

财政透明与区域创新能力： 基于中介效应模型和门槛效应模型

Fiscal Transparency and Local Innovation Ability:
Based on Mediating Effect Model and Threshold Effect Model

王淑杰 邵磊 陈薪卉

WANG Shu-jie SHAO Lei CHEN Xin-hui

[摘要] 财政资金未能真正用于创新和企业创新意愿不足是制约区域创新能力提升的两个重要原因，本文探究财政透明通过减少预算违规和稳定创新预期而提升区域创新能力的影响及其程度。笔者采用2009—2016年省级面板数据，运用中介效应模型和门槛效应模型考察财政透明对区域创新能力的影响及其作用机制。研究发现，财政透明能够直接促进区域创新能力提升，也能够通过抑制预算违规和稳定企业创新预期显著地促进创新能力提升，中介效应占比分别为19.2%和42.95%；财政透明、预算违规和企业创新预期对区域创新能力的影响均存在双重门槛效应，当前这三者都正处于对区域创新能力影响很大的阈值范围。这为地方政府通过提高财政透明度、抑制预算违规、提高经济政策确定性、转变政府科技管理职能等途径提升区域创新能力提供了思路。

[关键词] 区域创新能力 财政透明 预算违规 企业创新预期

[中图分类号] F812.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 12-0003-12

Abstract: Illegal budget activities and insufficient innovation expectation are two main reasons of limiting local innovation ability. We try to discuss the influence and extent of fiscal transparency on local innovation ability through reducing the illegal budget activities and stabilizing the firms innovation expectation. This paper uses the Mediating Effect Model and Threshold Effect Model to explore the effects and mechanisms of fiscal transparency on local innovation ability based on provincial panel data from 2009 to 2016. We find that fiscal transparency can improve local innovation ability directly, also it can achieve this by controlling illegal budget activities and stabilizing market expectation indirectly. The Mediating Effect accounts for 19.2% and 42.95% respectively. Improving fiscal transparency, controlling illegal budget activities and stabilizing market expectation have dual threshold effects. Presently fiscal transparency in China, illegal budget activities and market expectation locate in the area that fiscal transparency plays important roles of improving local innovation ability. To further improve local innovation ability, the local governments can enhance fiscal transparency, control illegal budget activities, stabilize economic certainties and transform government technical administration functions.

Key words: Local innovation ability Fiscal transparency Illegal budget activity Marketing innovation expectation

[收稿日期] 2020-06-04

[作者简介] 王淑杰，女，1977年9月生，中央财经大学财政税务学院副教授，研究方向为政府预算理论和政策；邵磊，男，1987年2月生，中央财经大学财政税务学院副教授，研究方向为财税政策和地方财政；陈薪卉，女，1997年9月生，中央财经大学数学与统计学院研究生，研究方向为金融统计。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、问题的提出

党的十九大报告指出创新是引领发展的第一动力，是建设现代化经济体系的战略支撑。创新能力是创新的核心问题。虽然自2006年以来我国地方政府开始重视并提升区域创新能力，但仍存在整体创新能力不足、创新制度环境明显不佳、企业创新能力弱等问题。^[1]从研发经费角度看，我国研发投入规模已经相当大，2019年我国研发经费为2.17万亿元，研发强度为2.19%，稳居世界第二，仅次于美国。^[2]在研发投入规模巨大的情况下，制约我国区域创新能力提升的重要原因是财政资金没能真正用于支持创新和企业创新意愿不足。^{[3][4]}

在我国，地方创新资源大多由政府集中掌握，即政府掌握着大量的企业、高校和科研院所创新所需的经济资源和行政资源，包括科研项目的审批结项、高校和科研机构的设立许可及其科技人员和资源的分配等。^[5]政府科研管理权力的集中为相关人员提供了寻租空间，在缺乏有力监督的情况下，寻租的空间更大。^[6]据中国科协调查，科研资金用于项目本身仅占约四成，套取科研项目经费的现象似乎已经成为学术界“公开的秘密”。^[7]除套取财政资金外，寻租方式还包括滥用、挪用、截留以及其他非法行为等，申报国家专项资金的企业用20%回扣行贿主管官员一度成为业内潜规则。^[8]

企业创新意愿不足主要是因为难以理性预期。针对2446个企业法人代表调查问卷结果显示，企业创新意愿与企业家对宏观经济形势的预期判断呈显著的正相关关系^[9]，所谓“信心比黄金更重要”。然而，由于信息不完全等原因，企业不可能形成完全准确和理性的预期，也就难以进行高效的创新；相反，有时甚至会疯狂和失控。^[10]这一市场失灵的典型表现不可能依靠市场本身解决，只能依靠政府。当下我国“稳预期”的关键就是稳信心，降低信息不完全的不利影响，有效引导企业理性认识经济形势和准确把握宏观政策取向。^[11]

财政作为国家治理的基础和重要支柱，能否有助于解决上述问题？本文从现代财政管理的重要方面——财政透明角度进行检验，利用2009—2016年省级面板数据和中介效应及门槛效应模型检验其影响和作用机制。

二、相关文献回顾与研究假说

国家创新体系理论的主流学者、新熊彼特主义者弗里曼提出政府对于创新具有重要作用，政府的主要职责包括提供财政资金支持和降低创新过程的不确定性等。^{[12][13]}现有研究对于财政透明能够减少寻租、财政资金能够促进创新、财政透明稳定市场预期等方面均有涉及，但进一步地，财政透明对区域创新能力的影响及其作用机制尚未涉及。本文认为，财政透明能够提升区域创新能力，因为一方面它能够减少寻租而保证财政资金真正用于支持创新；另一方面，它能够稳定企业的创新预期。

（一）财政透明、预算违规与创新能力

财政是区域创新能力的支撑点。^[14]目前我国财政支持创新的方式主要包括财政科技直接支出、税收优惠、财政补贴、政府采购、政府投资基金等。无论哪种方式，财政资金促进创新的原理基本都是分担创新的成本和风险、弥补技术外溢损失以及释放政府支持的信号等。^{[15][16]}然而，这一作用发挥的重要前提是这些财政资金能够真正用于支持科技创新，否则作用效果可能大打折扣甚至丧失。^[17]委托代理理论认为，作为代理人的政府及其官员，为了追求自身利益最大化，具有侵害作为委托人的社会公众利益的动机和行为。^[18]实际上，由于监管不力，我国地方财政科技资金被挪用、滥用、套取以及项目重复交叉、低效浪费等情况并不少见，尤其在财政补贴方面由于制度不规范、不透明，专断随意发放补贴的现象屡见不鲜。^[19]

财政透明能够遏制预算违规，因为财政透明有利于确保社会公众的知情权、参与权和监督权，提升财政管理水平，从源头上预防和治理腐败，实现善治。^[20]阎波等（2014）^[21]通过案例分析发现财政透明有助于强化问责和改善印象管理。郑石桥和孙硕（2017）^[22]发现部门当年预算透明程度对预算违规存在负向影响，治理预算违规需要深化预算公开。因此，财政透明通过抑制地方预算违规能够保证财政资金真正用于支持创新，从而提升创新能力。

财政透明与创新的关系是线性的吗？是否财政越透明，越能促进创新？本文认为二者并非简单的线性关系。因为财政透明度太高会导致过高的交易成本和政治化，造成效率的损失。^[23]因此整体而言，财政透明更好发挥作用的前提是保证财政资金能够真正用于支持创新，即将预算违规控制在一定水平之下，而并

非财政透明度越高其作用越大。具体地,在预算违规非常严重的情况下,创新所需的财政资金越可能成为“唐僧肉”,这时越需要通过财政透明抑制预算违规,财政透明对于创新的作用显得越重要。一旦预算违规在很大程度上被抑制,财政资金在很大程度上能够得到保证,虽然财政透明仍然能纠正为数不多的预算违规现象以及提高创新能力,但影响程度已经没有那么重要,此时影响创新的其他因素如经济发展等可能会在更大程度上发挥作用。因此,本文认为在不同的预算违规水平下财政透明对创新能力的影响程度不同,随着门阈值的提升,财政透明对创新能力的影响将逐渐变小。据此,本文提出以下假说:

假说 1-a: 财政透明通过抑制预算违规而提升区域创新能力

假说 1-b: 不同预算违规水平下财政透明对区域创新能力的影响程度不同,随着预算违规的减少,其积极作用将逐渐减弱。

(二) 财政透明、企业创新预期和创新能力

从研发经费方面看,企业已经成为我国最主要的创新主体。根据《中国科技统计年鉴 2019》,2018年中国企业研发经费总额为 15 233.72 亿元,占全国研发经费总额的 77%。境内上市企业研发经费规模前十名均为国有企业,各行业研发经费均以国有企业为主。^[24]可以说,我国企业尤其是国有企业在很大程度上影响着区域创新能力。企业创新能力与预期关系密切,熊彼特(1990)^[25]提出企业创新的重要前提是一定的收益预期,包括对未来创新收益的预期和对实际获得这种收益的预期。冯俏彬(2020)^[26]认为市场经济在很大程度上是一种预期经济,预期对企业决策发挥着先行引导的作用。如果企业不能充分掌握信息以准确预期,就会因供求短期波动而盲目采取投机行为,或因市场机制中的滞后周期而做出短视决策,在这种情况下,企业会减少甚至取消创新活动。^[27]实证研究也证明激发企业创新的主要动力是预期收益,还建立了企业创新预期收益与其自主创新驱动力的函数关系模型。^{[28][29]}虽然预先知道谁是创新博弈中的赢家输家是是不可能的,但由国家权威制定和执行社会契约能够减少创新过程不确定性所投下的“无知之幕”。^[30]

财政透明能够提高宏观经济形势和政策的透明度,进而稳定企业预期。创新并不是单纯追求技术的先进性,而要与国家战略和政策导向相一致。企业如

果与政府导向背道而驰,即便技术本身非常先进,也终将被淹没在时代的潮流中^[31],其只有充分了解政府的经济形势和政策,才可能进行符合国家战略方向的创新。从政府角度看,提高宏观经济形势和政策的透明度,降低信息不充分实际上就帮助企业降低了创新的不确定性。顾夏铭等(2018)^[32]认为 2008 年国际金融危机以来经济政策不确定性占经济不确定性相当高的份额,而经济政策不确定性加重了企业金融资产配置对创新投资的挤出效应^{[33][34]},使得企业创新能力降低。财政预算作为政府经济政策的窗口,集中反映了政府在一定时期的经济形势和政策,因此能够发挥“稳预期”的作用。

财政透明通过稳定企业市场预期而促进创新,这种作用机制可能并非线性。在企业市场预期很不稳定的水平下,提高财政透明度会在很大程度上稳定市场预期,进而对创新起显著的促进作用;当企业市场预期达到很稳定的水平时,提高财政透明度,仍然会稳定市场预期和提升创新能力,但影响就没有那么重要了。因此,在不同水平的市场预期下,财政透明影响企业创新的作用程度不同,即财政透明影响企业创新存在门槛效应。据此,本文提出以下假说:

假说 2-a: 财政透明通过稳定企业市场预期而促进创新

假说 2-b: 财政透明在不同的市场预期水平下对创新能力的影响程度不同,随着企业预期的逐渐稳定,其积极影响逐渐变小。

三、变量、数据和模型

(一) 变量和数据

1. 被解释变量。

区域创新能力,本文采用科技部发布的《区域创新能力评价报告》衡量各省的创新能力。科技部自 1999 年开始每年调查省级创新能力,其系列报告是目前国内权威的区域创新能力评价标准,本文采用该报告的综合得分刻画区域创新能力。该报告认为区域创新能力是一个地区将知识转化为新产品、新工艺、新服务的能力,具体包括知识创造、知识获取、企业创新、创新环境和创新绩效五个方面指标。

2. 核心解释变量。

财政透明度,本文采用上海财经大学发布的省级财政透明度得分来衡量,该报告是目前唯一且较为权威的衡量各省财政透明的标准。

3. 中介变量。

预算违规,本文采用《中国审计年鉴》历年预算违规金额占财政支出的比率来说明预算违规。在审计监督能力一定的情况下,该比例越高说明预算违规情况越严重,甚至可能腐败;反之亦反。

企业预期,本文借鉴邵磊(2019)^[35]的做法,用工业企业平均杠杆率的调整速度来表示省内企业预期是否稳定。杠杆率是企业预期的一个重要指标,若调整频繁则表示企业预期不甚稳定,企业需要根据不断变化的预期调整自身资本结构;若调整缓慢则说明企业预期稳定,不需要对自身资本结构进行大规模调

整。计算公式为:(当期资产负债率-上期资产负债率)/上期资产负债率并取绝对值。

4. 控制变量。

本文参考已有文献,选取政府规模、城镇化、人均GDP、居民消费水平、对外开放程度等作为控制变量。^[36]

数据来自国家统计局、国泰安数据库、《中国科技统计年鉴》《中国审计年鉴》《中国财政统计年鉴》等,囿于数据的可得性,样本范围包括2009—2016年31个省级数据,样本数为248个。

各变量描述性统计如表1。

表1 变量说明及描述性统计

	变量	指标	代码	取值范围	均值	标准差
被解释变量	地方创新能力	创新能力综合得分	<i>RIC</i>	15.78~58.86	29.12	10.45
核心解释变量	财政透明度	财政透明度得分	<i>TRS</i>	11.52~77.70	29.30	12.53
中介变量	企业预期	杠杆率调整速度	<i>EES</i>	0.11~29.95	2.40	3.12
	预算违规	预算违规金额占比	<i>BVR</i>	0.00~0.56	0.06	0.07
控制变量	政府规模	一般公共预算支出	<i>GOV</i>	46.97~1 147.35	360.53	208.78
	城镇化水平	城镇化率	<i>URL</i>	22.30~89.61	53.79	13.92
	居民消费水平	居民消费水平	<i>RIC</i>	3 985~49 617	15 187.95	8 159.69
	对外开放程度	进出口总额	<i>OPN</i>	19.72~79 346.46	7 436.61	13 759.64

(二) 固定效应面板模型

为考察财政透明与创新能力之间的相关关系,本文构建固定效应面板模型作为基本模型。为避免可能存在的非线性关系、非平稳序列以及变量取值范围差距较大等问题,本文对因变量、自变量以及控制变量取对数处理,利用处理后的数据构建如下回归模型:

$$\ln RIC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln TRS_{it} + \alpha_1 \ln CV_{it} + e_{it} \quad (1)$$

其中: $\ln RIC_{it}$ 代表*i*省份在*t*期时因变量创新能力的对数值; $\ln TRS_{it}$ 代表的是*i*省份在*t*期时自变量财政透明度的对数值; $\ln CV_{it}$ 代表的是*i*省份在*t*期时的控制变量对数值,包括政府规模(*GOV*)、城镇化水平(*URL*)、居民消费水平(*RCL*)、人均GDP(*PGDP*)以及开放程度(*OPN*); e_{it} 为随机扰动项。系数 β_1 的大小及显著程度反映了财政透明度对创新能力的影响。

(三) 中介效应模型

为考察财政透明对创新能力的影响是否有中介变

量,本文拟构建中介效应模型。在公式(1)的基础上构建模型公式(2)和公式(3)。预算违规占比(*BVR*)及企业预期(*EES*)均为百分比数据,不进行取对数处理。

$$Z_{it} = \beta_1 \ln TRS_{it} + \alpha_2 CV_{it} + e_{2it} \quad (2)$$

$$\ln RIC_{it} = \gamma' \ln TRS_{it} + \beta_2 Z_{it} + e_{3it} \quad (3)$$

其中: Z_{it} 代表两个中介变量,分别为预算违规(*BVR*)及企业预期(*EES*); e_{2it} 和 e_{3it} 为随机扰动项。

(四) 门槛效应模型

为使门槛效应模型中的门槛值更有现实意义,本文对自变量进行去趋势化处理。具体处理方法如下:利用H-P滤波法分别将各省的时间序列数据分离为时间趋势及随机效应两部分,以2016年时间取值为基准加上每一年的随机效应取值,作为当年的去趋势财政透明度(*TRS*)取值。对处理后的数据进行门槛变量显著性检验,结果如表2所示。表2报告了分别以财政透明度(*TRS*)、企业预期(*EES*)和预算违规(*BVR*)作为门槛变量的显著性检验结果及门槛估计值。

表2 门槛变量的显著性检验和门槛估计值

门槛变量	门槛个数	F 值	1%	5%	10%	门槛值
财政透明度 (TRS)	单重	12.885 **	14.084	10.775	8.629	25.806
	双重	10.361 ***	5.445	2.969	2.144	62.298
	三重	0.087	0.793	-1.726	-2.444	
预算违规 (BVR)	单重	2.830 *	4.818	3.304	2.356	0.005
	双重	42.791 ***	5.532	2.957	1.883	0.092
	三重	0.000	0.000	0.000	0.000	
企业预期 (EES)	单重	3.427 *	8.761	4.297	3.516	0.119
	双重	8.720 ***	6.179	4.035	3.072	2.295
	三重	0.000	0.000	0.000	0.000	

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，下同。

从表2可以看出，财政透明度 (TRS)、预算违规 (EES) 和企业预期 (BVR) 在1%的显著性水平上均通过了双重门槛检验，因此本文将采用双重面板门槛回归模型。门槛变量分别为财政透明度 (TRS)、预算违规 (EES) 和企业预期 (BVR)，当门槛变量在不同的取值范围内时，自变量的系数不同。如公式(4)所示：

$$RIC_{it} = \begin{cases} u_{1it} + b_1 TRS_{it} + e_{1it}, & (q_{it} < \gamma_1) \\ u_{2it} + b_2 TRS_{it} + e_{2it}, & (\gamma_1 \leq q_{it} < \gamma_2) \\ u_{3it} + b_3 TRS_{it} + e_{3it}, & (q_{it} \geq \gamma_2) \end{cases} \quad (4)$$

其中， u_{it} 代表常数项； e_{it} 代表随机误差项； q_{it} 代表门槛变量， γ 代表门槛变量的临界值。

四、实证结果分析

(一) 固定效应面板模型结果

以财政透明度为自变量、区域创新能力得分为因变量建立固定效应面板回归模型，并进行稳健性检

验，回归结果如表3所示。可以看出，分别加入控制变量后，表3列(1)至列(6)中，财政透明度对区域创新能力的影响系数都非常显著，均在1%的显著性水平上通过了检验，且具有积极影响，影响系数在0.0416到0.0500之间。这表明，财政透明度 (TRS) 对区域创新能力 (RIC) 存在直接影响，即财政透明度每提高1%，能够直接提高区域创新能力得分0.0416%到0.0500%。本文采用增加更换因变量的方法进行稳健性检验，用地方创新能力的排名来衡量地方创新能力，其数据同样来源于《区域创新能力报告》。根据表3，更换因变量后模型系数及显著程度均没有发生明显变化，因此认为模型稳健。对模型进行残差自相关性检验，AR(2)检验的p值均大于0.1，证明模型残差不存在显著的自相关性。对模型进行不可识别或过度识别检验，Sargon检验的p值均为0.003左右，不在0.1~0.6的可接受范围之内，因此需要对模型进一步改进，考虑引入中介变量检验中介效应。

表3 固定效应面板回归模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	稳健性检验
LnTRS	0.0495 *** (0.0127)	0.0492 *** (0.0126)	0.0500 *** (0.0129)	0.0450 *** (0.0131)	0.0441 *** (0.0132)	0.0416 *** (0.0134)	-0.4602 ** (0.1715)
Cons	0.1526 *** (0.0420)	0.2412 *** (0.0750)	0.2233 * (0.1338)	0.2428 * (0.1339)	0.0961 (0.2530)	0.6446 (0.6156)	16.2298 ** (6.8475)
LnGOV		控制	控制	控制	控制	控制	控制
LnURL			控制	控制	控制	控制	控制

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	稳健性检验
LnRCL				控制	控制	控制	控制
LnPGDP					控制	控制	控制
LnOPN						控制	控制
R ²	0.066 1	0.074 8	0.074 9	0.106 1	0.197 2	0.211 0	0.144 1
F 值	15.28 ***	8.69 ***	5.48 ***	7.38 ***	9.56 ***	10.74 ***	2.62 *
Obs	248	248	248	248	248	248	248
Province	31	31	31	31	31	31	31
AR(1)	-0.012 4 [0.909 4]	0.005 9 [0.089 1]	-0.036 0 [0.751 8]	-0.058 2 [0.571 1]	-0.007 0 [0.450 9]	-0.053 1 [0.537 3]	0.108 6 [0.564 8]
AR(2)	-0.012 4 [0.899 6]	0.005 9 [0.092 0]	-0.036 0 [0.728 0]	-0.058 2 [0.524 0]	-0.007 0 [0.387 1]	-0.053 1 [0.462 3]	0.108 6 [0.445 8]
Sargan 检验	26.66 [0.002]	23.32 [0.004]	22.09 [0.004]	27.12 [0.002]	25.59 [0.002]	25.36 [0.003]	8.27 [0.26]

注：小括号内为标准差，中括号内为检验的p值。下同。

(二) 中介效应模型结果

以预算违规和企业预期为中介变量的中介效应模型结果见表4和表5。表4给出了财政透明对两个中介变量的回归结果。表4结果显示财政透明对预算违规的影响系数显著，β₁为-0.0849，在1%的显著性水平

上通过了检验，说明财政透明度（TRS）对预算违规（BVR）具有显著的负向影响。财政透明对企业预期的系数β₁为-1.2873，在5%的显著性水平上通过了检验，财政透明度（TRS）对企业预期（EES）具有显著的负向影响，说明财政透明能够显著稳定企业预期。

表4 中介变量作为路径检验的回归结果

	BVR (预算违规)	EES (企业预期)
LnTRS	-0.084 9 *** (0.012 2)	-1.287 3 ** (0.517 3)
Cons	0.056 9 (0.150 8)	22.539 7 *** (6.412 4)
控制变量	控制	控制
R ²	0.096 2	0.088 4
F 值	4.27 ***	3.89 ***
Obs	248	248
Province	31	31
Sargan 检验	9.97 [0.22]	13.33 [0.08]

表5中分别加入两个路径变量，由列(1)结果看出，系数β₂为-0.6007，系数γ'为0.0574，两者在5%的显著性水平上均通过了检验。根据中介效应的检验流程，系数β₁和系数β₂均显著，证明存在间接影响。即以预算违规（BVR）为中介变量时，财

政透明度（TRS）每提高1%，通过抑制预算违规而使区域创新能力得分（RIC）提高0.0574%，中介效应占比为19.20%。这说明财政透明通过抑制预算违规有助于保证财政资金真正支持科技创新，从而有利于提高区域创新能力。假说1-a成立。

表 5 财政透明度通过中介变量影响创新能力的回归结果

	(1) <i>BVR</i> (预算违规) 为中介变量	(2) <i>EES</i> (企业预期) 为中介变量
<i>LnTRS</i>	0.057 4 ** (0.029 3)	0.041 7 *** (0.010 2)
<i>BVR</i>	-0.600 7 ** (0.260 6)	
<i>EES</i>		-0.083 1 *** (0.006 2)
<i>Cons</i>	0.678 8 (0.610 4)	0.832 0 (0.630 1)
控制变量	控制	控制
R^2	0.228 1	0.216 9
<i>F</i> 值	10.13 ***	9.50 ***
<i>Obs</i>	248	248
<i>Province</i>	31	31
<i>AR</i> (1)	-0.051 2 [0.537 3]	0.010 7 [0.264 6]
<i>AR</i> (2)	-0.051 2 [0.452 8]	0.010 7 [0.205 5]
Sargan 检验	10.925 6 [0.17]	9.831 9 [0.21]
中介效应占比	19.20%	42.95%

列 (2) 结果显示, 系数 β_2 为 -0.083 1, 系数 γ' 为 0.041 7, 两者在 1% 的显著性水平上均通过了检验。根据中介效应的检验流程, 系数 β_1 和系数 β_2 均显著, 证明存在间接影响。这表明, 财政透明度 (*TRS*) 每提高 1%, 通过稳定企业预期 (*EES*) 而使得区域创新能力得分 (*RIC*) 提高 0.041 7%, 中介效应占比为 42.95%。即财政透明有助于稳定企业预期, 企业因此更加愿意从事创新行为, 从而促进了创新能力提升, 假说 2-a 成立。

3. 稳健性检验。

为了确保模型结果稳健可靠, 本文将通过增加控制变量和更换因变量两种方式进行稳健性检验。根据魏守华等的研究, 本文增加两个控制变量——地方教育水平和地方文化水平, 结果如表 6 所示。引入两个变量后, 财政透明度 (*TRS*)、企业预期 (*EES*) 和预算违规 (*BVR*) 的系数和显著性程度以及中介效应占比均没有发生明显的变化, 因此可以认为模型稳健。

表 6 中介效应稳健性检验: 增加控制变量

	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
<i>LnTRS</i>	0.057 4 ** (0.029 3)	0.048 7 *** (0.012 3)	0.026 0 ** (0.011 8)	<i>LnTRS</i>	0.041 7 *** (0.010 2)	0.046 8 *** (0.013 0)	0.042 4 *** (0.016 3)
<i>BVR</i>	-0.600 7 ** (0.260 6)	-0.693 6 *** (0.217 4)	-0.469 6 ** (0.223 4)	<i>EES</i>	-0.083 1 *** (0.006 2)	-0.010 9 ** (0.005 5)	-0.073 9 *** (0.005 6)
<i>Cons</i>	0.678 8 (0.610 4)	0.654 6 (0.508 8)	0.729 1 (0.564 1)	<i>Cons</i>	0.832 0 (0.630 1)	0.367 7 (0.530 2)	0.876 5 (0.579 0)
<i>EDU</i>		0.148 0 *** (0.014 4)		<i>EDU</i>		0.156 6 *** (0.015 5)	
<i>CUL</i>			0.233 5 *** (0.036 0)	<i>CUL</i>			0.240 4 *** (0.035 7)

续前表

	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
控制变量	控制	控制	控制	控制变量	控制	控制	控制
R^2	0.228 1	0.396 3	0.274 5	R^2	0.216 9	0.386 5	0.266 9
F 值	10.13 ***	26.05 ***	15.63 ***	F 值	9.50 ***	24.64 ***	15.51 ***
Obs	248	248	248	Obs	248	248	248
$Province$	31	31	31	$Province$	31	31	31
$AR(2)$	-0.051 2 [0.452 8]	-0.045 0 [0.590 4]	-0.041 5 [0.338 9]	$AR(2)$	0.010 7 [0.205 5]	-0.006 4 [0.262 1]	0.009 4 [0.217 8]
Sargon 检验	10.925 6 [0.17]	9.908 6 [0.20]	10.933 8 [0.17]	Sargon 检验	9.831 9 [0.21]	9.882 7 [0.21]	10.009 8 [0.18]
中介效应占比	19.20%	18.49%	19.02%	中介效应占比	42.95%	32.07%	39.95%

表 7 为更换因变量的稳健性检验结果。可以看出, 当以区域创新能力排名为因变量时, 分别以预算违规 (BVR) 及企业预期 (EES) 为中介变量的两个中介效应模型依旧显著, 中介效应占比分别为 11.44% 和 31.64%, 与原模型结果高度相似。从回归系数上看, 当以预算违规为中介变量时, 财政透明度

每上升 1%, 创新能力排名上升 0.009 5 名, 且通过 1% 水平下的显著性检验; 当以企业预期为中介变量时, 财政透明度每上升 1%, 创新能力排名上升 0.003 7 名, 且通过 1% 水平上的显著性检验。总之, 替换因变量后, 模型的系数、显著性水平、中介效应占比均没有发生明显的变化, 可以认为模型稳健。

表 7 中介效应稳健性检验: 替换因变量

	以预算违规为中介变量				以企业预期为中介变量		
	$RIC(N)$	BVR	$RIC(N)$		$RIC(N)$	EES	$RIC(N)$
$LnTRS$	-0.840 6 *** (0.136 3)	-0.084 9 *** (0.012 2)	-0.949 1 *** (0.135 8)	$LnTRS$	-0.840 6 *** (0.136 3)	-1.287 3 ** (0.517 3)	-0.374 0 ** (0.137 0)
BVR			12.782 7 * (7.182 0)	EES			0.362 1 ** (0.168 4)
$Cons$	99.686 0 *** (16.893 5)	0.056 9 (0.150 8)	98.958 0 *** (16.823)	$Cons$	99.686 0 *** (16.893 5)	22.539 7 *** (6.412 4)	91.523 *** (17.192)
控制变量	控制	控制	控制	控制变量	控制	控制	控制
R^2	0.228 0	0.096 2	0.238 1	R^2	0.228 0	0.088 4	0.242 6
F 值	11.86 ***	4.27 ***	10.71 ***	F 值	11.86 ***	3.89 ***	10.98 ***
Obs	248	248	248	Obs	248	248	248
$Province$	31	31	31	$Province$	31	31	31
$AR(2)$			0.108 6 [0.445 8]	$AR(2)$			-0.466 2 [0.187 0]
Sargon 检验			11.970 1 [0.12]	Sargon 检验			13.001 7 [0.09]
中介效应占比	11.44%			中介效应占比	31.64%		

(三) 门槛效应模型结果

1. 面板门槛回归结果。

为进一步检验财政透明 (TRS)、预算违规 (BVR) 和企业预期 (EES) 对创新能力的影响区间,

本文分别以这三个变量为门槛变量建立双重面板门槛模型。回归结果如表 8 所示, 三个模型均通过了 1% 水平上的显著性检验。

以财政透明度为门槛变量的回归结果得到双重门

槛值分别为 [25.806, 62.298]。这说明当财政透明度 (*TRS*) 小于 25.806 时, 财政透明度 (*TRS*) 每提高 1 分, 创新能力 (*RIC*) 平均提高 0.288 2 分, 效果最为显著; 当财政透明度 (*TRS*) 在 25.806 和 62.298 之间时, 财政透明度 (*TRS*) 每提高 1 分, 创新得分 (*RIC*) 提高 0.143 3 分, 效果比较显著; 当财政透明 (*TRS*) 达到 62.298 以上时, 财政透明度 (*TRS*) 每提高 1 分, 创新得分 (*RIC*) 提高 0.097 4 分, 影响效果依旧显著, 但较之前有所降低。即随着财政透明度的不断提高, 其对创新得分的影响仍旧显著为正, 但影响程度逐渐降低。

以预算违规为门槛变量回归得到两重门槛值为 0.092 和 0.005。回归结果显示, 当预算违规金额占财政支出比例 (*BVR*) 在 0.092 以上时, 财政透明度 (*TRS*) 对创新能力得分 (*RIC*) 的影响为 0.135 1,

即财政透明度 (*TRS*) 每上升 1 分, 创新得分 (*RIC*) 平均提高 0.135 1 分; 当预算违规金额占财政支出比例 (*BVR*) 在 0.005 到 0.092 之间时, 财政透明 (*TRS*) 对创新能力 (*RIC*) 得分的影响为 0.098 4, 即财政透明度 (*TRS*) 每上升 1 分, 创新能力 (*RIC*) 得分平均提高 0.098 4 分; 当预算违规金额占财政支出比例 (*BVR*) 在 0.005 以下时, 财政透明 (*TRS*) 对创新能力得分 (*RIC*) 的影响为 0.033 4, 即财政透明度 (*TRS*) 每上升 1 分, 创新能力得分 (*RIC*) 平均提高 0.033 4 分。该门槛模型说明, 在不同的预算违规水平下, 财政透明对创新能力的影响程度不同。随着预算违规现象逐渐得到遏制, 财政透明度对创新能力的影响仍旧为显著正向, 但影响程度逐渐减小, 假说 1-b 成立。

表 8 面板门槛回归模型结果

	门槛变量: <i>TRS</i>		门槛变量: <i>BVR</i>		门槛变量: <i>EES</i>	
	<i>TRS</i> 取值范围	自变量系数	<i>BVR</i> 取值范围	自变量系数	<i>EES</i> 取值范围	自变量系数
<i>TRS</i> [1]	[0, 25.806)	0.288 2*** (0.103 0)	[0, 0.005)	0.033 4*** (0.011 2)	[0, 0.119)	0.099 0*** (0.030 8)
<i>TRS</i> [2]	[25.806, 62.298)	0.143 3*** (0.054 0)	[0.005, 0.092)	0.098 4*** (0.027 1)	[0.119, 2.925)	0.117 6*** (0.034 1)
<i>TRS</i> [3]	[62.298, +∞)	0.097 4** (0.043 8)	[0.092, +∞)	0.135 1*** (0.028 9)	[2.925, +∞)	0.170 2*** (0.034 1)
R^2	0.184 9		0.181 0		0.205 1	
<i>F</i> 值	32.19***		77.10***		53.38***	
<i>Obs</i>	248		248		248	
<i>Province</i>	31		31		31	
Sargon 检验	26.059 [0.23]		29.964 [0.11]		28.882 [0.14]	

以企业预期为门槛变量回归得到两重门槛值为 0.119 和 2.925。回归结果显示, 当企业预期 (*EES*) 超过 2.925 时, 财政透明度 (*TRS*) 对创新得分 (*RIC*) 的影响系数为 0.170 2, 即财政透明度 (*TRS*) 每上升 1 分, 创新得分 (*RIC*) 平均提高 0.170 2 分; 当企业预期 (*EES*) 在 0.119 和 2.925 之间时, 财政透明度 (*TRS*) 对创新得分 (*RIC*) 的影响系数为 0.117 6, 即财政透明度 (*TRS*) 每上升 1 分, 创新得分 (*RIC*) 平均提高 0.117 6 分; 当企业预期 (*EES*) 低于 0.119 时, 财政透明度 (*TRS*) 对创新

得分 (*RIC*) 的影响系数为 0.099 0, 即财政透明度 (*TRS*) 每上升 1 分, 创新得分 (*RIC*) 平均提高 0.099 0 分。该模型结果说明在不同的企业预期水平下, 财政透明对创新能力的影响程度不同。随着企业预期的不断稳定, 财政透明对创新能力的影响程度仍旧为显著正向, 但程度逐渐降低, 假说 2-b 成立。

2. 稳健性检验。

为了确保模型结果稳健可靠, 本文通过增加控制变量的方法进行检验, 新增加的控制变量为地方教育

水平和地方文化水平,结果如表9所示。增加控制变量后,财政透明度(*TRS*)、企业预期(*EES*)和预算违规(*BVR*)的门槛值均没有发生显著变化,并且在门槛区间内,财政透明度的系数及显著程度也没有发生显著的变化,因此可以认为模型是稳健的。

(四) 财政透明度影响因素的进一步分析

以上实证研究证明了整体上财政透明能够促进区域创新能力的提升,那么,财政透明的哪些方面影响最为重要呢?鉴于数据的可得性,目前无法对该问题进行模型验证,但根据各地方的实践经验,财政透明主要在以下方面制约着区域创新能力的提升。

1. 分配财政创新资金的信息不够公开。

谁能获得财政创新支持?哪些条件符合财政创新资金支持的要求?这些信息的公开程度都对地方创新能力具有引导和示范作用,然而当前我国地方财政科技资金的申报、审核、分配等环节的过程和结果都不够公开,同时财政掌控着重要的创新资源,申报和审批环节复杂。在这种情况下,企业、高校和科研院所不得不将很多精力和资金用于“跑步钱进”,或者为了获得财政支持被动地跟着地方政府的“指挥棒”行动,而不是根据市场进行自主创新,导致资金难以分配到真正进行创新的主体或者项目上,从而降低了创新效果。

表9 面板门槛回归模型稳健性检验结果

	原门槛模型		引入教育变量后的门槛模型		引入文化变量后的门槛模型	
	门槛区间	自变量系数	门槛区间	自变量系数	门槛区间	自变量系数
财政透明度	[0, 25.806)	0.288 2*** (0.103 0)	[0, 25.662)	0.321 2*** (0.080 7)	[0, 24.758)	0.292 9*** (0.033 6)
	[25.806, 62.298)	0.143 3*** (0.054 0)	[25.662, 62.843)	0.135 2*** (0.042 5)	[24.758, 62.843)	0.166 5*** (0.028 2)
	[62.298, +∞)	0.097 4** (0.043 8)	[62.843, +∞)	0.083 6* (0.046 7)	[62.843, +∞)	0.135 1** (0.027 0)
预算违规	[0, 0.005)	0.033 4*** (0.011 2)	[0, 0.005)	0.008 9 (0.046 7)	[0, 0.003 1)	0.075 1* (0.043 7)
	[0.005, 0.092)	0.098 4*** (0.027 1)	[0.005, 0.014)	0.036 9 (0.038 1)	[0.003 1, 0.084)	0.054 6 (0.041 6)
	[0.092, +∞)	0.135 1*** (0.028 9)	[0.014, +∞)	0.069 6** (0.034 1)	[0.084, +∞)	0.162 4*** (0.045 7)
企业预期	[0, 0.119)	0.099 0*** (0.030 8)	[0, 0.119)	0.081 4** (0.041 0)	[0, 0.448)	0.078 5 (0.051 4)
	[0.119, 2.925)	0.117 6*** (0.034 1)	[0.119, 4.743)	0.133 2*** (0.031 0)	[0.448, 2.370)	0.088 6** (0.042 4)
	[2.925, +∞)	0.170 2*** (0.034 1)	[4.743, +∞)	0.163 7*** (0.037 3)	[2.370, +∞)	0.167 5*** (0.462)

2. 使用财政创新资金的信息不够公开。

资金是否真正用于创新,绩效如何?因为各地方政府没有建立起透明公开、公平公正的相关制度和机制,资金的使用和评价等过程和结果也未能完全公开,这导致创新主体“重预算、轻决算”,在获得创新资金后存在并不将资金真正用于创新或者用于资金使用效率很低的项目,从而难以促进创新。

3. 宏观经济政策信息不够公开。

在英美等财政透明度较高的国家中,其财政信息通常包含宏观经济政策,这一方面是财政预算制

定的依据,同时也为经济主体提供了宏观经济预期的参考。当前我国宏观经济政策预测能力较低,也未能在财政预算中公开相关信息,这不利于创新主体(尤其是企业)确定宏观政策和创新行为的预期。在缺乏预期的情况下,创新主体将难以提高创新能力。

4. 财政税式支出信息不够公开。

在财政创新资金中,税式支出占有重要的地位,比如两项重要的支出——研发费用税前加计扣除和高技术企业税收减免都规模不菲。然而,这些“隐藏

的福利”用了多少、用到哪里、政策效应如何等信息都未公开。这可能为创新主体寻租提供空间,无法保证财政资金真正用于创新,同时也无法为创新主体释放宏观经济政策导向的“信号”或者预期,从而降低创新的能力。

五、结论和建议

本文应用中介效应和门槛效应模型检验财政透明和创新能力的关系发现:一是财政透明通过抑制预算违规而提升创新能力。财政透明度每提高1%,通过抑制预算违规使得创新能力综合得分平均提高0.0547%,中介效应占比为19.20%。二是随着预算违规现象的遏制,财政透明对创新能力仍然有促进作用,但影响程度逐步减少,即存在双重门槛效应,门槛值为0.092和0.005。三是财政透明通过稳定企业市场预期而提升创新能力。财政透明度提高1%,通过稳定企业预期而使得区域创新能力得分提高0.0417%,中介效应占比为42.95%。四是随着企业预期的稳定,财政透明对创新能力仍然具有促进作用,但影响程度逐渐减少。企业预期的双重门槛为2.925和0.119。五是财政透明能够直接提升区域创新能力,财政透明每提高1%,区域创新能力得分至少提高0.0416%。六是财政透明对创新能力具有双重门槛效应,门槛值分别为25.806和62.298,随着门槛值的提升,财政透明对区域创新能力虽仍具有正效应,但其作用程度减弱。

根据以上发现,本文认为地方政府未来可在以下方面改进以提升创新能力:

一是制定财政创新资金的分配、使用、评价和公开制度,提高财政信息公开程度。财政透明度能够直接和间接地影响区域创新能力,地方政府要提高其创新能力,不能仅仅从增加财政投入角度着力,还应着力于提高财政透明度。实践中,我国财政信息公开的水平还较低,2018年我国省级财政透明度平均得分为53.49分,绝大部分地方都处于第二重门槛值范围以内(25.806到62.298),此时提高财政透明对于促进创新能力的影响非常显著。具体而言,各地方可以通过制定财政创新资金的分配和使用制度、公

开财政创新资金的评价审查、增加宏观经济政策信息以及提高税式支出透明度等方面进一步提高财政透明度。

二是促使财政透明发挥中介效应。财政透明虽然具有直接效应,但其中介效应更为显著,分别达到19.2%和42.95%,这表明我们不能单纯追求财政透明度的提升,即公开预算并不是目的,而应该以公开预算为手段影响预算违规和企业预期,只有这样才能更好地促进创新。

三是抑制预算违规,保证财政创新资金落地。财政透明通过抑制预算违规、减少和避免寻租能更好地促进创新,因此提升创新能力离不开对预算违规的治理。目前我国大多数地方处于第二重门槛值内,此时抑制预算违规对区域创新能力的影响很大。因此,抑制预算违规是地方政府提升创新能力的重要途径。除提高财政透明度外,地方政府还可以考虑通过其他途径抑制预算违规,比如加强财政管理、加强审计监督等。总之,只有加强对预算违规的监督和控制在,保证财政资金真正用于创新,才有可能让它发挥促进创新的作用。

四是坚持“稳预期”,提高宏观经济政策的确定性。目前很多地方企业都对政府的黑箱操作或朝令夕改很是头疼,“稳预期”还有很大改进空间,提高财政透明是地方政府稳定企业预期的重要途径。此外,地方政府还应该做好地方经济发展长期规划,并且制定一致性的相关政策,同时还要深化“放管服”改革让企业便利地获取和反馈相关信息,尽量降低信息不完全性,以便企业做出理性预期。

五是简化资金审批流程,营造市场化的创新环境。要提高企业创新意愿,政府还应该为企业提供市场化的创新环境,让企业自主做出创新决策。为此我国还应继续深化市场经济体制改革,转变政府科技管理职能,改变目前政府绝对掌握科研经费和资源的现状。政府科技管理部门应从公共服务的角度出发为企业、高校和科研院所提供必要的创新资源,同时还应加强市场管理、营造公平法治的竞争环境,从而推进市场化创新。

参考文献

- [1] 薛澜. 改革开放研究丛书:中国科技发展与政策(1978—2018)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2018:12.

- [2] 人民网. 科技部: 2019年全社会研发投入达2.17万亿元 创新指数位居世界第14位 [EB/OL]. (2019-08-24) [2020-02-15]. <http://society.people.com.cn/n1/2020/0519/c1008>.
- [3] 国务院发展研究中心“引领新常态的战略与政策”课题组. 迈向高质量发展: 战略与对策 [M]. 北京: 中国发展出版社, 2017: 3.
- [4] 高锡荣, 罗琳, 张红超. 从全球创新指数看制约我国创新能力的关键因素 [J]. 科技管理研究, 2017 (1): 15-20.
- [5] 周黎安, 陶婧. 政府规模、市场化与地区腐败问题研究 [J]. 经济研究, 2009 (1): 57-69.
- [6] 叶静, 刘婧. 政府干预中的权力寻租行为分析及其防治行政与法 [J]. 行政与法, 2004 (3): 31-32.
- [7] 人民网. 揭秘科研经费“漏洞”: 科研项目怎变“个人提款机” [EB/OL]. (2014-10-14) [2020-03-10]. <http://www.msweekly.com/show.html?id=2898>.
- [8] 叶青. 补贴为何成为“唐僧肉” [EB/OL]. (2013-08-8) [2020-03-15]. <http://star.news.sohu.com/20130808/n383701797.shtml>.
- [9] 中国企业家调查系统. 新常态下的企业创新: 现状、问题与对策 [J]. 管理世界, 2015 (6): 22-33.
- [10] 贾康, 冯俏彬, 苏京春. “理性预期失灵”: 立论、逻辑梳理及其“供给管理”矫正路径 [J]. 财政研究, 2014 (10): 2-11.
- [11] 新华社. 论“坚定信心, 稳定预期” [EB/OL]. (2018-08-03) [2020-03-15]. <http://www.xinhuanet.com/nzzt/75/>.
- [12] 柳卸林, 高雨辰, 丁雪辰. 寻找创新驱动发展的新理论思维——基于新熊彼特增长理论思考 [J]. 管理世界, 2017 (12): 8-19.
- [13] Amendola M, Gaffard J L. Out of Equilibrium [M]. New York: Oxford University Press, 2005: 5.
- [14] 韩凤芹, 樊轶侠. 财政资金支持企业创新的新思路与新机制 [J]. 经济纵横, 2015 (11): 101-109.
- [15] 王德祥, 李昕. 政府补贴、政治关联与企业创新投入 [J]. 财政研究, 2017 (8): 79-89.
- [16] 杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应 [J]. 管理世界, 2015 (1): 75-86.
- [17] 周亚虹, 蒲余路, 陈诗一, 方芳. 政府扶持与新型产业发展——以新能源为例 [J]. 经济研究, 2015 (6): 147-161.
- [18] 程瑜. 政府预算监督的博弈模型与制度设计——基于委托代理理论的研究视角 [J]. 财贸经济, 2009 (8): 48-52.
- [19] 宋建波, 张海清. 政府研发补贴的有效性: 引导、竞争与规制 [J]. 财会月刊, 2020 (3): 1-8.
- [20] 储德银, 左芯. 财政公开的经济社会效应研究新进展 [J]. 经济学动态, 2019 (5): 141-143.
- [21] 阎波, 马艺源, 胡春萍. 财政透明能改进政府绩效吗? ——对B乡“裸账”案例的分析 [J]. 南京社会科学, 2014 (4): 81-87.
- [22] 郑石桥, 孙硕. 预算调整、预算透明度和预算违规——基于中央各部门预算执行审计面板数据的实证研究 [J]. 审计与经济研究, 2017 (3): 1-12.
- [23] Heald D. Fiscal Transparency: Concepts, Measurement and UK Practice [J]. Public Administration, 2003, 81 (4): 723-759.
- [24] 大连理工大学管理与经济学部. 中国研发经费报告 2018 [EB/OL]. (2019-03-06) [2020-03-15]. <http://dlut.edu.cn/info/1003/54708.htm>.
- [25] 熊彼特. 经济发展理论 [M]. 商务印书馆, 1990: 12.
- [26] 冯俏彬. “稳预期”是“六稳”关键 [EB/OL]. (2019-03-01) [2020-03-15]. http://lib.cet.com.cn/paper/szb_con/506597.html.
- [27] GUAN J C, YAM R C M. Effects of Government Financial Incentives on Firms' Innovation Performance in China: Evidences from Beijing in the 1990s [J]. Research Policy, 2015, 44 (1): 273-282.
- [28] 孙冰. 企业自主创新动力机制研究 [J]. 软科学, 2007 (3): 104-107.
- [29] 李刚. 企业自主创新的动力模型与机制研究 [J]. 科技管理研究, 2008 (10): 4-6.
- [30] 颜鹏飞, 汤正仁. 新熊彼特理论述评 [J]. 当代财经, 2009 (7): 116-122.
- [31] 任泽平, 陈昌盛. 经济周期波动与行业景气变动: 因果联系、传导机制与政策含义 [J]. 经济学动态, 2012 (1): 19-27.
- [32] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析 [J]. 经济研究, 2018 (2): 109-123.
- [33] 亚琨, 罗福凯, 李启佳. 经济政策不确定性、金融资产配置与创新投资 [J]. 财贸经济, 2018 (12): 95-110.
- [34] 郝威亚, 魏玮, 温军. 经济政策不确定性如何影响企业创新——实物期权理论作用机制的视角 [J]. 经济管理, 2016 (10): 40-56.
- [35] 邵磊, 唐盟. 政府财政透明“稳预期”了吗? [J]. 财政研究, 2019 (8): 37-47.
- [36] 魏守华, 吴贵生, 吕新雷. 区域创新能力的影响因素——兼评我国创新能力的地区差距 [J]. 中国软科学, 2010 (9): 138-141.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

作者更正说明

出于严谨性考虑, 对于本刊2020年第7期发表的《地方政府债务风险的形成机理研究: 基于显性债务和隐性债务的异质性分析》一文, 作者李升特做如下说明: (1)表2的模型5和6的 R^2 应分别为0.875和0.866。(2)文章对控制变量进行逐次控制, 以加强稳健性考察, 文章尚未展示的其他模型结果亦支持现有结论。若需要, 可联系作者, 邮箱为stephensz@163.com。

水滴筹案引发的财政边界问题及其理论反思

The Financial Boundary Caused by Shuidichou Case and the Theoretical Reflection

严维石

YAN Wei-shi

[摘要] 水滴筹案冲击主流财政学的“非市场即政府”的思维逻辑，除了理论传承因素外，信息采集、传输与运用模式也是财政学逻辑形成的重要原因。信息网络技术改变主流财政学的市场失灵分析逻辑，拓展了市场交易广度与深度，更加重要的是，它激发了社会互助互惠交换机制潜能。为了利用和适应信息网络技术发展，财政学家需将社会互助互惠交换功能纳入财政理论框架，对市场交易、社会互助互惠交换和政府转移交换三种资源配置机制进行再平衡来重构财政学，尤其是重新界定财政边界和精准财政转移。

[关键词] 信息网络 信息模式 社会互助互惠 政府转移

[中图分类号] F810 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 12-0015-07

Abstract: Shuidichou case is a shock to the thinking logic of “nonmarket is government” in the mainstream finance. Besides the factors of theoretical inheritance, the mode of information collection, transmission and application are also important reasons for the formation of this logic. Information network technology has changed the market failure analysis logic of the mainstream financial theory, expanded the breadth and depth of market transactions, and more importantly, it has stimulated the potential of social mutual aid and reciprocal exchange mechanism. In order to make use of and adapt to the development of information network technology, financial scientists need to bring the function of social mutual aid and reciprocal exchange into the financial theoretical framework, rebalance the three resource allocation mechanisms of market transaction, social mutual aid and reciprocal exchange and government transfer and exchange to reconstruct finance, especially redefining the financial boundary and precise financial transfer.

