** (-2.95)
<i>Post₃_oth</i>			0.001 (0.59)
<i>Ctrls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	23 723	23 723	23 723
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted_R²</i>	0.107	0.108	0.108

2. 考虑不同企业性质的影响。

对于企业性质，本文主要关心的是上市公司是否为国有企业。相较于非国有企业，国有企业存在较强的预算软约束（田利辉，2004^[33]），当国有企业财务状况恶化时，政府会倾向于要求银行放弃对企业的惩罚，从而迫使银行继续向亏损企业贷款，目的是维持企业的正常运作（田利辉，2005^[46]）。当政府同时作为上市公司和商业银行的控股股东时，国有企业预算软约束的效应的影响会更加显著，谢德仁和陈运森

(2009)^[11]将国有企业的预算软约束称之为政府的“父爱效应”。一方面，国有控股的商业银行迫于政府产权控制的压力，会放松对国有企业贷款的前期审查和后期监管，即便国有企业的财务状况恶化，仍不会影响其从国有商业银行获得贷款；另一方面，国有企业受惠于预算软约束，在获得贷款和充足的资金运营企业后，一旦发生状况无法偿还贷款，在政府的帮助之下仍可进行债务重组，这种融资的便利，降低了国有企业关注自身财务风险并进行合理控制的需求。在这种背景之下，极大地降低了负债对于国有企业的治理效应。而非国有企业并不享受政府的预算软约束，对于非国有企业的贷款，银行更加关注企业的信贷风险，会进行严格的贷前审查和贷后监督，一旦贷款出现问题，企业的信誉遭到损失之后便会增加其未来再融资的难度，因此，非国有企业会更加注重自己的声誉，有意识地加强自身财务风险的控制，负债融资在非国有企业中更能发挥债权治理的作用。基于以上的分析，本文认为债权人诉讼的治理作用在非国有企业中更加显著，也就是在被债权人起诉之后，非国有企业的投资效率会得到明显的改善。

本文按企业性质对研究样本分组之后分别进行回归。表 8 列示了按企业性质分组之后的回归结果。从回归结果来看，国有企业债务诉讼代理变量 *Post₁*、*Post₂*和 *Post₃* 的回归系数均不显著，而非国有企业中 *Post₁*、*Post₂*和 *Post₃* 的回归系数分别为-0.007、-0.008和-0.009，在 5%、5%和 1%的水平上显著。实证结果表明，相较于国有企业，被债权人起诉之后，非国有企业非效率投资的抑制是显著的，债务诉讼的债权治理作用在非国有企业中发挥了更强大的作用，显著改善了企业的投资效率。

表格 8 企业性质分组的回归结果

变量	SOE			NONSOE		
	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>
<i>Post₁</i>	-0.002 (-0.93)			-0.007** (-1.99)		
<i>Post₂</i>		-0.002 (-0.77)			-0.008** (-2.33)	
<i>Post₃</i>			-0.001 (-0.30)			-0.009*** (-2.80)
<i>Ctrls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续前表

变量	SOE			NONSOE		
	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>	<i>Absinv</i>
<i>Observations</i>	0.006 ***	0.006 ***	0.006 ***	0.018 ***	0.018 ***	0.018 ***
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted_R²</i>	0.098 6	0.098 7	0.098 7	0.155	0.154	0.154

五、结论

“法治”是保障金融发展和经济增长的关键因素。随着我国法治化进程的逐步推进，在制度层面，《公司法》《证券法》《破产法》和《物权法》等一系列法律制度得到完善；在司法效率层面，法官额制、庭审实质化以及人民陪审员制度等一系列旨在提高司法执行效率的改革措施得以实施。法律的外部治理机制能否有效发挥作用？债权人保护水平是否得到显著提高？本文的研究对此提供了答案，我们以债务诉讼事件构建回归模型，研究了债权人诉讼与企业投资效率的关系。实证结果发现，诉讼之后，企业高管的变更率明显提高，而管理层的变更是改善企业内部治理结构的

主要手段之一。同时，债权人诉讼能够有效提高企业的投资效率，并且在一定程度上对过度投资和投资不足行为都存在显著的影响。进一步的研究表明，不同债权人类型和不同的企业性质债权治理的效果存在一定差异，具体来讲，在银行类金融机构债权人和非国有企业中，债务诉讼的债权治理作用更加显著。

本文的研究具有理论与现实的双重意义。理论方面，本文从法律执行层面丰富了债权人保护与企业投资行为领域的研究并提供了经验证据，揭示了法律诉讼外部治理的作用机制。现实意义方面，本文的研究结果表明，在法治化进程中，更应注重法律制度执行的效率，进一步促进我国资本市场的健康发展，提高债权人保护水平。

参考文献

- [1] 江轩宇, 许年行. 企业过度投资与股价崩盘风险 [J]. 金融研究, 2015 (8): 141-158.
- [2] 李云鹤. 公司过度投资源于管理者代理还是过度自信 [J]. 世界经济, 2014 (12): 95-117.
- [3] 詹雷, 王瑶瑶. 管理层激励、过度投资与企业价值 [J]. 南开管理评论, 2013 (3): 36-46.
- [4] 童盼, 陆正飞. 负债融资对企业投资行为影响研究: 述评与展望 [J]. 会计研究, 2005 (12): 71-76, 96.
- [5] 辛清泉, 林斌, 王彦超. 政府控制、经理薪酬与资本投资 [J]. 经济研究, 2007 (8): 110-122.
- [6] 魏明海, 柳建华. 国企分红、治理因素与过度投资 [J]. 管理世界, 2007 (4): 88-95.
- [7] 王彦超. 融资约束、现金持有与过度投资 [J]. 金融研究, 2009 (7): 121-133.
- [8] 张丽平, 杨兴全. 管理者权力、管理层激励与过度投资 [J]. 软科学, 2012 (10): 107-112.
- [9] 夏立军, 方轶强. 政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据 [J]. 经济研究, 2005 (5): 40-51.
- [10] La Porta R, Lopez De Silanes F, Shleifer A, Vishny R. Law and Finance [J]. Journal of Political Economy, 1998, 106 (6): 1113-1155.
- [11] 谢德仁, 陈运森. 金融生态环境、产权性质与负债的治理效应 [J]. 经济研究, 2009 (5): 118-129.
- [12] 田侃, 李泽广, 陈宇峰. “次优”债务契约的治理绩效研究 [J]. 经济研究, 2010 (8): 90-102.
- [13] Skinner D J. Why Firms Voluntarily Disclose Bad News [J]. Journal of Accounting Research, 1994, 32 (1): 38-60.
- [14] Francis J, Philbrick D, Schipper K. Shareholder Litigation and Corporate Disclosures [J]. Journal of Accounting Research, 1994, 32 (2): 137-164.
- [15] Skinner D J. Earnings Disclosures and Stockholder Lawsuits [J]. Journal of Accounting and Economics, 1997, 23 (3): 249-282.
- [16] Johnson M F, Kasznik R, Nelson K. The Impact of Securities Litigation Reform on the Disclosure of Forward-looking Information by High Technology Firms [J]. Journal of Accounting Research, 2001, 39 (2): 297-327.
- [17] Rogers J L, Buskirk A V, Zimmerman J L. Shareholder Litigation and Changes in Disclosure Behavior [J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 47: 157-159.

- [18] Rogers J L, Zechman S L C. Disclosure Tone and Shareholder Litigation [J]. The Accounting Review, 2011, 86 (6): 2155-2183.
- [19] Arena M P, Julio B. The Effects of Securities Class Action Litigation on Corporate Liquidity and Investment Policy [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2015, 50 (1/2): 251-275.
- [20] Subrahmanyam M G, Tang D Y, Wang S Q. Credit Default Swaps, Exacting Creditors and Corporate Liquidity Management [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124: 395-414.
- [21] Berkowitz D, Lin C, Ma Y. Do Property Rights Matter? Evidence from a Property Law Enactment [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116 (3): 583-593.
- [22] 魏锋, 薛飞. 债权人权利保护法律颁布的市场反应——基于法和金融理论的研究 [J]. 财经研究, 2010 (4): 134-143.
- [23] Shleifer A, Vishny R W. A Survey of Corporate Governance [J]. Journal of Finance, 1997, 52: 737-783.
- [24] La Porta R, Lopez De Silanes F, Shleifer A, Vishny R. Investor Protection and Corporate Governance [J]. Journal of Accounting and Economics, 2000: 58 (1/2): 3-27.
- [25] Claessens S, Djankov S L, Larry H P. The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations [J]. Social Science Electronic Publishing, 2000, 58 (1/2): 81-112.
- [26] Jiang G, Lee C, Yue H. Tunneling Through Interoperate Loans: The China Experience [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98 (1): 1-20.
- [27] Wang K, Xing X. Controlling Shareholders Tunneling and Executive Compensation: Evidence from China [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2011, 30 (4): 89-100.
- [28] Jiang G, Rao P, Yue H. Tunneling Through Non-operational Fund Occupancy: An Investigation Based on Officially Identified Activities [J]. Journal of Corporate Finance, 2015, 32 (1): 295-311.
- [29] 王彦超, 姜国华. 资金占用、民事诉讼与债权人保护 [J]. 管理评论, 2016 (1): 191-204.
- [30] Kroszner R S, Strahan P E. Bankers on Boards: Monitoring, Conflicts of Interest, and Lender Liability [J]. Journal of Financial Economics, 1999, 62 (3): 415-452.
- [31] 王彦超, 游鸿. 债权人诉讼、法治环境与异常关联交易 [J]. 中国会计评论, 2018, 16: 415-436.
- [32] Hart O. Financial contracting [J]. Journal of Economic Literature, 2001, 39: 1079-1100.
- [33] 田利辉. 杠杆治理、预算软约束和中国上市公司绩效 [J]. 经济学 (季刊), 2004 (S1): 15-26.
- [34] Nini G, Smith D C, Sufi A. Creditor Control Rights, Corporate Governance, and Firm Value [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92: 400-420.
- [35] Nini G, Smith D C, Sufi A. Creditor Control Rights, Corporate Governance, and Firm Value [J]. Review of Financial Studies, 2012, 25: 1713-1761.
- [36] 冯旭南. 债务融资和掠夺——来自中国家族上市公司的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2012 (3): 943-968.
- [37] Tan L. Creditor Control Rights, State of Nature Verification, and Financial Reporting Conservation [J]. Journal of Accounting and Economics, 2013, 55: 1-22.
- [38] 林斌, 周美华, 舒伟, 刘春丽. 内部控制、公司诉讼和公司价值 [J]. 中国会计评论, 2013 (4): 431-456.
- [39] Richardson S. Over-investment of Free Cash Flow [J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11 (2/3): 159-189.
- [40] 陈运森, 谢德仁. 网络位置、独立董事治理与投资效率 [J]. 管理世界, 2011 (7): 113-127.
- [41] 陈运森, 黄健峤. 股票市场开放与企业投资效率——基于“沪港通”的准自然实验 [J]. 金融研究, 2019 (8): 151-170.
- [42] 杜兴强, 周泽将. 高管变更、继任来源与盈余管理 [J]. 当代经济科学, 2010 (1): 23-33, 125.
- [43] 朱星文, 廖义刚, 谢盛纹. 高级管理人员变更、股权特征与盈余管理——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2010 (2): 23-29.
- [44] 李增福, 曾晓清. 高管离职、继任与企业的盈余操纵——基于应计项目操控和真实活动操控的研究 [J]. 经济科学, 2014 (3): 97-113.
- [45] 肖作平, 廖理. 大股东、债权人保护和公司债券期限结构选择 [J]. 管理世界, 2007 (10): 99-113.
- [46] 田利辉. 国有产权、预算软约束和中国上市公司杠杆治理 [J]. 管理世界, 2005 (7): 123-128, 147.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方, 张安平)

中国城镇居民工作时间变化的消费效应研究

A Study on the Consumption Effect of Working Hours of Urban Residents in China

马光明 苗 壮

MA Guang-ming MIAO Zhuang

[摘要] 21世纪以来,中国城镇各行业工作时间的普遍增加以及城镇产业与就业结构的变化导致了居民平均工作时间呈波动增加趋势,对居民消费规模与结构可能存在影响。本文设计了一个考虑不同类型消费者、宏观与微观、工作时间内生与外生等多维度的分析工作时间、收入与消费三者关系的理论模型。基于2003—2019年31省份面板数据的实证研究发现,从消费额来看,工作时间、人均收入与人均消费存在部分中介效应,工作时间增加通过提高当地居民收入正向促进消费,同时又基于降低闲暇与消费时间直接抑制消费,导致总效应并不显著。从消费率来看,由于居民收入上升并未显著导致消费率提升,无法抵消闲暇时间下降导致的消费率降低,导致近年工作时间增加显著拉低了我国城镇居民人均消费率。异质性检验发现,不同类型消费受工作时间的影响存在显著差异;同时人均可支配收入水平越高,工作时间增加对于消费的正向补偿作用越大。政府应正确认识工作时间变化对居民消费的双向作用,推广弹性工作时间制度,同时在不降低闲暇的前提下增加居民收入,或在不减少居民收入的前提下增加居民闲暇与消费时间。

[关键词] 劳动闲暇 工作时间 居民消费 人均收入

[中图分类号] F245 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 04-0076-20

Abstract: Since the 21st century, the general increase of working hours in various industries in China's cities and towns and the change of urban industry and employment structure have led to the fluctuation and increase of residents' average working hours, which may have an impact on the scale and structure of residents' consumption. We designed a theoretical model considering different types of consumers, macro and micro, endogenous and exogenous working hours to analyze the relationship between working hours, income and consumption, and makes an empirical study using the empirical model based on the panel data of 31 provinces and cities from 2003 to 2019. The results shown that, from the perspective of the consumption, working hours, income per capita and consumption per capita had partly-intermediary effects. The increase of working hours positively promoted consumption by increasing the income of local residents, but at the same time, it directly inhibited consumption based on reducing leisure and consumption time, resulting in the total effect not significant. In terms of consumption rate, the increase of residents' income had not significantly led to the increase of consumption rate, which could not offset the decrease of consumption rate caused by the decline of leisure time. Thus, the increase of working hours in recent years had significantly reduced the per capita consumption rate of Chinese urban residents. The heterogeneity test found that different types of consumption were significantly affected by working hours; at the same time, the higher the level of per capita disposable income, the greater the positive compensation effect of working hours on consumption. It is suggested that the government should correctly understand the two-way effect of working time change on residents' consumption, promote the flexible working time system, and increase residents' income without reducing their leisure, or increase residents' leisure and consumption time without reducing residents' income.

Key words: Leisure Working time Residents' consumption Income per capita

[收稿日期] 2021-10-11

[作者简介] 马光明,男,1982年6月生,中央财经大学国际经济与贸易学院副教授,研究方向为国际贸易、宏观经济、国际金融;苗壮,男,1988年10月生,中央财经大学国际经济与贸易学院讲师,研究方向为国际贸易、世界经济。本文通讯作者为马光明,联系方式为 mgbob@126.com。

[基金项目] 北京市社会科学基金青年项目“北京市职住失衡与城乡协调发展关联性研究”(项目编号:19YJC034);中央财经大学一流学科建设项目“建设开放型世界经济背景下中国对外贸易政策研究”(项目编号:GMYL2019009)。

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

消费是拉动内需与经济增长的三驾马车之一,消费水平与结构的提升是增加居民幸福感的重要因素。根据历年《中国统计年鉴》的数据,1978年至2020年,中国居民年人均消费支出由184元/年上升至21210元/年,其中城镇居民消费水平由405元/年上升至27007元/年,成为我国居民消费的主体。政府一贯强调消费的重要作用,党的十九大报告中明确提出“完善促进消费的体制机制,增强消费对经济发展的基础性作用”;2019年中央经济工作会议也明确指出“要持续释放内需潜力”。然而从我国消费相对额来看,1983年以来我国政府与居民最终消费率由1983年的最高点66.8%波动下降至2010年的最低值48.5%,之后又缓慢回升至2019年的55.8%,与欧美发达国家差距明显。2020年以来新冠疫情严重冲击国际贸易,美国等西方国家保护主义和单边主义抬头,世界经济与外部需求不确定性更为增大。利用国内超大规模市场优势进一步挖掘内需尤其是作为消费主体的城镇居民消费需求,成为当前“双循环”发展格局下推动经济内生增长的主要抓手。因此,理清城镇居民消费的影响因素及其影响渠道成为学界当前必须理清的热点问题。

关于影响城镇居民消费的因素,已有研究大多从居民收入、人口年龄结构、人口性别与婚姻结构、房价、受教育水平等角度入手。而从中国21世纪初的“假日经济”热潮开始,劳动闲暇对于居民消费的影响逐步受到各界重视。尽管工作时间上升通常导致劳动者收入增加,但消费行为需要花费时间,在每天24小时的绝对限制下,工作之余可用于消费的闲暇是否足够也是影响居民消费的又一约束。改革开放以来,中国政府高度重视劳动者闲暇,不断致力于增加国内法定节假日数量。早在1994年2月颁布的《关于职工工作时间的规定》将职工每周工作时间从原先48小时降为44小时;1995年5月又下降为40小时;1999年年末颁布《全国年节及纪念日放假办法》后,全年包括双休日的所有法定节假日天数达114天,占全年天数近1/3。但在实际执行层面,基于近年中国经济高速增长与对应产业、就业结构的变化,根据国家统计局的数据,2001年至2019年我国城镇居民平均工作时间由44.9小时/周波动上升至46.8小时/周,城镇居民总体仍然“变得更忙了”,经济

增长更快的东部地区则更为严重。因此,近年工作时间的增加对于城镇居民总体消费有何影响?其渠道如何?工作时间-收入-消费的相互关系如何?工作时间对不同劳动者和商品消费的影响是否相同?一系列有趣的问题便呼之欲出,但已有研究大多以劳动者“闲暇”或“节假日”的变化作为关键分析变量,因此大多为政策分析,少量实证研究中涉及的观测样本数量少且多为不连续的哑变量,给实证研究带来了很大困难(详见文献评述)。这正给本研究带来了一个有趣的突破口。

本文剩余部分结构安排如下:第二部分对城镇居民消费的常见影响因素,特别是“闲暇”或“工作时间”与居民消费关系的文献进行梳理。第三部分计算并展示21世纪以来我国整体与各省份城镇居民周平均工作时间的变化,并从“各行业平均工作时间”及“就业结构”两个维度考察其变化成因。第四部分基于效用最大化框架,梳理劳动者闲暇、收入与消费的理论关系。第五部分基于部分中介效应模型以2003—2019年省级面板数据考察各省份城镇平均工作时间对城镇消费额、消费率的影响及其中介渠道,并对不同类型消费品、居民不同收入水平进行异质性检验。第六部分是总结与政策建议。

二、文献综述

鉴于消费对宏观经济的重要意义,已有文献大量从居民收入、人口年龄结构、人口性别与婚姻结构、房价、教育等角度探讨了中国居民消费的影响因素,由于工作时间与收入的密切关联,本部分主要梳理关于收入、工作时间(或闲暇)与城镇居民消费关系的文献。

(一) 关于收入与城镇居民消费的关系

居民收入是影响消费的重要因素。早在1920年代,Modigliani和Brumberg(1954)^[1]在其著名的生命周期-持久收入理论(LC-PIH)中指出,居民预期收入(或说持久收入)对消费决策影响很大:年轻时期收入较低,考虑到未来收入增加且须建立家庭并抚养子女和父母,往往消费支出较大,甚至可能透支消费;中年时期收入提高,家庭支出较稳定,为预防养老,消费比重会降低;老年阶段则将之前的储蓄用于消费。Friedman(1957)^[2]、Muth(1960)^[3]进一步将居民收入分解为“持久收入”与“暂时收入”。这一分析框架被Leff(1969)^[4]、Leibfritz和Roseveare

(1995)^[5]等学者利用美、德、日等 OECD 国家的消费与收入数据进行了多次证实,说明了收入(跨期差异)对于消费确实存在显著影响。

进一步, Leland (1968)^[6]在生命周期假说基础上提出了预防储蓄假说,即人们在面临收入不确定因素时会更谨慎消费并增加储蓄,各类导致收入不确定性增加的变化(例如老龄化、经济危机等)会明显增加居民储蓄、降低居民消费水平。国内研究也发现收入水平与居民消费特性,例如消费水平、消费率及消费习惯有强烈相关性。例如:苏良军等(2006)^[7]发现收入水平差异是影响中国城镇居民消费水平的重要因素;张邦科等(2011)^[8]利用省际面板数据发现1980—2008年中国城镇居民消费与持久收入及暂时收入都存在显著相关关系;王曦(2002)^[9]进一步发现中国1978—1999年居民消费中50%是基于当期收入,而另50%则基于生命周期与永久收入;葛成和刘震(2010)^[10]发现中国城镇居民收入分配结构由改革初期的“纺锤”型逐渐向“金字塔”型过渡,中低收入者数量越来越多且消费需求受限,要求加强转移支付以刺激居民消费。类似研究还有韩松和杨春雷(2009)^[11]、臧旭恒和陈浩(2019)^[12]等,不再赘述。

在明确了收入对于城镇居民消费水平或消费率有显著影响的基础上,不少学者研究了收入水平差异及垂直变化对于居民消费结构的影响。例如, Lise 等(2014)^[13]、Aguiar 和 Bils (2015)^[14]都发现日本、美国等各国居民收入差异导致居民在消费结构上产生显著差异与不平等。陈志刚和吕冰洋(2016)^[15]通过2002—2009年中国城镇居民住户调查数据发现中国收入不平等是产生消费不平等的主要原因,食品、交通通信支出是城镇居民消费不平等的主要体现,前者消费随收入增加而减少,后者则随收入增长而增加。郑志浩等(2015)^[16]利用2000—2015年全国31省份城镇住户调查汇总数据发现,随着中国人均收入增长,城镇居民食物支出水平提高,食物支出占居民支出的比重下降,在外食物支出占食物总支出的比重进一步上升。

(二) 关于工作时间(闲暇)与城镇居民消费

国际上很多经典文献早就提出劳动闲暇是人们从工作时间约束中解脱出来进行休息与消费的必要条件(Knight, 1921^[17]; Robins, 1930^[18]),并指出增加休闲、降低工作时间能显著促进所谓“休闲消费”或“闲暇消费”(Feather 和 Shaw, 2000^[19]; Houston

和 Wilson, 2002^[20]);同时给予劳动者适当闲暇补充人力资本还能有效增进劳动者工作效率(Kawaguchi 等, 2013^[21]; Cassar 和 Meier, 2018^[22])、个人创新能力(Whiting 和 Hannam, 2015^[23])从而提升收入与消费。但同时不少文献进一步指出,不能简单将工作时间与闲暇简单对立起来,工作带来的收入与闲暇均能对消费者产生效用(Becker, 1965^[24]),应同时考虑两者对消费的影响,还须考虑劳动者关于闲暇与收入之间的替代关系(Gordon, 2011^[25])。若过分追求闲暇,或企业允许采用弹性工作时间,很可能会大幅牺牲企业效率以及劳动者的工资收入(Autor 和 Houseman, 2010^[26]; Bryson, 2013^[27]; Bosch 和 Raymundo, 2014^[28])从而影响消费。

国内的理论研究方面,随着1995年中国正式实行“双休日”制度,以及1999年国务院发布《全国年节及纪念日放假办法》规定春节、劳动节、国庆节和新年为“全体公民假日”,并与周末组成多个长假,20世纪末21世纪初国内学界兴起了“假日经济”研究热潮,此后大量国内文献才开始讨论闲暇和假日对宏观经济尤其是消费的影响。但相对收入、人口年龄结构、性别与婚姻、房价、教育等传统角度,由于宏观与微观上劳动者工作时间或闲暇数据的缺乏,实证研究较少,大多研究仅通过简单统计数据或理论逻辑、数理模型推导等方法对闲暇与消费关系进行文字描述分析。例如,张旭昆和徐俊(2001)^[29]设计了一个区分耗时性消费和省时性消费的闲暇时间约束理论模型,推出“劳动闲暇为耗时性消费创造了足够的消费时间,使平常受时间限制难以实现的消费有了实现的条件”从而使中国“假日经济”消费火爆的结论。基于此框架的模型研究还有郭鲁芳(2004)^[30]、郭鲁芳(2006)^[31]、卿前龙和吴必虎(2009)^[32],等等,结论也大多是在收入不受到影响的前提下,闲暇增加能有效促进居民消费。一些学者清醒地指出,闲暇对于消费的促进作用必须受到收入水平的影响,当前中国居民的闲暇受到收入水平限制还未能充分地转化为消费(魏翔和吕腾捷, 2018^[33])。作为证据,李萍(2017)^[34]发现当前中国城镇化加速导致的大量流动人口和农民工的闲暇并未使用在休闲娱乐等精神层面的消费需求,但随着收入提高,已逐渐产生对娱乐消遣、学习提高、社会交往和观赏参与等方面产品与服务的消费需求。

实证研究方面,如前所述,由于缺乏关于劳动者

闲暇或工作时间的系统一手与二手数据,也有学者尝试基于非公开的直接自主调研数据,或采取其他简化居民闲暇时间计算方法的方式进行研究,但全部从闲暇或假日时间的角度进行。例如:魏翔(2006)^[35]、魏翔和惠普科(2007)^[36]采用国家层面1987—2003年的时间序列数据,以经过当年闲暇消费额加权调整的公共假期数量作为非工作时间,发现其对城镇居民消费总额具有显著促进作用;陈海达等(2006)^[37]使用1999年第2季度到2004年第4季度消费数据,以当季是否存在假日或黄金周为虚拟变量的办法,发现增加闲暇确实促进了消费增长;栾惠德(2007)^[38]采用季节调整的方法,分析长假制度实施前后季节模式变动来测算“假日经济”对居民消费的影响,发现“假日经济”更多体现为有限的消费在不同时期间的转移和替代;李国栋(2014)^[39]利用大连某购物中心零售扫描数据的消费者购买记录,发现劳动节假日能明显促进啤酒等季节性商品的消费量。再如王琪延和韦佳佳(2019)^[40]利用中国人民大学休闲经济研究中心2017年“国家休假制度改革”调查数据发现,休假天数和收入对旅游消费都具有显著的正向作用,且在高收入群体中休假天数的正向作用更为显著。另外,近年也有一些学者避开闲暇的度量,而用典型影响闲暇的事件来反映闲暇变化,例如研究退休前后消费水平与结构的变化,包括李宏彬等(2014)^[41]、邹红和喻开志(2015)^[42],赵昕东和王昊(2018)^[43]、任明丽和孙琦(2020)^[44]等。

(三) 文献总结与评论

纵观已有文献,国内外对工作时间(闲暇)、收入与消费三者联系的文献大多从“收入如何影响消费”“工作时间(闲暇)如何影响消费”两条途径进行,均建立了相对独立的研究脉络。

关于收入对消费的影响的已有研究大多基于Modigliani和Brumberg(1954)^[1]、Friedman(1957)^[2]的生命周期-持久收入模型与Leland(1968)^[6]后续提出的预防性储蓄假说来进行,或是进一步细致分析不同类型居民群体的收入水平差异及垂直变化对于不同类型消费产品的差异性影响,从收入角度出发的研究消费的文献极少结合工作时间或闲暇这一因素。

关于工作时间(闲暇)对消费的影响,类似地,早期的文献也仅仅考虑了增加休闲或减少工作时间基于增加可支配消费时间从而对消费的直接促进作用,但21世纪后不少国外文献已经注意到工作时间或闲

暇长短与劳动者收入、消费的关系,提出了例如“闲暇-收入-消费”“闲暇-人力资本(创新能力/工作效率等)累积-收入-消费”等理论影响渠道。国内学界关于中国居民闲暇或工作时间消费效应的研究起步相对较晚,大多从20世纪末21世纪初双休日与长假制度带动的“假日经济”热潮开始,不少理论与实证研究直接考察了工作时间(闲暇)对于消费的关系,一些理论研究也注意到了“工作时间(闲暇)-收入-消费”的关系,少数研究也提到了收入对于工作时间/消费关系的调节作用,但对应的实证研究极少。而国内外实证研究中无论是直接研究工作时间(闲暇)对消费的直接影响,或是分析“工作时间(闲暇)-收入-消费”这一中介机制,在关键变量设置上极少从“工作时间”这一变量入手,大多基于“闲暇”或“节假日”的角度分析其与消费的关系,例如要么是国家层面节假日数量的时间序列分析,要么以假日或黄金周虚拟变量替代,存在数据样本少且关键变量变化范围小的缺陷;还有的则是基于非公开自主调研数据,典型性和代表性有待商榷。另外,在理论模型层面,已有研究虽然能基于消费者效用最大化思路考虑到工作时间、收入、消费之间的关系,但仍不够细致,例如没有考虑工作时间变化的不同成因(内生/外生变化)、不同类型与行为特点的消费者等,仍然有进一步细化的空间。

鉴于以上已有文献的特点,本文做了更为深入的研究尝试。第一,不再使用“闲暇”或“节假日”,而直接研究各省份城镇居民“平均工作时间”对居民消费的影响,该角度的研究几乎空白。在数据采用上,本文将近年中国城镇平均工作时间的变化分解为城镇各行业平均工作时间的变化以及城镇产业与就业结构变化两个方面,以各省份各年各行业就业人数比重作为权数,加权构造了各省份各年城镇居民平均工作时间数据,从而解决了关于工作时间的省级面板数据实证研究中关键自变量数据难以获取的问题。第二,从理论模型设计来看,本文关于工作时间、收入与消费关系的理论模型同时考虑了不同类型消费者、不同类型消费品、宏观与微观、工作时间内生与外生等多个维度,比以往研究分析更细致、更贴近实际。第三,从实证研究思路上来看,本文利用部分中介效应模型同时分析了“工作时间-收入-消费”这一中介渠道(正向)以及工作时间基于收入以外的原因,例如降低可支配消费时间来降低消费

这一直接影响（负向），还考察了收入增加对于工作时间直接影响消费幅度的调节作用，结论更为深入细致。

三、居民工作时间、收入与消费的理论联系机制

工作时间（闲暇）、收入及居民消费之间具有极为复杂的理论关系。首先应当明确，由于具有一天24小时的固定约束，除去必要的睡眠时间，居民工作时间与闲暇必然呈现高度负相关，即工作时间越长，劳动闲暇越少。二者反向关系不言自明，可将两者作为一个变量。下文将从理论上尝试分析不同类型消费者（同时也是劳动者）闲暇（工作时间）、单位时间收入及消费的关系。

（一）基本假设

第一，假定经济社会中居民仅消费两种产品，一种为普通产品 X （可看作是生活中所有普通商品的集合），其消费量用 Q 来表示，其价格为 P ；另一种则为闲暇，其消费量用 L 表示——如同许多学者指出的一样，即使不消费，闲暇本身也是商品，也会产生效用（Becker, 1965^[24]）。闲暇产品的价格即为劳动者单位时间收入，或说工时工资率 W ，即劳动者选择不工作而享受闲暇的“代价”。消费者的效用函数为 $U=f(Q, L)$ 。

第二， Q 与 L 两种商品需求均受到消费者收入与产品相对价格影响，并通过替代效应和收入效应发生变化。前者指的是在消费者效用不变前提下，仅由于两种商品相对价格 W/P 变化导致的需求变化；后者指两种商品相对价格不变时仅因实际收入变化（例如单位时间收入 W 增加，或工作时间增加）造成的需求变化。