Key words: Information network Information model Social mutual assistance Government transfer

[收稿日期] 2020-06-01

[作者简介] 严维石，男，1971年11月生，广东财经大学经济学院教授，经济学博士，研究方向为企业激励机制和财政理论研究。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、案件简述与其所涉及的财政问题

水滴筹案对于不同背景的人来说关注的焦点不一样。2019年11月,全国首例因网络个人大病众筹求助引发的纠纷在北京朝阳法院一审宣判。一审判令,筹款发起人莫某违反约定用途将筹集款项挪作他用,构成违约,全额返还筹款153136元并支付相应利息。

莫某违约使用筹款被举报后,2018年9月,“水滴筹”向北京朝阳区法院提起诉讼,要求莫某返还全部筹集款项153136元,并按照同期银行贷款利率支付自2018年8月31日起的利息。法院经审理查明,莫某除在“水滴筹”筹得的款项外,还先后在其他慈善基金会内获取8.88万余元的资助款。莫某因未披露真实情况,将筹集款挪作他用,法院令其返还筹款,并支付“水滴筹”自2018年8月31日以来的利息。媒体报道,莫某已经履行法院判决。

此外,朝阳区法院还同时向民政部、北京水滴互保科技有限公司(简称水滴筹公司)发送司法建议,建议健全规范,完善资金监管使用,推进相关立法,加强行业自律,建立网络筹集资金分账管理及公示制度、第三方托管监督制度、医疗机构资金双向流转机制等,切实加强爱心筹款的资金监督管理和使用。

从一般意义上来看,水滴筹案就是一个普通民事案件,然而,水滴筹以市场化的网络平台进行众筹来帮助病患,实现社会互助济困,引发了人们对于政府财政范畴的思考。这个案例涉及政府职能以及财政范畴的讨论就是由于其网络平台经营注册、日常经营监管和司法服务等,政府财政没有直接介入社会救助。在信息网络时代,信息传递便捷和信息不对称的平台纠错机制使得传统社会和市场领域的信息问题得到较好缓解,不再需要政府直接介入。水滴筹平台的经营模式使得外部性明显的传统社会救助领域可以市场化运作,不需要政府直接营运。具有公共产品共享特性的网络平台使得参与者之间没有排他地实现共享,这意味着借助信息技术具有公共产品特性的平台不需要政府营运,市场主体可经营。这些对以公共财政为主流的财政学理论是一个巨大冲击,因为其所涉及的外部性、信息不对称和公共产品的共享性并没有引发市场失灵,也不需要直接政府干预而产生相应的财政行为。

传统的凯恩斯宏观经济学和英美主流财政学将市场失灵作为政府干预和实施财政政策的出发点,并将市场失灵主要归罪于外部性、公共产品共享性与非竞

争性、信息不完全与不对称和垄断,这种理论分析的逻辑性和现实解释力在网络化时代受到了挑战。信息网络时代,所谓市场失灵的原因需要重新解析,李俊生(2014)^[1]、李俊生和姚东旻(2016)^[2]曾经批判主流财政学在市场失灵与政府财政关系上“乱点鸳鸯谱”。水滴筹案表明,社会救助通过水滴筹市场平台克服了信息不对称和外部性等引发市场失灵的因素,让社会互帮互助的互惠关系在水滴筹市场网络平台上得以实现。社会互助与市场网络平台解决了主流财政学需要政府干预及其财政行为介入的社会问题。在现代经济社会环境中,主流财政学的市场失灵还存在吗?市场失灵依然是财政边界吗?政府财政需要覆盖所有市场失灵领域吗?水滴筹案是实际事例,也不会是孤立案例,它不仅仅提醒财政学界须将社会互惠关系和互助功能重新纳入财政学分析框架,更加重要的是,它促使财政学界重新思考市场失灵与财政边界问题。个体解决问题并不仅仅依靠市场交易与政府救助这两个机制,大量个体问题可以依托于社会互惠关系及其互助功能来解决,这在我国尤其明显。个人问题解决往往先通过社会互助关系和市场交易,政府机制往往是最后的、不得已而为之的选择。社会互惠关系及其互助功能一直是个体应对问题的重要依托机制,比市场机制还要古老,也早于政府财政转移救助机制。遗憾的是,宏观经济学与主流财政学放弃了社会互惠关系中存在且行之有效的互助机制,构建了市场与政府二维理论体系。英美主流财政学将市场失灵作为起点进行政府干预而形成财政理论体系,新古典宏观经济学家们则批判政府失灵^①并发展出回归市场的新古典宏观经济学。在市场与政府二维世界里,找平衡、兜圈子的财政学无法应对像财政赤字这样的财政理论与现实困境,忽略社会互助功能的财政理论缺乏现实基础,导致市场与政府关系扭曲,进而使财政越位和缺位(严维石,2020^[3])。

二、基于信息网络视角的主流财政学批判和修正

经济学与主流财政学都在市场与政府的两维世界里寻找两者的平衡点。水滴筹案凸显了社会互助的自发性,社会互助救济所需的社会同情从来没有泯灭。信息网络不仅仅改变了市场边界(张旭昆,2019^[4]),也改变了社会互助的功能空间。群居生活的人们已经进化出利他互助的生理机制。德奎尔万和费切巴赫等神经科学家论证了为惩罚破坏社会规范很多人自愿承

^① 政府失灵是相对于市场失灵而言的,也就指无明显效果的政府干预政策。

担相应的成本 (De Quervain, 2004^[5])。演化模型和经验证据表明, 此类利他主义的惩罚是人类合作演化中的决定性力量。通过 PET 技术, 他们研究了在经济交易中对背叛者利他主义惩罚的神经生理基础。将不减少支付的象征性惩罚与减少支付的有效惩罚情况对照, 对社会规范维护者脑扫描显示, 对背叛者的后一种惩罚更加激活维护者的背侧纹状体, 背侧纹状体负责处理回报。而且, 背侧纹状体活跃的维护者愿意承担更多利他成本, 惩罚背叛者所得到的满足通过维护者的背侧纹状体激活来体现。社会同情和互助机制是人类社会与生俱来的, 水滴筹案表明, 信息技术已经拓展了社会互惠关系及其互助功能的边界, 使其从原来的天生社会同情与互助局限于社区等局域扩展到全国等更大空间, 表达社会同情的扶危济困借助信息网络发挥着更大作用。局限于社区等局部空间的社会互助容易被熟视无睹, 被信息网络拓展的社会互助功能就不能再被财政学忽略, 而理应进入财政学分析框架。它是市场以外社会横向联系的重要纽带, 是增强社会凝聚力的重要途径, 信息技术将这种横向联系向更广的空间拓展。也许有一天, 网络时滞消失将使社会互助机制不再受以前的时空限制, 其作用是可想而知的。

(一) 主流财政学的“非市场即政府”逻辑

主流财政学的分析逻辑是, 市场失灵就需政府干预, 也就是说, 市场不能有效运行的领域就由政府干预和财政介入。这种分析逻辑至少有以下三个原因:

一是主流盎格鲁·萨克逊财政学承接经济学的市场与政府二维认知。直到现在, 主流新古典经济学依然坚持这样的二维认知, 并据此构建了相应理论及其模型来分析经济问题。不同经济学流派仅在市场与政府之间平衡程度上有所不同。凯恩斯学派从来不忌讳政府干预, 它主张政府积极干预经济, 曾经似乎有效的干预历史使得该学派经济学家对政府干预有恃无恐, 政府职能和财政边界不断扩大。通货膨胀和财政赤字成为政府干预和财政扩张摆脱不了的梦魇, 20世纪的滞胀让凯恩斯学派的经济学家风光不再。后来, 新古典经济学逐步占据主流经济学地位, 其实, 新古典经济学就是回归古典经济学的重视市场传统, 反对、至少不主张政府积极干预和财政边界扩张。新古典宏观经济学和新凯恩斯宏观经济学在市场与政府干预间相互借鉴, 不断寻找平衡。主流财政学自认为是经济学的一部分, 接受经济学分析逻辑就不足为奇了。

二是大陆财政学的市场与政府关系传统影响主流财政学。财政学发展的历史脉络就是从大陆财政学到

盎格鲁·萨克逊的主流英美财政学 (张旭昆和赵静, 2019^[4]), 它们对财政理解有分歧, 但在市场与政府的关系上一脉相承, 主流英美财政学传承大陆财政学的市场与政府二维认知。至于大陆财政学为什么形成市场与政府二维认知, 大陆国家脱胎于欧洲封建割据社会, 政府强力干预有助于国家融合一体, 打破原有割据状态, 避免任由社会互动促使原有割据固化。政府介入社会领域将公众视线引到政府政策与管理, 政府财政转移机制逐步取代传统社会群体互助交换, 割据状态下形成的有力社会机制在强大政府干预与财政支持面前渐渐消融, 原有封建诸侯和贵族的影响力不断下降, 有助于民族国家融合和发展。

三是信息缺乏和较低的信息效率是财政采取市场和政府二维认知的重要因素。信息技术之前, 信息采集、传输与甄别运用的成本与时效性制约了社会互助互惠功能的发挥和效果。在强大的政府及其财政行为面前, 社会互助效能因信息效率低下而表现不明显, 进而在理论构建和实践被忽视, 这可能也是早期大陆财政和英美财政采取市场与政府二维认知逻辑的原因。政府转移替代社会互助的时效性也让曾经在无政府社会存在的互助互惠功能不受重视, 也掩盖了政府干预的后果。

财政理论与实践的发展使得财政学形成了市场与政府二维认知, 而且不断固化, 以至于财政理论和实践创新总是局限其中, 很难进行治本性财政创新 (李玲, 2019^[6])。显然, 巨额财政赤字正是这种二维认知和市场失灵误解的必然结果 (严维石, 2020^[3])。

(二) 信息技术消释市场失灵的基础

主流财政学将市场不能有效配置资源的领域视为市场失灵, 这种解读存在两个方面问题: 一方面市场失灵意味着市场相关机制不能修复。如果市场主体创新和机制完善可以使市场修复资源配置功能, 那么市场失灵实际是市场自我完善和修复的时机与窗口。对于这种所谓市场失灵的政府干预将破坏市场自我修复和市场主体创新的机会, 进而影响市场主体对市场理解和认知的升华, 延缓公众市场认知水平的提高。经济环境变化都可能使原先无效的市场变得有效, 市场机制演进和完善需要时间, 在此过程中, 市场配置效率有起伏难以避免。另一方面市场在实践运行中发展完善。主流财政学以市场失灵为由进行政府干预和财政行为, 但市场机制不是一成不变的, 而是在发展完善过程中, 科技、产业和环境的变化需要市场机制进行相应的调整 (张昴和王一鸣, 2019^[7])。企业家的创新、市场法律制度调整和社会市场适应性都需要时

间,市场不会一直天然有效。市场机制不是设计出来的,而是在运行实践中发展完善的,一旦政府代替市场干预所谓的失灵领域,这个领域很可能永久市场失灵了。比如,像水滴筹平台从事的社会互助会被经济学和主流财政学依据外部性或者信息不对称和公共产品等原因将其判定为市场失灵的领域,但企业家通过经营模式创新将其经营成市场有效的领域。进一步讲,随着科技和经营模式创新,原来一些市场效率低下的领域可能成为有效市场的新天地,政府开放这些领域,鼓励企业家进行创新,有助于精简政府和提高财政效率。

主流财政学以市场失灵作为政府干预和财政行为出发点,并对市场失灵进行似是而非的归因。所谓外部性、公共产品供给、信息不对称和垄断四大主要原因不必然导致市场失灵。

首先,外部性是经营过程中出现的造成市场效率下降的成本或收益外溢。也就是说,因技术和经营模式等原因,市场主体在经营过程中产生的收益与成本出现不对称。社会成本超过经营个体成本即为负外部性,社会收益大于经营个体收益则为正外部性,主流财政学将外部性视为市场失灵的原因之一。市场调节让具有负外部性的产品过度供给,而具有正外部性的商品供给不足。水滴筹平台免费为患者众筹医疗费用,这是典型的正外部性服务供给,但公司通过经营模式创新,使参与社会救助众筹的注册会员构成一个很大群体,其本身就拥有保险产品不小的市场,也是该平台的宣传者。在会员及其宣传中,平台通过推销商业保险获得收益。具有正外部的公益众筹和商业保险推广创新融合的经营模式不仅可以使市场有效运行,而且不需要政府直接介入而增加财政负担。至于像污染这样负外部性的情况,公众参与和媒体监督是遏制负外部性的有力机制。信息网络时代公众参与将使得经营者将生产经营成本转嫁给社会变得很困难,试图转嫁可能会付出更高代价。公益性环保组织、网民和媒体努力让不少环境污染案件曝光,对相关企业和个人的震慑是不言而喻的,这减少了环保执法成本和财政开支。国有企业环境污染也许是主流财政学关于负外部性进行政府干预难以自圆其说的地方。在信息网络时代,经营模式创新、公众参与和媒体监督等经济社会机制抑制外部性引发的市场失灵也无须由政府代替市场而扩大财政边界。

其次,公共产品市场供给不足。相对于私人产品,公共产品通常具有共享性和非竞争性特点,市场竞争机制似乎对公共产品配置不那么有效。这里涉及产权界定问题,公共产品之所以市场供给不足源于产

权界定成本比较高,缺乏有效收费机制。其实,很多先验被认为是公共产品的商品与服务实际不具有公共物品特性(Rosolino和Candela,2019^[8])。信息技术发展使得相当一部分公共产品的产权界定更加便捷,实时数据信息采集与传递成为可能而且电子数据留痕可追溯,通过远程监控系统能更加便捷地经营管理公共产品,这样一来公共产品的共享性就不必然导致肆意侵占与免费使用。在第三方支付平台基础上的自助式缴费使得收费机制成本大幅度降低。而且,公共产品信息网络化经营管理可以形成海量数据信息,据此可以分析这种产品的需求规律,可以改善公共产品经营管理,提高效率。随着界定产权的技术进步和公共产品灵活定价及收费机制的完善,市场公共产品供给问题并不突出。收费公共基础设施的市场化运行很大程度上缓解了公共设施不足。部分公共产品供给的国有企业逐步市场化改革从一个侧面表明公共产品的市场化供给是可能的,也是有效的。另外,经营模式创新和公共产品附属业务拓展有助于提升公共产品经营利润空间,推动其市场化经营(姜晨和赵兴华,2019^[9])。

再次,信息不完全与不对称是市场的共生体。这些信息特征一直伴随市场运行,本身不会长期阻止市场有效运行。而相应的经济社会机制创新不断应对信息不完全与不对称,它们不是阻碍市场有效运行而是刺激企业家创新。网络信息技术有助于缓解市场主体间信息不完全与不对称,信息搜索更加便利,远程视频监控系统和数据追溯系统帮助消费者跨越其与生产者之间关于产品信息的鸿沟。电商平台利用网络技术使得卖者与买者交易记录被储存,相关信息有助于各方追溯,抑制利用这种信息不完全与不对称的机会主义行为。张五常对科斯定理的解读表明,信息完全对称会让政府计划管理有效,市场没有优势,界定产权毫无必要。也就是说,市场面对信息不完全与不对称能发挥其优势,相对来讲,市场是一个节约信息的机制。传统的经济社会机制和创新性制度安排有助于市场缓解信息问题,同时,利用这些信息特征衍生发展很多相关产业,在市场有效运行中扩展,比如法律、会计、保险和各种中介服务等。信息不完全与不对称阻止市场交易可能是相应的机制没有建立,或还没有完善,企业家的创造性经营模式可以缓解信息问题,相应的市场交易可以进行,况且,政府替代市场也会面临信息问题。

最后,垄断曾经是经济理论和实践非常关注的问题,然而近年来,随着技术变迁和世界市场的融合,垄断不再像工业经济时代那样受到关注。反垄断只是

政府的市场监管职能之一，依托于规模化经营的服务业和现代制造业很少演变成卡耐基和洛克菲勒时代的破坏性垄断，新闻开放和媒体监督使得那样的垄断失去存在的土壤。信息技术已经使一个社会开放程度更加深化，个体采集发送信息的能力前所未有，企业垄断的破坏性很难长期掩盖。企业大规模经营的经济效益有助于其技术和产品创新的研发投入，也可能更加便利于消费者，其社会收益更好。各国反垄断更多针对外国企业而非国内企业，这表明各国政府监管层对垄断态度的变化。

综上所述，信息技术消释了原先市场失灵的主要原因，外部性、公共产品定价、信息不完全与不对称和垄断在信息网络时代不再像原先那样阻碍市场有效运行。信息网络改变市场失灵的技术条件，使得一些曾经认为市场失灵的领域市场化经营成为可能且有效（张旭昆和赵静，2019^[4]）。再加上企业家经营模式创新和公众认知水平提高，曾经的市场失灵领域可以成为企业经营与市场化运作的空间。水滴筹平台的经营实践不仅仅启发关于市场失灵及其相关财政问题的思考，更加重要的是，它唤醒财政学界遗忘的社会功能，社会互助互惠交换是市场交易和政府财政转移之外的一个重要资源配置形式。解决财政理论与实践问题的研究需要将社会互助维度纳入视野和融合到分析框架。

（三）构建市场、政府与社会三维财政理论框架

水滴筹案涉及市场、政府和社会三个层面。众筹救助病患是社会互助，是社会公众之间出于社会同情的守望相助，不同于市场交易，也不同于政府财政转移救济。水滴筹平台依赖于向会员推销各种保险公司合作保险产品获得收入，同时作为众筹平台筹集资金帮助特殊个体摆脱困境。政府及其财政则是提供市场和社会运转的基本监管和法律服务设施。当然，此案显示，信息技术节约信息成本不仅仅增强了市场交易功能，也扩大了社会互助的地理空间。大陆财政学和主流英美财政学坚守“非市场即政府”的理论在信息技术时代不合时宜了，轴心改变的时代需要与其相适应的财政理论，大陆财政学被英美财政学取代也因时代轴心改变（严维石，2015^[10]）。在网络技术时代，人和其它要素的流动更便捷，资源共享与竞争并存。社会互惠与互助空间已经不再局限于社区与单位等狭隘地域，信息网络帮助我们与更多志趣相投的海内外人士组成朋友圈，形成超越地域的互助互惠社会群体。

1. 三维经济社会交换。

群居的核心是交往与交换，克服个体技能单一性

局限。非法获取在法制社会受到抵制，合法交换方式不外乎三种：市场交易、社会互助互惠交换和政府转移交换。这三种不同交换方式发展史不同，其自身机制不同，其效果和影响也不尽相同。在各自领域里，它们都发挥着各自的交换功能。

首先，市场交易是已经被实践证明的有效交换方式。市场交易是历史悠久的交换方式，买卖双方交易中各取所需资源而进行交换。逻辑上讲，非胁迫性市场交易会使得交易各方都从中获益。然而，并非所有交换都可以通过市场交易方式高效进行，市场交易需要产权明晰，新制度经济学的交易费用与产权理论表明，明晰产权是有成本的。巴泽尔（1997）^[11]将交易费用定义为界定产权的成本，交易费用过高的情况下界定产权来交易就是不经济。市场交易通常银货两讫，其跨期与长期交易的优势不明显，因信息问题可能引发机会主义行为（严维石，2013^[12]）。因此，为了遏制机会主义行为，一些复杂交易通常需要履行繁杂交易手续，也需要付出相应成本，比如保险和担保等。

其次，社会互助互惠交换是社会群体间的互惠行为，这是人类群居以来的古老交换方式，不同于市场交易，它不需要支付等价，也不需要复杂交换流程。这种交换强调互惠性，不在意对等性，施惠者和受惠者自愿加入这个群体，一次行为的受惠者会成为下一次行为施惠者。参与社会互助互惠的个体施惠过程中对受惠者的遭遇感同身受，自发的社会同情本身就是一种回报。小群体互惠行为机理涉及复杂的生理、心理和行为机制（严维石，2016^[13]）。随着信息技术发展，小群体逐步摆脱社区和单位等地理空间束缚，水滴筹平台众多注册者参加的社会救助已经不再局限于一个区域。更加重要的是，这种互助互惠群体内的个体可以很好地解决个体理性的信息困境，抑制信息不完全不对称可能引起的信息问题（严维石，2013^[12]）。信息、知识与技能交流在群体内不会因机会主义行为受阻，交流互鉴比较顺畅。社会互助互惠交换既实现资源交换，也达到情感交流；也不同于其后的政府转移交换，个体享有群体的社会互助互惠交换收益，也自愿履行相应的责任，个体间互动交流中表达感恩与回馈社会。社会互助互惠交换特有信息传递机制能很好地缓解信息引起的机会主义行为，促进市场交易和个体学习交流，进而减少政府干预和财政压力。显然，社会互助互惠交换也有助于社会融合和凝聚力提升。

最后，政府转移交换是通过政府系统征收后转移给接受者，被征收者义务性付出而接受者因特殊原因

获得的交换。这种交换特殊性在于，征收者和接受者之间没有关联，征收者不知道也不关心自己被征收标的给谁了，接受者也不知道接受的所得来源于谁。两者间不形成互动，也不可能的情感交流。这样，接受者既不需要像市场参与者那样为获得支付等价，也不需要像接受社会捐赠需要获得同情。除了人道主义需要外，政府转移交换会挫伤个体的积极性，鼓励不劳而获。建立高福利制度是饮鸩止渴，财政支持的高福利已经变相地成为这种政府转移交换的一部分，财政难以为继，经济发展受到掣肘。政府财政陷入社会保障与福利制度泥潭是一种国际普遍现象，发达国家改革社会保障福利制度来摆脱财政困境努力举步维艰，相当多的发展中国家正在步入发达国家后尘。

2. 信息技术对三维机制进行再平衡。

信息技术发展已经深刻改变着人们生活，对前面分析的市场交易、社会互助互惠交换和政府转移交换的三维机制影响不尽相同，它也可再平衡这三个机制在现实生活中的作用范围和程度。

首先，信息技术能拓展市场交易的广度与深度，扩大市场交易边界。其所产生的影响包括：一是扩大市场交易规模。各种电商平台不仅极大地方便了消费者搜寻商品与服务，节约交易成本，促进市场交易，而且让地域性产品变成全国性，甚至全球性商品。远程网络与视频系统已经降低了生产者与消费者地理距离的阻隔作用，减少中间环节，不仅有利于消费者，也惠及生产者。二是抑制各方机会主义行为，深化市场交易。消费者、生产者和快递员的相关数据保留平台，有助于有关各方进行产品质量与责任追溯。平台交易数据电子痕迹与评价系统抑制各方机会主义行为，提高交易双方可信度，一些无品牌的商品与服务可以进行市场交易，就像淘宝平台上的许多商品。三是交易数据与客户评价直接反馈给生产者，有利于改进生产与服务和强化市场交易。生产者和供应商可以根据消费者交易数据信息和评价，了解消费者的消费体验和期望。这样一来，生产者与供应商就可依据客户数据与评价改进生产与服务，提升消费体验，刺激进一步的市场交易。

其次，信息技术能扩大社会互助互惠交换的空间。水滴筹案显示，信息技术不仅仅推动及时高效的社会互助互惠，也能让这种互助互惠行为摆脱地理区域的限制。传统上，社会互助发生在社区、亲朋和单位同事等小群体范围内，有明显的地域特征。这样一来，社会互助互惠能力受到一定限制，无论是施惠者还是受惠者，信息技术扩大了社会互助互惠的覆盖面，更为重要的是，这些技术使得社会互助

互惠行为的成本更低廉，运作更规范，更高效。借助市场化的网络平台高效完成社会互助众筹，水滴筹平台经营模式实现了市场交易和社会互助互惠交换的互动融合，相互促进。社会互助的众筹全过程电子化信息痕迹约束着有关各方，随着相关技术发展和运作制度规范化，社会同情救助行为将得到进一步释放，社会交流和社会生活得到加强。另外，此案发生的全过程中，政府提供一般企业监管和相应的民事司法服务，没有额外的财政负担。对于目前各国承担巨额社会保障支出的财政现实来说，此案对“非市场即政府”主流财政学的冲击是不言而喻的，政府及其财政究竟应该做什么？其边界在哪里？

最后，借助信息技术可精准实施政府转移交换，避免破坏市场交易和社会互助互惠交换。信息技术助推市场交易和便捷社会互助互惠交换，让更多个体参与市场交易与社会互助互惠交换。政府利用信息和远程监控技术实施精准政府转移救助，包括以下两个方面：一方面，对贫困家庭的未成年人和失能人员在鼓励社会求助的基础上进行全程救助保障。未成年人的教育和基本生活借助教育系统进行全流程帮扶，避免家庭变故影响其教育与基本生活。失能人员可依托社会救助机构进行救助，政府通过财政转移或者政府购买服务的方式参与其中，提高政府救助效率。另一方面，对于游离在市场交易和社会互助互惠之外的个体则需要政府提供公益性岗位或者购买培训服务方式帮助其重返市场与社会，发挥其劳动能力。更为重要的是，清理现存的各种社会保障与救助制度，区分社会保障与政府救助，让社会保障脱离财政独立运行。这样能提高经济社会配置资源的效率，减少政府转移交换的负效应和财政压力。

三、信息网络时代的财政建议

水滴筹案的启发是，信息网络时技术已经改变了主流财政学曾经面对的社会经济现实。信息发掘、采集和传输等已经非常便捷，这也改变了市场、社会和政府资源配置的原有平衡。信息自发采集和便利传输成为市场交易、社会互助互惠交换和政府转移交换的基础信息条件，这三个机制作用广度、范围和深度需要再平衡。信息技术发展促使财政学界和实际部门重新思考财政理论与实践问题，信息网络时代的财政立足于让市场交易和社会互助发挥潜在功能，从而为它们有效运行提供资金保障。这是现代政府财政的最基本职能。此外，政府以公共安全为基准厘清财政的经济和社会边界，纠正政府及其财政在经济与社会领域的越位和缺位问题，为理性个体创造一个生产

生活安全有保障,幸福生活靠自己努力的社会人文生态环境。主要建议有:

第一,信息网络时代,夯实政府及其财政保障基础制度完善、运行的基本职能。主流财政学自身理论逻辑和其实践的信息条件需要进行重新剖析,信息网络相关技术发展已经改变信息采集、传输和运用等要素,进而重塑信息模式。信息模式变化已经改变主流财政学的“非市场即政府”的二维认知信息条件,须再平衡市场交易、社会互助互惠交换和政府转移交换机制的作用。财政学家需要将社会互助互惠交换纳入理论框架重构财政理论。政府及其财政保障经济交易和社会互惠互助的基础法律制度完善与运行是政府财政的核心职能之一。信息网络技术已经改变市场和社会互助的功能边界,新财政理论立足于发挥市场交换和社会互助的功能,政府提供市场交易和社会互助的必要基础制度及其运行条件。也就是说,政府及其财政应确保市场交易与社会互助过程中利益侵害者的诉讼、裁决和执行等全过程制度有效运行。这是现代政府的基本职能和财政的基本范畴,也是保证市场交易和社会互助功能发挥的基本条件。

第二,围绕“公共安全”来重新界定政府财政的经济和社会边界。主流财政学基于“非市场及政府”认知,使得政府财政跨界进入市场和社会领域,造成各国普遍性的、不堪重负的财政负担,比如养老保险和医疗保险。养老和医疗保险本属于保险市场范畴,充其量包含一部分社会救助。正常个体养老和医疗保障水平取决于投保程度,也就决定于创造财富的多少和生活习惯的良好程度,没有必要将政府财政牵涉其中。除非个体身心存在缺陷,不能像正常人那样

工作,这些人的养老和医疗除了社会互助之外可能需要财政救济。同时,政府在市场和社会领域又存在缺位,比如土地产权改革滞后引起的房价问题和基础教育不平衡问题。市场失灵概念似是而非,信息网络技术发展带来新的信息模式改变了曾经市场失灵的分析逻辑,它不宜再作为财政的起点和归属。维护公共安全是政府基本职能,也是财政的基本范畴。这里的公共安全不仅包括传统意义上的国防和社会治安等,也包括经济、生态和公共卫生等非传统安全。避免正常个体无辜受到非正常竞争侵害的公共安全问题是在经济和社会领域的基本职责。这里的“无辜”是指正常个体理性行为选择依然不能避免受到侵害,比如新冠疫情就是对正常个体来说早期理性行为选择也难以避免被感染,这就公共卫生安全问题,政府职能及其财政理应覆盖的领域。而艾滋病同样是传染病,正常个体洁身自好就不会被感染,宣传预防知识和加强相关研发以外,政府不必介入其中。另外,个体遭受正常竞争引起的伤害不包含在内,正常竞争是经济社会进步的基本动力,正常竞争造成的个体伤害是理性个体必须应对的情况。实践上,政府需要清理政府财政支持的社会保障与社会求助,让市场交易与社会互助基本功能得以发挥和加强,规范政府及其财政行为。

第三,市场交易、社会互助互惠交换和政府转移交换可以相互合作,不必单独进行。水滴筹平台将社会互助与市场交易融合,相互促进,政府转移交换也可借助市场购买服务或者依托社会互助互惠组织实现,利用市场和社会群体的信息与运行机制优势,提高财政效率。

参考文献

- [1] 李俊生. 盎格鲁-萨克逊学派财政理论的破产与科学财政理论的重建——反思当代“主流”财政理论 [J]. 经济学动态, 2014 (4): 117-130.
- [2] 李俊生, 姚东旻. 互联网搜索服务的性质与其市场供给方式初探——基于新市场财政学的分析 [J]. 管理世界, 2016 (8): 1-15.
- [3] 严维石. 财政赤字的源代码: 市场与政府二维认知 [J]. 广西师范大学学报 (哲学社会科学版), 2020 (5): 64-74.
- [4] 张旭昆, 赵静. 互联网对市场的改善与干扰 [J]. 浙江大学学报 (人文社会科学版), 2019 (3): 86-99.
- [5] De Quervain D J F, Fischbacher U, Treyer V, et al. The Neural Basis of Altruistic Punishment [J]. Science, 2004, 305 (8): 1254-1258.
- [6] 李玲. 信息化、智能化社会的经济学 [J]. 天府新论, 2019 (4): 4-7.
- [7] 张昂, 王一鸣. 农村市场失灵及其演变 [J]. 农村经济, 2019 (11): 27-35.
- [8] Rosolino A, Candela V G. Why Consider the Lighthouse a Public Good? [J]. International Review of Law & Economics, 2019, 60.
- [9] 姜晨, 赵兴华. 论公共产品的制度属性及其优化 [J]. 中国行政管理, 2019 (10): 88-93.
- [10] 严维石. 基于轴心原理的大陆与英美财政理论范式比较 [J]. 广东财经大学学报, 2015 (3): 12-18.
- [11] 巴泽尔. 产权经济分析 [M]. 上海: 上海三联出版社, 1997.
- [12] 严维石. 新制度经济学企业信息范式困境与其出路——基于经济社会学的一个批判 [J]. 经济评论, 2013 (6): 5-10.
- [13] 严维石. 小群体中互惠行为机理研究: 基于行为经济学视角 [J]. 中央财经大学学报, 2016 (3): 82-87.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

全球股市相依结构突变性及其尾部风险溢出效应研究

——兼评我国内地股市的国际影响力

The Research on Structural Changes of Global Stock Market Dependence and Its Tail Risk Spillover Effect: To Evaluate the International Influence of China's Domestic Stock Market

郭文伟 张翼凌 杨姣姣

GUO Wen-wei ZHANG Yi-ling YANG Jiao-jiao

[摘要] 本文结合滚动窗口技术构建高维动态 R-Vine Copula 模型来分析全球 24 个股市在 2003—2019 年的动态相依结构及其尾部风险溢出效应, 进而揭示全球股市相依结构突变特征并评价我国内地股市的国际影响力。最终结论表明: 全球股市相依结构分布呈现明显的地理聚集特征——东西半球分离格局。法国股市成为欧美区域的中心枢纽, 中国香港股市成为亚太区域的中心枢纽, 并和新加坡股市一起成为亚太股市与欧洲股市的连接桥梁。欧元区和美洲区股市相依性较高, 亚太股市之间相依性较低。重大危机事件(2008 年全球金融危机和 2010 年欧债危机)的爆发会导致全球股市相依结构出现结构性突变(由上下尾对称结构转向上下尾非对称结构)和尾部风险溢出效应增强, 但在危机消失后, 全球股市相依结构会逐步恢复常态。各股市之间的尾部风险溢出效应存在区域分化。处于网络中心地位的股市(中国香港股市、法国股市)对其相邻股市呈现出尾部风险净溢出状态。与此同时, 区域一体化程度越高, 股市之间的尾部风险溢出走势趋同性越强。中国内地股市在国际股市网络中的影响力已经有明显提升, 但依然处于边缘位置。

[关键词] 全球股市 相依结构 尾部风险溢出效应 结构性突变

[中图分类号] F830.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 12-0022-15

Abstract: A high-dimensional dynamic R-Vine Copula model is constructed with rolling window technology to analyze the dynamic dependency structure of 24 worldwide stock markets and their tail risk spillover effects from 2003 to 2019. On this basis, we revealed the structural changes in the global stock market network and evaluated the international influence of the domestic stock markets in China. The final research conclusions show that the distribution structure of these stock markets has obvious geographical clustering characteristics and a separation pattern between the east and the west. The French stock market has become the central hub of the European and American regions, and the Hong Kong stock market of China has become the central hub of the Asia-Pacific region. Hong Kong stock market and Singapore stock market have become a connection bridge between the Asian-Pacific stock market and the European stock market. European and American stock markets are highly dependent. Asia-Pacific stocks have low interdependence. The outbreak of major crisis events (the global financial crisis in 2008 and the European debt crisis in 2010) caused a structural change in the dependency structure of global stock markets (from a symmetrical structure to asymmetrical structures) and the tail risk spillover effect, but after the crisis disappears, the dependency structure of global stock markets gradually returns to normal. There is regional differentiation in the tail risk spillover effect between stock markets. The stock markets that are at the center of the network such as Hong Kong stock market and French stock market have present a tail-risk net spillover state to their neighboring stock markets. At the same time, the higher the degree of regional integration, the stronger the convergence of tail risk spillover trends between stock markets. The influence of the Chinese mainland stock markets in the international stock market network has increased significantly, but they are still marginal.

Key words: Global stock market Dependent structure Tail risk spillover effect Structural change

[收稿日期] 2020-06-17

[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, 管理学博士, 研究方向为金融投资与风险管理; 张翼凌, 男, 1996 年 1 月生, 广东财经大学金融学院硕士研究生, 研究方向为金融投资管理; 杨姣姣, 女, 1994 年 9 月生, 广东财经大学金融学院硕士研究生, 研究方向为金融投资管理。本文通讯作者为郭文伟, 联系方式为 gww1979@163.com。

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

过去若干年不断推进的全球化使得各个经济体之间的联系性日益紧密。尤其是在2007年,由美国次贷危机引发的2008年全球性金融危机对各国实体经济造成的严重冲击至今尚未完全消失。与此同时,随着全球金融深化程度的提升,各国金融市场之间的联动性和趋同性不断增强。即时的信息传递使得局部地区或市场的金融风险能够快速通过网络渠道向相邻金融市场溢出,并像涟漪一样不断地向更多的金融市场传递,最终造成全球范围内的风险溢出效应,这就要求各国的金融风险防范工作必须考虑国际冲击因素。从之前的三次金融危机(1997年亚洲金融危机、2008年全球金融危机、2010年欧债危机)爆发后的风险传染效应来看,金融市场的尾部风险在危机期间均能通过各市场之间的连接网络进行充分的传递和扩散,最终形成具有一定广度和深度的负面冲击。因此,研究各国(地区)金融市场之间形成的复杂网络及其尾部风险溢出的传递路径和影响效应是当前防范全球金融风险冲击的关键环节。这不但有助于进一步加强全球金融风险防范的协同合作,也有助于各国监管层识别出自身金融市场在全球金融风险传染网络中的地位及其面临的风险源,从而制定更具针对性的国内外金融风险防范政策。

从现有金融市场尾部风险溢出效应的测度方法来看,很多学者已经从在险价值法(VaR)、条件在险价值法(CVaR)拓展到基于R-Vine Copula模型的CoVaR和 Δ CoVaR等方法。总体上,依据各类Copula模型来分析各国金融市场的相依结构特征和尾部风险溢出是国际学术前沿的主流方向,但学者们往往基于全时段数据来构建R-Vine Copula模型进而得到静态相依结构,而较少有文献专门研究高维动态相依性结构,这导致之前的方法无法及时捕捉到国际金融市场之间的动态相依结构演化过程及其可能存在的突变性特征。对此,本文首先引入滚动窗口技术来构建高维动态R-Vine Copula模型,以此来分析全球24个国家(地区)股市之间的动态相依结构及其面临的结构性突变特征,在此基础上揭示出各突变区间内股市之间相依结构的差异;接着测度出各股市在相依结构中的地位及相连股市间的尾部风险溢出效应;最后采用社会网络方法来重点评价我国内地资本市场国际影响力的变迁。

二、文献综述

(一) 金融市场相依结构研究

国内外学者最早用Pearson相关性来测度金融市场间的静态相关性,尽管随后有学者基于滚动窗口技术实现对金融市场动态相关性的测度,但此类方法只能刻画金融市场之间的线性相关性,而无法充分刻画金融市场之间存在的非线性、非对称的相依结构特征。对此,从20世纪90年代开始,国外学者开始引入Copula模型来分析金融市场之间的非线性相依性和相依结构特征。由于Copula模型能较好克服传统线性相关性测度方法的局限,使得这类模型逐渐成为主流分析方法并不断得到拓展,主要的拓展方向有:第一,由二元Copula模型向混合高维Copula模型拓展,比如由阿基米德Copula模型族向藤结构Copula模型(C-Vine Copula、D-Vine Copula、R-Vine Copula)(Czado等,2012^[1];Karmann和Herrera,2014^[2];Dißmann等,2013^[3])拓展;第二,由静态Copula模型向动态Copula模型拓展,比如Joe(1996)^[4]、Patton(2006)^[5]分别提出了变结构Copula模型和二元动态Copula模型。

在实证方面,国外不少学者采用R-Vine Copula模型对欧美股市进行建模分析进而揭示出股市之间存在的复杂相依结构及在金融危机期间凸显出的危机传染效应(Dißmann等,2013^[3];Brechmann和Czado,2013^[6];Brechman等,2014^[7])。与此同时,这些学者的研究也表明R-Vine Copula模型比C-Vine Copula和D-Vine Copula模型具有更大的优势和合理性。Dißmann等(2013)^[3]采用R-Vine Copula模型对欧洲16个国家股市间的相依结构进行实证分析;Brechman等(2014)^[7]做了类似研究,并发现R-Vine Copula在构建高维Copula函数方面优于C-Vine Copula和D-Vine Copula。

国内学者近几年来也不断引入各类Copula模型对我国金融市场之间的相依结构展开实证分析工作。吴吉林和张二华(2012)^[8]采用带机制转换混合Copula模型分析了沪深港台股市之间的尾部相依特征后发现:沪深市与港市之间的相依性强于与台市的相依性,在金融危机之后,这种相互之间的依赖性大大增强了。郭文伟(2016)^[9]通过使用R-Vine Copula模型分析了三次危机期间全球主要股票市场之间的风险传染效应。曾裕峰等(2017)^[10]通过使用多元分位

数回归模型分析了全球9个具有代表性的境内外股票市场之间的联动性并进行传染力大小的重要性排名,发现我国对外开放政策并没有实质性地提高国内金融市场的国际化水平。朱鹏飞等(2018)^[11]通过使用Vine Copula-HAR-RV模型研究了国际主要股票市场的联动性,发现国际主要股市之间存在非对称的尾部相依性,且下尾相关性普遍大于上尾相关性。曾胜(2019)^[12]通过研究中英、中欧、中日和中美之间的市场联动性发现,中美之间的联动性增强最多。

(二) 尾部风险溢出效应测度

本文的尾部风险是指股票、汇率、利率等资产市场价格出现极端下跌情况下所导致的市场风险。从统计学角度看,金融危机所造成的极端损失处在分布的尾部,因此这种风险被称之为“尾部风险”。2008年金融危机暴露了早期尾部风险测度方法的不足,以往的测度方法没有考虑到外来风险对整个金融市场的冲击和传染。针对这一缺陷,新型尾部风险测度方法(条件在险价值法CoVaR)应运而生。CoVaR在VaR的基础上,利用金融市场收益率序列条件标准差与不同序列的相关性来测算各金融市场间的风险溢出效应。当前研究中CoVaR的估计方法主要有三种:第一种方法是Adrian和Brunnermeier(2016)^[13]首先提出的通过分位数回归度量CoVaR。该方法通过构建金融市场在分位数为 α 时的尾部风险溢出回归模型对VaR和CoVaR进行估计,其不足之处在于测算结果比较粗糙,也无法刻画变量间的非线性关系。第二种方法是由Girardi和Ergün(2013)^[14]提出的通过DCC-GARCH模型计算CoVaR。Trabelsi等(2017)^[15]采用该方法来测度发达国家股市和新兴市场股市的CoVaR值及 Δ CoVaR值,发现发达国家股市对伊斯兰国股市的风险溢出为负并且亚洲股市可以作为积极的对冲资产组合。Fang等(2017)^[16]利用边缘分布为Skewed-t函数的ADCC模型对G7国家和金砖国家股市进行系统性风险度量,发现发达国家资本市场相对新兴市场更易积累系统性风险。第三种方法是利用Copula模型进行CoVaR估计。相比前面两类方法,这种方法显著提升了测算精确性。Bernardi等(2017)^[17]、Boako等(2017)^[18]利用Copula-CoVaR模型测度了金融市场的尾部风险传染效应,发现发达国家资本市场与发展中国家资本市场之间的尾部风险在金融危机发生时呈现交替传染,在危机发生后有放大效应。刘晓星等(2011)^[19]构建了EVT-

Copula-CoVaR模型以研究美国股票市场尾部风险溢出程度,研究发现其尾部风险溢出效应明显,对法国、英国、日本和中国的金融市场均存在明显传导作用;沈悦等(2014)^[20]利用GARCH-Copula-CoVaR模型不仅测算了银行业、证券业、保险业和信托业四个市场对金融市场系统性风险的贡献,还分别测算了各市场间的系统性风险溢出情况。杨子暉等(2019)^[21]使用预期损失指标衡量中国金融市场与各金融部门之间的极端尾部风险,并通过非线性研究视角发现,房地产部门是我国金融风险的重要来源。彭选华(2019)^[22]提出了多元DCC-Copula-SV-M-t模型和MCMC方法来度量金融市场尾部风险溢出效应,其研究结论证实了中美之间具有非对称性风险溢出的特征。

总体而言,从金融市场尾部风险溢出效应测度方法的发展趋势来看,相关研究对CoVaR的测算主要通过分位数回归法和DCC-GARCH模型来实现。其中,分位数回归法由静态框架分析逐步发展为动态框架分析,但DCC-GARCH模型在捕捉金融机构系统性风险和风险溢出效应的时变性方面更具优势。相对于前两种方法,基于Copula模型测算的CoVaR可以充分刻画随机变量之间的上下尾相依结构和相依性,进而测度出非对称性的系统性风险溢出特征,但至今高维动态R-Vine Copula CoVaR方法的建模技术仍有待进一步发展和推广。

相比之前研究,本文的研究特色在于:第一,立足全球视野,研究对象全面。与大多数文献的分析对象仅仅局限以某个区域或某一国内的市场为研究对象不同,本文的研究对象覆盖了全球最具代表性的24个股票市场,从区域分布上已经覆盖了亚太区域和欧美区域。研究时期覆盖了近20年来的历次金融危机。第二,构建了动态高维R-Vine Copula模型来揭示全球股市之间的动态相依结构特征。第三,基于数据驱动方法来揭示全球股市相依结构演化过程中出现的结构性突变特征及其发生时点,避免了人为主观判断突变时点的局限。第四,结合社会网络分析法进一步刻画各股市在相依结构中的地位及其尾部风险传染路径,并评价了我国A股市场的国际影响力变化趋势。

三、实证研究

(一) 研究样本说明

本文选取2003年1月1日至2019年12月31日

期间的全球 24 个主要的国家（地区）具有代表性的股指来代表各股票市场。这里选取股指日收盘价的时间序列数据作为本文研究样本，取其自然对数化的收益率作为研究所使用的数据，具体收益率公式为：

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100\%, t = 2, 3, 4, \dots, n \quad (1)$$

通过使用 R 软件进行数据清理并剔除数据中的无效值，最后共得到 2 384 个交易日的数据。为了方便文章之后对上述数据的分析，这里采用数字编号和英文简称的方式对 24 个国家（地区）股票市场指数进行标记，具体标记如下：中国上证综指 SH（1）、荷兰 AEX 指数（2）、澳大利亚标普 200 指数 AS51（3）、奥地利 ATX 指数（4）、比利时 BFX 指数（5）、美国道琼斯工业平均指数 DJIA（6）、法国 CAC40 指数（7）、英国富时 100 指数（8）、德国 DAX 指数（9）、中国香港恒生指数 HSI（10）、印度尼西亚雅加达综指 JKSE（11）、马来西亚 KLCI 指数（12）、韩国综合指数 KS11（13）、意大利 MIB 指数（14）、墨西哥 MXX 指数（15）、日本日经 225 指数（16）、新西兰 NZ50 指数（17）、挪威 OSEAX 指数（18）、菲律宾马尼拉综指 PSI（19）、俄罗斯 RTS 指数（20）、印度孟买 SENSEX50 指数（21）、瑞士 SMI 指数（22）、新加坡海峡时报指数 STI（23）和中国台湾加权指数 TWII（24），其中括号内的数字代表着他们在 R 藤结构中的代号。上述国家和地区的 GDP 占全球 GDP 的 75% 以上，其股票市场资金占世界总资金更是高达 80%，可以很好地代表和刻画世界范围内的股票市场间互联和尾部风险溢出效应。

（二）实证模型构建与说明

1. 时变联动性测度模型：DCC 模型。

由于传统 GARCH 模型只能刻画正态分布的金融收益率系列，而实际上越来越多的实证分析表明金融资产收益率分布均为“尖峰厚尾”的非正态分布特征，因此，为了充分刻画这些特征，本文采用边缘分布 AR(1)-GJR(1, 1)-Guass 模型进行拟合，以期更加贴近实际。然后通过 DCC 模型测算各股市之间的时变联动性。边缘分布模型形式如下：

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

$$e_{i,t} = h_{i,t} \varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t} \sim \text{Gauss} \quad (3)$$

$$h_{i,t} = w_{i,t} + \alpha e_{i,t-1}^2 + \beta h_{i,t-1} + \gamma e_{i,t-1}^2 I(e_{i,t-1} < 0) \quad (4)$$

上述边缘分布模型有 6 个参数，其中公式（2）为

均值方程，包含了参数 c_0 和 c_1 ， $e_{i,t}$ 为收益率系列的残差；随机变量 ε 具有 $d(\varepsilon_{i,t}, \nu, \lambda)$ 一样的密度函数。公式（4）为方差方程，包括了 4 个参数（ w, α, β, γ ）。 $I(e_{i,t-1} < 0)$ 为指示性指标，当 $e_{i,t} < 0$ 时取 1，否则取 0，表明面对一个负面冲击时，收益率系列波动要大于面对一个正面冲击时的波动。对于 GJR(1, 1) 模型来说，公式（4）还面临着如下的约束条件：

$$\alpha + 2\beta + \gamma < 2, \alpha > -\gamma, \beta \in (0, 1) \quad (5)$$

DCC-GARCH 模型形式如下：

$$\begin{cases} q_{ij,t} = (1-a-b)\bar{\rho}_{ij,t} + (\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1}) + bq_{ij,t-1} \\ \bar{\rho}_{ij,t} = q_{ij,t} / \sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}} \\ Q_t = (q_{ij,t}) \\ R_t = \text{diag}(1/\sqrt{q_{11,t}}, \dots, 1/\sqrt{q_{nn,t}}) \cdot Q_t \\ \quad \cdot \text{diag}(1/\sqrt{q_{11,t}}, \dots, 1/\sqrt{q_{nn,t}}) \end{cases} \quad (6)$$

公式（6）中， $\bar{\rho}_{ij,t}$ 为 $\varepsilon_{i,t}$ 和 $\varepsilon_{j,t}$ 之间的无条件相关系数； R_t 为时变相关系数矩阵； a 和 b 为 DCC 模型测度时变联动性的待估参数，且需满足 $a+b < 1$ 的约束条件。

2. 尾部风险测算：CoVaR 模型。

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

$$\Pr(X^i \leq VaR_q^i) = q\% \quad (7)$$

其中， X^i 是金融市场 i 的损失率， VaR_q^i 表示金融资产 i 在 $q\%$ 置信水平上的损失。当金融市场 i 发生尾部风险事件 $C(X^i)$ 时，如果市场 i 对市场 j 存在风险溢出效应，那么市场 j 的尾部风险则表示为 $CoVaR_q^{j|C(X^i)}$ ，也称为条件在险价值。其实 $CoVaR_q^{j|C(X^i)}$ 是条件概率分布的 $q\%$ 分位数：

$$\Pr(X^j \leq CoVaR_q^{j|C(X^i)} | X^i = VaR_q^i) = q\% \quad (8)$$

$CoVaR_q^j$ 表示市场 j 的总风险价值，包括无条件风险价值和边际风险溢出。动态 $CoVaR_q^{ji}$ 计算公式如下：

$$\begin{aligned} CoVaR_q^{ji} &= \phi^{-1}(q\%) \sigma_i^j \sqrt{1 - (\rho_{ij}^j)^2} \\ &\quad + \phi^{-1}(q\%) \sigma_i^i \end{aligned} \quad (9)$$

边际风险溢出 $\Delta CoVaR_q^{ji}$ 反映市场 i 对市场 j 的风险溢出贡献度，表达式为：

$$\Delta CoVaR_q^{j|i} = CoVaR_q^{j|X^i=VaR_q^i} - CoVaR_q^{j|X^i=VaR_{50\%}^i} \quad (10)$$

因为 $\phi^{-1}(50\%) = 0$ ，所以市场 i 对市场 j 的边际风险溢出公式 (10) 可以简化为：

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{j|i} = \phi^{-1}(q\%) \rho_i^j \sigma_i^i \quad (11)$$

3. 动态相依结构估计：基于滚动窗口技术。

受文章篇幅的影响，有关 R-Vine Copula 模型的介绍这里不再重复，可详见相关文献 (DiBmanna 等, 2013^[3]; Brechmann 和 Czado, 2013^[6]; Brechman 等, 2014^[7])。这里重点介绍高维动态 R-Vine Copula 模型的估计方法。现有基于 R-Vine Copula 模型进行实证的研究普遍是基于全时段数据的静态估计，虽然能得出整个研究时期内的静态相依结构，但却无法及时捕捉到研究时期内的结构突变特征。比如，由于在研究时期内出现的重大事件或金融危机等冲击会对整个相依结构产生重大影响，进而改变了各国 (地区) 股市之间的结构分布 (相依结构特征和相依性都会发生明显变化)，然后随着事件冲击影响的消失，相依结构又恢复常态。为了能及时捕捉这种结构性突变特征，本文选用学术上广泛使用的滚动窗口技术 (Sliding Window) 来研究各国 (地区) 股市在整个研究时期内相依结构的动态变化，从所选取的整体时段 T 中选取一段固定长度的时间段 t (200 个交易日)，从 $T=0$ 开始选取出时间段 t_1 ，并向后滚动固定的步长 $step$ (5 个交易日)，再选取出时间段 t_2 。以此类推直至滚动窗口移动到时间段 T 的最后。具体的实现方法如图 1 所示。

在分析相依结构的突变方面，本文首先使用 R-Vine Copula 模型来刻画全球 24 个国家 (地区) 股



图 1 滚动窗口示意图

票市场的相依结构，在此基础上通过使用滚动窗口技术实现动态估计。然后通过提取各个滚动区间的赤池信息量准则 AIC 和贝叶斯信息准则 BIC，并使用结构突变点检验法来分析 AIC、BIC 序列，以寻找出最佳突变点数，再根据突变点数 n 将整个研究时期分成 $n+1$ 段时间区间。最后对所分出的 $n+1$ 段时间区间分别基于 R-Vine Copula 模型的相依结构建模分析，并分析各个时间段下全球股市之间相依结构的差异。为了客观地提取出动态相依结构的突变时点位置，本文采用了 Bai 和 Perron (2003)^[23] 提出的多结构突变点检测方法来分析 AIC 与 BIC 序列是否存在突变点。

(二) 样本描述性统计与说明

本文对全时段的样本数据进行了平稳性、自回归、ARCH 效应等检验，具体分析结果如表 1 所示。由表 1 可知，所有收益序列均存在“尖峰”特征，且在 1% 的置信水平上均为“平稳”序列。中国香港恒生指数 HSI、菲律宾马尼拉综指 PSI、俄罗斯 RTS 指数和印度孟买 SENSEX50 指数序列存在“右偏”特征，其余收益序列显现出“左偏”的特征。正态性的 K-S 检验结果表明：所有序列均在 1% 的置信水平上拒绝原假设，即认为序列均不服从正态分布。通过 LM 检验发现，在 10% 的置信水平上，所有序列均拒绝原假设，即认为所有序列存在明显的 ARCH 效应。

表 1 样本数据描述性分析及检验结果

股市编号	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	K-S 检验	ADF 检验	$Q(1)$	ARCH-LM(1)
1	0.030	9.455	-8.841	1.502	-0.068	4.794	0.058***	-13.406***	93.789***	0.030
2	0.004	9.086	-9.145	1.181	-0.484	7.801	0.054***	-13.092***	203.439***	0.004
3	0.021	5.790	-7.053	0.971	-0.474	5.669	0.084***	-12.605***	156.248***	0.021
4	0.011	11.505	-8.708	1.423	-0.499	6.031	0.044***	-12.735***	217.772***	0.011
5	0.009	9.660	-7.364	1.129	-0.341	6.574	0.06***	-13.514***	290.152***	0.009
6	0.019	10.878	-7.873	1.035	-0.127	10.433	0.106***	-14.415***	136.533***	0.019
7	0.008	9.273	-9.037	1.262	-0.381	6.047	0.041***	-13.479***	106.105***	0.008
8	-0.002	8.838	-7.852	1.046	-0.225	8.237	0.067***	-14.049***	206.261***	-0.002

续前表

股市编号	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	K-S 检验	ADF 检验	Q(1)	ARCH-LM(1)
9	0.028	11.277	-7.073	1.246	-0.270	5.675	0.054***	-13.612***	112.227***	0.028
10	0.027	14.347	-8.654	1.327	0.240	9.954	0.049***	-13.677***	155.217***	0.027
11	0.071	7.626	-10.375	1.281	-0.769	7.919	0.068***	-12.639***	224.744***	0.071
12	0.018	3.433	-4.636	0.676	-0.545	4.382	0.154***	-12.41***	120.357***	0.018
13	0.020	6.143	-10.571	1.216	-0.904	7.628	0.068***	-14.336***	307.544***	0.020
14	-0.005	9.867	-12.481	1.435	-0.484	5.919	0.048***	-13.078***	88.093***	-0.005
15	0.019	10.456	-7.008	1.168	-0.109	6.091	0.049***	-13.668***	108.241***	0.019
16	0.034	14.150	-11.406	1.442	-0.374	9.636	0.055***	-13.903***	245.481***	0.034
17	0.053	5.987	-4.818	0.665	-0.266	5.647	0.148***	-12.279***	138.381***	0.053
18	0.034	8.526	-9.252	1.330	-0.906	7.181	0.056***	-11.954***	176.003***	0.034
19	0.053	9.818	-6.750	1.208	0.095	4.463	0.033***	-14.215***	175.427***	0.053
20	0.001	28.693	-18.663	2.148	0.197	20.960	0.108***	-13.914***	60.664***	0.001
21	0.074	17.339	-11.139	1.427	0.337	13.726	0.055***	-13.471***	86.309***	0.074
22	0.022	6.664	-8.671	1.017	-0.334	6.797	0.072***	-14.476***	242.409***	0.022
23	0.019	5.938	-8.329	0.996	-0.509	6.404	0.085***	-13.228***	243.558***	0.019
24	0.029	5.821	-6.513	1.110	-0.413	4.358	0.071***	-13.488***	51.574***	0.029

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的置信水平上显著，下同；Q(1)是序列自相关滞后1阶的统计量；ARCH-LM是ARCH效应的检验统计量；ADF检验是单位根检验的统计量，其包含截距项、不含趋势项；滞后阶数由最小赤池信息准则自动决定。

数据来源：由作者依据描述性统计检验结果整理得到。

(三) 边缘分布估计结果

在对各股市相依结构进行分析前，需要先刻画各股指收益序列分布特征的模型。本文采用AR(1)-GJR(1,1)-GARCH(1,1)模型对全球24个股市收

益率序列分布进行参数估计。在获得各边缘分布模型标准化残差后，采用积分概率函数将这些标准化残差转变为服从(0,1)分布的序列。最后采用KS检验方法进行检验。最终基于全时段的分析结果如表2所示。

表2 全时段全球股票市场收益率边缘分布参数估计结果

	c_0	c_1	ω	α	β	γ	LLH	K-S 检验
1	0.03	-0.006	0.008**	0.068***	0.931***	0.00	-4 059.05	0.479
2	0.027	-0.009	0.026***	0.041***	0.87***	0.14***	-3 370.12	0.475
3	0.039***	-0.01	0.012***	0.034***	0.903***	0.098***	-2 931.26	0.467
4	0.053**	-0.002	0.053***	0.036***	0.861***	0.144***	-3 813.75	0.463
5	0.037**	-0.012	0.031***	0.051***	0.862***	0.121***	-3 285.08	0.475
6	0.03**	-0.041*	0.027***	0.019	0.869***	0.15***	-2 926.58	0.466
7	0.028	-0.034	0.027***	0.049***	0.882***	0.106***	-3 614.34	0.482
8	0.003	-0.048**	0.02***	0.045***	0.878***	0.112***	-3 045.26	0.482

续前表

	c_0	c_1	ω	α	β	γ	LLH	K-S 检验
9	0.049**	-0.011	0.035***	0.043***	0.882***	0.103***	-3 634.67	0.454
10	0.034*	-0.009	0.017***	0.032***	0.932***	0.047***	-3 665.02	0.474
11	0.079***	0.071***	0.03***	0.061*	0.888***	0.071*	-3 702.48	0.445
12	0.028**	0.092***	0.009***	0.072***	0.873***	0.075***	-2 169.61	0.459
13	0.044**	-0.015	0.021***	0.044***	0.906***	0.066***	-3 470.92	0.459
14	0.017	-0.037*	0.02***	0.056***	0.902***	0.069***	-3 873.08	0.480
15	0.021	0.045**	0.032***	0.011	0.896***	0.132***	-3 440.18	0.465
16	0.025	-0.032	0.076***	0.072***	0.839***	0.111**	-3 967.7	0.480
17	0.052***	0.03	0.012***	0.049***	0.899***	0.042***	-2 158.73	0.443
18	0.062***	-0.025	0.047***	0.036**	0.869***	0.122***	-3 649.12	0.452
19	0.061***	0.044*	0.083***	0.089***	0.788***	0.145***	-3 632.6	0.474
20	0.018	-0.003	0.144***	0.046***	0.849***	0.144***	-4 785.19	0.490
21	0.09***	0.017	0.023***	0.057***	0.893***	0.082***	-3 767.43	0.459
22	0.022	-0.005	0.036***	0.064***	0.847***	0.107***	-3 117.11	0.471
23	0.024*	-0.023	0.013***	0.039***	0.9***	0.092***	-2 970.6	0.476
24	0.043**	0.011	0.013**	0.032**	0.934***	0.046**	-3 399.82	0.468

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

数据来源：由作者依据边缘分布统计检验结果整理得到。

从各股市边缘分布模型的估计结果可以看到， α 参数和 β 参数均在 5% 的置信水平上显著，且其值相加均接近于 1，说明各股市波动具有明显的持续性。 ω 参数和 γ 参数基本都显著，表明利好和利空消息冲击对各股市收益波动的影响均存在显著的非对称性特征，即存在一定的“杠杠效应”。K-S 检验结果表明通过变换后的序列均服从 $(0, 1)$ 均匀分布，适合于 R-Vine Copula 模型的参数估计。

(四) 各股市之间的静态相依结构特征

通过使用 R 语言和相关的程序包对全时段 (2003 年 1 月—2019 年 12 月) 内 24 个股市进行建模分析，其相依结构见图 2。图 2 是基于最大生成树方法确定的最佳 RVM 矩阵所表示的第一层树状结构图 (tree1)，采用最小赤池信息准则选定各个节点之间的最适合的 Copula 类型，由两节点之间的连线上的字母表示，其字母后的括号表示的是节点之间的相依性 tau (该相依性系数不受 Copula 类型的影响，具有统一可比性)。

从图 2 可知，全球各股市之间的相依性结构具有十分明显的地理聚集特征。从洲际层面可划分为欧洲、

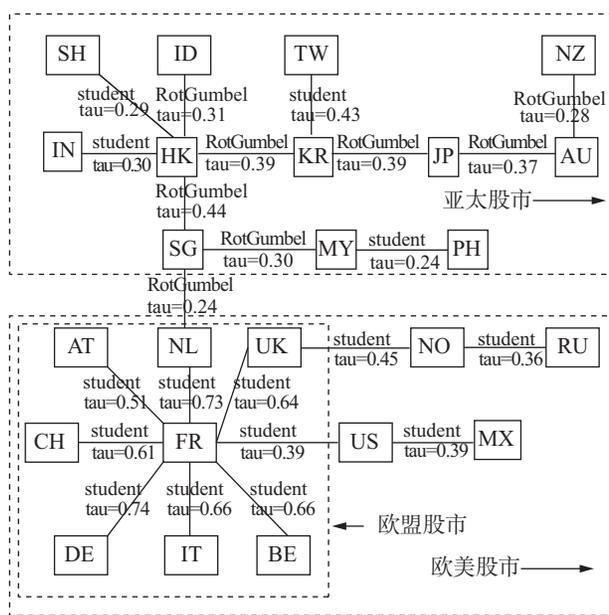


图 2 全球股市在整个时期内的相依结构 (Tree1)

美洲、亚洲和大洋洲。其中，欧洲区域又可以进一步分为欧元区和非欧元区，因此，本文将 24 个股市划归为欧元区域 (荷兰 NL、比利时 BE、法国 FR、德国 DE、意大利 IT)、非欧元区域 (奥地利 AT、英国

UK、挪威 NO、瑞士 CH、俄罗斯 RU)、美洲区域(美国 US、墨西哥 MX)、亚洲区域(中国上海 SH、中国香港 HK、印尼 ID、马来西亚 MY、韩国 KR、日本 JP、菲律宾 PH、印度 IN、新加坡 SG、中国台湾 TW)和太平洋区域(澳大利亚 AU、新西兰 NZ)。欧洲股市(包括欧元区和非欧元区)与美洲股市紧密相连,而亚洲股市与大洋洲股市关系密切。在欧洲内部,欧元区股市与非欧元区股市之间是通过法国股市相连,如非欧元区的瑞士、奥地利和欧元区的比利时、意大利,其唯一直接连接点都是法国,且它们的相依性系数均达到 0.5 以上。在美洲区域内墨西哥只与美国相连。而美国股市与世界其他股市之间也是通过法国股市进行连接的。中国香港股市是亚洲各国股市的中心枢纽,与之直接或间接相连的股市包括:中国内地、新加坡、印度尼西亚、印度、韩国。菲律宾股市和马来西亚股市则受到新加坡股市的直接或者间接风险影响。环太平洋上的股市之间也连接较为紧密,包括日本、澳大利亚、新西兰和中国台湾。

在相依性结构特征方面,欧美区域中各个股票市场之间均存在对称的上下尾相依结构特征(t Copula);亚太区域中,除了印度与中国香港股市之间存在对称的上下尾相依结构特征(t Copula)之外,其他亚太股市之间主要呈现上尾相依结构特征(SG Copula)。

各国(地区)股市之间的相依性水平与其开放程度存在相关性。例如,欧元区共用同一种货币并接受统一的中央银行进行管理,其开放程度较高,因此其相依性均在 0.65 左右。而反观亚洲,仅仅新加坡、中国香港、中国台湾、日本和韩国这 5 个股市之间的相依性能勉强达到 0.4。中国上海股市与香港股市之间的相依性也仅为 0.29。除此以外,亚洲区域内其他股市之间的相依性大都在 0.3 附近。这或许与这些国家金融市场开放度不高、资本市场尚未成熟有关,从而导致其与国际股市之间的联动性较弱。

(五) 各股市之间的动态相依结构特征

这里使用前述的滚动窗口技术对整个研究时期进行动态相依结构分析。经整理数据之后发现,每 1 自然年中约有 200 个交易日是上述 24 个股市同时开盘交易的天数,因此选定 200 天作为固定时段 t 的观察区间。在将 $step$ 设定为分别表示日(1天)、周(5天)、月(25天)后,并对所获取的 AIC、

BIC 进行提取后发现,观察到日度数据间的变化往往相差不大,且数据量太大难以处理,月度数据变化又容易出现信息缺失,因此选取周度数据来观察股票市场间的结构变化是最为理想的,即选取 $step = 5$ 。依据公式 $period = (n-t)/step$ (其中 n 为数据的长度,即 $n = 2384$),由于选取的时间段的数量必须为非负整数,将该式向上取整之后,得到本文中滚动计算次数为 437,即 $period = 437$ 。在这里使用 AIC、BIC 来直观各时段内相依结构的变化趋势,如图 3 所示。

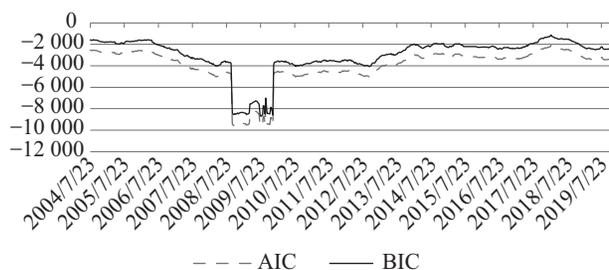


图 3 全周期内 AIC、BIC 走势

1. 相依结构突变点检测。

本文使用常用的信息准则 AIC 与 BIC 作为衡量确定最佳模型的工具。选择存在最小 AIC、BIC 的模型结果作为我们选定的最优的模型结构。从图 3 可以看到, AIC、BIC 走势较为同步,均包含了一段非常明显的“断崖式”的下降与上升,说明在 2008—2009 年内各股市之间的相依结构发生了明显的结构突变,随后又逐渐恢复常态。整个研究时期内相依结构模型既发生了缓慢变化,也发生了突发性重大变化。对此,本文采用 Bai 和 Perron (2003)^[23] 提出的多结构突变点检测方法分析结构突变点位置。该方法的原假设为:系列不存在结构突变;备择假设为:系列存在结构突变。本文采用 MOSUM 值检测法和移动估计(ME)值对 BIC 和 AIC 序列进行检测,这两种方法均是通过计算出 MOSUM 值和 ME 值并与在 1% 置信水平上的临界值进行比较;如果 p 值大于 1% 则不拒绝原假设,否则就拒绝原假设,不拒绝备择假设。由于基于 AIC 和 BIC 的分析结果是一致的,这里仅给出基于 BIC 的检验结果,如图 4 和表 3 所示。

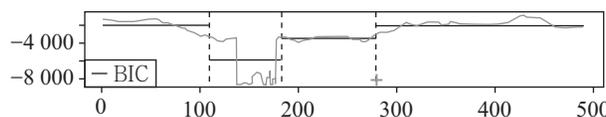


图 4 基于 BIC 走势的多结构突变点检测图

表 3 突变区间时点与其发生的重大事件

序号	突变区间	对应的重大金融事件
1	2003年01月01日—2007年11月20日	全球性金融危机之前
2	2007年11月21日—2010年02月05日	全球性金融危机期间
3	2010年02月06日—2013年01月25日	欧债危机开始大范围蔓延
4	2013年01月26日—2019年12月31日	欧债危机后至今

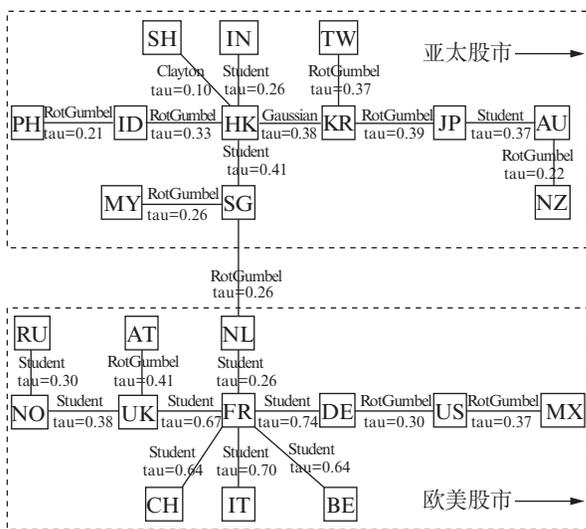
数据来源：作者自行整理而得。

通过检测发现整个时期内存在 3 个结构突变点，对应的发生时间分别是 2007 年 11 月 20 日、2010 年 02 月 05 日和 2013 年 1 月 25 日，由此形成 4 个突变区间。从结构突变点的发生时点来看，均较好地对应

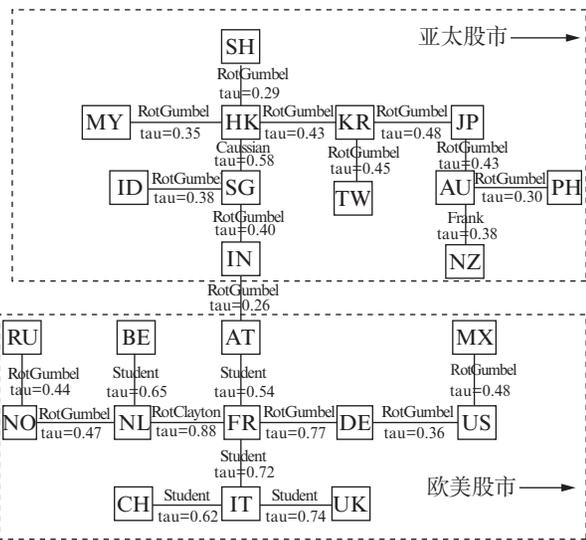
了各个重大事件的发生时点（见表 3）。

2. 各突变区间内的相依结构特征。

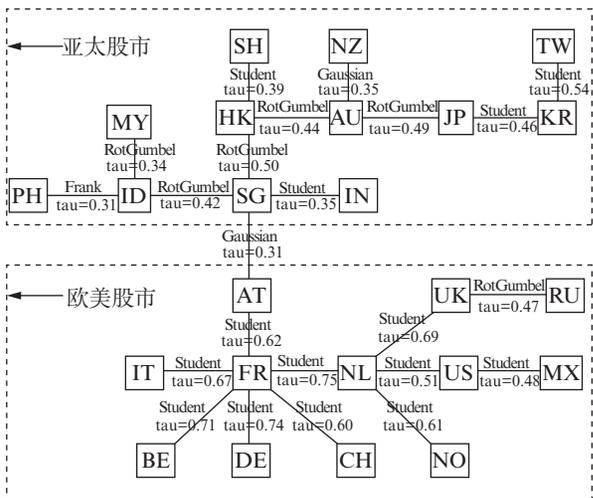
通过对上述四个突变区间内的各股市相依结构进行建模分析，最终结果如下图 5 所示。



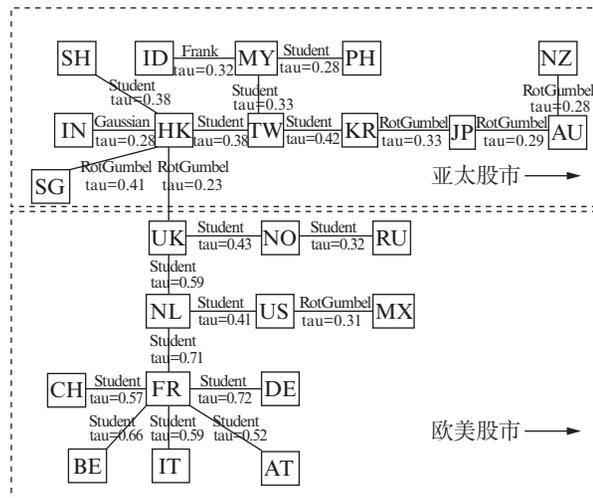
(1) 第一时段内的相依结构 (Tree1)



(2) 第二时段内的相依结构 (Tree1)



(3) 第三时段内的相依结构 (Tree1)



(4) 第四时段内的相依结构 (Tree1)

图 5 各突变区间内的相依结构

第一突变区间是处于 2007 年次贷危机之前的较长一段时间内，各股市相依结构呈现出较为明显的东

西半球分离特征：在西半球，法国股市是欧美股市的中心枢纽，其一方面连接欧元区成员国股市，另一方

面也连接着其他非欧元区股市和美洲股市。显然,法国股市如同一个交通枢纽中心,承担着欧美股市的信息交流、风险传递等桥梁作用;与此同时,法国与欧美股市之间存在较高相依性。欧洲区域内各股票市场之间均存在对称的上下尾相依结构特征(t Copula),这说明欧洲内各股市存在同涨同跌的趋同性。而美洲区域内各股市之间存在上尾相依结构特征(SG Copula),也即美洲股市之间呈现出同涨不同跌的趋势。而反观东半球的亚太区域,处于相依结构中心地位的是中国香港、韩国、日本的股市,且相互之间的相依性在亚太区域内也是处于比较高的水平,均达到了0.3以上。此外,亚太股市间相依性也与经济体的发展水平和金融开放程度有关,例如中国台湾地区、新加坡、澳大利亚都与上述3个中心节点之间存在较高的相依性,达到0.3以上;其余股市则由于所处国家或地区的经济实力较弱或金融开放程度不高的原因而居于相依结构的边缘位置。新加坡则起到了连接东西半球股票市场的桥梁作用。新加坡作为全球四大金融中心之一,其所处地理位置具有时区上的优势;新加坡股票市场在开市期间能与多个地区的市场同时进行交易,因此作为东西半球股市之间的连接桥梁较为合理。总体上,亚太股市之间主要呈现出上尾相依结构特征(SG Copula),表现出同涨不同跌的趋势;中国香港-新加坡,澳大利亚-日本,中国香港-印度之间呈现出对称的上下尾相依结构特征(t Copula),中国香港-韩国之间则是存在对称的上下尾相依结构特征(N Copula),均显示出同涨同跌的趋势。

对中国内地股市来说,尽管在2003年1月—2007年11月期间,我国的经济实力有很大的提升,但是由于我国股票市场的相对封闭性,形成了“独立”的市场行情,因此在这个时期内我国沪深股市与世界各主要经济体股市的联动性较低,国际化程度也较低;沪市仅仅与中国香港股市相连,并呈现典型的下尾相依结构特征(Clayton)且相依性仅为0.1,在相依结构中处于边缘位置。这表明该时期内上海股市与中国香港股市在下跌过程中较为趋同,而在上涨过程中出现明显分化,凸显出明显的尾部风险溢出效应。

第二个突变区间正好覆盖了从2007年次贷危机到2008年全球金融危机的整个过程。由于受到金融危机的冲击,各股市之间的相依结构与危机之前相比

已经发生了一些变化:一是法国股市依然是欧洲股市的中心,但英国和瑞士股市也起到一定的桥梁作用。亚欧股市之间存在上尾相依结构特征(SG Copula型),表现出了非常强的上涨趋同性。与此同时,亚太股市的集群现象并不十分明显。二是危机传染效应凸显。由于发生了极端下行风险的缘故,导致各个股市之间的相依性普遍增强了。在亚太区域,新加坡、中国香港、日本、韩国和中国台湾之间的相依性都上升到0.5左右。相比之前亚太新兴地区和金融开放程度较低的地区股市之间存在极低的相关性,在这次金融危机期间,其相关性发生了显著的上升,普遍达到了0.3左右。三是相依结构特征由上下尾对称转向上下尾非对称。在第二突变区间内各股市之间普遍以上尾相依结构特征(SG Copula类型)为主,而非第一突变区间内以 t Copula类型为主。在金融危机中沪市也与中国香港股市形成了SG Copula类型的相依结构,且相依性进一步增强。

第三个突变区间主要处于在金融危机之后到欧债危机蔓延这一段时间内。相比第二个突变区间,在该区间内相依结构的主要变化是:一是法国股市作为欧美股市的中心地位受到削弱,荷兰股市的桥梁作用在增强。法国仍然是亚太股市与欧美股市风险交换的关键点;但是在欧美区域,非欧元区股市和美洲国家股市首先通过与荷兰股市直接相连,之后再由荷兰连接法国进一步与欧元区的其他国家和亚太地区股市相连。二是欧美股市之间的危机传染效应在增强。欧美股市之间均存在对称的上下尾相依结构特征(t Copula),欧元区股市之间的相依性达到了0.7左右;其他欧美地区股市间的相依性较低,大约在0.5左右。三是新加坡取代中国香港成为亚太股市的中心枢纽,新加坡由之前仅有两个股票市场直接相连变成了有四个股票市场直接相连,在亚太地区的中心地位明显提高。亚太股市之间主要存在上尾相依结构特征(SG Copula),此外也包括少数存在对称的上下尾相依结构特征,例如上海股市-香港股市(t Copula),澳大利亚股市-新西兰股市(N Copula)。总体上看,在第三突变区间,亚太地区与欧美地区的相依结构普遍呈现对称的上下尾相依结构特征(N Copula),股市同涨同跌的趋势较为明显。

第四个突变区间涵盖了欧债危机后至今的时间段。在欧债危机之后,虽然个别股市出现了局部的股

灾（如2015年下半年中国内地股票市场的大幅下跌），但是并没有造成区域性或全球性的金融危机，因此在这一阶段内全球股市相依结构没有发生特别明显变化。欧元区中仍然以法国股市作为风险交换的核心，但是欧元区股市在整个相依结构中的整体地位有所弱化，所处位置变得更加边缘化。美国、英国等非欧元区的股市则在这一时期通过与荷兰股市直接相连进而与欧元区内股市进行连接。从相依结构类型来看，欧美股市普遍存在对称的上下尾相依结构特征（t Copula），欧元区股市间相依性较上期有所减弱，达到了0.6左右，其他欧美股市之间的相依性在0.5左右。总体上说明，在欧债危机后期，危机传染效应已经明显降低了。亚太地区方面，中国香港股市的中心地位有所增加，其直接相连的股票市场达到了5个，且作为亚太地区的重要节点与欧美股票市场相连；各股市（澳大利亚-新西兰、日本-澳大利亚、日本-韩国）之间存在上尾相依结构特征（SG Copula）。相比欧美股市，亚太股市之间的相依性普遍不高，处于0.2至0.4之间。中国上海股市与中国香港股市之间的相依性和相依结构与上一个突变区间基本相同。

（六）各股市之间的尾部风险溢出效应

在估计出 R-Vine Copula 模型参数后，再利用前文公式计算各股票市场在 5% 置信水平上极端下行的尾部风险溢出效应 ΔCoVaR 。这里以在全时段的相依

结构中（图1）两两相接的股市作为研究对象。由于全球股票市场相依结构主要是由欧美地区和亚太地区组成，因此这里将尾部风险测度结果依此来分开讨论。

在欧元区内各成员国股市之间的尾部风险溢出如图6所示^①。所有股市尾部风险溢出都是通过以法国股票为中心点进行传递的。由于欧元区内使用的是同一种货币且成员国之间基本实现了资本完全自由流动，因此各成员国股市之间尾部风险溢出效应走势较为雷同；总体上法国股市对相连股市的风险溢出都略大于其面临的风险溢入。在正常情况下整个欧元区内 ΔCoVaR 处于-2到-5之间，在出现极端下行风险时 ΔCoVaR 往往能够超过-5，甚至能达到-12左右。欧元区内各国股市的尾部风险溢出均呈现出对称性，仅有个别时点少数股票市场之间出现不对称的风险溢出情形，这与各股市之间存在高相依性有关。在欧元区内部股市尾部风险溢出带来的协同效应非常明显，这对其成员国之间的风险协同能力提出更高要求。如在2010—2011年之间，受到欧债危机的冲击影响，欧元区内各股市均出现了一个较强的尾部风险溢出趋势，而同期的亚太地区却未出现类似的情形。由此可见，在充分开放的金融市场中，各国股市存在高度联动性，这需要有较好的协同应对风险的能力，以防止区域风险通过网络快速传递到世界其他股市。

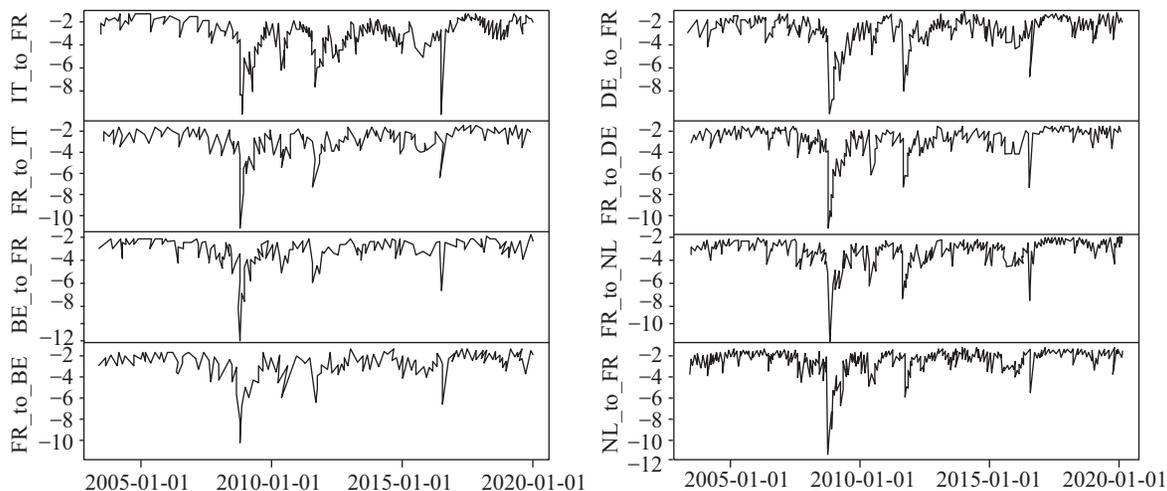


图6 欧元区内成员国股市尾部风险溢出

^① 本文图6中 IT_to_FR 表示意大利股市对法国股市的尾部风险溢出，FR_to_IT 表示法国股市对意大利股市的尾部风险溢出。图7~图9中纵坐标的含义均与此类似。

对与法国直接相连的欧美其他非欧元区国家股市之间的尾部风险溢出情况见图7。由于欧美国家金融市场较为发达，美国股市和英国股市对法国股市几乎总是处于风险净溢出的强势地位，这一特性与英美两国股票市场在全球股票市场上的主导地位相符；各国股市之间的尾部风险溢出水平处于-1.5到-4之间，但在2008年金融危机、2010年欧债危机和2016年英国“脱欧”这几个重大事件发生期

间平均上升到-6以上，而尾部风险溢出走势较为趋同。

从欧美其他国家股市间的尾部风险溢出来看（见图8），美国对其邻国墨西哥、英国对挪威总是呈现出尾部风险净溢出状态，其尾部风险溢出效应值在正常情况下处于-1.6到-6之间，其趋势也出现了较多不一的情况。俄罗斯股市对挪威股市具有显著的尾部风险净溢出。

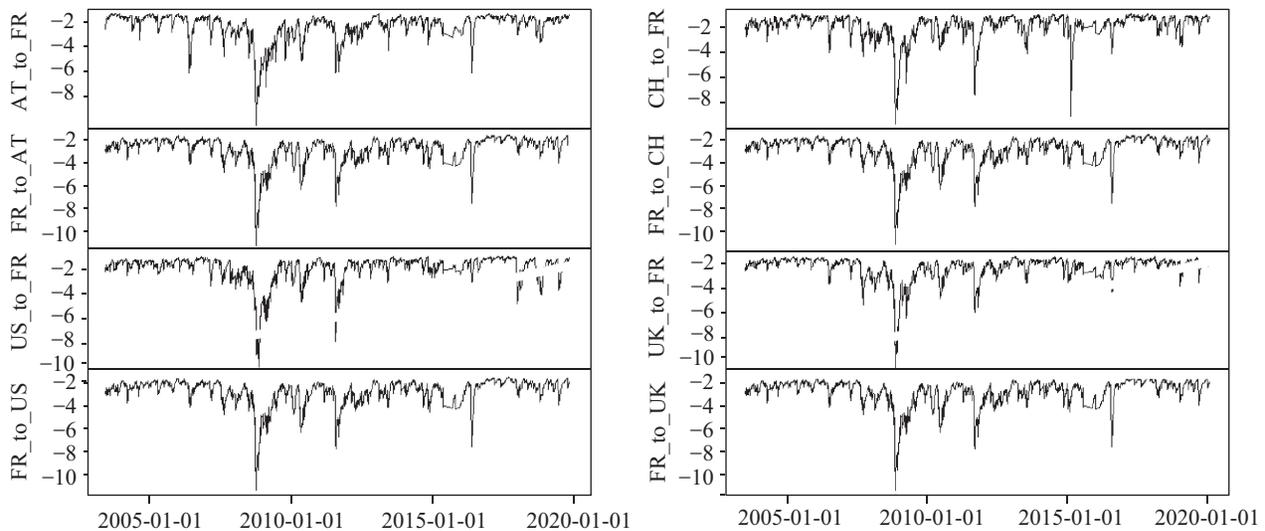


图7 与法国股市直接相连的欧美其他股市之间的尾部风险溢出

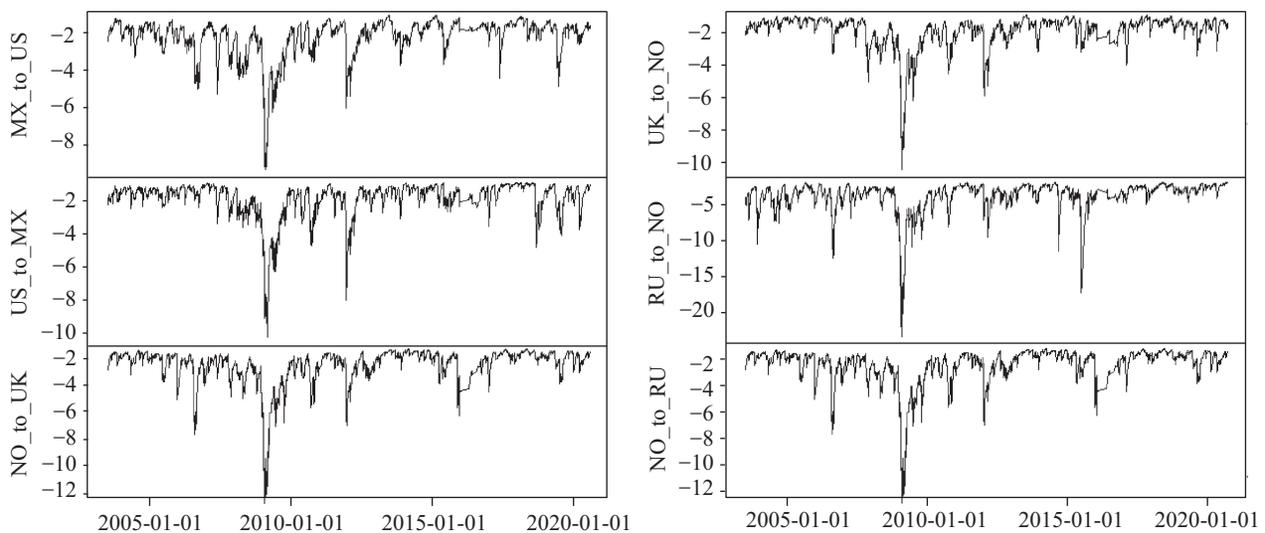


图8 欧美其他地区股市的尾部风险溢出

在亚太股市方面，中国香港股市是亚太地区股市尾部风险溢出的重要交换节点（见图9）。中国香港股市对与其相连的股市大都呈现尾部风险净溢出状态。不过，新加坡股市在多数时间上对中国香港股市都是风险净溢出状态。由于欧美市场在世界股票市场上占据着绝对的优势，所以亚太地区主要的风险溢入

大都源于欧美股市，而新加坡股市作为连接欧美股市与亚太股市的重要桥梁，承担着在两者之间传递风险的功能。欧美市场股市极端尾部风险往往会通过新加坡股市传递至中国香港股市，再由中国香港股市向其他亚太股市扩散。

在沪港股市方面，由图9可知，上海股市和香港

股市之间的尾部风险溢出效应在 2006 年之前走势差异较大：沪市对港市的尾部风险溢出在逐渐增加，而港市对沪市的尾部风险溢出趋于减少；与此同时，在这个时期内双方的相依性较低，基本处于 0.1 附近。这说明在 2006 年之前，我国内地股市相对较为封闭，自身国际化程度较低，即使与唯一相连的中国香港股市之间的联动性也较为微弱。这情况一直持续到 2008 年因金融危机发生而改变。在 2008 年全球金融危机期间，中国香港股市对上海股市的尾部风险净溢出效应十分明显，这主要是因为 2008 年金融危机发源地是美国，而中国香港股市作为内地股市唯一相连的风险交换点，内地股市所受到的金融风险冲击都是通过中国香港股市这单一路径传递而来。与此同时，随着中国在金融领域不断的改革开放，沪港通、深港

通、QFII、QDII、沪伦通等改革措施的不断实施，内地股市与中国香港股市之间的相依性不断增强。这一方面极大提升了我国股票市场的国际化程度和影响力，另一方面也加大了内地股市受到国际股市冲击的程度。通过测度上海股市与香港股市在整个研究时期的动态相依性后发现，在 2008 年金融危机之后，两地股市的相依性由之前的 0.1 逐渐上升到 0.36 左右；2015 年下半年随着内地股市出现了短期股灾，上海股市对香港股市就呈现净风险溢出状态了，该状态一直持续到 2017 年。此时，两地股市的相依性也进一步上升到 2019 年 4 月的最高峰（0.41），随后开始出现小幅回落至 2019 年年底的 0.26 水平。长期来看，内地股市与香港股市之间的相依性依然会随着国内金融改革的深入而不断上升。

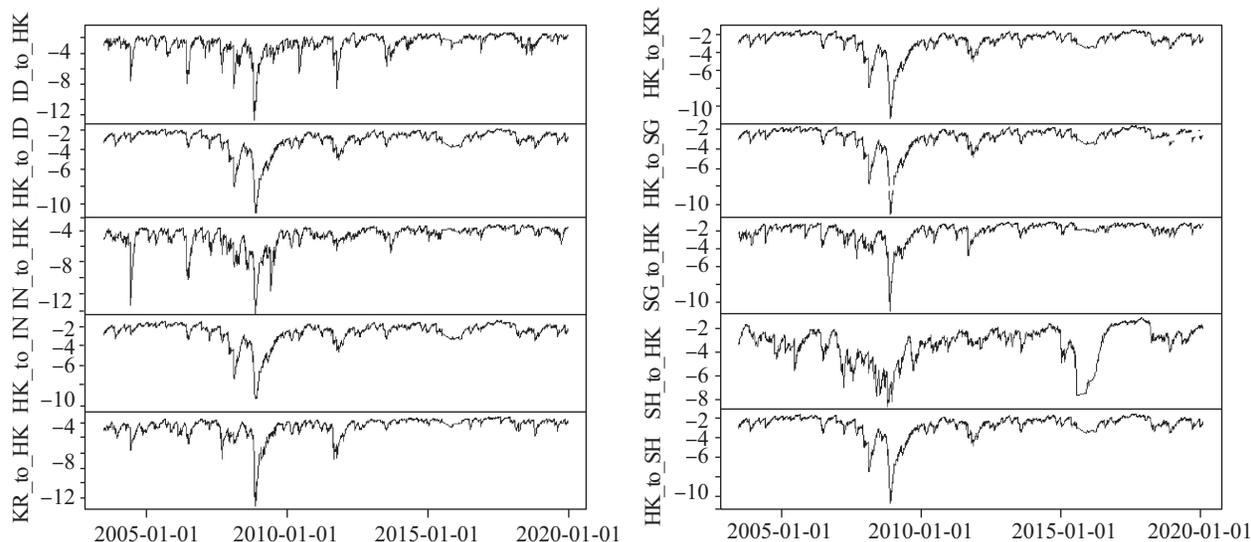


图 9 与中国香港股市直接相连的股市尾部风险溢出

(七) 中国内地股市在全球股市相依结构中的地位分析

这里根据四个突变区间内全球各股市之间的相依结构得到相应的股市邻接矩阵，然后采用社会网络分析法来分析这四个时期中内地股市在整个相依网络中的地位变化。这里主要采用度中心性（DC）、顶点中心度（PDC）、邻接节点数（D）三个指标及其在整个网络中的排名变化来评价我国内地股市的国际影响力。同时采用网络直径和网络平均最短距离来评价整体网络在各个时期的信息传递效率变化趋势。DC 和 PDC 数值越小表示节点的中心程度越高，其在风险网络传递中的中心枢纽作用越显著。邻接节点数越多表示节点的影响力越大，其中心地位越高。网络直径

越小表明网络节点之间相互响应越快，则风险传播的速度就越快。平均最短距离越小表明网络传导效率高，风险传导效率就越高。最终分析结果如表 4 所示。由表 4 可知，在整个研究时期内，全球股市网络的风险传导效率呈现缓慢提升的趋势。在不同时期内，尽管上海股市始终仅与香港股市存在唯一的连接，跟不上整体平均连接节点数，但从 DC 和 PC 数值及其在各股市中的排名来看，近 20 年来，我国内地股市在全球股市中的中心地位排名已经明显上升，影响力也在不断提升中。从目前相依结构来看，要扩大内地股市国际化程度，除了加大与香港股市的合作之外，还需扩大与国际其他代表性股市之间的互联互通（比如沪伦通等），通过业务和资

金层面的合作和更全面的金融开放来拓展内地股市与整体网络中的边缘地位，进而促进内地股市国际化与影响力。

表 4 中国内地股市在整体股市网络中的地位评价

	区间 1	区间 2	区间 3	区间 4
DC	94	108	98	86
整体 DC 均值	98	111	97	96
DC 排名	13	12	13	7
PDC	51	58	59	52
整体 PDC 均值	54	61	57	57
PDC 排名	12	8	16	7
D	1	1	1	1
整体 D 均值	2	2	2	2
D 排名	13	13	12	12
网络平均最短距离	4.27	4.811	4.22	4.17
网络直径	10	11	10	9

数据来源：根据统计结果整理。

四、结论与建议

本文通过结合滚动窗口技术构建高维动态 R-Vine Copula 模型来分析全球 24 个股市在 2003—2019 年的动态相依结构特征及其尾部风险溢出效应。在此基础上揭示出全球股市相依网络结构性突变特征并评价我国内地股市的国际影响力。最终研究结论与建议如下：

第一，全球股市相依结构分布呈现明显的地理聚集特征。全球股市相依结构呈现东西半球分离特征。法国股市成为欧美股市的中心枢纽，中国香港股市成为亚太股市的中心枢纽，并和新加坡股市一并成为亚太股市与欧洲股市的连接桥梁。欧元区 and 美洲区股市相依性较高。亚太股市之间相依性较低。

第二，全球股市之间在金融危机期间主要呈现出上下尾非对称相依结构特征且相依性较高，凸显出显著的危机传染效应。在非金融危机时期主要呈现出对称的上下尾相依结构，相依性有所下降。金融危机（2008 年全球金融危机和 2010 年欧债危机）的爆发会导致全球股市的相依结构出现结构性

突变，但在危机消失后，全球股市相依结构会逐步恢复常态。

第三，股市之间的尾部风险溢出效应存在区域分化。处于网络中心地位的股市（中国香港股市、法国股市）对其相邻股市呈现出尾部风险净溢出状态。与此同时，区域一体化程度越高的股市之间尾部风险溢出走势趋同性越强，且易受到重大金融事件的冲击。各国监管层需要通过识别自身股市在整个网络中的位置进而评估其相连股市可能带来的尾部风险冲击程度，从而提前制定更具针对性的防范措施来切断风险传染路径，防止金融风险进一步扩散。

第四，中国内地股市在国际股市网络中的影响力已经有明显提升，但依然处于边缘位置。目前除了加大与中国香港股市的合作力度之外，还需改变近 20 年来在国际股市网络中仅与香港股市单一连接的格局。这就需扩大与国际其他代表性股市之间的互联互通（比如沪伦通等），通过业务、资金层面的合作和更全面的金融开放来丰富内地股市与国际股市的连接途径，最终提升内地股市的国际化程度和影响力。

参考文献

- [1] Czado C, Schepsmerier U, Min A. Maximum Likelihood Estimation of Mixed C-Vines with Application to Exchange Rates [J]. *Statistical Modelling*, 2012, 12 (3): 229-225.
- [2] Karmann A, Herrera R. Volatility Contagion in the Asian Crisis: New Evidence of Volatility Tail Dependence [J]. *Review of Development Economics*, 2014, 18 (2): 354-371.
- [3] Dißmann J, Brechmann E, Czado C, Kurowicka D. Selecting and Estimating Regular Vine Copula and Application to Financial Returns [J]. *Computational Statistics & Data Analysis*, 2013, 59 (3): 52-69.
- [4] Joe H. Families of M-variate Distributions with Given Margins and $m(m-1)/2$ Bivariate Dependence Parameters [J]. *Lecture Notes-Monograph Series*, 1996 (28): 120-141.
- [5] Patton A. Modelling Asymmetric Exchange Rate Dependence [J]. *International Economic Review*, 2006, 47 (2), 527-556.
- [6] Brechman E, Czado C. Risk Management with High-dimensional Vine Copula: An Analysis of the Euro Stoxx 50 [J]. *Statistics&Risk Modeling*, 2013, 4 (30): 307-342.
- [7] Brechman E, Czado C, Paterlini S. Flexible Dependence Modeling of Operational Risk Losses and Its Impact on Total Capital Requirements [J]. *Journal of Banking&Finance*, 2014, 40: 271-285.
- [8] 吴吉林, 张二华. 基于机制转换混合 Copula 模型的我国股市间极值相依性 [J]. *系统工程理论与实践*, 2012 (8): 1662-1672.
- [9] 郭文伟. 国内外股市相依结构演化及其危机传染效应研究 [J]. *国际金融研究*, 2016 (10): 63-73.
- [10] 曾裕峰, 温湖炜, 陈学彬. 股市互联、尾部风险传染与系统重要性市场——基于多元分位数回归模型的分析 [J]. *国际金融研究*, 2017 (9): 86-96.
- [11] 朱鹏飞, 唐勇, 张仁坤. 国际主要股票市场联动性——基于藤 Copula-HAR-RV 模型 [J]. *系统工程*, 2018 (9): 16-29.
- [12] 曾胜, 罗松, 陈振国. 中美股票市场联动性研究——基于中欧、中英、中日的比较 [J]. *重庆工商大学学报 (社会科学版)*, 2019 (3): 19-26.
- [13] Adrian T, Brunnermeier M. CoVaR [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (7): 1705-1741.
- [14] Girardi G, Ergün A. Systemic Risk Measurement: Multivariate GARCH Estimation of CoVaR [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (8): 3169-3180.
- [15] Trabelsi N, Naifar N, Segot T. Are Islamic Stock Indexes Exposed to Systemic Risk? Multivariate GARCH Estimation of CoVaR [J]. *Research in International Business & Finance*, 2017, 42: 727-744.
- [16] Fang L, Chen B, Yu H. Identifying Systemic Important Markets from a Global Perspective: Using the ADCC CoVaR, Approach with Skewed-t Distribution [J]. *Finance Research Letters*, 2017, 8: 1-18.
- [17] Bernardi M, Durante F, Jaworski P. CoVaR of Families of Copulas [J]. *Statistics & Probability Letters*, 2017, 120: 8-17.
- [18] Boako G, Alagidede P, Boako G. Examining Evidence of 'Shift-contagion' in African Stock Markets: A CoVaR-Copula Approach [J]. *Review of Development Finance*, 2017, 9: 1-15.
- [19] 刘晓星, 段斌, 谢福座. 股票市场风险溢出效应研究: 基于 EVT-Copula-CoVaR 模型的分析 [J]. *世界经济*, 2011 (11): 145-159.
- [20] 沈悦, 戴士伟, 罗希. 中国金融业系统性风险溢出效应测度——基于 GARCH-Copula-CoVaR 模型的研究 [J]. *当代经济科学*, 2014 (6): 30-38.
- [21] 杨子晖, 陈雨恬, 陈里璇. 极端金融风险的有效测度与非线性传染 [J]. *经济研究*, 2019 (5): 63-80.
- [22] 彭选华. 基于 DCC-Copula-SV-M-t 模型的股市系统性风险溢出分析 [J]. *数理统计与管理*, 2019 (2): 1-14.
- [23] Bai J, Perron P. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2003, 18 (1): 1-22.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

儒家文化与中国家庭股票市场参与

Confucianism and Household's Stock Market Participation: Evidence from China

闫竹 王鹜然

YAN Zhu WANG Ao-ran

[摘要] 作为影响中国社会最为深远的传统文化，儒家文化对个人和家庭的经济决策有着深刻的影响。对其影响进行研究，能够为文化领域和家庭金融领域的相关文献做出重要的补充。中国家庭股票市场有限参与之谜一直是世界学者广泛关注的重点问题。本文从儒家文化的角度，为中国家庭股票市场参与度与其他国家的显著差异提供了文化层面的解释。文章利用中国家庭金融调查（CHFS）微观数据，实证检验了儒家文化对家庭股票投资决策的影响，发现儒家文化观念会显著降低家庭的股票市场参与度。这一结论在使用工具变量对内生性问题进行处理及一系列稳健性检验后，仍然得以保持。更进一步，本文也对背后的影响机制进行了实证分析，研究表明，儒家文化至少会从降低家庭风险偏好、增加家长权威性、增加生育子女数量三个方面减少家庭股票投资，为家庭决策及政策引导提供了有益参考。

[关键词] 儒家文化 股市参与 风险偏好 家长权威 子女数量

[中图分类号] B222 F831.51 F126 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 12-0037-15

Abstract: Confucianism, the most profound traditional culture in Chinese society, has significant influences on the economic decisions of Chinese individuals and families. To participate in stock market is one of these decisions being affected by this traditional culture. Chinese households' limited stock market participation puzzle keeps confusing scholars all around the world. Confucianism provides a great opportunity to explain the puzzle. Using household survey data of the Chinese Household Finance Survey (CHFS), this paper empirically investigates the impact of Confucianism on household's stock market investment, and finds that the more the households are affected by the Confucianism, the less likely they invest in stock market. This conclusion is still significantly established after using instrumental variables to alleviate endogenous problems and a series of robustness tests such as using alternative Confucianism measurements, considering family structure and considering urban-rural differences. Mechanism analyses show that there are mainly three channels through which Confucianism decreases households' investments on stock assets: to decrease risk preference, to increase patriarchal authority and to increase quantity of children.