第三，除收入与相对价格外，普通商品 Q 的需求量还受到闲暇时间 L 的约束。闲暇是否充足是除了收入以外可能影响个人消费规模与结构的重要因素（郭鲁芳，2006^[31]；卿前龙和吴必虎，2009^[32]）。由于许多产品消费过程中需要消费者拿出时间才能进行（张旭昆和徐俊，2001^[29]），即使居民收入与消费能力很高，但若工作时间过长而闲暇过少也会影响消费积极性（Feather和Shaw，2000^[19]；Houston和Wilson，2002^[20]），闲暇越少，所能支持的消费量越少，这构成了对消费的“天花板式”时间约束。显然，不同类型消费品受消费时间约束程度不同，耗时性消费品或服务受到消费时间约束的程度相对非耗时

性产品或服务而言更大（李萍，2017^[34]；Kawaguchi等，2013^[21]）。

第四，经济社会中存在两种居民：“打工族”与“趋闲阶层”，其收入禀赋以及对闲暇与普通产品的消费选择有明显差异。“打工族”代表了城镇中大多数普通劳动者，其单位时间工资率 W 相对较低，同时收入主要来自工作，非工资收入（例如投资性收入）占比很小。这意味着“打工族”愿意长时间工作以增加收入满足生活需求，普通产品 Q 为“优质品”，随实际收入增加对 Q 的需求会增加很多（即收入效应较大），而闲暇 L 需求的收入效应很小，更愿意放弃更多闲暇 L 追求更多工作时间与收入，用以购买更多普通产品 Q 。而城镇中的“趋闲阶层”则是那些单位时间工资率 W 相对较高、丰衣足食的高级劳动者，往往从事单位时间劳动强度很大的高薪工作，例如程序员、同声翻译、IT行业劳动者等。同时，相对于普通“打工族”“趋闲阶层”收入中的非工资收入（例如投资性收入）占比相对较大，总收入也相对较高。如同“向后弯折的劳动供给曲线”所揭示的一样，对其而言闲暇是“优质品”，闲暇需求的收入效应为正且很大，普通商品 Q 需求的收入效应很小，不愿意过多放弃闲暇来换取收入与普通产品消费。

（二）闲暇（工作时间）内生决定背景下闲暇、单位时间收入与消费的关系

在上文的假设基础上，先分析闲暇内生决定时，即消费者能自行调整、决定闲暇（工作时间）来实现个人效用最大化，闲暇或工作时间的变化多由于工资率 W 等因素的变化所内生造成时，不同类型消费者工资率 W 与闲暇（工作时间） L 、普通产品消费量 Q 之间的关系。

如图1左所示，“打工族”由于更愿意放弃更多闲暇 L 追求更多工作时间与收入购买普通商品 Q ， Q 对 L 的边际替代弹性很大，即增加较少 Q 就愿意牺牲相对较多闲暇 L 来保证效用不变，导致其效用函数 U 较为平坦。同时，由于打工族工资较低，预算线 k 斜率 $=W/P$ 也相对平坦。当预算线 $K1$ 与原始等效用曲线 $U1$ 相切时达到效用最大化点 A ，此时最优化闲暇水平为 $L1$ （由于其主要收入来自工资，最优化闲暇水平一般低于趋闲阶层，用大多数时间进行工作），商品数量为 $Q1$ 。当打工族工资 W 上升，使得其预算线斜率变大，即闲暇的相对价格 W/P 变贵，

商品 Q 的相对价格变低，补偿预算线 $K2$ 与原先的效用曲线 $U1$ 相切于 B 点。从替代效应来看（假设收入没有随着 W 上升而增加，仅仅由于相对价格发生变化导致的两种商品消费量的变化），其对闲暇的消费由 $L1$ 大幅下降到 $L2$ ，对商品 Q 的消费量由 $Q1$ 增加至 $Q2$ 。从收入效应来看，由于单位时间收入 W 的上升使得打工族收入增加，补偿预算线 $K2$ 右移至 $K3$ ，由于打工族对闲暇需求随收入增加而增加较少（图中由 $L2$ 上升至 $L3$ ），而对普通商品需求增加较多（图中由 $Q2$ 上升至 $Q3$ ），使得 $K3$ 与能达到的最大效用曲线 $U2$ 相切于 C 点。结合替代效应与收入效应，工资率 W 上升使得打工族总体而言闲暇下降，工作时间上升，普通商品消费大幅上升。

反之，如图 1 右所示，“趋闲阶层”相对更不愿意放弃闲暇而追求收入与普通产品消费，导致其效用函数 U 相对较为陡峭，闲暇 L 降低一些就需要增加相对较多的普通产品 Q 消费才能保持效用不变。同时，由于其工资率 W 相对“打工族”较高，预算线 K 斜率也较大。当预算线 $K1$ 与原始等效用曲线 $U1$ 相切时达到效用最大化点 A ，此时最优化闲暇水平为 $L1$ （由于收入中非工资收入占比相对较大，最优化闲暇水平一般高于打工族，举个极端例子，若趋闲阶层绝大部分收入来自非工资收入，则可以选择不工

作），商品数量为 $Q1$ 。当“趋闲阶层”工资率 W 上升，使得其预算线斜率变大，补偿预算线 $K2$ 与原先的效用曲线 $U1$ 相切于 B 点。从替代效应来看，其对闲暇的消费由 $L1$ 降至 $L2$ ，对商品 Q 的消费量由 $Q1$ 增加至 $Q2$ 。从收入效应来看，由于单位时间收入 W 的上升使得收入增加，补偿预算线 $K2$ 右移至 $K3$ ，由于趋闲阶层对闲暇需求随收入增加而增加较大（图中由 $L2$ 大幅上升至 $L3$ ），而对普通商品需求增加很少（图中由 $Q2$ 上升至 $Q3$ ）， $K3$ 与能达到的最大效用曲线 $U2$ 相切于 C 点。结合替代效应与收入效应，工资率 W 上升使得趋闲阶层闲暇上升，工作时间下降，普通商品消费小幅上升。

在此基础上，必须注意时间约束对两类居民普通产品消费量 Q 的影响。 W 上升使得“打工族”最大化效用的均衡闲暇时间 $L3$ 比原先的 $L1$ 降低了，这导致时间约束“天花板” Q_{max} 线向下移动，能支持的最大效用消费 Q 降低。而 W 上升使得“趋闲阶层”均衡闲暇时间 $L3$ 比原先的 $L1$ 增加，时间约束“天花板” Q_{max} 线向上移动，能支持的最大效用消费 Q 增加。另外，如前所述，由于“趋闲阶层”存在相对较高的非工资收入占比，其最优化闲暇水平相对“打工族”更高，闲暇和收入所能支持的最高消费水平 Q_{max} 要高于“打工族”。

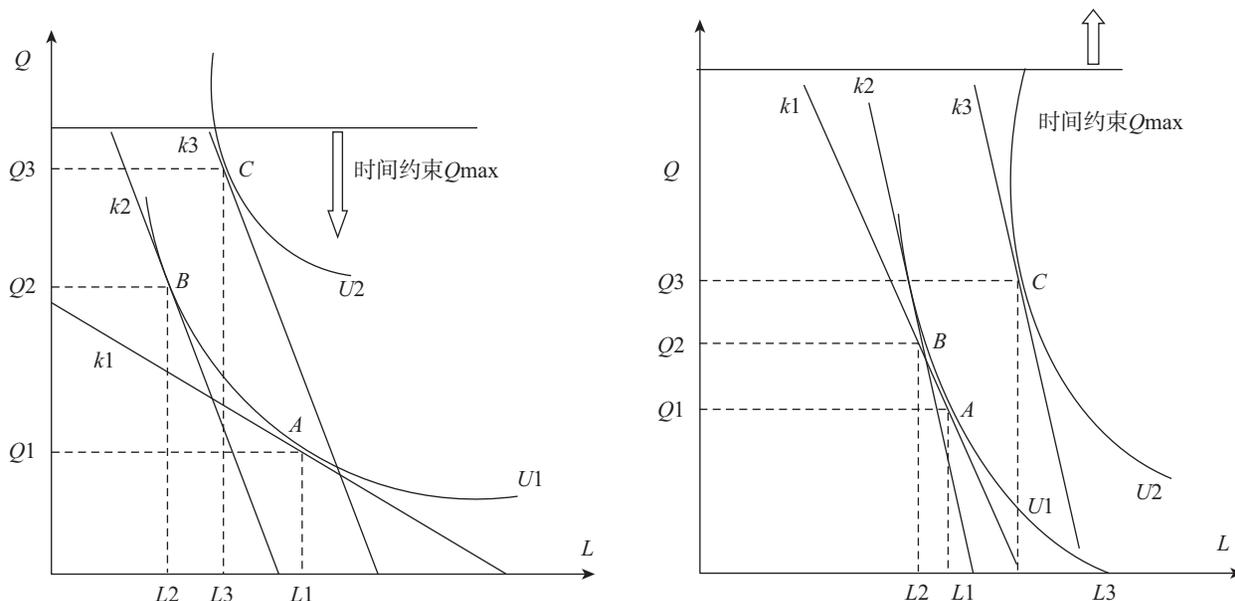


图 1 效用最大化下“打工族”（左）与“趋闲阶层”（右）的单位时间收入、工作时间（闲暇）、消费之间的关系

需注意的是，劳动者单位时间收入 W 或普通商品价格 P 的变动引起闲暇时间自主变化的分析只适用于个体与短期。因为从长期与宏观视角来看，当地

区劳动者单位时间收入 W 普遍增加时，当地一般商品 Q 的物价水平 P 也会随之上涨，导致闲暇与一般商品的相对价格 W/P 以及消费者实际收入不变，也

就没有任何收入效应与替代效应，仍处于效用最大化点，不会自发调整其闲暇与工作时间。当物价 P 变化时的分析也是一样（篇幅所限略过）。导致劳动者自发调整闲暇长短（如果他能做到）的只能是短期个人行为，例如短期内个体劳动者提升了学历导致单位时间收入 W 增加，而他面对的社会一般物价水平 P 并未相应发生变化。

（三）闲暇（工作时间）外生变动时闲暇、单位时间收入与普通产品消费的关系

在经济实践的大多数情形下，闲暇或工作时间的变化并非由劳动者自发调整，而是由于外部力量使得实际闲暇高于或低于劳动者的效用最大化水平。主要包括以下两种场合：一是从微观与短期来看，在弹性工作制未普及时，企业可能会基于各自业务情况将职工的工作时间定在高于或低于劳动者的最优水平，而劳动者基于劳动合同限制、企业规则与失业隐患不能随意改变劳动时间。例如打工族虽然愿意工作更长时间换取收入，但企业制度不允许加班，闲暇高于其个人最优化水平；反之，趋闲阶层不愿意工作更长时间，但企业要求必须出勤足够工时，闲暇低于其最优化水平。而求职成本与转职能力的限制使得劳动者短期内无法随意更换工作时间更合适的工作。二是从宏观与长期来看，一方面如上文所述物价与单位时间收入同步变化使得劳动者无动力调节自己的闲暇时间，

另一方面国家经济增长与产业、就业结构变迁均会带来社会整体平均工作时间的变化（例如整个社会都变得“更忙”或“更闲”）。个人劳动者短期内只能在接受平均工作时间外生变化的前提下实现新的效用最大化。这使得闲暇、收入与普通产品消费的关系又有所变化。

如图 2 所示，假定企业规则或经济结构变化使得社会整体（包括两类居民个体）的平均劳动时间增加，导致闲暇被动降至 L_2 ，低于原先的个人效用最大化水平 L_1 。该变化不改变 Q 与 L 的相对价格 W/P ，无替代效应，仅由于工作时间增加而产生收入效应。无论是“打工族”还是“趋闲阶层”的收入均由于闲暇被动下降、工作时间被动上升而增加，从而使预算线 k_1 上移至 k_2 ，同时在已固定闲暇水平 L_2 的 B 点实现效用 U_2 （一定不是最优化水平）。此时对于普通产品 Q 的消费上升至 Q_2 。而两类居民的区别在于，趋闲阶层由于预算线较为陡峭（工资率 W 相对打工族更高），工作时间的被动上升使得其收入增加比打工族更多，在能消费的闲暇已固定至 L_2 不能增加的前提下能够消费更多的普通商品 Q ，其能实现的效用 U_2 也要比打工族的更高。即总体而言，（不考虑时间约束的前提下）工作时间外生增加使得打工族和趋闲阶层消费均增加，只是趋闲阶层消费增加更大。

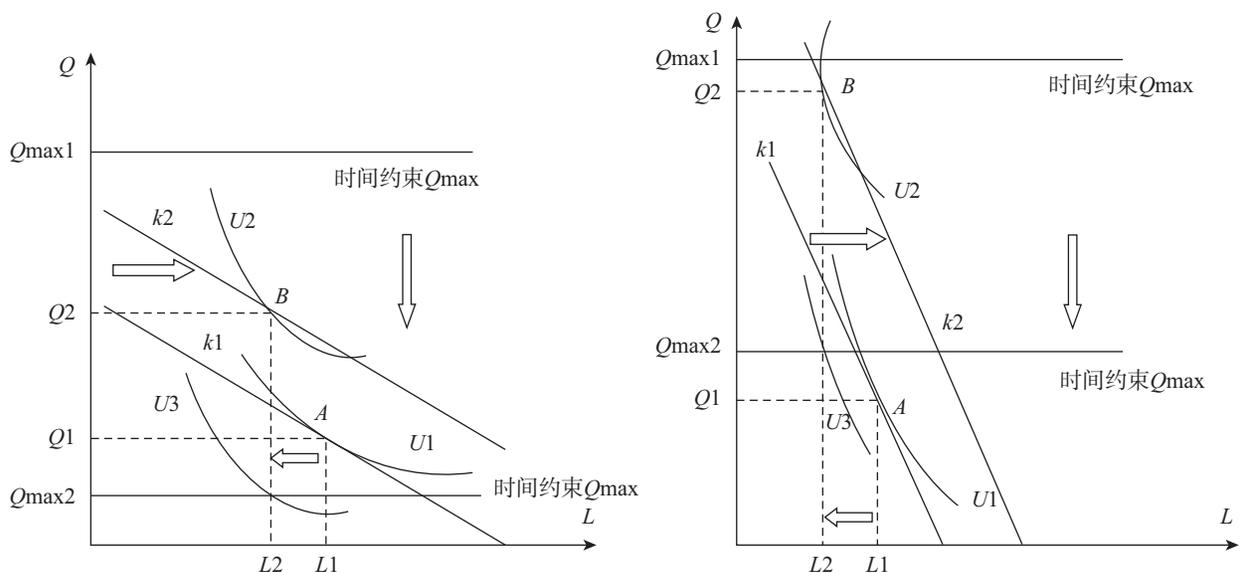


图 2 闲暇外生减少时“打工族”（左）与“有闲阶层”（右）的工作时间（闲暇）、单位时间收入、消费之间的关系

但我们仍然必须注意闲暇（工作时间）外生变动对消费时间约束的影响。如图 2 所示，由于此时闲暇 L 外生减少，无论“打工族”还是“趋闲阶层”

对普通商品 Q 的可支配消费时间均出现下降，可支持的最高消费降低。如果下移后的消费“天花板”线 Q_{max2} 低于 Q_2 甚至原先最大化效用的 Q_1 的水平

(如图2左),则消费者只能在既定的 L_2 与 Q_{max2} 的水平上实现效用 U_3 (小于 U_1),其消费水平 Q_{max2} 要低于原先水平。如果下移后的消费“天花板”线 Q_{max2} 高于 Q_1 (如图2右),则对 Q 的消费会出现增长,而效用水平 U_3 有可能低于或高于 U_1 ,取决于“天花板”线下降的幅度。如前所述,“趋闲阶层”由于工资外收入占比较大,最优化闲暇水平与可支持的最大消费水平 Q_{max1} 本来就相对“打工族”高,工作时间被迫上升后的 Q_{max2} 更容易高于 Q_1 (即图2右的情况);而“打工族”最优化闲暇水平与可支持的最大消费水平 Q_{max1} 本来相对较低,已经用大量时间进行工作,其工作时间被迫上升后的 Q_{max2} 更容易低于 Q_1 (即图2左的情况)。

因此,在社会尚未普及弹性工作制及长期视角下,劳动者工作时间的变化大多为企业用工规则或经济结构变化决定的外生变化,且可能高于或低于劳动者个人的最优化工作时间。当工作时间外生增加时,普通商品 Q 消费的变化取决于工作时间增加导致的收入增加带来的正向收入效应,以及可支配消费时间下降带来的负向影响的综合效果。且当地工资率较高且收入结构中非工资收入占比较高的“趋闲阶层”越多,当地工作时间增加越可能导致消费上升。反之,当地工资率较低且收入结构大多为工资收入的“打工族”越多,当地工作时间增加越可能降低消费。

综上,我们可以将工作时间(闲暇)、收入与消费三者的关系用图3来展示(鉴于本文的研究内容,展示的是工作时间外生变化对于收入与消费的影响)。工作时间外生变化通过部分中介效应对居民消费产生影响,其中包括工作时间对消费的直接负向影响与通过改变收入而对消费支出产生的间接正向影响。

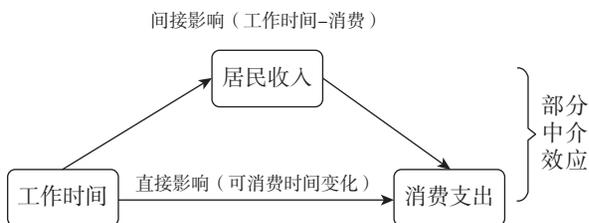


图3 工作时间(闲暇)、收入、消费理论关联图

(四) 数学模型

尽管文字与图表的阐释更为直观易懂,但为了更严谨地说明工作时间(闲暇)、收入与消费三者的关

系,下文用简单数学模型的形式加以说明。首先,假设消费者 i 通过消费商品与享受闲暇来获得效用。假定该消费者消费产品数量为 Q_i ,闲暇时间为 L_i 。该消费者每天最大可用时间(指的是除去必要休息时间以外的总时间,例如16小时等)为 L_{max} 。则其工作时间便为 $L_{max}-L_i$ 。该消费者消费的产品量受两个条件限制,其一为总收入,其二为闲暇时间,即购买商品所需要的时间。该消费者收入来源包含两部分,一部分为单位时间工资收入 w_i ,另一部分为固定的非工资收入(如投资收入) \bar{w}_i ,商品的价格为 P ,消费产品的最大数量与闲暇时间的机会成本呈正相关,即 $Q_{max}(L_i)=zw_iL_i$ 。最后一条假设说明,消费者消费需要时间来完成,闲暇越多,支持的最大消费量越大,并且工资率越高的消费者单位时间所能支持的消费量也越高(例如想象一下同样给出1小时消费时间,工资高的高收入者能消费的数量肯定高于低工资者)。根据以上设定,该消费者的效用最大化问题为:

$$\begin{aligned}
 U_i(Q_i, L_i) &= \max_{\{Q_i, L_i\}} \beta Q_i^\alpha L_i^{1-\alpha} \\
 s. t. \quad &PQ_i \leq w_i(L_{max}-L_i) + \bar{w}_i \\
 &Q_i \leq zw_iL_i
 \end{aligned}$$

(收入约束与消费时间约束)

根据以上设定,可写出该消费者最大化问题的拉格朗日函数为:

$$\begin{aligned}
 L_i(Q_i, L_i; \lambda_1, \lambda_2) &= \max_{\{Q_i, L_i\}} \beta Q_i^\alpha L_i^{1-\alpha} + \lambda_1 [w_i(L_{max}-L_i) \\
 &\quad + \bar{w}_i - PQ_i] + \lambda_2 [zw_iL_i - Q_i]
 \end{aligned}$$

对拉格朗日函数取一阶导数,可知该消费者的最优消费产品数量与闲暇时间选择分为两种情况:

情况A: if $\lambda_1 > 0$ and $\lambda_2 = 0$, 即消费者最大消费受收入约束,不受消费时间约束。

$$\begin{cases}
 L_i^* = \beta \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \left[\frac{w_i L_{max} + \bar{w}_i}{\beta \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) + 1} \right] \frac{1}{w_i} \\
 Q_i^* = \frac{w_i(L_{max}-L_i^*) + \bar{w}_i}{P}
 \end{cases}$$

情况B: if $\lambda_1 = 0$ and $\lambda_2 \geq 0$, 即消费者最大消费不受收入约束,而受消费时间约束。

$$\begin{cases}
 L_i^{**} = \frac{\bar{w}_i}{(Pz-1)w_i} \\
 Q_i^{**} = zw_iL_i^{**}
 \end{cases}$$

若将工作时间标记为 $S_i = L_{\max} - L_i$, 则两种情况下工作时间外生变化与消费量之间的关系分别如下:

情况 A: if $\lambda_1 > 0$ and $\lambda_2 = 0$, 即消费者最大消费受收入约束, 不受消费时间约束。

$$\frac{\partial Q_i^*}{\partial S_i} = \frac{w_i}{P} > 0$$

即当工作时间外生增加时, 最优消费量上升, 也即工作时间外生增加促进消费。

情况 B: if $\lambda_1 = 0$ and $\lambda_2 \geq 0$, 即消费者最大消费不受收入约束, 而受消费时间约束。

$$\frac{\partial Q_i^{**}}{\partial S_i} = -zw_i < 0$$

即当工作时间外生增加时, 最优消费量下降, 也即工作时间外生增加抑制消费。

如前所述, 由于“趋闲阶层”代表的城市高收入劳动者单位时间工资率 w 更高, 同时有更多的资本性收入等非工资收入 \bar{w} , 其非工资收入与工资收入的比例高于“打工族”代表的中低收入者, 其最优化闲暇水平与可支持的最高消费更高, 相对“打工族”有更多闲暇进行消费, 当外生性原因造成所有劳动者工作时间被动增长时, 闲暇时间降低对消费的约束不明显, 且增加工作换回的工资收入也更高, 意味着其最优化选择更偏向于情况 A。反之, “打工族”更偏向于情况 B, 工作时间增加会明显挤压其本就很少的闲暇时间从而可能降低消费。这意味着就宏观上而言, 如果某地区“趋闲阶层”代表的高收入劳动者比重较大, 工作时间的增加更能促进消费。而某地区高收入劳动者比重较小, 工作时间的增加可能抑制消费。

四、2001—2019 中国城镇居民平均工作时间的测度与分解

首先从宏观上展示全国及各省份城镇平均就业时间变化趋势。鉴于不同行业平均工作时间存在较大差异, 且不同行业劳动者比例也一直变动, 我们分别从“城镇各行业平均工作时间变化”及“城镇就业结构变化”两个维度来分解 21 世纪以来中国城镇居民平均工作时间变化的成因。

(一) 21 世纪以来城镇居民平均工作时间波动增加

国家统计局人口与就业统计司、人力资源和社会保障部从 2001 年开始在《中国劳动统计年鉴》上公布每年全国城镇平均周工作小时数, 图 4 展示了 2001 年至 2019 年全国城镇平均周工作小时数的变化趋势。

从图 4 可知, 尽管中国《劳动法》第 36 条、第 37 条规定“劳动者每日工作时间不超过 8 小时、平均每周工作时间不超过 44 小时”, 但由于中国 21 世纪以来经济快速增长导致的实际生产与服务需要, 以及《劳动法》第 41、42、43 条规定允许用人单位适当延长劳动者工作时间^①, 从实际情况看, 2001—2019 年我国城镇居民平均周工作时间不但都超过了周 40 小时的标准工时, 甚至高于周 44 小时的工时限制。且从趋势上看, 进入 21 世纪后城镇居民平均劳动时间波动上升, 2001 年平均周劳动时间为 44.9 小时, 2019 年已达到 46.8 小时。其中, 男性城镇居民劳动时间相对女性更长。这个现象反映了我国城镇居民 21 世纪来劳动者闲暇正波动减少的趋势, 城镇居民整体上“变得更忙了”。

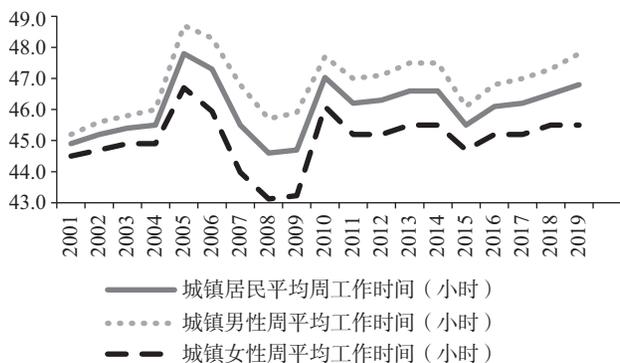


图 4 2001—2019 中国城镇居民平均周工作时间变化趋势

数据来源: 历年《中国劳动统计年鉴》。

(二) 工作时间的二维分解: 中国城镇各行业平均工作时间与城镇就业结构变化趋势

在明确 21 世纪以来中国城镇居民平均工作时间波动增加的事实基础上, 下面从结构上分解其变化的成因。显然, 由于某地区劳动者分别从事不同行业工作, 一方面, 由于工作内容和方式的巨大差异, 不同行业所需劳动时间横向差别较大, 例如批发与零售

^① 中国《劳动法》第 41、42、43 条规定: “用人单位由于生产经营需要, 经与工会和劳动者协商后可以延长工作时间, 一般每日不得超过一小时; 因特殊原因需要延长工作时间的, 在保障劳动者身体健康的条件下延长工作时间每日不得超过三小时, 但是每月不得超过三十六小时(即周不得超过 9 小时)。”

业、居民服务业、住宿与餐饮业等服务业需要长时间服务市场客户，工作时间较长，而农业、金融业、教育业等受生产条件与行业规则的限制，工作时间较短。且随时间变化与行业技术进步，各行业所需要的平均劳动时间也会发生纵向变化。另一方面，各地区劳动者就业结构也会随本地经济增长与产业结构升级而发生变化（即从事不同行业的人数比重发生变化），这意味着某地区就业结构的变化和各行业平均

工作时间的变化两个维度共同决定了当地总体平均劳动时间的变化。

表1展示了人口与就业统计司、人力资源和社会保障部公布的2001—2019年中国城镇19个行业的周平均工作时间的变化趋势和19年的均值。可见，除了个别行业（例如农林牧渔业）在考察期内平均工作时间显著下降以外，我国大多数行业的平均工作时间都出现了不同程度的增加。

表1 2001—2019年中国城镇各行业周平均工作时间 单位：小时

年份/行业	农林牧渔	采矿业	制造业	电热燃水生产供应	建筑业	批发零售	交通运输、仓储邮政	住宿餐饮	信息传输/软件与信息技术服务	金融业	房地产业	租赁与商务服务	科学研究与技术服务业	水利环境与公共设施管理	居民服务、修理	教育	卫生与社会工作	文化体育与娱乐	公管社保与社会组织
2001	43.2	44.8	44.7	41.6	46.5	49.5	45.1	N/A	N/A	41.1	41.8	N/A	42.3	N/A	47.2	41.2	42.0	N/A	40.9
2002	43.0	44.4	46.0	42.1	48.4	49.4	46.0	49.8	43.0	40.9	42.0	45.9	41.4	42.1	47.6	41.1	42.3	42.8	40.8
2003	44.1	44.1	46.4	42.2	48.4	49.2	46.1	50.1	43.1	41.1	42.2	46.3	42.2	41.6	47.5	41.0	42.0	43.2	40.9
2004	42.9	45.4	46.9	42.4	48.0	50.1	46.5	49.1	43.6	41.7	42.4	45.2	42.2	42.2	47.0	41.1	43.0	44.1	41.1
2005	42.9	47.5	51.1	43.4	51.6	52.5	49.9	53.9	45.6	42.4	45.8	45.8	42.7	45.3	52.3	42.3	44.6	46.3	42.2
2006	41.9	47.8	50.4	43.5	51.3	52.5	50.0	54.4	46.3	42.6	45.8	46.4	42.5	44.3	52.1	42.4	45.3	46.8	42.0
2007	38.2	46.1	49.4	43.2	49.7	50.9	49.1	52.1	45.1	42.4	45.7	45.0	42.2	44.4	50.2	41.7	44.2	45.2	41.8
2008	37.6	45.2	47.9	43.0	48.2	49.6	48.1	50.7	45.4	42.3	44.9	44.5	42.3	43.7	49.0	41.5	44.1	45.4	41.5
2009	37.6	46.1	48.5	42.6	48.4	49.6	47.8	50.1	44.1	41.9	45.4	44.7	42.6	43.9	48.8	41.4	43.8	46.1	41.3
2010	41.5	46.4	49.0	43.3	50.2	50.3	48.8	51.4	44.2	42.4	45.8	45.1	42.3	44.9	50.4	41.9	43.9	45.8	42.1
2011	37.9	47.3	48.1	43.2	48.8	49.8	48.2	51.5	49.1	44.4	45.5	45.7	42.8	44.5	49.5	42.6	44.0	44.8	42.0
2012	38.2	45.7	48.2	43.3	49.4	50.2	48.8	51.4	47.8	43.2	45.9	46.2	43.4	43.8	49.1	42.5	44.1	45.6	41.8
2013	37.6	45.2	48.9	43.5	49.7	50.5	49.0	51.4	47.5	43.5	45.9	45.6	43.9	45.1	49.9	42.5	44.3	45.7	41.8
2014	37.4	46.0	48.7	43.7	49.6	50.5	48.2	51.6	47.6	42.9	46.0	45.1	42.4	44.8	50.0	42.4	44.1	46.0	41.9
2015	39.1	45.5	47.1	42.9	47.3	48.3	46.9	49.9	42.7	42.1	45.1	44.2	41.8	43.9	46.8	41.2	43.4	44.7	41.5
2016	39.4	45.5	47.7	43.1	48.1	48.9	47.7	50.5	43.4	42.7	45.7	44.9	42.8	45.3	47.6	41.8	44.1	45.4	41.8
2017	39.3	46.4	48.0	43.2	48.2	48.9	48.1	50.8	43.3	42.3	45.4	44.7	42.6	45.0	47.7	41.8	43.9	45.5	41.9
2018	39.7	46.5	48.3	43.5	48.3	49.2	48.4	51.3	43.8	42.5	46.1	45.0	42.8	45.1	48.1	42.0	44.3	45.5	42.1
2019	39.0	47.9	48.9	44.3	48.9	49.7	49.1	51.9	44.2	42.8	46.2	45.2	43.5	45.4	48.9	42.1	44.6	45.3	42.6
均值	40.0	46.0	48.1	43.1	48.9	50.0	48.0	51.2	45.0	42.4	44.9	45.3	42.6	44.2	48.9	41.8	43.8	45.2	41.7

数据来源：历年《中国劳动统计年鉴》。

表2则展示了2003—2019年我国城镇各行业就业结构的变化。可以看到，21世纪后就业人数占比显著下降的行业包括农林牧渔业、采矿业、制造业（近5年明显下降）、文化体育与娱乐业；就业占比明显上升的行业包括建筑业、信息传输/软件与信息