Key words: Confucianism Stock market participation Risk preference Patriarchal authority Quantity of children

[收稿日期] 2020-07-07

[作者简介] 闫竹，女，1990年8月生，中央民族大学经济学院讲师，经济学博士，研究方向为家庭金融、金融科技；王鹜然，女，1990年9月生，对外经济贸易大学金融学院讲师，经济学博士，研究方向为公司治理、企业创新。本文通讯作者为王鹜然，联系方式为 wangar_sally@126.com。

[基金项目] 中央民族大学青年教师科研能力提升计划“市场竞争与网络借贷行为研究”（项目编号：2020QNPY18）。

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

行为金融学理论表明,除经济因素外,文化等非经济因素也对个体的经济决策产生深远的影响(Li等,2013^[1])。文化理念嵌入在人们的思维方式和行为规范之中,通过隐性价值规范塑造人们的价值观和行为准则,进而影响人们的经济行为(Hofstede,1980^[2];Schwartz,1994^[3])。在法律等正式制度建设尚不完善的发展中国家和地区,文化因素等非正式制度对社会经济发展的影响更为显著。

儒家思想是影响中国社会最为深远的传统文化,长期以来被家庭个人和各类机构组织视为道德规范和行为准则。作为典型的非正式制度,儒家文化不仅对企业家精神、企业决策具有重要影响,也塑造着个人行为,影响着家庭决策。近年来,越来越多的学者开始关注儒家文化对个体经济行为的影响。Chen等(2018)^[4]发现儒家文化所内嵌的养儿防老非正式契约减少了人们的老年生活担忧,这种代际之间的契约安排降低了人们的储蓄率。除此之外,儒家文化倡导的风险规避思想、等级观念或和谐主义等内涵也会影响人们的行为偏好,影响金融市场中信息的交流及传递效率(金智等,2017^[5])。但是,对于儒家文化如何影响中国家庭的金融市场参与度,却少有文献涉及。家庭金融市场参与度尤其是中国家庭股票市场有限参与之谜,一直是学者们关注的重点。因此,本文拟对儒家文化如何影响家庭股票市场参与度进行研究,既为中国家庭股票市场有限参与之谜提供一个文化角度的解释,也从金融市场发展和完善的角度对非正式制度的影响进行剖析。

近年来中国股民人数逐渐增加,但中国家庭参与股票市场投资的比例及股票资产占比仍然处于较低水平。相比于欧美发达国家,中国家庭的“股票市场有限参与”现象更为明显。2002年中国城市居民股票市场投资占金融资产比例为10.37%(李涛,2006^[6]),到2011年这一比重上升至15.45%,但股票市场参与率仅为8.84%(甘犁等,2012^[7])。而美国在2007年的股票参与率、股票投资在金融资产的占比分别达到50.3%和50.5%,英国家庭的股市参与率早在1999年也达到了26.2%,都远高于

中国。

区别于西方文化内核的儒家文化为研究中国的“股市有限参与之谜”提供了全新的视角。图1展示了2015年各城市具有传统儒家文化观念的家庭比例与家庭股市参与比例情况,不难发现二者明显呈负相关关系:在家庭受儒家文化影响越多的城市,家庭参与股票市场投资的比例越低。

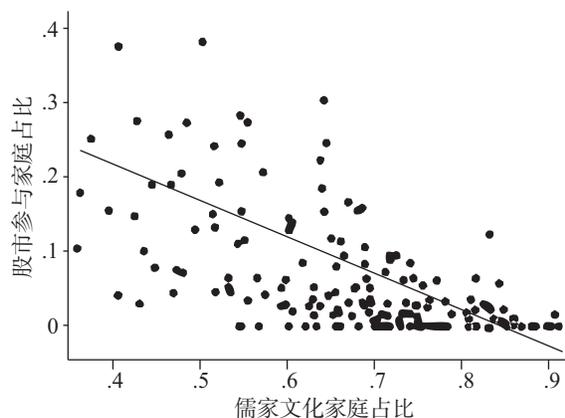


图1 各城市儒家观念家庭比重与参与股市家庭比重散点图

数据来源:根据CHFS 2015年调查数据整理。

利用中国家庭金融调查(CHFS)2015年的微观数据^①,我们对传统儒家文化对家庭股票投资的影响进行了实证分析。家庭层面的OLS回归结果显示,如果家庭有传统儒家文化观念,则该家庭参与股票市场投资的比例降低3个百分点。股票市场参与深度(股票投资金额、股票资产占比)的检验也给出了相似的证据。由于是否参与股票投资属于哑变量、股票投资占比属于截面数据,为避免模型设定偏误,我们还用Probit和Tobit进行了稳健性检验,回归结果仍然保持一致。鉴于OLS、Probit和Tobit的回归结果可能受到反向因果或者遗漏变量造成的内生性问题的困扰,我们进一步将家庭所在城市的传统文化指标作为家庭是否受到传统儒家文化影响的工具变量,再次进行了检验,结果仍然是稳健的负向影响。

更进一步,我们对儒家文化影响家庭股票市场参与度的机制进行了理论分析和实证检验。机制分析结果表明,儒家文化会降低家庭的风险偏好,增加家庭的等级观念强度,以及增加家庭对子女数量的投资力度,这三种情况均显著减少了家庭的股票投资行为。

本文的主要理论贡献有两方面。首先,从中国独

① 由于最新公开发布的2017年CHFS数据并未调查受访者对家庭和婚姻的态度,无法据此构建衡量儒家文化的指标,因此本文采用的是2015年的调查数据。

特的儒家文化视角为中国的“股市有限参与之谜”提供了解释。以往研究从交易成本、人力资本、住房和商业资产投资、社交网络等角度研究了“股票市场有限参与之谜”（Vissing-Jørgensen, 2002^[8]；Heaton和Lucas, 2000^[9]；Flavin和Yamashita, 2002^[10]；Campbell, 2006^[11]；Hong等, 2004^[12]；Shum和Faig, 2006^[13]；Guiso等, 2008^[14]），也有文献基于中国的数据发现这些因素同样影响中国家庭的股票投资行为（如：李涛, 2006^[6]；何兴强等, 2009^[15]；孟亦佳, 2012^[16]；郭士祺和梁平汉, 2014^[17]；尹志超等, 2014^[18]；陈永伟等, 2015^[19]；吴卫星和高申玮, 2016^[20]）。但是，对于中国家庭股票市场参与度与美国、英国等国家存在的巨大差异，这些研究却难以提供有力的解释。本文从中国独特的文化背景出发，为此提供了一个全新的解释。我们的研究表明，儒家文化对家庭股票市场参与度存在显著的负向影响，是中国家庭“股票市场有限参与之谜”的一个重要原因。其次，本文基于东方文化情境的分析也丰富了“文化与经济”系列前沿理论，进一步拓展了儒家文化影响经济发展的文献。以往文献多从规范分析或宏观层面实证分析儒家文化的经济后果，例如儒家孝道文化通过代际间的储蓄机制促进经济增长，儒家文化所强调的代际支持通过子女养育、老人赡养从而影响家庭消费和储蓄决策，并对家庭养老安排产生影响（李金波和聂辉华, 2011^[21]；孙涛和黄少安, 2010^[22]）。也有从公司经营和治理角度的研究发现儒家文化作为非正式制度降低了公司的风险承担水平，但通过缓解代理冲突、提高人力资本投资、减少专利侵权风险的途径促进了企业创新（金智等, 2017^[5]；徐细雄和李万利, 2019^[23]）。少有文献从微观层面研究儒家文化对家庭经济决策的影响，本文是这一领域文献的重要补充。同时，在方法上，基于中国单一国家的数据有助于控制国别间的制度差异对回归结果的干扰，这使得本文的实证结果能较为清晰地刻画文化因素的影响。

本文后续部分安排如下：第二部分回顾了股票市场有限参与的文献，并提出研究假设；第三部分详细说明了本文所使用的数据样本、变量和实证模型；第四部分展示了核心实证回归的结果，并进行了详细的解释和说明；第五部分给出了机制检验和拓展性分析；最后是全文总结。

二、文献综述与研究假设

（一）文献回顾

经典金融学理论认为，在理性人、完全市场和标准偏好的假设下，所有投资者都应该分配一定比例的财富投资于所有股票（Markowitz, 1952^[24]；Samuelson, 1969^[25]；Tobin, 1958^[26]；Sharpe, 1964^[27]）。然而实证检验表明现实中许多人并不持有股票投资，即使参与，所持有的股票资产远低于理论模型中的最优持有份额。国内外学者尝试从多个角度对这一股市有限参与现象及股市投资行为进行解释。

交易成本（如股票投资存在资金门槛等固定成本）的存在使得家庭参与股票市场的行为受到家庭资产的影响，家庭收入波动性越小、非金融资产收入越高的家庭越可能参与股票投资（Vissing-Jørgensen, 2002^[8]）。减少市场交易摩擦的因素，如金融可得性的提高、互联网使用度增加，可以减少交易成本、增加交易机会，促进家庭参与金融市场投资（尹志超等, 2015^[28]；周广肃和梁琪, 2018^[29]）。在资产配置过程中股票投资也受到家庭中其他资产的影响。如果将人力资本视作家庭未来重要收入来源，则源于劳动收入不确定性的人力资本风险会影响风险金融资产的持有（Heaton和Lucas, 2000^[9]；Cocco等, 2005^[30]；Campbell, 2006^[11]）。商业资产的投资者由于具有对安全现金流的需求，对其他金融资产的投资较为保守，从而较少投资于风险性较大的股票资产（Heaton和Lucas, 2000^[9]；Shum和Faig, 2006^[13]）。另外，家庭购买房产后，由房产价值增加带来的财富效应使得家庭增加了对风险性金融资产的投资；另一方面住房投资可能因降低了家庭的资金流动性从而挤出股票投资，也有文献认为这一减少可能仅仅是由于人们的偏好异质性而非挤出效应（Flavin和Yamashita, 2002^[10]；陈永伟等, 2015^[19]；吴卫星和高申玮, 2016^[20]；Vestman, 2019^[31]）。

由于传统金融模型缺乏对人们股票决策中行为偏差的讨论，行为金融理论开始对人们股票投资行为偏差进行讨论。社会互动理论认为家庭的投资行为受到邻居、朋友以及社区群体的影响，人们的社会网络不仅能够传递与股票市场相关的金融信息，还能为居民提供学习的机会，从而增加人们的股票市场投资（Hong等, 2004^[12]；李涛, 2006^[6]；郭士祺和梁平汉, 2014^[17]）。信任程度越高，人们进行股票投资的

概率越高 (Guiso 等, 2008^[14])。参与金融市场投资需要具备一定的信息获取和认知能力, 人力资本的差异决定着人们处理信息的能力, 受教育水平、金融知识水平、智力水平、认知能力、健康水平越高的人越可能参与金融市场投资 (Rosen 和 Wu, 2004^[32]; Campbell, 2006^[11]; Van Rooij 等, 2011^[33]; Grinblatt 等, 2011^[34]; 孟亦佳, 2012^[16]; 肖作平和张欣哲, 2012^[35]; 尹志超等, 2015^[28])。

除上述文献之外, 也有文献从制度视角研究中国居民的股票投资行为, 正式制度方面的研究发现金融市场化水平的提高能够增加家庭的股票市场投资 (肖作平和张欣哲, 2012^[35]), 但路晓蒙等 (2017)^[36]发现中国家庭的风险性金融资产存在一个特殊现象, 即投资组合风险分布呈 U 型, 投资组合要么非常保守、要么非常冒进, 这主要源于中国金融产品供给缺乏、金融产品准入门槛高, 导致中国家庭难以投资除股票之外的其他金融产品。李昂和廖俊平 (2016)^[37]、林靖等 (2017)^[38]则从社会保障制度视角发现中国社会保险制度的建立和完善, 通过降低未来收入、支出的不确定性提高了家庭在股票市场的参与度。

作为非正式制度的文化因素可能导致熟悉性偏差, 从而导致家庭投资的风险分散化不足 (Bhamra 和 Uppal, 2019^[39])。例如, 投资者选购股票时会受到公司高管文化背景的影响, 更倾向于购买与自己具有同样文化背景的股票 (Grinblatt 和 Keloharju, 2001^[40])。鲜有文献从儒家文化的视角解释中国长期存在的股票市场有限参与行为, 仅有杜朝运和詹应斌 (2019)^[41]分析了儒家文化对家庭风险资产配置的影响, 但他们的分析侧重于分析儒家文化对风险偏好的影响, 而没有对儒家文化如何影响家庭股票市场参与以及背后的机制进行直接分析。从以上文献可以看出, 目前对于儒家文化如何影响家庭金融资产配置尤其是股票市场投资的研究十分有限, 本文的研究是对这一领域的重要补充和完善。

(二) 理论分析与研究假设

儒家学说于春秋时期由孔子创建, 后经汉代“废黜百家, 独尊儒术”, 儒家学说被用于维系封建社会的统治秩序, 因而得以广泛发展。以“三纲五常”为代表的家文化和社会秩序, 是儒家文化的重要思想, 也是影响和规范家庭及个人的重要行为准则。一方面, 三纲要求下级尊崇上级、晚辈尊崇长

辈、妻子尊崇丈夫, 孔子认为“孝悌也者, 其为人之本与”, 孝道和仁爱是人们应当共同遵守的伦理规范。另一方面, “仁、义、礼、智、信”这五常构成尊卑关系的基本行为法则, 体现社会“尊卑有序”的差序结构。

千百年时间的沉积, 使得儒家文化成为对中国家庭行为影响最为深远的传统文化之一。中国家庭的股票市场参与度, 是其影响的一个重要方面。通过理论梳理, 儒家文化至少能够通过影响家庭的风险偏好、等级观念强度、子女投资力度三个渠道来影响家庭的股票投资行为。

儒家文化强调谨言慎行、行事稳健, 其中蕴含的是风险规避主义思想。受到风险规避思想影响的组织和个人更倾向于风险厌恶, 其风险承担水平更低。同时, 儒家文化还强调集体主义思想。与强调追求自我合法利益、通过公平市场竞争实现价值最大化的个体主义不同, 集体主义价值观强调的是个人服从于集体的利益, 不鼓励追求个体价值, 对利益的分配注重公平而非效率。大量研究表明, 集体主义意识会降低组织或者个人的风险偏好 (Licht 等, 2007^[42]; Li 和 Zahra, 2012^[43]; 金智等, 2017^[5]; 赵龙凯等, 2014^[44])。从家庭经济决策来看, 风险偏好程度越低, 则家庭股票投资行为越少。因此, 儒家文化会通过影响家庭的风险偏好, 降低家庭的股票市场参与度。

儒家文化会影响家庭的等级观念来影响家庭对新事物的接受程度, 可能会影响对股票市场的认知。儒家传统以“三纲五常”作为社会秩序规范, 规定家庭晚辈绝对服从于长辈, 晚辈对长辈不能直谏或责备。在等级观念较深的家庭内一般实行家长权威制, 即长辈对家庭事项具有决定权或较高的话语权。但是, 规定等级差异的思想降低了信息传递的质量和效率 (金智等, 2017^[5]), 这对家庭决策来说并非完全高效。相对于年长者, 年轻人更具开放性、更容易接受新的思想与事物。我国的股票市场开放较晚, 操作多通过网络进行, 年轻人比年长者更为熟悉。但是, 儒家文化会降低晚辈对长辈的影响, 使得对股票市场具有较高接纳程度的年轻人难以将这种接纳传递给掌握主要家庭经济支配权的长辈, 这也是我们观察到儒家文化与家庭股票投资参与度负相关的一个重要原因。

儒家文化制度背景下的经济交易是以血缘关系或

熟人圈子为主要基础，人们缺乏对市场化经济交易的需求。儒家孝道传统使得中国养儿防老观念和方式盛行，长期以来，由于传统家庭财产分配制度规定儿子对父母的财产具有继承权，绝大多数家庭的养老责任主要由儿子来承担，父母依赖于养育子女尤其是儿子来规避老年生活中的各种风险（Chen 等，2018^[4]）。父母和子女之间形成的这种隐性契约关系潜移默化地影响着家庭的经济行为，例如，儿子偏好使得生育儿子家庭的妇女地位提高，从而改变家庭的消费模式（吴晓瑜和李力行，2011^[45]）。为提高儿子在婚姻市场的竞争力，家庭更多地进行储蓄，形成“竞争性储蓄”（Wei 和 Zhang，2011^[46]）。养育儿子家庭在农业或工商业投资生产活动也会区别于养育女孩家庭（Ding 和 Zhang，2014^[47]）。随着经济水平的提高、继承权改革和社会保险制度的建立，养儿防老的传统观念虽然依然存在，但逐渐变成“养儿养女都一样”，家庭养老义务开始由儿女共同承担。中国的儒孝传统孕育了家庭对养儿防老的特别偏好，子女可以看作“人格化”了的“投资”“养老”等金融工具（陈志武，2007^[48]），家庭内部的这种隐性契约交易对正规金融产品起到替代性作用。因此，受儒家文化观念影响，家庭更依赖于对子女进行投资，这将减少家庭在正式金融产品（包括股票）上的投资。

综上所述，我们认为传统儒家文化对家庭股市参与行为起到负向影响，由此提出本文核心假设：具有传统儒家文化观念的家庭，股票市场参与程度更低。

三、数据样本、变量描述及实证模型

（一）样本、变量构造和描述性统计

本文采用中国家庭金融调查（CHFS）公布的2015年的微观数据进行实证检验，该数据库具有以下两方面优势：第一，中国家庭金融调查是具有全国代表性的家庭层面的金融数据库。2015年的调查包括29个省、自治区、直辖市的37 289户家庭，总共包括97 906个样本个体。CHFS广泛的覆盖性和严格的抽样调查程序确保了数据代表性和高质量。第二，

CHFS具有详细的家庭金融资产数据，为家庭金融领域的相关研究提供了良好的数据支撑。2015年的CHFS调查了居民对婚姻和家庭的看法，使得我们能够构造传统儒家文化变量。经过数据清洗后的家庭样本数量为28 171户，其中具有传统儒家文化观念的家庭占61.3%。

1. 主要变量释义。

（1）家庭股票投资。本文根据CHFS中关于股票投资的问题构造股票市场参与变量。CHFS既询问了受访者家庭是否持有股票账户，也详细调查了有股票账户家庭目前所持有股票的市值。本文据此构造三个维度的股票市场参与水平：被解释变量 *stock* 为哑变量，表示家庭是否参与股票投资； *lnstockvalue* 为家庭股票资产总额，并取对数处理； *stockshare* 表示股票资产占总资产的比重。

（2）传统儒家文化。中国长期存在的养儿防老观念本质上体现了传统儒家孝文化，形成一种具有儒孝文化特色的社会规范。沿用Chen等（2018）^[4]的度量方法，本文采用家庭对养儿防老的偏好度量传统儒家文化。2015年CHFS调查问卷访问了受访者养儿育女的主要原因，选项包含“传宗接代”“喜欢小孩，基于感情的考虑”“养儿防老”“维持婚姻稳定”“其他”五个选项，为多选题。参考Chen等（2018）^[4]的做法，只要受访者选择了“养儿防老”选项，则认为该受访者存在儒孝文化观念，并以此构造家庭传统儒家文化哑变量（*confucian*）。在后续的稳健性检验中，本文也根据问卷中的相关选项和调查问题构造了考虑更多因素的家庭传统儒家文化代理变量，结果仍然保持一致。

（3）其他控制变量。参考以往文献，本文选取的控制变量包括：年龄、性别、受教育程度、职业情况、金融知识水平、健康状况、是否有养老保险、是否有健康保险等受访者个人特征，以及家庭财富水平、家庭收入水平、家庭老年人口占比、家庭少儿人口占比、家庭规模、家庭房产情况等家庭特点。

表1给出了变量详细说明。

表1 变量及定义

变量	定义
<i>stock</i>	是否参与股票投资哑变量，如果家庭有股票投资 <i>stock</i> = 1，否则 <i>stock</i> = 0
<i>lnstockvalue</i>	股市参与深度变量（元），家庭股票资产市值总额，取对数处理
<i>stockshare</i>	股市参与深度变量（%），家庭股票资产占总资产的比重

续前表

变量	定义
<i>confucian</i>	传统儒家文化影响哑变量, 若偏好养儿防老取值为1, 否则为0
<i>citycfshare</i>	市级层面传统儒家文化影响家庭占比
<i>age</i>	年龄(岁)
<i>agesq</i>	年龄平方
<i>edu</i>	受教育年限(年), 小学为6年, 初中为9年, 高中为12年, 以此类推
<i>male</i>	性别, 男性=1, 女性=0
<i>married</i>	婚姻状况, 已婚=1, 其他=0
<i>stateemploy</i>	受访者是否是党政机关、国企职工哑变量, 是则取值为1, 否则为0
<i>finliteracy</i>	金融知识水平, 根据受访者对利率计算、通货膨胀、投资风险问题的回答构建, 取值1~3, 分值越高, 金融知识水平越高
<i>health</i>	受访者健康状况, 取值1~5, 分值越高, 健康状况越好
<i>pension</i>	社会养老保险状况, 有社会养老保险或公务员退休工资为1, 否则为0
<i>medicare</i>	社会医疗保险状况, 有社会医疗保险为1, 否则为0
<i>lnwasset</i>	家庭资产总额(元), 取对数处理
<i>lnwhinc</i>	家庭年总收入(元), 取对数处理
<i>house</i>	家庭是否拥有房产, 有为1, 无为0
<i>hhsiz</i>	家庭规模, 即家庭成员总人数
<i>oldprop</i>	家庭65岁以上的老年人口占比
<i>kidprop</i>	家庭14岁以下的少儿人口占比
<i>rural</i>	农村地区哑变量, 农村地区=1, 城市地区=0

2. 描述性统计。

表2给出了按是否具有传统儒家文化观念划分的群组描述性统计。从样本均值来看, 具有传统儒家文化观念的家庭, 在股票市场上的参与度均低于不具有传统儒家文化观念的家庭。具有传统儒家文化观念的

家庭中, 股票市场参与比例为7%, 低于非养儿防老偏好家庭的17%。具有养儿防老文化观念的家庭的股票投资金额和股票资产占比均值分别为8 693.43元和0.36%, 均远低于非养儿防老家庭的22 064.75元和0.92%。

表2 描述性统计

变量	全样本 N=28 171	传统儒家文化 N=17 255	非传统儒家文化 N=10 916
<i>stock</i>	0.11	0.07	0.17
<i>lnstockvalue</i>	0.85	0.55	1.33
<i>stockshare (%)</i>	0.58	0.36	0.92
<i>age</i>	51.18	52.51	49.07
<i>agesq</i>	2 827.27	2 947.97	2 636.47
<i>edu</i>	9.49	8.66	10.80
<i>male</i>	0.53	0.54	0.51
<i>married</i>	0.87	0.88	0.84
<i>stateemploy</i>	0.14	0.11	0.18
<i>finliteracy</i>	1.04	0.91	1.23

续前表

变量	全样本 N=28 171	传统儒家文化 N=17 255	非传统儒家文化 N=10 916
health	2.62	2.68	2.52
pension	0.78	0.77	0.79
medicare	0.90	0.91	0.88
lnwasset	12.76	12.57	13.07
lnwhinc	10.55	10.40	10.79
house	0.91	0.92	0.90
hhsz	3.54	3.68	3.33
oldprop	0.17	0.18	0.16
kidprop	0.11	0.11	0.11
rural	0.29	0.37	0.17

(二) 计量模型

本文采用的实证模型如下：

$$stock_{ij} = \alpha + \beta_1 confucian_{ij} + \theta ctrl_{ij} + \mu_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中： $stock_{ij}$ 表示第*j*省第*i*个家庭的股票投资情况； $confucian_{ij}$ 表示家庭是否具有养儿防老的传统观念； $ctrl_{ij}$ 是控制变量，表示家庭特点或个人经济、人口学特征等其他可能决定股票市场参与决策的因素， μ_j 表示省级固定效应，用来控制地区层面技术、社会等不易观察到的因素对股票投资的影响； ε_{ij} 表示残差项。在所有的回归中，为解决个体之间的自相关问题，使用了省级层面聚类稳健标准误（Petersen, 2009^[49]；Cameron等, 2011^[50]）。另外，为控制微观数据调查的偏差，根据CHFS数据说明，为得出准确结论，使用抽样权重进行加权调整。

传统观念可能受到人口特征或收入水平等因素的影响，例如，相比于年轻人，老人可能更容易受到传统文化的影响；受教育程度越低的人，越有可能具有传统观念；家庭收入的高低也有可能影响家庭观念。我们在控制变量 $ctrl_{ij}$ 中加入了家庭财富、收入、年龄、受教育水平等变量，以排除其他可能的因素对传统观念影响的干扰。

尽管如此，模型（1）的估计结果仍然可能存在内生性问题。例如，家庭良好的学习能力可能有助于家庭打破传统观念的束缚，也可能使得家庭更多思考金融投资，而我们无法直接观察到家庭的学习能力，产生遗漏变量问题。为解决遗漏变量或反向因果影响，我们采用工具变量法予以解决。有效的工具变量

要满足相关性和外生性原则：工具变量与内生解释变量即家庭传统文化观念相关；工具变量与残差项不相关，要排除工具变量其他可能的影响渠道，工具变量影响家庭股票投资的唯一渠道是通过影响家庭的传统文化观念，并非通过家庭学习能力产生影响。本文选取市级传统文化观念程度作为工具变量：同一城市的传统文化观念直接影响家庭的传统文化观念，但不会直接影响股票投资决策。一阶段回归方程如下：

$$confucian_{ij} = \alpha + \beta_2 citycfshare_c + \theta ctrl_{ij} + \mu_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

其中， $citycfshare_c$ 为市级传统文化观念程度，是某市具有传统儒家文化观念的家庭占全市总家庭数量的比重。一阶段回归中的控制变量 $ctrl_{ij}$ 与第二阶段回归中的控制变量一致。

四、实证结果分析与内生问题处理

(一) 初步实证结果

我们首先采用OLS回归检验儒家文化对股票投资的影响，结果如表4所示，所有的回归都控制了个人和家庭层面的控制变量和省级固定效应。结果显示， β_1 系数显著为负，说明传统文化会显著降低家庭股票参与程度。OLS回归表明，平均而言，如果家庭具有传统儒孝观念，那么该家庭参与股票市场率下降3个百分点，股票投资金额减少20%，股票投资比例下降0.21个百分点。

为避免本文的结果受到模型设定偏误的影响，我们根据 $stock$ 哑变量和 $lnstockvalue$ 、 $stockvshare$ 变量左

侧0点截断的特点,分别使用Probit和Tobit模型进行回归,得到类似的回归结果。表3列(4)的Probit回归展示的是边际效应,具有传统儒家文化观

念的家庭参与股票市场投资的概率将下降1.9%。更换估计模型后结果仍然保持一致,说明本文的结果不会受到模型设定有误的影响。

表3 传统儒家文化对家庭股票市场参与决策的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS			Probit	Tobit	
	<i>stock</i>	<i>lnstockvalue</i>	<i>stockshare</i>	<i>stock</i>	<i>lnstockvalue</i>	<i>stockshare</i>
<i>confucian</i>	-0.030*** [-4.72]	-0.224*** [-3.39]	-0.212*** [-3.18]	-0.019*** [-3.70]	-1.624** [-2.21]	-1.889** [-2.28]
<i>age</i>	0.005*** [3.19]	0.050*** [3.05]	0.052*** [3.04]	0.008*** [7.33]	0.975*** [6.98]	1.037*** [5.94]
<i>agesq</i>	-0.000*** [-3.42]	-0.000*** [-3.26]	-0.000*** [-3.42]	-0.000*** [-3.10]	-0.011*** [-7.55]	-0.011*** [-6.22]
<i>edu</i>	0.009*** [6.66]	0.075*** [5.52]	0.051*** [4.37]	0.010*** [9.94]	1.087*** [6.92]	1.091*** [5.90]
<i>male</i>	0.002 [0.32]	0.019 [0.42]	0.085 [1.53]	0.010** [2.05]	1.131 [1.58]	1.450** [2.07]
<i>married</i>	0.001 [0.18]	0.046 [0.90]	-0.027 [-0.42]	0.003 [0.46]	1.078 [1.39]	0.887 [1.01]
<i>stateemploy</i>	0.028*** [2.92]	0.204** [2.76]	0.017 [0.15]	-0.013** [-2.17]	-1.526** [-2.46]	-1.685** [-2.35]
<i>finliteracy</i>	0.031*** [6.53]	0.237*** [5.54]	0.222*** [4.70]	0.025*** [8.09]	2.590*** [6.77]	2.881*** [6.76]
<i>health</i>	0.011*** [3.81]	0.094*** [3.30]	0.060** [2.25]	0.006** [2.19]	0.613 [1.38]	0.591 [1.30]
<i>pension</i>	0.021*** [3.28]	0.187*** [2.93]	0.164*** [2.90]	0.025*** [3.03]	3.720*** [3.22]	4.093*** [3.29]
<i>medicare</i>	-0.013 [-0.88]	-0.022 [-0.18]	0.057 [0.65]	-0.011 [-0.88]	-0.245 [-0.17]	-0.081 [-0.06]
<i>lnwasset</i>	0.041*** [7.49]	0.372*** [8.61]	0.216*** [7.55]	0.050*** [16.33]	6.193*** [17.44]	5.818*** [11.68]
<i>lnwhinc</i>	0.017*** [8.74]	0.150*** [7.65]	0.122*** [4.55]	0.020*** [7.22]	2.404*** [6.60]	2.548*** [5.67]
<i>house</i>	-0.048*** [-5.12]	-0.494*** [-5.04]	-1.211*** [-4.23]	-0.070*** [-7.05]	-9.283*** [-9.26]	-13.443*** [-7.44]
<i>hhsiz</i>	-0.014*** [-7.85]	-0.129*** [-8.80]	-0.083*** [-5.39]	-0.012*** [-5.34]	-1.658*** [-6.11]	-1.762*** [-5.19]
<i>oldprop</i>	0.007 [0.61]	0.173* [1.98]	0.244** [2.16]	0.002 [0.13]	2.881* [1.79]	4.064** [2.39]
<i>kidprop</i>	0.039* [1.78]	0.452* [1.97]	0.099 [0.56]	-0.006 [-0.37]	0.426 [0.20]	0.031 [0.01]
<i>rural</i>	-0.012* [-1.91]	0.009 [0.19]	0.035 [0.62]	-0.102*** [-8.47]	-12.551*** [-6.91]	-12.973*** [-6.07]
<i>ProvFE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	28 171	28 171	28 171	28 171	28 171	28 171

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著;方括号内报告了回归系数的t值;所有的估计都使用了省级层面聚类稳健标准误。下同。

其他解释变量对家庭股票投资行为也具有一定的解释力，且本文的结果与以往文献的结论较为一致。年龄对家庭股票投资的影响呈倒U型分布，说明随着年龄的增加，家庭将会增加股票市场投资，而步入老年生活之后由于风险承担能力的下降会逐步减少风险投资占比。受教育程度和金融知识能够帮助个人更容易理解专业性的股票投资信息，提高对股票市场的理解程度，从而促进投资。党政和国企职工更倾向于投资股票，这可能源于更多的信息获取和社会网络优势，也可能由于其他家庭收入波动性更大，为降低风险从而避免较多的风险性金融投资。家庭资产规模、家庭收入与家庭股票投资呈显著正相关关系。风险厌恶程度、家庭规模、家庭是否持有房产、家庭处于农村地区则与家庭股票投资呈显著负相关关系。

(二) 稳健性检验

我们进一步考虑了几种可能影响本文结果稳健性的情况：儒家文化观念指标的构建方法可能影响本文结果的稳健性；家庭结构特征与家庭文化传统紧密相关，本文的结果可能是家庭结构特征引起的，而非源于文化因素；直接理解认为农村地区的儒家文化观念

更为浓厚，而同时由于金融服务的不足，农村地区的股票市场参与度不高，本文的结果可能受到农村地区这一特点的驱动。为避免本文结果受到变量构造、家庭结构特征和城乡差异因素的干扰，我们分别针对这几种情况进行了稳健性检验，结果仍然保持一致。

1. 儒家文化变量构造。

在养儿防老目的的问题选项中，由于“传宗接代”、“养儿防老”都是体现儒家传统思想选项，仅依据“养儿防老”选项构造儒家文化变量可能存在测量偏误。因此，我们将选择“传宗接代”或“养儿防老”选项的家庭视为受到儒家孝文化影响的家庭^①，构造儒家文化哑变量 *ConfucianIndex_ext1*，重新进行检验，结果如表4所示，实证结果仍然是稳健的。

另外，CHFS中还有一个相关问题“您认为有子女的老人的养老应该主要由谁负责？”，也是与儒家文化相关的。因此，为保证实证结果的稳健性，我们也依据这个问题重新构造了儒家文化变量（表4中的 *ConfucianIndex_ext2*），如果选择了“主要由子女负责”选项 *ConfucianIndex_ext2* 赋值为1，否则为0。在使用这个替代儒家文化度量指标后，实证结果仍然与基准回归保持一致。

表4 稳健性检验：变量构造

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS			Probit	Tobit	
	<i>stock</i>	<i>lnstockvalue</i>	<i>stockshare</i>	<i>stock</i>	<i>lnstockvalue</i>	<i>stockshare</i>
Panel A: 儒家文化变量重新构造 1						
<i>ConfucianIndex_ext1</i>	-0.033*** [-3.39]	-0.268*** [-2.76]	-0.240* [-2.04]	-0.017** [-2.54]	-1.563* [-1.89]	-1.751* [-1.78]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>ProvFE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	28 171	28 171	28 171	28 171	28 171	28 171
Panel B: 儒家文化变量重新构造 2						
<i>ConfucianIndex_ext2</i>	-0.017*** [-2.99]	-0.155*** [-3.03]	-0.098** [-2.53]	-0.104*** [-2.79]	-1.795*** [-2.67]	-1.832*** [-2.66]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>ProvFE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	27 948	27 948	27 948	27 948	27 948	27 948

① 感谢审稿人的建议。

2. 家庭样本构建。

由于中国家庭存在多种家庭结构，核心家庭一般仅包含夫妻和子女，非核心家庭则包括数代同居的大家庭，不同家庭结构对股票投资可能产生影响。在稳健性检验中，本文将样本限制在仅包含夫妻和子女的

家庭样本。样本处理后家庭总数为 8 859 户，其中具有养儿防老文化观念的家庭占 58.7%。表 5 给出了缩减样本后的回归结果，发现在核心家庭样本中，本文的实证结果仍然稳健。

表 5 稳健性检验：样本构造

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS			Probit	Tobit	
	<i>stock</i>	<i>lnstockvalue</i>	<i>stockshare</i>	<i>stock</i>	<i>lnstockvalue</i>	<i>stockshare</i>
<i>confucian</i>	-0.031 *** [-2.77]	-0.196 ** [-2.07]	-0.093 [-1.02]	-0.170 *** [-2.99]	-1.593 ** [-2.40]	-1.440 ** [-2.09]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>ProvFE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	8 859	8 859	8 859	8 859	8 859	8 859

3. 剔除城乡差别。

本文将农村样本予以剔除，仅保留城镇家庭样本。表 6 的稳健性检验表明，在城镇地区，儒家文化

的负向影响仍然存在，说明本文结果不会受到农村地区的干扰，同时，儒家文化对经济决策的影响在城镇地区也仍然存在。

表 6 稳健性检验：剔除城乡差别

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS			Probit	Tobit	
	<i>stock</i>	<i>lnstockvalue</i>	<i>stockshare</i>	<i>stock</i>	<i>lnstockvalue</i>	<i>stockshare</i>
<i>confucian</i>	-0.030 *** [-3.30]	-0.212 ** [-2.40]	-0.224 ** [-2.42]	-0.150 *** [-3.31]	-1.524 ** [-2.15]	-1.789 ** [-2.21]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>ProvFE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	19 875	19 875	19 875	19 875	19 875	19 875

(三) 内生性问题与 2SLS、IV-Probit 和 IV-Tobit 检验

初步结果和稳健性检验结果仍然不能排除遗漏变量问题，因而本文结果仍可能受到内生性问题的困扰。例如，由于数据的限制，本文并未控制住家庭的学习能力，而良好的学习能力有助于家庭打破传统观念的束缚，使得家庭自我选择进入不受传统文化影响的家庭样本，而这一因素也可能直接影响家庭的金融投资决策。

为解决内生性问题，我们针对 OLS、Probit 和 Tobit 回归分别采用两阶段最小二乘 (2SLS)、IV-

Probit 和 IV-Tobit 模型进行了重新估计。在第一阶段的回归中，我们采用了市级儒家文化指标作为家庭传统文化观念的工具变量。表 7 给出了 2SLS、IV-Probit 及 IV-Tobit 模型的估计结果。Panel B 汇报了一阶段估计结果，家庭所在城市的传统文化价值观显著提升了家庭具有传统儒家文化观念的概率，且 F 统计量表明不存在弱工具变量问题。Panel A 的第二阶段结果表明，使用工具变量之后，传统文化价值观对家庭股票市场参与仍然具有显著负向影响。其他解释变量的系数与显著性与表 3 结果无明显差异。

表7 工具变量法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 工具变量法						
	2SLS			IV-Probit	IV-Tobit	
VARIABLES	<i>stock</i>	<i>lnstockvalue</i>	<i>stockshare</i>	<i>stock</i>	<i>lnstockvalue</i>	<i>stockshare</i>
<i>confucian</i>	-0.334*** [-5.42]	-2.710*** [-5.68]	-1.657*** [-2.98]	-1.662*** [-11.01]	-32.518*** [-5.02]	-32.241*** [-4.06]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>ProvFE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	28 171	28 171	28 171	28 171	28 171	28 171
Panel B: 一阶段估计结果 (被解释变量 <i>confucian</i>)						
<i>cityfshare</i>	0.622*** (11.95)	0.622*** (11.95)	0.622*** (11.95)	0.622*** (11.96)	0.622*** (11.96)	0.622*** (11.96)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>ProvFE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
一阶段 <i>F</i> 统计值	142.71	142.71	142.71	52.05	47.02	28.62

注: 所有回归的控制变量都与表3相同。

五、影响机制和拓展分析

(一) 影响机制

在研究假设部分, 我们指出儒家文化蕴含的风险规避、等级观念、养儿防老等价值观念是影响家庭股票市场参与决策的重要途径, 本部分将逐一从三个角度对影响机制进行验证及解释。

1. 风险偏好。

由于儒家文化不主张激进的行为, 强调风险规避主义思想, 要求人们谨言慎行。受到儒家文化影响的家庭, 其风险承担水平更低, 会减少家庭风险性的股票投资。表8展示了儒家文化对家庭风险偏好的影响, 其中被解释变量 *riskaversion* 表示家庭风险厌恶程度。OLS、工具变量法的回归结果保持一致, 在加入控制变量和省级固定效应之后, *confucian* 系数仍显著为正, 表明受儒家文化影响的 家庭风险厌恶程度更高。风险厌恶会减少家庭风险性资产的投资, 因此能够降低家庭股票投资水平。

表8 影响机制: 风险偏好

	(1) OLS	(2) 2SLS
<i>confucian</i>	0.071*** [2.77]	0.606*** [3.32]
<i>age</i>	0.049*** [9.04]	0.040*** [8.16]
<i>agesq</i>	-0.000*** [-4.96]	-0.000*** [-3.73]

续前表

	(1) OLS	(2) 2SLS
<i>edu</i>	-0.030*** [-10.60]	-0.020*** [-5.95]
<i>male</i>	-0.228*** [-12.18]	-0.252*** [-13.92]
<i>married</i>	0.164*** [6.06]	0.138*** [3.95]
<i>stateemploy</i>	-0.014 [-0.31]	-0.002 [-0.05]
<i>health</i>	0.01 [1.13]	0.01 [1.10]
<i>lnwasset</i>	-0.116*** [-9.05]	-0.099*** [-6.95]
<i>lnwhinc</i>	-0.032*** [-4.50]	-0.025*** [-3.03]
<i>ProvFE</i>	YES	YES
<i>N</i>	28 171	28 171

注: 变量 *riskaversion* 根据问卷问题“如果您有一笔资金用于投资, 您最愿意选择哪种投资项目?”构造, 根据选项划分为1~5个分值等级, 分值越高, 风险厌恶程度越高。

2. 等级观念。

儒家文化中尊卑有序的等级观念会降低信息传递效率, 使得有助于家庭经济决策的信息无法在家庭内部有效传递。一般来说, 由于股票属于较为复杂的金融产品, 相对长辈来说, 家庭中的晚辈更容易理解股票市场投资信息。然而在受儒家传统文化影响的家庭中, 晚辈服从于长辈的意见, 晚辈提供的信息难以被

长辈认知或采纳，尊卑有序的等级观念也会减少家庭股票投资。

我们采用问卷中关于父母权威的问题构造家庭的等级观念强度变量 (*parentpower*)，分值越大，表示家庭等级观念越强。表9给出了儒家文化对家庭父母权威的影响，OLS、2SLS的回归结果一致，在加入控制变量和省级固定效应之后，*confucian*系数仍显著为正，表明受儒家文化影响的家庭，家庭等级观念程度越高。

3. 子女数量投资。

受儒家文化影响的家庭具有较强的养儿防老倾向。以往文献表明，如果子女被寄予为父母提供赡养服务的期望，子女本身则具有资产属性，子女在将来能够为父母提供回报，父母对子女的投资不再是纯利他行为 (Choukhmane 等, 2017^[51])。具有传统儒家文化观念的家庭可能因为子女养育行为不同，即父母对子女不同数量的投资，从而最终影响金融市场参与决策。由于父母期望未来获得子女的赡养回报，养老防老偏好可能使得人们更倾向于生养数量更多的小孩，而子女数量投资的增加会降低家庭股票投资的动机，也可能由于支出的增加减少可供投资于股票市场的资金。

为验证是否由于儒家文化会影响子女数量投资的差异，从而影响家庭股票投资，表10给出了回归结果。受传统儒家文化影响的家庭，子女生育数量更多，说明受儒家文化影响，家庭更倾向于通过对子女进行投资，以期获得对未来养老的保障，而减少通过

正规金融产品积累养老资金，减少对金融产品（包括股票）的投资。

表9 影响机制：等级观念

	(1) OLS	(2) 2SLS
<i>confucian</i>	0.138 *** [5.20]	0.522 * [1.96]
<i>age</i>	-0.001 [-0.87]	-0.001 [-1.08]
<i>edu</i>	-0.059 *** [-15.15]	-0.051 *** [-7.99]
<i>male</i>	0.093 *** [4.21]	0.077 *** [2.78]
<i>married</i>	-0.107 *** [-3.21]	-0.138 *** [-3.80]
<i>stateemploy</i>	0.03 [0.86]	0.036 [1.07]
<i>health</i>	0.002 [0.15]	0.001 [0.07]
<i>lnwasset</i>	0.004 [0.27]	0.016 [0.89]
<i>lnwhinc</i>	-0.040 *** [-4.31]	-0.035 *** [-4.09]
<i>ProvFE</i>	YES	YES
<i>N</i>	28 040	28 040

注：变量 *parentpower* 根据问卷问题“不管子女年龄多大，通常来说，父母应该拥有对家庭重要事情的最后决定权，您是否同意这种说法？”构造，根据选项划分为1~5个分值等级，分值越高，父母的决定权越高，家庭等级观念越强。

表10 影响机制：子女投资

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		2SLS	
	全样本	有子女家庭	全样本	有子女家庭
<i>confucian</i>	0.059 *** [4.55]	0.038 ** [2.67]	1.210 *** [4.97]	0.968 *** [4.42]
<i>age</i>	-0.040 *** [-4.88]	-0.092 *** [-10.96]	-0.056 *** [-6.83]	-0.104 *** [-11.55]
<i>agesq</i>	0.001 *** [7.57]	0.001 *** [12.27]	0.001 *** [9.49]	0.001 *** [13.00]
<i>edu</i>	-0.023 *** [-6.17]	-0.020 *** [-5.45]	-0.006 [-1.46]	-0.007 * [-1.96]
<i>male</i>	-0.041 *** [-3.20]	0.044 *** [3.33]	-0.073 *** [-5.26]	0.017 [1.49]
<i>married</i>	0.615 *** [13.75]	0.172 *** [4.25]	0.570 *** [13.75]	0.158 *** [3.86]

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		2SLS	
	全样本	有子女家庭	全样本	有子女家庭
<i>stateemploy</i>	-0.039 [-1.69]	-0.053** [-2.19]	-0.022 [-0.91]	-0.039 [-1.58]
<i>health</i>	-0.018*** [-2.84]	-0.024*** [-3.58]	-0.017** [-1.98]	-0.023*** [-2.95]
<i>lnwasset</i>	-0.034*** [-4.34]	-0.056*** [-7.27]	-0.008 [-0.63]	-0.034*** [-3.36]
<i>lnwhine</i>	-0.073*** [-7.33]	-0.084*** [-8.62]	-0.060*** [-5.13]	-0.074*** [-6.92]
<i>rural</i>	0.231*** [6.26]	0.216*** [5.65]	0.105** [2.44]	0.112*** [2.76]
<i>ProvFE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	28 166	25 897	28 166	25 897

(二) 拓展性分析

在儒家文化背景下，家庭成员之间存在资源共享、互助互保的非正式契约安排。基于地缘血缘形成的统一社会规范能够在一定程度上维护契约的实施，减少人们违背契约的风险。然而，城镇化过程中人口区域间流动性增加，从而可能打破父母和子女之间的非正式契约制度。人口流动也使得基于乡村或社区社会规范的制约力度下降，从而降低人们不履行契约的违约成本。从代际关系来看，父母既要承担子女投资投入产出率低的风险，也会面临子女不遵守赡养合约

的风险（Chen等，2018^[4]）。

我们预计迁移经历会影响儒家文化对人们经济决策的影响。有过迁移经历的居民，受到儒家思想影响的程度可能会下降，儒家文化规范对这类居民的制约力度也会减少。因此，在有过迁移行为的群体中，儒家文化对股票市场参与的影响会下降。表11给出了不同迁移经历群体的回归结果。在有过迁移经历的群体中，儒家文化几乎不存在显著影响，儒家文化对股票投资的负向影响仅存在于未迁移过的群体，回归结果与我们的猜想相一致。

表 11 拓展性分析：迁移的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>stock</i>		<i>lnstockvalue</i>		<i>stockshare</i>	
	迁移过	未迁移过	迁移过	未迁移过	迁移过	未迁移过
	OLS					
<i>confucian</i>	-0.045* [-1.77]	-0.028*** [-4.14]	-0.201 [-1.04]	-0.201*** [-2.98]	-0.115 [-0.87]	-0.195*** [-2.87]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>ProvFE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 668	26 503	1 668	26 503	1 668	26 503
	2SLS					
<i>confucian</i>	-0.471 [-1.42]	-0.297*** [-5.51]	-4.873 [-1.37]	-2.252*** [-5.44]	-1.077 [-0.77]	-1.347** [-2.52]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>ProvFE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 668	26 503	1 668	26 503	1 668	26 503

六、结论

中国资本市场逐渐发展完善,中国股民的数量快速增加,但从国际对比来看中国家庭的股票市场参与度仍然处于较低水平。本文从传统儒家文化的视角提出了对中国家庭的股票市场有限参与的全新解释,并利用微观调查数据,实证检验了中国长期存在的儒孝文化观念对家庭股票投资的影响。结果发现,传统儒家文化观念显著降低了家庭的股票市场参与率。在使用IV-2SLS方法对内生性问题进行处理后,回归结果仍然成立。进一步的影响机制分析表明,传统儒家文化影响股票投资的机制在于减少了人们的冒险行为、增加了家庭的等级观念和长辈权威、增加了家庭对子女的投资,从而减少了对股票投资的需求。

本文的研究结果对中国发展资本市场等金融市场的实践有一定启发。儒家思想是中国传统文化的重要组成部分,在坚持中国特色社会主义道路自信、理论自信、制度自信、文化自信时,更需要重视儒家文化在中国社会经济发展中的重要作用。儒家文化和社会规范将长期影响微观主体的金融投资行为,最终影响我国金融市场发展。中国家庭存在的儒家文化显著降低了股票市场参与的内在机制,既与人们的风险态度相关,也与家庭内部权力分配有关,还可能源于人们对年老时生活保障的担忧。在制定金融发展政策时,一是要因地制宜地考虑不同地区、不同社会规范对人们经济行为的影响,二是要考虑中国代际之间紧密相连的文化机制及其所导致的个体行为差异。

参考文献

- [1] Li K, Griffin D, Yue H, Zhao L. How Does Culture Influence Corporate Risk-taking? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2013, 23: 1-22.
- [2] Hofstede G. *Culture's Consequences: International Differences in Work-Related Values* [M]. Los Angeles: SAGE Publications, 1980.
- [3] Schwartz S H. *Beyond Individualism-Collectivism: New Cultural Dimensions of Values* [M]. SAGE Publications, 1994.
- [4] Chen Y J, Chen Z, He S. Social Norms and Household Savings Rates in China [J]. *Review of Finance*, 2018, 1-31.
- [5] 金智, 徐慧, 马永强. 儒家文化与公司风险承担 [J]. *世界经济*, 2017 (11): 170-192.
- [6] 李涛. 社会互动、信任和股市参与 [J]. *经济研究*, 2006 (1): 34-45.
- [7] 甘犁, 尹志超, 贾男, 徐舒, 马双. 中国家庭金融调查报告2012 [M]. 西南财经大学出版社, 2012.
- [8] Vissing-Jørgensen, A. Limited Asset Market Participation and the Elasticity of Intertemporal Substitution [J]. *Journal of Political Economy*, 2002, 110 (4): 825-853.
- [9] Heaton J, Lucas D. Portfolio Choice in the Presence of Background Risk [J]. *The Economic Journal*, 2000, 110 (460): 1-26.
- [10] Flavin M, Yamashita T. Owner-occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio [J]. *American Economic Review*, 2002, 92 (1): 345-362.
- [11] Campbell J Y. Household Finance [J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61 (4): 1553-1604.
- [12] Hong H, Kubik J D, Stein J C. Social Interaction and Stock-market Participation [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59 (1): 137-163.
- [13] Shum P, Faig M. What Explains Household Stock Holdings? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30 (9): 2579-2597.
- [14] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Trusting the Stock Market [J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63 (6): 2557-2600.
- [15] 何兴强, 史卫, 周开国. 背景风险与居民风险金融资产投资 [J]. *经济研究*, 2009 (12): 119-130.
- [16] 孟亦佳. 认知能力与家庭资产选择 [J]. *经济研究*, 2014 (1): 132-142.
- [17] 郭士祺, 梁平汉. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于2011年中国家庭金融调查的实证研究 [J]. *经济研究*, 2014 (1): 116-131.
- [18] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择 [J]. *经济研究*, 2014 (4): 62-75.
- [19] 陈永伟, 史宇鹏, 权五燮. 住房财富、金融市场参与和家庭资产组合选择 [J]. *金融研究*, 2015, (4): 1-18.
- [20] 吴卫星, 高申玮. 房产投资挤出了哪些家庭的风险资产投资? [J]. *东南大学学报(哲学社会科学版)*, 2016 (4): 56-66.
- [21] 李金波, 聂辉华. 儒家孝道、经济增长与文明分岔 [J]. *中国社会科学*, 2011 (6): 41-55.
- [22] 孙涛, 黄少安. 非正规制度影响下中国居民储蓄、消费和代际支持的实证研究 [J]. *经济研究*, 2010 (S1): 51-61.
- [23] 徐细雄, 李万利. 儒家传统与企业创新: 文化的力量 [J]. *金融研究*, 2019 (9): 112-130.
- [24] Markowitz H. Portfolio Selection [J]. *Journal of Finance*, 1952, 7 (1): 77-91.
- [25] Samuelson P. Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1969, 51 (3): 239-246.

- [26] Tobin J. Liquidity Preference as Behavior towards Risk [J]. *The Review of Economic Studies*, 1958, 25 (2): 65-86.
- [27] Sharpe W. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk [J]. *The Journal of Finance*, 1964, 19 (3): 425-442.
- [28] 尹志超, 吴雨, 甘犁. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择 [J]. *经济研究*, 2015 (3): 87-99.
- [29] 周广肃, 梁琪. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资 [J]. *金融研究*, 2018 (1): 84-101.
- [30] Cocco J, Gomes F, Maenhout P. Consumption and Portfolio Choice over the Life-cycle [J]. *Review of Financial Studies*, 2005, 18 (2): 491-533.
- [31] Vestman R. Limited Stock Market Participation among Renters and Homeowners [J]. *The Review of Financial Studies*, 2019, 32 (4): 1494-1535.
- [32] Rosen H S, Wu S. Portfolio Choice and Health Status [J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 72: 457-484.
- [33] Van Rooij M, Lusardi A, Alessie R. Financial Literacy and Stock Market Participation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101 (2): 449-472.
- [34] Grinblatt M, Keloharju M, Linnainmaa J. IQ and Stock Market Participation [J]. *Journal of Finance*, 2011, 66 (6): 2121-2164.
- [35] 肖作平, 张欣哲. 制度和人力资本对家庭金融市场参与的影响研究——来自中国民营企业家的调查数据 [J]. *经济研究*, 2012 (1): 91-104.
- [36] 路晓蒙, 李阳, 甘犁, 等. 中国家庭金融投资组合的风险——过于保守还是过于冒进 [J]. *管理世界*, 2017 (12): 92-108.
- [37] 李昂, 廖俊平. 社会养老保险与我国城镇家庭风险金融资产配置行为 [J]. *中国社会科学院研究生院学报*, 2016 (11): 40-50.
- [38] 林靖, 周铭山, 董志勇. 社会保险与家庭金融风险资产配置 [J]. *管理科学学报*, 2017 (2): 94-107.
- [39] Bhamra H S, Uppal R. Does Household Finance Matter? Small Financial Errors with Large Social Costs [J]. *American Economic Review*, 2019, 109 (3): 1116-1154.
- [40] Grinblatt M, Keloharju M. How Distance, Language, and Culture Influence Stockholdings and Trades [J]. *Journal of Finance*, 2001, 56: 1053-1073.
- [41] 杜朝运, 詹应斌. 儒家文化与家庭风险资产配置——基于 CGSS 数据的实证研究 [J]. *吉林大学社会科学学报*, 2019 (6): 95-106.
- [42] Licht A N, Goldschmidt C, Schwartz S H. Culture Rules: The Foundations of the Rule of Law and Other Norms of Governance [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2007, 35 (4): 659-688.
- [43] Li Y, Zahra S A. Formal Institutions, Culture, and Venture Capital Activity: A Cross-country Analysis [J]. *Journal of Business Venturing*, 2012, 27 (1): 95-111.
- [44] 赵龙凯, 岳衡, 矫堃. 出资国文化特征与合资企业风险关系探究 [J]. *经济研究*, 2014 (1): 70-82.
- [45] 吴晓瑜, 李力行. 母以子贵: 性别偏好与妇女的家庭地位 [J]. *经济学 (季刊)*, 2011 (3): 869-886.
- [46] Wei S J, Zhang X. The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China [J]. *Journal of Political Economy*, 2011, 119 (3): 511-564.
- [47] Ding W, Zhang Y. When a Son Is Born: The Impact of Fertility Patterns on Family Finance in Rural China [J]. *China Economic Review*, 2014, 30: 192-208.
- [48] 陈志武. 对儒家文化的金融学反思 [J]. *制度经济学研究*, 2007 (1): 1-17.
- [49] Petersen M A. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22 (1): 435-480.
- [50] Cameron A C, Gelbach J B, Miller D L. Robust Inference with Multiway Clustering [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2011, 29 (2): 238-249.
- [51] Choukhmane T, Coeurdacier N, Jin K. The One-child Policy and Household Savings [J]. *CEPR Discussion Paper No. DP9688*, 2017.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

会计信息可比性对绿色创新的影响及路径研究

The Influence and the Path of Accounting Information

Comparability on Green Innovation

张俊民 王晓祺

ZHANG Jun-min WANG Xiao-qi

[摘要] 笔者以符合国际专利分类标准绿色清单的专利申请数量作为绿色创新的代理变量, 利用中国 2006 年至 2017 年 A 股上市公司为样本, 检验了会计信息可比性对绿色创新的影响及其路径。研究发现: 会计信息可比性与企业绿色创新在滞后 1 年后呈倒 U 型关系; 这种关系在国有企业和低集中度市场中更为显著; 融资约束和专有性成本在会计信息可比性对企业绿色创新的影响中起中介作用。这表明: 一定程度内加强会计信息可比性, 尤其是国有企业和低集中度市场的会计可比性, 有助于缓解融资约束, 从而促进绿色创新; 过度加强会计可比性将导致过高的专有性成本, 从而削弱绿色创新。本文结论验证了会计信息可比性具有环境治理作用, 为会计信息可比性的经济后果研究提供了经验证据, 对利用会计制度促进经济和社会的可持续发展具有重要意义。

[关键词] 会计信息可比性 绿色创新 专有性成本 产权性质 市场结构

[中图分类号] F275 F062.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 12-0052-15

Abstract: Taking the number of patent applications that meet the IPC Green Inventory list as the proxy variable of the “green innovation”, and using A-share listed companies in China from 2006 to 2017 as samples, this paper examines the influence and the path of accounting information comparability on green innovation. The study found that there is an inverted u-type relationship between accounting information comparability and corporate green innovation after a lag of one year; this relationship is more significant in state-owned enterprises and low-concentration markets; financing constraints and proprietary costs play a mediating role in the impact of accounting information comparability on green innovation. This shows that, strengthening accounting comparability appropriately could promote green innovation by easing financing constraints, especially in state-owned enterprises and low-concentration markets; excessively strengthening accounting comparability would lead to excessive proprietary costs, thereby undermining green innovation. This conclusion verified that accounting information comparability could be used for environmental governance, provided empirical evidence for the study about the economic consequences of accounting information comparability, and be of great significance for the use of accounting system to promote the economic and social sustainability.