技术服务业、金融业、房地产业、租赁与商务服务业及教育业（2013年开始明显上升），其余行业变化趋势不明显。这反映了我国产业结构升级给就业结构带来的影响。

表 2 2003—2019 年中国城镇各行业就业人数占比 (%)

年份/行业	农林牧渔	采矿业	制造业	电热燃水生产供应	建筑业	批发零售	交通运输、仓储邮政	住宿餐饮	信息传输/软件与信息技术服务	金融业	房地产	租赁与商务服务	科学研究与技术	水利环境与公共设施管理	居民服务、修理	教育	卫生与社会工作	文化体育与娱乐	公管社保与社会组织
2003	4.42	4.45	27.17	2.71	7.60	5.73	5.80	1.57	1.06	3.22	1.10	1.67	2.02	1.57	0.48	13.15	4.43	1.17	10.67
2004	4.20	4.51	27.49	2.71	7.58	5.29	5.69	1.60	1.11	3.21	1.20	1.75	2.00	1.59	0.49	13.22	4.46	1.11	10.80
2005	3.91	4.47	28.16	2.63	8.13	4.77	5.38	1.59	1.14	3.15	1.28	1.92	2.00	1.58	0.47	13.01	4.46	1.07	10.88
2006	3.72	4.52	28.61	2.58	8.44	4.40	5.23	1.57	1.18	3.14	1.31	2.02	2.01	1.60	0.48	12.84	4.49	1.04	10.80
2007	3.55	4.45	28.82	2.52	8.74	4.22	5.18	1.55	1.25	3.24	1.38	2.06	2.02	1.61	0.48	12.65	4.51	1.04	10.74
2008	3.36	4.43	28.17	2.51	8.80	4.22	5.14	1.58	1.31	3.43	1.42	2.25	2.11	1.62	0.46	12.58	4.62	1.03	10.95
2009	2.97	4.40	27.77	2.45	9.37	4.14	5.05	1.61	1.38	3.57	1.52	2.31	2.17	1.64	0.47	12.33	4.74	1.03	11.09
2010	2.88	4.31	27.87	2.38	9.71	4.10	4.84	1.60	1.42	3.60	1.62	2.38	2.24	1.68	0.46	12.12	4.85	1.01	10.95
2011	2.49	4.24	28.36	2.32	11.97	4.49	4.60	1.68	1.48	3.51	1.72	1.99	2.07	1.60	0.42	11.22	4.71	0.94	10.18
2012	2.22	4.14	27.97	2.26	13.19	4.67	4.38	1.74	1.46	3.46	1.80	1.92	2.17	1.60	0.41	10.85	4.72	0.90	10.12
2013	1.63	3.51	29.04	2.23	16.14	4.92	4.67	1.68	1.81	2.97	2.06	2.33	2.14	1.43	0.40	9.32	4.25	0.81	8.65
2014	1.56	3.26	28.69	2.21	15.98	4.86	4.71	1.58	1.84	3.10	2.20	2.46	2.23	1.47	0.41	9.45	4.43	0.80	8.75
2015	1.49	3.02	28.06	2.19	15.48	4.89	4.73	1.53	1.94	3.36	2.31	2.62	2.27	1.51	0.42	9.61	4.66	0.83	9.07
2016	1.47	2.74	27.36	2.17	15.23	4.89	4.75	1.51	2.04	3.72	2.41	2.73	2.35	1.51	0.42	9.67	4.85	0.84	9.35
2017	1.45	2.58	26.27	2.14	14.98	4.78	4.78	1.51	2.24	3.90	2.52	2.96	2.38	1.52	0.44	9.81	5.09	0.86	9.78
2018	1.12	2.40	24.21	2.14	15.71	4.77	4.75	1.56	2.46	4.05	2.70	3.07	2.38	1.51	0.45	10.06	5.29	0.85	10.53
2019	0.78	2.14	22.33	2.17	13.23	4.84	4.75	1.55	2.65	4.81	2.97	3.85	2.53	1.42	0.50	11.13	5.86	0.88	11.59

数据来源：依据历年《中国劳动统计年鉴》数据计算得到。

综上，通过整理相关统计数据可以发现，21世纪以来随我国经济与产业的高速发展，城镇各行业工作时间的普遍增加与城镇就业结构的变化共同导致了我国城镇居民平均工作时间波动增加。可以预见，未来随制造业就业比重继续下降，同时以教育业、公共管理、金融业等为代表的工作时间较短的第三产业行业就业比重的上升，中国城镇平均工作时间的增长速度有望得到相对下降，甚至出现绝对值的下降。

(三) 中国不同区域城镇居民平均工作时间变化情况

由于中国不同区域与省份产业与就业结构变化并非同步，不同区域与省份城镇平均工作时间水平与变化也存在显著差异。我们基于《中国劳动统计年鉴》每年公布的全国各行业周工作时间为基础，并以各年各省份各行业就业人数占比为权重，加权加总得到各省份各年城镇居民平均工作时间。图5与图6给出了2003—2019年东部11省份、中部8省份，西部12省份城镇居民周平均工作时间的变化趋势以及各省份17年平均值的排位。其中：东部11省份包含浙江、

福建、上海、天津、广东、江苏、河北、山东、北京、辽宁、海南；中部8省份为山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；其余为西部省份。

结合图5、图6的信息可以清楚看到，无论是东部或是中西部，其城镇居民平均工作时间的随时间纵向波动趋势与全国十分一致，但从工作时间的绝对水平来看，东部省份（海南除外）>中部省份>西部省份这一现象非常明显。从17年平均来看，浙江、福建、上海、天津、广东、江苏、重庆、山东、北京、湖北这10个省份周平均工作时间超过46小时，是中国城镇工作者工作时间最长的省份，且大多为东部省份，仅有重庆为西部省份、湖北为中部省份。而工作时间最短的6个省份按由短到长依次为西藏、新疆、黑龙江、内蒙古、海南、宁夏，其周总体工作时间均低于45小时，且仅有海南为东部省份。这也体现了东部省份经济增长与产业与就业结构调整速度比中西部更快，企业生产服务任务更重，对劳动者工作时间要求更高。

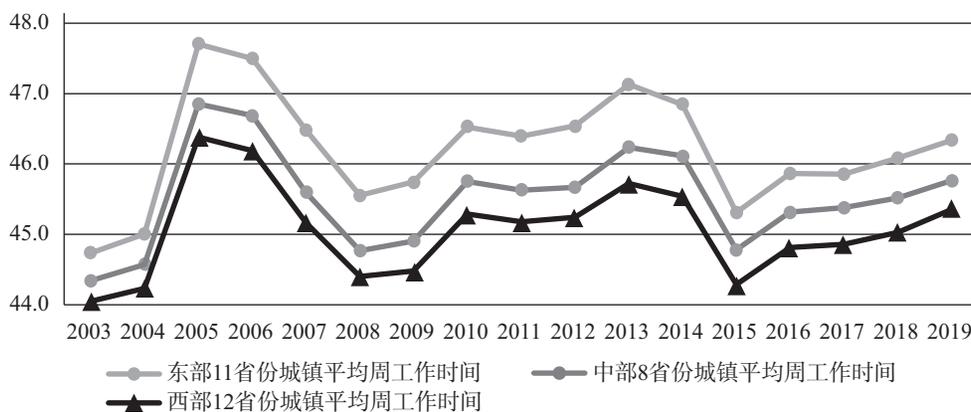


图5 2003—2019年中国东中西部省份城镇居民平均工作时间均值(小时)变化趋势

数据来源: 依据历年《中国劳动统计年鉴》数据计算得到。

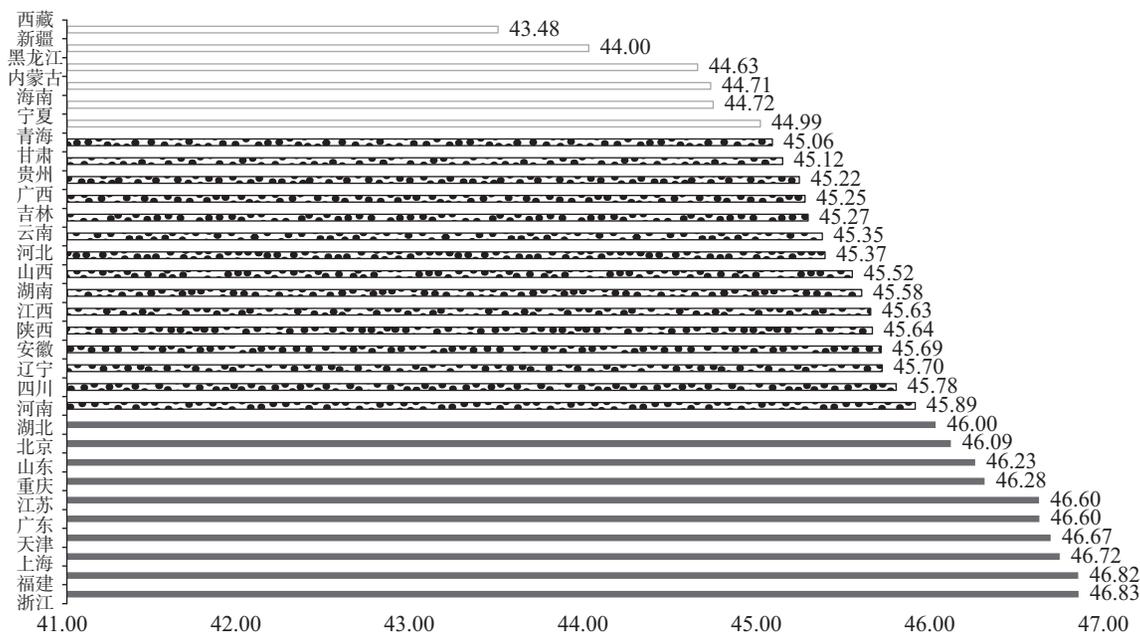


图6 2003—2019年中国各省份城镇居民工作时间(小时)对比(17年均值)

数据来源: 依据历年《中国劳动统计年鉴》数据计算得到。

综上所述, 21世纪以来中国城镇各产业工作时间的变化以及就业结构的变化导致了我国整体城镇居民工作时间的波动, 而各省份产业与就业结构发展速度的差异性直接导致了劳动者工作时间产生了省份间横向差异。这就给了关于各省份工作时间(或说闲暇)与消费关系的实证研究一个很好的自变量变化范围。

五、实证研究

下文将利用中国31省份2003—2019年省级面板数据, 在控制其他影响消费变量的前提下, 详细考察各省份城镇平均工作时间、人均可支配收入与居民消费水平及结构的关系。

如本文理论模型所述, 近年中国城镇居民平均工作时间的内生增加对消费的影响可能包含直接与间接

两种方式。直接影响是工作时间增加或者说闲暇减少导致居民可支配的消费时间下降, 可能导致消费下降; 间接影响则是通过收入中介渠道, 即工作时间增加可能导致收入增加, 而收入增加对消费产生正向收入效应。因此, 采用部分中介效应模型是较为合适的实证思路。

(一) 工作时间与人均消费支出

Baron和Kenny(1986)^[45]最早提出了逐步回归法来检验中介效应。其基本步骤包括: (1) $Y=cX+\varepsilon_1$; (2) $M=aX+\varepsilon_2$; (3) $Y=c'X+bM+\varepsilon_3$ 。首先, 以关键解释变量X对被解释变量Y进行回归, 若回归系数c显著, 说明存在主效应, 但回归系数c显著与否并不是判断中介效应是否存在的前提。例如, 若存在两个以上方向相反的中介渠道, 或是存在方向相反

的直接作用与中介渠道，则也有可能导致主效应并不能被观测到 (Shrout 和 Bolger, 2002^[46]; Preacher 和 Hayes, 2008^[47])。其次，将关键解释变量 X 对中介变量 M 进行回归，若回归系数 a 显著，说明关键解释变量对中介变量有影响。最后，将关键解释变量 X 和中介变量 M 同时对被解释变量进行回归，若中介变量 M 的回归系数 b 显著，且满足上述两个条件，则证明存在中介效应。此外，进一步观察 X 的回归系数 c' ，若 c' 显著说明该中介是部分中介 (即 X 除了通过 M 外，自身还基于其他机制直接影响被解释变量)，若不显著说明是完全中介。基于此思路，显然本研究的被解释变量是城镇居民人均消费，关键解释变量是工作时间，中介变量是人均收入 (即“工作时间—收入—消费”渠道，另外工作时间变化除了通过影响收入以外还同时导致居民消费时间降低直接负向影响消费)。鉴于此，给出三阶段的部分中介效应验证模型如下 ($cons$ 为常数)。

主效应：

$$\text{人均消费}_{it} = cons + c \text{ 工作时间}_{it} + \beta_i \sum C_{it} + T + I + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

解释变量对中介变量：

$$\text{人均收入}_{it} = cons + a \text{ 工作时间}_{it} + \beta_i \sum C_{it} + T + I + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

中介效应：

$$\text{人均消费}_{it} = cons + c' \text{ 工作时间}_{it} + b \text{ 人均收入}_{it} + \beta_i \sum C_{it} + T + I + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{其中，工作时间}_{it} = \sum_{r=1}^{19} T_{it} \beta_{ir} \quad (4)$$

其中，被解释变量人均消费_{it}为各省份 2003—2019 年城镇居民人均消费支出 (元/年) 的对数。关键解释变量工作时间_{it}为各省份各年城镇居民平均工作时间，是将各年各行业平均工作时间以当地当年各行业工作人数占比为权重加权得到，其具体含义见式 (4)，其中 T_{it} 为《中国劳动统计年鉴》公布的中国各年城镇各行业平均工作时间，权数 β_{ir} 则表示各省份各年城镇各行业就业人数占比。人均收入_{it}则是各省份各年城镇居民人均可支配收入对数。 C_{it} 为根据以往文献采纳的其他控制变量集合，详见表 1。 T 与 I 分别是时间固定效应与地区固定效应。表 3 与表 4 简述了模型变量的含义、数据来源与描述性统计特征。表 5 分别给出了中介效应模型三阶段的 OLS 回归结果 (各阶段模型的第一列)。

表 3 模型变量描述与说明简表

	变量中文名称	变量描述	数据来源
被解释变量	人均消费	各省份各年城镇居民人均消费支出 (元/年) 的对数	国家统计局
关键自变量	工作时间	各省份各年城镇居民周平均工作时间 (小时/周)	根据 (中国劳动统计年鉴) 数据计算
控制变量	人均收入	各省份各年城镇人均可支配收入 (元/年)，对数形式	国家统计局
	老人比重	各省份各年老年人口抚养比，百分点	国家统计局
	儿童比重	各省份各年少年儿童人口抚养比，百分点	国家统计局
	教育水平	各省份各年抽样调查大专以上学历人口比重，百分点	国家统计局
	性别结构	各省份各年人口性别结构，男性/女性×100	国家统计局
	房价收入比	城镇房价收入比，城镇住宅商品房价格×80/城镇居民人均可支配收入×2	国家统计局
	经济开放度	经济开放度，各省份各年货物贸易总额/GDP，百分点	国家统计局
	物价水平	各省份各年定基消费物价指数 (2000=100)	国家统计局

表 4 各变量描述性统计特征

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
人均消费	527	9.493	0.504	8.500	10.735
工作时间	527	45.595	1.101	42.799	48.487
人均收入	527	9.852	0.550	8.784	11.210
老人比重	527	13.111	3.075	6.700	23.800

续前表

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
儿童比重	527	24.154	7.018	9.600	44.700
教育水平	527	10.702	7.082	0.820	50.490
性别结构	527	104.231	3.875	92.250	123.170
房价收入比	527	9.127	2.986	4.754	23.597
经济开放度	527	31.259	37.190	1.278	171.12*
物价水平	527	129.474	18.314	98.106	187.063

表 5 工作时间与人均消费支出的中介效应回归 (OLS 与工具变量回归)

变量	主效应		工作时间→人均收入		中介效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	IV 回归	OLS	IV 回归	OLS	IV 回归
	人均消费	人均消费	人均收入	人均收入	人均消费	人均消费
工作时间	0.003 (0.011)	0.007 (0.021)	0.020*** (0.006)	0.082*** (0.018)	-0.018** (0.008)	-0.082*** (0.021)
人均收入					1.054*** (0.061)	1.043*** (0.061)
老人比重	0.003 (0.002)	0.008*** (0.003)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.002)	0.010*** (0.002)
房价收入比	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)			0.006** (0.002)	0.001 (0.002)
教育水平	-0.003 (0.002)	0.008*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.009*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.002 (0.002)
儿童比重	0.004** (0.001)	-0.003*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.001 (0.001)	0.002* (0.001)	-0.004*** (0.001)
性别结构	-0.002* (0.001)	0.003 (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.002* (0.001)	0.001 (0.001)	0.005*** (0.001)
经济开放度	0.001*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.003*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001** (0.000)
物价水平	0.007*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)
常数项	7.934*** (0.521)	8.197*** (0.969)	7.949*** (0.314)	5.883*** (0.803)	-0.458 (0.634)	2.213*** (0.541)
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	NO	YES	NO	YES	NO
C-D-W F 统计量		83.695		71.009		63.640
K-P-W F 统计量		82.804		56.676		58.890
Stock-Yogo10% IV		16.38		16.38		16.38
样本数	527	527	527	527	527	527
R-squared	0.681	0.556	0.424	0.673	0.791	0.676

从表 5 中介效应模型三个步骤 (OLS 方法) 可以清晰地看到, 工作时间—收入—消费的中介渠道显

著。具体而言, 平均工作时间的增加显著正向提升了当地居民的人均收入。同时, 在人均收入与工作时间

都进入模型,人均收入系数显著为正的前提下,工作时间系数仍然显著为负,证明是部分中介效应,即工作时间还通过其他原因(例如本文提出的通过降低居民可支配消费时间)来负向影响了人均消费支出。这充分显示了近年中国城镇平均工作时间增加对消费的两面性影响。而正由于工作时间的增加对消费的影响存在不同方向的直接与间接影响,导致主效应并未被观测到,这并不能否认中介效应的存在(Shrout 和 Bolger, 2002^[46]; Preacher 和 Hayes, 2008^[47])。具体数值上,由于第二步“工作时间→人均收入”模型中工作时间对收入的系数显著,第三步“中介效应模型”中收入对消费的影响也显著,且通过了证明式(2)、式(3)中 $ab \neq 0$ 的 Sobel 检验(表中略过),因此我们仍然可以依据表5模型(3)与模型(5)计算出工作时间对消费的总效果为“ $0.02 \times 1.054 - 0.018 = 0.003$ ”,与列(1)的总效应相同,可见工作时间对消费两个相反方向的影响幅度非常接近,工作时间变化对人均消费额的总体效应并不显著。

(二) 稳健性检验: 工具变量回归

考虑到作为被解释变量的人均消费以及关键解释变量的平均工作时间有可能互为因果,即工作时间可能影响消费,但消费水平也影响居民工作时间配置,可能存在内生性问题,利用普通 OLS 方法回归(即使用固定效应模型)可能使得估计量有偏,因此考虑使用工具变量方法进行两阶段最小二乘回归。鉴于本文构造的各省份平均工作时间相当程度上反映的是各行业工作时间的变化,以及各省份产业结构与就业结构升级的趋势,因此我们构造工具变量各省份“经济地理偏离度” $Geogra_i$ 。其计算方法为: $Geogra_i =$

$\ln(Dis_i) \times \ln(Elevation_i)$, 其中 Dis 是各省份省会城市至香港、天津港、上海港这3个港口的直线距离最近值(公里,数据来自百度地图测距)。由于中国经济发展与产业升级受改革与对外开放影响很大,产业与就业结构的升级从地理特征上来看是从沿海先开始发散至内地,尤其是从天津港、上海港、香港这三个南北开放大枢纽,各省份省会离其的最近距离便影响了当地产业与就业结构从而影响平均工作时间。而 $Elevation$ 则为各省份省会城市海拔高度(米,数据搜集自网络^①),海拔高度影响了当地居民生活与就业的时间特点,就中国实际情况而言,海拔越高,越不宜长时间工作或发展需要长时间工作的产业,从而影响当地平均工作时间。从前文图6“2003—2019年中国各省份城镇居民工作时间对比”及散点图(2019年)便可看出距主要港口最近距离与海拔两者(以及二者构造的“经济地理偏离度”)对当地工作时间的较强负相关关系。且理论上两个地理变量构造的工具变量“经济地理偏离度”并不直接影响居民消费,而是通过影响当地工作时间间接影响消费。

我们以外生变量“经济地理偏离度”作为工具变量进行了两阶段最小二乘回归,中介效应各阶段模型的工具变量回归第二阶段结果见表5的(2)、(4)、(6)列(注,由于工具变量是地理变量,不随时间变化而变化,回归中不能控制地区固定效应)。K-P-Wald 及 C-D-Wald 两个 F 统计量均远大于10%水平的 Stock-Yogo weak ID test 临界值,可见本文构造的“经济地理偏离度”是工作时间的强工具变量。使用工具变量回归后,发现各阶段模型的关键变量显著性与 OLS 回归十分一致,结论是较为稳健的。

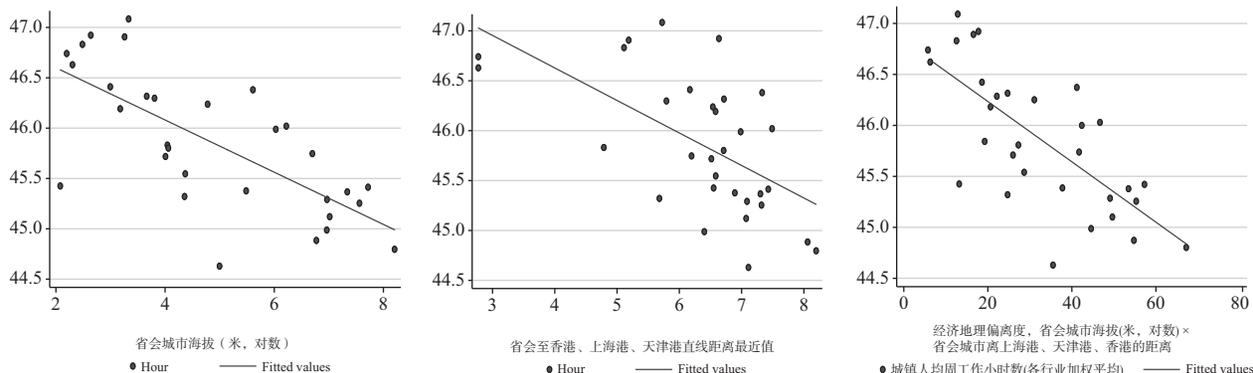


图7 2019年中国各省份省会至香港/上海港/天津港距离(左图)、海拔(中图)、经济地理偏离度(右图)与平均工作时间

① 资料来源: https://www.sohu.com/a/384099867_120047347。

(三) 工作时间与人均消费率

上文分析是基于工作时间对人均消费支出绝对值的影响，发现城镇居民工作时间的增加一方面通过增加收入间接增加了居民人均消费，但另一方面也直接降低了消费，总体效果并不显著。本文还使用消费相对值——城镇居民人均消费率（百分点），即城镇居

民人均消费支出/城镇居民人均可支配收入×100 作为被解释变量进行考察。工作时间对于消费率的影响可能比对绝对值的消费额的影响更有意义。将被解释变量换为城镇居民消费率，其余控制变量不变，OLS 与工具变量 2SLS 的回归结果如表 6 所示。

表 6 工作时间与人均消费率的中介效应回归 (OLS 与工具变量回归)

变量	主效应		工作时间→人均收入		中介效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
	人均消费率	人均消费率	人均收入	人均收入	人均消费率	人均消费率
工作时间	-1.067** (0.521)	-5.913*** (1.140)	0.020*** (0.006)	0.082*** (0.018)	-1.166** (0.528)	-6.279*** (1.447)
人均收入					4.594 (3.856)	4.296 (4.259)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	NO	YES	NO	YES	NO
C-D-W F 统计量		83.695		71.009		63.640
K-P-W F 统计量		82.804		56.676		58.890
Stock-Yogo 10% IV		16.380		16.380		16.38
样本数	527	527	527	527	527	527
R-squared	0.314	0.479	0.424	0.673	0.351	0.459

从表 6 的回归结果来看，无论 OLS 或是工具变量回归，工作时间增加对消费率的总体效果都显著为负，其中包含了两个方向：首先，工作时间增加通过降低闲暇或者说可消费时间直接降低消费率，例如从模型 (5) 的结果来看，工作时间上升 1 个单位，人均消费率显著下降 1.166 个单位。其次，从工作时间-收入-消费渠道的中介效应来看，工作时间增加显著增加了当地居民人均收入，但人均收入的增加并未能显著增加当地居民的消费率。该现象并不难理解，与消费支出绝对值不同，边际消费倾向并非一直随收入增加递增，到达一定程度后会不相关甚至递减。而工作时间仍然基于收入以外的其他原因（例如降低可支配消费时间）直接显著负向影响居民消费率，这使得工作时间增加对于消费率的总效应同样显著为负。

综上，中介效应模型说明了考察期内中国城镇居民工作时间-收入-消费额/消费率的部分中介作用，我们发现，从消费额来看，居民工作时间的普遍增加一方面通过增加收入而增加了消费额，另一方面由于居民闲暇时间的减少直接降低消费额，导致工作时间

增加对人均消费额的总体影响并不明显。而从消费率来看，由于收入上升导致的消费率提升并不显著，无法抵消闲暇时间下降导致的消费率降低，导致近年工作时间增加显著拉低了我国城镇居民的人均消费率。

(四) 产品异质性

如理论部分所述，工作时间的内生增加或者说闲暇的外生减少对不同消费品的影响应有所差异，其总效应具体取决于各类消费基于“工作时间增加使得闲暇减少所直接导致的消费下降”，以及“工作时间增加导致收入增加从而间接引起的消费上升”两者的合力。下面依据国家统计局对城镇消费结构的分类，分别考察各省份 2003—2019 年城镇居民平均工作时间变化对于不同类型产品消费水平的影响。对应的被解释变量分别为城镇居民的：(1) 人均食品烟酒消费支出对数“食品消费”；(2) 人均衣着消费支出对数“服装消费”；(3) 人均居住消费支出对数“居住消费”；(4) 人均生活用品及服务消费支出对数“生活用品”；(5) 人均交通通信消费支出对数“交通通信”；(6) 人均教育文化娱乐消费支出对数

“文教娱乐”；(7) 人均医疗保健消费支出对数“医疗保健”(第八类“其他消费”未列入)。原始数据单位均为元/年,数据来源为国家统计局。基于工具

变量、中介效应模型的分类型回归结果如表7所示。各类消费模型的中介效应第二步工作时间对收入的回归与前文表5、表6的列(4)均相同,不再单独列出。

表7 工作时间与城镇居民不同种类消费支出水平(工具变量回归)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(5)	(7)	(8)
被解释变量	食品消费	食品消费	服装消费	服装消费	居住消费	居住消费	交通通信	交通通信
类别	总效应	中介效应	总效应	中介效应	总效应	中介效应	总效应	中介效应
工作时间	-0.043 (0.026)	-0.132*** (0.030)	-0.170*** (0.041)	-0.274*** (0.055)	0.225*** (0.034)	0.185*** (0.037)	-0.017 (0.048)	-0.166*** (0.054)
人均收入		1.050*** (0.089)		1.230*** (0.160)		0.472*** (0.128)		1.750*** (0.148)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
C-D-W F 统计量	83.70	63.64	83.70	63.64	83.70	63.64	83.70	63.64
K-P-W F 统计量	82.80	53.89	82.80	53.89	82.80	53.89	82.80	53.89
Stock-Yogo 10% IV	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38
样本数	527	527	527	527	527	527	527	527
R-squared	0.695	0.717	0.583	0.562	0.753	0.761	0.689	0.725
模型	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)		
被解释变量	生活用品	生活用品	文教娱乐	文教娱乐	医疗保健	医疗保健		
类别	总效应	中介效应	总效应	中介效应	总效应	中介效应		
工作时间	0.117*** (0.036)	0.062 (0.044)	0.051** (0.025)	-0.118 (0.047)	0.046 (0.040)	0.047 (0.051)		
人均收入		0.655*** (0.138)		0.621*** (0.130)		-0.013 (0.146)		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES		
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES		
地区固定	NO	NO	NO	NO	NO	NO		
C-D-W F 统计量	83.70	63.64	83.70	63.64	83.70	63.64		
K-P-W F 统计量	82.80	53.89	82.80	53.89	82.80	53.89		
Stock-Yogo 10% IV	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38		
样本数	527	527	527	527	527	527		
R-squared	0.718	0.732	0.691	0.706	0.703	0.703		

从总效应来看,考察期内工作时间增加造成了各省份人均居住、文教娱乐和生活用品三类消费支出的显著增加。其中生活用品与服务和文教娱乐消费的增加都是基于工作时间增加导致的收入增加所间接引起的消费上升幅度较大且较为显著,而闲暇下降直接导致的相应消费减少并不明显,致使总效应显著为正。而居住消费的增加则是一方面基于收入上升的间接推动,一方面闲暇减少也直接造成了居住消费的增加

(这是所有消费品中唯一工作时间增加直接显著造成消费增加的),可能是由于工作时间较长的地区居民住房支出(例如租房支出)更高的原因。

相反地,考察期内工作时间增加造成了各省份人均服装消费支出显著下降。其原因是工作时间增加导致闲暇下降所直接造成的服装消费减少幅度(-0.274)远高于收入增加间接带来的服装消费增长(0.082×1.230=0.101)。可见目前服装消费是属

于较为耗时的消费类型（例如大量消费者愿意花费大量时间去商场亲自挑选服装服饰），而工作时间的增加使得这类消费被显著压缩。

考察期内工作时间增加对于其他3种消费，包括食品、交通通信、医疗保健的总效应并不显著，要么是工作时间-收入-消费的间接正向效应与闲暇减少导致的直接负向效应相互抵消（食品、交通通信消费），要么是两个方向的影响均不显著（医疗保健消费）。

（五）收入异质性

从本文理论模型中可以看到，不同收入水平的劳动者（包括代表高收入劳动者的“趋闲阶层”以及代表中低收入劳动者的“打工者”）由于工资率与

非工资收入占比不同，受到工作时间外生增加导致对普通产品Q的消费额变化可能有所差别。鉴于此，模型中加上人均可支配收入与工作时间的交叉项“人均收入_工作时间”，用来考察人均可支配收入如何影响工作时间对于人均消费支出的不同冲击程度。考虑到工作时间本身会影响人均收入，交叉项中的人均收入取各省份17年平均值，一方面排除时间趋势的影响，一方面消除共线性。类似于以人均收入水平对31省份排序。该模型的实证结果如表8所示（使用“经济地理偏离度”“人均收入_经济地理偏离度”分别作为“工作时间”以及“人均收入_工作时间”的工具变量），表中不同模型所取的控制变量数量有所差异。

表8 收入对工作时间与消费关系的调节效应（工具变量回归）

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	人均消费	人均消费	人均消费	人均消费	人均消费
工作时间	-0.267*** (0.040)	-0.269*** (0.032)	-0.268*** (0.034)	-0.248*** (0.038)	-0.223*** (0.033)
人均收入_工作时间	0.022*** (0.002)	0.022*** (0.002)	0.022*** (0.002)	0.021*** (0.002)	0.022*** (0.001)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	NO	NO	NO	NO	NO
C-D-W F 统计量	30.857	41.096	32.200	37.731	36.308
K-P-W F 统计量	25.813	38.089	27.092	24.632	21.290
Stock-Yogo 10% IV	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03
样本数	527	527	527	527	527
R-squared	0.773	0.773	0.773	0.774	0.774

从回归结果可见，加入“收入_时间”交叉项后，人均可支配收入与工作时间交叉项符号显著为正，说明收入水平对消费具有显著调节作用，即尽管工作时间增加对消费起到了负向作用，但人均可支配收入水平越高，工作时间增加对于消费的正向补偿效应越大。从数值上看，根据列（1）可得 ∂ 人均消费/ ∂ 工作时间 = $-0.267 + 0.022 \times$ 人均收入。这在理论上也可以理解，如同本文图2及理论模型中所解释的一样，工作时间增加对消费的影响一方面是直接导致可支配闲暇与消费时间下降，从而直接导致消费降低，但另一方面也会通过增加收入而提升消费。由于高收入人群单位时间工资率比普通劳动者更高，其工作时间外生增加将使得其收入的增加幅度明显高于普通人群，能支持更多消费。同时高收入人群具有相对更高

的非工资收入比重，本身闲暇就比相对倾向选择长时间工作的低收入人群更高，因此闲暇时间降低对高收入人群消费的约束不明显。

六、研究结论与政策建议

（一）研究结论

综上，本研究通过整理与分析中国21世纪后城镇居民工作时间与人均消费的面板数据，利用理论模型与实证研究方法考察了工作时间、收入、消费三者之间的理论与实际关联。得出的研究结论整理如下：

第一，2001—2019年中国整体城镇居民平均工作时间呈现波动中上升的趋势。城镇各行业工作时间的普遍增加与城镇就业结构的变化是导致近年中国整体城镇居民平均工作时间增加的主要原因。而随第二

产业，即主要是工作时间较长的制造业就业比重继续下降，同时以教育业、公共管理、金融业等为代表的工作时间较短的第三产业行业就业比重的上升，未来城镇居民平均工作时间有可能出现下降。

第二，利用2003—2019年31省份面板数据的实证研究发现，从消费支出绝对值来看，近年城镇居民平均工作时间增加，一方面基于收入效应提高了当地居民人均收入，进而间接地正向促进人均消费支出，另一方面则基于降低可支配消费时间等原因直接抑制了人均消费，两者的总效应并不显著。但从消费支出的相对量即人均消费率来看，由于收入上升导致的消费率提升并不显著，无法抵消闲暇时间下降导致的消费率降低，导致近年工作时间增加显著拉低了城镇居民的人均消费率。

第三，从具体消费产品种类来看，不同种类消费均受工作时间的影 响，但程度存在差异。考察期内工作时间增加造成了各省份人均居住、文教娱乐和生活用品消费支出的显著增加、人均服装消费支出显著下降，对食品、交通通信、医疗保健消费的总效应并不显著。另外，人均收入对工作时间对于所有产品或服务消费的负向影响都起到了调节作用，人均可支配收入水平越高，工作时间增加对于消费的正向补偿作用越大。

（二）政策建议

第一，正确认识21世纪后城镇平均工作时间增加对消费的双向作用。在弹性工作制尚未普及的背景下，近年城镇居民平均工作时间的增加更多属于经济增长与产业、就业结构升级带来的外生变化，其一方面通过增加居民收入促进消费，另一方面也降低了可支配消费时间抑制了消费。政府及相关部门既不能过度强调工作时间对消费的促进作用而任由企业强制要求劳动者过度加班，同时也不能单纯为增加闲暇和消费时间而强制企业实行更短的工作时间。

第二，扩大居民消费应遵循“增加单位时间收

入”的原则。本研究证明了收入对于工作时间影响消费的程度具有显著调节效应，因此就扩大内需而言，政府应明确“有钱且有闲”才是促进消费的最正确途径，虽然“有闲”可能造成工作时间下降和收入下降，但收入并非仅由工作时间决定，二者并非完全矛盾。政府一方面应当设法“在不减少闲暇的条件下尽可能增加居民收入”，例如在严格保障城镇劳动者的休息权利，禁止企业主要求劳动者进行违反《劳动法》的过长加班活动的同时，以其他途径如降低税负、消费补贴、低收入补贴等方法增加广大劳动者收入；另一方面则应设法“在不减少居民收入的前提下尽可能增加闲暇和可支配消费时间”，例如鼓励并监督企业完善并落实劳动者带薪年假制度，在不减少收入的前提下增加员工可自由支配劳动闲暇时间。同时积极尝试对法定节假日的天数及年内分布方面进行合理创新以增加消费机会，如进行节假日年内分布结构调整（例如避免长假过于集中在五一、十一，导致的拥堵反而不利于扩大消费）。另外，在收入与闲暇时间均已不能改变的前提下，也可尝试通过积极发展电子商务与手机/网络购物平台来降低城镇居民消费需要的时间，从而增加单位闲暇时间可产生的消费机会。

第三，尝试探索推广弹性工作时间制度。本文理论模型发现，企业用工规则或社会经济结构的变化给劳动者规定的工作时间无论低于或高于其最优化水平，均会带来不同类型消费者效用水平的被动下降。应当允许劳动者根据自身情况弹性选择工作时间，例如允许打工族在适度范围内进行加班，也允许趋闲阶层在适度范围内减少工作时间以实现其效应最大化。当前湖北宜昌、湖北利川、甘肃兰州与陇南、浙江嵊州、内蒙古呼伦贝尔等省市已经开始推出每周2.5天弹性休假制度，就扩大消费而言是一个有益的尝试。^①但其关键必须保障劳动者在规定范围内“自由选择”工作时间的权利。

参考文献

- [1] Modigliani F, Brumberg R. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross Section Data [J]. Post Keynesian Economics, New Brunswick: Rutgers University Press, 1954: 388-436.
- [2] Friedman M A. Theory of the Consumption Function [M]. Princeton: Princeton University Press, 1957.
- [3] Muth J F. Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts [J]. Journal of American Statistical Association, 1960, 55 (290): 299-306.
- [4] Lefl N H. Dependency Rates and Savings Rates [J]. The American Economic Review, 1969, 59 (5): 886-896.

^① 资料来源：网易新闻，<https://news.163.com/20/0720/19/F10KF6NV00018990.html>。

- [5] Leibfritz W, Roseveare D. Aging Populations and Government Budgets [J]. OECD Observer, 1995, 18 (12): 5399-5414.
- [6] Leland H E. Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1968, 82 (3): 465-473.
- [7] 苏良军, 何一峰, 金赛男. 中国城乡居民消费与收入关系的面板数据协整研究 [J]. 世界经济, 2006 (5): 65-72.
- [8] 张邦科, 邓胜梁, 陶建平. 持久收入假说与我国城镇居民消费 [J]. 经济科学, 2011 (5): 56-62.
- [9] 王曦. 当期收入还是永久收入: 转型时期中国居民消费模式的检验 [J]. 世界经济, 2002 (12): 47-54.
- [10] 葛成, 刘震. 我国城镇居民收入结构变化与刺激消费的政策选择 [J]. 经济学动态, 2010 (4): 70-72.
- [11] 韩松, 杨春雷. 我国城镇居民非预期收入对消费影响的实证分析 [J]. 经济理论与经济管理, 2009 (6): 24-29.
- [12] 臧旭恒, 陈浩. 习惯形成、收入阶层异质性与我国城镇居民消费行为研究 [J]. 经济理论与经济管理, 2019 (5): 20-32.
- [13] Lise J, Sudo N, Suzuk M, Yamada K, Yamada T. Wage, Income and Consumption Inequality in Japan, 1981-2008: From Boom to Lost Decisions [J]. Review of Economic Dynamics, 2014, 17 (4): 582-612.
- [14] Aguiar M, Bills M. Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality? [J]. American Economic Review, 2015, 105 (9): 2725-2756.
- [15] 陈志刚, 吕冰洋. 中国城镇居民收入和消费不平等的构成及其关系 [J]. 经济理论与经济管理, 2016 (12): 32-45.
- [16] 郑志浩, 高颖, 赵殷钰. 收入增长对城镇居民食物消费模式的影响 [J]. 经济学 (季刊), 2015 (10): 263-286.
- [17] Knight P. Risk, Uncertainty and Profit [M]. New York: Columbia University Press, 1921.
- [18] Robbins L. On the Elasticity of Demand for Income in Terms of Effort [J]. Economica. 1930, 6 (29): 123-129.
- [19] Feather P M, Shaw W D. The Demand for Leisure Time in the Presence of Constrained Work Hours [J]. Economic Inquiry, 2000, 38 (4): 651-661.
- [20] Houston Jr R G, Wilson D P. Income, Leisure and Proficiency: An Economic Study of Football Performance [J]. Applied Economic Letters, 2002, 9 (14): 939-943.
- [21] Kawaguchi D, Lee J, Hamermesh D S. A Gift of Time [J]. Labour Economics, 2013, 24 (6): 205-216.
- [22] Cassar L, Meier S. Nonmonetary Incentives and the Implications of Work as a Source of Meaning [J]. Journal of Economic Perspectives, 2018, 32 (3): 215-238.
- [23] Whiting W, Hannam K. Creativity, Self-expression and Leisure [J]. Leisure Studies, 2015, 34 (3): 372-384.
- [24] Becker G S. A Theory of the Allocation of Time [J]. Economic Journal, 1965, 75 (299): 493-517.
- [25] Gordon R J. Controversies about Work, Leisure, and Welfare in Europe and the United States [M]//Phelps E S, Sinn H W. Perspectives on the Performance of the Continental Economies, MIT Press, 2011.
- [26] Autor D, Houseman S. Do Temporary Help Jobs Improve Labor Market Outcomes for Low-Skilled Workers [J]. Applied Economics, 2010, 2 (3): 96-128.
- [27] Bryson A. Do Temporary Agency Workers Affect Workplace Performance [J]. Journal of Productivity Analysis, 2013, 39 (2): 131-138.
- [28] Bosch M, Raymundo R M C. The Trade-offs of Welfare Policies in Labor Markets with Informal Jobs: The Case of the Seguro Popular Program in Mexico [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2014, 6 (4): 71-99.
- [29] 张旭昆, 徐俊. 消费的闲暇时间约束模型与假日经济现象 [J]. 经济评论, 2001 (5): 45-49.
- [30] 郭鲁芳. 休闲消费的经济分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2004 (4): 12-21.
- [31] 郭鲁芳. 时间约束与休闲消费 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006 (2): 118-125.
- [32] 卿前龙, 吴必虎. 闲暇时间约束下的休闲消费及其增长 [J]. 杭州师范大学学报, 2009 (5): 89-94.
- [33] 魏翔, 吕腾捷. 闲暇时间经济理论研究进展 [J]. 经济学动态, 2018 (10): 131-144.
- [34] 李萍. 新生代农民工闲暇活动的结构性制约 [J]. 人口与发展, 2017 (5): 99-112.
- [35] 魏翔. 基于闲暇时间—效用函数的居民消费研究 [J]. 经济科学, 2006 (4): 103-113.
- [36] 魏翔、惠普科. 闲暇时间与消费增长 [J]. 财贸经济, 2007 (11): 82-88.
- [37] 陈海达, 汪斌, 钟晶晶. 时间、收入与消费选择 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006 (2): 108-116.
- [38] 栾惠德. “假日经济”与居民消费——来自季节调整的证据 [J]. 当代经济科学, 2007 (5): 89-94.
- [39] 李国栋. 消费者购买行为的假日效应 [J]. 财经论丛, 2014 (9): 82-89.
- [40] 王琪延, 韦佳佳. 休假天数对旅游消费的影响研究 [J]. 浙江大学学报 (人文社会科学版), 2019 (3): 155-167.
- [41] 李宏彬, 施新政, 吴斌珍. 中国居民退休前后的消费行为研究 [J]. 经济学 (季刊), 2014 (4): 117-134.
- [42] 邹红, 喻开志. 退休与城镇家庭消费: 基于断点回归设计的经验证据 [J]. 经济研究, 2015 (1): 124-139.
- [43] 赵昕东, 王昊. 退休对家庭消费的影响 [J]. 武汉大学学报 (哲社版), 2018 (1): 167-174.
- [44] 任明丽, 孙琦. 退休与家庭旅游消费——经济状况与闲暇时间的调节作用 [J]. 南开管理评论, 2020 (1): 4-17.
- [45] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [46] Shrout P E, Bolger N. Mediation in Experimental and Nonexperimental Studies: New Procedures and Recommendations [J]. Psychological Methods, 2002, 7 (4): 422-425.
- [47] Preacher K J, Hayes A F. Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models [J]. Behavior Research Methods, 2008, 40 (3): 879-891.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

交通发展、时空溢出与雾霾污染

Traffic Development, Space-time Spillover and Haze Pollution

盛晓菲

SHENG Xiao-fei

[摘要] 当前,虽然“黑云压城”式雾霾污染状况得到一定缓解,但是雾霾污染时空溢出并未完全消除,实现与经济高质量发展相匹配的城市空气污染协同治理,仍然是“十四五”期间城市治理中面临的重大难题。笔者基于274个地级市层面的PM_{2.5}浓度数据,采用动态空间面板模型和极大似然估计方法,在同时考虑雾霾污染时间滞后效应和空间滞后效应的条件下,对交通发展如何影响城市雾霾溢出效应进行研究。结果表明:动态空间杜宾模型能够在雾霾自身时空溢出的基础上,更为有效地衡量交通发展对雾霾污染的影响;整体上,交通发展投入通过空间溢出效应显著负向地影响了周围地区,而交通发展产出则正向地促进了周边地区的雾霾污染水平;随着地理距离的增加,交通发展投入对雾霾的溢出效应表现为“U型”,而交通发展产出对雾霾空间溢出及雾霾污染自身的时空溢出表现出“倒U型”结构;为有效降低污染时空溢出效应,地方政府应做好针对雾霾治理长期攻坚战准备,在大力促进交通发展水平的同时,努力优化交通运输结构,有效开展区域联防联控,促进产业结构优化升级、合理引进外资和技术研发投入的分配比例。

[关键词] 交通发展 雾霾污染 时空溢出效应 交通结构

[中图分类号] F062.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 04-0096-10

Abstract: At present, although the haze pollution situation of “black clouds pressing the city” has been alleviated to some extent, the temporal and spatial spillover of haze pollution has not been completely eliminated. It is still a major problem in the urban governance during the “14th Five Year Plan” period to realize the coordinated governance of urban air pollution matching with high-quality economic development. Based on 274 municipal level and city level PM_{2.5} data, the dynamic space panel model and maximum likelihood estimation method are used to study the effect of traffic development on the haze spillover effect under the condition of the time lag effect and the spatial lag effect of haze pollution. The results show that: the dynamic space SDM can measure the haze pollution more effectively on the basis of the time and space spillover of haze; the traffic development not only effectively reduces the haze pollution in the local area, but also affects the surrounding area by the space spillover effect; with the increase of geographical distance, the spatial spillover of haze pollution shows a “inverted U” structure, and the spillover effect of traffic development on haze is “U”. In order to effectively reduce the spatio-temporal spillover effect of pollution, preparations should be made for long-term combat against haze pollution, try to optimize the transportation structure. While vigorously promoting the level of transportation development, we should effectively implement regional joint prevention and control, promote the optimization and upgrading of industrial structure, and rationally introduce foreign investment and the allocation of technological R&D investment.

Key words: Traffic development Haze pollution Spillover effect of time and space Traffic structure

[收稿日期] 2021-11-08

[作者简介] 盛晓菲,女,1992年11月生,北京大学光华管理学院博士研究生,研究方向为国民经济学,联系方式为285435426@qq.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

近年来,我国城市雾霾污染问题越来越受到公众的关注。在2015年年底的跨区域污染中,雾霾污染面积覆盖到了53万平方公里,京津冀及中原地区的多个城市PM_{2.5}出现爆表现象,北京35个监测站甚至一度出现23个达到了六级严重污染现象。雾霾污染流动性很大,受自然和经济因素的影响,表现出显著的空间溢出性和区域传输特征(梁伟等,2017^[1];向垚和宋德勇,2015^[2])。从浙江省金华市环保局组织实施的市区大气环境污染PM_{2.5}解析中可知,金华市区PM_{2.5}来源中扬尘污染占比为20%,其他污染源占比为31%,而区域传输污染则高达49%。因此,深入研究区域间雾霾污染的溢出效应,弄清楚雾霾空间传输的主要影响因素,对于推进雾霾污染的协同治理具有重要的意义。

那么,是什么因素影响了区域间污染的传递或城市间的溢出呢?我们认为城市交通发展及其对区域雾霾污染在时间和空间上的溢出效应可能是重要的影响因素。首先,城市雾霾污染往往会受到上一期污染水平的影响,在时间序列关系上可能会表现出显著的依赖特征;其次,受风速和湿度等自然因素的影响,雾霾污染也往往可能会在地理空间上表现出明显的空间溢出;最后,交通发展作为城市间经济联系和互动的纽带,往往能够在促进区域雾霾污染的时空溢出效应方面发挥重要作用,也可能是城市间雾霾污染的重要传输途径。因此,有必要深入探讨城市交通发展对区域雾霾时空溢出效应的影响,进一步加深对雾霾区域传输效应的理解和讨论。

具体而言,在雾霾污染溢出效应的影响因素中,上一期雾霾污染水平是否会通过时间依赖特征加剧当期雾霾污染状况,表现出时间溢出效应?周边地区的雾霾污染水平整体上是否影响了本地区的雾霾污染,表现出空间溢出效应?道路交通发展作为城市间经济联系的纽带,是否在促进企业和产业经济有序发展的同时造成了严峻的雾霾污染空间溢出状况呢?综合上述问题分析,本文利用2005—2014年274个地级以上城市的气溶胶学厚度(AOD)数据,在充分考虑雾霾的时空溢出特征的基础上,基于双向固定的杜宾模型对我国交通发展、时空溢出及雾霾污染的影响进行研究,探讨溢出效应随地理距离延伸的演变规律,并根据城市区位和规模提出差异性的政策建议。

二、文献综述

伴随着经济快速增长和人民生活水平的提高,汽车保有量和公路运输强度与日俱增,交通拥堵和雾霾污染问题日益凸显。雾霾治理是一项重大的民生工程,同时也是倒逼转变经济发展方式和优化调整产业结构的必经之路。许多学者从交通领域出发对雾霾污染治理问题进行了有益探索,主要表现在以下几个方面:从行政干预直接限制汽车使用的角度来看,李雯娆和李卫东(2015)^[3]认为汽车摇号、限制尾号出行等行政干预措施对城市雾霾防治的作用有限,应通过控制机动车保有量、增加公路密度和发展轨道交通等措施解决雾霾持续频发问题。Sun等(2014)^[4]通过对北京的车辆限行政策进行分析,同样发现其引致交通尾气排放的缓解效应微乎其微,Davis(2008)^[5]和Gallego(2013)^[6]也得出了同样的结论。从交通基础设施水平来分析,施震凯(2018)^[7]采用贝叶斯模型平均方法估计了交通基础设施对雾霾污染的影响效应,指出交通基础设施存量增长能够有效降低雾霾污染程度。Luo等(2017)^[8]认为城市道路基础设施是决定空气污染的关键,并通过实证分析发现城市道路密度与PM₁₀之间呈现负相关关系,增加道路宽度而非长度能够有效地降低城市雾霾污染水平。从交通基础设施对空气污染减缓的作用机制来看,一部分学者认为道路基础设施存量和宽度的增加显著地提高了车辆的行驶速度,车辆良好的机动性有助于减少空气污染水平,而交通拥堵则加剧了污染物的排放量水平(Beevers和Carslaw,2005^[9])。而另一部分学者则从轨道交通对路面交通替代效应(Mohring,1972^[10];梁若冰和席鹏辉,2016^[11]),交通基础设施存量引致汽车保有量增长的“收入效应”(Cassady,2004^[12]),清洁能源汽车和共享单车使用(卢志刚等,2016^[13];李国栋等,2019^[14])等角度分析了交通对环境污染影响的差异性传导路径。尽管上述文献针对交通和雾霾问题进行了有益的探讨,但均将研究视角放在区域内交通发展的污染外部性问题中,并未将区域间污染传递因素考虑进来,更未考察交通发展引致不同城市间的雾霾区域传输效应。因此,有必要采取空间计量的方法研究交通发展对雾霾污染的空间溢出效应,这无疑会增强实证结果的稳健性并有助于对雾霾污染区域传输效应进行更加深刻的讨论。

目前,许多文献采用空间计量方法对污染空间溢

出效应进行相关讨论,如王卉彤等(2018)^[15]基于高德公布的交通拥堵指数,以45个中国城市为研究对象,采用空间截面计量模型对职住平衡、交通拥堵和雾霾污染三者的关系进行了分析,发现交通拥堵调节了职住平衡和雾霾污染之间的关系,研究发现在交通拥堵严重的城市地区,空间职住平衡具有更为显著的雾霾污染减缓效应。罗能生和李建明(2018)^[16]在考虑产业空间集群的两种模式,即空间集中与匹配和产业关联模式的基础上,分析了产业集聚及交通联系对雾霾污染空间溢出的影响及边界强度,并针对城市规模给出具体的产业空间布局建议。Du等(2019)^[17]从空间溢出的视角,采用空间计量模型分析了京津冀地区城镇化进程对邻近地区城市雾霾污染的空间溢出效应,发现相比于人口城镇化,土地城镇化对雾霾污染具有更为显著的影响效应。Abdo等(2020)^[18]采用空间杜宾模型,分析了外商直接投资对于本地区空气污染及其空间溢出的影响效应,从实证上对污染天堂假说进行了论证,并提出减少碳排放和清洁技术生产的政策建议。

综合来看,尽管上述研究采用空间计量方法衡量了雾霾污染的空间溢出效应,但均采用静态面板或者静态截面的空间计量方法。一方面,解释变量“内生性”问题带来的偏误不可避免;另一方面,雾霾溢出效应不仅仅表现在地理维度上的空间溢出,更有可能表现为时间序列依赖特征上的溢出效应,缺乏被解释变量滞后项将会产生严重的遗漏变量问题。

在借鉴文献研究经验和不足的基础上,本文利用274个地级城市的气溶胶学厚度(AOD)数据,从交通发展整体水平和交通运输结构两个方面,采用空间计量分析的方法对城市交通发展对区域雾霾时空溢出效应的影响进行研究,主要边际贡献表现如下:第一,现有文献针对交通发展对雾霾污染问题的研究大多是建立在省级单位数据的实证讨论和一般性描述上(黄寿峰,2017^[19]),基于地级市层面数据分析交通发展对雾霾空间溢出效应的研究尚不多见(陈诗一和陈登科,2018^[20])。本文采取哥伦比亚大学公布的气溶胶厚度数据来衡量雾霾污染水平,该数据以地级市为单位进行统计,衡量范围涵盖了市辖区在内的全市区域所有空间整体的雾霾污染水平,且主要关注的是人为因素导致的雾霾污染问题,具有较高的可信度。第二,不同于以往文献将视角放在区域内交通发

展的污染外部性,本文基于STIRPAT模型和EKC曲线构建了动态空间杜宾模型并采用极大似然估计(MLE),在同时考虑雾霾污染空间溢出效应和时间溢出效应的基础上,系统分析了雾霾污染时空演变规律及交通发展对雾霾时空溢出的影响。第三,深入地考察了交通发展投入和产出两个方面对雾霾污染空间溢出效应随地理距离增长的演变特征,试图为开展区域联防联控,协同解决雾霾污染问题提出有益参考。第四,探索了异质性城市规模和区位下雾霾时空溢出的不同表现及交通发展对雾霾空间溢出的差异化影响。

三、变量选择、数据来源和权重设计

Dietz和Rosa(1997)^[21]在对IPAT模型进行扩展的基础上提出了环境影响的随机模型(STIRPAT模型),认为人口数量、人均收入和科学技术水平是影响环境污染的主要因素。初始的STIRPAT模型公式被设定如下:

$$I = aP_i^b A_i^c T_i^d e_i \quad (1)$$

其中, I 表示污染水平, a 为常系数项, P 是人口数量, A 是人均财富水平, T 为科学技术发展水平, e 为随机产生的误差项。为了更好地解释交通发展、空间溢出与雾霾污染之间的关系,我们对模型(1)进行对数变形,并对等式右边的变量进行扩展。其中,等式左边的 I 表示为雾霾污染浓度数值,等式右边为相关核心解释变量和控制变量,进行处理以后的等式为:

$$\begin{aligned} \ln PM_{it} = & \eta_{ln} + \alpha_1 \ln TR + \alpha_2 \ln pgdp + \alpha_3 \ln sqpgdp \\ & + \alpha_4 \ln trpgdp + \alpha_5 \ln pden + \alpha_6 \ln ind \\ & + \alpha_7 \ln fdi + \alpha_8 \ln urban + \alpha_9 \ln RD + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, η_{ln} 为常数项系数和常数项的乘积, $\alpha_1 \sim \alpha_9$ 为解释变量的回归系数,被解释变量、核心解释变量和控制变量的具体选用说明如下:

被解释变量:雾霾污染浓度($\ln PM$)。中国测算雾霾污染水平数据的时间开始得较晚,相关历史数据缺失严重。本文数据来源于美国哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心(SEDAC)(Van Donkelaar等,2018^[22]),其主要关注人为因素导致的雾霾污染问题,并且在地域范围上采取了较为广阔面积的研究(省份或城市),单位为微克/立方米。

核心解释变量:交通发展($\ln TR$)。与铁路、水

运和航空等运输方式相比，公路交通的发展与雾霾污染之间的关系更为紧密。考虑到城市层面数据的可得性，在参考相关文献的基础上，笔者决定从投入和产出两个方面对交通发展整体情况进行衡量。在投入方面，采用单位行政区域面积的公路里程数来反映道路交通基础设施投入建设情况 (lnTR1)；在产出方面，采用单位公路里程的货运量 (lnTR2) 和单位公路里程的客运量 (lnTR3) 两个指标来反映道路交通运输产出状况。

此外，我们还控制了人均 GDP 及其二次项和三次项、人口密度、产业结构、研发投入、城市化水平和外商直接投资等相关变量，数据主要来源于《中国城市经济统计年鉴》。另外，本文构建了基于距离的空间相关性权重矩阵 W_1 ，该距离矩阵满足：当 $i \neq j$ 时， $W_{ij} = 1/d_{ij}$ ；当 $i = j$ 时， $W_{ij} = 0$ 。其中， d_{ij} 表示城市 i 和城市 j 之间的地理空间距离。

四、空间相关性及经验分析

(一) 地级城市雾霾污染空间相关性检验

在应用空间计量模型之前，需要首先对相关变量进行空间相关性的检验。如果空间相关性较弱，甚至不存在相关性，则使用标准的计量回归分析即可。为本文基于距离的空间相关性权重矩阵 W_1 ，采用全局 Moran' I 指数对地级市雾霾污染状况进行统计显著性检验，具体的计算公式如下：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

其中， I 是全局 Moran' I 指数最终计算得到数值， n 在本文中代表 274 个地级及以上城市个体， w_{ij} 代表基于距离的空间相关性权重矩阵， x 表示城市的雾霾污染浓度水平， \bar{x} 表示总体样本中雾霾污染浓度的算术平均。最终莫兰指数 I 的取值范围为 $[-1, 1]$ ，若最终莫兰指数显著地大于零，则表示雾霾污染水平存在正相关性（即高值与高值相邻，低值和低值相邻）；若显著小于零，则代表雾霾污染浓度存在高度负相关（即高值与低值相邻）。结果显示^①，全局莫兰指数在 1% 的显著性水平上显著为正，大小为 0.266 9。这说明中国的雾霾污染在地理空间分布上具有明显的相关性特征，地域间雾霾污染的关联性较强，空间溢出效应明显。

(二) 交通发展投入、空间溢出与雾霾污染的计量模型构建和结果分析

针对交通发展投入对雾霾时空溢出效应的影响分析，本文首先构建如下通用一般嵌套空间计量模型 (GNS)：

$$\begin{cases} \ln PM_{it} = \eta l_N + \delta W_{ij} \ln PM_{i,t} + \sum \beta X_{it} \\ + \theta W \sum \beta X_{it} + a_i + \gamma_t + v_{it} \\ v_{it} = \lambda W_{ij} v_{it} + u_{it} \end{cases} \quad (4)$$

其中， $u_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ ， a_i 、 γ_t 分别表示地区固定效应、时间固定效应； W_{ij} 为设定的权重矩阵； X 为包含交通发展情况在内的解释变量。

其次，参考 Elhorst (2014)^[23] 对空间计量模型的检验思路，我们采用“从具体到一般”和“从一般到具体”两个步骤来准确识别合适的空间计量模型，具体检验过程及结果如表 1 所示。

表 1 空间面板模型的适用性检验

相关检验	距离权重矩阵 W				
	χ^2	P 值	从一般到具体	χ^2	P 值
从具体到一般					
LM-lag	564.319	0.000	LR test for SAR	22.997 5	0.042
R-LM-lag	60.379 5	0.000	Wald test for SAR	22.985 1	0.046
LM-err	804.421 9	0.000	LR test for SEM	60.298	0.000
R-LM-err	300.482 4	0.000	Wald test for SEM	64.367 8	0.000
联合显著性检验	LR 统计量		自由度		P 值
时间效应	508.378 5		10		0.000
空间效应	329.943 1		274		0.011
Hausman Test	78.599 9			0.000	

① 限于篇幅，空间相关性的检验结果未罗列在文中，留存备案。

第一，由于本文选取的是 274 个地级以上城市 10 年的面板数据，时间固定效应和空间固定效应在控制城市单位异质性和不同年份政策差异性方面的作用尤其值得关注，因此双向时间和空间固定效应是最优的选择。进一步地，表 1 中豪斯曼统计量也在 1% 的显著性水平上拒绝随机效应的原假设，因此我们更应该选择固定效应模型。同时联合显著性检验结果中，时间效应和固定效应的 LR 统计量分别在 1% 和 5% 的显著性水平上拒绝原假设^①，表明时间固定效应和空间固定效应同时存在。因此，在实证分析中，我们同时纳入两者进行分析。

第二，按照“从具体到一般”的空间计量模型检验步骤，我们以双向固定效应的 LM-lag 检验和 R-LM-lag 检验结果来判断空间滞后效应和空间误差效应的原假设，发现两者均至少在 5% 的显著性水平上表明数据模型中应该包括空间滞后项和空间误差项。在两者均无法拒绝的情况下，LeSage 和 Pace (2009)^[24] 建议进一步考虑杜宾模型 (SDM)，通过“从一般到具体”的统计检验步骤来最终确定所用模型。