Key words: Accounting information comparability Green innovation Proprietary cost Property right Market structure

[收稿日期] 2019-03-06

[作者简介] 张俊民, 男, 1960 年 6 月生, 天津财经大学会计学院教授, 博士生导师, 管理学博士, 研究方向为审计与会计监管理论; 王晓祺 (通讯作者), 女, 1990 年 12 月生, 天津财经大学会计学院博士研究生, 研究方向为环境会计与财务管理。

[基金项目] 天津市教委社会科学重大项目“公司财务政策对企业创新能力的影响研究”(项目编号: 2017JWZD14)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

改革开放四十年来,中国经济发展硕果累累,然而粗放式经济增长伴随的生态环境问题日益凸显。目前,中国经济正处于高速增长向高质量发展转换的关键阶段,习近平总书记在党的十九大报告中将经济高质量发展提升到新的高度,这就要求从过去依靠资源消耗转向技术提升和绿色创新的道路上。

随着联合国环境署对绿色环保战略的大力倡导,美国、英国、日本等国家的环境保护政策不断完善成熟,一个明显的趋势是由最初单一的政府管制逐步引入环境信息披露制度。值得关注的是,会计信息是环境信息的重要载体,也是影响环保效果和绿色创新不可忽视的因素。以日本为例,日本于1999年推行环境会计制度,在《关于环境成本公式指南》和《关于环境会计体系的建立》中明确要求企业披露环境成本、环境负债、环境收益等会计信息,并对其计量方式做出严格规定。这些规定的实施扭转了一次性能源消耗量持续增长的局面^①,臭氧废弃物消耗量稳步下降^②,企业绿色创新水平也有显著提高。相比而言,我国环境信息披露制度较为落后。从会计信息角度来看,较低的会计信息可比性使得诸如环境成本、环境负债等会计信息披露形式多样、口径不一且缺少相应的参照系,市场参与者难以识别企业环境污染水平并对其做出反应,因而削弱了企业环保动力,进一步影响绿色创新动力。

会计信息可比性可能通过两种途径影响绿色创新。从融资成本的角度,会计可比性的增强能够降低信息不对称程度、不确定性及市场要求的风险溢价,从而降低融资成本(江轩宇等,2017^[1];Li,2010^[2]),进而在资金方面为投入高、周期长的绿色创新“雪中送炭”。然而,从专有性成本的角度将得到相反结论。具体而言,会计可比性的增强降低了竞争者在市场中搜寻信息的成本,使其策略性利用信息对披露主体产生不利影响的风险(即专有性成本)增加(Wagenhofer,1990^[3]),为原本就具有投入高、外部性强特征的绿色创新“雪上加霜”。那么,会计可比性究竟对绿色创新产生何种影响?影响路径是什么?本文基于这些问题进行了实证考察与探讨。

本文研究贡献体现在:其一,与已有文献发现会

计信息可比性促进企业创新不同,本文将违规成本、融资成本与专有性成本纳入一个统一分析框架,发现会计信息可比性与企业绿色创新呈现非线性的倒U型关系,深化了会计信息可比性对企业创新行为影响的研究。现有研究基于融资成本探讨会计信息可比性的积极影响,但忽略了专有性成本与违规成本在其中的作用关系。本文发现会计信息可比性会通过降低企业融资成本促进绿色创新,但过度加强可比性反而会增加企业专有性成本,从而抑制绿色创新。该结论对已有文献进行了有益补充。其二,本文丰富了基于组织视角研究绿色创新影响因素的理论文献。已有研究从组织战略动机、组织资源与能力、组织基本特征等组织视角考察了绿色创新的影响因素,但较少涉及会计制度在其中的作用。本文从会计信息可比性视角,探究了会计制度通过违规成本、融资成本、专有性成本对企业绿色创新的影响,深入揭示了会计制度影响绿色创新的内在机理和绿色创新多层面驱动因素间的内在联系。其三,相比于普通创新,绿色创新的一个重要特征是有助于降低企业环境成本及潜在的违规风险。因此,会计信息可比性对绿色创新的影响研究,应当基于隐藏环境信息的违规成本这一路径重新被考察,而非简单地依照普通创新的理论进行研究。本文立足于当前绿色发展背景对此进行了探讨,深化了会计信息可比性对企业创新的影响研究,力求为建立有利于经济高质量发展的会计制度提供现实参考。

二、文献综述

(一) 会计信息可比性的经济后果

会计信息可比性的经济后果研究多基于信息不对称理论,探讨其对企业融资成本和投资决策的影响。在对企业融资成本的影响研究中,张良武(1992)^[4]研究发现,银行和资本市场往往倾向使用较为可比的会计信息评估企业信用,具有较高会计信息可比性的企业更有可能获得贷款并减轻融资约束。Kim和Kraft(2013)^[5]进一步指出,提高会计信息可比性可以改善信息环境;会计信息可比性的提高通过降低企业资本成本,缓解企业融资约束。明泽和潘颀(2018)^[6]在此基础上提出,对于处于不同企业生命周期的企业而言,该结论并不一致。增强成长期与成

① 一次性能源消耗量三年内下降0.5千的五次方英热单位(0.5 Quadrillion Btu)。数据来源:knoema数据库(<https://knoema.com/atlas>)。

② 臭氧废弃物消耗量三年内下降4401吨(ODP tonnes)。数据来源:knoema数据库(<https://knoema.com/atlas>)。

成熟企业的会计信息可比性将缓解融资约束；增强衰退期企业的会计信息可比性，融资约束反而加强。

在对企业投资决策的影响研究中，袁振超和饶品贵（2018）^[7]指出，可比性强的会计信息能够缓解信息不对称，为企业提供投资决策的参照系，增强企业的投资效率和对投资机会的敏感性。江轩宇等（2017）^[1]研究发现，会计信息可比性能够通过抑制经理人的“短视行为”和缓解企业融资约束，促进企业创新。

（二）绿色创新的驱动因素

绿色创新是指能够降低环境风险、污染、生态、资源及能源使用负面影响的新产品、生产工艺、组织结构以及管理或商业模式的创新（OECD，2008^[8]）。现有企业绿色创新的驱动因素研究大致可分为制度与环境层面、组织层面和个体层面的因素。

制度和环境层面的研究主要基于制度理论和利益相关者理论展开。其中，基于制度理论的研究强调了环境规制对绿色创新的作用，认为绿色创新是应对环境规制的措施，企业出于合法性动机进行环境保护与绿色创新（Berrone 等，2013^[9]）；基于利益相关者理论的研究强调，利益相关者需求的压力将影响企业的绿色创新（Delgado-Ceballos 等，2012^[10]）。Rennings（1998）^[11]指出，由于绿色创新具有“双重外部性”，当企业缺乏明确的经济激励时，环境规制是激励企业绿色创新的有效方式。Horbach（2008）^[12]得出相同结论。Eiadat 等（2008）^[13]将环境规制细分，并表明经济手段（例如，排污许可、排污税）能够比单纯的环境规制（例如，产品禁令、排放标准）更为有效地促进绿色创新。齐绍洲等（2018）^[14]发现我国排污权交易试点政策能够诱发企业绿色创新。王晓祺等（2020）^[15]认为我国新《环保法》“倒逼”了企业绿色创新。王晓祺和宁金辉（2020）^[16]指出强制社会责任披露是驱动企业绿色创新的有效方式。

组织层面的研究大多基于资源基础观，认为获取经济收益和降低成本是企业绿色创新的主要驱动力（Hart，1995^[17]；Bansal 和 Roth，2000^[18]）。Demirel 和 Kesidou（2011）^[19]发现，节省成本的动机促进了企业绿色创新。Horbach 等（2012）^[20]进一步研究表明，节省成本的动机对绿色产品和工艺创新均产生正向影响。另外，Horbach 等（2012）^[20]和 Berrone 等（2013）^[9]均指出，具有异质性资源的企业有更多能力保障高投入、周期长的绿色创新。

个体层面的影响因素基于高阶梯队理论和计划行为理论的视角，认为高管性格等先天因素、高管背景等后天因素、高管主观规范等对压力的感知与态度，均会影响企业绿色创新行为（Cordano 和 Frieze，2000^[21]）。

通过文献梳理发现，第一，现有会计信息可比性的经济后果研究，主要考察对企业融资成本和投资决策的影响，对绿色创新行为的影响尚未得到进一步验证。第二，如图 1 所示，现有文献分别从制度和环境层面、组织层面、个体层面对绿色创新的影响因素进行检验，多层面间的交互作用有待考察。在制度层面的研究中，会计制度这一直接影响企业成本，与组织战略动机和行为密切相关的因素被忽视。然而，脱离会计制度，考察组织层面的节约成本动机对创新行为的影响尚不全面。第三，已有研究虽然考察了会计信息可比性对企业创新的影响，但缺少对这一影响在异质性主体中的表现的深入研究，难以揭示异质性主体绿色创新的动机。基于此，本文从会计信息可比性视角，探究会计制度对企业绿色创新行为的影响，丰富了会计信息可比性的经济后果研究，填补了绿色创新驱动因素的理论空白。

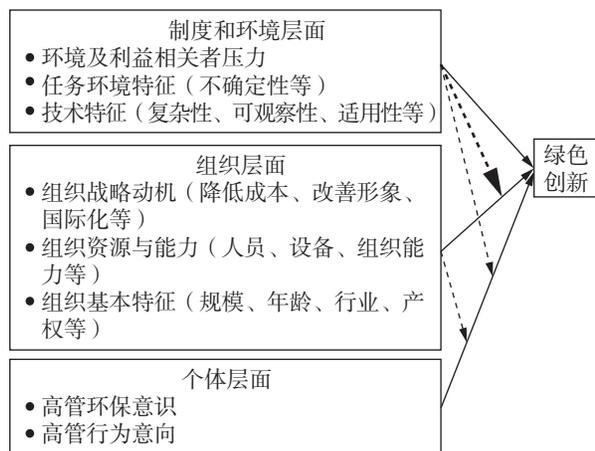


图 1 绿色创新驱动因素研究框架^[22]

注：虚线箭头为目前尚缺乏的研究，即不同层面因素对绿色创新的中介/调节影响。

三、理论基础和研究假设

会计信息可比性是指在财务报告中等效地反映个体经济环境，包括等效地财务陈述和等效地财务计量（Simmons，1967^[23]）。其中，等效地财务陈述要求企业财务报告使用相同的标题、分类标准和信息详细程度等。增强会计信息可比性是降低信息不对称的重要方式，也是提高隐藏信息的违规成本，进而影响企业

绿色创新过程中融资成本和专有性成本的重要因素 (Kim 和 Kraft, 2013^[5])。

第一, 提高隐藏环境信息的违规成本。当企业会计准则对信息可比性要求较低时, 企业对信息披露具有较大的可选择性和粉饰空间, 尤其是环境成本等尚未在《企业会计准则》中严格统一口径的信息易于以较低的成本被掩盖 (Bertomeu 和 Ivan, 2016^[24])。因此, 在缺乏严格量化、可比的信息披露制度的约束下, 绿色创新的成本将远高于隐藏环境信息的违规成本 (Doshi, 2013^[25])。企业出于经济理性的考虑, 将倾向于隐藏信息, 而非减少污染或开发节能环保的新技术。会计信息可比性的增强, 不仅有助于信息使用者识别企业未披露的信息 (鲁威朝等, 2019^[26]), 包括易于隐藏的环境污染信息, 还能够通过统一口径的方式, 要求企业将环境信息嵌入财务绩效。这都将提高企业隐藏环境信息的违规成本。当隐藏环境信息的违规成本高于收益时, 企业将倾向于披露环境信息。此时, 污染成本增加, 企业利润被削减, 当边际收益趋近于边际成本时, 企业通过绿色创新的方式进行绿色转型的动机被加强 (齐绍洲等, 2018^[14])。

第二, 降低企业的融资成本。由于绿色创新项目不确定性较高, 处于信息劣势的外部人难以预估未来收益; 且不对称程度较大, 容易产生隐瞒风险、利用研发费用调整盈余等道德风险和逆向选择问题, 投资者往往通过风险溢价或削减投资的方式应对风险, 使企业面临较高的融资成本 (江轩宇等, 2017^[1])。会计可比性的增强有助于通过减小不确定性和信息不对称程度, 降低市场参与者所要求的风险溢价 (Li, 2010^[2]), 从而降低企业的外部融资成本, 缓解企业融资约束, 进而促进绿色创新。

第三, 增加企业的专有性成本。专有性成本是披露信息所产生的负面影响。它主要包括两个方面: 其一是制造信息和传递信息的成本, 其二是竞争者和其他市场参与者通过策略性利用信息为披露主体带来的风险成本 (Jovanovic, 1982^[27])。进行绿色创新的企业存在大量专有性信息, 例如研发项目类型及用途、项目投入资金、研发团队、研究进展等。基于专有性成本理论框架, 随着会计信息可比性的继续增强, 竞争者在市场中搜寻信息的成本不断降低, 策略性利用信息对披露主体产生不利影响的风险 (即专有性成本) 激增 (Wagenhofer, 1990^[3]; 梁飞媛, 2008^[28]), 从而削弱企业绿色创新的动力。而过度可比的会计信息对投资者的效用边际递减, 对外部

融资成本的削弱作用也将边际递减。当会计信息可比性为绿色创新带来的成本大于收益, 也就是说, 会计信息可比性造成专有性成本增加的约束作用, 超过其导致融资成本降低的激励作用时, 企业绿色创新动力下降。故而提出假设 1:

H1: 会计信息可比性对企业绿色创新的影响呈倒 U 型。

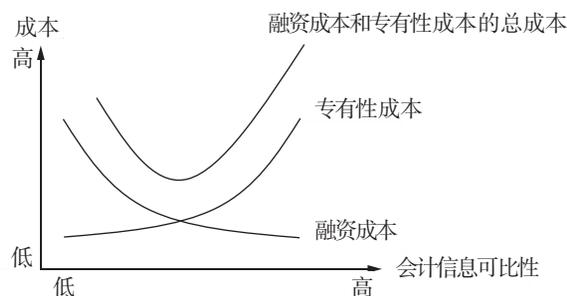


图 2 会计信息披露成本示意图

良性的竞争有利于企业绿色创新 (李香菊和贺娜, 2018^[29])。若上述分析成立, 相对于高集中度市场, 会计信息可比性对企业绿色创新的影响在低集中度市场中影响更强。一方面, 相对于高集中度市场, 低集中度市场中的企业为研发项目提供资金的留存收益较少, 更需要加强会计信息可比性来缓解外部融资约束。另一方面, 较强的竞争和较低的进入壁垒使得低集中度市场中专有性信息被泄露的专有性成本更高。因此, 适度增强会计信息可比性, 在低集中度市场中更有助于投资者和债权人识别企业环境成本, 辨别投资绿色创新项目对企业短期目标的影响, 从而降低融资成本, 驱动企业绿色创新。反之, 过度增强会计信息可比性将使专有性成本过高, 削弱企业绿色创新动力。故而提出假设 2:

H2: 相对于高集中度市场, 低集中度市场中会计信息可比性对企业绿色创新的倒 U 型影响更为显著。

会计信息可比性对绿色创新的影响, 也取决于企业目标及管理者的考核机制, 这与企业的产权性质密不可分。具体而言, 相对于非国有企业, 国有企业长期以来资源占用较多, 环保压力较大, 加之国企高管考核指标愈加重视环境绩效与创新绩效, 因此, 相对于非国有企业及其管理者而言, 会计信息可比性的加强有助于投资者辨别绿色创新对企业短期目标的影响, 这将为国有企业声誉和国企管理者带来更大效用。反之, 过度增强会计信息可比性将过度暴露其风险, “不求有功, 但求无过”的国企管理者将更可能出于晋升和考核压力选择风险小、回报快的项目, 挤

出企业绿色创新项目。故而提出假设 3:

H3: 相对于非国有企业, 国有企业会计信息可比性对企业绿色创新的倒 U 型影响更为显著。

四、研究设计

(一) 数据样本

由于我国上市公司自 2002 年起才强制披露季度财务报告, 且会计信息可比性的计算需要连续 16 个季度的财务数据, 因此, 2005 年为准确估计会计信息可比性指标的最早年度。为控制双向因果的内生性问题, 本文解释变量采用 $t-1$ 期会计信息可比性数据, 因此, 选取 2006 年至 2017 年我国 A 股上市公司为初始研究样本。进一步地, 在上述初始样本中, 剔除金融类企业; 剔除 ST、*ST 企业; 剔除资不抵债样本; 剔除变量缺失样本, 最终获得 20 614 个观测值。

绿色创新的数据利用 Python 软件抓取。具体而言, 本文利用 Python 软件, 在国家知识产权局网站中, 以世界知识产权组织 (WIPO) 发布的《国际专利分类绿色清单》中列示的符合绿色专利标准的 IPC 分类号和上市公司企业名称为关键词, 抓取绿色专利相关条目, 并经手工核对和整理, 将企业绿色专利申请数量与 1 之和的自然对数作为衡量企业绿色创新的度量指标。其他数据均取自 CSMAR 数据库和 WIND 数据库。为消除极端值影响, 对所涉及连续变量进行了上下 1% 的 Winsorize 处理。

(二) 变量定义

1. 绿色创新的度量。

借鉴 Brunnermeier 和 Cohen (2003)^[30] 等现有研究成果并结合研究需要, 将绿色创新界定为符合《清单》中所列示的 IPC 分类标准的专利, 并以该标准下绿色专利申请数量与 1 之和的自然对数衡量企业绿色创新。

2. 会计信息可比性。

参考胥朝阳和刘睿智 (2014)^[31]、Franco 等 (2011)^[32] 的研究, 将会计可比性定义为会计系统将

既定经济事项转换为会计信息的相似性。具体地, 若两个企业对相似的经济事项生成相似的财务报告, 则其会计可比性较强。首先, 构建横向可比的盈余-收益模型反映企业的会计系统, 以企业盈余 ($Earnings_{it}$) 表示会计信息, 用股票收益率 ($Return_{it}$) 表示经济业务对企业的净影响, 利用 i 公司第 t 期前连续 16 个季度数据对模型 (1) 进行回归以估计会计系统。其中, $Earnings$ 为会计盈余, 即季度营业利润与期初权益市场价值的比值; $Return$ 为股票收益率; t 为季度; α 和 β 为被估计的会计系统核心参数。而后, 将各企业会计系统参数和相同的经济事项 ($Return$) 带入模型 (2) 与模型 (3), 分别计算企业 i 与 j 的预期盈余。企业 i 与 j 的会计可比性即为其预期盈余差异绝对值的平均数的相反数, 如模型 (4)。该数值越大, 二者间会计可比性越强。最后, 分别计算企业 i 与其同行业同年度所有其他企业间的会计可比性, 其平均值为企业 i 的会计信息可比性。该数值越大, 企业 i 的会计信息可比性越强。此外, 取由大到小前 4 和前 10 个值的平均数, 用以后文的稳健性测试。

$$Earnings_{it} = \alpha_i + \beta_i Return_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$E(Earnings)_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i Return_{it} \quad (2)$$

$$E(Earnings)_{jt} = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j Return_{jt} \quad (3)$$

$$Comp_{ijt} = -\frac{1}{16} \sum_{t-15}^t |E(Earnings)_{it} - E(Earnings)_{jt}| \quad (4)$$

3. 控制变量。

借鉴余明桂等 (2016)^[33] 已有文献, 选取企业规模、资产负债率、资产收益率、成长机会、利润总额、运营资本、现金持有水平、研发支出、董事会规模、企业年龄、机构投资者持股比率、产权性质和行业集中度及其平方项、绿色专利存量作为控制变量, 并控制了年度和行业效应。模型中各变量的具体定义和度量见表 1。

表 1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
绿色创新	GI	上市公司绿色专利申请数量与 1 之和的自然对数
会计信息可比性	$Comp$	企业 i 第 t 期在同行业中的会计信息可比性均值
会计信息可比性的平方	$Comp2$	企业 i 第 t 期在同行业中的会计信息可比性均值的平方
企业规模	$Size$	期末总资产的自然对数

续前表

变量名称	变量符号	变量定义
资产负债率	<i>Lev</i>	期末负债账面价值/期末资产账面价值
资产收益率	<i>ROA</i>	期末净利润与期末总资产的比值
成长机会	<i>q</i>	(每股价格×流通股+每股净资产×非流通股+负债账面价值)/总资产
利润总额	<i>Tprofit</i>	期末利润总额/期初总资产
营运资本	<i>Wcr</i>	(流动资产-流动负债)/期末总资产
现金持有水平	<i>Cash</i>	期末货币资金/期末总资产
研发支出	<i>RD</i>	当年研发费用/期末总资产
董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数
企业年龄	<i>Age</i>	企业成立年份至上市年份之间间隔年数的自然对数
机构投资者持股比例	<i>Institution</i>	机构投资者持股/公司股票总数
产权性质	<i>soe</i>	虚拟变量,实际控制人为中央或地方政府时取值为1,否则为0
行业集中度	<i>HHI</i>	行业内所有企业以销售额衡量市场份额的平方和。低于0.15为低集中度市场,0.15和0.25之间为中集中度市场,高于0.25为高集中度市场 ^①
行业集中度的平方	<i>HHI2</i>	行业集中度的平方
绿色专利存量	<i>GI_0</i>	第 <i>t</i> -1年企业绿色专利存量与1之和的自然对数

(三) 实证模型

为检验会计信息可比性对企业绿色创新的倒U型影响,构建模型(5),在模型中引入*t*-1期会计信息可比性(*Comp_1*)及其平方项(*Comp2_1*)。解释变量采用*t*-1期是为了控制双向因果的内生性问题。除表1列示的控制变量外,另设置年度和行业虚拟变量,以控制不同年份及不同行业对企业绿色创新水平的影响。借鉴江轩宇等(2017)^[1]的做法,采用Tobit模型对模型(5)进行回归。

$$GI = \beta_0 Comp2_1 + \beta_1 Comp_1 + \beta_2 control + \varepsilon \quad (5)$$

五、实证结果分析

(一) 描述性统计结果

表2报告了主要变量的描述性统计。在2006—2017年20614个样本中,绿色专利申请数量与1之和的自然对数(*GI*)的最大值为6.035,平均值和中位数分别为0.201和0,标准差为0.641,说明样本间绿色创新水平差异较大,且分布存在右偏特征。会

计信息可比性(*Comp_1*)最小值和最大值分别为-0.139和-0.001,说明企业间会计信息可比性差异较大。产权性质(*soe*)平均值为0.471,说明观测值中47.1%的样本为国有企业,其他为非国有企业。市场集中度(*HHI*)的平均值、中位数和75%分位数分别为0.064、0.021和0.066,说明样本中大多数企业处于低集中度市场中。其他变量描述性统计结果不做赘述,和现有文献基本保持一致。

(二) 回归结果

表3为模型(1)的回归结果,即会计信息可比性影响绿色创新的检验结果。列(2)、列(3)中,*GI1*和*GI2*分别表示滞后1年和2年后的绿色专利申请数量。结果显示,滞后1期后*Comp2_1*的系数在5%水平显著为负,滞后2期后*Comp2_1*的系数在1%水平显著为负。这一结果表明,会计信息可比性与绿色创新水平呈显著的倒U型关系,滞后期为1年。这表明,当会计信息可比性较低时,增强可比性能够促进企业绿色创新;过度增强可比性将抑制企业绿色创新。假设1被验证。

^① 《美国司法部与联邦贸易委员会横向并购指南》(Horizontal Merger Guidelines) 2010年8月19日修订版指出,根据经验,一般将市场划分为HHI指数低于0.15的低集中度市场、HHI指数介于0.15和0.25间的中集中度市场、HHI指数高于0.25的高集中度市场。

表2 主要变量的描述性统计

变量名称	样本数	平均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
<i>GI</i>	20 614	0.201	0.641	0.000	0.000	0.000	0.000	6.035
<i>Comp_1</i>	20 614	-0.020	0.025	-0.139	-0.025	-0.011	-0.004	-0.001
<i>Comp2_1</i>	20 614	0.001	0.003	0.000	0.000	0.000	0.001	0.019
<i>Size</i>	20 614	21.970	1.209	19.780	21.080	21.800	22.680	25.220
<i>Lev</i>	20 614	0.444	0.201	0.053	0.286	0.449	0.601	0.833
<i>ROA</i>	20 614	0.038	0.049	-0.154	0.014	0.035	0.063	0.157
<i>q</i>	20 614	1.970	1.157	0.650	1.200	1.600	2.340	6.290
<i>Tprofit</i>	20 614	0.060	0.067	-0.140	0.020	0.050	0.092	0.257
<i>Wcr</i>	20 614	0.187	0.245	-0.377	0.013	0.179	0.359	0.706
<i>Cash</i>	20 614	0.178	0.123	0.014	0.090	0.145	0.233	0.554
<i>RD</i>	20 614	7.906	8.775	0.000	0.000	0.000	17.390	20.140
<i>Board</i>	20 614	2.173	0.203	1.610	2.080	2.200	2.200	2.710
<i>Age</i>	20 614	2.634	0.389	1.609	2.398	2.708	2.944	3.258
<i>Institution</i>	20 614	0.061	0.085	0.000	0.008	0.034	0.080	0.449
<i>soe</i>	20 614	0.471	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>HHI</i>	20 614	0.064	0.096	0.008	0.016	0.021	0.066	0.421
<i>HHI2</i>	20 614	0.013	0.037	0.000	0.000	0.000	0.004	0.177
<i>GII_0</i>	20 614	0.397	0.969	0.000	0.000	0.000	0.000	7.402

表3 会计信息可比性对绿色创新的影响

变量	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GII</i>	(3) <i>GII2</i>
<i>Comp_1</i>	-0.422 (-0.81)	-0.819 (-1.60)	-0.141 (-0.28)
<i>Comp2_1</i>	-0.655 (-0.06)	-21.595** (-2.10)	-27.567*** (-2.70)
<i>Size</i>	0.264*** (9.79)	0.221*** (8.92)	0.219*** (8.62)
<i>Lev</i>	0.829*** (4.22)	0.669*** (4.11)	0.558*** (3.31)
<i>ROA</i>	4.755*** (3.25)	5.114*** (3.70)	5.826*** (3.91)
<i>q</i>	0.034 (1.33)	0.102*** (4.37)	0.070*** (2.81)
<i>Tprofit</i>	-1.515 (-1.50)	-1.729* (-1.82)	-2.294** (-2.25)
<i>Wcr</i>	0.887*** (5.07)	0.653*** (4.68)	0.620*** (4.27)
<i>Cash</i>	0.417* (1.84)	0.126 (0.60)	0.206 (0.95)
<i>RD</i>	0.025*** (6.01)	0.048*** (13.16)	0.037*** (10.07)
<i>Board</i>	0.153 (1.32)	0.081 (0.75)	0.124 (1.10)
<i>Age</i>	-0.243*** (-3.75)	-0.397*** (-6.57)	-0.443*** (-7.21)

续前表

变量	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GI1</i>	(3) <i>GI2</i>
<i>Institution</i>	-0.160 (-0.63)	-0.030 (-0.13)	0.368 (1.55)
<i>soe</i>	0.033 (0.62)	0.030 (0.60)	0.004 (0.07)
<i>HHI</i>	-1.102 (-1.32)	0.498 (1.59)	0.491 (1.61)
<i>HHI2</i>	0.052 (0.07)	0.723 (1.36)	0.858* (1.73)
<i>GI_0</i>	2.102*** (50.46)		
<i>GI_1</i>		2.222*** (58.62)	
<i>GI_2</i>			2.170*** (56.87)
年份	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
常数项	-14.955*** (-21.26)	-12.762*** (-22.96)	-12.160*** (-21.66)
<i>N</i>	20 614	17 963	15 501
<i>Pseudo R</i> ²	0.281 9	0.258 7	0.264 7

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

表 4 为区分企业产权性质后，会计信息可比性对绿色创新影响的检验结果。列 (1)~列 (3) 为非国有企业的会计可比性在当年、滞后 1 年、滞后 2 年后对绿色创新的影响；列 (4)~列 (6) 为国有企业的检验结果。对比列 (1) 与列 (4) 的检验结果，国有企业中 *Comp2* 的回归系数为 -20.024，在 10% 的水平上显著，而非国有企业不显著。对比列 (2) 与列 (5) 的结果发现，滞后 1 年后结论相似。对比列 (3) 与列 (6) 的结果发现，国有企业中

Comp2_1 在 5% 的水平上显著为负，非国有企业不显著。滞后 2 年后结论依然不变，即相对于非国有企业，国有企业会计信息可比性对绿色创新水平的影响更为显著。具体而言，相对于非国有企业，适度增强国有企业的会计信息可比性，将导致其绿色创新水平显著提高；而过度增强会计信息可比性将更为抑制国有企业的绿色创新水平。这表明，信息环境对国有企业的影响远高于非国有企业。假设 2 得以验证。

表 4 产权性质的分组检验

变量	非国企			国企		
	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GI1</i>	(3) <i>GI2</i>	(4) <i>GI</i>	(5) <i>GI1</i>	(6) <i>GI2</i>
<i>Comp_1</i>	-0.736 (-1.02)	-1.242 (-1.63)	-0.038 (-0.05)	-0.315 (-0.46)	-0.854 (-1.29)	-0.855 (-1.29)
<i>Comp2_1</i>	25.276 (1.42)	-17.919 (-0.94)	-23.157 (-1.27)	-20.024* (-1.66)	-20.566* (-1.75)	-28.046** (-2.36)
<i>GI_0</i>	2.088*** (37.98)			1.899*** (39.39)		
<i>GI_1</i>		2.016*** (36.11)			1.882*** (39.79)	
<i>GI_2</i>			1.936*** (33.87)			1.868*** (39.62)

续前表

变量	非国企			国企		
	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GI1</i>	(3) <i>GI2</i>	(4) <i>GI</i>	(5) <i>GI1</i>	(6) <i>GI2</i>
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-11.444*** (-13.22)	-12.998*** (-12.98)	-11.467*** (-11.46)	-14.791*** (-17.83)	-13.267*** (-16.50)	-12.816*** (-15.84)
<i>N</i>	11 403	9 588	7 971	9 211	8 375	7 530
<i>Pseudo R</i> ²	0.248 8	0.263 2	0.234 0	0.328 5	0.330 3	0.301 7

表5为区分市场结构后,会计信息可比性对绿色创新影响的检验结果。表5列(1)~列(3)、列(4)~列(6)、列(7)~列(9)分别为处于低集中度市场、中集中度市场和高集中度市场的检验结果。对比列(1)、列(4)、列(7)的检验结果发现,仅低集中度市场中 $Comp2_1$ 的回归系数为-27.313,在5%的水平上显著,而在中集中度与高集中度市场中不显著。对比列(2)、列(5)、列(8)发现,滞后1年后结论相似。对比列(3)、列(6)、列

(9)的结果发现,滞后2年后结论依然不变,即相对于高集中度市场中的企业,会计信息可比性的增强对低集中度市场中的企业绿色创新影响作用更为明显。具体而言,相对于高集中度市场中的企业,适度增强低集中度市场中企业的会计信息可比性,将导致其绿色创新水平显著提高;而过度增强会计信息可比性将抑制低集中度市场中企业的绿色创新水平。这说明信息环境对低集中度市场的影响远高于高集中度市场,与假设3结果一致。

表5 市场结构的分组检验

变量	低集中度市场			中集中度市场			高集中度市场		
	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GI1</i>	(3) <i>GI2</i>	(4) <i>GI</i>	(5) <i>GI1</i>	(6) <i>GI2</i>	(7) <i>GI</i>	(8) <i>GI1</i>	(9) <i>GI2</i>
$Comp_1$	-0.894 (-1.59)	-1.580*** (-2.77)	-0.886 (-1.57)	0.528 (0.28)	0.209 (0.12)	0.522 (0.28)	0.571 (0.46)	0.848 (0.68)	0.556 (0.44)
$Comp2_1$	-27.313** (-2.31)	-29.344** (-2.49)	-26.268** (-2.27)	-58.795 (-1.31)	14.920 (0.38)	-56.866 (-1.30)	-11.110 (-0.45)	11.314 (0.47)	-10.503 (-0.44)
GI_0	2.157*** (48.51)			1.861*** (9.37)			1.754*** (22.69)		
GI_1		2.234*** (50.69)			1.760*** (12.23)			1.874*** (21.84)	
GI_2			2.158*** (48.53)			1.862*** (9.37)			1.754*** (22.69)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-11.19*** (-18.73)	-11.32*** (-19.47)	-11.226*** (-18.75)	-10.12** (-2.45)	-13.76*** (-4.19)	-10.093** (-2.44)	-14.92*** (-9.31)	-15.98*** (-9.53)	-14.984*** (-9.33)
<i>N</i>	16 707	14 504	12 499	2 270	1 890	1 500	1 637	1 569	1 502
<i>Pseudo R</i> ²	0.247 5	0.263 3	0.273 8	0.216 5	0.259 0	0.263 4	0.278 4	0.278 2	0.283 7

六、进一步分析

上述研究发现了会计可比性对绿色创新的倒U

型影响,本部分进一步检验其影响机制。如上所述,增强会计可比性能够约束隐藏环境信息的机会主义行为,同时缓解融资约束,促进企业绿色创新;而过度

增强会计可比性将导致专有性成本的激增，削弱绿色创新动力。当专有性成本增加的约束作用超过融资成本降低对企业的激励作用时，会计信息可比性的增强将制约企业绿色创新。若该逻辑成立，则可以预期：(1) 融资约束在会计信息可比性对绿色创新的促进作用中起中介作用；(2) 专有性成本的增加是导致其产生“拐点”，形成倒U型影响的关键因素。

(一) 融资约束的作用机制

首先，为了验证会计可比性通过缓解企业融资约束促进企业绿色创新，借鉴孙雪娇等(2019)^[34]的研究，选取由企业规模和企业年龄两个外生变量构成的SA指数作为衡量企业融资约束的代理指标，以避免其他测算方式的主观性及其测算偏误。SA指数的测算方式如模型(6)所示，其数值越大，说明企业受到的融资约束越严重。

$$SA = | -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age | \quad (6)$$

其次，构建模型(7)和模型(8)检验融资约束的中介效应。

$$SA_1 = \beta_0 Comp_1 + \beta_1 control + \varepsilon \quad (7)$$

$$GI_t = \beta_0 SA_1 + \beta_1 control + \varepsilon \quad (8)$$

$$GI_t = \beta_0 Comp_1 + \beta_1 SA_1 + \beta_3 control + \varepsilon \quad (9)$$

回归结果如表6所示。表6列(1)为模型(7)的回归结果，结果显示，Comp_1的回归系数为-0.419，且在1%的水平上显著。这表明，会计信息可比性的增强能够缓解企业融资约束。列(2)为模型(8)的回归结果，结果显示，SA_1的回归系数为-0.635，且在5%的水平上显著。列(3)和列(4)分别为滞后1期和2期后的检验结果，SA_1的回归系数分别在1%和5%的水平上显著为负。这表明，缓解企业融资约束能够促进绿色创新。列(5)~列(7)为模型(9)的回归结果，结果显示，引入融资约束(SA_1)后SA_1在1%的水平上显著为负，Comp_1的系数不显著，将GI滞后1期和2期后的结果不变。这表明，融资约束在会计可比性对绿色创新的影响中起到完全中介作用，即会计可比性的增强能够通过缓解企业融资约束，促进绿色创新。

表6 融资约束的中介效应

变量	(1) SA_1	(2) GI	(3) GI1	(4) GI2	(5) GI	(6) GI1	(7) GI2
Comp_1	-0.419*** (-6.44)				0.326 (0.67)	-0.501 (-1.03)	-0.895 (-1.46)
SA_1		-0.635** (-2.55)	-0.698*** (-2.72)	-0.589** (-2.22)	-0.213*** (-3.00)	-0.186** (-2.34)	-0.377*** (-3.82)
GI_0	0.047*** (9.82)	2.298*** (59.69)			2.023*** (67.41)		
GI_1			2.235*** (58.46)			1.957*** (64.28)	
GI_2				2.178*** (56.66)			1.853*** (49.45)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-21.681*** (-370.89)	-26.979*** (-4.88)	-27.925*** (-4.91)	-24.822*** (-4.24)	1.184*** (54.99)	-13.138*** (-7.13)	1.552*** (-9.09)
N	20 614	20 614	17 963	15 501	20 614	17 963	15 501
Adj R ²	0.240 5						
Pseudo R ²		0.246 4	0.258 8	0.264 6	0.394 4	0.400 2	0.307 2

(二) 专有性成本的作用机制

借鉴王雄元和喻长秋(2014)^[35]的研究，本文采用异常收益指标(AP)，即年度ROA与同年同行业ROA的中位数之差，衡量专有性成本，进行中介效

应检验。首先，构建模型(10)，考察会计可比性的增强是否增加了企业专有性成本。然后，构建模型(11)，验证专有性成本的增加是否制约企业绿色创新。最后，将专有性成本引入主检验模型，构建模型

(12), 考察专有性成本是否是造成会计可比性对绿色创新由促进到抑制的关键因素。

$$AP_1 = \beta_0 Comp_1 + \beta_1 control + \varepsilon \quad (10)$$

$$GI_t = \beta_0 AP_1 + \beta_1 control + \varepsilon \quad (11)$$

$$GI_t = \beta_0 Comp2_1 + \beta_1 Comp_1 + \beta_2 AP_1 + \beta_3 control + \varepsilon \quad (12)$$

回归结果如表7所示。表7列(1)为模型(10)的回归结果, 结果显示, *Comp_1*的回归系数为0.080, 且在10%的水平上显著, 其平方项*Comp2_1*不显著。这一结果表明, 会计信息可比性的增强将显著增加企业的专有性成本。列(2)为模型(11)的回归结果, 结果显示, *AP_1*的回归系数为-12.875, 且在1%的水平上显著。列(3)和列(4)分别为滞后1期和2

期后的检验结果, *AP_1*的回归系数均在1%的水平上显著为负。这表明, 企业专有性成本的增加将抑制绿色创新。列(5)为模型(12)的回归结果, 结果显示, 引入专有性成本(*AP_1*)后*AP_1*依然在1%的水平上显著为负, *Comp_1*和*Comp2_1*的系数均不显著。将*GI*滞后1期和2期后的检验结果如列(3)和列(4)所示, *AP_1*的回归系数均在1%的水平上显著为负, *Comp2_1*的系数分别在10%和5%的水平上显著, 较之于主检验, 显著性有所减弱。这表明专有性成本的中介作用显著, 在会计信息可比性对绿色创新的影响中起到部分中介作用, 即过高的会计信息可比性将导致绿色创新的专有性成本过高, 从而削弱企业绿色创新动力。

表7 专有性成本的中介效应

变量	(1) <i>AP_1</i>	(2) <i>GI</i>	(3) <i>GI1</i>	(4) <i>GI2</i>	(5) <i>GI</i>	(6) <i>GI1</i>	(7) <i>GI2</i>
<i>Comp_1</i>	0.080** (2.53)				-0.491 (-0.98)	-0.153 (-0.40)	-0.235 (-0.49)
<i>Comp2_1</i>	-0.002 (-1.49)				-2.095 (-0.21)	-19.013* (-1.84)	-26.090** (-2.54)
<i>AP_1</i>		-12.875*** (-3.68)	-14.328*** (-4.11)	-16.968*** (-4.53)	-12.936*** (-3.70)	-14.496*** (-4.16)	-17.002*** (-4.54)
<i>GII_0</i>	0.001*** (3.56)	1.995*** (54.72)			1.993*** (54.56)		
<i>GII_1</i>			1.955*** (53.88)			1.951*** (53.68)	
<i>GII_2</i>				1.903*** (52.20)			1.901*** (52.00)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.034*** (-22.60)	-14.365*** (-22.25)	-13.790*** (-21.10)	-13.134*** (-19.83)	1.654*** (62.55)	-9.893*** (-18.76)	1.571*** (-19.84)
<i>N</i>	20 614	20 614	17 963	15 501	20 614	17 963	15 501
<i>Adj R</i> ²	0.858 5						
<i>Pseudo R</i> ²		0.282 4	0.293 6	0.302 0	0.282 5	0.3955	0.302 0

七、稳健性测试

(一) 会计信息可比性的其他度量指标

借鉴明泽和潘颖(2018)^[6]的研究, 选取企业与其同行业同年度其他企业间的会计可比性中, 前4和前10大数值的平均数作为会计信息可比性的替代指

标, 分别记为*Comp4*和*Comp10*。*Comp4*和*Comp10*的平方项分别记为*Comp42*和*Comp102*。回归结果如表8所示, 滞后1年和2年后, 会计信息可比性与绿色创新呈显著的倒U型影响, 这种影响在当年不显著。该结论与前文一致。

表 8 稳健性测试：变更会计信息可比性度量指标

变量	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GI1</i>	(3) <i>GI2</i>	(4) <i>GI</i>	(5) <i>GI1</i>	(6) <i>GI2</i>
<i>Comp4_1</i>	0.197 (0.30)	-0.271 (-0.44)	0.331 (0.53)			
<i>Comp42_1</i>	-14.775 (-1.62)	-18.573** (-2.12)	-22.815*** (-2.58)			
<i>Comp10_1</i>				0.258 (0.36)	-0.083 (-0.12)	-0.117 (-0.17)
<i>Comp102_1</i>				-11.778 (-1.11)	-19.342* (-1.89)	-26.423** (-2.54)
<i>GI_0</i>	2.345*** (53.99)			2.345*** (53.95)		
<i>GI_1</i>		2.155*** (56.93)			2.156*** (56.90)	
<i>GI_2</i>			2.109*** (54.32)			2.107*** (54.27)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-13.549*** (-22.16)	-12.104*** (-21.22)	-12.063*** (-20.40)	-13.532*** (-22.09)	-12.113*** (-21.18)	-12.095*** (-20.40)
<i>N</i>	20 614	17 963	15 501	20 614	17 963	15 501
<i>Pseudo R</i> ²	0.257 8	0.267 7	0.270 7	0.257 7	0.267 6	0.270 7

(二) 固定效应

采用固定效应模型对主检验进行回归，以消除个体异质性和遗漏控制变量的影响。控制公司固定效应后的结果如表 9 所示，滞后 1 年和 2 年后，会计信息可比性对绿色创新的影响呈显著的倒 U 型，这种影响在当年不显著。该结论与前文一致。

表 9 稳健性测试：控制公司固定效应

变量	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GI1</i>	(3) <i>GI2</i>
<i>Comp_1</i>	0.057 (0.59)	-0.113 (-1.13)	-0.049 (-0.46)
<i>Comp2_1</i>	0.039 (0.02)	-0.049** (-2.24)	-5.165*** (-2.80)
<i>GI_0</i>	0.596*** (40.20)		
<i>GI_1</i>		0.493*** (32.68)	
<i>GI_2</i>			0.448*** (26.45)
公司固定效应	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制

续前表

变量	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GI1</i>	(3) <i>GI2</i>
行业	控制	控制	控制
常数项	-2.402*** (-13.15)	-2.049*** (-10.95)	-2.224*** (-9.33)
<i>N</i>	20 614	17 963	15 501
<i>withinR</i> ²	0.114 6	0.099 3	0.083 9

(三) 工具变量回归

企业是否提高自身的会计信息可比性受到高管个人特征、企业特征、行业特征等诸多因素影响，因此可能存在样本自选择的内生性问题，导致选择性偏误。为了缓解可能存在的内生性问题，本文使用工具变量法对会计信息可比性与绿色创新之间的关系进行进一步检验。

参考江轩宇等 (2017)^[1] 的研究，采用行业内其他企业会计信息可比性的平均值 (*Comp_ind*) 作为工具变量，因为同行业其他企业的会计信息可比性与企业自身会计可比性相关，但较难影响企业绿色创新，满足外生性条件。表 10 列 (1)~列 (3) 验证了该工具变量对绿色创新影响不显著。表 10 列 (4) 为

第一阶段回归, $t-1$ 期的工具变量 $Comp_ind1$ 的回归系数在 1% 的显著性水平上与 $Comp_1$ 相关, 同时, 弱工具变量的检验结果也显示, 当因变量为 GI 、 $GI1$ 、 $GI2$ 时, Cragg-Donald Wald 统计值分别为 1 454. 45、1 261. 51、1 053. 73, 表明拒绝了弱工具变量的假设,

$Comp_ind1$ 为合适的工具变量。表 10 列 (5) ~ 列 (7) 为第二阶段的回归结果, $Comp2_1$ 的显著性与主检验基本一致。这表明, 控制了可能存在的内生性问题后, 结论保持不变。

表 10 稳健性测试: 两阶段回归

变量	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GI1</i>	(3) <i>GI2</i>	(4) <i>Comp_1</i>	(5) <i>GI</i>	(6) <i>GI1</i>	(7) <i>GI2</i>
<i>Comp_1</i>					0. 565 (1. 00)	-1. 003 * (-1. 83)	-0. 079 (-0. 15)
<i>Comp2_1</i>					-5. 840 (-0. 56)	-18. 167 * (-1. 79)	-26. 476 *** (-2. 62)
<i>Comp_ind1</i>	-0. 136 (-0. 21)	0. 725 (1. 18)	0. 242 (0. 39)	-0. 532 *** (-16. 60)			
<i>lambda</i>					8. 848 *** (4. 36)	-0. 245 (-0. 12)	2. 984 (1. 51)
<i>GI_0</i>	2. 343 *** (53. 98)				2. 073 *** (49. 49)		
<i>GI_1</i>		2. 151 *** (56. 88)				1. 946 *** (52. 95)	
<i>GI_2</i>			2. 104 *** (54. 26)				1. 889 *** (51. 27)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-12. 444 *** (-22. 14)	-11. 988 *** (-21. 15)	-11. 908 *** (-20. 29)	0. 008 *** (7. 46)	-15. 423 ** (-2. 50)	-9. 233 (-1. 61)	-6. 892 (-1. 24)
<i>N</i>	20 614	17 963	15 501	20 614	20 614	17 963	15 501
<i>Pseudo R</i> ²	0. 257 7	0. 267 5	0. 270 3		0. 265 3	0. 267 7	0. 270 9

(四) 控制时间趋势

前文基本模型暗含了宏观政策在样本区间效果一致的前提假设, 然而现实中往往不然。为排除宏观政策导致的企业绿色创新随年度增长这一因素, 加入年度虚拟变量与会计信息可比性的交互项 ($Comp^2 + Comp$) $\times year$, 记为 $CCyear$ 。对模型 (13) 的回归结果如表 11 所示, 加入该交互项后, 结论依然不变。

$$GI = \beta_0 Comp^2 + \beta_1 Comp + \beta_2 (Comp^2 + Comp) \times year + \beta_3 control + \varepsilon \quad (13)$$

表 11 稳健性测试: 控制时间趋势

变量	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GI1</i>	(3) <i>GI2</i>
<i>Comp_1</i>	2. 051 (1. 14)	-0. 554 (-0. 32)	-0. 051 (-0. 03)
<i>Comp2_1</i>	-2. 025 (-0. 19)	-21. 477 ** (-2. 09)	-27. 545 *** (-2. 70)

续前表

变量	(1) <i>GI</i>	(2) <i>GI1</i>	(3) <i>GI2</i>
<i>CCyear</i>	-0. 205 (-1. 37)	-0. 023 (-0. 16)	-0. 008 (-0. 06)
<i>GI_0</i>	2. 406 *** (54. 86)		
<i>GI_1</i>		2. 221 *** (58. 61)	
<i>GI_2</i>			2. 170 *** (56. 86)
控制变量	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
常数项	-14. 126 *** (-23. 61)	-12. 763 *** (-22. 96)	-12. 161 *** (-21. 65)
<i>N</i>	20 614	17 963	15 501
<i>Pseudo R</i> ²	0. 246 2	0. 258 7	0. 264 7

八、研究结论

以2006—2017年A股市场上市公司为样本,实证检验了会计信息可比性对企业绿色创新的影响。研究发现,适当地增强会计信息可比性能够驱动企业绿色创新,过度地增强会计信息可比性反而抑制企业绿色创新,二者在滞后1年后呈显著的倒U型特征。这种影响在国有企业和低集中度市场中更为明显。进一步研究发现,会计信息可比性通过缓解企业融资约束,促进绿色创新;但过度加强会计可比性将导致过高的专有性成本,反而抑制绿色创新。这一结论表明,会计信息可比性是影响企业绿色创新的重要途径,验证了会计信息可比性的治理作用,也在很大程度上证实了我国《企业会计准则》正强化的可比性原则顺应了国家经济可持续发展战略导向。此外,进一步研究的结果表明了国有企业环境信息披露制度的重要性。在合理的环境信息披露制度的约束下,国有企业将比非国有企业更高效地发挥其社会职能。与此同时,相对于高集中度市场,低集中度市场中的企业竞争压力较大,对会计信息可比性的“信息作用”更为敏感。因此,利用会计信息披露制度营造公平竞争市场环境将有利于企业绿色创新。然而,尽管我国会计准则国际趋同已成为大势所趋,考虑到过度的会计可比性的专有性成本将抑制企业绿色创新,更应紧密围绕我国战略目标,把握会计准则可比性原则的调整尺度,建设适用于我国市场经济的会计体系。本文拓展了交易成本理论和成本收益理论的应用,对会计经济后果观的理论研究进行了有益补充。

(二) 政策建议

1. 推进绿色会计,适当引入信息披露的环境治理机制。

自《环境信息公开办法》《国家重点监控企业污染源监督性检测及信息公开办法》和2015年修订的新《环保法》颁布以来,我国近八成重污染企业上市公司披露了环境信息。然而,由于缺乏严格的量化、可比的环境信息披露制度,我国上市公司的环境信息披露载体多样,形式以文字表述为主,极为不易被市场感知。尤其环境的负面消息,例如环境成本与环境负债的披露,比例不足2%。因此,将环境信息纳入量化、可比的会计信息披露制度至关重要。我国

有必要借鉴德国、法国等国家的会计法规,强制要求将环境污染和环保投入等环境信息以统一的口径反映在财务报告中。同时,有必要参照国际会计准则,加强会计可比性,增加环境信息的确认与计量的操作指南,针对环境信息的及时性与谨慎性做出严格规范,切实增加环境污染成本,加强信息披露的环境治理机制。

2. 构建和完备以《反垄断法》为主的竞争政策体系。

竞争环境有助于信息披露制度发挥其市场作用。然而,目前我国经济处于转型阶段,市场经济体制和公平竞争法制还有待继续完善,任重道远。十八大报告已经提出市场配置资源的决定性作用,国务院34号文件《关于在市场体系建设中建立公平竞争审查制度的意见》(简称34号文件)虽提出确立竞争政策的基础性地位,对进一步完善市场经济具有重大意义,但实践中仍然常见涉嫌违法垄断行为,亟待构建和完备以《反垄断法》为主的竞争政策体系。比如,普通企业的滥用市场支配地位、垄断协议和经营者集中等垄断行为,目前依据《反垄断法》尚能得到有效规制;而在行政垄断方面,依据《反垄断法》制定的相关法律责任制度还不能对其进行有效限制,国务院34号文件提出构建“公平竞争审查制度”在解决此类问题上有所突破,但也处于初步构建阶段;在国企垄断方面,《反垄断法》第7条有所规定,但却比较模糊,不利于对国有企业违法垄断行为的监管,近期有关方面提出将建立竞争中立制度,这对于保证国有企业公平参与国内和国际市场竞争至关重要。

3. 加强国有企业会计可比性,放宽国有企业绿色创新失败的包容度。

国务院国资委于2016年印发的《中央企业负责人经营业绩考核办法》将经济增加值(EVA)加入央企高管的考核体系,具有企业价值最大化导向,注重创新项目实施和企业长期发展。然而,我国国企高管任期较短,且业绩考核仍以求稳为重,这大大抑制了会计信息披露机制的治理效果。因此,我国国有企业有必要适当放宽国有企业绿色创新失败的包容度,建立激励相容的业绩考核体系,保障信息披露机制发挥其市场作用,驱动绿色创新与企业可持续发展。

参考文献

- [1] 江轩宇,申丹琳,李颖. 会计信息可比性影响企业创新吗[J]. 南开管理评论, 2017(4): 82-92.

- [2] Li S. Does Mandatory Adoption of International Financial reporting Standards in the European Union Reduce the Cost of Equity Capital? [J]. *The Accounting Review*, 2010, 85 (2): 607-636.
- [3] Wagenhofer J. Voluntary Disclosure with a Strategic Opponent [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1990, 12 (4): 341-363.
- [4] 张良武. 关于协调国际间会计资料可比性的经济分析 [J]. *会计研究*, 1992 (2): 48-54.
- [5] Kim S, Kraft P. Financial Statement Comparability and Credit Risk [J]. *Review of Accounting Studies*, 2013, 18 (3): 783-823.
- [6] 明泽, 潘颖. 企业生命周期、会计信息可比性与融资约束 [J]. *财经问题研究*, 2018 (9): 114-121.
- [7] 袁振超, 饶品贵. 会计信息可比性与投资效率 [J]. *会计研究*, 2018 (6): 39-46.
- [8] OECD. *Environmental Innovation and Global Markets* [R]. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development, 2008.
- [9] Berrone P, et al. Necessity as the Mother of “Green” Inventions: Institutional Pressures and Environmental Innovations [J]. *Strategic Management Journal*, 2013, 34 (8): 891-909.
- [10] Delgado-Ceballos J, Aragon-Correa J A, Ortiz-de-Mandojana N, et al. The Effect of Internal Barriers on the Connection between Stakeholder Integration and Proactive Environmental Strategies [J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 107 (3): 281-293.
- [11] Rennings K. Towards a Theory and Policy of Eco-innovation: Neoclassical and Co-Evolutionary Perspectives [R]. ZEW Discussion Paper, 1998, 6: 98-124.
- [12] Horbach J. Determinants of Environmental Innovations - New Evidence from German Panel Data Sources [J]. *Research Policy*, 2008, 37 (1): 163-173.
- [13] Eiadat Y, Kelly A, Roche F. Green and Competitive? An Empirical Test of the Mediating Role of Environmental Innovation Strategy [J]. *Journal of World Business*, 2008, 43 (1): 131-145.
- [14] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据 [J]. *经济研究*, 2018 (12): 129-143.
- [15] 王晓祺, 郝双光, 张俊民. 新《环保法》与企业绿色创新: “倒逼”抑或“挤出”? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2020 (7): 107-117.
- [16] 王晓祺, 宁金辉. 强制社会责任披露能否驱动企业绿色转型? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据 [J]. *审计与经济研究*, 2020, 35 (4): 69-77.
- [17] Hart S L. A Natural-Resource-Based View of the Firm [J]. *Academy of Management Review*, 1995, 20 (4): 986-1014.
- [18] Bansal P, Roth K. Why Companies Go Green: A Model of Ecological Responsiveness [J]. *Academy of Management Journal*, 2000, 43 (4): 717-736.
- [19] Demirel P, Kesidou E. Stimulating Different Types of Eco-Innovation in the UK: Government Policies and Firm Motivations [J]. *Ecological Economics*, 2011, 70 (8): 1546-1557.
- [20] Horbach J, Rammer C, Rennings K. Determinants of Eco-Innovations by Type of Environmental Impact—The Role of Regulatory Push/Pull, Technology Push and Market Pull [J]. *Ecological Economics*, 2012, 78 (1): 112-122.
- [21] Cordano M, Frieze I H. Pollution Reduction Preferences of US Environmental Managers: Applying Ajzen's Theory of Planned Behavior [J]. *Academy of Management Journal*, 2000, 43 (4): 627-641.
- [22] 彭雪蓉, 黄学. 企业生态创新影响因素研究前沿探析与未来研究热点展望 [J]. *外国经济与管理*, 2013 (9): 61-71, 80.
- [23] Simmons J K. A Concept of Comparability in Financial Reporting [J]. *The Accounting Review*, 1967, 42 (4): 680-692.
- [24] Bertomeu J, Ivan M. A Theory of Hard and Soft Information [J]. *The Accounting Review*, 2016, 91 (1): 1-20.
- [25] Doshi R. How Firms Respond to Mandatory Information Disclosure [J]. *Strategic Management Journal*, 2013, 34: 1209-1231.
- [26] 鲁威朝, 杨道广, 刘思义. 会计信息可比性、需求差异与跨公司信息传递 [J]. *会计研究*, 2019 (4): 18-25.
- [27] Jovanovic B. Truthful Disclosure of Information [J]. *Bell Journal of Economics*, 1982, 13: 36-44.
- [28] 梁飞媛. 专有性成本与公司自愿性信息披露策略 [J]. *审计与经济研究*, 2008 (6): 89-92.
- [29] 李香菊, 贺娜. 地区竞争下环境税对企业绿色技术创新的影响研究 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2018 (9): 73-81.
- [30] Brunnermeier S B, Cohen M A. Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2003, 45 (2): 278-293.
- [31] 胥朝阳, 刘睿智. 提高会计信息可比性能抑制盈余管理吗? [J]. *会计研究*, 2014 (7): 50-57, 97.
- [32] Franco G D, Kothari S P, Verdi R S. The Benefits of Financial Statement Comparability [J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, 49 (4): 895-931.
- [33] 余明桂, 钟慧洁, 范蕊. 业绩考核制度可以促进央企创新吗? [J]. *经济研究*, 2016 (12): 104-117.
- [34] 孙雪娇, 翟淑萍, 于苏. 柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据 [J]. *中国工业经济*, 2019 (3): 81-99.
- [35] 王雄元, 喻长秋. 专有化成本与公司自愿性信息披露——基于客户信息披露的分析 [J]. *财经研究*, 2014 (12): 27-38.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

汇总会计盈余与通货膨胀

——基于盈余分解视角的发现

The Predictability for Inflation of Aggregate Accounting Earnings: Analysis Based on Earnings Decomposition

肖志超 郑国坚 蔡贵龙

XIAO Zhi-chao ZHENG Guo-jian CAI Gui-long

[摘要] 汇总会计盈余对通货膨胀波动的预测价值已被现有研究所证实,但对其实现路径的分析尚不多见。利用2004年第一季度至2019年三季度沪深上市公司数据,本文基于盈余分解视角构建季度汇总应计项目和现金流,分别检验其对未来通货膨胀的预测功能。研究发现,汇总应计项目变化与未来通货膨胀显著正相关,但汇总现金流与未来通货膨胀的相关性并不显著,即会计盈余对通货膨胀的预测主要经由应计项目实现。进一步研究发现,汇总应计项目与未来宏观融资需求、固定资产投资以及居民收入等总需求变量显著正相关,说明会计盈余对宏观总需求的反映也经由应计项目实现。同时,公司层面检验也证实,应计项目更能反映公司未来投资支出情况。本研究通过对会计信息与通货膨胀之间相关性的内在逻辑进行考察,为会计信息的宏观预测价值提供了进一步的证据支持。

[关键词] 应计项目 现金流 通货膨胀 宏观预测

[中图分类号] F201 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 12-0067-11

Abstract: The predictability for inflation of aggregate accounting earnings has been proved by recent researches, but few papers focus on the effect paths of the predictability for inflation of aggregate accounting earnings. By constructing the quarterly aggregated accounting data of A-share listed companies from 2004 Q1 to 2019 Q3, this paper tests the predictability of aggregated accruals and cash flows for future inflation, and finds that the aggregated accruals show significantly positive relation with future inflation, while the aggregated cash flow shows no significance relation, which means its predictability comes from the accruals parts, not the cash flow. Further research finds that the aggregate accounting earnings could predict the financing demand, the future fix asset investment and resident income, and this predictability also comes from the accruals part, and we find the same result in firm level that the accruals contain the information about future investment. By investigating the logic between the accounting earnings and inflation, this result show the further knowledge about the predictability for inflation of aggregate accounting earnings.