借鉴曾艺等 (2019)^[25] 的具体研究步骤：进一步检验原假设 $H_0 : \theta = 0$ 和 $H_0 : \theta = -\delta\beta$ ，第一个原假设用来判断空间杜宾模型能否化简为空间滞后模型，而第二个原假设用来验证空间杜宾模型能否化简为空间误差模型。如果拒绝了第一个原假设，同时稳健的 LM 检验也指向空间滞后模型，则空间滞后为最优模型；如果拒绝了第二个原假设，同时稳健的 LM 检验也指向空间滞后模型，则空间滞后是最优的模型选择；如果都被拒绝，则选择空间杜宾模型，这是因为杜宾模型能够把空间滞后模型 (SAR) 和空间误差模型 (SEM) 都包括进来进行一般化处理。从表 1 的最终检验结果来分析，由于 LR 检验和 Wald 检验的 P 值均至少在 5% 的显著性水平上拒绝原假设，故应该选用空间杜宾模型来进行数据的拟合分析。

此外，考虑到同一空间单位不同时间的雾霾观测值之间存在的序列依赖，本文进一步采用动态的空间杜宾模型来进行数据拟合，具体公式为：

$$\ln PM_{it} = \eta l_N + \tau \ln PM_{i,t-1} + \delta W_{ij} \ln PM_{i,t} + \alpha_1 \ln TR1 + \sum \beta X_{it} + \theta W \ln TR1$$

$$+ a_i + \gamma_i + v_{it} \tag{5}$$

其中， $\ln PM_{i,t-1}$ 为被解释变量的时间滞后项，参数 τ 为被解释变量时间滞后项的响应系数。为了比较和检验各参数变量的稳健性，回归结果中分别罗列出了双向固定效应的空间 SEM 和动态 SAR 的回归结果。同时，由于 SAR 和 SDM 模型中雾霾污染的空间滞后项为内生变量，且 SEM 模型中包括了误差项的空间滞后项，为了获得一致性的估计结果，我们采用极大似然估计 (MLE) 函数进行估计。结果报告在表 2 中^②。

表 2 交通发展投入对雾霾污染时空溢出效应的回归分析

解释变量	被解释变量 $\ln PM$		
	空间 SEM	动态 SAR	动态 SDM
$\ln PM_{i,t-1}$		0.804 3*** (39.41)	0.806 3*** (38.22)
$\ln TR1$	-0.009 9 (-0.76)	-0.377 9*** (-37.02)	-0.395 8*** (-19.7)
$W \times \ln PM$		3.941 6*** (81.63)	2.131 6*** (43.17)
$W \times \ln TR1$			-0.057 2*** (-4.46)
时间固定	是	是	是
空间固定	是	是	是
控制变量	是	是	是
obs	2 740	2 466	2 466
Log-l	3 280.41	3 274.65	3 447.78

注：括号中的数值为 z 统计量；*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平；下同。

从表 2 交通发展投入对雾霾污染时空溢出效应的回归分析模型来看：

(1) 不同模型中雾霾时空溢出效应的比较分析。首先，相对于空间 SEM 模型来说，不管是动态 SAR 模型还是动态的 SDM 模型，雾霾污染时间滞后项和空间滞后项的系数拟合值 ($\ln PM_{t-1}$ 和 $W \times \ln pm$) 均显著为正，这说明城市雾霾污染具有显著正向空间溢出效应和时间依赖特征，在地理空间和时空演变中均表现出显著相关性。因此，未能考虑时间和空间溢出效应的空间 SEM 模型并不是最优的模型选择。其次，在动态 SAR 模型和动态 SDM 模型中，各解释变量和

① 原假设为不存在时间固定效应或空间固定效应。

② 动态空间面板回归估计仅适用于 SAR 和 SDM 模型，故我们对 SEM 模型采用非动态的空间面板进行拟合。同时，限于篇幅，控制变量的回归结果未罗列在表格中，备案。

空间滞后项在符号和显著性水平上基本保持一致，这说明在两个模型中采用极大似然函数估计均能够较好地拟合数据结果。此外，进一步通过对比 SAR 模型和 SDM 模型中内生交互效应 $W \times \ln pm$ 的系数估计值发现，SDM 模型的估计结果要明显小于 SAR 模型，这说明忽视不同城市单位之间交通发展这一解释变量的外生交互效应 ($W \times \ln TR$) 将会导致内生空间交互效应 ($W \times \ln pm$) 的高估，并最终影响变量的拟合结果。通过模型检验设定和上述比较，我们最终采用动态 SDM 模型的回归结果进行分析。

(2) 交通发展投入对雾霾污染的影响及空间溢出效应分析。核心解释变量交通发展投入 ($\ln TR1$) 和外生交互效应 ($W \times \ln TR1$) 的系数估计值均在 1% 的显著性水平上显著为负，这表明交通发展不仅有效地降低了本地地区的雾霾污染，且通过空间溢出效应显著负向地影响着周围地区。整体上，我国城市公路交通发展水平的提高不仅能够促进区域经济的发展，更能够降低雾霾的空间溢出效应，公路交通基础设施存量的提高和公路密度的上升均有利于降低雾霾污染，并在一定程度上缓解了雾霾的空间溢出效应。在现实生活中，交通尾气排放虽然是雾霾污染的直接污染源，但是交通基础设施的发展能够有效降低交通拥堵、减少汽车等交通工具的在途时间，单位行政区域面积内的公路里程数的增长能够有效地降低本地城市和周围地区的雾霾污染水平。

(三) 交通发展产出、空间溢出与雾霾污染的结果分析

针对交通发展产出对雾霾时空溢出效应的影响分析，在计量模型设定之前同样按照从“具体到一般”和从“一般到具体”的检验思路确定最终合适的模型设定形式，结果发现同样需要构建双向固定的杜宾模型。同时根据上文中空间 SEM、动态 SAR 和动态 SDM 三种模型的分析可以知道，针对雾霾在时间和空间上表现出的溢出效应，动态 SDM 模型能够较好地拟合数据结果，因此我们最终仍然选用动态的双向空间杜宾模型进行回归拟合。回归结果呈现在表 3 中。

从表 3 交通发展产出对雾霾污染时空溢出效应的回归分析模型来看：第一，在两种交通发展产出模型中，与前文结果一致，雾霾污染表现出明显的时空溢出特征。第二，单位公路里程的货运量和客运量的空间溢出效应系数估计值 ($W \times \ln TR2$ 和 $W \times \ln TR3$) 大

小和 Z 值均相差不大，两者均产生了显著的正向空间溢出效应。这一回归结果表明，与交通发展投入不同，交通发展产出对雾霾空间溢出效应产生了显著的正向促进作用。一方面，中国当前公路交通主要以机动车尾气排放、扬尘及光化学污染三种途径对雾霾溢出产生影响，区域间的货运量和客运量均不可避免地增加机动车使用量和使用强度，两者均可以造成严重的雾霾溢出效应。另一方面，由于道路交通具有短途运输便利性、经济性等方面的特征，相比其他几种交通运输方式，道路交通得以优先发展，并在一定程度上造成了综合交通运输网络结构的失衡现象，过度依赖公路交通运输的交通结构更容易引致交通运输强度的提高，从而能产生雾霾空间溢出的外部性现象。

表 3 交通发展产出对雾霾污染时空溢出效应的回归分析

解释变量	被解释变量 $\ln PM$	
	交通发展产出 1	交通发展产出 2
$\ln PM_{t-1}$	1.00 *** (48.00)	1.04 *** (49.47)
$W \times \ln PM$	5.38 *** (109.90)	5.32 *** (109.41)
$W \times \ln TR2$	1.11 *** (57.03)	
$W \times \ln TR3$		1.08 *** (58.34)
时间固定	是	是
空间固定	是	是
控制变量	是	是
obs	2 466	2 466
Log-l	-2 046.16	-1 959.7

注：回归分析中仍然包含各控制变量，且相应系数和显著性均基本保持稳健性。

五、交通发展对雾霾溢出效应的空间距离检验

为了更为深入地考察交通发展对雾霾污染空间溢出效应如何随地理空间距离的变化而变化，本文同样基于双向固定的空间杜宾模型 (SDM)，在调整空间权重矩阵的基础上，每隔 500 公里的距离进行一次数据拟合，一直持续到 3 000 公里，从而测算出不同空间距离范围内交通发展对雾霾污染区域溢出效应的系数估计值。考虑到超过距离阈值 3 000 公里以后，权重矩阵中存留的城市空间单位较少，而且空间外溢系数估计值由于受异常值影响，整体会上表现出较多的噪声，因此我们仅采用 3 000 公里之内的样本进行数据拟合。相应的回归结果报告在表 4 中。

表4 不同地理距离的交通发展对雾霾污染溢出效应的空间估计结果

投入产出		解释变量	被解释变量 $\ln PM$					
			0~500	500~1 000	1 000~1 500	1 500~2 000	2 000~2 500	2 500~3 000
交通发展投入	(1)	$W \times \ln TR1$	-0.11*** (-5.99)	-0.98*** (-51.34)	-1.35*** (-67.64)	-0.3299*** (-17.9)	-0.08*** (-4.84)	-0.02*** (-2.05)
		$\ln PM_{t-1}$	0.788*** (37.38)	1.25*** (60.2)	1.25*** (59.68)	0.902*** (42.78)	0.786*** (37.21)	0.73*** (35.43)
		$W \times \ln PM$	0.29*** (7.42)	5.75*** (126.23)	8.07*** (163.87)	2.337*** (49.48)	0.855*** (19.93)	0.79*** (27.07)
交通发展产出	(2)	$W \times \ln TR2$	0.123*** (7.90)	0.691*** (38.02)	2.397*** (130.31)	0.409*** (24.05)	0.128*** (11.19)	0.019*** (3.13)
		$\ln PM_{t-1}$	0.749*** (36.29)	1.029*** (49.12)	1.530*** (73.17)	0.842*** (40.79)	0.756*** (37.57)	0.721*** (37.27)
		$W \times \ln PM$	0.249*** (6.23)	3.413*** (75.59)	14.126*** (290.72)	2.082*** (44.19)	0.992*** (23.15)	0.129*** (4.39)
	(3)	$W \times \ln TR3$	0.147*** (9.89)	1.689*** (96.96)	0.431*** (24.73)	0.402*** (26.32)	0.163*** (13.24)	0.027*** (3.32)
		$\ln PM_{t-1}$	0.769*** (37.17)	1.619*** (77.54)	0.803*** (38.16)	0.902*** (42.78)	0.784*** (38.39)	0.718*** (37.11)
		$W \times \ln PM$	0.269*** (6.78)	9.416*** (210.10)	1.954*** (40.08)	2.337*** (44.19)	1.024*** (23.95)	0.156*** (5.30)

从表4的空间距离检验结果来分析:

(1) 在0~500公里范围内,被解释变量时间滞后项($\ln PM_{t-1}$)、内生交互效应($W \times \ln PM$)和外生交互效应($W \times \ln TR1$ 、 $W \times \ln TR2$ 、 $W \times \ln TR3$)的系数估计值及 z 统计量均较小,表明雾霾污染正向时空溢出效应及交通发展对雾霾污染的负向空间溢出均较弱。可能的解释是,短距离内的空间溢出受地级市之间市场分割和行政区划的影响较大,城市之间在资源和环境方面的激烈竞争并不能充分发挥交通发展对雾霾污染的空间溢出效应,相对应的雾霾污染的时空溢出也较小。

(2) 在500~2 000公里范围内,雾霾污染的时空溢出效应和交通发展对雾霾的空间溢出均不断增强且达到峰值。被解释变量时间滞后项($\ln PM_{t-1}$)的系数估计值由0.788增加到了1.25,相应 z 统计量也由37.38增长到了59.68;内生交互效应($W \times \ln PM$)的系数估计值由0.29增至8.07, z 值由7.42增长到163.87;外生交互效应($W \times \ln TR$)的系数估计值的绝对值和 z 统计量绝对数值也均产生明显变化。一方面,时空溢出效应的不断增强表示各个省份单位之间可能存在严重的“搭便车”现象。当前各省份以GDP为导向的政府绩效机制将导致资源扭曲配置现象,为吸引新企业和扩大就业而设立的宽松环境政策将导致地区间环境规制方面的“竞次”竞争,加剧

雾霾污染的时空溢出效应。另一方面,外生交互效应的不断增强表明交通投入的快速发展不仅能够在一定程度上解决各省份间的资源配置问题,同时能够在减缓交通拥堵和促进产业结构升级方面发挥最大作用,降低雾霾污染水平。但交通运输强度的不断提升,又通过加大机动车尾气排放、道路扬尘和光化学污染等途径产生了雾霾正向溢出效应。

(3) 在2 000~3 000公里范围内,雾霾污染的时空溢出效应及交通发展对雾霾的空间溢出效应均开始大幅度地减弱,系数估计值较小, z 统计量的绝对数值也明显降低。较远的地理距离将影响雾霾污染的扩散效应和时间依赖特征。由此可知,交通发展投入对雾霾污染的空间溢出效应呈现出“U型”的曲线特征,而交通发展产出对雾霾空间溢出及雾霾污染自身的时空溢出效应随着距离增加存在“倒U型”曲线特征。两者系数的最大绝对数值均出现在500~1 500公里距离之间。

六、分样本估计及回归结果

为了考察异质性城市规模和区位下交通发展对雾霾空间溢出的差异化影响,本文按照城市的人口规模大小将样本细分为大城市、中等城市和小城市三个组别,并按城市所在区位细分为东、中和西三个样本进行计量回归分析。回归结果报告在表5中。

表5 异质性城市规模和区位下交通发展对雾霾溢出效应的空间估计结果

投入产出		解释变量	被解释变量 $\ln PM$					
			大城市	中等城市	小城市	东部地区	中部地区	西部地区
交通发展投入	(1)	$W \times \ln TR1$	-2.80*** (-116.86)	-0.13*** (-3.22)	-0.31*** (-4.76)	-0.92*** (-29.15)	-0.0376 (-1.32)	-0.15*** (-2.93)
		$\ln PM_{t-1}$	2.68*** (89.78)	0.77*** (20.77)	0.90*** (18.68)	1.43*** (40.91)	0.68*** (18.35)	0.66*** (18.5)
		$W \times \ln PM$	13.56*** (247.58)	0.36*** (4.14)	0.07 (0.57)	3.22*** (56.11)	0.56*** (8.27)	0.31*** (2.92)
交通发展产出	(2)	$W \times \ln TR2$	0.471*** (17.95)	0.693*** (38.02)	0.249*** (4.52)	0.552** (22.56)	0.175*** (5.24)	0.152*** (3.05)
		$\ln PM_{t-1}$	0.893*** (27.35)	0.982*** (26.04)	0.676*** (18.69)	0.835*** (28.24)	0.784*** (21.20)	0.804*** (17.23)
		$W \times \ln PM$	1.566*** (26.37)	1.951*** (28.36)	0.034*** (0.29)	2.106*** (38.07)	0.359*** (4.11)	0.146*** (1.03)
	(3)	$W \times \ln TR3$	0.412*** (18.23)	0.474*** (15.73)	0.145*** (2.93)	0.485*** (23.23)	0.186*** (5.67)	0.065*** (0.96)
		$\ln PM_{t-1}$	0.915*** (27.59)	0.902*** (23.58)	0.646*** (18.05)	0.868*** (28.87)	0.784*** (21.16)	0.788*** (16.70)
		$W \times \ln PM$	1.532*** (26.00)	1.515*** (21.86)	0.213*** (1.96)	2.119*** (38.92)	0.351*** (4.04)	0.089*** (0.63)

从表5中罗列出的分样本回归结果来看，被解释变量时间滞后项 ($\ln PM_{t-1}$)、内生交互效应 ($W \times \ln PM$) 和外生交互效应 ($W \times \ln TR1$ 、 $W \times \ln TR2$ 、 $W \times \ln TR3$) 的系数估计值及 z 统计量均保持稳健的显著性水平和符号特征，但在不同规模和区位的城市之间表现出差异性。

(1) 交通发展对雾霾污染空间溢出效应的分样本分析。交通发展投入和产出对雾霾污染的空间溢出效应在不同城市规模和东西部地区保持稳健的影响关系，但影响强弱表现出差异性。具体而言，交通发展对大城市和东部地区的空间溢出效应显著高于中小城市和中西部地区。可能的解释是大城市和东部地区较高的经济发展水平和产业集聚程度引致了过多的交通运输压力，当前我国以公路为主的交通运输结构和交通拥堵问题对雾霾溢出效应贡献比重较大，因此交通运输产出对雾霾空间溢出效应产生更为显著的促进作用。相对应地，积极推进交通发展投入对于解决大城市和东部地区的雾霾溢出达成了更为针对有效的减排目的。

(2) 雾霾污染的时空溢出效应的分样本分析。由于雾霾污染的时空溢出效应的回归结果在交通发展投入和交通发展产出中均保持稳健性，我们以交通发展投入为例进行解释分析。从交通发展投入的回归结果来看，首先，前一期雾霾污染水平 ($\ln PM_{t-1}$) 每增长1%，当期大城市雾霾污染水平将上升2.68%，显著高于中等城市的0.77%和小城市的0.90%；同

时，当期东部地区雾霾污染水平将上升1.43%，显著地高于中部和西部地区的0.68%和0.66%。这说明东部地区和规模较大的城市地区雾霾污染的时间依赖特征较强，前一期雾霾污染水平会显著影响当前的污染值。可能的解释是大城市和东部地区产业集聚程度较高，产业空间布局、能源利用结构等影响雾霾污染的因素在短时间内调整较为困难，从而时间依赖特征相对于小城市来说更为明显，这也提醒规模较大城市的地方政府在治理雾霾过程中要做长远打算，做好打长期攻坚战准备。其次，周围城市雾霾污染水平 ($W \times \ln PM$) 每增长1%，大城市地区雾霾污染将提高13.56%，而东部地区雾霾污染水平将提高3.22%，两者均显著高于中小城市或中西部地区。这说明产业集聚水平高的大城市和东部地区不仅容易发生正向的雾霾时间溢出效应，而且雾霾污染的正向空间溢出效应也同样显著。这一结论提醒我们：大城市和东部地区雾霾的跨地区污染现象已较为普遍，各级地方政府应该统一进行政策部署，破除地方性的保护主义，建立跨区域联合优化机制，合理安排产业空间布局，协同治理雾霾污染的空间溢出效应。

七、交通结构对雾霾污染空间溢出效应影响的进一步讨论

从上述回归分析中，我们发现交通发展整体水平有效地降低了雾霾污染的空间溢出效应，那么交通运

输结构是如何影响雾霾溢出现象呢？在整体交通发展进程中，交通规模的提升是基础，交通结构的合理运营是提质增效的保障，如何发挥交通这一基础要素在促进城市经济发展的同时降低其对自然环境的负外部性影响，交通运输结构起到尤为关键的作用。因此，为了更加深入地考察交通运输结构对雾霾污染空间溢出效应的影响，我们从综合交通运输结构和公路交通出行结构两个方面进行考察，分析其对雾霾污染区域空间溢出效应的差异性影响和内在动因，力求为优化交通运输结构提供一定政策参考。具体指标选用说明、数据来源如表6所示，空间溢出效应回归分析结果如表7所示。

表6 交通结构指标相关说明

综合交通运输结构	公路货运量占总货运量 (公路、铁路、水运和航空) 比值	TS1
	公路客运量占总客运量 (公路、铁路、水运和航空) 比值	TS2
公路交通出行结构	人均公共汽车拥有量	TTS

注：相关数据来源于《中国城市经济统计年鉴》和《中国区域经济数据库》。

表7 交通结构对雾霾污染空间溢出效应回归结果

解释变量	被解释变量 $\ln PM$		
	(1)	(2)	(3)
$W \times TS1$	0.62*** (4.19)	—	—
$W \times TS2$	—	1.94*** (4.33)	—
$W \times TTS$	—	—	-0.14*** (-3.46)
时间固定	是	是	是
空间固定	是	是	是
控制变量	是	是	是
obs	2 466	2 466	2 466
Log-l	3 457.07	3 258.92	3 254.195

注：在具体回归模型选择中，同样根据上述选取原则进行检验，最终选取动态空间杜宾模型，并利用极大似然估计进行数据拟合。

从表7的回归结果中可以发现：从综合交通运输结构来看，公路货运量占总货运量比值TS1和公路客运量占总客运量比值TS2的空间系数估计值均在1%的水平上显著地促进了雾霾污染的空间溢出效应。当前，由于道路交通具有短途运输便利性、经济性等方面的特征，相比其他几种交通运输方式，道路交通得以优先发展，并在一定程度上造成了综合交通运输网络结构的失衡现象。本文的回归结果显示，我国当前

综合交通运输结构无论在公路客运占比还是公路货运占比两个方面均产生了雾霾污染的环境负外部性现象，过度依赖公路交通运输的交通结构更容易引致雾霾污染外部性现象。而从公路交通出行结构来看，人均公共汽车占有量每提高1%，则雾霾污染的空间溢出将降低0.14%。随着汽车保有量的增加，交通拥堵和雾霾污染问题越发严重，但随着共享经济的发展，以公共汽车、共享单车、共享电动车为代表的新型交通模式能够有效地降低交通污染排放的负外部性，本文回归结果显示公共汽车的使用能够有效地降低雾霾污染的空间溢出效应。

八、结论与政策建议

立足于当前交通拥堵和雾霾污染的社会现实，本文利用2005—2014年274个地级城市的气溶胶学厚度(AOD)雾霾数据，通过构建双向固定的动态空间杜宾模型，对我国雾霾污染的时空溢出及交通发展对雾霾区域溢出效应进行了研究。结果显示：雾霾污染在时间和空间两个方面均具有强烈的溢出效应，并且忽视不同城市单位解释变量的外生交互效应将会导致雾霾内生空间交互效应的高估，动态的空间杜宾模型不仅考虑了雾霾污染的时空溢出效应，更在分析解释变量外生交互效应的基础上对内生交互效应进行数据拟合，能够有效地规避遗漏变量问题带来的偏误。交通发展整体上不仅有效地降低了本地地区的雾霾污染，且通过空间溢出效应显著负向地影响着周围地区。雾霾污染的时空溢出效应随着距离增加存在“倒U型”曲线特征，而交通发展对雾霾污染的空间溢出效应则呈现出“U型”的曲线特征，但两者系数的最大绝对数值均出现在500~1500公里距离之间。此外，在东部城市和大城市中，雾霾污染的时空溢出和交通发展对雾霾的空间溢出均表现得更为显著。

本文的政策启示为：首先，交通发展作为城市间经济联系和互动的纽带，虽然交通尾气排放是雾霾污染的主要来源之一，但是公路交通基础设施存量的提高和公路密度的上升均有利于降低雾霾污染，并有效地缓解了雾霾空间溢出效应。针对城市交通路网结构的特点，加强道路基础设施建设，适当地增加公路密度而非增加宽度可有效改善雾霾污染情况。其次，雾霾污染的时空溢出和交通发展对雾霾空间溢出具有明显的增强和衰弱特征，跨界污染现象已较为普遍。各地级政府应该统一进行政策部署，破除地方性的保护主义，建立跨区域联合优化机制，协同治理雾霾污染

的区域传输效应, 同时在开展区域联合治理雾霾污染的区间应该重点掌控在 1 000~1 500 公里距离之间, 这是交通发展引致雾霾污染传输效应的主要区域。再次, 大城市和东部地区由于产业集聚模式、城市空间布局、产业结构和能源利用结构等方面原因, 雾霾污染的溢出效应具有较强的时空依赖特征, 应该做好针对雾霾污染治理长期攻坚战准备。最后, 在大力促

进交通发展水平的同时, 合理优化交通运输结构, 充分发挥轨道交通对道路交通, 公共汽车对私家车的替代作用, 有效控制汽车保有量水平, 改变当前交通运输结构失衡现象才能够从根本上解决交通污染外部性问题。此外, 各地方政府还应积极有效地促进产业结构优化升级、合理引进外资和技术研发投入的分配比例, 最终实现促进经济发展和环境保护的统一。

参考文献

- [1] 梁伟, 杨明, 张延伟. 城镇化率的提升必然加剧雾霾污染吗——兼论城镇化与雾霾污染的空间溢出效应 [J]. 地理研究, 2017 (10): 1947-1958.
- [2] 向堃, 宋德勇. 中国省域 PM2.5 污染的空间实证研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2015 (9): 153-159.
- [3] 李霁尧, 李卫东. 基于交通运输的雾霾形成机理及对策研究——以北京为例 [J]. 经济研究导刊, 2015 (4): 147-150.
- [4] Sun C, Zheng S, Wang R. Restricting Driving for Better Traffic and Clearer Skies; Did It Work in Beijing? [J]. Transport Policy, 2014, 32: 34-41.
- [5] Davis L W. The Effect of Driving Restrictions on Air Quality in Mexico City [J]. Journal of Political Economy, 2008, 116 (1): 38-81.
- [6] Gallego F, Montero J P, Salas C. The Effect of Transport Policies on Car Use; Evidence from Latin American Cities [J]. Journal of Public Economics, 2013, 107: 47-62.
- [7] 施震凯. 交通基础设施对雾霾污染的影响效应——基于 BMA 方法的检验 [J]. 中国科技论坛, 2018 (1): 143-149.
- [8] Luo Z, Wan G, Wang C, et al. Pollution and Road Infrastructure in Cities of the People's Republic of China [R]. ADBI Working Paper Series, 2017.
- [9] Beevers S D, Carslaw D C. The Impact of Congestion Charging on Vehicle Emissions in London [J]. Atmospheric Environment, 2005, 39 (1): 1-5.
- [10] Mohring H. Optimization and Scale Economies in Urban Bus Transportation [J]. American Economic Review, 1972, 62 (4): 591-604.
- [11] 梁若冰, 席鹏辉. 轨道交通对空气污染的异质性影响——基于 RDID 方法的经验研究 [J]. 中国工业经济, 2016 (3): 83-98.
- [12] Cassady A, Dutzik T, Figdor E. More Highways, More Pollution; Road Building and Air Pollution in America's Cities [M]. Environment California Research and Policy Center, 2004.
- [13] 卢志刚, 姜春光, 李学平, 等. 清洁能源与电动汽车充电站协调投资的低碳效益分析 [J]. 电工技术学报, 2016 (19): 163-171.
- [14] 李国栋, 罗瑞琦, 谷永芬. 政府推广政策与新能源汽车需求: 来自上海的证据 [J]. 中国工业经济, 2019 (4): 42-61.
- [15] 王卉彤, 刘传明, 赵浚竹. 交通拥堵与雾霾污染: 基于职住平衡的新视角 [J]. 财贸经济, 2018 (1): 147-160.
- [16] 罗能生, 李建明. 产业集聚及交通联系加剧了雾霾空间溢出效应吗? ——基于产业空间布局视角的分析 [J]. 产业经济研究, 2018 (4): 52-64.
- [17] Du Y, Wan Q, Liu H, et al. How Does Urbanization Influence PM2.5 Concentrations? Perspective of Spillover Effect of Multi-dimensional Urbanization Impact [J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 220: 974-983.
- [18] Abdo A L B, Li B, Zhang X, et al. Influence of FDI on Environmental Pollution in Selected Arab Countries: A Spatial Econometric Analysis Perspective [J]. Environmental Science & Pollution Research, 2020, 27 (22).
- [19] 黄寿峰. 财政分权对中国雾霾影响的研究 [J]. 世界经济, 2017 (2): 127-152.
- [20] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. 经济研究, 2018 (2): 20-34.
- [21] Dietz T, Rosa E A. Effects of Population and Affluence on CO2 Emissions. [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 1997.
- [22] Van Donkelaar A, Martin R V, Brauer M, et al. Global Annual PM2.5 Grids from MODIS, MISR and SeaWiFS Aerosol Optical Depth (AOD) with GWR, 1998-2016 [R]. Palisades NY: NASA Socioeconomic Data and Applications Center (SEDAC), 2018.
- [23] Elhorst J P. Matlab Software for Spatial Panels [J]. International Regional Science Review, 2014, 37 (3): 389-405.
- [24] LeSage J, Pace R K. Introduction to Spatial Econometrics [M]. CRC Press, 2009: 513-514.
- [25] 曾艺, 韩峰, 刘俊峰. 生产性服务业集聚提升城市经济增长质量了吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2019 (5): 83-100.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

团队绩效压力影响团队绩效和员工退缩行为机理探讨

——基于情感事件理论研究

The Influence Mechanism of Team Performance Pressure on Team Performance and Individual Work Withdrawal Behavior: Based on Affective Events Theory

叶晓倩 欧梁羽柔 杨琳 陈伟

YE Xiao-qian OULIANG Yu-rou YANG Lin CHEN Wei

[摘要] 团队绩效压力能给员工带来紧迫感,督促成员通过共同协作高质量完成任务要求以更好地实现绩效目标。以往研究提出了团队绩效压力的积极效应,但并未明确积极效应的具体影响机理与作用路径,且缺乏从团队层面广泛而深入的探讨。笔者基于情感事件理论,探讨了团队绩效压力对团队绩效和团队成员工作退缩行为的影响机理以及团队绩效压力所致积极结果的路径。研究应用Mplus分析软件,通过对98个团队领导和460名员工的有效配对调查问卷统计分析证实:团队绩效压力对团队绩效存在显著正向影响和对个体工作退缩行为存在显著负向影响,积极团队情感基调中介了上述影响作用;领导者积极情感表现正向调节团队绩效压力对积极团队情感基调的影响,且正向调节了积极团队情感基调在团队绩效压力和团队绩效之间的中介效应。本文基于实证检验的研究结论,拓展了绩效研究领域关于团队绩效压力影响方面的学术探讨边界,丰富了相关团队绩效压力理论研究的参考文献,为企业组织更好地理解团队绩效压力进而有效管理团队和遴选合适的团队领导提供了理论依据。

[关键词] 团队绩效压力 团队绩效 员工退缩行为 团队情感基调 情感事件理论

[中图分类号] F272.92 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 04-0106-13

Abstract: Team performance pressure can bring employees a sense of urgency and urge members to meet task requirements with high quality through joint cooperation, so as to better achieve performance goals. Previous relevant studies have shown the positive effects of team performance pressure, but have not clearly defined the specific mechanism and path of the positive effect, and there is a lack of extensive and deep research at the team level. Based on affective event theory, we explore the influence mechanism of team performance pressure on team performance and employees' work withdrawal behavior and the path that team performance pressure leads to positive outcomes. The study uses Mplus analysis software, through performing statistical analysis of valid matching questionnaires from 98 team leaders and 460 employees, demonstrates that: team performance pressure has a significant positive impact on team performance and a significant negative impact on individual work withdrawal behavior, and positive team affective tone mediates the aforementioned effects; leaders' positive affective displays positively regulates the influence of team performance pressure on positive team affective tone, and positively regulates the mediating effect of positive team affective tone between team performance pressure and team performance. Based on the research conclusions of empirical test, this study expands the academic discussion boundary of team performance pressure's impact, enriches the references relevant to the theoretical research of team performance pressure and provides enterprises and organizations with the theoretical basis of better understanding team performance pressure, in turn effectively managing the team and selecting suitable team leaders.