Key words: Accrual Cash flow Inflation Macro forecast

[收稿日期] 2020-07-01

[作者简介] 肖志超,男,1989年9月生,中山大学管理学院博士后,研究方向为会计与宏观经济;郑国坚(通讯作者),男,1979年5月生,中山大学管理学院教授,博士生导师,研究方向为公司治理、会计与宏观经济;蔡贵龙,男,1989年10月生,中山大学管理学院助理教授,研究方向为公司治理、会计与宏观经济。

[基金项目] 国家自然科学基金重大项目“会计、审计对企业经营管理与宏观经济发展的影响研究”(项目编号:71790603);国家自然科学基金青年项目“会计盈余对宏观经济下行风险和政策调控立场的预测价值研究”(项目编号:71902194);中国博士后科学基金面上项目“宏观信息与盈余公告前市场反应:影响及作用机制”(项目编号:2019M663351);国家自然科学基金青年项目“基于企业集团内部网络的资本市场重大负面事件风险传染研究”(项目编号:72002223)。

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

会计盈余对宏观经济的预测功能近年备受关注,并逐步形成从“微观”到“宏观”的研究范式(Konchitchki和Patatoukas,2014^[1];Ball和Sadka,2015^[2])。虽然现有研究已证实会计盈余对通货膨胀的预测价值(Shivakumar和Urcan,2017^[3];罗宏等,2017^[4]),但对其预测价值实现路径的讨论尚不多见。与此同时,Ball和Sadka(2015)^[2]指出,汇总处理过程将公司特质信息多样化分散掉,更多表现为系统性特征,这使应计项目与现金流在汇总层面的信息含量也不同于公司层面。因此,汇总应计项目和现金流对通货膨胀的预测价值是否存在差异?会计盈余对通货膨胀的预测价值经由应计项目,抑或现金流实现?

本研究的理论逻辑在于:首先,应计项目和现金流在信息含量上的差异是实证会计研究长期关注的重点问题(吴联生和王亚平,2007^[5];李远鹏等,2008^[6];樊行健等,2009^[7])。权责发生制下,会计盈余是收入和费用经配比核算的结果;应计项目的引入,使得经济事项的确认能够独立于现金流状况,以弥补收付实现制在损益确认和期间配比上的固有缺陷。因此,相关研究认为应计项目比现金流更能合理反映公司业绩(Dechow,1994^[8];Dechow等,1998^[9];Barth等,2016^[10]);而以Sloan(1996)^[11]为代表的“应计异象”文献认为,应计项目表现出更低的持续性,并且不可避免地受管理层主观判断和盈余管理动机的影响,而现金流更能反映公司未来盈余信息(Barth等,2016^[10];Dechow和Dichev,2002^[12];于李胜和王艳艳,2007^[13];饶育蕾等,2012^[14];王华杰和王克敏,2018^[15])。其次,在汇总过程中,会计盈余所含公司特质信息会被多样化分散掉,更多地表现为系统性特征,使得汇总层面会计盈余的信息含量表现特征迥异于公司层面的大量经验证据(Ball和Sadka,2015^[2];Kothari等,2016^[16];Ball等,2009^[17])。Hirshleifer等(2009)^[18]发现汇总应计项目与市场收益呈正相关,而汇总现金流则与市场收益负相关,这也与公司层面的“应计异象”表现不同。最后,汇总会计盈余的通胀预测价值在于其中包含与未来投资和消费等宏观基本面波动相关的实质信息(Shivakumar和Urcan,2017^[3];罗宏等,2017^[4]),以往研究多集中于讨论应计项目和现金流

在股价信息含量上的差异,但少有研究回答在汇总处理后何者更能反映宏观基本面波动。因此,汇总应计项目和现金流的通胀预测价值是否存在差异是一个需要实证检验的问题。

基于上述分析,本文以2004年第一季度至2019年第三季度沪深上市公司财务数据构建汇总层面应计项目和现金流,分别检验其对未来通货膨胀的预测价值。研究发现,汇总应计项目与未来通货膨胀显著正相关,而汇总现金流与未来通货膨胀水平相关性不显著,表明会计盈余对通货膨胀的预测主要由应计项目实现,即汇总应计项目包含更多宏观需求波动信息。进一步研究表明,汇总应计项目与未来固定资产投资、居民收入增长以及城镇失业率等宏观总需求变量显著相关。同时,公司层面检验也证实,应计项目更能反映公司未来投资支出情况,意味着会计盈余对宏观总需求的反映也经由应计项目实现,从而为上述结论提供了支持。

本文可能贡献在于:(1)现有文献大多关注汇总会计信息与宏观变量的相关性,对实现路径的分析尚不多见(Ball和Sadka,2015^[2];肖志超和胡国强,2018^[19]),本文基于盈余分解的视角,发现会计盈余对通货膨胀的预测价值主要经由应计项目实现,本文有助于深入理解会计信息宏观预测价值的实现路径,也拓展了从“微观”到“宏观”范式下的研究思路。(2)以往关注应计项目和现金流信息含量特征的文献大多集中于公司层面(李远鹏等,2008^[6];权小锋和吴世农,2012^[20];龚启辉等,2015^[21]);,本文以通胀预测为切入点,为两者在汇总层面的表现差异提供了新的经验证据,是盈余信息含量相关文献的重要补充。

二、文献综述与假设提出

(一) 应计项目与现金流的信息含量:公司层面

在权责发生制下,会计盈余是收入和费用依准则体系进行配比核算的结果(李远鹏等,2008^[6];樊行健等,2009^[7])。虽然经营活动现金净流入是企业良性发展和持续经营的基本保证,但由于收付实现制在损益确认和期间配比上的固有缺陷,现金流不能为投资者提供决策有用信息;而权责发生制通过应计项目调整现金收付的确认时点,使会计盈余比现金流更能合理反映公司业绩(Dechow,1994^[8];Dechow等,1998^[9])。但Sloan(1996)^[11]发现应计项目与未来股

票收益负相关这一“应计异象”，指出应计项目的确认和计量涉及相关性和可靠性之间的权衡，要求管理层对企业未来的经济利益和义务进行合理推断，也不可避免地受主观判断和盈余管理动机的影响，与之相比，现金流项目更不易受到人为操控，更能反映公司未来盈余信息（Barth等，2016^[10]；Dechow和Dichev，2002^[12]）。由此出发，应计项目和现金流的信息含量差异成为实证会计研究长期关注的核心问题之一。

现有研究为解释应计异象展开大量讨论，应计项目核算过程包含较多暂时性事项，从而表现出比现金流更低的持续性特征；公司在当期的应计项目较多，意味着未来盈利能力下降，但投资者无法分辨应计项目和现金流所含信息的差异，导致高应计项目的股票被高估（功能锁定假说）（Sloan，1996^[11]；Richardson等，2005^[22]；李远鹏等，2008^[6]；樊行健等，2009^[7]）。后续研究认为，与收入增长无关或者操控性的应计项目导致其持续性特征表现最弱，被资本市场错误定价，是应计异象的主要成因（Xie，2001^[23]；Richardson等，2005^[22]；Dechow和Ge，2006^[24]；于李胜和王艳艳，2007^[13]；饶育蕾等，2012^[14]），这与Sloan（1996）^[11]的分析一致。

Fairfield（2003）^[25]提出另一种可能解释：应计项目不但与企业盈利状况相关，还通过反映固定资产、存货以及应收应付项目的变化，提供企业投资活动和基本面变化的有效信息，而应计异象其实反映了投资收益边际递减的一般规律，投资增长是主要原因，可概括为“增长假说”。延续这一思路，Zhang（2007）^[26]发现应计项目与公司雇佣员工规模相关性越强时，应计异象越明显；Fama和French（2006）^[27]以及Wu等（2010）^[28]证实应计项目与投资规模和股权预期报酬率等因素相关；Dechow等（2008）^[29]也认为，应计异象可能由新增投资边际收益递减以及代理问题导致的过度投资造成。

（二）应计项目与现金流的信息含量：汇总层面

Kothari等（2006）^[16]首次将盈余信息含量的研究范式扩展至汇总层面，发现与以往公司层面经验证据不同，汇总会计盈余波动与市场收益之间呈显著负相关关系，这意味着会计信息在汇总层面的表现特征并非公司层面的简单加总（Ball和Sadka，2015^[2]），并由此启发后续对应计项目和现金流在汇总层面信息含量的讨论。Hirshleifer等（2009）^[18]发现汇总应计项目变化与市场收益显著正相关，而汇总现金流变化则

与市场收益显著负相关，同样异于自Sloan（1996）^[11]以来的公司层面经验证据。进一步地，Guo和Jiang（2011）^[30]认为这一现象的原因在于汇总应计项目包含风险报酬率变化的信息，并指出理性的经理人会随着风险报酬率变化而调整劳动或资本的投入，进而反映宏观经济的运行状态。因此，应计与现金流项目在汇总层面的表现特征也并非公司层面的简单加总。

在Kothari等（2006）^[16]的基础上，相关研究发现汇总层面的会计盈余具有对经济增长、通货膨胀等宏观变量的预测价值（Konchitchki和Patatoukas，2014^[1]；Shivakumar和Urcan，2017^[3]；肖志超和胡国强^[19]），并逐渐形成从“微观”到“宏观”的研究范式。具体到通胀预测，Shivakumar（2007）^[31]和Ogneva（2013）^[32]分别从多种视角指出会计盈余信息包含与通货膨胀相关的实质信息；基于美国资本市场的经验证据中，Cready和Gurun（2010）^[33]以及Patatoukas（2014）^[34]也认为汇总会计盈余中包含市场无风险报酬、CPI以及股权报酬率等风险信息。Shivakumar和Urcan（2017）^[3]证实会计盈余能够预测通货膨胀，原因在于盈余波动能够反映微观经济主体对生产资料和生活资料的需求变化，但尚未有研究从盈余分解的视角考察会计盈余对通货膨胀预测的实现路径。

（三）汇总应计项目与现金流对通货膨胀的预测价值

本文试图回答会计盈余的通胀预测价值经由汇总应计项目，抑或汇总现金流实现，换言之，应计项目和现金流项目在通胀预测价值上是否差异？

首先，以往公司层面研究认为，由于应计项目涉及折旧、减值准备与应收应付等项目，这与经营资产状态紧密相关；相比现金流，应计项目更能反映公司经营状态（Dechow，1994^[8]），Barth等（2016）^[10]也认为应计项目体现管理层对经营资产投资的预期，能够传递经营活动的前瞻性信息。但也有观点认为，应计项目包含较多暂时性事项，持续性特征较弱，对公司未来盈余能力的反映不足，而现金流更不易受到人为操控，从而更能反映公司未来盈余信息（Sloan，1996^[11]；Richardson等，2005^[22]）

其次，在汇总层面，尚未有研究对应计项目和现金流的信息含量差异进行系统检验。正如Ball和Sadka（2015）^[2]所指出的，会计盈余所含公司特质信息在汇总过程中被多样化分散掉，更多地表现为系统性特征，使得汇总应计项目和汇总现金流的信息含

量迥异于公司层面；Hirshleifer 等（2009）^[18]发现，汇总应计项目与市场收益正相关，而汇总现金流则与市场收益负相关，这与公司层面“应计异象”的经验证据不同。进一步地，Guo 和 Jiang（2011）^[30]研究发现汇总应计项目与股权风险报酬率变化显著正相关，其中包含宏观经济运行状态的信息，并认为应计项目包含更多的系统性信息（common component），在汇总处理后得到显著增强，而现金流更多反映公司特质信息（idiosyncratic component），在汇总处理后会被多样化分散掉。

最后，汇总会计盈余之所以对通货膨胀具有预测价值，原因在于盈余波动能够反映微观经济主体对生产资料和生活资料的需求变化（Shivakumar 和 Urcan, 2017^[31]），具体表现在：（1）盈余反映微观主体的资源配置效率，传递未来投资收益的信息，从而影响公司投资需求；（2）盈余将影响企业融资成本和融资规模，间接影响企业投资需求。因此，到本文情景中，由于应计项目与固定资产、存货以及应收应付等项目变化紧密相关（Fairfield, 2003^[25]；Zhang, 2007^[26]），汇总应计项目可能反映投资需求的变化，从而发挥其对通货膨胀预测功能；同时，若现金流更能传递未来盈余的信息，汇总层面现金流也可能具有通货膨胀预测价值。因此，应计项目和现金流项目在通胀预测价值上的差异是值得实证检验的问题。

基于上述分析，本文提出假设 1 和假设 2：

H1：在控制宏观经济因素后，企业汇总应计项目与未来通货膨胀正相关。

H2：在控制宏观经济因素后，企业汇总现金流与未来通货膨胀正相关。

三、研究设计

（一）模型设定

本文研究设计参考 Konchitchki 和 Patatoukas（2014）^[1]、Shivakumar 和 Urcan（2017）^[3]以及罗宏等（2017）^[4]的思路，在控制经济产出、货币供给等宏观因素的基础上，以时间序列模型分别检验汇总层面的应计项目、现金流和会计盈余是否与未来期间通货膨胀水平显著相关，具体模型如下：

$$\begin{aligned} \Delta INFLA_{q+k} = & \alpha_{1k} + \alpha_{2k} \Delta RES_q + \alpha_{3k} \Delta INFLA_q \\ & + \alpha_{4k} MACRO_q + \varepsilon_{q+k} \quad (k=1,2,3,4) \end{aligned} \quad (1)$$

$$\Delta INFLA_{q+k} = \beta_{1k} + \beta_{2k} \Delta ACC_q + \beta_{3k} \Delta INFLA_q$$

$$+ \beta_{4k} MACRO_q + \varepsilon_{q+k} \quad (k=1,2,3,4) \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \Delta INFLA_{q+k} = & \gamma_{1k} + \gamma_{2k} \Delta CFO_q + \gamma_{3k} \Delta INFLA_q \\ & + \gamma_{4k} MACRO_q + \varepsilon_{q+k} \quad (k=1,2,3,4) \end{aligned} \quad (3)$$

$\Delta INFLA_{q+k}$ 为通货膨胀代理变量，包括居民消费价格指数（CPI）和工业生产者出厂价格指数（PPI）两个指标，分别从消费和生产环节反映物价变化（贺力平等，2008^[35]）， q 代表季度， $k = \{1, 2, 3, 4\}$ ，即因变量包括未来四个季度的通货膨胀水平，各价格指数的季度同比变化由月度数据取均值得到。

ΔRES_q 为汇总层面的会计盈余，计算步骤为：（1）将上市公司 i 在 q 季度的报告期净利润调整为当季发生值，除以同样调整为当季值的营业收入，得到 res_{iq} ；（2）对每个公司 i ，计算 res_{iq} 的季度同比变化，得到 Δres_{iq} ；（3）对所有上市公司的 Δres_{iq} ，基于各公司季度期初总资产进行加权平均，最终得到季度层面的汇总会计盈余 ΔRES_q ，并在后文以市值加权基础进行稳健性检验。

ΔACC_q 和 ΔCFO_q 分别表示汇总应计项目和汇总现金流，计算方法为：首先将每个公司 i 在 q 季度报告中的经营活动净现金流调整为当季值，相应地，应计项目也调整为当季值，再分别除以各公司该季度的营业收入得到 Δcfo_{iq} 和 Δacc_{iq} ，最后采用上文方法构建汇总应计项目 ΔACC_q 和汇总现金流 ΔCFO_q 。

实证检验重点关注 β_2 和 γ_2 的显著性水平和符号方向，并进一步控制可能影响通货膨胀水平的宏观变量 $MACRO_q$ ：（1）产出波动。借鉴孟庆斌等（2014）^[36]的处理方式，以 H-P 滤波法估计季度工业增加值的波动部分作为产出缺口，在此基础上计算产出缺口同比变化（ ΔGAP_q ）。（2）基础利率。采用 1 年期定期存款的季度平均利率作为货币政策的代理变量，并计算其同比变化（ ΔIR_q ）。（3）期限利差。采用 10 年期与 1 年期国债到期收益率之差，并计算其同比变化指标（ ΔTR_q ）。（4）市场收益。基于不考虑现金红利再投资的加权汇总季度市场回报率，计算其同比变化（ ΔMKT_q ）。

本文采用汇总层面的季度数据，为解决时间序列回归中存在的异方差和序列相关性，实证分析中采用经 NW-HAC 处理后的标准差检验系数显著性（Konchitchki 和 Patatoukas, 2014^[1]；方军雄

等, 2015^[37])。Greene (2013)^[38]指出, NW 检验滞后阶数为 N 的 0.25 次方根, 而本文样本期间覆盖 63 个季度, 因此, 选择滞后期数为 2。

(二) 样本选择与数据处理

本文所用价格指数数据来自国家统计局官方网站; 1 年期定期存款利率、国债到期收益率之差、季度 GDP 等宏观数据来自 Wind 数据库。由于我国上市公司季度财务报告的披露始于 2003 年第一季度, 出于计算同比变化的需要, 可用样本区间为 2004 年第一季度至 2019 年第三季度, 共 63 个季度观测值。本文基于国泰安 CSMAR 数据库构建上市公司汇总财务变量, 并剔除如下样本: (1) 处于 ST、PT 以及退市等非正常交易状态的样本; (2) 自上市交易日起, 财务数据不足 8 个季度的公司; (3) 银行、券商、信托等金融业公司; (4) 相关财务数据、总市值缺失的样本; (5) 为控制异常值的影响, 各季度公司

盈余同比增长 $\Delta resiq$ 处于 1% 分位数和 99% 分位数之外的样本 (Konchitchki 和 Patatoukas, 2014)^[1]。

四、实证检验

(一) 描述性分析

表 1 列示各主要变量的描述性统计结果。样本期间内的 CPI 季度同比增长率均值为 2.7%, PPI 季度同比增长率均值为 1.7%, 汇总会计盈余季度同比增长率 ΔRES 均值为 4.2%, 中位数为 5.1%, 标准差为 0.215, 与罗宏等 (2017)^[4] 的研究结果接近; 季度汇总应计项目同比变化均值为 -13.9%, 同比变化的中位数为 -1.9%, 标准差为 0.375; 季度汇总现金流同比变化均值为 19.4%, 中位数为 18%, 标准差 0.299。产出缺口 ($\Delta GAPq$)、利率 (ΔIRq)、期限利差 (ΔTRq)、股票市场回报率 ($\Delta MKTq$) 与罗宏等 (2017)^[4] 的结果基本一致。

表 1 主要变量描述性统计

变量	均值	中位数	标准差	最小值	25%分位数	75%分位数	最大值	N
ΔCPI	0.027	0.022	0.02	-0.015	0.015	0.035	0.08	63
ΔPPI	0.017	0.029	0.046	-0.077	-0.02	0.057	0.097	63
ΔRES	0.042	0.051	0.215	-0.592	-0.101	0.174	0.554	63
ΔACC	-0.139	-0.019	0.375	-1.456	-0.337	0.103	0.648	63
ΔCFO	0.194	0.180	0.299	-0.393	0.005	0.318	0.826	63
ΔGAP	0.155	-0.117	3.073	-11.45	-0.574	0.683	13.99	63
ΔIR	0.026	0.000	0.39	-0.500	-0.269	0.295	0.84	63
ΔTR	0.093	-0.117	0.704	-0.772	-0.402	0.4	2.389	63
ΔMKT	1.651	0.592	8.067	-16.58	-1.50	1.754	37.59	63

(二) 实证结果与分析

表 2 列示了模型 (1) 至模型 (3) 的实证检验结果, 限于篇幅, 仅列示各自变量对未来一期通货膨胀的预测结果。Panel A 中被解释变量为 ΔCPI 。如列 (1) 和列 (2) 所示, 在控制宏观经济因素后, 汇总会计盈余 ΔRES 与未来一期 CPI 同比增长在 1% 的水平上显著正相关, 与罗宏等 (2017)^[4] 的研究一致; 在列 (3) 和列 (4) 中, 汇总应计项目 ΔACC 与未来一期 CPI 同比增长在 1% 水平上显著正相关; 而在列 (5) 和列 (6) 中, 汇总现金流 ΔCFO 与未来一期 CPI 同比增长不显著; 模型中同时加入 ΔACC 和 ΔCFO 后, 如列 (7) 和列 (8) 所示, ΔACC 的系数显著为正, 而 ΔCFO 的系数依然不显著。

Panel B 中被解释变量为 ΔPPI 。如列 (1) 和列 (2) 所示, 与现有研究一致, 在控制宏观经济因素后, 汇总会计盈余 ΔRES 与未来一期 PPI 同比增长在

1% 的水平上显著正相关; 其余各列结果与 Panel A 一致, 汇总应计项目 ΔACC 与未来一期 PPI 同比增长的系数显著为正, 而汇总现金流 ΔCFO 与未来一期 PPI 同比增长不显著。进一步地, 这一结果在未来二期至四期的检验中依然成立, 详见附录。

表 2 结果表明, 汇总应计项目具有对未来通货膨胀的预测价值, 而汇总现金流的预测价值并未得到支持, 支持假设 H1, 即汇总会计盈余对通货膨胀的有效预测价值经由汇总应计项目实现。对其可能的解释是: 应计项目与固定资产、存货以及应收应付等科目有关, 体现企业投资和基本面情况 (Fairfield, 2003^[25]; Zhang, 2007^[26]), 并且正如 Guo 和 Jiang (2011)^[30] 指出的, 应计项目包含更多的系统性信息, 在汇总处理后得到显著增强, 而现金流更多反映公司特质信息, 在汇总处理后会被多样化分散掉。换言之, 应计项目可能与宏观总需求波动有关。

表2 汇总应计项目、现金流与通货膨胀

Panel A								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>F. ΔCPI</i>	<i>F. ΔCPI</i>	<i>F. ΔCPI</i>	<i>F. ΔCPI</i>	<i>F. ΔCPI</i>	<i>F. ΔCPI</i>	<i>F. ΔCPI</i>	<i>F. ΔCPI</i>
<i>ΔRES</i>	0.013*** (4.39)	0.013*** (4.90)						
<i>ΔACC</i>			0.006*** (3.26)	0.006*** (3.42)			0.010*** (5.27)	0.010*** (5.27)
<i>ΔCFO</i>					0.004 (1.36)	0.005 (1.30)	0.003 (1.32)	0.003 (1.40)
<i>ΔCPI</i>	0.904*** (11.48)	0.965*** (11.91)	0.773*** (7.37)	0.835*** (8.60)	0.804*** (7.39)	0.874*** (9.14)	0.808*** (7.75)	0.862*** (9.28)
<i>ΔGAP</i>		0.001 (1.45)		0.001 (0.44)		0.000 (0.51)		0.001 (0.56)
<i>ΔIR</i>		-0.001 (-0.29)		-0.002 (-0.30)		-0.003 (-0.50)		-0.002 (-0.33)
<i>ΔTR</i>		-0.001 (-0.53)		0.001 (0.31)		0.000 (0.11)		0.000 (0.02)
<i>MKT</i>		0.001* (1.72)		0.001* (1.83)		0.000 (1.49)		0.001* (1.65)
<i>_cons</i>	0.002 (0.99)	0.000 (0.14)	0.008*** (3.05)	0.006* (1.97)	0.007** (2.35)	0.005 (1.53)	0.005** (2.18)	0.004 (1.38)
<i>N</i>	63	63	63	63	63	63	63	63
<i>r2_a</i>	0.811	0.813	0.771	0.769	0.733	0.730	0.780	0.776
Panel B								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>F. ΔPPI</i>	<i>F. ΔPPI</i>	<i>F. ΔPPI</i>	<i>F. ΔPPI</i>	<i>F. ΔPPI</i>	<i>F. ΔPPI</i>	<i>F. ΔPPI</i>	<i>F. ΔPPI</i>
<i>ΔRES</i>	0.030*** (4.57)	0.028*** (4.49)						
<i>ΔACC</i>			0.012** (2.19)	0.014** (2.53)			0.020** (2.52)	0.018*** (2.66)
<i>ΔCFO</i>					0.009 (1.16)	0.014 (1.45)	0.014 (1.57)	0.008 (0.94)
<i>ΔPPI</i>	0.882*** (13.43)	0.917*** (15.01)	0.789*** (8.25)	0.840*** (11.63)	0.822*** (9.01)	0.866*** (11.71)	0.807*** (9.51)	0.844*** (12.23)
<i>ΔGAP</i>		0.001 (1.01)		0.001 (0.58)		0.001 (0.48)		0.001 (0.58)
<i>ΔIR</i>		-0.005 (-0.62)		-0.011 (-1.04)		-0.012 (-1.13)		-0.011 (-1.08)
<i>ΔTR</i>		0.004 (1.10)		0.009* (1.73)		0.009 (1.43)		0.010* (1.74)
<i>ΔMKT</i>		0.000 (0.37)		0.000 (1.19)		0.000 (0.95)		0.000 (1.22)
<i>_cons</i>	0.002 (0.48)	0.001 (0.18)	0.008 (1.59)	0.007 (1.43)	0.007 (1.39)	0.007 (1.41)	0.005 (1.04)	0.005 (1.08)
<i>N</i>	63	63	63	63	63	63	63	63
<i>r2_a</i>	0.820	0.811	0.768	0.775	0.740	0.746	0.771	0.773

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；回归报告的是经NW-HAC处理异方差和自相关修正后的*t*值。下同。

考虑到季度—国家层面的样本期间较短，样本数量较少，本文以省份—季度层面数据对上述模型进行重新检验，并控制季度效应，由于省际层面的宏观经

济变量较为缺乏，仅控制各省的季度工业增加值同比增速 $\Delta GROW$ 。在未报告结果的未二期至四期检验中^①，上述结论保持一致。

① 由于篇幅所限，检验结果备索。

表3 汇总应计项目、现金流与通货膨胀：省份层面

Panel A								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>F. ΔCPI</i>	<i>F. ΔCPI</i>						
<i>ΔRES</i>	0.451*** (10.85)	0.394*** (9.64)						
<i>ΔACC</i>			0.168*** (5.26)	0.142*** (4.58)			0.249*** (6.60)	0.210*** (5.71)
<i>ΔCFO</i>					0.018 (0.47)	0.013 (0.35)	0.081 (0.99)	0.077 (0.85)
<i>ΔCPI</i>	0.839*** (65.81)	0.804*** (62.49)	0.835*** (63.45)	0.798*** (60.45)	0.844*** (63.77)	0.804*** (60.54)	0.837*** (63.83)	0.800*** (60.74)
<i>ΔGROW</i>		0.037*** (9.82)		0.041*** (10.69)		0.042*** (11.01)		0.040*** (10.47)
季度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	0.485*** (7.51)	0.047 (0.60)	0.500*** (7.52)	0.014 (0.17)	0.472*** (7.02)	-0.025 (-0.32)	0.476*** (7.16)	0.004 (0.05)
<i>N</i>	2 142	2 142	2 142	2 142	2 142	2 142	2 142	2 142
<i>r2_a</i>	0.725	0.740	0.710	0.729	0.706	0.725	0.713	0.731
Panel B								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>F. ΔPPI</i>	<i>F. ΔPPI</i>						
<i>ΔRES</i>	0.014*** (10.00)	0.013*** (9.36)						
<i>ΔACC</i>			0.003*** (2.65)	0.002** (2.23)			0.005*** (4.15)	0.004*** (3.63)
<i>ΔCFO</i>					0.002 (1.50)	0.002 (1.47)	0.005 (0.53)	0.005 (0.32)
<i>ΔPPI</i>	0.819*** (61.41)	0.790*** (55.93)	0.829*** (60.39)	0.795*** (54.81)	0.834*** (60.39)	0.799*** (61.06)	0.828*** (60.54)	0.795*** (54.98)
<i>ΔGROW</i>		0.001*** (5.76)		0.001*** (6.57)		0.001*** (6.72)		0.001*** (6.40)
季度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	0.003* (1.79)	-0.007*** (-2.73)	0.003* (1.69)	-0.008*** (-3.35)	0.003 (1.48)	-0.009*** (-3.58)	0.003 (1.39)	-0.009*** (-3.43)
<i>N</i>	2 142	2 142	2 142	2 142	2 142	2 142	2 142	2 142
<i>r2_a</i>	0.703	0.709	0.686	0.694	0.686	0.694	0.689	0.696

(三) 稳健性检验

为保证结果的稳健性，本文分别采用期末资产总额、流通市值和总市值作为加权权重以及等权平均法构建汇总会计变量，重新对上述模型进行检验，研究结论与上文一致。

三、进一步分析

(一) 汇总应计项目和现金流对宏观总需求的反映

Shivakumar 和 Urcan (2017)^[3] 以及罗宏等 (2017)^[4] 的相关研究指出，汇总会计盈余之所以能够预测通货膨胀在于会计盈余反映实体经济对生产资

料和生活资料的需求变化。若汇总会计盈余对通货膨胀的预测价值经由应计项目实现，则可以预期，汇总应计项目同样能够反映与宏观经济总需求有关的实质信息。为检验上述推断，本文构建模型 (4) 考察汇总应计项目和现金流对宏观总需求变量的预测价值。

$$\Delta DMD_{q+k} = \alpha_{1k} + \alpha_{2k} \Delta ACC_q + \alpha_{3k} \Delta CFO_q + \alpha_{4k} \Delta DMD_q + \alpha_{5k} \Delta MACRO_q + \varepsilon_{q+k} \quad (k=1,2,3,4) \quad (4)$$

其中， ΔDMD 表示宏观需求波动，包括：(1) 宏观融资需求 (ΔFDN)。参考许志伟等 (2011)^[39] 和刘凤良等 (2017)^[40] 的思路，利用国家统计局公布的季

度固定资产投资资金来源数据在宏观层面刻画企业部门的外部融资需求,以固定资产投资资金中国内贷款占总资金的同比变化作为宏观融资环境的代理变量。(2)固定资产投资价格指数($\Delta FIXP$)。参考罗宏等(2017)^[4]的研究,选择固定资产投资价格指数作为衡量宏观层面投资需求的代理变量。(3)居民收入(ΔREN)。采用中国人民银行城镇储户问卷调查中的收入信心指数同比增长作为居民收入水平的代理变量,是中国人民银行以城镇居民可支配收入的季度同比变化作为居民收入情况的代理变量。若上述分析成立,汇总应计项目与未来的企业融资需求、固定资产投资以及居民收入显著正相关,而汇总现金流与宏观变量的系数则不显著,可预期系数 α_{2k} 显著为正, α_{3k}

的系数不显著。

上述模型检验结果如表4至表6所示,限于篇幅,仅列示各自变量对未来一期宏观变量的预测结果。表4中,被解释变量为宏观融资需求 ΔFDN , ΔRES 和 ΔACC 的系数均在1%的水平上显著为正, ΔCFO 的系数不显著,表明应计项目与未来宏观融资需求显著正相关。表5中,被解释变量为固定资产投资价格指数 $\Delta FIXP$, ΔRES 和 ΔACC 的系数同样显著为正, ΔCFO 的系数也不显著,与预期相符。表6中被解释变量为居民收入(ΔREN),结论也与预期一致。上述结论在未列示的未来二期至四期的检验中^①依然成立。上述结果进一步表明,汇总会计盈余对宏观经济总需求的反映主要经由应计项目体现。

表4 汇总应计项目、现金流与项目资金来源

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>F. ΔFDN</i>	<i>F. ΔFDN</i>	<i>F. ΔFDN</i>	<i>F. ΔFDN</i>
ΔRES	0.025*** (2.80)			
ΔACC		0.019*** (3.21)		0.020** (2.27)
ΔCFO			0.004 (0.91)	0.006 (1.30)
ΔFDN	0.902*** (11.91)	0.935*** (8.60)	0.739*** (6.51)	0.862*** (9.28)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	0.057*** (4.16)	0.006* (1.97)	0.008*** (2.69)	0.004 (1.38)
<i>N</i>	63	63	63	63
<i>r2_a</i>	0.513	0.628	0.562	0.640

表5 汇总应计项目、现金流与固定资产价格指数

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>F. ΔFIXP</i>	<i>F. ΔFIXP</i>	<i>F. ΔFIXP</i>	<i>F. ΔFIXP</i>
ΔRES	1.303*** (3.76)			
ΔACC		1.059** (2.06)		1.219*** (2.81)
ΔCFO			0.098 (0.08)	0.139 (0.28)
ΔCPI	0.582*** (4.51)	0.509*** (3.18)	0.553*** (3.49)	0.773*** (7.73)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	42.677*** (3.26)	50.544*** (3.12)	45.929*** (2.85)	23.614** (2.33)
<i>N</i>	63	63	63	63
<i>r2_a</i>	0.841	0.800	0.776	0.796

① 由于篇幅所限,检验结果备索。

表 6 汇总应计项目、现金流与城镇登记失业率

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>F. ΔREV</i>	<i>F. ΔREV</i>	<i>F. ΔREV</i>	<i>F. ΔREV</i>
<i>ΔRES</i>	0.017 ** (2.24)			
<i>ΔACC</i>		0.011 * (1.93)		0.015 * (1.90)
<i>ΔCFO</i>			0.004 (0.46)	0.003 (0.59)
<i>ΔCPI</i>	0.534 *** (5.51)	0.550 *** (4.33)	0.558 *** (5.23)	0.555 *** (3.85)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	-0.001 (-0.16)	0.001 (0.26)	0.002 (0.42)	0.002 (0.33)
<i>N</i>	63	63	63	63
<i>r2_a</i>	0.418	0.381	0.382	0.369

(二) 应计项目和现金流对公司层面未来资本支出的影响

上述结果表明汇总会计盈余对通货膨胀的预测主要由应计项目实现，即汇总应计项目反映宏观需求变化的信息；若这一结论成立，则在公司层面能够观察到：(1) 会计盈余反映公司未来投资支出情况；(2) 会计盈余对未来投资支出的反映同样也由应计项目实现，而非现金流。因此，本文基于公司层面数据考察应计项目和现金流对公司未来一期资本投资支出的影响，并构建模型 (5) 进行检验：

$$F1.INV_q = \beta_{1k} + \beta_{2k}acc_q + \beta_{3k}cfo_q + \beta_{4k}SIZE_q + \beta_{5k}LEV_q + \beta_{6k}MB_q + \beta_{7k}INV_q + \varepsilon_{q+k} \quad (5)$$

其中，*F1.INV* 为未来一期企业资本支出，由现金流量表中本期购建固定资产、无形资产和其他长期资产

支付的现金与处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额之差，再经期初总资产调整得到。*acc*、*cfo* 分别为季度应计项目和季度现金流经当季营业收入调整后计算的同比增长，*SIZE* 为对数化处理的公司期初资产总额，*LEV* 表示公司期初资产负债率，*MB* 代表市值与总资产之比，以控制资产规模、杠杆率和估值水平对投资支出的影响。检验中对全部变量进行分季度 1% 的缩尾处理，并控制当期资本支出、季度、年度和公司固定效应。预期系数 β_{2k} 显著为正，系数 β_{3k} 不显著。

实证检验结果如表 7 各列所示，会计盈余、应计项目与未来一期企业投资显著正相关，而现金流与未来一期企业投资的系数不显著。结果表明，在公司层面，会计盈余对未来投资支出的影响也由应计项目来实现，与前文分析一致，支持本文的研究结论。

表 7 应计项目、现金流与企业未来投资—公司层面

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>F. INV</i>	<i>F. INV</i>	<i>F. INV</i>	<i>F. INV</i>
<i>res</i>	0.007 *** (3.04)			
<i>acc</i>		0.019 *** (3.21)		0.006 ** (2.49)
<i>cfo</i>			0.004 (0.91)	0.001 (0.20)
<i>SIZE</i>	0.090 *** (2.85)	0.093 *** (2.92)	0.093 *** (2.95)	0.093 *** (2.92)
<i>LEV</i>	-2.719 *** (-16.68)	-2.729 *** (-16.70)	-2.740 *** (-16.77)	-2.729 *** (-16.72)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>F. INV</i>	<i>F. INV</i>	<i>F. INV</i>	<i>F. INV</i>
<i>MB</i>	0.121 *** (4.88)	0.121 *** (4.88)	0.121 *** (4.89)	0.121 *** (4.88)
<i>INV</i>	0.460 *** (20.28)	0.460 *** (20.29)	0.460 *** (20.29)	0.460 *** (20.29)
季/年度/行业	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	2.224 * (1.96)	2.193 * (1.93)	2.178 * (1.91)	2.196 * (1.93)
<i>N</i>	81 155	81 155	81 155	81 155
<i>r2_a</i>	0.247	0.247	0.247	0.247

五、研究结论

本文以2004年第一季度至2019年第三季度沪深上市公司财务数据构建汇总层面应计项目和现金流,分别考察其对通货膨胀的预测价值。研究发现,汇总应计项目与未来通货膨胀显著正相关,而汇总现金流与未来通货膨胀水平相关性不显著,即应计项目是会计盈余实现通货膨胀预测价值的主要路径。进一步地,汇总应计项目与未来宏观融资需求、固定资产投资以及居民收入反映总需求的变量显著相关,说明会计盈余对宏观总需求的反映也经由应计项目实现,这在公司层面的实证检验中也得到证实,从而支持了本

文结论。本研究通过对会计信息与通货膨胀之间相关性的内在逻辑进行考察,为会计信息的宏观预测价值提供了进一步的证据支持。

会计盈余的宏观预测价值是近年新兴的前沿话题,现有研究多关注与宏观经济因素的相关性,但对宏观预测价值实现路径的研究尚不多见,也缺乏立足于中国情境的场景化探索。当前宏观经济下行压力加大,对我们把握和判断宏观经济形势提出更高要求。本文从盈余分解视角对其通胀预测价值实现路径的分析,有助于挖掘会计信息如何更好地服务宏观经济监测的应用场景,助力完善政策分析评估及调整机制。

参考文献

- [1] Konchitchki Y, Patatoukas P N. Accounting Earnings and Gross Domestic Product [J]. Journal of Accounting & Economics, 2014, 57 (1): 76-88.
- [2] Ball R, Sadka G. Aggregate Earnings and Why They Matter [J]. Journal of Accounting Literature, 2015, 34 (2): 39-57.
- [3] Shivakumar L, Urcan O. Why Does Aggregate Earnings Growth Reflect Information about Future Inflation? [J]. Accounting Review, 2017, 92 (6): 247-276.
- [4] 罗宏, 方军雄, 曾永良, 等. 企业汇总会计盈余能有效预测未来通货膨胀吗? [J]. 经济评论, 2017 (6): 148-162.
- [5] 吴联生, 王亚平. 盈余管理程度的估计模型与经验证据: 一个综述 [J]. 经济研究, 2007 (8): 143-152.
- [6] 李远鹏, 牛建军, 姜国华. 证券市场“应计异象”研究: 回顾与展望 [J]. 会计研究, 2008 (1): 79-84.
- [7] 樊行健, 刘浩, 郭文博. 中国资本市场应计异象问题研究——基于上市公司成长性的全新视角 [J]. 金融研究, 2009 (5): 141-156.
- [8] Dechow P M. Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals [J]. Journal of Accounting & Economics, 1994, 18 (1): 3-42.
- [9] Dechow P M, Kothari S P, Watts R L. The Relation between Earnings and Cash Flows [J]. Journal of Accounting and Economics, 1998, 25 (2): 133-168.
- [10] Barth M E, Clinch G, Israeli D. What Do Accruals Tell Us about Future Cash Flows? [J]. Review of Accounting Studies, 2016, 21 (3): 768-807.
- [11] Sloan R G. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? [J]. Accounting Review, 1996, 71

- (3): 289-315.
- [12] Dechow P M, Dichev I D. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors [J]. *Accounting Review*, 2002, 77 (Supplement): 35-59.
- [13] 于李胜, 王艳艳. 信息风险与市场定价 [J]. *管理世界*, 2007 (2): 76-85.
- [14] 饶育蕾, 王建新, 丁燕. 基于投资者有限注意的“应计异象”研究——来自中国A股市场的经验证据 [J]. *会计研究*, 2012 (5): 59-66.
- [15] 王华杰, 王克敏. 应计操纵与年报文本信息语气操纵研究 [J]. *会计研究*, 2018 (4): 45-51.
- [16] Kothari S P, Lewellen J, Warner J B. Stock Returns, Aggregate Earnings Surprises, and Behavioral Finance [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79 (3): 537-568.
- [17] Ball R, Sadka G, Sadka R. Aggregate Earnings and Asset Prices [J]. *Journal of Accounting Research*, 2009, 47 (5): 1097-1133.
- [18] Hirshleifer D, Hou K, Teoh S H. Accruals, Cash Flows, and Aggregate Stock Returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 91 (3): 389-406.
- [19] 肖志超, 胡国强. 会计信息预测宏观经济增长的实现路径: 盈余传导与风险感知 [J]. *财经研究*, 2018 (1): 61-74.
- [20] 权小锋, 吴世农. 投资者注意力、应计误定价与盈余操纵 [J]. *会计研究*, 2012 (6): 46-53.
- [21] 龚启辉, 吴联生, 王亚平. 两类盈余管理之间的部分替代 [J]. *经济研究*, 2015 (6): 175-188.
- [22] Richardson S A, Sloan R G, Soliman M T, et al. Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock Prices [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2005, 39 (3): 437-485.
- [23] Xie H. The Mispricing of Abnormal Accruals [J]. *Accounting Review*, 2001, 76 (3): 357-373.
- [24] Dechow P M, Ge W. The Persistence of Earnings and Cash Flows and the Role of Special Items: Implications for the Accrual Anomaly [J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11 (2/3): 253-296.
- [25] Fairfield P M, Whisenant J S, Yohn T L. Accrued Earnings and Growth: Implications for Future Profitability and Market Mispricing [J]. *The Accounting Review*, 2003, 78 (1): 353-371.
- [26] Zhang X F. Accruals, Investment, and the Accrual Anomaly [J]. *Accounting Review*, 2007, 82 (5): 1333-1363.
- [27] Fama E F, French K R. Profitability, Investment and Average Returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 82 (3): 491-518.
- [28] Wu J, Zhang L, Zhang X F. The Q-theory Approach to Understanding the Accrual Anomaly [J]. *Journal of Accounting Research*, 2010, 48 (1): 177-223.
- [29] Dechow P M, Richardson S A, Sloan R G. The Persistence and Pricing of the Cash Component of Earnings [J]. *Journal of Accounting Research*, 2008, 46 (3): 537-566.
- [30] Guo H, Jiang X. Accruals and the Conditional Equity Premium [J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, 49 (1): 187-221.
- [31] Shivakumar L. Aggregate Earnings, Stock Market Returns and Macroeconomic Activity: A Discussion of ‘Does Earnings Guidance Affect Market Returns?’ The Nature and Information Content of Aggregate Earnings Guidance [J]. *Ssrn Electronic Journal*, 2007, 44 (1): 64-73.
- [32] Ogneva M. Discussion of What Do Management Earnings Forecasts Convey about the Macroeconomy? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2013, 51 (2): 267-279.
- [33] Cready W M, Gurun U G. Aggregate Market Reaction to Earnings Announcements [J]. *Journal of Accounting Research*, 2010, 48 (2): 289-334.
- [34] Patatoukas P N. Detecting News in Aggregate Accounting Earnings: Implications for Stock Market Valuation [J]. *Review of Accounting Studies*, 2014, 19 (1): 134-160.
- [35] 贺力平, 樊纲, 胡嘉妮. 消费者价格指数与生产者价格指数: 谁带动谁? [J]. *经济研究*, 2008 (11): 16-26.
- [36] 孟庆斌, 靳晓婷, 吴蕾. 我国通货膨胀影响因素的非线性影响效应分析 [J]. *金融研究*, 2014 (4): 30-46.
- [37] 方军雄, 周大伟, 罗宏, 等. 会计信息与宏观分析师经济预测 [J]. *中国会计评论*, 2015 (4): 389-412.
- [38] Greene W H. *Econometric Analysis* [M]. 第七版, 中国人民大学出版社, 2013.
- [39] 许志伟, 薛鹤翔, 罗大庆. 融资约束与中国经济波动——新凯恩斯主义框架内的动态分析 [J]. *经济学 (季刊)*, 2011 (1): 83-110.
- [40] 刘凤良, 章潇萌, 于泽. 高投资、结构失衡与价格指数二元分化 [J]. *金融研究*, 2017 (2): 54-69.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

中国宏观经济不确定性的经济效应

The Economic Effects of Chinese Macroeconomic Uncertainty

余 杰 黄孝武

YU Jie HUANG Xiao-wu

[摘要] 基于高维宏观经济数据, 本文度量了我国的宏观经济不确定性, 并使用 TVP-SV-FAVAR 模型讨论了其对宏观经济的影响。结果表明, 宏观经济不确定性具有逆周期的特点, 对宏观经济的影响具有显著的时变效应。宏观经济不确定性的上升短期抑制经济增长、物价上涨和投资增加, 而在长期则会促进经济增长, 同时也会促进技术创新活动。我国经济在遭受不确定性冲击之后表现出短期受损而长期向好的特征, 说明随着改革的深入, 我国经济的韧性越来越强。这一实证结果表明我国宏观经济不确定性对宏观经济的效应在短期符合实物期权理论以及风险补偿理论的预测, 而在长期符合增长期权理论的预测。因此, 在不确定性较高的时期, 宏观经济政策在平滑短期经济波动的同时, 应该更加注重引导创新活动, 从而保证长期的经济增长。

[关键词] 宏观经济不确定性 实物期权 增长期权 风险补偿 TVP-SV-FAVAR 模型

[中图分类号] F124 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 12-0078-17

Abstract: Based on high dimension Chinese macroeconomic data, we measure Chinese economic uncertainty and analyze its effects on macroeconomy via a TVP-SV-FAVAR model. We find that Chinese economic uncertainty is countercyclical and has time-varying effects on macroeconomy. In short term, the increase of economic uncertainty lowers economic growth, CPI and investment. However, the increase of economic uncertainty benefits economic growth in the long term. Meanwhile, it contributes to innovations. These results reveal the fact that, with the process of reform deepening, the economy of China become more and more resilient. The empirical results are also consistent with the theory of real options and the theory of risk compensation in short term, consistent with the theory of growth options in long term. Thus, in the period of high macroeconomic uncertainty, policies should pay more attention to guide innovations in order to obtain a long-term growth.