Key words: Team performance pressure Team performance Individual work withdrawal behavior Team affective tone Affective events theory

[收稿日期] 2021-11-26

[作者简介] 叶晓倩,女,1972年10月生,武汉大学经济与管理学院副教授,主要研究方向为跨国公司人力资源管理、知识管理;欧梁羽柔,女,1998年8月生,武汉大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向为跨国公司人力资源管理、知识管理;杨琳,女,1998年10月生,武汉大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向为跨国公司人力资源管理、知识管理;陈伟,男,1995年4月生,武汉大学法学院博士研究生,研究方向为跨国公司人力资源管理、知识管理、劳动法。本文通讯作者为叶晓倩,联系方式为 yxhq@whu.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“中国跨国公司回任知识治理与管理创新研究”(项目编号:19BGL119)。

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

为更好地应对市场环境的不确定性,越来越多的组织倾向于运用团队处理日益复杂多变的经营问题(佟星和任浩,2019^[1])。在团队管理中,组织不仅要求员工不断提高自身能力和绩效,更期望其作为团队成员能够利用彼此互补的知识和专业技能,形成超越团队中任何个体的技能和经验(戴佩华和范莉莉,2014^[2]),进而提升团队整体的绩效水平。因此,为了通过良好的工作表现获得更多的荣誉和工作保障,员工需要更多的工作投入,以便更高效地达成高团队绩效,相应地,这也会带给员工更多紧迫感,从而产生团队绩效压力(team performance pressure)(Mitchell等,2018^[3])。

团队绩效压力作为组织环境中的重要工作特征,若处理失当会使员工产生焦虑等负面情绪,导致减少组织公民行为和增加反生产行为的负面影响(Rodell和Judge,2009^[4])。尽管已有研究指出了团队绩效压力对团队动机(Gardner,2012^[5])、团队绩效(James和Wooten,2010^[6])、员工工作满意度、组织承诺、工作退缩行为(Podsakoff等,2007^[7])等的正向作用,但是上述积极影响的形成机制有待进一步揭示,作用过程的中介机制和适用条件也有待进一步探索。从现有文献可知,以往学者们主要从压力、归因、认知评价等视角对团队绩效压力产生积极影响的过程机制进行了分析与论证,譬如,冯明和胡宇飞从压力视角提出了双元压力源分析框架,认为不同类型压力源会对个体产生不同的影响(冯明和胡宇飞,2021^[8])。然而,相关的实证研究结论却就挑战性压力源与个体结果变量的关系尚未达成一致(Bliese等,2017^[9]),这说明仅考虑压力源本身不足以揭示团队绩效压力的准确作用路径。Podsakoff等从员工个体角度研究发现,当个体认为工作场所压力对其成长具有积极意义时,压力就能相应减少其工作退缩行为的发生^[7]。更进一步地,Mitchell等(2019)^[10]基于认知评价理论的研究结果,明确了当员工将绩效压力评价为挑战性因素时,会增加其参与行为并产生更多的组织公民行为。

虽然已有关于绩效压力的研究成果比较丰富,但仍然存在两个问题有待讨论:一是团队绩效压力作为团队层面的变量,在团队层面如何被看待及其对团队

整体的影响如何?二是个体层面的现有研究只进行到认知评价这一环节,接下来的问题是:从个体评价到最终行为的作用路径是怎样的?根据Lazarus等的观点,情绪是对特定关系意义的回应,个体的认知评价会引发相应的情感反应(Lazarus和Folkman,1984^[11])。Weiss和Cropanzano(1996)^[12]提出的情感事件理论(affective events theory, AET)探讨了组织成员在工作中经历的情感事件(affective events)、产生的情感反应(affective reactions)与其态度及行为的关系,通过“事件—情感—态度—行为”这一完整链条系统解释了个体情感对工作过程及结果的影响机制。据此,本研究在Mitchell等(2019)^[10]研究的基础上,基于情感事件理论,将团队绩效压力作为影响所有团队成员的共同情感事件,从团队成员应对团队绩效压力所做出的积极情感反应作切入,进一步探究团队绩效压力对团队绩效和员工个体行为的积极影响机制。

鉴于团队绩效压力可能带来的“双刃剑”效应,本研究仅就其积极效果即团队成员倾向于将团队绩效压力看作积极情感事件的原因进行探讨。另外,由于团队领导的地位和组织赋予其正式权威都对团队成员的感受及行为产生重要影响,科学开展压力管理、充分发挥绩效压力对团队和员工的积极作用也是团队领导者的重要职责之一,其情感表现是成员对情感事件进行解读与回应的重要调节因素。综上,本研究从团队情感反应的角度切入,通过将团队绩效压力视为工作场所中特定的情感事件,探究团队绩效压力对团队绩效、工作退缩行为产生的直接影响以及领导者积极情感表现的调节作用和积极团队情感基调的中介作用。

二、文献综述及研究假设

(一) 团队绩效压力与团队绩效、个体工作退缩行为

Baumeister(1984)^[13]认为压力是“增加在特定场合良好表现的重要性的任何因素或因素组合”。在此基础上,Gardner将团队绩效压力界定为能够增强团队优良产出的三个相互关联因素的集合:共同成果问责制(shared outcome accountability)、对工作加强审查和评估(heightened scrutiny and evaluation of its work),以及与团队绩效相关的重大后果(significant consequences associated with the teams performance)(Gardner,2012^[5])。不同于普通的外部压力,面临

绩效压力的团队更强调卓越的共同工作结果，其压力源于预测形成的团队绩效共识与潜在组织绩效之间的差距，即压力与其结果是可以事先预见的。团队成员的工作投入将被仔细审查并与最后的绩效成果紧密相联，因此，团队绩效压力能给员工带来紧迫感，督促成员个体通过共同协作高质量满足领导或客户需求以更好地实现绩效目标（Gardner, 2012^[5]）。

共同成果问责制能够促进员工努力参与完成团队任务。史丽萍等（2016）^[14]认为，具有共同目标的团队成员会表现出更强烈的动机，愿意投入更多的时间和精力去完成所承担的工作任务。而与团队绩效相关的管理目标能够激励员工提升自身绩效，激发其为团队做贡献的强烈动机（李志成等，2018^[15]）。因此，团队绩效压力下的团队成员因需共同对团队工作成果负责，先前已达成的团队共同目标能够激发其工作热情进而增加其工作投入。

团队绩效压力是强加给员工的外力，涉及对绩效的负面评价，这种负面评价会迫使员工努力提高绩效以规避消极后果。当团队绩效目标实现进度低于预期时，员工对缓慢进度的消极情绪会刺激其改进工作以达到预期目标，即，当其意识到自身贡献不足且团队绩效目标的实现面临风险时，会通过不断地质疑、修改原有的工作方式方法，持续尝试为团队做尽可能大的贡献以更为有效地实现团队绩效目标（Rodell 和 Judge, 2009^[4]）。

强调对团队工作的审查和评估以及与团队绩效相关的奖励、惩罚和竞争等活动能够增强团队成员对实现卓越绩效目标重要性的认知。团队绩效压力强调了员工奖励取决于团队绩效提升的事实，这将使员工的注意力更集中于自身行为是否有助于绩效目标的实现，有益于团队成员基于共同目标增强协作，从而产生更高质量的团队工作成果。

基于上述分析，本文提出假设 1a。

H1a: 团队绩效压力有助于提升团队绩效。

团队绩效压力不仅影响团队，也会对团队成员的个体工作退缩行为产生影响。James 和 Wooten（2010）^[6]认为，团队绩效压力为员工提供了展示自己能力的机会，可以促进员工不断探索和自我学习。团队绩效压力因强化了员工个体对团队绩效的关注从而提升其参与程度。通过参与完成团队任务，员工一方面使自己的知识和技能得到了提升锻炼，另一方面也向其他团

队成员展示了自己的专业能力。员工因完成团队绩效所带来的一系列奖励会刺激员工不断提升能力以完成团队任务与目标，增加更多获益的可能。而工作参与度的提高相应地减少了员工开小差、缺勤等工作退缩行为的发生。

团队绩效压力可以提升员工的自我调控能力。当员工为了奖励、成长与发展而专注于团队绩效目标时，这种积极的工作状态能够补充其自我调控所需的资源，例如稳定的理性思考、兴奋状态、自我适应等，由此增加身体、认知和情感的来源，使其具有更为活跃的身体状态、更为坚韧的意识、智力敏捷性、与他人的和谐关系和对工作的积极投入（万金等，2021^[16]）。因此，员工对团队绩效压力的关注能够促进自我调节，进一步使其具备了应对团队绩效压力的能力，更加积极主动地应对团队绩效压力，而不是选择退缩与回避。

综上，本文提出假设 1b。

H1b: 团队绩效压力有助于减少员工个体工作退缩行为。

（二）积极团队情感基调的中介作用

藉由情感事件理论，组织中的工作事件可以分为令人振奋的事件（uplifts）和负面事件（麻烦事），其中令人振奋的事件与积极情感相关，能够促进工作目标的实现（赵然等，2015^[17]）；而负面事件则与消极情感相关，会妨碍工作目标的实现（Weiss 和 Cropanzano, 1996^[12]）。团队绩效压力可以看作组织环境中令人振奋的积极情感事件，团队成员针对这一情感事件的积极情绪反应会对后续的团队结果和个人行为产生影响。

工作压力源作为工作情境因素的一种，其通过引起相应的情绪反应对个体行为产生影响（宋国学，2016^[18]）。团队绩效压力实质上是团队成员追求自我价值实现的欲望内化产生的紧迫感，员工清楚地意识达到和超出绩效期望会得到晋升、加薪等福利，反之则会导致一系列负面后果。团队绩效压力催生的达成高绩效的紧迫感会进一步刺激员工后续的心理、情绪和生理反应（Mitchell 等，2019^[10]）。另外，团队成员从团队绩效压力中看到了个人成长、学习和目标达成等机会，促使其作出积极或挑战性的认知评价，进而引发积极的情绪和态度，提高工作满意度并增强组织承诺（冯明和胡宇飞，2021^[8]）。因此，团队绩

效压力在一定程度上可以被视为一种令人振奋的情感事件,能够引发团队成员的积极情绪,使其呈现出积极的情感表现(Rodell和Judge,2009^[4])。

团队情感基调(team affective tone)由团队成员高度相似的个人情感聚合而成,是指“群体内的一致或同质的情感反应”(George,1990^[19])。根据团队成员的情感表现,团队情感基调可以区分为积极团队情感基调(positive group affective tone,PGAT)和消极团队情感基调(negative group affective tone,NGAT)。团队情感基调作为团队层面的情感状态,代表了团队成员对共同经历的团队情感事件的共享情绪感知,能有效预测成员行为(George,1990^[19]),且对个体和团队层面上的态度、行为和绩效都有着显著影响。现有研究表明,在团队层面,PGAT有利于促进团队成员之间的合作、减少冲突,可以提升团队创造力、团队绩效、团队声誉(Collins等,2016^[20])等;在个体层面,PGAT会减少团队成员的缺席行为并增加其组织公民行为(George,1990^[19])。据此可以初步预测,团队绩效压力这一令人振奋的团队情感事件所引起的积极团队情感基调,可以有效提升团队绩效,减少员工个体工作退缩行为。

由积极情绪的拓展-建构(broaden-and-build)功能可以推断,PGAT不仅能影响团队成员即时的幸福程度,拓展其短期的思维与行动,还能带来建构认知资源的长期适应性益处,最终给员工行为与团队产出带来积极影响。已有研究表明,PGAT一方面可以直接使得团队成员的思维模式变得更加灵活、包容、开放、具有前瞻性等,使其精神状态更为饱满,从而更高效地完成团队共同目标、提升团队绩效;另一方面也可以增加团队成员当下感觉良好及未来适应良好的可能性,一定程度上抑制或者抵消组织中其他消极情感事件给其带来的消极影响,进而提升员工整体工作满意度,有效降低个体工作退缩行为发生的可能性(George,1996^[21])。因此,PGAT可以直接影响个体的情绪和动机,进而作用于个体行为和团队结果。而且,PGAT可以通过影响团队成员的互动行为进而对团队中的个体和整体产生影响。PGAT有助于形成愉悦的工作环境,减少成员之间的冲突与对立,使其相处更为融洽(George,1996^[21])。处在积极团队情感基调氛围中的成员会表现出更多的合作意愿,产生更多助人行为,更积极主动地投身于团队任务,促进其

信息、观点、想法等的交流与碰撞和优势互补,从而更好地克服任务过程中的问题和困难。成员之间的互帮互助、融洽共处,也会使得团队中的个体感到充满干劲与激情,激发其追求高团队绩效目标的高动机,最终提升团队绩效。良好的人际关系使得团队成员更多地感受到彼此间的信任、热情、熟悉与关爱,得到更充盈的心理资源,从而更愿意履行个人的角色义务,而非采取工作退缩行为(刘善仕和刘劼旋,2021^[22])。

综上,团队绩效压力作为工作场所中的令人振奋的情感事件,可以引起团队成员的积极情感反应,形成积极团队情感基调,再通过积极情绪对团队成员个体、成员互动关系与团队合作产生积极影响,最终有效提升团队绩效、减少个体的工作退缩行为。

根据上述分析,特提出假设2。

H2a: 团队绩效压力通过积极团队情感基调提升团队绩效。

H2b: 团队绩效压力通过积极团队情感基调减少个体工作退缩行为。

(三) 领导者积极情感表现的调节作用

团队中的领导者拥有组织赋予的正式权威,对团队成员的感受与行为有着重要影响。而情感在领导与下属/团队的相互作用中无所不在,领导者的情感对下属的感受、思考和行为方式,以及团队的运作与绩效均至关重要(范恒和周祖城,2018^[23])。下属对特定情感事件所产生的情感反应很大程度上会受到领导者情感表现的影响。一般情况下,当领导者呈现出积极情感表现时下属往往更加倾向于对团队情感事件做出较为积极的回应与评价,也更容易表露出积极情感状态(Liu等,2017^[24]),继而基于成员之间的情绪传染机制可以形成团队整体的共同情感基调(倪旭东和周琰喆,2017^[25])。

领导者高度积极的情感表现首先意味着向外界传递出了安全、开放或关心他人的意愿(冯镜铭和刘善仕,2018^[26]),同时代表了对团队当前任务进展与完成情况的认可,基于此,团队成员对于团队绩效压力的解释会更趋向于积极和乐观。如前所述,团队绩效压力被团队成员视为一种令人振奋的积极情感事件,团队成员在其中看到了满足和超出团队绩效期望带来的晋升、加薪和其他发展机会,所以面对领导者的积极情感表现,团队成员会认为自己的工作受到了团队领导的肯定与赞赏,进而加强了其完成团队绩效

目标即可带来期望结果的已有信念。其次，作为一种有效的传播机制，领导者高度积极的情感表现也更容易唤起下属即团队成员的积极情感（Visser 等，2013^[27]），消减团队绩效压力带来的紧迫感。最后，当领导者呈现出高度积极的情感表现时，团队成员会感受到安全、开放与友好，即使处于团队绩效压力下，成员之间、成员与领导者依旧会进行积极的互动，增进成员间的联系和友谊，促进沟通协调，进而形成良好的团队氛围（Visser 等，2013^[27]）。由此可以预测，领导者积极情感表现程度越高，其对团队情感事件的调节作用越强。当领导者表现出高度积极的情感时，团队成员更易流露出积极的情感表现，进而呈现出更为积极的团队情感基调。

然而，当领导者积极情感表现不那么明显时，领导者首先向外界传达了一种不够友好、希望保持距离的意愿（冯镜铭和刘善仕，2018^[26]），表明领导者对团队当前工作的整体进展与完成情况并不满意。团队成员虽然从团队绩效压力中看到了晋升、加薪等期望的结果，但由于领导者的消极情感表现，其倾向于反思是否有不足或过错之处，心理上会感到紧张与不安。其次，基于领导者情感表现的传播机制（Visser 等，2013^[27]），在领导者积极情感表现较弱的团队中，团队成员会有更多团队绩效压力的紧迫感，较多消极情绪的体验，团队整体也不太可能呈现出积极的情感氛围。最后，当领导者呈现出不甚积极的情感表现时，团队成员会警觉甚至将其解读为威胁、可怕的象征，在团队绩效压力之下，团队内的人际关系会更加紧张，产生更多不舒适感，进而影响到整体的团队情感基调。

据此，本研究提出假设 3。

H3: 领导者积极情感表现正向调节团队绩效压力和积极团队情感基调之间的关系。领导者积极情感

表现程度越高，团队绩效压力与积极团队情感基调的正向关系越强。

鉴于领导者积极情感表现会影响团队绩效压力与积极团队情感基调之间的关系，本文进一步预测，团队绩效压力通过积极团队情感基调对团队绩效的影响同样会受到领导者积极情感表现的调节影响。因为领导者的积极情感表现作为一种重要的工作资源（job resources），可以帮助团队成员更好地实现目标，激励其成长和发展，增强其在团队中的幸福感。当领导者具有高度积极的情感表现时，团队成员可以感受到更多的包容与友好，成员间的关系更为良性和积极且愉悦轻松（George，1996^[21]），这可以帮助团队成员更好地应对工作中的挑战和机遇，更热爱和认同所从事的工作，产生较高的内部动机和职业满意度，从而增加工作投入。如此，它一方面消减了高团队绩效压力带来的紧张感，另一方面也会引导团队成员对团队绩效压力这一情感事件作出更多积极评价与回应，表露出更多积极情感，呈现出更加积极的团队情感基调。由此，团队成员共同努力实现绩效目标时，通过加强彼此的沟通与协作能够更好地实现技能的互补与进步，这将更加有助于团队整体目标的实现与提升团队绩效。相对而言，领导者不够明显的积极情感表现可能会加剧团队成员在高团队绩效压力下的紧迫感，使团队成员难以对团队绩效压力作出积极评价与回应，导致不甚积极的情感表现，这会挫伤其工作积极性，从而不利于团队绩效的提升。

综上，本文进一步提出假设 4。

H4: 领导者积极情感表现正向调节团队绩效压力通过积极团队情感基调对团队绩效产生的间接影响；领导者积极情感表现程度越高，上述间接影响越强。

根据上述分析与假设推导，我们构建了本研究的概念模型图，如图 1 所示。

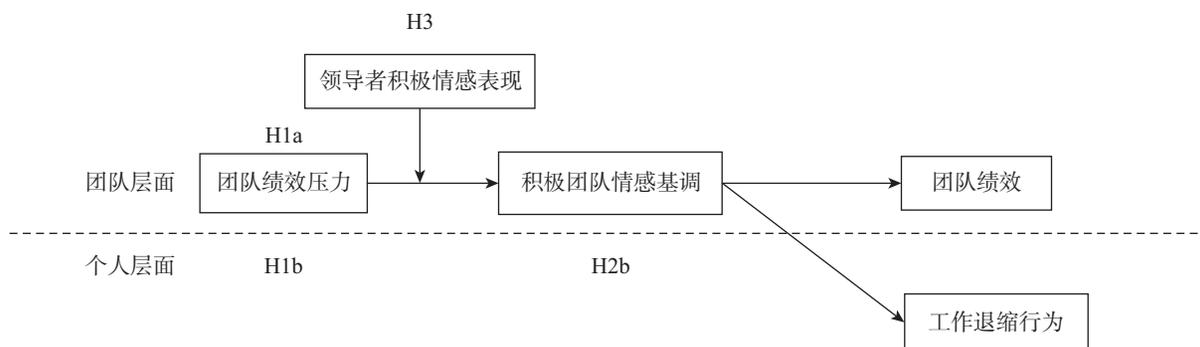


图 1 团队绩效压力对团队绩效与工作退缩行为影响的概念模型图

三、研究设计

(一) 数据收集和样本描述

本研究通过问卷调查的方式收集所需数据。调查对象来自银行、电力、医药、建筑等行业的6家大型企业总部及其分公司下属单位。为减少同源方差,本研究使用配对问卷进行数据收集,采用团队管理人员与员工两种数据来源的多源评价方式克服可能存在的主观偏见。在数据收集过程中,首先,与对应企业的人力资源部门负责人取得联系,向其简要介绍本次问卷调查的主要目的;其次,根据人力资源部门提供的企业团队清单等资料,随机抽取研发、职能管理、生产、营销等部门的团队领导及成员并配对编号;最后,研究人员到企业现场发放问卷,监督填写然后回收。

本次研究调研共回收有效问卷558份,共涉及98个团队,有效回收率达95%。有效样本中,性别方面,领导层男性占比67.2%,员工层男性占比52.4%;年龄方面,领导层以31~35岁和41岁及以上居多,分别占30.4%和41.1%,员工层则以26~30岁和31~35岁居多,分别占30.7%和32%;学历方面,均以本科为主,领导层和员工层分别占比70.9%和69.6%,其次为硕士研究生学历,领导层占比26.1%,员工层占比16.1%;工作年限方面,领导层以13年及以上居多,占比47.2%,其次为10~12年,占比19.6%,员工层以4~6年居多,占比24.8%,其次为7~9年,占比22.8%;工作职位方面,领导层以中层管理人员为主,占比67.2%,员工层大多为执行人员,占比67.8%。团队信息方面,团队规模以5~12人为主,占比62.4%,平均团队成员规模为12.97人;团队成立平均年限为5.05年;团队类型中,研发团队、职能管理团队、生产团队、营销团队分别占比13.4%、46.8%、27.8%、10.0%。

(二) 变量测量

本研究所采用问卷均为国外学者开发的成熟量表,为确保量表有效性,采用翻译-回译的方法对量表进行确定。首先由1名人力资源管理专业的副教授和4名人力资源管理专业的硕士研究生分别独立翻译,将上述5份翻译的量表进行详细比对、讨论修改形成初步量表之后,再邀请2名管理学领域的专家对量表做进一步的修改和调整,进一步提高量表的有效

性。本研究涉及的量表说明如下:

团队绩效压力:采用Zhang等(2017)^[28]开发的量表,共8个题项。示例题项如“公司为我们团队设定了较高的绩效目标”“团队成员在公司中的发展前景取决于团队能否实现优秀的绩效”等。该量表由领导填写,采用5点Likert量表进行评价(1~5表示从“完全不符合”到“完全符合”)。

积极团队情感基调:采用Watson等(1988)^[29]开发的积极和消极情绪量表(PANAS)中的积极情绪部分,共10个题项。示例题项如“兴奋的”“热情的”“受到鼓舞的”。该量表由员工填写,并聚合到团队层面,采用5点Likert量表进行评价(1~5表示从“很少或基本没有”到“极度地”)。

团队绩效:采用Williams等(2007)^[30]开发的量表,共4个题项。国内学者白新文等(2011)^[31]的研究证实了该量表具有较高的信度。示例题项如“我管辖的团队充分完成了所分配的任务”“我管辖的团队达到了常规的绩效要求”等。该量表由领导填写,采用7点Likert量表进行评价(1=非常不同意;7=非常同意)。

工作退缩行为:采用Lehman等(1992)^[32]开发的量表,共10个题项。示例题项如“产生缺席的念头”“擅自离开工作岗位”等。该量表由员工填写,采用5点Likert量表进行评价(1~5表示从“从不”到“总是”)。

领导者积极情感表现:采用Watson等(1988)^[29]开发的积极和消极情绪量表(PANAS)中的积极情绪部分,共10个题项。示例题项如“兴奋的”“热情的”“受到鼓舞的”。该量表由领导填写,采用5点Likert量表进行评价(1~5表示从“很少或基本没有”到“极度地”)。

控制变量:本研究将团队规模、团队经验以及团队异质性(如成员在年龄、性别、工作经验上的差异等)作为控制变量,以控制其对团队绩效与团队成员个体行为的影响。团队层面的控制变量包括团队规模、团队成立时间;个体层面的控制变量包括性别、年龄、学历、工作年限。

四、数据分析与结果

(一) 信度与效度检验

本研究采用Cronbach's α 和组合信度(CR)作

为检测指标评估潜变量的信度。具体结果如表 1 所示。各变量的 Cronbach's α 值与组合信度值均大于 0.7, 满足经验标准, 表明通过了信度检验, 量表具有良好的内部一致性。

效度检验包括内容效度、聚合效度和区分效度。内容效度上, 本研究变量测量均借鉴相关文献中的成熟量表, 从而可以充分保障各构念的内容效

度。为了检验聚合效度, 本研究对各指标的因子载荷、各潜变量的平均方差提取值 (AVE) 进行了计算并汇总 (参见表 1 所示)。分析结果显示, 所有测量指标的因子载荷均超过 0.5 的临界值, 大部分指标的因子载荷大于 0.8; 各潜变量的平均方差提取值均大于 0.5, 符合判别标准, 因此量表的聚合效度较高。

表 1 信度和聚合效度

变量名称	因子载荷范围	AVE	CR	Cronbach's α
团队绩效压力	0.667~0.846	0.561	0.910	0.817
积极团队情感基调	0.640~0.824	0.519	0.915	0.832
团队绩效	0.804~0.908	0.752	0.924	0.924
工作退缩行为	0.645~0.877	0.534	0.921	0.881
领导者积极情感表现	0.630~0.898	0.573	0.930	0.779

为了检验各主要变量之间的区分效度, 并考虑到本研究的理论模型存在个体与团队两个层次, 需要进行多水平分析, 因此本研究采用 Mplus 7.0 进行验证性因子分析。第一步, 首先进行单水平的验证性因子分析, 从数据结果看, 单水平模型拟合效果不是很理想 ($CFI=0.649$, $TLI=0.626$, $RMSEA=0.099$, $SRMR=0.087$)。接下来, 进行多水平验证性因子分析。本研究构建了基准模型 (五因子模型), 并同时构建了

四个备选模型进行比较 (依次为四因子、三因子、双因子、单因子模型)。从各指标拟合情况来看, 五因子模型拟合较好, 符合判定标准, 且明显优于各备选模型 (AIC 、 BIC 与其他模型相比有所减少, $CFI=0.963>0.95$, $TLI=0.954>0.95$, $RMSEA=0.044<0.08$), 模型分析结果参见表 2。分析结果表明本研究模型具有较好的区分效度, 共同方法偏差不会对本研究结果产生严重影响。

表 2 验证性因子分析结果

模型	χ^2	df	LL	AIC	BIC	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	
									Within	Between
五因子模型 ¹	1 689.10	848	-5 357.34	11 018.69	11 646.63	0.963	0.954	0.044	0.078	0.112
四因子模型 ²	1 877.63	861	-5 486.16	11 250.31	11 824.55	0.635	0.616	0.051	0.081	0.116
四因子模型 ³	1 889.77	861	-5 492.33	11 262.65	11 836.90	0.631	0.612	0.051	0.082	0.117
四因子模型 ⁴	1 909.35	861	-5 502.12	11 282.24	11 856.48	0.624	0.604	0.051	0.082	0.118
三因子模型 ⁵	2 004.91	863	-5 549.90	11 373.79	11 939.77	0.590	0.570	0.054	0.081	0.119
双因子模型 ⁶	2 134.26	864	-5 614.57	11 501.15	12 063.00	0.544	0.522	0.057	0.081	0.121
单因子模型 ⁷	2 085.29	854	-5 590.09	11 472.18	12 075.34	0.558	0.531	0.056	0.086	0.185

注: 1 假设模型; 2 团队绩效压力+领导者积极情感表现合并为同一因素; 3 领导者积极情感表现+积极团队情感基调合并为同一因素; 4 积极团队情感基调+团队绩效合并为同一因素; 5 团队绩效压力+积极团队情感基调+领导者积极情感表现合并为同一因素; 6 团队绩效压力+积极团队情感基调+领导者积极情感表现+团队绩效合并为同一因素; 7 所有变量合并为同一因素。

(二) 聚合检验

在本研究中,团队情感基调定义在团队层次,由于该变量由个体成员填写,因此,为得到团队层面数据,需要检验个体层数据加总到团队层的可行性。经计算,团队情感基调的 $R_{wg(j)}$ 的平均值、 $ICC(1)$ 、 $ICC(2)$ 分别为 0.94、0.35、0.70,各项指标均达到聚合标准。因此,可以将团队情感基调聚合为团队层。

(三) 描述性统计与相关性分析

本研究采用 SPSS 21.0 对变量进行描述性统计

和相关性分析,结果如表 3 所示。从结果来看,各变量两两之间的相关系数均小于 0.7,所有变量的 AVE 的平方根(粗体)远大于其与其余变量的相关系数,进一步表明量表具有良好的区分效度。另由表 3 可知,团队绩效压力与团队绩效显著正相关 ($r=0.43, p<0.001$),团队绩效压力与积极团队情感基调显著正相关 ($r=0.29, p<0.001$),积极团队情感基调与团队绩效显著正相关 ($r=0.32, p<0.001$),这为验证相关假设提供了初步的研究基础。

表 3 变量的描述性统计和相关系数表

变量	M	SD	1	2	3	4	5	6
个体层面变量 (N=460)	12.97	9.63						
1. 性别	1.33	0.47						
2. 年龄	3.89	1.10	-0.27***					
3. 学历	3.23	0.49	-0.05	0.36***				
4. 工作年限	3.96	1.20	-0.20***	0.66***	0.25***			
5. 工作退缩行为	1.44	0.44	-0.10*	-0.09	-0.02	0.03	0.73	
团队层面变量 (N=98)								
1. 团队规模	12.97	9.63						
2. 团队成立时间	5.05	7.30	0.22***					
3. 团队绩效压力	4.16	0.48	0.22***	0.18***	0.75			
4. 积极团队情感基调	3.90	0.19	0.20***	0.11*	0.29***	0.72		
5. 团队绩效	6.06	0.73	0.35***	0.22***	0.43***	0.32***	0.87	
6. 领导者积极情感表现	3.67	0.44	0.09	0.09	0.41***	0.34***	0.60***	0.76

注:*** $p<0.001$,** $p<0.01$,* $p<0.05$,下同。对角线粗体为 AVE 的平均值,其他为 Pearson 相关系数。

(四) 假设检验

运用 Mplus 7.0 对各研究假设进行验证后得到最终的回归分析结果汇总整理如表 4 所示。

首先分析模型的主效应(团队绩效压力对团队绩效和个体工作退缩行为的影响)。对于假设 1a,由表 4 中模型 3 可知,团队绩效压力对团队绩效有显著正向影响 ($b=0.58, p<0.001$),因此,假设 1a 成立。同理,由表 4 中模型 6 可得,团队绩效压力对个体工作退缩行为有显著负向影响 ($b=-0.27, p<0.001$),因此,假设 1b 成立。另外,根据 Mplus 输出结果绘制的路径分析图(参见图 2)可以直观显示

前述分析结果。

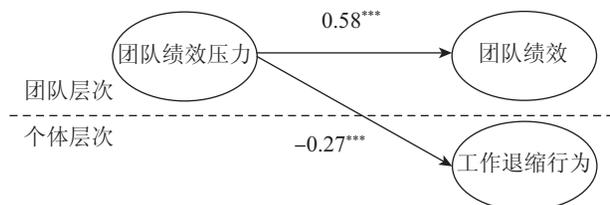


图 2 模型主效应路径图

注:图中数据为非标准化系数。

接下来验证积极团队情感基调的中介效应。首先采用逐步法(Baron 和 Kenny, 1986^[33])对中介效应进行检验。根据表 4 中模型 1 可知,团队绩效压力对

积极团队情感基调有显著正向影响 ($b = 0.39, p < 0.001$); 由表4中模型4可知, 积极团队情感基调对团队绩效有显著正向影响 ($b = 0.40, p < 0.001$); 当团队绩效压力和积极团队情感基调同时预测团队绩效时, 根据模型5, 积极团队情感基调对团队绩效具有显著正向影响 ($b = 0.24, p < 0.001$), 但此时团队绩效压力对团队绩效的影响虽然显著但有所减弱 ($b = 0.50, p < 0.001$)。由此表明假设2a成立, 即积极团队情感基调在团队绩效压力和团队绩效之间起到部分中介作用。上述中介效应的路径分析图如图3所示。

同理, 对于假设2b: 首先, 根据表4中模型2, 团队绩效压力对积极团队情感基调有显著正向影响 ($b = 0.38, p < 0.01$); 其次, 根据表4中的模型7, 积极团队情感基调对工作退缩行为有显著负向影响 ($b = -0.46, p < 0.05$); 当团队绩效压力和积极团队情感基调同时预测工作退缩行为时, 根据表4中模型8, 积极团队情感基调对工作退缩行为具有显著负向

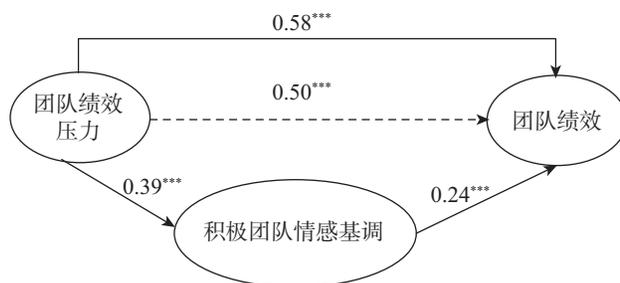


图3 模型中介效应路径图

注: 图中数据为非标准化系数。实线为直接效应, 虚线为间接效应。

影响 ($b = -0.46, p < 0.05$), 但此时团队绩效压力对工作退缩行为的影响不再显著 ($b = -0.10, ns$)。综合模型2、模型7与模型8的分析可以推断假设2b成立, 此时积极团队情感基调的中介效应仍然存在, 积极团队情感基调在团队绩效压力与工作退缩行为之间起到了完全中介的影响作用。上述中介效应的路径分析图如图4所示。

表4 回归分析结果

类别	积极团队情感基调		团队绩效			工作退缩行为		
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
团队绩效压力	0.39***	0.38**	0.58***		0.50***	-0.27***		-0.10
积极团队情感基调				0.40***	0.24***		-0.46*	-0.46*

注: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ 。表中数据为非标准化系数。

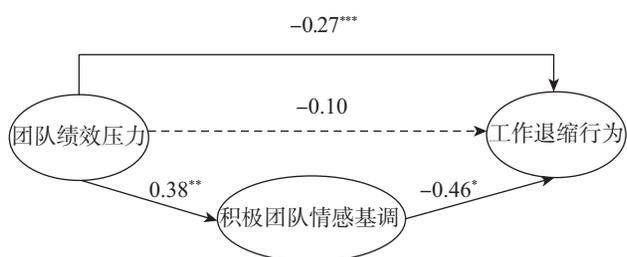


图4 模型中介效应路径图

注: 图中数据为非标准化系数。实线为直接效应, 虚线为间接效应。

为更好地验证中介效应, 本研究进一步通过Preacher和Hayes(2004)^[34]以及Hayes和Scharkow(2013)^[35]提出的拔靴法(Bootstrapping)对假设2a与2b进行验证。在Bootstrap中进行5000次放回抽样, 置信区间为95%的情况下, 检验结果显示中介效应的区间不包含0 ($LLCI = 0.06, ULCI = 0.14$), 团队绩效压力通过积极团队情感基调影响团队绩效的

中介效应值为0.09 ($P < 0.001$), 因此假设2a再次得到支持。同理, 由检验结果 ($LLCI = -0.36, ULCI = -0.04$, 不包含0), 且团队绩效压力通过积极团队情感基调影响工作退缩行为的中介效应值为-0.18 ($P < 0.05$), 因此, 假设2b也再次得到验证。

接下来进行调节效应的检验。首先检验假设3, 即领导者积极情感表现在团队绩效压力和积极团队情感基调之间所起的调节作用。统计分析结果参见表5。由表5中模型10可知, 团队绩效压力和领导者积极情感表现的乘积项对积极团队情感基调有显著影响 ($b = 0.22, p < 0.01$)。为了更为直观地表现领导者积极情感表现的调节作用, 本文绘制了如图5所示的调节效应图。从调节效应图中可以看出, 当领导者积极情感表现高时, 团队绩效压力与积极团队情感基调之间的回归线较为陡峭, 表明此时团队绩效压力对积极团队情感基调的正向作用较强; 而当领导者积极情感表现低时, 团队绩效压力与积极团队情

感基调之间的回归线较为平坦,表明此时团队绩效压力对积极团队情感基调的正向作用较弱。因此,假设3成立。

表5 调节效应检验

类别	积极团队情感基调	
	模型9	模型10
团队绩效压力	0.18*	0.27**
领导者积极情感表现	0.40***	0.30***
团队绩效压力×领导者积极情感表现		0.22**

注:表中数据为非标准化系数。

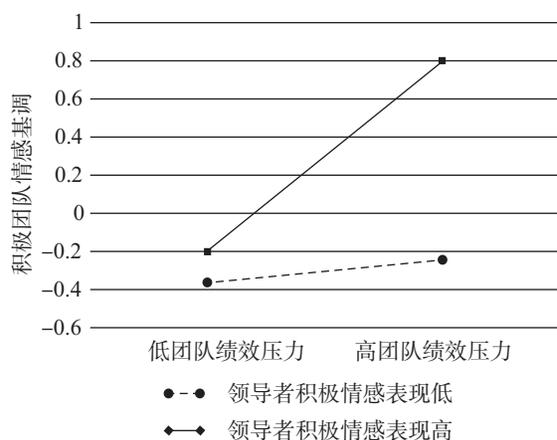


图5 模型调节效应图

最后检验假设4,即领导者积极情感表现在团队绩效压力通过积极团队情感基调影响团队绩效中所起到的被调节的中介作用。最终分析结果参见表6。由表6可知,与较低的领导者积极情感表现相比,领导者积极情感表现较高时的间接效应更强(前者效应值为0.05,后者效应值为0.10, $p < 0.01$),且95%CI [0.05, 0.16],不包含0。两种间接效应的差值为0.05,并且置信区间为 [0.03, 0.09],不包含0,结

表6 被调节的中介效应检验

类别	调节变量	因变量		
	领导者积极情感表现	团队绩效		
		效应值	SE	Boot95%CI
团队绩效压力通过积极团队情感基调影响团队绩效的间接作用	高	0.10**	0.03	[0.05, 0.16]
	低	0.05**	0.02	[0.02, 0.08]
	差异	0.05**	0.08	[0.03, 0.09]

果表明差异显著。据此可以推断假设4成立,即领导者积极情感表现调节团队绩效压力通过积极团队情感基调对团队绩效产生的间接影响,与低领导者积极情感表现相比,在高领导者积极情感表现下,团队绩效压力通过积极团队情感基调对团队绩效的间接作用更为显著。分析结果报告的被调节的中介效应值为0.05 ($p < 0.05$)。

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本研究基于情感事件理论,将团队绩效压力视为一种积极的情感事件探究团队绩效压力对团队整体绩效以及团队成员工作退缩行为的影响机理,论证并分析了团队绩效压力积极效应的可能路径及其适应条件。经由Mplus软件对有效调查问卷分析后得到如下主要研究结论。

第一,团队绩效压力有助于提升团队绩效与减少团队成员个体的工作退缩行为。处于团队绩效压力下的成员个体需要一起对团队工作成果负责,共同的工作成果负责制能够激发其为团队做贡献的动机从而增加工作投入,而积极的工作投入能够减少员工个体的工作退缩行为。并且,团队绩效压力强调了团队绩效提升与个体奖惩的相关性,这有助于加强团队成员间的协作并提高团队工作成效。

第二,团队绩效压力可以藉由积极的团队情感基调影响团队绩效和员工退缩行为。团队情感基调由团队成员高度相似的个人情感聚合而来。团队绩效压力作为职场中令人振奋的情感事件,激发了团队成员对于个人成长和学习的动机,能够引发团队成员的积极情绪从而形成积极的团队情感基调,这种积极情绪有利于团队成员间的互动与合作、减少成员间的冲突与对立,由此,相得益彰的团队成员关系可以激发追求高团队绩效目标的成就动机,使得个体更愿意履行个人的角色义务从而减少了个体退缩行为、有利于提升团队绩效。

第三,领导者积极情感的表现程度越高,团队绩效压力对积极团队情感基调的正向影响越大。而且,领导者积极情感表现正向调节作用于积极团队情感基调在团队绩效压力和团队绩效之间的中介效应。因此,领导者的积极情感表现作为一种重要的工作资源,影响着团队整体目标的实现和团队成员个体的工

作作为表现。在高领导者积极情感表现的工作环境中，高团队绩效压力所致的紧张感能够被减弱，可以引导团队成员对团队绩效压力做出比较积极的反馈，团队绩效压力更容易引发积极团队情感基调，这将有助于团队整体目标的实现从而提升团队绩效。以往从认知角度对领导者的相关研究，大多关注领导者风格与领导类型（如变革型领导、魅力型领导等）对下属的影响，然而无论哪一种领导风格或类型对下属的影响均离不开情感的运用，本研究证实了领导者积极情感对下属发挥的积极作用，从理论上解释了领导者的积极情绪能够给个人和团队带来积极影响的有效实现途径。

（二）管理启示及建议

笔者从上述研究及其结论得到相关管理启示，特提出如下改进企业组织管理团队的建议。

第一，制定合理的团队绩效目标，通过提高团队目标一致性和团队效率增强团队有效性。团队绩效压力是对团队成果的强调，反映了团队成员对团队卓越成果的重视程度，因此，适当施加团队绩效压力不仅可以通过团队绩效压力的传导机制实现团队目标与企业目标的紧密结合，同时团队目标的分解与落实能够让员工更好地理解团队目标和企业发展目标，增强团队目标一致性。而且，为促进团队成员间的沟通与合作，制定合理、有效的绩效管理措施与构建相学相长的稳定合作团队，可以提升团队有效管控、共同应对绩效压力的能力，也能促进团队高效利用时间和资源的能力以更好地实现绩效目标。

第二，团队情感基调影响团队绩效压力下的团队整体与成员个体的产出效应，因此，企业组织要注重培养积极的团队情感基调。根据情感基调形成的ASA（Attraction-Selection-Attrition，吸引-选择-磨合）理论，团队成员的相似特质情感会使成员彼此具有和保持相似性并促使其对同一情感事件的刺激拥有相似感受进而产生同质状态情感（George，2002^[36]）。那么，除了通过团队领导这一权威人物的情绪感染作用来引导成员的同质状态情感外，还可以建立正面有效的群体情感规范，在增加成员情感趋同程度的同时影响、指导团队成员在群体中的情感感受和表达，提高团队开放性与平衡性，培育积极团队情感基调并抑制消极情感基调建立。

第三，企业组织要着力遴选和培养合格的团队管理者，以提高团队韧性与团队能量达到增强团队有效性的目的。团队领导者在绩效压力下的情感表现对团队成员的工作态度与行为、团队绩效有着重要影响，团队领导者积极的情感表现将提升其领导行为的有效性，实现在团队和个人两个层次上更好的管理效应。已有研究证实，魅力型、变革型领导会更多地展示出积极的情感表现（Van Knippenberg和Van Kleef，2016^[37]），因此组织在遴选团队领导者时，应注重选择具有魅力型、变革性领导特质的，如对理想有强烈信念、高度热情和精力充沛、具有良好的表达与沟通能力、个人形象正面积积极的人员。组织也要注重对团队领导者压力承受能力、情感号召力的培训与开发，如此才能够当团队面临内外部高压时，藉由团队领导者的有效领导与管理努力使团队保持着凝聚力和团队韧性，维持团队蓬勃向上的工作势头以促成高水平绩效结果的实现。

（三）局限与展望

尽管本研究探讨了团队绩效压力对团队绩效、团队成员个体工作退缩行为的影响机理，但仍然存在一些有待改进的方面：一是本研究采用了团队领导与员工两种数据来源的配对方式进行数据收集，能够在一定程度上避免同源方差的问题，但是后续研究若能够采用纵向研究设计的方法，分不同时间段收集数据，可以更好地减少共同方法偏差和更为准确地探究团队绩效压力与团队、个体层面结果变量之间的因果关系。二是本研究的工作退缩行为问卷仅由员工填写，存在其没有如实汇报擅自离开工作岗位等退缩行为的可能性，这在一定程度上会影响模型有效性的检验。因此，未来的研究可以考虑在变量测量对象上进行拓展以减小可能导致的误差。三是本研究仅关注了团队绩效压力和积极情感的积极作用，后续研究可以进一步探讨团队绩效压力可能存在的消极影响路径、消极情感的影响机制和后果等。更为复杂的，团队绩效压力对组织而言是一把双刃剑，既有可能产生积极影响，也有可能产生消极后果，甚至可能同时存在着积极和消极两种作用（Rodell和Judge，2009^[4]），关键在于把握团队绩效压力的“度”，何为适度或者是否存在U型关系，这有待后续研究进一步探索。

参考文献

- [1] 佟星, 任浩. 领导行为与团队二元创新能力构建关系研究——二元视角下团队反思有中介的调节效应检验 [J]. 科技进步与对策, 2019 (19): 137-144.
- [2] 戴佩华, 范莉莉. 团队冲突、信息分享在团队决策有效性中的作用 [J]. 中央财经大学学报, 2014 (10): 93-98.
- [3] Mitchell M S, Baer M D, Ambrose M L, et al. Cheating under Pressure: A Self-protection Model of Workplace Cheating Behavior [J]. Journal of Applied Psychology, 2018 (1): 54-73.
- [4] Rodell J B, Judge T A. Can “Good” Stressors Spark “Bad” Behaviors? The Mediating Role of Emotions in Links of Challenge and Hindrance Stressors with Citizenship and Counterproductive Behaviors [J]. Journal of Applied Psychology, 2009 (6): 1438-1451.
- [5] Gardner H K. Performance Pressure as a Double-edged Sword: Enhancing Team Motivation but Undermining the Use of Team Knowledge [J]. Administrative Science Quarterly, 2012 (1): 1-46.
- [6] James E H, Wooten L P. Leading under Pressure: From Surviving to Thriving before, during, and after a Crisis [M]. New York: Routledge Academic, 2010.
- [7] Podsakoff N P, Lepine J A, Lepine M A. Differential Challenge Stressor-hindrance Stressor Relationships with Job Attitudes, Turnover Intentions, Turnover, and Withdrawal Behavior: A Meta-analysis [J]. Journal of Applied Psychology, 2007 (2): 438-454.
- [8] 冯明, 胡宇飞. 工作压力源对员工突破性和渐进性创造力的跨层次研究 [J]. 管理学报, 2021 (7): 1012-1021.
- [9] Bliese P D, Edwards J R, Sonnentag S. Stress and Well-being at Work: A Century of Empirical Trends Reflecting Theoretical and Societal Influences [J]. Journal of Applied Psychology, 2017 (3): 389-402.
- [10] Mitchell M S, Greenbaum R L, Vogel R M, et al. Can You Handle the Pressure? The Effect of Performance Pressure on Stress Appraisals, Self-regulation, and Behavior [J]. Academy of Management Journal, 2019 (2): 531-552.
- [11] Lazarus R S, Folkman S. Stress, Appraisal, and Coping [M]. New York: Springer, 1984.
- [12] Weiss H M, Cropanzano R. Affective Events Theory: A Theoretical Discussion of the Structure, Causes, and Consequences of Affective Experiences at Work [M]. Staw B M, Cummings L L. Research Inorganizational Behavior. Greenwich, CT: JAI, 1996.
- [13] Baumeister R F. Choking under Pressure: Self-conscious and Paradoxical Effects of Incentives on Skillful Performance [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1984 (3): 610-620.
- [14] 史丽萍, 贾亚男, 刘强. 团队目标导向影响因素的探索性研究: 基于扎根理论和概念格-加权群组 DEMATEL 方法 [J]. 运筹与管理, 2016 (2): 104-112.
- [15] 李志成, 王震, 祝振兵等. 基于情绪认知评价的员工绩效压力对亲组织非伦理行为的影响研究 [J]. 管理学报, 2018 (3): 358-365.
- [16] 万金, 潘莹婷, 孟令强, 时勤. 情绪领导力对下属工作投入的影响: 下属积极情绪的中介与积极情绪易感性的调节 [J]. 领导科学, 2021 (14): 67-70.
- [17] 赵然, 石敏, 叶和旭. 积极情绪对工作绩效的影响: 组织承诺的中介作用 [J]. 中央财经大学学报, 2015 (S1): 104-108.
- [18] 宋国学. 工作压力源对反生产行为的影响机理: 职业生涯韧性以情绪为中介的调节效应 [J]. 商业经济与管理, 2016 (2): 26-35.
- [19] George J M. Personality, Affect, and Behavior in Groups [J]. Journal of Applied Psychology, 1990 (2): 107-116.
- [20] Collins A L, Jordan P J, Lawrence S A, et al. Positive Affective Tone and Team Performance: The Moderating Role of Collective Emotional Skills [J]. Cognition and Emotion, 2016 (1): 167-182.
- [21] George J M. Group Affective Tone [M]. West M. Handbook of Work Group Psychology. New York: Wiley, 1996: 77-93.
- [22] 刘善仕, 刘劫旋. 恩威并施型领导对员工退缩行为的影响——基于自我概念的视角 [J]. 华东经济管理, 2021 (3): 121-128.
- [23] 范恒, 周祖城. 伦理型领导与员工自主行为: 基于社会学习理论的视角 [J]. 管理评论, 2018 (9): 164-173.
- [24] Liu W, Song Z L, Li X, et al. Why and When Leaders' Affective States Influence Employee Upward Voice [J]. Academy of Management Journal, 2017 (1): 238-263.
- [25] 倪旭东, 周琰喆. 群体情感基调——团队认知的互补性概念 [J]. 科技进步与对策, 2017 (3): 152-160.
- [26] 冯镜铭, 刘善仕. 领导者情感的研究述评 [J]. 外国经济与管理, 2018 (2): 93-104.
- [27] Visser V A, Van Knippenberg D, Van Kleef G A, et al. How Leader Displays of Happiness and Sadness Influence Follower Performance: Emotional Contagion and Creative versus Analytical Performance [J]. The Leadership Quarterly, 2013 (1): 172-188.
- [28] Zhang W Q, Jex S M, Peng Y S, et al. Exploring the Effects of Job Autonomy on Engagement and Creativity: The Moderating Role of Performance Pressure and Learning Goal Orientation [J]. Journal of Business Psychology, 2017 (3): 235-251.
- [29] Watson D, Clark L A, Tellegen A. Development and Validation of Brief Measures of Positive and Negative Affect: The Panas Scales [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1988 (6): 1063-1070.

- [30] Williams L J, Anderson S E. Job Satisfaction and Organizational Commitment as Predictors of Organizational Citizenship and In-role Behaviors [J]. *Journal of Management*, 2007 (3): 601-617.
- [31] 白新文, 刘武, 林琳. 共享心智模型影响团队绩效的权变模型 [J]. *心理学报*, 2011 (5): 561-572.
- [32] Lehman W E, Simpson D D. Employee Substance Use and On-the-job Behaviors [J]. *Journal of Applied Psychology*, 1992, 77 (3): 309.
- [33] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (5): 1173-1182.
- [34] Preacher K J, Hayes A F. SPSS and SAS Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models [J]. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 2004, 36 (4): 717-731.
- [35] Hayes A F, Scharkow M. The Relative Trustworthiness of Inferential Tests of the Indirect Effect in Statistical Mediation Analysis: Does Method Really Matter? [J]. *Psychological Science*, 2013, 24 (10): 1918-1927.
- [36] George J M. Affect Regulation in Groups and Teams [M]. Lord R G. *Emotions in the Workplace: Understanding the Structure and Role of Emotions in Organizational Behavior*. San Francisco: Jossey-Bass, 2002: 183-218.
- [37] Van Knippenberg D, Van Kleef G A. Leadership and Affect: Moving the Hearts and Minds of Followers [J]. *The Academy of Management Annals*, 2016 (1): 799-840.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)

(上接第 62 页)

- [28] 陆正飞, 何捷, 窦欢. 谁更过度负债: 国有还是非国有企业? [J]. *经济研究*, 2015 (12): 54-67.
- [29] Acharya V V, Bharath S T, Srinivasan A. Does Industry-wide Distress Affect Defaulted Firms? Evidence from Creditor Recoveries [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 85 (3): 787-821.
- [30] Lemmon M L, Ma Y Y, Tashjian E. Survival of the Fittest? Financial and Economic Distress and Restructuring Outcomes in Chapter 11 [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2009, 71 (1).
- [31] Steenkamp J B E M, Fang E. The Impact of Economic Contractions on the Effectiveness of R&D and Advertising: Evidence from US Companies Spanning Three Decades [J]. *Marketing Science*, 2011, 30 (4): 628-645.
- [32] 陈漫, 张新国. 经济周期下的中国制造企业服务转型: 嵌入还是混入 [J]. *中国工业经济*, 2016 (8): 93-109.
- [33] 许年行, 李哲. 高管贫困经历与企业慈善捐赠 [J]. *经济研究*, 2016 (12): 133-146.
- [34] Balcaen S, Manigart S, Ooghe H. From Distress to Exit: Determinants of the Time to Exit [J]. *Journal of Evolutionary Economics*, 2011, 21 (3): 407-446.
- [35] 牛建波, 赵静. 信息成本、环境不确定性与独立董事溢价 [J]. *南开管理评论*, 2012 (2): 70-80.
- [36] Ghosh D, Olsen L. Environmental Uncertainty and Managers' Use of Discretionary Accruals [J]. *Accounting Organizations & Society*, 2009, 34 (2): 188-205.
- [37] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率 [J]. *经济研究*, 2012 (7): 113-126.
- [38] 陈志斌, 王诗雨. 产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量 [J]. *中国工业经济*, 2015 (3): 96-108.
- [39] Peress J. Product Market Competition, Insider Trading and Stock Market Efficiency [J]. *Journal of Finance*, 2010, 65 (1): 1-43.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

政府购买服务全过程预算绩效管理： 一个典型案例的研究

Constructing an Incentive and Restraint Mechanism for the Budget Performance Management of the Government Purchase of Public Services: A Typical Case Study

杨燕英 周锐 陈少杰 陈思奇

YANG Yan-ying ZHOU Rui CHEN Shao-jie CHEN Si-qi

[摘要] 当前我国政府购买服务规模不断扩大，政府公共服务的公益性与市场承接主体行为的趋利性矛盾始终是困扰制度良性运行的关键性问题，往往会导致财政用于政府购买服务的资金使用绩效难以有效衡量。在全面实施预算绩效管理的要求下，是否可以通过建立一种有效的预算绩效管理激励约束机制，引导和激发市场主体通过提供更加优质的公共服务来增加自身盈利，最终实现承接主体的趋利动机与政府公益性服务要求的相向而行，就成为备受关注的问题。深圳市通过对口岸管养经费模式的改革，在探索政府购买口岸管养服务的绩效管理激励约束机制方面做出了有益的尝试，取得了比较成功的经验，值得从理论和实践两个层面进行总结，以资借鉴。

[关键词] 政府购买服务 预算绩效管理 激励约束机制 典型案例

[中图分类号] F810.45 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 04-0119-10

Abstract: At present, the scale of our government purchase of public services is constantly expanding, and the contradiction between the public welfare of government public services and the profit-seeking behavior of the market subjects is the key problem that puzzles the healthy operation of the system. As a result, it is often difficult to measure effectively the performance of the use of financial resources for the government purchase of public services. In the context of implementation of budget performance management in an all-round way, it has become a matter of great concern that whether an effective budget performance management incentive and restraint mechanism can be established to guide and inspire market entities to increase their own profits by providing better public services, ultimately can meet the profit-seeking motives of enterprises and the public service requirements.

Key words: The government purchase of services Budget performance management Incentive and restraint mechanism Case study

[收稿日期] 2021-04-14

[作者简介] 杨燕英，女，1966年2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购买服务、预算绩效管理；周锐，男，1988年6月生，中央财经大学政府管理学院博士研究生，主要研究方向为政府购买服务、预算绩效管理；陈少杰，男，1982年10月生，深圳市人民政府口岸办公室秘书处处长，主要研究方向为政府购买服务、预算绩效管理；陈思奇，男，1981年7月生，南方科技大学秘书长，主要研究方向为财政理论与政策。本文通讯作者为周锐，联系方式为22536010@qq.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“构建基于主体责任的政府向社会力量购买公共服务全过程监督机制研究”（项目编号：17BZZ057）。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

为实现国家治理体系和治理能力现代化,创新政府治理方式,更好地实现服务型政府建设,通过政府与社会力量的合作,增加公共服务的多元化有效供给,2013年9月国务院办公厅颁发了《关于政府向社会力量购买服务的指导意见》(国办发〔2013〕96号),此后,我国政府购买服务规模不断扩大,涉及领域不断拓展。根据2020年1月颁布的《政府购买服务管理办法》(财政部令第102号),“政府购买服务,是指各级国家机关将属于自身职责范围且适合通过市场化方式提供的服务事项,按照政府采购方式和程序,交由符合条件的服务供应商承担,并根据服务数量和质量等因素向其支付费用的行为。”“政府购买服务应当遵循预算约束、以事定费、公开择优、诚实信用、讲求绩效原则。”政府购买服务的内容既包括政府向社会公众提供的公共服务,也包括涉及政府履职所需辅助性服务,其作用既关乎提升政府履职能力,也关乎增加民生福祉。经过多年实践,政府购买服务在这两个方面都取得了显著的成效。但随着政府购买服务制度的发展,制度执行中越来越明显地反映出一些普遍性现象,如政府购买服务的价格不够合理、服务标准缺乏、服务质量不高、合同执行监管难度大、财政资金使用绩效难以衡量、相当多政府购买服务项目资金使用效率不高,这些均已成为困扰各级政府部门在实施政府购买服务时的痛点和难点问题。在全面实施预算绩效管理的要求下,如果不能有效解决这些问题,财政资金的浪费或损失则无法避免。因此,必须尽快研究建立政府购买服务预算绩效管理激励约束机制,促进政府购买服务制度的健康发展。但如何构建有效的激励约束机制,则是政府购买服务预算绩效管理的关键性难点,而如何实现突破,就成为理论和实务研究关注的重点。

调研中我们发现,深圳市人民政府口岸办公室于2019年开始进行的全市口岸管养服务综合改革,不仅利用政府购买方式将市场竞争机制引入到全市所有口岸的管养服务之中,从而打破了“养人办事”高成本、低效率的传统口岸管养服务经费保障模式,而且通过建立“花钱必问效、无效必问责、有效必奖励”的预算绩效管理激励约束机制,很好地解决了

政府购买服务公益性和承接主体市场逐利性之间的客观矛盾,使承接购买服务的企业与政府之间产生了正向向心力,为不断提升口岸管养效能、打造一流管理服务水平建立了关键性和突破性的良性循环保障机制,成为实现政府治理能力现代化过程中的制度创新和实践探索,为完善我国政府预算绩效管理体制机制进行了有益的尝试。

二、长期困扰:传统深圳市口岸管养经费保障模式积弊难除

深圳是改革开放的先锋城市,也是全国重要的综合交通枢纽和边境口岸城市。深圳口岸辐射内地,毗邻港澳,是大陆秩序与海洋秩序对接的门户和国家安全的重要屏障,具有高度的政治敏感性和保障安全性。深圳全市各陆路口岸和特区管理线检查站的管养维护,长期以来委托市口岸管理服务中心(以下简称口岸中心)组织实施。口岸中心承担着深圳全市陆路口岸和原特区检查站公共区域的安全生产、综合协调、物业管理、通关服务和后勤保障工作,特别是对各查验单位和经营门店的安全生产进行协调管控,是市口岸主管部门业务工作的延伸。虽然2006年口岸中心由事业单位改制为企业,但其管理模式和运行方式并未从根本上得到优化升级。在原口岸管养经费保障模式中,口岸中心的收入来源于财政拨款和口岸商业经营收入两部分。关于财政拨款的部分,口岸办每年将定额的管养经费拨付至市口岸中心,但是在预算编制中,并未制定绩效目标、管养服务标准和支出标准,资金安排也未细化到具体的项目和用途上,缺乏对资金使用方向和使用合规性的监管。为解决管养经费不足问题,自2007年起,政府允许将物业租金等商业经营收入用于弥补口岸中心日常管养服务经费的缺口,一方面是想借此解决财政拨款数额有限的问题,另一方面也希望充分调动口岸中心努力增加商业经营收入、不断提高管养服务水平的积极性。但经过多年实践,这种口岸管养经费保障模式不仅没有提高各口岸管养服务的水平,也没有降低财政支出用于全市口岸管养的整体成本,因此导致管养单位只注重追逐商业利益而忽视资金规范管理等问题,却成为长期困扰口岸管养服务效能提升的老大难问题,无法得到有效解决。具体表现为以

下方面:

(一) 全市口岸管养服务水平整体偏低

一是全市各口岸区域场地设施的管养维护缺乏明确标准,管养服务质量长期在低水平徘徊,与香港等国际先进城市相比差距非常明显;二是口岸商业经营业态缺乏统一规划,不仅经营散乱难以形成规模,而且经营活动还存在寻租风险,政府资产使用的效能不能充分发挥;三是口岸作为城市运行重要节点的公共服务属性不突出,公共服务水平不高;四是作为城市对外开放门户枢纽的窗口形象未得到充分展示。

(二) 提升口岸管养服务水平动力不足

一是由于长期直接委托单一管养服务主体的方式,主体责任不清,没有任何竞争压力,造成管养企业对政府经费的依赖惯性,缺乏提升口岸管养服务水平的内在动力^[1];二是市政府口岸主管部门与管养服务主体之间的关系难以准确定位,责任和权益纠缠不清,提升全市口岸治理水平的要求难以真正落实到位,口岸治理的压力缺乏有效的传导机制,企业对此并不敏感;三是未破除“养人办事”的传统思维,导致企业冗员严重、效率低下。^[1]

(三) 财政资金和经营性收入使用混乱

一是在“以口岸养口岸”的传统口岸经费保障模式下,财政下拨的口岸管养经费和经营收入混用,收支管理不规范,“收支两条线”长期不能落实;二是由于口岸中心收支管理并未形成真正的制度性约束,口岸管养经费需求的科学测算和财政资金的有效监管难以实现,导致口岸管养经费使用长期存在随意性、低效性,无法对口岸公共服务和通关运行保障带来积极正面影响;三是政府公共服务追求的公益性目标与企业经营的逐利性目标相悖的矛盾一直未能得到有效解决,无法有效提高口岸管养服务效能就成为必然。

(四) 口岸管养经费预算管理绩效低下

一是虽然按照财政制度的要求,深圳市口岸管养服务经费预算管理执行了一般经费预算管理程序,但在预算编制环节缺少绩效目标管理,资金预算编制粗糙,缺少预算约束效力;二是在预算执行环节,对承接主体履约情况疏于监督,缺少绩效过程管理,资金使用随意性大;三是在预算执行结果环节,绩效评价

流于形式,未能建立有效的绩效激励约束机制,无法促使口岸中心在新的预算年度中强化预算管理、提升口岸管养服务水平;四是由于缺少有效的治理手段,深圳市口岸管养经费管理存在问题越来越突出,财政资金提质增效的要求成为空话。