Key words: Macroeconomic uncertainty Real option Growth option Risk compensation TVP-SV-FAVAR model

[收稿日期] 2020-02-22

[作者简介] 余杰, 男, 1993年11月生, 南京大学商学院博士研究生, 研究方向为宏观经济、货币政策; 黄孝武, 男, 1967年11月生, 中南财经政法大学金融学院、湖北省产业升级与区域金融协同创新中心教授, 博士生导师, 研究方向为金融中介、金融契约、货币政策。

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

经济波动的原因一直是宏观经济研究中最重要主题，2007年美国次贷危机爆发后这一主题的重要性更加突出。在传统的经济学理论中，经济波动的原因是多方面的，货币因素和实际经济因素都会引起经济的波动。近年来大量研究表明，不确定性是导致经济波动的重要原因，不确定性具有明显的逆周期特征，即经济下行时期不确定性上升（Bloom等，2018^[1]；Fajgelbaum等，2017^[2]）。同时金融市场中的许多动荡都是由不确定性引起的（Trichet，2008^[3]）。美国联邦储备系统公开市场委员会（FOMC）在次贷危机时期曾多次强调不确定性增加对经济衰退的影响（Bloom等，2018^[1]）。中国人民银行在近年来的货币政策执行报告中也反复强调不确定性对经济增长可能产生的影响（如2018年第4季度和2019年第1季度的货币政策执行报告）。关注不确定性对宏观经济的影响在理论与实践都具有重要意义。

不确定性研究中的关键问题是如何界定和度量不确定性。Baker等（2016）^[4]指出，不确定性包括宏观经济不确定性（Macroeconomic Uncertainty，EU）和经济政策不确定性（Economic Policy Uncertainty，EPU）两个方面^①。对于宏观经济不确定性的度量，实证研究中大多使用代理变量，例如股票市场的波动率、GDP的波动率、专家预测的不一致性、企业劳动生产率的离差等。但是，这些代理变量都存在一定的局限性，从本质上来讲他们能否成为宏观经济不确定性较好的代理变量存在疑问（Jurado等，2015^[5]）。如何合理地度量宏观经济不确定性，仍然是学术研究特别是经验研究中的重点。

另一方面，关于不确定性对于宏观经济的影响，无论是理论模型还是实证研究都并未达成一致。传统的观点倾向于认为不确定性的升高会对经济造成损害。比如，不确定性的升高会减少企业进行投资的意愿，或者使企业在进行投资时变得格外谨慎，投资的减少使得经济增长受损（Bloom，2009^[6]；Bloom等，2018^[1]）。再如，不确定性的升高也会影响家庭部门的消费行为，抑制家庭的消费（Bloom，2014^[7]；Fajgelbaum等，2017^[2]）。但是，近年来也有研究发

现不确定性会在长期有利于经济的发展，这主要是因为不确定性升高会刺激创新活动和某些特定行业的投资（如Kraft等，2018^[8]）。

Jurado等（2015）^[5]改进了前人研究中的缺陷，提出了一种更为合理的度量宏观经济不确定性的方法，为观察和理解宏观经济中的不确定性提供了一个新的思路和框架。该方法试图在高维数据中尽可能消除“确定性因素”的影响，以不可预测的共同的随机波动代表宏观经济不确定性。沿着这一思路和方法，本文拟从经验数据层面尝试度量中国宏观经济的不确定性，并讨论其对宏观经济的影响。本文的贡献主要在于两个方面：第一，本文采用相对合理的方法对中国宏观经济不确定性进行了度量，我们观察到这种不确定性具有明显的逆周期特征。第二，本文使用TVP-SV-FAVAR模型探究了宏观经济不确定性对中国宏观经济的影响。我们发现宏观经济不确定性会在短期内使得我国的经济增长、价格、投资受到抑制，但却会促进全社会的创新活动，从而在长期有利于我国经济增长，这一结论是对现有实证研究的补充。

本文后续部分的安排如下：第二部分是文献综述；第三部分是宏观经济不确定性的度量方法及度量结果；第四部分是宏观经济不确定性对宏观经济影响的实证分析；第五部分是全文的结论和政策建议。

二、文献综述

（一）不确定性的定义及度量

1. 不确定性与风险。

Knight（1921）^[9]最早对风险和不确定性进行了区分，给出了经济学中不确定性的概念。基于主观概率理论，他认为不确定性的核心是信息的不完备性。所以，当我们可以对某些事件进行重复实验并获取它们的概率分布时，不确定性就被消除了。然而，在社会经济生活中，几乎不可能对某些事件进行重复实验，所以不确定性是普遍存在的。

现代经济学中关于不确定性的定义大多借鉴了Knight（1921）^[9]不确定性的定义，但又有所不同。定义 I_t 为 t 时刻经济系统中所有机构所能获取的信息， θ_t 是 t 时刻经济系统的状态，一般地， θ_t 中应该包括经济系统各方面的状态。则不确定性可以表述为 $\text{Var}(\theta_t | I_t)$ ，即 θ_t 的条件波动率或者方差。同时要

① 这一分类方法目前已经为经济学中对于不确定性的研究普遍接受。

求当 I_t 增大时, 这个条件波动率将会下降, 即当信息量增加时, 不确定性会降低。

2. 不确定性的度量。

根据上述不确定性与风险的涵义, 学者们提出了度量不确定性的各种方法。

从不确定性的定义可以容易想到, 波动率可以作为不确定性的一个代理变量。Bloom 等 (2009)^[6] 使用股票波动率作为不确定的度量, 发现不确定性在短期内对实体经济造成了不利的影响。Gilchrist 等 (2014)^[10] 则研究了股票波动率对投资的影响, 他们认为股票波动率能够很好地衡量企业层面的不确定性, 这种不确定性会对企业的投资造成巨大的影响。叶建华 (2014)^[11] 以及徐倩 (2014)^[12] 也使用股票的波动率来反映企业面临的不确定性。另外一个与股票波动率类似的指标是由芝加哥期权交易所发布的波动率指数 (Volatility Index, VIX), 同时, 它也是金融市场恐慌程度的一个度量。Bloom (2014)^[7] 发现, VIX 指数具有明显的逆周期性, 能够作为不确定性的一个度量。蔡一飞 (2016)^[13] 发现我国的经济政策不确定指数与 VIX 指数具有时变的格兰杰因果关系。然而, 也有学者对使用金融市场的波动率指标作为不确定性的度量提出了质疑。Bekaert 等 (2013)^[14] 认为, 股票的波动率或者 VIX 指数的波动很有可能仅仅是由企业的异质性引起的, 而与不确定性的关系不大。而产生的波动率则不存在异质性的问题, Baum 等 (2006)^[15] 使用一个 GARCH (2, 2) 模型拟合了美国的季度 GDP 增速, 计算了 GDP 增速的条件波动率, 并以此作为宏观不确定性的一个度量。遵循这一思路, 梁权熙等 (2012)^[16] 使用 GARCH (1, 1) 模型拟合了我国宏观经济领先指数, 王义中和宋敏 (2014)^[17] 使用 GARCH (1, 1) 模型拟合了我国季度 GDP 的增速。韩国高和胡文明 (2016)^[18] 使用分省份年度 GDP 的三年移动标准差作为不确定性的度量。

除了直接可以观测到的波动率之外, 调查数据也常常用作不确定性的度量。其中最著名的是美国的密歇根调查数据 (例如, Bloom, 2014^[7]; Fajgelbaum 等, 2017^[2])。研究发现该数据中回答者对于未来经济走势的预测的不一致性具有逆周期性, 即人们在“坏的时期” (Bad Time) 对于未来期望的不一致性

增大, 从而可以作为不确定性的一种度量。李妹和高山行 (2014)^[19] 也使用了调查研究的方法来衡量不确定性。

另外, 有学者认为, 诸如自然灾害、恐怖袭击、政治选举的外生的冲击也能作为不确定性的工具变量。Baker 和 Bloom (2011)^[20] 是这方面研究的开创者, 他们提取了股票波动率中能够被这些外生冲击解释的部分, 并使用这些成分去预测 GDP 的增长。Stein 和 Stone (2013)^[21] 使用企业面对外生的能源和货币的波动作为工具变量, 研究了不确定性对投资、就业等方面的影响。

近年来, 也有学者开始关注经济政策不确定性的度量。Baker 等 (2016)^[4] 把不确定性分为宏观经济整体和经济政策这两个层面的不确定性, 并着重研究了后者。他们使用文本分析方法, 通过对主流媒体的新闻报道中关于不确定性的词语的分析, 构建了不同国家经济政策不确定性指数。目前这一指数已经成为国内外度量经济政策不确定性的常用指标。^①

Jurado 等 (2015)^[5] 提出了另一种衡量宏观经济不确定性的方法, 即基于高维数据的动态因子模型方法。在变量选择上, 他们纳入了高维的宏观经济数据集, 考虑了宏观经济中能够获得的所有信息。在对不确定性的技术处理上, 他们首先移除了宏观经济序列中的可预测成分, 然后通过随机波动模型 (Stochastic Volatility Model) 保证不确定性的新息过程 (innovation process) 具有能够独立影响宏观经济变量本身的一阶矩和二阶矩成分, 最后通过加权平均的方法获得了统一的宏观经济不确定性的度量。近年来, 一些研究中国宏观经济不确定性的文献已经开始使用这种方法, 如 Huang 等 (2018)^[22]、马丹等 (2018)^[23]、王维国和王蕊 (2019)^[24], 等等。

(二) 不确定性的宏观经济效应

宏观经济不确定性如何影响到宏观经济, 有三个理论解释方向, 即实物期权 (Real Options) 理论、风险补偿 (Risk Compensation) 理论, 以及增长期权 (Growth Options) 理论等。

1. 实物期权理论。

实物期权理论在不确定性与经济增长的讨论中最常见。Bermanke (1983)^[25] 认为企业的投资行为可以看作一系列的期权: 当投资行为是不可逆的时候,

① 在计算中国的经济政策不确定性指数时使用了香港南华早报的新闻报道。

企业在进行投资时需要对“现在”就进行投资和等待未来更好的投资机会之间的成本和收益进行权衡。从实物期权理论角度来看,当未来的不确定性升高时,选择推迟投资对于企业来说更有价值,因为在等待期间企业也许能够获得更多的关于未来的信息来避免可能出现的较大的损失。类似的观点也出现在 Brennan 和 Schwartz (1985)^[26] 以及 McDonald 和 Siegel (1986)^[27] 中。

从上述描述中可以看出,与实物期权相关的一个重要概念是调整成本,包括资本的调整成本和劳动的调整成本^①。刘盛宇和尹恒(2018)^[28]估算了我国1998年到2008年之间的全行业资本调整成本,发现我国的资本调整成本在10%左右,这一比例随着时间的推移逐渐增加,并且不同性质企业的资本调整成本也不同。关于劳动的调整成本, Bloom (2009)^[6]认为美国的劳动调整成本占企业总工资支出的10%到20%,胡永刚和刘方(2007)^[29]、陈利锋和雷盼盼(2017)^[30]分别在DSGE模型中引入劳动调整成本,都发现不管使用何种参数校准值,劳动调整成本均是我国经济波动的重要原因。进一步地, Schaal (2017)^[31]强调了劳动搜寻成本在不确定性高涨时期的作用,认为劳动搜寻成本可以看作是一种特殊的劳动调整成本并使劳动力市场受到巨大的影响。

除了理论上的解释之外,大量实证研究发现不确定性在宏观层面和微观层面都会明显降低投资和产出。在宏观层面,不确定性会使得投资和产出都降低。Bloom (2009)^[6]、Jurado 等 (2015)^[5]、Bloom 等 (2018)^[1]发现不确定性冲击对美国的GDP增长和投资有显著的抑制效应。韩国高和胡文明(2016)^[18]使用省级GDP的三年移动平均标准差作为宏观经济不确定性的度量,发现宏观经济不确定性会降低固定资产投资。Baker 等 (2016)^[4]构建了经济政策不确定性指数,并发现经济政策不确定性会降低产出。沿着这一思路,国内大量的研究也讨论了经济政策不确定性对投资和产出的影响。金雪军等 (2014)^[32]发现经济政策不确定性对投资、产出都有抑制作用,张浩等 (2015)^[33]也发现经济政策不确定性会使得投资降低,田磊和林建浩 (2016)^[34]则发现经济政策不确定性会使得我国的产出降低。黄宁和郭

平 (2015)^[35]则发现经济政策不确定性对我国产出和投资的抑制作用在不同的地区强度不同,它对东部地区的短期影响较为明显,而对西部地区的长期影响较为显著。

另一方面,实物期权也会使得家庭部门的消费减少,其中对耐用品消费的影响最为明显。Bloom (2014)^[7]认为,在不确定性较高的时期,人们对诸如房屋、交通工具等耐用品的消费会降低,因为人们并不确定这些商品的价格会如何变化,同时,在不确定性高涨的时期,家庭对未来的收入也充满了不确定,这也会抑制消费。张振和乔娟 (2011)^[36]发现收入的不确定性对我国城乡家庭的消费行为都有影响,其中对农村家庭的影响大于对城镇家庭的影响,廖直东和宗振利 (2014)^[37]也发现了类似的效应。张浩等 (2015)^[33]发现经济政策不确定性的提高会降低房地产的消费。陈国进等 (2017)^[38]建立了一个DSGE模型并使用经济政策不确定性指数校准参数,发现经济政策不确定性的提高会抑制家庭的消费和投资行为。

高不确定性不仅仅会降低投资和消费的水平,也会降低这些变量对经济状况改变的敏感性。这主要由以下两种因素造成。Foote 等 (2000)^[39]、Bertola 等 (2005)^[40]认为高不确定性会让家庭部门对利率的改变不得不敏感,从而使得耐用品消费对利率的弹性降低,他们分别使用美国和意大利的数据证明了这一观点。同时,高不确定性使得企业变得更加谨慎,从而对经济状况的改变不敏感。Fajgelbaum 等 (2017)^[2]认为当不确定性升高时企业之间的信息传递会变得缓慢,这又会导致企业对利率变化的反应变得谨慎。对中国来说,这种“谨慎效应”同样存在,大量实证研究发现经济政策不确定性会使得我国企业的现金持有提高(王红建等,2014^[41];陈德球等,2016^[42];李凤羽和史永东,2016^[43];张光利等,2017^[44]),王化成等 (2016)^[45]发现在经济政策不确定性的升高会使得企业获得的商业信用减少。

2. 增长期权理论。

增长期权理论通常用来解释20世纪末到21世纪初美国互联网泡沫的形成过程(Bloom, 2014^[7]),其核心是成本和收益的对比。按照这种理论,经济系统中充满了不确定性,然而这种不确定性却会促进投

① 例如,在设备安装和拆卸过程中可能造成的设备的损坏以及二手设备的转手造成的折价等就是资本的调整成本,而招聘、培训的费用以及解雇时需要支付的违约金等就是劳动的调整成本,在实物期权理论中投资是不可逆的,因此这些成本对于企业来说通常会比较高。

资,从而促进经济增长。因为,对诸如互联网行业来说,企业投资的最大损失就是他们的成本,但是一旦投资获得成功,企业获得的回报却数倍于他们的成本,这种高额利润的诱惑使得投机性投资增加。由于投资转化为产能需要一段时间,于是这种投资可以看作是企业的购买的一个“看涨期权”。Bar-Ilan 和 Strange (1996)^[46]发现了增长期权的实证证据,他们认为对某些行业来说,不确定性的升高会大幅提高期望收益。Kraft 等 (2018)^[8]发现,增长期权对于解释创新驱动型企业的投资行为十分重要,他们发现在不确定性增加时,这一类企业反而会提高他们的研发支出,以期在未来一段时间之后使企业获得高额回报。

国内的一些研究也发现不确定性会促进企业的创新行为。孟庆斌和师倩 (2017)^[47]在 DSGE 模型中研究了经济政策不确定性对企业研发投入的关系,他们发现企业的研发投入与经济政策不确定性正相关,并且对于风险偏好程度越高的企业,经济政策不确定性对研发投入的促进作用越明显。顾夏铭等 (2018)^[48]区分了经济政策不确定性对企业创新的选择效应和激励效应,发现经济政策不确定性正向影响上市公司的研发投入和专利申请量,这种影响对不同产权性质或者不同行业的企业有所不同。饶品贵等 (2017)^[49]则发现对中国来说,在高不确定性时期,企业会更加考虑市场因素,从而提高了企业的投资效率。

3. 风险补偿理论。

在经济学中,投资者需要通过风险溢价 (Risk Premium) 获得对承担风险的补偿。高不确定性往往会使风险溢价升高,这会进一步导致融资的成本上升。近年来,大量的理论文献证明了不确定性的升高会提高借贷成本 (Borrowing Costs),从而使得经济增长受到影响 (Arellano 等, 2010^[50]; Christiano 等, 2014^[51]; Gilchrist 等, 2014^[10])。Ilut 和 Schneider (2014)^[52]提出了“模糊经济周期” (Ambiguous Business Cycle) 模型,他们定义了一群对未来高度不确定的机构,发现当不确定性增大时,这些机构会削减他们的投资和消费,进而影响经济的增长。

此外,高不确定性还会增加家庭和企业的预防性储蓄,这会使得总消费降低 (例如, Bansal 和 Yaron, 2004^[53])。直观来看,总消费的降低会成为存款并且最终转化为投资,因此不确定性的升高似乎不会对经济造成太大的影响。但是, Fernández-Villaverde 等 (2011)^[54]的研究表明,在高度开放的经

济体中,总消费降低导致的储蓄将会外流,不一定会使投资增加。而对开放程度不太高的经济体来说, Fernández-Villaverde 等 (2015)^[55]、Leduc 和 Liu (2016)^[56]、Basu 和 Bundick (2017)^[57]等的研究则进一步表明,高不确定性会导致储蓄上升,降低了利率和价格,同时会使得投资上升,但是投资的这种上升却无法弥补消费减少带来的损失,其原因在于价格粘性的存在使得价格和利率的降低无法刺激足够多的投资。

(三) 对已有文献的评述

1. 关于宏观经济不确定性度量的文献评述。

从不确定性的定义上看,现有的对宏观经济不确定性的度量都可能存在一定的局限性。第一,在度量不确定性时,只有把可以预测的部分去除掉才能更合理地反映不确定性的本质特征,诸如股票波动率和调查数据的不一致性等度量方式都没有考虑这一点。第二,宏观经济不确定性是一种类似于“共同成分”的因素,现有的关于宏观经济不确定性的度量都只考虑了单一变量或者某一类变量。经济周期和不确定性的理论文献中都要求不确定性是一种能够影响诸多变量的因素 (例如, Bloom, 2009^[6]; Gilchrist 等, 2014^[10]; Basu 和 Bundick, 2017^[57]; Fajgelbaum 等, 2017^[2]; Bloom 等, 2018^[1])。第三,宏观经济不确定性的新息 (Innovation) 或者冲击 (Shock) 应该同时具有一阶矩 (First Moment) 和二阶矩 (Second Moment) 成分,同时不确定性的新息过程必须独立影响经济变量本身 (Bloom, 2009^[6]; Jurado 等, 2015^[5]; Bloom 等, 2018^[1]), 而使用 GARCH 族模型计算的条件方差显然不满足这一特征。

Jurado 等 (2015)^[5]提出的基于高维数据的动态因子模型方法可以较好地剔除宏观经济中的确定性因素,考虑了经济变量的共同成分,并且使得不确定性的新息过程能够独立影响宏观经济变量,因此我们认为这种方法在度量宏观经济不确定性时更加合适,而国内仅有少量文献关注到了这种方法。

2. 关于经济不确定性宏观经济效应的文献评述。

在经济不确定性的宏观经济效应三个理论方向的文献中,存在以下三个特点:第一,虽然大部分的文献认为不确定性的升高会抑制经济增长,但是也有增长期权等理论认为不确定性的提高会通过促进创新和特定行业的投资从而在长期有利于经济的增长。然而国内对于增长期权理论的关注都集中在微观层面,在

宏观层面能够支持增长期权理论的实证证据并不多见。第二，国内绝大部分关于不确定性的实证研究使用了 Baker 等 (2016)^[4] 发布的中国经济政策不确定性指数，而从整体上讨论宏观经济不确定性及其对于经济增长系统效应的讨论并不多。第三，尽管有少量研究涉及宏观经济不确定性，但这些研究中对宏观经济不确定性的度量方法并不一致，而且均存在一定的局限。

本文拟借鉴 Jurado 等 (2015)^[5] 基于高维数据动态因子方法来较为合理地度量中国宏观经济不确定性，并使用 TVP-SV-FAVAR 模型来分析我国宏观经济不确定性对宏观经济的时变效应。

三、中国宏观经济不确定性的度量

(一) 度量方法

1. 宏观经济不确定性的基本表达。

按照 Jurado 等 (2015)^[5] 的思路，度量宏观不确定性首先要定义不确定性。他们认为不确定性是宏观经济中不可被预测的内容，定义 $y_{jt} \in Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{N_t})'$ ，则向前预测 h 期的不确定性为 $U_{jt}^y(h)$ ：

$$U_{jt}^y(h) \equiv \sqrt{E[(y_{jt+h} - E[y_{jt+h} | I_t])^2 | I_t]} \quad (1)$$

其中 I_t 代表机构在 t 时刻能够获取的信息，所以宏观经济的总不确定性为：

$$U_t^y(h) \equiv \text{plim}_{N_y \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^{N_y} w U_{jt}^y(h) \equiv E_w(U_{jt}^y(h)) \quad (2)$$

2. 宏观经济不确定性的度量过程。

在定义了不确定性之后，度量宏观经济不确定性就转化为对式 (1) 和式 (2) 的估计，估计步骤可以总结为以下几个基本过程。

第一，收集宏观经济信息集。由于 I_t 是 t 时刻机构面对的宏观信息集，因此首先要收集能够尽可能全面反映宏观经济状况的数据，这一步的作用是消除“确定性因素”的影响。

第二，估计预测误差。通常来说，收集的宏观经济信息集非常庞大，通常具有几十甚至上百个时间序列。为避免“维度诅咒”，我们使用 FAVAR 模型来估计每个序列的预测误差。

第三，对于预测误差使用随机波动模型建模。这一步是整个估计过程中最为重要的一步。如前所

述，理论文献要求不确定性“具有独立影响各个宏观经济变量的二阶矩新息”，随机波动模型可以满足这一要求。根据 Jurado 等 (2015)^[5] 的推荐，我们选择了 Kastner 和 Fruhwirth-Schnatter (2014)^[58] 的估计方法。

第四，计算各时间序列的不确定性。这一步我们根据 Jurado 等 (2015)^[5] 推导出的递归方程来完成。

第五，使用合适的赋权方法，将各时间序列的不确定性综合为宏观经济不确定性。根据 Jurado 等 (2015)^[5] 的讨论，简单的等权重平均法与其他的一些复杂方法计算的结果差别不大，因此我们采用简单的等权重平均法。

(二) 数据和度量结果

1. 数据及来源。

本文选择了 59 个中国宏观经济变量的月度数据，数据区间是 1996 年 9 月到 2018 年 12 月。由于在预测过程中对变量的滞后处理会损失数据量，因此我们最后得出宏观经济不确定性的区间是 1997 年 1 月到 2018 年 12 月。发明专利申请量的数据来源于国家知识产权局，其余所有的数据都来源于国家统计局和中经网统计数据库。我们对数值较大的数据取对数，对于需要季节调整的数据进行了季节调整，之后使用 PP 检验来判断序列的平稳性，对于不平稳的序列采用差分使之平稳。最后，根据 FAVAR 模型的要求，我们将所有数据标准化为均值为 0、方差为 1 的序列。^①

对中国宏观经济不确定性的研究中，Huang 等 (2018)^[22] 使用了 224 个变量，王维国和王蕊 (2019)^[24] 使用了 158 个变量，这些研究中的数据量明显比我们的多。但是我们认为并不是纳入越多的变量就越好，原因在于，本文使用的方法的核心部分是一个动态因子模型，该模型的核心假设是经济变量的特质波动之间具有截面弱相关性。根据 Boivin 和 Ng (2006)^[59] 的研究，由于多数宏观经济变量之间存在高度的相关性，在动态因子模型中纳入过多的变量会增加数据噪声并且使得估计量不满足截面弱相关性的假设，从而降低估计的精度。他们在蒙特卡洛模拟中发现，使用 40 个宏观经济变量反而能够更加准确地估计共同因子。因此，我们认为使用 59 个变量能够

① 由于篇幅所限，数据预处理方法详情备索。

获得更加准确的估计。马丹等(2018)^[23]也采用了与我们差不多的数据量。

2. 宏观经济不确定性的度量结果。

在FAVAR模型的估计过程中,因子个数与滞后期数是关键变量。按Bai和Ng(2002)^[60]提出的信息准则我们最终确定因子个数为4个,根据AIC准则我们确定模型的滞后阶为4阶。在估计随机波动模型时,我们使用MCMC方法,总共进行了55 000次抽样,舍弃了前5 000次抽样,保留了后50 000次抽样。为了方便比较,我们参考Gulen和Ion(2015)^[61]对经济政策不确定性指数的处理方法,将我们度量的宏观经济不确定性处理成季度数据,并且比较了宏观经济不确定性与我国季度GDP同比增速,如图1所示。

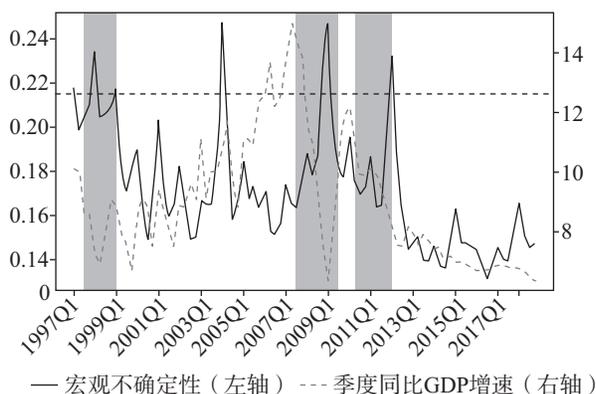


图1 中国宏观经济不确定性与GDP增速

从图1可以看出,我国的宏观经济不确定性在大多数时期表现出了逆周期性质,即宏观经济上行时,宏观经济不确定性下降,反之亦然。参考Jurado等(2015)^[5]的做法,我们将宏观经济不确定性超过其

本身均值加上1.65倍标准差的时期定义为“高不确定性时期”,其余时期为正常时期,图1中黑色虚线为宏观经济不确定性的均值加上其1.65倍标准差的值。图1中灰色区域分别为1998年亚洲金融风暴、2008年前后的“次贷危机”和2011年前后的欧债危机。可以看出,我国在这三个时期都处于“高不确定性时期”,而我国的季度GDP同比增速在这三个时期都处于“谷底”位置。在2015年初经历了一个阶段性高点之后,我国的宏观经济不确定性一直在低位运行,反映出我国供给侧结构性改革给宏观经济带来了新的活力,经济发展的可预测性增强,因此宏观经济不确定性降低。

如前所述,Baker等(2016)^[4]把不确定性分为宏观经济不确定性和经济政策不确定性,而且提供了经济政策不确定性的算法和数据。经济政策不确定性是否存在替代性则成为判断本文所度量的宏观经济不确定性有效性的重要依据。^①从概念本身来看,宏观经济不确定性和经济政策不确定性是两个不同的概念,反映的是两个不同的方面,因此从经济逻辑上它们应该具有不同的特征。从度量方法看,本文度量宏观经济不确定性使用的是计量经济学方法,充分体现了“让数据说话”的原理,而Baker等(2016)^[4]对经济政策不确定性的度量采用的是基于计算机搜索技术的指数合成方法。因此,从度量方法上看,本文的宏观经济不确定性与经济政策不确定性也会具有不同的特征。我们计算了向前预测1期的月度宏观经济不确定性与经济政策不确定性指数的当期值与滞后值之间的相关性(如表1所示)。

表1 宏观经济不确定性与经济政策不确定性的相关性

	EPU	EPU(-1)	EPU(-3)	EPU(-6)	EPU(-9)	EPU(-12)
EU	-0.333 9	-0.296 7	-0.230 5	-0.283 0	-0.338 3	-0.293 9

注:上表中EU代表宏观经济不确定性,EPU代表经济政策不确定性,EPU(-1)代表经济政策不确定性滞后一期,依此类推。

从表1我们可以看出,我们的中国宏观经济不确定性与国内研究常用的经济政策不确定性指数之间的相关性大约为-30%,这一结果对当期值和序列的滞后期值差别不大。据此,我们认为本文的宏观经济不确定性和经济政策不确定性指数并不存在替代关系。

四、中国宏观经济不确定性的经济效应

根据实物期权理论和与风险补偿理论,不确定性会在短期内对经济系统造成不利的影 响,但是根据增长长期理论,不确定性也有可能 在长期内有利于经济发展。因此,本文接下来实证检验宏观经济不确定性

^① 经济政策不确定性指标来源于 <http://www.policyuncertainty.com>。

与一些关键经济变量的关系。

SVAR 模型是宏观经济学实证研究中常用的模型，然而，SVAR 模型假设模型中的参数是一个常数，这种假设通常与实际经济的运行不符。就本文的研究主题来说，不确定性对宏观经济的影响在经济危机时期可能更加明显 (Bloom, 2009^[6]; Fajgelbaum等, 2017^[2]; Bloom 等, 2018^[11])，它在衰退时期会加剧经济的波动。宏观经济不确定性对我国经济的影响是否具有非线性效应，是我们需要研究的问题之一。因此，我们使用时变参数模型来避免使用线性模型可能出现的设定偏误问题。

(一) TVP-SV-FAVAR 模型的基本设定和估计

一般而言，TVP-SV-VAR 模型可以较好地刻画经济系统的时变特征，但是 Koop 和 Porter (2011)^[62]指出，如果在 TVP-SV-VAR 模型中纳入过多的变量和过多的滞后阶，模型的估计精度将迅速下降，他们发现 TVP-SV-VAR 模型中最多只能包含 5 个变量且滞后阶不能超过 4 阶。同时，大量研究发现如果 VAR 模型中包含的变量数量过少，可能无法完整反映整个经济系统的动态特征 (Stock 和 Watson, 2002a^[63], 2002b^[64]; Bernanke 等, 2005^[65])。因此，本文采用 TVP-SV-FAVAR 模型来研究宏观经济不确定性对经济系统的效应。该模型的优点在于既能刻画经济系统的时变特征，也能通过纳入大量的宏观经济变量来完整地反映经济系统的各个方面。

对 TVP-SV-FAVAR 模型的估计需要使用 MCMC 方法，但是当模型包含的变量过多时，MCMC 方法仍然会耗费大量的时间且估计精度不佳。本文采用 Koop 和 Korobilis (2014)^[66]提出的基于两阶段卡尔曼滤波 (Dual Kalman Filter) 的方法来估计模型，以提高模型估计的精度。

令 x_t 是一个 $n \times 1$ 维宏观经济向量， y_t 是 $s \times 1$ 维变量。对本文来说， y_t 中仅仅包含宏观经济不确定性这一个变量。一个 p 阶的 TVP-SV-FAVAR 模型的基本设定如下式：

$$x_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + v_t \tag{3}$$

$$\begin{bmatrix} f_t \\ y_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} f_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} f_{t-p} \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \tag{4}$$

其中， λ_t^y 是回归系数， λ_t^f 是因子荷载 (Factor Loadings)， f_t 是共同因子， $(B_{t,1}, \dots, B_{t,p})$ 是 VAR 系数。 v_t 和 ε_t 是零均值的高斯过程，它们分别具有时

变的协方差矩阵 V_t 和 Q_t ，这意味着该模型不仅允许模型系数是时变的，还允许外生冲击的协方差矩阵也是时变的。

上述模型中在右边引入 y_t 是为了在共同因子中消除 y_t 的影响。具体来说，尽管我们在宏观经济不确定性的构造中已经保证了它能够独立影响所有的经济变量，但是我们还是遵循 FAVAR 模型的一般做法，在共同因子中再次消除宏观经济不确定性的影响。令 $\lambda_t = ((\lambda_t^y)')', (\lambda_t^f)')'$ ， $\beta_t = (c_t', \text{vec}(B_{t,1})', \dots, \text{vec}(B_{t,p})')'$ ，它们服从一个随机游走过程，即：

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + u_t \tag{5}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \tag{6}$$

其中， $u_t \sim N(0, W_t)$ ， $\eta_t \sim N(0, R_t)$ 。最后， v_t 、 ε_t 、 u_t 和 η_t 两两互不相关。

我们接下来简述 Koop 和 Korobilis (2014)^[66]的估计方法。令 $\theta_t = (\lambda_t, \beta_t)$ ，则两阶段卡尔曼滤波法可以简述为：给定 f_t ，使用卡尔曼滤波估计 θ_t ；给定 θ_t ，使用卡尔曼滤波估计 f_t 。根据 Koop 和 Korobilis (2014)^[66]的推荐，我们可以首先使用传统的主成分估计法来获得 f_t 的初始估计，然后再使用两阶段卡尔曼滤波来获得参数最终的估计。除了模型的参数和共同因子之外，我们还需要估计 (V_t, Q_t, W_t, R_t) 。对 V_t 和 Q_t ，可以使用指数加权移动平均估计量 (Exponentially Weighted Moving Average Estimators, EWMA)。对于 W_t 和 R_t ，可以使用 Koop 和 Korobilis (2013)^[67]提出的遗忘因子方法 (Forgetting Factor Methods, FFM)。模型的估计方法总结如下：

第一步，初始化模型所有参数 λ_0 、 β_0 、 f_0 、 V_0 和 Q_0 ，这些就是模型的先验分布。使用主成分估计法获得 f_t 的初始估计 \tilde{f}_t 。

第二步，给定 \tilde{f}_t ，估计时变参数 θ_t 。具体来说，首先使用 EWMA 和 FFM 估计 (V_t, Q_t, W_t, R_t) ，接着给定 (V_t, Q_t, W_t, R_t) ，使用卡尔曼滤波估计 λ_t 和 β_t 。

第三步，给定 θ_t ，使用卡尔曼滤波估计 f_t 。

上述估计过程中的一个关键步骤是模型的初始化参数 λ_0 、 β_0 、 f_0 、 V_0 和 Q_0 。对于这些参数的设定，我们遵循 Koop 和 Korobilis (2014)^[66]，使用无信息先验，具体来说，

$$f_0 \sim N(0, 4)$$

$$\begin{aligned} \lambda_0 &\sim N(0, 4 \times I_{n(s+1)}) \\ \beta_0 &\sim N(0, V_{\text{MIN}}) \\ V_0 &= I_n \\ Q_0 &= I_{s+1} \end{aligned}$$

其中, V_{MIN} 是一个明尼苏达先验 (Minnesota Prior), 即

$$V_{\text{MIN}} = \begin{cases} 4, & \text{对于常数项} \\ 0.1/r^2, & \text{对于滞后 } r \text{ 阶的参数} \end{cases}$$

(二) 宏观经济不确定性对经济影响的实证分析

按 Jurado 等 (2015)^[5] 的基于高维数据动态因子度量方法, 宏观经济不确定性的新息过程本身就能够独立影响宏观经济变量的一阶矩和二阶矩成分, 也就是说由该方法度量出来的宏观经济不确定性与可观察的原始数据序列是完全不相关的 (详细阐述可以参考 Jurado 等 (2015)^[5] 的数学推导部分), 因此实证研究中不存在“内生性”问题, 我们可以讨论宏观经济不确定性与其他宏观经济变量之间的关系。

我们的数据集与前面的一样, 59 个变量预处理方法与前面一样, 因子个数设定为 4, 模型滞后阶数设定为 4。在结构冲击的识别上, 我们参考 Bloom (2009)^[6] 的方法, 即使用 Choleski 分解的方法, 并将宏观经济不确定性排在最后。在这些基础上, 我们计算了脉冲响应函数。

TVP-SV-FAVAR 模型能够在每一个时点都给出

一个脉冲响应函数的估计, 因此这个模型的脉冲响应函数是一个三维图形, 三个维度依次是脉冲响应值、时点、滞后期。在实证研究中为了便于分析, 通常给出两种脉冲响应函数。第一种被称为时点脉冲响应函数。如果我们固定一个时点, 将脉冲响应值和滞后期绘制成图, 就得到了时点脉冲响应函数, 这与传统的脉冲响应函数类似。第二种被称为等间隔脉冲响应函数。如果我们固定一个滞后期, 将时点和脉冲响应值绘制成图, 就得到了等间隔脉冲响应函数。本文将滞后 1 期的等间隔脉冲响应函数看作短期, 将滞后 12 期、滞后 24 期、滞后 36 期的等间隔脉冲响应函数看作长期, 由此就能看出长短期反应的时变特征。等间隔脉冲响应函数和时点脉冲响应函数是相互印证的关系, 同时, 从这两种脉冲响应函数中我们也可以得到不同的信息。

首先我们观察宏观经济不确定性与经济增长的关系。因为数据发布频率的关系, 我们选取月度工业增加值作为经济增长指标代理变量。一个标准差宏观经济不确定性结构冲击下工业增加值滞后 1 期、滞后 12 期、滞后 24 期和滞后 36 期的等间隔脉冲响应如图 2 所示。为了反映危机时期和正常时期宏观经济不确定性的响应, 我们分别绘制了 1998 年 1 月、2005 年 1 月、2009 年 1 月、2015 年 1 月这些时点上一个标准差宏观经济不确定性结构冲击下工业增加值的时点脉冲响应图 (如图 3 所示)。

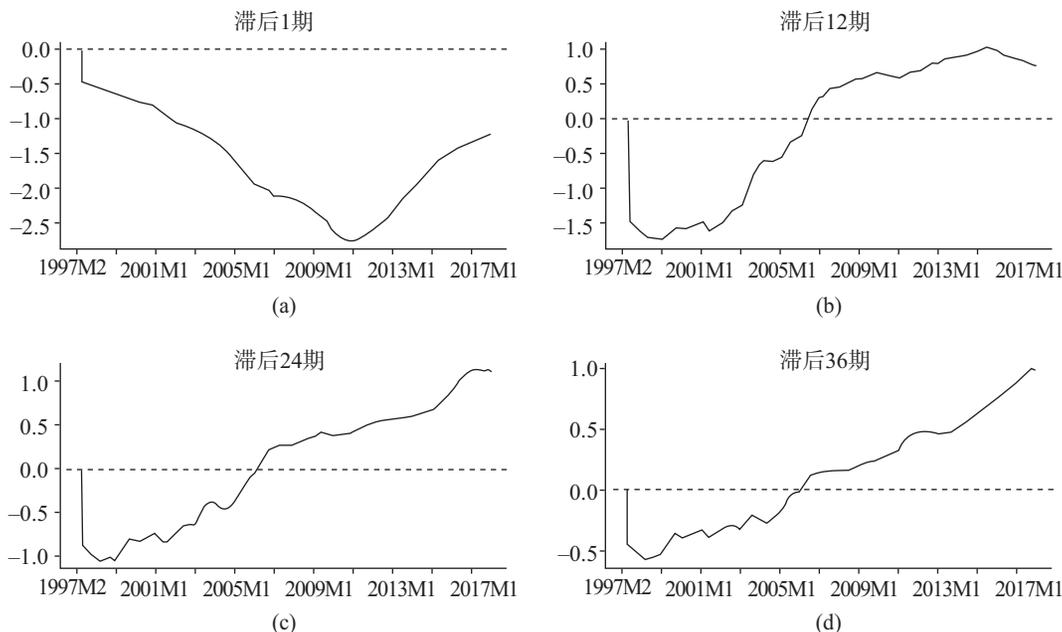


图 2 工业增加值对宏观经济不确定性结构冲击的等间隔脉冲响应

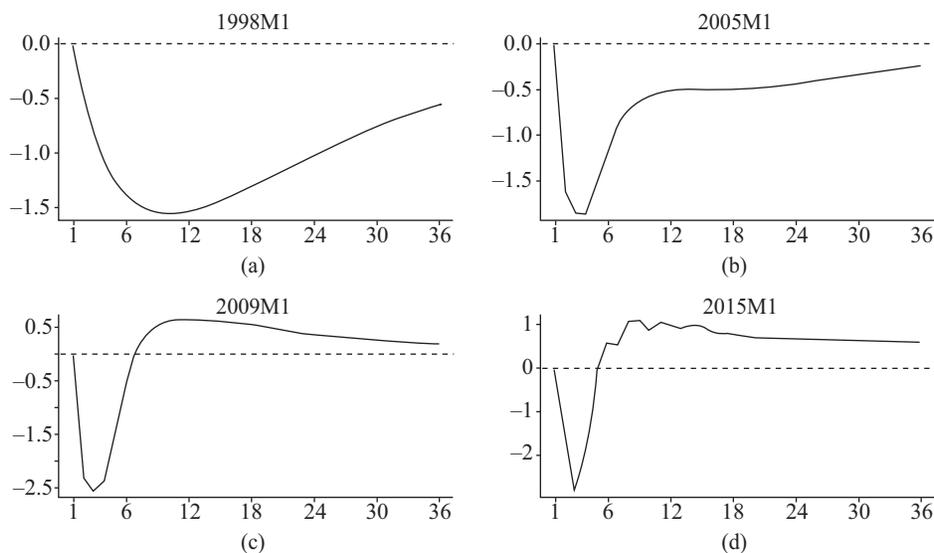


图3 工业增加值对宏观经济不确定性结构冲击的时点脉冲响应

从图2(a)可以看出宏观经济不确定性结构冲击对工业增加值的短期影响。宏观经济不确定性升高时,工业增加值在1个月之后会降低,这种短期的降低在2010年左右达到最大值,而在1998年亚洲金融危机期间,虽然工业增加值在短期降低了,但是这种短期降低的程度却低于次贷危机期间。图2(b)、图2(c)和图2(d)则可以看出宏观经济不确定性结构冲击对工业增加值的长期影响。从长期来看,大约在2005年之前,工业增加值在受到宏观经济不确定性冲击之后,即使在长期也会降低,而在2005年之后则会提高,这表明我国工业增加值对宏观经济不确定性冲击在长期具有不同的反应方式。

上述对于等间隔脉冲响应函数的分析也可以在图3中得到印证。图3(a)表明在1998年亚洲金融危机时期,宏观经济不确定性升高时,我国的工业增加值持续降低,这种降低大约在12个月左右到达最大值,并且这种效应即使在36个月之后仍然存在。图3(b)是2005年1月工业增加值对一个标准差的宏观经济不确定性冲击的反应,它的反应方式与图3(a)相似,在不确定性升高时,工业增加值在短期迅速降低,但是这种抑制效应大约在12个月左右就降到了一个相对较低的水平。图3(c)和图3(d)分别展示了2009年1月和2015年1月的脉冲响应图,这两幅图表现出一种完全不同的响应方式,宏观经济不确定升高时,工业增加值虽然在短期内经历了一个急剧的降低,但是这种降低在大约6个月之后就消失了,之后反而有一个持续的小幅升高。这说明,随着近年来我国改革的深入,宏观经济的韧性逐渐增

强,工业增加值在受到不确定性冲击之后在短期虽然会损失较大,但是在长期却会增长。

结合上面的分析,我们可以认为在2005年之前我国经济增长对不确定性的反应与实物期权理论及风险相关的理论一致,宏观经济不确定性的升高会抑制经济增长。而在2005年之后宏观经济不确定性对经济增长的作用则与增长期权理论一致,宏观经济不确定性升高在长期有利于经济发展。

根据增长期权理论,不确定性促进经济增长的原因是它会刺激创新活动,我们以全社会发明专利申请量作为创新活动的代理变量,绘制了创新活动对宏观经济不确定性结构冲击的脉冲响应图。

我们把图4(a)看作宏观经济不确定性升高对创新的短期影响,把图4(b)、图4(c)和图4(d)看作不确定性升高对创新的长期影响。从图4(a)可以看出,宏观经济不确定性的升高在短期内会抑制全社会发明专利申请量的增长,这种短期抑制作用在2005年之前并不明显,而在2005年之后开始增大。而图4(b)、图4(c)和图4(d)中,宏观经济不确定性升高对创新的影响程度较小(对比图4(a)与图4(b)、图4(c)、图4(d)纵轴的反应值),因此我们认为从图4(b)、图4(c)和图4(d)中无法较为准确地反映宏观经济不确定性对创新的长期影响。图5中则更清晰地展示了宏观经济不确定性与创新活动的关系。图5(a)表明在1998年亚洲金融危机期间,在宏观经济不确定性升高时,我国的全社会发明专利申请量有一个持续的提高,但是这种升高的程度却较小(对比图5(a)和图5(b)、图5(c)和

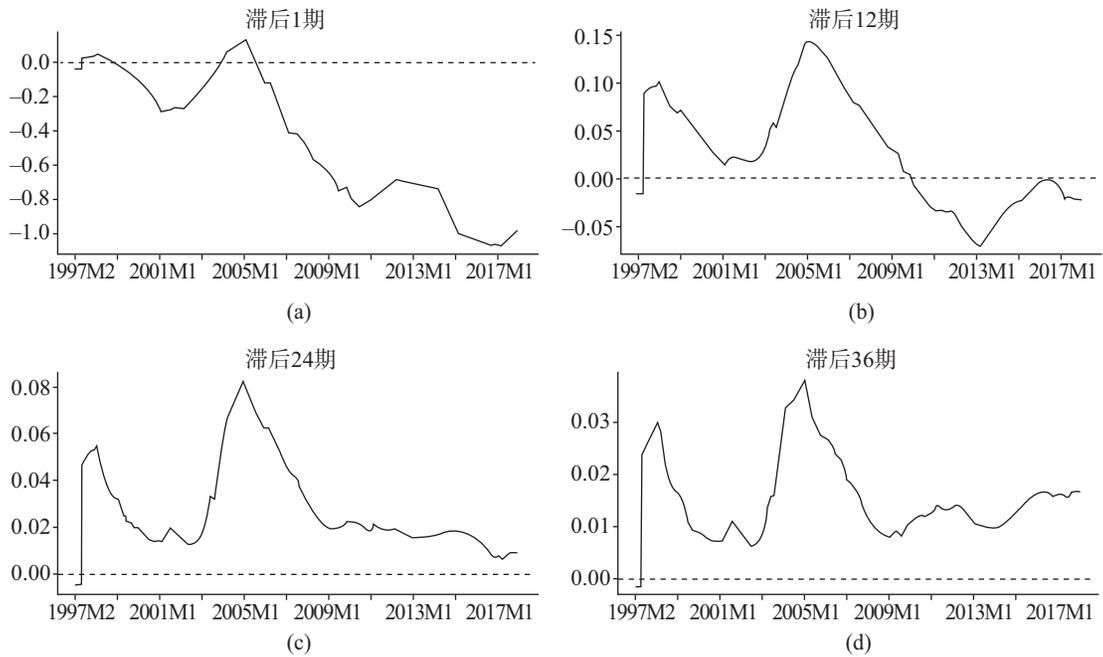


图4 全社会发明专利申请量对宏观经济不确定性结构冲击的等间隔脉冲响应

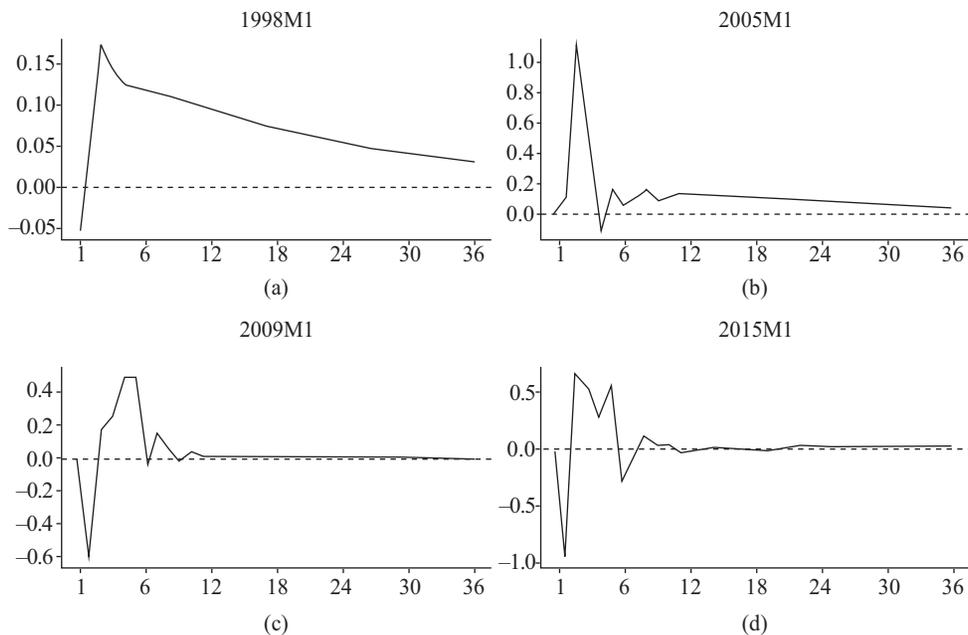


图5 全社会发明专利申请量对宏观经济不确定性结构冲击的时点脉冲响应

图5(d)的纵轴)。从图5(b)我们发现,在2005年之后,宏观经济不确定性升高时,我国的发明专利申请量在短期迅速上升,且反应程度比较大,这种反应在大约6个月之后就下降到一个较低的程度。图5(c)和图5(d)分别展示了2009年1月和2015年1月宏观经济不确定性对创新的影响,在宏观经济不确定性升高时,我国发明专利申请量在最初2个月会下降,但是在此之后就提高,并且提高的持续时间(大约5个月)大于下降的持续时间(大约2个

月)。这些结果表明在宏观经济不确定性升高时,我国的创新活动会有一定程度的增加。综合图4和图5,我们认为宏观经济不确定性对创新的影响与增长期权理论一致,并且在2005年之后宏观经济不确定性的升高对创新的推动作用更加明显。

物价变动是宏观经济运行的另一重要指标。我们绘制了一个标准差宏观经济不确定性结构冲击下,CPI的等间隔脉冲响应图和时点脉冲响应图,如图6和图7所示。

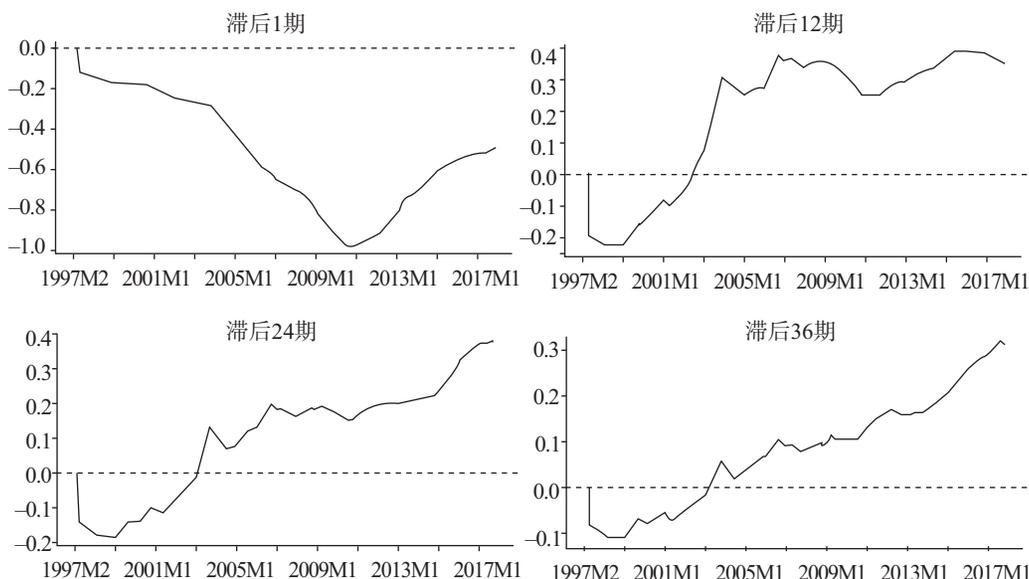


图6 CPI对宏观经济不确定性结构冲击的等间隔脉冲响应

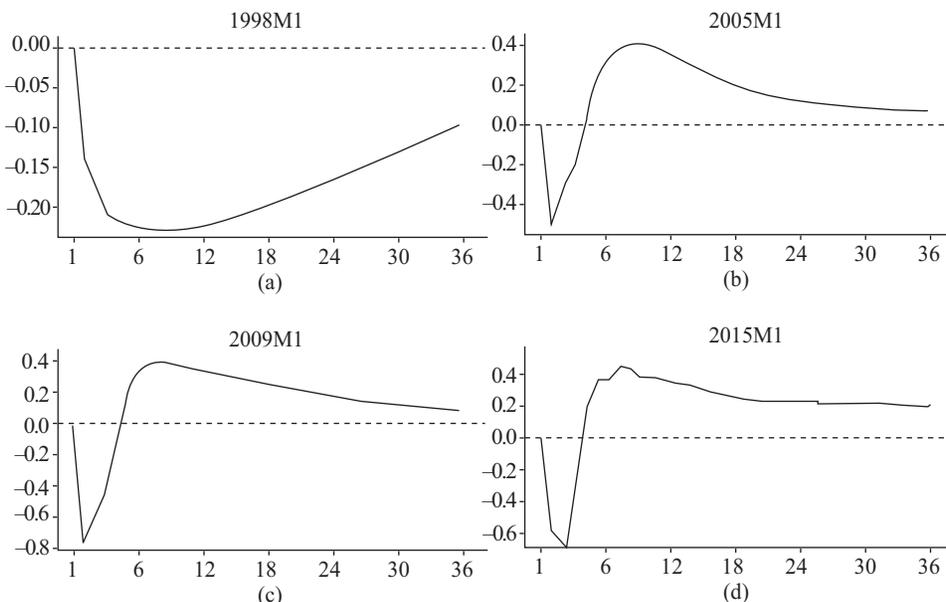


图7 CPI对宏观经济不确定性结构冲击的时点脉冲响应

同样地，图6(a)是宏观经济不确定性升高对CPI的短期影响，而图6(b)、图6(c)和图6(d)则可以看作不确定性升高对CPI的长期影响。图6(a)表明，在宏观经济不确定性升高时，CPI在短期内会降低，与工业增加值类似，这种短期降低也在2010年左右达到最大值。但是从图6(b)、图6(c)和图6(d)我们可以看出，CPI的长期响应值在2003年左右就变为正值。这说明在2003年之前，宏观经济不确定性升高在长期也是不利于CPI增长的，而在2003年之后，宏观经济不确定性升高在长期则有利于CPI的增长。图7也同样证明了这一点。图7

(a)表明，在亚洲金融危机时期，不确定性升高使得CPI经历了一个持续时间很长的降低，这种抑制效应即使在36个月之后仍然存在。而图7(b)、图7(c)和图7(d)则说明，在宏观经济不确定性升高时，CPI会在短期内下降，这种效应大约持续6个月，然后CPI就开始升高，并且这种升高的持续时间都较长。经济状况的好转通常会伴随着价格的适度升高，因此我们认为，我国宏观经济不确定性对CPI的短期影响与实物期权理论及风险补偿理论一致，而从2003年之后，宏观经济不确定性对CPI的长期影响与增长期权理论一致。