三、理念重塑:从“养人办事”向“办事不养人”转变

面对口岸管养服务在传统经费保障模式下暴露出来的各种问题,深圳市人民政府口岸办公室(以下简称市口岸办)痛定思痛,认真梳理和深入分析问题的症结所在,最终得出结论,认为从表面上看,虽然管养中心已转制成为企业,但其在与政府的合作中实质上仍然扮演着下属事业单位的角色,并未真正实现市场化。而市政府口岸办也并未真正按照“以事定费”的政府购买服务改革要求引入市场竞争机制,“政府包揽事业”的做法换汤未换药,导致口岸中心在实际的管养服务中长期存在各种混乱现象。但从更深层次看,之所以原有口岸管养服务经费保障模式积弊难除,是由于没有划清政府与市场的边界,各方责权不明,缺乏有效监管机制造成的,因此,必须重塑理念,站在国家治理能力现代化的高度,开展全面的深圳口岸管养体制综合改革加以解决,通过探索新的政府购买服务方式,建立口岸管养服务经费保障新模式,实现口岸管养服务从“养人办事”向“办事不养人”的转变。

(一) 确立口岸管养服务的市场化定位

国家治理体系和治理能力现代化要求政府要划清与市场的界限,充分履行公共受托责任,降低行政运行成本,提高财政资金使用效率。因此,在政府向公众提供的公共服务领域要引入市场机制,通过政府与社会力量的合作实现公共服务供给主体的多元化,不断提高公共服务供给的质量和效率。对照而言,传统深圳口岸管养服务经费保障模式显然与这样的要求不相符合。站在国家治理现代化的视角,深圳口岸管养服务必须实现高质量发展、不断提高管养服务质量水平,这已经成为摆在深圳市政府口岸办面前的新课题。因此,市口岸办必须按照转变思想,打破常规,用更加发展和长远的眼光看待口岸管养服务经费保障模式的改革。必须改变传统的口岸管养经费保障模

式,以完善口岸治理体系为目标,强化现代财政管理理念,明确划清政府与市场的界限,将市场竞争机制引入口岸管养服务之中,通过采用购买服务方式市场化选择承接主体,改变长期直接委托单一管养服务主体的方式,打破“养人办事”的旧有政企关系,通过采用政府购买服务方式,明确口岸管养服务的市场化定位,并在此基础上确定口岸主管部门与管养服务承接主体的责权关系,借助市场竞争机制有效传导口岸管养服务治理的压力,激活企业自我提升的动力,提高企业经营管理水平,促使企业和政府之间产生正向向心力,创新深圳口岸管养服务体制机制,为提升全市口岸管养服务效能、打造国际一流口岸建立关键性和突破性良性循环的体制机制保障。

(二) 以绩效管理促进财政资金提质增效

国家治理现代化中,绩效管理已成为现代政府转变治理方式、实现财政资金精细化管理、促进公共服务质量提升的重要举措。在传统口岸管养服务模式下,管养服务企业以“包干”方式获得财政拨款收入,以口岸物业经营收入作为口岸管养服务成本的补充平衡,导致财政拨款与经营收入的混用,财政资金的有效监管难以实现,政府既定的公共服务效益和公共资源的消耗比例严重失调,加之政府未建立服务效果与企业收益挂钩机制,致使政府将监管的注意力只能放在具体的实施活动而非服务结果上,这种对企业的过度干预,又进一步导致传统政企关系紧张化、对抗化。而口岸管养服务体制综合改革,通过政府购买服务方式实现市场化选择承接主体,力图依据重新签订的口岸管养服务委托合同,实现深圳市口岸办对管养服务业务的事前、事中和事后全面实施绩效管理和考核,将企业收益与口岸管养服务成效挂钩,从而建立起绩效评价结果与财政拨付和问责之间的联系,在合同期中或期满时根据绩效跟踪监控和考核结果决定承接服务企业的去留。这样一方面改善了财政部门与预算单位(市口岸办)、预算单位(市口岸办)与承接服务企业之间的信息不对称问题,另一方面也有助于为社会公众提供更好更多的口岸公共服务。

四、抽丝剥茧:找准委托代理关系中的关键痛点

在明确口岸管养服务要实行政府购买服务方式改

革后,口岸办进一步深入分析,认为传统口岸管养服务经费保障模式下,直接委托口岸中心提供管养服务虽然缺少了竞争机制,但其本身也是一种契约化的委托代理关系,而采用政府购买服务方式虽然引入了市场竞争机制,实现了市场化选择承接主体,但仍然是一种契约化的委托代理关系。传统委托代理关系中存在的问题,会不会在今后新的委托代理关系中重复出现?如果可能会出现的话,如何用制度化的机制创新加以防范和化解?基于此,深圳市口岸办对委托代理关系中的深层次问题进行了认真剖析,最终找到了其中深层次的关键痛点。

(一) 目标差异下承接主体难以与政府期望同向而行

传统直接委托方式的口岸管养服务经费保障模式委托代理关系中,由于政府向社会提供公共服务的公益性目标与提供服务市场主体的趋利性目标存在着根本差异,市场主体往往不会具有与政府期望同向而行的内生动力,再加上缺乏竞争压力,导致服务主体尽量压低实际供给成本,低水平提供公共服务,并在资金管理上借助非规范性行为,尽最大可能扩大自身盈利空间,财政投入口岸管养服务资金的使用绩效不佳、公共服务质量难以保障就成为一种必然的结果。可以说这是委托代理关系中最深层次的问题,是代理人的一种本能冲动行为,也是传统口岸管养服务经费保障模式存在诸多问题的最根本原因。而建立新的政府购买服务委托代理关系时,如何在客观认识这一问题的基础上,通过制度建设和机制创新去引导、约束和调整承接主体的目标方向和行为规范,将成为改革中必须解决的核心问题。

(二) 信息不对称易导致承接主体行为偏离

在委托代理关系中,由于委托方在信息掌握方面往往处于劣势,而代理方明显拥有信息优势,委托方和代理方之间客观上存在的信息不对称问题,给代理方利用信息优势为己方牟利创造了空间,代理方极易形成“逆向选择”和“道德风险”,从而损害委托方的利益,甚至会出现寻租等行为。事实上,在传统口岸管养服务经费保障模式中,作为代理方的口岸中心天然拥有口岸管养服务的信息优势,而市口岸办作为政府主管部门客观上处于信息劣势,市口岸办虽然对口岸管养服务中存在的问题心知肚明,也想通过调整

经费供给方式进行监督控制，但总是收效甚微。其中一个非常重要的原因，是缺乏口岸管养服务的业务标准，无法判断各类服务应具有的比较公允的成本水平，财政资金投入成本难以掌控就成为常态。因此，如何在政府购买服务改革中实现对各类口岸管养服务信息的充分掌握，防止因信息不对称导致的监管效率低下问题，应当成为改革中制度设计重点关注的问题。

(三) 科学确定委托事项的质量标准和支出标准难度大

对政府购买服务项目进行绩效管理的难点之一，就是缺乏明确的服务质量标准和支出标准。服务质量标准的模糊，导致财政支出无法准确判断投入成本的合理性，也就无法科学评价承接主体提供服务的投入产出水平和效益情况。而之所以存在这一难题，归根结底，是因为政府购买服务存在“软”“硬”两种服务标准。所谓“硬标准”，通常体现在可标准化测度的硬件设置等的建设投入上，这种标准可以参考国家、行业等制定的标准直接确定；但“软标准”则更多地反映在服务本身的内涵质量上，应当由谁来确定标准、按照什么标尺进行衡量、是否能成为公认的标准等，就成为一个非常敏感的问题。由于政府购买服务的支出标准决定了预算控制的有效性，那么如何确定政府购买服务的委托服务价格才会既能有效控制财政投入成本，又能保持承接主体参与政府购买服务活动的积极性，则成了另一个敏感问题。因此，如何在口岸管养服务经费模式改革中解决这两个敏感问题，也是这次改革的重要内容。

(四) 激励机制缺乏使得承接主体提升服务水准的内生动力不足

根据委托代理理论，要想解决政府与企业委托代理关系中存在的因目标不同向和信息不对称导致的各种问题，委托方必须加强对代理人的监督和控制，通过有效的激励约束机制，引导和约束代理人朝着委托方希望的方向开展活动。首先，要建立约束机制来约束代理人可能产生的行为偏离。在传统口岸管养服务经费保障模式中，这种约束机制也是存在的，通常表现为合同验收未达预期要求则要进行惩罚，如按合同规定停止支付尾款、取消今后的合作机会、要求支付违约金等，但实际上这些惩罚措施因为双方上下级关

系定位导致的责任义务边界不清而很少使用。在日常的经费管理中仅要求企业按照财政制度要求，将财政投入与经营性收入实行收支两条管理，缺乏真正的激励机制，企业难以产生通过主动提高口岸管养服务水平来获得更高收益的内生动力。因此，在新的政府购买服务改革中如何通过制度建设，建立正向的激励约束机制，将服务质量与承接主体自身的收益挂起钩来，从而促进服务承接主体积极主动地去深挖自身潜力、不断提升服务供给的质量就成为改革的焦点问题。

五、难题破解：构建全新政府购买服务预算绩效激励约束机制

根据前述理论和现实分析的基础上，深圳市口岸办在深入学习十八届三中全会明确的“财政是国家治理的基础和重要支柱”的重要论断，以及《中共中央国务院关于全面实施预算绩效管理的意见》的具体要求后，更加坚定了改革传统口岸管养服务经费保障模式的决心，并将其作为深圳口岸管养服务体制综合改革的突破口。2019年，深圳市政府批准对全市口岸管养服务经费保障模式进行全面改革。在深圳市政府的领导下，市口岸办公室确定了全面实施预算绩效管理，通过建立绩效考核激励约束机制，加强绩效考评与结果运用，从机制上促使企业与政府之间产生正向向心力的口岸管养经费保障改革总体思路。

深圳市口岸办按照现代财政管理理念，在坚持市场化、制度化和绩效管理导向的基本原则基础上，重新设计了以预算绩效激励约束机制为导向的口岸管养经费保障新模式，将预算绩效管理理念和方法深度融入预算编制、执行、监督、评价全过程，强化绩效评价结果的应用，在“花钱必问效，无效必问责”要求的基础上，构建了“花钱必问效，无效必问责，有效必奖励”的预算绩效管理激励约束机制，确定了承接政府购买服务企业的经济效益与口岸管养水平提升挂钩的改革方案和措施。具体做法包括：

(一) 与服务承接主体确立市场化合同主体关系

口岸，是国家对外开放的门户和国家安全的重要屏障，是具有高度政治敏感性、复杂性和专业性的特

殊公共场所，确保全市各口岸安全和有序运行是口岸管养服务工作的首要目标。深圳各口岸不仅肩负着国家安全、对外开放窗口、促进国际交流和经贸往来等重要的政治经济任务，同时也是展示深圳城市形象和提升城市公共服务水平的重要载体，必须以确保安全、有序、方便、快捷、清洁、设施设备运行良好为口岸管养服务的总体目标。正是由于口岸管理的特殊性和复杂性，政府购买口岸管养服务承接主体的选择范围需要特定条件限制，但在市场化改革的明确方向下，必须把市场竞争机制引入口岸管养服务改革中来。

一是将口岸经营与口岸管养相分离。分别遴选两家国有控股公司负责口岸经营和承接口岸管养服务事项，两者不存在交叉。在市国资委的积极配合下，最终选择由深圳免税集团（全资国企）和万科集团（混合所有制企业）合资成立的国有控股企业深圳口岸商业公司负责口岸经营业务，而口岸管养服务则依据政府购买服务“公开择优”原则，面向深圳市国有企业公开遴选出政治可靠、专业领先、经验丰富的国有控股上市公司深圳特发服务有限公司作为政府购买服务的承接主体。

二是签订市场化委托服务协议合同。市口岸办通过与深圳特发服务有限公司签署口岸管养服务协议合同，正式确立了双方的市场化合同主体关系。在服务协议合同中，改变了传统经费保障模式中委托责任和委托事项模糊不清、粗糙且无绩效要求等做法，明确约定了在合同期内双方的主体责任边界、职责任务和权利义务，细化了口岸管养服务的具体服务内容、约定服务期限、经费保障方式、绩效考核要求、实际奖惩办法和争议解决措施等重要事项条款，使之真正成为具有法律效力的社会契约，双方均需共同遵守。

（二）强力提升财政资金预算约束能力

按照政府购买服务应当遵循预算约束、以事定费原则的规定，市口岸办在强力提升财政资金预算约束能力方面采取了以下两项措施：

第一，对口岸管养服务经费实行全面预算管理。一是将政府物业非税收入应收尽收，对于口岸的租赁收入、水电回收收入、停车场收入、广告收入等经营性收入，全面纳入财政预算，实行收支两

条线管理。二是支出严格按照财政管理相关要求，编制管理服务、日常设备维保、综合管理等项目支出预算，规范支出方向，大力压减一般性支出，优化支出结构。三是要求服务承接企业根据管养服务项目实际情况、优先级别等因素，提前制定年度口岸管养方案并编制项目预算上报市口岸办公室。待财政批复下达预算后，承接企业按照年度口岸管养方案和预算项目实施时间表分项实施。由此，市口岸办就对全市口岸管养服务经费的收支全貌实现了全面掌控。

第二，强化口岸管养服务经费的预算约束力。市口岸办在管养服务委托协议合同中明确，口岸管养经费预算指标是经费支出上限，不是必须全部支出的金额，企业相关开支应在限额内据实结算。未经市口岸办公室批准，企业不得跨口岸、跨项目调剂资金。如确有必要，须由企业提出调剂方案、详细说明调剂理由，经市口岸办公室批准后方可实施。这一措施，将承接主体可能出现的经费在各口岸之间、各项目之间的横向调剂权力进行了程序限制，从而使市口岸办在管养经费使用的动态信息上掌握了主动监督的先机。

（三）建立口岸管养服务标准体系

一是优选口岸管养服务质量标准。为解决口岸管养服务质量标准缺失问题，保证所用标准客观、公允和各方认可，深圳市口岸办进行了多方的市场调查和摸底，在广泛征求意见的基础上，从不同版本的物业管理标准中，择优选择适合口岸管养服务的质量标准体系，明确在口岸管养服务中使用该标准进行服务质量对标考核。同时还进一步明确该标准并不是一成不变的，在今后的实践中，根据口岸管养服务业务发展的需要和更适合深圳市口岸管养服务标准的被发现，服务质量标准还会及时进行动态调整。

二是科学测算口岸管养服务人员支出总额标准。市口岸办参考往年人员经费实际人均支出情况，结合口岸管养服务现实需要，测算承接企业实际需要保留的核心管理人员类别和数量，最终制定了口岸管养服务的人员经费总额控制标准。在此标准下，承接企业可以自主决定是通过减少实际人数来提高在岗人员工资福利标准，还是降低工资福利水平以增加岗位人员规模。在根据工作岗位确定人员经费成本总额控制的

情况下，传统的事不增加、人却越养越多的养人办事问题就彻底得到了解决。以事定费、养事不养人的政府购买服务要求就落到了实处，同时在总额标准确定的前提下，将人员规模的选择权交给企业，也提高了企业管理自主性。

三是制定报酬提取比例和项目支出标准。市口岸办借鉴市场上物业管理行业酬金制的做法，允许承接服务企业按规定比例计提口岸管养服务报酬。在管养服务承接企业报酬保持同质服务市场化利润率水平前提下，市口岸办又将口岸管养服务的清扫保洁、安保、绿化、消杀、通关保障等进行了具体量化，设定了比较科学的支出标准，从而实现了在确保口岸管养服务公益性的前提下，将口岸管养服务项目经费预算控制在合理范围之内。

(四) 建立基于全过程预算绩效管理的激励约束机制

一是对口岸管养服务经费实行全过程预算绩效管理。根据深圳市财政局《关于贯彻落实全面实施预算绩效管理有关事项的通知》（深财绩〔2019〕5号）的总体要求，市口岸办制定了包括绩效目标、对象和内容、评价标准和方法、组织管理、工作程序等内容的《深圳口岸管养服务绩效考核方案》（以下简称《考核方案》），并明确每年根据口岸年度工作需求和计划进行动态调整，绩效考核按照当年度《考核方案》实行。绩效考核由管养单位先做事前绩效评估、事中绩效监控及事后绩效自我评价等工作，出具各口岸、各项目的专项绩效报告并报送市口岸办。市口岸办聘请第三方机构对管养单位服务质量进行综合绩效考评，具体计分办法根据《考核方案》实施。市口岸办每年开展重点项目及管养服务全过程绩效监控和绩效评价等工作，深圳市财政局视情况对相关项目进行重点绩效评价。

二是建立制度化的绩效考评激励约束机制。为激励承接企业提升口岸管养服务水平的积极性和主动性，在实施全过程预算绩效管理的基础上，深圳市口岸办公室建立了明确的“绩效考核金”（亦称奖惩金）制度，形成了导向清晰、实际可操作、各方皆认可的绩效考评激励约束机制，在激发政府购买服务承接主体行为与政府公共服务目标保持一致方面做出了积极而大胆的创新尝试。具体做法如下：

因深圳市财政对全市口岸管养经费实行总额管理，由市口岸办公室负责管理，故经市口岸办与市财政局会商，深圳市口岸管养服务绩效考核金由两部分组成：一部分是从市口岸办物业管理费最终批复数提取基本开支（包括行政开支、人员薪酬等）后，剩余物业管理费的10%为绩效考核金；另一部分是提取市口岸办口岸维修（护）费最终批复数的10%为绩效考核金。市口岸办根据每年制定的《考核方案》对口岸管养服务质量进行全过程绩效监控和考核，按月开展管养服务现场点检，按季度开展绩效综合评价，根据季度绩效考核结果决定拨付绩效考核金支付比率（见表1）。根据《考核方案》，口岸管养服务“绩效考核金”支付比率规定如下：

表1 深圳口岸管养服务绩效考核结果与考核奖惩金支付比率^[2]

综合得分	支付比率
90~100	100%
85~89	95%
80~84	90%
75~79	85%
70~74	80%
65~69	75%
60~64	70%
60分以下	0

(1) 评估总分为100分，60分为合格，60分（不含）以下为不合格。

(2) 若任一口岸区域出现考核“不合格”，管养单位须向工作小组进行书面解释，并按照工作小组要求整改到位。

(3) 任一口岸区域年度内累计两次考核结果为“不合格”，市口岸办有权终止该口岸区域的管养委托。

(4) 若累计出现两个及以上口岸区域委托终止的情况，市口岸办有权单方面无条件解除与承接主体的管养服务委托协议，由市国资委会同市口岸办按《深圳口岸管养体制综合改革工作方案》和《深圳口岸管养体制改革实施方案》精神另行选择管养单位。

(5) 鼓励承接单位提高管理水平，在保证达到服务质量标准前提下节约出来的相应项目支出费用，

仍旧作为承接单位开展其他新增管养项目的经费来源，同时也计提奖励资金。

(6) 将水电费也参考项目经费进行考核，若承接企业通过优化管理，减少了水电支出，节约出的费用也可以用于新增项目支出，同时计提同等比例的奖励金。

上述“绩效考核金”制度获得了服务承接主体的高度认可，一下子调动了承接主体在努力提升服务质量、新增服务项目的基础上尽量降低服务成本的积极性和主动性，形成了如果服务好、成本低、绩效高，拿到的奖金就多；服务不好、不节约成本、绩效差，就会被取消承接政府购买服务主体资格的一种良性循环的绩效激励约束机制。

六、成效斐然：财政口岸管养成本降低与主体活力激发双效共生

经过一年多时间的不懈努力，目前深圳市口岸管养服务改革的第一阶段任务已完成，取得了非常明显的成效，实现了政府购买服务承接主体的趋利性目标与政府公共服务公益性目标的同向而行，财政资金的投入与产出绩效呈现出令人惊喜的变化，切实扭转了传统经费保障模式下公共服务质量低下的局面。

(一) 财政支出结构大幅优化

此次改革打破了“养人办事”的传统思维模式，实现了“花钱买服务、办事不养人”的重要转变，切实实现了政府购买服务的基本原则，取得了实质性的成效，使财政资金的支出结构得到了大幅度的优化。在原有口岸经费保障模式下，口岸中心共有756人从事口岸管养业务，人员经费高达1.7亿元，占全部管养经费的七成以上，只有不到三成真正用于口岸管养运维业务。而新的经费保障模式要求口岸管养承接主体按照改革方案重新核算业务岗位，人员规模大幅下降至332人，降幅达56%；人员支出下降至0.74亿元，仅占全部经费的27%，七成以上管养经费可全部投入口岸现场运维业务，为口岸不断开发新的管养服务项目、全面提升服务品质奠定了关键基础^[3]。

(二) 奠定了政府购买服务资金使用提质增效的技术基础

本次改革的一个重要突破，就是两类标准体系的

建立。即基于市场化优选确立了适合口岸管养服务的比较客观公允的服务质量标准体系，以及依据历史数据与岗位需求比较准确地测算出人员支出总额标准、报酬提取比例和项目支出标准等一套支出标准体系。服务质量标准体系和支出标准体系的建立，一方面使口岸管养服务事项从此有了明确的各项业务质量标准，承接服务企业必须对标开展各项服务事项；另一方面也使财政资金在口岸管养服务上的投入有了明确的成本测算依据和开展预算绩效管理的评价依据，为财政资金使用的提质增效奠定了比较坚实的技术基础。

(三) 落实了政府购买服务项目实行全过程预算绩效管理的要求

改革建立的全新口岸管养经费保障模式，不仅解决了传统模式下经营性收入与财政资金混用的问题，严格实施了口岸经费“收支两条线”制度，规范了财政资金使用的边界，加强了资金监管，而且还将全面预算绩效管理的要求落到了实处。改革形成的“承接主体年度事前、事中、事后自我评价+口岸办聘请第三方开展年度全过程绩效监控与绩效评价及重点项目评价+深圳市财政局抽检进行重点项目绩效评价”三个层次的绩效评价，使预算绩效管理贯穿于政府购买口岸管养服务项目开展的全过程、全周期，切实将预算绩效管理理念转变为绩效管理意识落实到位，实现了绩效管理导向下的政府购买口岸管养服务目标，有效保障了财政资金的使用绩效。

(四) 激发了承接主体不断提升口岸管养服务水平的内在动力

此次口岸管养新模式改革的最大亮点，莫过于构建了切实可行、且行之有效的政府购买服务绩效管理激励约束机制——“绩效考核金”制度，并以制度的方式加以确立，从而解决了长时间以来在政府购买服务领域约束机制比较多见，而缺乏真正有效的激励机制的难点和痛点。“绩效考核金”制度通过发放奖惩金的方式，达到了激励承接主体努力压缩服务中的不必要开支，通过积极提升口岸管养服务品质、增加服务项目，来实现企业效益和职工个人奖金的双增长的效果，从而促使口岸管养服务的质量提升与承接主体收益实现了真正意义的良性循环，政府购买服务承接主体的积极性和主动性得到充分激发，激励其本能的趋利行为与政府购买公共服务目标呈现正相关关

系,从机制建设上保证了两者的同向而行。

七、案例启示:紧抓构建政府购买服务 预算绩效激励约束机制的关键要素

从深圳口岸管养经费保障模式改革案例我们可以看出,政府购买服务的购买主体和承接主体之间天然存在着目标差异而导致的一系列问题,必须通过制度建设加以解决。在进行政府购买服务预算绩效管理过程中,需要层层分解,深入分析,找准问题的关键所在,用机制创新破解难题。在全面实施预算绩效管理的背景下,对政府购买服务项目进行全过程、全周期绩效监督,可以在规范财政资金使用、优化财政支出结构和资源配置等方面发挥重要作用,但仍然无法解决上述政府购买服务双方主体之间的矛盾,只有通过建立有效的绩效管理激励约束机制,加强绩效评价结果的运用才能真正实现矛盾的转化。透过上述案例,我们认为在构建政府购买服务预算绩效激励约束机制时必须重点关注以下几个关键要素:

(一) 落实契约化的主体责任

确定购买主体和承接主体双方的主体责任,是政府购买服务制度市场化改革的重要内容。虽然在实际工作中,购买主体和承接主体会签署政府购买服务合同,但如果在合同中未清晰明确双方主体责任和权利义务的话,必然会导致合同执行过程中存在各种风险隐患。现实中,有相当多的政府购买服务合同内容粗糙,甲乙双方的责任和权利义务关系模糊,导致在承接主体提供服务过程中一旦出现问题,往往不了了之,难以追责。同时,主体双方责任不清,也难以进行真正意义上的全过程预算绩效管理。深圳市口岸管养经费保障模式改革明确意识到了主体责任在政府购买服务市场化改革中的重要意义,通过签订委托服务合同,将政府部门与承接企业的责任和权利义务细化形成具有法律效力的契约,使企业清晰地知晓自己的行为边界,让企业的责任与利益紧密相连。而政府部门通过明确的责任义务条款,不再直接干预企业的具体服务活动,而是综合运用多种监督手段,引导和调节企业朝着政府鼓励的方向开展服务供给,也正是因为此次改革首先明晰了双方的主体责任,才使得预算绩效激励约束机制得以顺利推行下去。可以说,首先细化明确各方主体责任,是开展政府购买服务预算绩效管理机制创新的“压舱石”。

(二) 制定科学明确的标准体系

客观公允的服务质量标准体系和支出标准体系,是科学编制政府购买服务项目预算和进行预算绩效管理的依据。如果没有明确的质量标准和支出标准,一方面将导致项目预算编制粗糙、不实,直接影响项目预算执行结果;另一方面也会导致预算绩效管理缺少对标依据,绩效评价结果的可靠性和准确性不佳。因此,科学制定政府购买服务质量标准体系和财政支出标准体系,是进行预算绩效管理的关键性要素。深圳市口岸管养经费保障模式改革就紧紧抓住了这个关键要素,优选确定了适合口岸管养服务的市场化标准作为衡量口岸管养服务质量标准体系,使口岸管养绩效考核有了明确的对标。同时,允许承接主体依照市场中物业管理行业酬金制的做法按比例计提管养服务报酬,科学测算了口岸管养服务各项的较为科学的支出标准,从而实现了在确保口岸管养服务公益性的前提下,将管养经费预算控制在合理范围之内。下一步深圳市口岸办还将加快建立内容完整、结构明晰、定额科学、动态调整的口岸管养服务标准体系,针对深圳各口岸的特殊性,研究制定既能对标国际一流,又符合实际需要的具有中国特色的口岸管养服务标准体系,并以此为依据进一步完善各项支出标准。可以说,质量标准和支出标准体系的建立,是实现政府购买服务预算绩效管理不可或缺的重要技术基础。

(三) 形成多形式、多主体参与的全过程协同监督机制

有效的政府购买服务监督管理机制可以切实提高公共服务供给的质量、效率、效益和效果,但在现实中,大量政府购买服务项目在实施过程中缺少有效监督,没有形成全过程监督链条,导致监督成为政府购买服务制度实施过程中的薄弱环节,所谓监督往往流于形式,难以保证政府购买服务的质量效益水平。而深圳口岸办在口岸管养经费保障模式改革中,特别重视政府服务的监督问题,建立了预算绩效管理的全过程监督链条。不仅利用事前绩效评估、事中绩效监控和事后绩效评价的预算绩效管理全过程监督手段,而且还配合以多形式、多主体参与的监督检查。首先,通过制定定期跟踪检查制度,对口岸管养服务项目的进展情况进行检查,重点检查资金使用是否符合预算要求,公共服务数量和质量是否达标,是否存在安全隐患等,落实了跟踪检查与资金支付的相互配合;

其次，通过制定不定期抽查制度，防止管养服务企业为应对定期检查而弄虚作假搞表面工程，同时了解服务对象受益情况，防止服务质量参差不齐；再次，通过跟踪检查人员组成的多样化，即跟踪检查人员由购买主体相关工作人员、财政部门人员和第三方专业机构人员等共同组成，形成多主体协同监督机制，以确保跟踪检查过程的权威性、客观性和有效性。这种多形式、多主体参与的全过程协同监督机制的形成，很好地配合了政府购买服务预算绩效管理的有效实施，全过程预算绩效管理的过程更加客观，结果更加可靠、更具说服力。应当说，这种多形式、多主体参与的全过程协同监督机制的配合，是保证有效实施政府购买服务预算绩效管理的有力工具。

（四）构建切实可行的绩效激励约束机制

建立切实有效的绩效激励约束机制，是全面预算绩效管理的重要问题，是预算绩效评价结果运用的直接体现。当前我国在推进全过程预算绩效管理的过程中，各级政府部门在预算绩效目标、绩效过程监控和绩效评价等方面做出了有益的探索，但在绩效评价激励约束机制的构建方面缺乏有效的创新和运用。从全国范围看，在预算绩效管理比较先进的北京、上海、山东、江苏、广东、浙江等地，在预算绩效评价结果的运用上，主要是将评价结果与下年度预算结合起

来，而约束机制主要体现在绩效问责上，如北京市在2011年出台了《北京市预算绩效管理问责办法》、上海市将评价考核结果纳入政府绩效考核范围、广东省强调“谁主管、谁负责”原则进行问责和督促整改、山东省强调“信息公开、结果通报、与预算挂钩、完善管理”等。对于绩效管理激励政策，财政部和各地方政府更多的是制定表彰奖励政策，而奖励的对象是各地区、各部门。虽然在政府和社会资本合作（PPP）项目的绩效管理中已有比较成熟的“按效付费、落实整改、监督问责”的激励约束机制，但是PPP模式主要是应用在工程建设类项目，而政府购买是“软”的服务项目，如何将绩效考评的激励约束机制引入其中，以激励企业行为与政府目标相向而行，以及如何建立淘汰退出机制以约束承接主体行为，尚无先进经验可以参照或借鉴。在没有其他地区先进经验可循的情况下，深圳市口岸办大胆创新，在持续完善全过程预算绩效管理的基础上，结合口岸管养服务的实际情况，创新建立了行之有效的“绩效考核金”这一口岸管养经费绩效考评激励约束机制，用制度化的方式加以实施，取得了很好的效果，切实起到了正向激励企业同政府之间产生正向向心力的作用，激发了企业努力提升管养服务水平的内生动力。可以说，建立行之有效的激励约束机制是全面实现政府购买服务绩效管理的制胜法宝。

参考文献

- [1] 杨燕英, 陈少杰. 基于深圳市口岸管养经费保障模式改革的思考 [J]. 中国政府采购, 2021 (4): 74-78.
- [2] 深圳市人民政府口岸办公室. 关于印发《口岸管养服务绩效考核方案(暂行)》的通知: 深府口〔2020〕44号 [A]. 2020-03-11.
- [3] 深圳市人民政府口岸办公室. 深圳市口岸办党组关于口岸管养体制改革工作的情况报告 [R]. 2021-03-01.
- [4] 深圳市财政局. 关于贯彻落实全面实施预算绩效管理有关事项的通知: (深财绩〔2019〕5号) [A]. 2019-08-05.
- [5] 深圳市国资委, 深圳市口岸办公室. 关于印发《深圳口岸管养体制综合改革工作方案》的通知: 深府口〔2020〕304号 [A]. 2020-11-20.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)