实物期权理论和风险补偿理论都认为宏观经济不确定性会影响投资，因此我们需要考察一下宏观经济不确定性对投资的影响。我们以固定资产投资完成额

作为投资的代理指标，在一个标准差宏观经济不确定性结构冲击下，固定资产投资完成额的等间隔脉冲响应图和时点脉冲响应图分别如图8和图9所示。

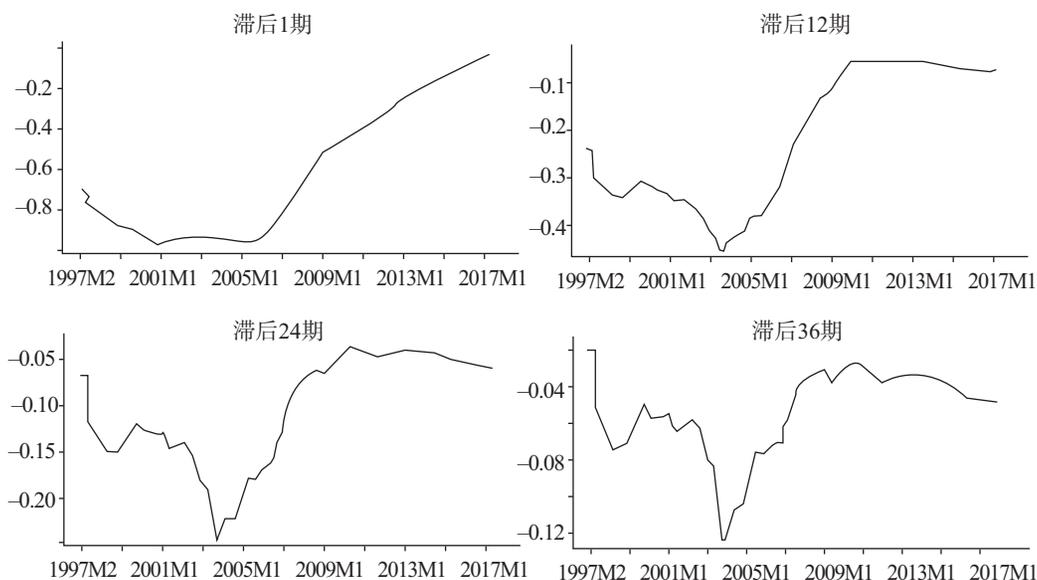


图8 固定资产投资完成额对宏观经济不确定性结构冲击的等间隔脉冲响应

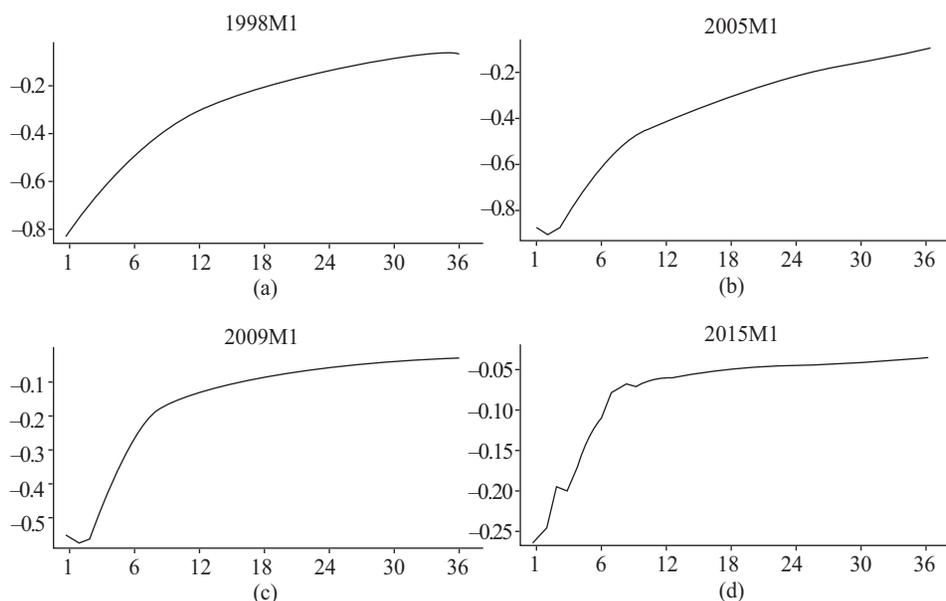


图9 固定资产投资完成额对宏观经济不确定性结构冲击的时点脉冲响应

与前面的讨论一样，我们也可以把图8(a)当成宏观经济不确定性升高对投资的短期影响，而把图8(b)、图8(c)和图8(d)看作不确定性升高对投资的长期影响。图8(a)表明，宏观经济不确定性升高时，在短期内会抑制投资。这种抑制在2005年之前效应很大，但是在2005年之后，这种短期抑制效应随着时间的推移逐渐降低。图8(b)、图8(c)和图8(d)也表现出与图8(a)类似的特征，这说明宏观经济不确定性的升高在长

期也会抑制投资的增长，但是在2005年之后，这种长期抑制作用也随着时间推移逐渐降低。我们推测，从2005年之后宏观经济不确定性的升高对投资的抑制作用逐渐减弱主要是以下两方面因素造成的：第一，我国近年来推出的刺激政策一定程度上抵消了宏观经济不确定性对投资的负面影响；第二，随着供给侧改革成效逐渐显现，国内的投资需求逐渐增加。类似的结论也能从图9中得出。图9(a)说明，在1998年亚洲金融危机期间，宏观经

济不确定性的升高对投资造成了负面影响，同时这种影响的持续期较长，在 24 个月之后仍然比较大。图 9 (b) 的脉冲响应图与图 9 (a) 类似，这说明即使在 2005 年之前的非危机时期，宏观经济不确定性的升高也会对投资产生较大的负面效应，并且这种影响的持续时间比较长。而图 9 (c) 和图 9 (d) 则有所不同，宏观经济不确定性的升高对投资的负面影响不仅程度上逐渐降低（图 9 (c) 和图 9 (d) 纵轴的反应值与图 9 (a) 和图 9 (b) 相比有所降低），而且持续期也变得更短，这种负面作用大约持续了 12 个月就降到了较低的水平。结合上面的分析，宏观经济不确定性对我国投资的影响符合实

物期权理论及风险补偿理论的预测，同时，随着近年来改革的深入，宏观经济不确定性对投资的负面影响逐渐减弱。

在经济政策层面，货币政策是平抑经济波动的重要工具。但是，在对我国经济政策不确定性的相关研究中却发现，在经济政策不确定性升高时，我国货币政策并未做出反应（田磊和林建浩，2016^[34]）。针对我国货币政策是否对宏观经济不确定性做出了反应这一问题，我们以 M2 作为货币政策的代理变量，绘制了一个标准差的宏观经济不确定性冲击下，M2 的等间隔脉冲响应函数图和时点脉冲响应函数图，如图 10 和图 11 所示。

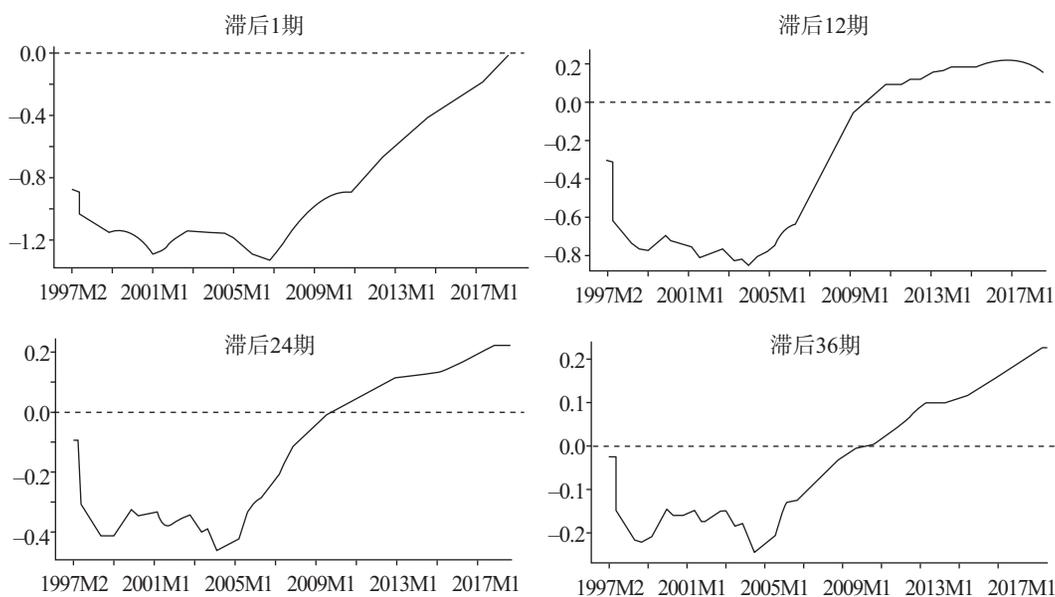


图 10 M2 对宏观经济不确定性结构冲击的等间隔脉冲响应

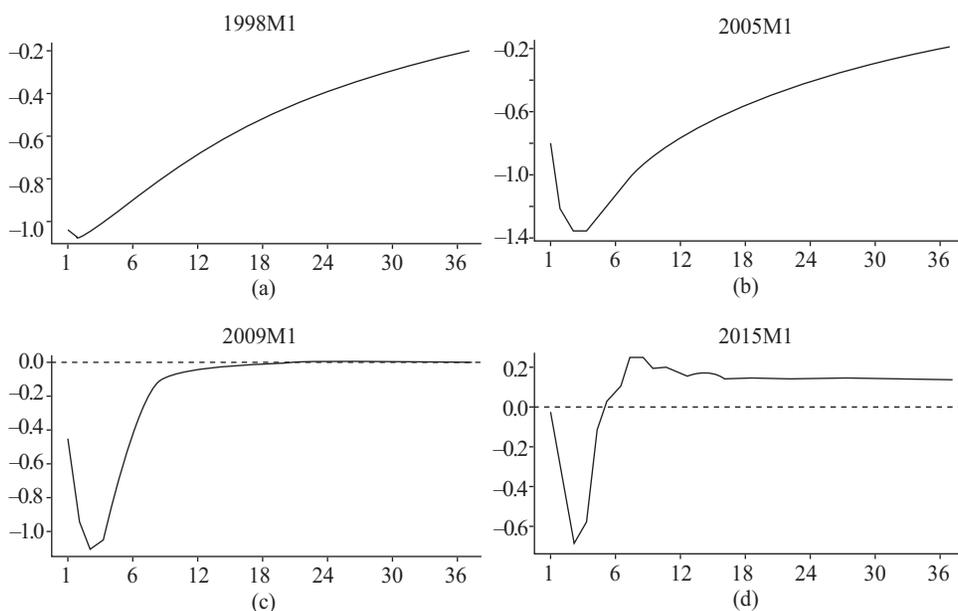


图 11 M2 对宏观经济不确定性结构冲击的时点脉冲响应

同样地,图 10 (a) 可以看作是宏观经济不确定性冲击对于 M2 的短期影响,在面临宏观经济不确定性冲击时, M2 在短期内降低。在 2005 年之前,这种短期抑制的效应较大,而 2005 年之后这种短期抑制效应则随着时间的推移逐渐减弱。从理论上来说,在不确定性高涨时期,银行发放贷款会变得更加谨慎,银行信贷的降低会造成 M2 的降低,因此 M2 的降低符合理论预测。而图 10 (b)、图 10 (c) 和图 10 (d) 可看作是宏观经济不确定性冲击对 M2 响应的长期影响。在这些图中可以看到 2009 年之后 M2 的长期响应值变为正数,这说明在 2009 年之后,我国货币政策开始对宏观经济不确定性冲击做出了积极响应。图 11 也反映了同样的情况。从图 11 (a) 和图 11 (b) 可以看出,在 2009 年之前,宏观经济不确定性冲击对 M2 的抑制效应持续时间比较长(36 个月之后这种效应仍然没有消失)。图 11 (c) 则表明, M2 在宏观经济不确定性冲击下会降低,但是这种降低只持续了大约 12 个月。而图 11 (d) 说明,在 2015 年 1 月这个时点上,宏观经济不确定性冲击对 M2 响应的抑制作用的持续时间只有 6 个月左右,6 个月之后 M2 的响应开始升高。以上分析表明我国货币政策在 2009 年之后对宏观经济不确定性冲击是存在积极反应的。

五、结论和政策建议

本文使用 Jurado 等 (2015)^[5] 提出的方法度量了我国的宏观经济不确定性,并讨论了其经济影响。

本文发现我国宏观经济不确定性具有逆周期的性质,即在经济下行时宏观经济不确定性会升高,同时它在国际经济危机时期的升高幅度大于正常经济波动造成的升高。鉴于宏观经济不确定性与常用的经济政策不确定性指数相关性不高,我们认为本文度量的宏观经济不确定性也可以作为反映不确定性的重要指标。

进一步,本文使用 TVP-SV-FAVAR 模型分析了宏观经济不确定性对宏观经济的影响,发现宏观经济

不确定性对于我国经济具有明显的时变效应,具体来说,第一,宏观经济不确定性升高会使得工业增加值和 CPI 在短期内降低,但是从 2003 年之后,宏观经济不确定性的升高在长期却会使 CPI 升高,在 2005 年之后宏观经济不确定性的升高在长期会使得经济增长提高。第二,宏观经济不确定升高会使得创新活动变得活跃,从而在长期有利于经济增长。第三,宏观经济不确定性升高会抑制投资,不利于经济增长,但是从 2005 年之后,这种抑制作用的程度随着时间的推移逐渐减弱。第四,经济政策层面,我国货币政策在 2009 年之后对宏观经济不确定性存在明显反应,货币供应量 M2 对宏观经济不确定性冲击的响应值短期内下降但随后就有明显的提高。

以上结论说明,随着我国改革的深入,我国经济的韧性越来越强。同时,我国宏观经济不确定性对于经济的效应,在短期表现出实物期权和风险补偿理论的特征,而在长期则与增长期权理论相符合。

上述结果与结论,有着明显的政策意义。

虽然我国的宏观经济政策在熨平经济的短期波动方面起到了巨大的作用,如“四万亿”投资计划,但是也带来了许多后遗症。次贷危机之后的实践表明,在不确定性高涨的时期,直接针对主要宏观经济指标进行的宽松政策的效果往往比较差,这可能是由于在不确定性高涨时期,政策传导渠道会变得不通畅(Fajgelbaum 等, 2017^[2]; 段梅, 2017^[68])。基于本文的研究,我们认为在宏观经济不确定性升高时,宏观经济政策在平抑短期经济波动的同时,应该更加注重引导创新活动。一方面宏观经济不确定性的升高在短期内会抑制经济活动,另一方面宏观经济不确定性的升高也会促进创新,从而在长期有利于经济发展。因此,在我国目前的内外部环境下,宏观经济政策取向的调整十分必要,在稳增长的同时,更应该促创新,加大对科研的投入,增加对高新技术产业的扶持和保护力度,引导更多人才进入科技领域,保证我国经济在短期和长期都能保持合理的增速。

参考文献

- [1] Bloom N, Floetotto M, Jaimovich N, Saporta-Eksten I. Really Uncertain Business Cycles [J]. *Econometrica*, 2018, 86 (3): 1031-1065.
- [2] Fajgelbaum P D, Schaal E, Taschereau-Dumouchel M. Uncertainty Traps [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132 (4): 1641-1692.

- [3] Trichet J. Undervalued Risk and Uncertainty: Some Thoughts on the Market Turmoil [R]. Speech at the Fifth ECB Central Banking Conference, 2008.
- [4] Baker S, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [5] Jurado K, Ludvigson S C, Ng S. Measuring Uncertainty [J]. American Economic Review, 2015, 105 (3): 1177-1216.
- [6] Bloom N. The Impact of Uncertainty Shocks [J]. Econometrica, 2009, 77 (3): 623-685.
- [7] Bloom N. Fluctuations in Uncertainty [J]. Journal of Economic Perspectives, 2014, 28 (2): 153-176.
- [8] Kraft H, Schwartz E, Weiss F. Growth Options and Firm Valuation [J]. European Financial Management, 2018, 24 (2): 209-238.
- [9] Knight F H. Risk, Uncertainty and Profit [M]. New York: Hart, Schaffner and Marx, 1921.
- [10] Gilchrist S, Sim J W, Zakrajsek E. Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics [R]. NBER Working Papers No. 20038, 2014.
- [11] 叶建华. 公司不确定性、投资者过度自信与资产增长异象 [J]. 管理评论, 2014 (12): 189-197, 205.
- [12] 徐倩. 不确定性、股权激励与非效率投资 [J]. 会计研究, 2014 (3): 41-48.
- [13] 蔡一飞. 短期资本流动、经济政策不确定性与恐慌指数——基于时变分析框架下的研究 [J]. 数量经济研究, 2016 (2): 41-65.
- [14] Bekaert G, Hoerova M, Duca M L. Risk, Uncertainty and Monetary Policy [J]. Journal of Monetary Economics, 2013, 60 (7): 771-788.
- [15] Baum C F, Caglayan M, Ozkan N, Talavera O. The Impact of Macroeconomic Uncertainty on Non-financial Firms' Demand for Liquidity [J]. Review of Financial Economics, 2006, 15 (4): 289-304.
- [16] 梁权熙, 田存志, 詹学斯. 宏观经济不确定性、融资约束与企业现金持有行为——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 南方经济, 2012 (4): 3-16.
- [17] 王义中, 宋敏. 宏观经济不确定性、资金需求与公司投资 [J]. 经济研究, 2014 (2): 4-17.
- [18] 韩国高, 胡文明. 宏观经济不确定性、企业家信心与固定资产投资——基于我国省际动态面板数据的系统 GMM 方法 [J]. 财经科学, 2016 (3): 79-89.
- [19] 李姝, 高山行. 环境不确定性、组织冗余与原始性创新的关系研究 [J]. 管理评论, 2014 (1): 47-56.
- [20] Baker S, Bloom N. Does Uncertainty Drive Business Cycles? Using Disasters as Natural Experiments [R]. NBER Working Paper No. 19475, 2011.
- [21] Stein L C D, Stone E. The Effect of Uncertainty on Investment, Hiring, and R&D: Causal Evidence from Equity Options [R]. Stanford mimeo, 2013.
- [22] Huang Z, Tong C, Qiu H, Shen Y. The Spillover of Macroeconomic Uncertainty between the U. S. and China [J]. Economics Letters, 2018, 171: 123-127.
- [23] 马丹, 何雅兴, 翁作义. 大维不可观测变量的中国宏观经济不确定性测度研究 [J]. 统计研究, 2018 (10): 44-57.
- [24] 王维国, 王蕊. 经济不确定性与中国经济增长——基于 FAVAR-SV 模型和新 C-D 生产函数 [J]. 商业研究, 2019 (2): 25-34.
- [25] Bernanke B S. Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment [J]. Quarterly Journal of Economics, 1983, 98 (1): 85-106.
- [26] Brennan M J, Schwartz E S. Evaluating Natural Resource Investments [J]. Journal of Business, 1985: 135-157.
- [27] McDonald R, Siegel D. The Value of Waiting to Invest [J]. Quarterly Journal of Economics, 1986, 101 (4): 707-727.
- [28] 刘盛宇, 尹恒. 资本调整成本及其对资本错配的影响: 基于生产率波动的分析 [J]. 中国工业经济, 2018 (3): 24-43.
- [29] 胡永刚, 刘方. 劳动调整成本、流动性约束与中国经济波动 [J]. 经济研究, 2007 (10): 32-43.
- [30] 陈利锋, 雷盼盼. 劳动力调整成本、宏观经济波动与货币政策——基于 NK-DSGE 模型的分析框架 [J]. 金融与经济, 2017 (10): 4-11.
- [31] Schaal E. Uncertainty and Unemployment [J]. Econometrica, 2017, 85 (6): 1675-1721.
- [32] 金雪军, 钟意, 王义中. 政策不确定性的宏观经济后果 [J]. 经济理论与经济管理, 2014 (2): 17-26.
- [33] 张浩, 李仲飞, 邓柏峻. 政策不确定、宏观冲击与房价波动——基于 LSTVAR 模型的实证分析 [J]. 金融研究, 2015 (10): 32-47.
- [34] 田磊, 林建浩. 经济政策不确定性兼具产出效应和通胀效应吗? 来自中国的经验证据 [J]. 南开经济研究, 2016 (2): 3-24.
- [35] 黄宁, 郭平. 经济政策不确定性对宏观经济的影响及其区域差异——基于省级面板数据的 PVAR 模型分析 [J]. 财经科学, 2015 (6): 61-70.
- [36] 张振, 乔娟. 收入不确定性对城乡居民消费支出影响的比较研究——基于中国省级面板数据的分析 [J]. 财贸研究, 2011 (6): 1-9.
- [37] 廖直东, 宗振利. 收入不确定性、乡城移民消费行为与城镇化消费效应——基于微观数据的审视 [J]. 现代财经, 2014 (4): 27-36.
- [38] 陈国进, 张润泽, 赵向琴. 政策不确定性、消费行为与股票资产定价 [J]. 世界经济, 2017 (1): 116-141.
- [39] Foote C, Hurst E, Leahy J. Testing the (S, s) Model [J]. American Economic Review, 2000 (2): 116-119.
- [40] Bertola G, Guiso L, Pistaferri L. Uncertainty and Consumer Durables Adjustment [J]. Review of Economic Studies, 2005, 72 (4): 973-1007.
- [41] 王红建, 李青原, 邢斐. 经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值 [J]. 金融研究, 2014 (9): 53-68.

- [42] 陈德球, 陈运森, 董志勇. 政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避 [J]. 管理世界, 2016 (5): 151-163.
- [43] 李凤羽, 史永东. 经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究 [J]. 管理科学学报, 2016 (6): 157-170.
- [44] 张光利, 钱先航, 许进. 经济政策不确定性能够影响企业现金持有行为吗? [J]. 管理评论, 2017 (9): 15-27.
- [45] 王化成, 刘欢, 高升好. 经济政策不确定性、产权性质与商业信用 [J]. 经济理论与经济管理, 2016 (5): 34-45.
- [46] Bar-Ilan A, Strange W C. Investment Lags [J]. American Economic Review, 1996, 86 (3): 610-622.
- [47] 孟庆斌, 师倩. 宏观经济政策不确定性对企业研发的影响: 理论与经验研究 [J]. 世界经济, 2017 (9): 75-98.
- [48] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析 [J]. 经济研究, 2018 (2): 109-123.
- [49] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究 [J]. 世界经济, 2017 (2): 27-51.
- [50] Arellano C, Bai Y, Kehoe P. Financial Markets and Fluctuations in Uncertainty [R]. Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper, 2010.
- [51] Christiano L J, Motto R, Rostagno M. Risk Shocks [J]. American Economic Review, 2014, 104 (1): 27-65.
- [52] Ilut C L, Schneider M. Ambiguous Business Cycles [J]. American Economic Review, 2014, 104 (8): 2368-2399.
- [53] Bansal R, Yaron A. Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles [J]. The Journal of Finance, 2004, 59 (4): 1481-1509.
- [54] Fernández-Villaverde J, Guerrón-Quintana P, Rubio-Ramírez J, Uribe M. Risk Matters: The Real Effects of Volatility Shocks [J]. American Economic Review, 2011, 101 (6): 2530-2561.
- [55] Fernández-Villaverde J, Guerrón-Quintana P, Kuester K, Rubio-Ramírez J. Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity [J]. American Economic Review, 2015, 105 (11): 3352-3384.
- [56] Leduc S, Liu Z. Uncertainty Shocks are Aggregate Demand Shocks [J]. Journal of Monetary Economics, 2016, 82: 20-35.
- [57] Basu S, Bundick B. Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand [J]. Econometrica, 2017, 85 (3): 937-958.
- [58] Kastner G, Frühwirth-Schnatter S. Ancillarity-sufficiency Interweaving Strategy (ASIS) for Boosting MCMC Estimation of Stochastic Volatility Models [J]. Computational Statistics & Data Analysis, 2014, 76: 408-423.
- [59] Boivin J, Ng S. Are More Data always Better for Factor Analysis? [J]. Journal of Econometrics, 2006, 132 (1): 169-194.
- [60] Bai J, Ng S. Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models [J]. Econometrica, 2002, 70 (1): 191-221.
- [61] Gulen H, Ion M. Policy Uncertainty and Corporate Investment [J]. Review of Financial Studies, 2015, 29 (3): 523-564.
- [62] Koop G, Potter S M. Time Varying VARs with Inequality Restrictions [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2011, 35 (7): 1126-1138.
- [63] Stock J H, Watson M W. Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors [J]. Journal of the American Statistical Association, 2002a, 97 (460): 1167-1179.
- [64] Stock J H, Watson M W. Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2002b, 20 (2): 147-162.
- [65] Bernanke B S, Boivin J, Elias P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach [J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, 120 (1): 387-422.
- [66] Koop G, Korobilis D. A New Index of Financial Conditions [J]. European Economic Review, 2014, 71: 101-116.
- [67] Koop G, Korobilis D. Large Time-varying Parameter VARs [J]. Journal of Econometrics, 2013, 177 (2): 185-198.
- [68] 段梅. 经济政策不确定性会影响货币政策有效性吗——基于信贷渠道的视角 [J]. 当代财经, 2017 (6): 18-27.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

学龄前儿童照管方式对女性劳动供给的影响研究

The Influence of Preschool Child Care on Female Labor Supply

谷晶双

GU Jing-shuang

[摘要] 本文基于中国家庭追踪调查数据,采用倾向得分匹配法(PSM),将机构照管和隔代照管两种儿童照管方式纳入到同一框架体系内,考察了学龄前儿童照管方式对女性劳动供给的影响。研究发现,机构照管方式和隔代照管方式均会显著提高女性的劳动参与率,尤其是隔代照管方式具有更强的正面促进作用。同时,本文还进一步探讨了不同女性群体的劳动供给受儿童照管方式影响的异质性。结果表明,机构照管方式和隔代照管方式对高学历女性的劳动供给会产生更大的正向影响;随着子女数量的增多,两种照管方式对女性劳动供给的正面促进效果均有所减弱;隔代照管方式对城乡女性的劳动参与率并没有显著影响,但是机构照管方式对城镇女性劳动供给的正面影响显著大于农村女性;机构照管方式对与老人同住女性劳动供给的正面促进作用更强,隔代照管方式对女性劳动参与率的影响则不会因家庭结构的不同而存在显著差异。

[关键词] 机构照管 隔代照管 女性劳动供给 倾向得分匹配法

[中图分类号] F245 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 12-0095-11

Abstract: Based on the China Family Panel Studies (CFPS), this paper investigated the impact of preschool child care on female labor supply, by means of the propensity score matching method (PSM), which is integrated with institutional child care and generational child care into the same framework system. The research found that the female labor force participation rate can be significantly improved by the institutional care mode and the inter-generational care mode, especially the inter-generational care mode has a stronger positive promotion effect. Meanwhile, the influence of child care on the heterogeneity of labor supply of different female groups was further discussed. The results have shown that both institutional care mode and the inter-generational care mode have greater positive effect on the labor supply of female with higher education. The positive effect of both kinds of care mode on the labor supply of female decreased with the increase of the number of children. The inter-generational care mode had a certain degree of influence on the labor participation rate between urban and rural women, but the influence was insignificance, while the institutional care mode has higher positive effect on urban women than rural women. Furthermore, the study of family structure indicated that the institutional care mode has active promoting effect on the labor supply of women living with the elderly, and there was no significant difference for the effect of inter-generational care mode on the labor participation rate of women among different family structure.

Key words: Institutional care Inter-generational care Female labor supply Propensity score matching method

[收稿日期] 2020-01-08

[作者简介] 谷晶双,女,1982年12月生,东北财经大学经济学院博士研究生,研究方向为女性就业,联系方式为 gujingshuang@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“就业质量评价与提升机制及政策研究”(项目编号:18AJY007)。

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

劳动参与率是反映就业机会^①的一个重要指标。从宏观层面来说,劳动参与率保持在较高水平是人口红利影响经济增长的重要条件(蔡昉和王美艳,2003^[1];郭琳和车士义,2011^[2]);对微观个体而言,参与劳动不但能使劳动者获得经济收入,还会使其通过劳动满足参与社会的需求(劳动保障部劳动科学研究所课题组,2005^[3])。党的十九大报告也强调,就业是最大的民生,要坚持就业优先战略和积极就业政策。与男性相比,女性劳动参与率的提高对社会与家庭具有更为广泛而深远的意义(沈可等,2012^[4])。但是世界银行统计数据显示,中国女性的劳动参与率由1990年的73.5%降至2018年的61.3%,降幅超过了12个百分点。关于女性劳动参与率下降的原因,有学者从儿童看护的角度对其进行了解释,研究发现承担儿童照管责任严重阻碍了女性劳动力的就业(熊瑞祥和李辉文,2016^[5])。

在计划经济时期,为了满足女性就业带来的儿童照管需求,中国政府先后颁布了《幼儿园暂行规程(草案)》《关于工矿、企业自办中、小学和幼儿园的规定》以及《关于托儿所幼儿园几个问题的联合通知》等法律法规。这些文件不仅对托儿所、幼儿园的儿童年龄做了具体的规定,并且鼓励企业创办托儿所和幼儿园。中国妇女第三次全国代表大会上的工作报告显示,1956年年底全国城市各种托儿机构约有26700多处,收托儿童125万余名,比1947年增加了260倍。由于托幼机构为2个月到6岁的儿童提供了保育服务,有效缓解了女性的工作-家庭冲突,因此该时期女性的劳动参与率一直保持在较高的水平(史慧中,1999^[6])。

改革开放以后,政府于1989年颁布的《幼儿园管理条例》规定,公办幼儿园只接收3岁以上的儿童。虽然民办幼儿园可以接收3岁以下的儿童,但是远远无法满足家庭的儿童照管需求。中国教育统计年鉴的数据显示,2015年我国0~2岁儿童入托率仅为2.34%。与此同时,伴随着中国市场化经济改革的不断推进和国有企业改革的深化,国有企业为了减少成本,逐渐取消了为职工子女提供幼儿园等福利性服

务。图1显示了中国幼儿园的数量及构成状况,从中可以看出,民办幼儿园的数量由1994年的1.83万所增加到2016年的15.42万所;并且民办幼儿园的比例一直呈上升趋势,1994年占比仅为10.5%,到了2004年已超过50%,2016年更是高达64.3%。为了进一步考察民办幼儿园数量增多对有学龄前儿童家庭所造成的影响,图2给出了中国幼儿园生均学费的变化趋势。1997年我国幼儿园生均学费仅为24.96元,2016年则高达2620.11元,除去通货膨胀因素,是20年前的73.35倍,远远高于同时期的城镇职工工资的增长率^②,导致社会上普遍存在“入园难”“入园贵”的问题。

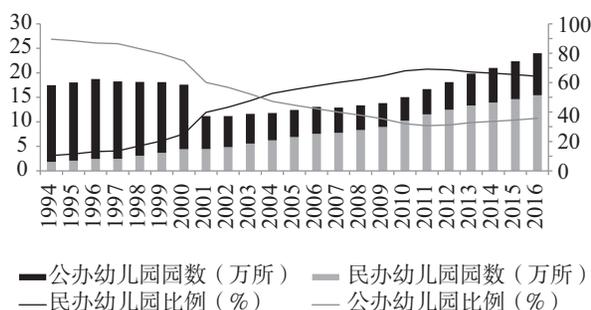


图1 1994—2016年中国幼儿园的数量及构成状况

数据来源:根据各年《中国教育统计年鉴》的数据计算而得。

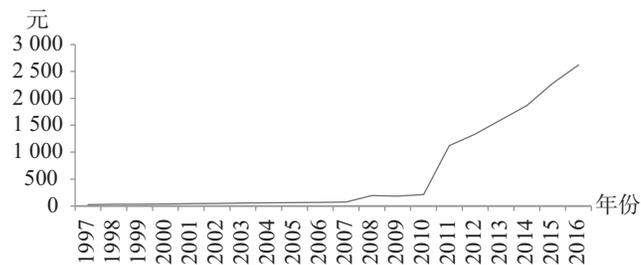


图2 1997—2016年幼儿园生均学费

数据来源:根据各年《中国教育经费统计年鉴》和《中国教育统计年鉴》的数据计算而得。

改革开放后公共托幼服务资源的不足和费用的上涨,迫使儿童照管责任回归到家庭。2010年第三期中国妇女地位调查发现,3岁以下儿童的照管责任基本由家庭承担。根据家庭经济学的理论,一方面,女性从事家庭活动的生产效率高于男性,因此女性更有可能通过家庭分工选择家庭照料活动;另一方面,在多代同堂家庭中,由于老年人比年轻人在家务劳动经验等方面具有比较优势,因此,隔代照管作为母亲照

① 就业机会是国际劳工组织(ILO)提出的测量体面劳动的十一个属性之一。

② 我国城镇职工工资由1997年的6444元上升到2016年的47577元(除去居民消费物价指数),增长到7.38倍。

管的一种替代方式，在儿童照管中发挥着重要作用。《中国家庭发展报告 2015》调查显示，0~5 岁儿童在家庭中日常生活的主要照管者是母亲，其次是（外）祖父母。从图 3 的中国家庭追踪调查数据（CFPS）中也可以发现，对于 0~5 岁儿童白天的主要照管者，排在首位的是儿童母亲，占比高达 50.5%，其次是（外）祖父母，占比为 31.4%，幼儿机构照管的比例居于第三位，为 14.6%。儿童的照管方式不仅与女性的劳动供给决策息息相关，还会对家庭的生育决策产生重要的影响（岳经纶和范昕，2018^[7]）。因此，在我国人口红利逐渐消失、生育率水平持续低下的背景下，探讨儿童照管方式对女性劳动供给决策的影响具有重要的现实意义。

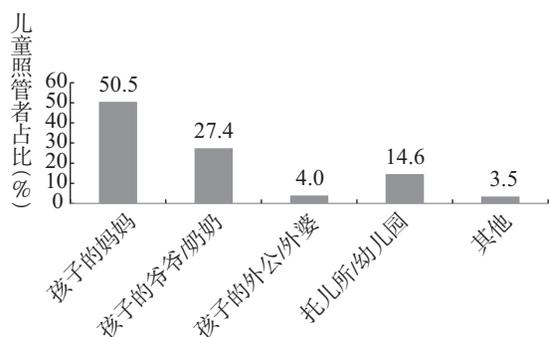


图 3 0~5 岁儿童白天的主要照管者

数据来源：根据 2014 年 CFPS 数据整理而得。

注：“其他”包括保姆、孩子的爸爸等。

二、文献综述

关于儿童照管方式与女性就业行为的研究可以追溯到 20 世纪 70 年代，Heckman (1974)^[8] 将儿童的照管方式分为正式照管方式（幼儿机构照管等）和非正式照管方式（家庭成员照管等），并从理论的角度论证了不同照管方式对女性劳动供给行为的影响。之后，很多学者实证检验了儿童照管成本和照管资源可获得性对女性就业行为的影响。

虽然学者们采用的数据来源于不同国家，但是研究结果均证实儿童照管成本的上升对已婚女性的劳动供给具有抑制作用，如加拿大（Cleveland 等，1996^[9]；Lefebvre 等，2009^[10]）、日本（Oishi，2002^[11]）、澳大利亚（Doiron 和 Kalb，2005^[12]）、英国（Viitanen，2005^[13]）、挪威（Hardoy 和 Schøne，2013^[14]）、奥地利（Mahringer 和 Zulehner，2015^[15]）等。与已婚女性相比，儿童照管成本的提高对单身母亲劳动参与的负面影响更大（Michalopoulos 等，1992^[16]；Blau，

2005^[17]；Cascio，2009^[18]；Fitzpatrick，2012^[19]）。关于儿童照管成本的测算方法，多数研究是依据家庭或社区的平均消费水平进行构建的，但是家庭或社区的平均消费水平会受到家庭或社区成员劳动供给决策的影响，具有内生性。为了解决内生性问题，Gelbach (2002)^[20] 运用 1980 年美国人口普查数据，根据入园年龄作为儿童是否有资格进入公立幼儿园的工具变量，检验了幼儿园的可获得性对女性劳动供给的影响，研究发现为儿童提供免费教育的公立幼儿园会使已婚女性的劳动参与率增加 6%。Berlinski 和 Galiani (2007)^[21] 考察了阿根廷学前教育的扩张对女性就业的影响，实证结果表明幼儿园数量的增多不仅提高了女性的劳动参与率，还增加了她们的周工作时间。在中国，有研究发现，儿童照管成本的提高对城镇和流动女性的劳动参与率均有显著的负面影响（Song 和 Dong，2018^[22]），而社区内有幼儿园能够提高城镇女性参与劳动的可能性（Du 和 Dong，2013^[23]），村里有儿童看护功能的公共服务资源可以缓解农村已婚女性所面临的儿童照管和非农就业之间的冲突，提高年轻女性的劳动参与率（熊瑞祥和李辉文，2016^[5]）。

在儿童照管成本不断提高和托幼机构供不应求的背景下，隔代照管作为正式照管的一种替代方式，在儿童照管中发挥着很重要的作用，进而对女性的劳动供给产生了更大的影响（邹红等，2018^[24]）。早期的文献主要是用家庭结构作为代理变量来考察隔代照管方式对女性劳动参与率的影响。例如，Sasaki (2002)^[25] 基于 1993 年日本的数据，研究发现家里有老人会显著提高 25~34 岁已婚女性的劳动参与率；Oishi 和 Oshio (2006)^[26] 利用 2002 年的数据，将研究对象扩展到 25~50 岁日本已婚女性，仍然发现与老人同住会提高女性参与劳动的可能性；沈可等 (2012)^[4] 利用中国的数据、Posadas 和 Vidal-Fernández (2013)^[27] 基于美国的数据、Arpino 等 (2014)^[28] 运用意大利的数据均发现与老人同住会显著提高女性的劳动参与率。近年来，有学者利用老人是否提供儿童照管作为变量直接考察了隔代照管对女性劳动供给的影响，研究结果表明隔代照管不仅会提高女性的劳动参与率，还会增加其劳动投入的时间（卢洪友等，2017^[29]；邹红等，2018^[24]）。

通过对国内外文献的梳理可以发现，现有文献仅探讨了单一的照管方式（机构照管或隔代照管）对

女性劳动供给的影响,并且在研究方法上采用最小二乘法或工具变量法。与已有文献相比,本文的创新点在于,将这两种儿童照管方式纳入到同一框架体系内,运用倾向得分匹配(PSM)方法解决样本选择性偏差问题,以期对儿童照管方式的女性就业效应进行更客观更精确的评价。另外,考虑到政府应该有针对性地制定促进女性就业的政策,本文进一步探讨儿童照管方式对不同女性群体劳动供给的影响差异,使研究更具指导性的现实意义。

三、模型选择、数据来源和变量描述

(一) 模型选择

研究儿童照管方式对女性就业行为影响的主要困难在于选择性偏误问题。一方面,儿童照管方式的选择与女性劳动供给决策可能存在逆向因果关系,例如,工作意愿低、家庭观念强的女性可能更倾向于退出劳动力市场选择自己照管孩子,而拥有良好职业前景的女性由于照管孩子的机会成本较高,可能会寻求幼儿机构或老年父母帮助照管儿童;另一方面,社会习俗、地域文化等一些不可观测的因素也可能会影响女性的儿童照管决策与劳动供给决策。因此,对于女性的劳动供给行为而言,儿童照管方式的选择可能是内生而非外生的。在解决选择性偏差问题的诸多方法中,倾向得分匹配方法由于不需要设定参数模型和识别因果效应,因此对于内生性问题的校正具有显著优势(Heckman和Vytlacil,2007^[30])。

倾向得分匹配的理论框架是“反事实推断模型”,其基本思路是,基于母亲照管样本集合,为处理组(非母亲照管集合^①)的每个样本构造一个母亲照管样本,并保证两个样本除了在儿童照管方式选择方面不同外,其他可测变量的取值尽可能相似(匹配)。构造得到的母亲照管样本集合称为非母亲照管样本集合的对照组。处理组与对照组的劳动参与率均值的差值即为非母亲照管方式对女性劳动供给行为影响的净效应,称为平均处理效应。一般而言,倾向得分匹配法主要包括以下三个步骤。

首先,利用儿童照管决策方程计算女性选择非母亲照管方式的条件概率,即倾向得分(PS),一般使

用Logit回归模型:

$$P(X_i) = P(\text{Care} = 1 | X_i) = \frac{\exp(\beta X_i)}{1 + \exp(\beta X_i)} \quad (1)$$

其中:Care为二值变量,如果女性选择非母亲照管方式(机构照管或隔代照管),Care=1;如果女性选择自己照管儿童,则Care=0。 X_i 为影响儿童照管方式的外生解释变量向量,包括女性个人特征、子女特征、配偶特征、家庭特征以及幼儿机构特征等。除此之外, β 为控制变量向量。

其次,为处理组的非母亲照管样本匹配一个倾向得分近似的母亲照管样本,构造一个统计对照组,进行倾向得分匹配。在进行倾向匹配时,虽然存在多种匹配方法,但由于每种方法对偏差和效率间的权衡不同,因此估计结果会因匹配方法不同而有所差异(Caliendo和Kopeinig,2008^[31])。为保证估计结果的稳健性,本文采用核匹配、半径匹配、最近邻匹配以及局部线性回归匹配四种方法进行估计。

最后,基于匹配后的样本,计算平均处理效应(ATT)。具体公式如下:

$$\begin{aligned} ATT &= E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=1) \\ &= E(Y_1 - Y_0 | T=1) \end{aligned} \quad (2)$$

其中: Y_1 为不承担儿童照管责任女性的劳动参与率; Y_0 为承担儿童照管责任女性的劳动参与率;ATT为女性在不承担和承担儿童照管责任条件下的劳动参与率的差值,即非母亲照管方式对女性劳动参与率的净效应。

(二) 数据来源和变量描述

本文使用的数据来自中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。该调查由北京大学中国社会科学调查中心实施,是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。CFPS数据库样本覆盖了25个省份,以2010年为基线进行追踪调查,目前可得数据较新年份为2016年。由于2016年没有涉及社区问卷,因此本研究是基于2014年的数据考察儿童照管方式对女性劳动供给的影响。根据研究目的,本文选取了20~49岁且有0~5岁孩子的已婚女性样

^① 为叙述方便,本文将机构照管方式和隔代照管方式统称为非母亲照管方式。需要说明的是,照管方式还包含其他照管方式(父亲照管、保姆照管等),然而由于本文重点考察母亲照管、机构照管和隔代照管三种照管方式对女性劳动供给的影响,因此删除了其他照管方式的样本。在儿童照管方式中,其他照管方式的占比仅为3.5%(见图3),笔者认为该部分样本的删除对于本文的分析结果并不会造成系统性的影响。

本，删除了数据缺失样本后，最终得到 2 663 个样本。其中，母亲照管、机构照管和隔代照管的样本数

分别为 1 394 个、403 个和 866 个。主要变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量类型	变量名称	母亲照管 样本 (A)	机构照管 样本 (B)	均值差 (B-A)	隔代照管 样本 (C)	均值差 (C-A)
被解释变量	劳动参与率	0.332	0.655	0.323***	0.730	0.398***
个人特征	年龄	29.355	31.667	2.312***	28.855	-0.501**
	受教育年限	7.824	9.335	1.511***	9.191	1.366***
	户口类型 (非农=1)	0.131	0.315	0.184***	0.211	0.080***
儿童特征	家中有 0~2 岁儿童	0.590	0.025	-0.566***	0.465	-0.125***
	家中有 3~5 岁儿童	0.558	0.985	0.427***	0.634	0.076***
	家中有 6~15 岁儿童	0.343	0.261	-0.082***	0.256	-0.087***
家庭特征	城市类型 (城镇=1)	0.379	0.548	0.170***	0.427	0.048**
	老年父母是否健在 (健在=1)	0.827	0.804	-0.023	0.945	0.117***
配偶特征	配偶受教育年限	8.306	9.618	1.312***	9.191	0.884***
	配偶收入的对数	10.013	10.401	0.388***	10.269	0.255***
托幼机构特征	社区/村庄有幼儿园	0.490	0.573	0.083*	0.510	0.020
	托幼机构费用的对数	5.937	6.194	0.256***	6.016	0.078***
样本数	—	1 394	403	—	866	—

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，下同。
数据来源：2014 年 CFPS 数据，下同。

从表 1 可以看出，母亲照管组的女性劳动参与率为 33.2%，与机构照管组的女性劳动参与率差值为 32.3%，与隔代照管组的女性劳动参与率差值为 39.8%。对于非母亲照管组和母亲照管组而言，大部分控制变量显示出明显的统计性差异。非母亲照管组女性个体的平均受教育程度更高、拥有 0~2 岁儿童的概率更低、家里有 3~5 岁儿童和两个及以上孩子的概率更高、具有非农业户口以及居住在城镇且所在社区/村庄有幼儿园的概率更高。对于非母亲照管组的女性个体而言，配偶的平均受教育程度和平均收入水平高于母亲照管组的女性个体。从幼教成本来看，非母亲照管组的女性个体所在地区的托幼机构平均费用更低。除此之外，从平均年龄来看，母亲照管组女性个体的平均年龄高于机构照管组，但低于隔代照管组。

四、儿童照管方式决策方程估计与样本匹配

(一) 儿童照管方式决策方程估计

在进行母亲照管样本与非母亲照管样本匹配之前，首先需要估算非母亲照管方式（机构照管和隔

代照管）的预测概率，即倾向得分。本文采用 Logit 模型进行估计。从表 2 的估计结果可以看出，女性的受教育年限越长，承担儿童照管责任的可能性越小，这可能是由于女性的受教育程度越高，退出劳动力市场的机会成本也越高，因此越倾向于选择非母亲照管方式。家中有 0~2 岁婴幼儿会显著提高母亲照管的概率，并且，在我国 0~2 岁儿童托幼机构严重不足的背景下，比起隔代照管方式，选择机构照管方式的可能性更低。与此相对应，家中有 3~5 岁儿童则对儿童照管方式的选择产生了异质性，说明对于 0~2 岁的婴幼儿而言，隔代照管方式是母亲照管方式的最好替代品，而 3~5 岁学龄前儿童则更倾向于选择机构照管方式。家中除了 0~5 岁儿童，如果还有 6~15 岁儿童则会对非母亲照管方式产生显著负面影响，意味着孩子数量的增加会显著影响儿童照管方式的选择。另外，托幼成本每增加 1%，家庭选择机构照管方式的概率会下降 2.0%、而选择隔代照管方式的概率则会上升 1.7%；社区/村庄有配套的幼儿园会使女性选择机构照管方式的可能性上升 6.6%、选择隔代照管方式的可能性下降 3.9%。

表2 儿童照管决策方程估计结果 (Tobit 模型)

变量名称	机构照管方程	隔代照管方程
年龄	0.020 3*** (0.015 2)	0.063 6*** (0.019 1)
年龄的平方	-0.000 3*** (0.000 2)	-0.001 0*** (0.000 3)
受教育年限	0.008 7*** (0.002 5)	0.013 7*** (0.003 2)
户口类型 (非农=1)	0.045 0* (0.023 4)	0.038 5 (0.030 8)
家中有0~2岁儿童	-0.403 0*** (0.055 5)	-0.189 3*** (0.031 5)
家中有3~5岁儿童	0.123 2* (0.073 0)	-0.015 9 (0.033 0)
家中有6~15岁儿童	-0.087 4*** (0.017 9)	-0.072 5*** (0.025 1)
城市类型 (城镇=1)	0.009 2 (0.018 5)	-0.021 1 (0.025 1)
老年父母是否健在 (健在=1)	0.050 1 (0.020 8)	0.271 5*** (0.036 4)
配偶受教育年限	0.003 6 (0.002 5)	-0.000 6 (0.003 0)
配偶收入的对数	0.005 0 (0.005 2)	0.007 3 (0.005 5)
托幼机构费用的对数	-0.019 5*** (0.015 0)	0.016 6* (0.018 0)
社区/村庄有幼儿园	0.066 0* (0.004 8)	-0.039 1** (0.006 3)
省份虚拟变量	控制	控制
LR 统计量	713.49***	277.25***
Pseudo-R ²	0.373 0	0.092 2
样本数	1 797	2 260

注：括号内数值为标准误。

(二) 平衡性与共同支撑检验

在获得儿童照管方式的倾向得分之后，需要进一步对样本进行平衡性检验，主要目的在于验证匹配后的样本是否满足条件独立分布假设，检验匹配后数据是否存在系统性差异。表3的平衡性检验结果显示，样本匹配后所有解释变量的标准化偏差均小于10%，大大降低了总偏误；*t*检验的结果表明，不拒绝处理组与控制组无系统差异的原假设；对比匹配前的结

果，所有解释变量的标准化差异均大幅缩小，说明样本具有较高的匹配质量。此外，*LR*统计量在匹配前是统计显著的，而匹配之后是不显著的，说明未能拒绝解释变量无联合影响的假设；*Pseudo-R*²值也显著下降，其中，机构照管方程从匹配前的0.373下降到匹配后的0.025，隔代照管方程从匹配前的0.092下降到匹配后的0.013。由此可知，匹配后的数据满足了联合平衡条件。

表3 平衡性检验结果

变量名称	匹配类型	机构照管方程			隔代照管方程		
		偏差	标准化差异	<i>t</i> 检验 (<i>p</i> 值)	偏差	标准化差异	<i>t</i> 检验 (<i>p</i> 值)
年龄	匹配前	41.9	95.1	7.29 (0.000)	-9.7	87.7	-2.19 (0.029)
	匹配后	2.0		0.29 (0.772)	-1.2		-0.28 (0.781)
受教育年限	匹配前	36.3	88.8	6.40 (0.000)	32.2	91.3	7.48 (0.000)
	匹配后	-4.1		-0.58 (0.563)	2.8		0.60 (0.549)
户口类型 (非农=1)	匹配前	45.2	73.6	8.78 (0.000)	21.4	86.9	5.05 (0.000)
	匹配后	-8.0		-1.45 (0.148)	2.8		0.54 (0.588)
家中有 0~2岁儿童	匹配前	-155.0	98.6	-22.7 (0.000)	-25.2	91.6	-5.84 (0.000)
	匹配后	-2.1		-0.63 (0.526)	2.1		0.43 (0.664)
家中有 3~5岁儿童	匹配前	118.1	98.2	17.1 (0.000)	15.5	87.7	3.57 (0.000)
	匹配后	2.1		0.78 (0.435)	-1.9		-0.40 (0.689)

续前表

变量名称	匹配类型	机构照管方程			隔代照管方程		
		偏差	标准化差异	t 检验 (p 值)	偏差	标准化差异	t 检验 (p 值)
家中有 6~15 岁儿童	匹配前	-18.0	93.8	-3.12 (0.002)	-19.0	82.5	-4.34 (0.000)
	匹配后	-1.1		-0.16 (0.872)			-3.3
城市类型 (城镇=1)	匹配前	34.5	97.0	6.14 (0.000)	9.9	49.6	2.29 (0.022)
	匹配后	1.0		0.14 (0.886)			5.0
老年父母是否健在 (健在=1)	匹配前	-6.0	78.2	-1.07 (0.285)	37.6	97.0	8.25 (0.000)
	匹配后	-1.3		-0.18 (0.858)			1.1
配偶受教育年限	匹配前	33.1	82.1	5.81 (0.000)	21.4	77.5	4.97 (0.000)
	匹配后	-5.9		-0.84 (0.402)			4.8
配偶收入的对数	匹配前	22.0	88.8	3.64 (0.000)	13.6	88.6	3.11 (0.002)
	匹配后	-2.5		-0.45 (0.654)			-1.6
照料机构费用的对数	匹配前	40.6	98.3	7.30 (0.000)	12.2	62.3	2.85 (0.004)
	匹配后	-0.7		-0.10 (0.923)			4.6
社区/村庄有幼儿园	匹配前	8.9	4.8	1.71 (0.087)	3.1	-10.4	0.74 (0.461)
	匹配后	-8.4		-0.96 (0.339)			-3.4
LR 统计量	匹配前	713.49***			276.93***		
	匹配后	27.57			31.31		
Pseudo-R ²	匹配前	0.373			0.092		
	匹配后	0.025			0.013		

倾向得分匹配法不仅需要满足平衡性检验，还需要满足共同支撑条件，此条件是为了确保匹配后的样本数据具有良好的可比性，提高样本的匹配质量，增加倾向得分匹配估计的有效性 (Heckman 等, 1998^[32])。倾向得分的共同取值范围由图 4 和图 5 给出。从图中可以看到，大多数观测值均在共同取值范

围内，这意味着在倾向匹配时仅会损失少量样本，共同支撑条件得到了较好的满足。另外，从图中可以发现匹配前的倾向得分相对较低，而匹配后的倾向得分则相对较高。由此可知，需要对母亲照管组和非母亲照管组样本之间的差异进行处理，否则研究结论将会产生偏差。

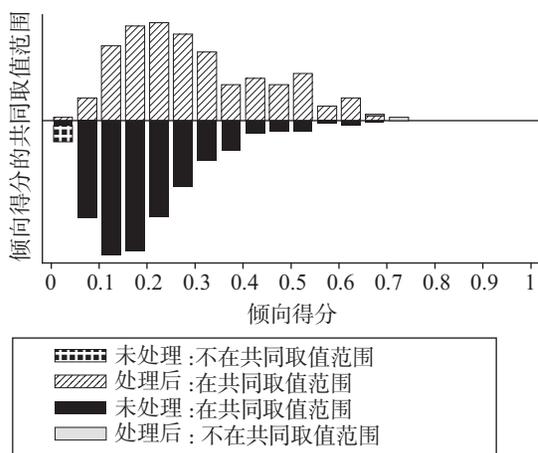


图 4 母亲照管组和机构照管组的共同取值范围

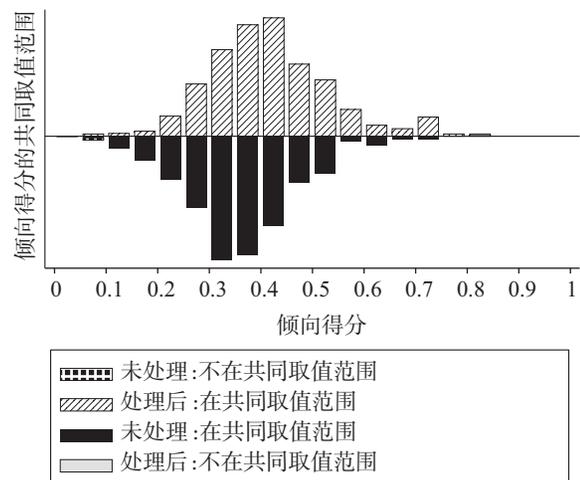


图 5 母亲照管组和隔代照管组的共同取值范围

五、实证分析

(一) 儿童照管方式对女性劳动供给的影响

在匹配样本满足平衡性和共同支撑条件后, 本文采用核匹配、半径匹配、最近邻匹配以及局部线性回归匹配四种方法, 实证分析儿童照管方式对女性劳动供给的影响。虽然计量结果因匹配方法不同而有所差异, 但从表4可以看出, 无论是机构照管方式, 还是隔代照管方式均对女性的劳动供给具有显著正向影响。为了便于比较, 表中给出了四种匹配方法测算结果的平均值。具体而言, 机构照管方式会使女性的劳

动参与率增加24%左右, 隔代照管方式会使女性的劳动参与率增加34%左右。由此可知, 在儿童照管成本不断提高和托幼机构供不应求的背景下, 与机构照管方式相比, 隔代照管方式在促进女性就业方面发挥着更大的作用。除此之外, 与表1的描述性统计分析结果相比, 基于倾向得分方法测算的平均处理效应小于统计汇总结果。这意味着倾向得分匹配方法将非母亲照管方式从其他影响女性劳动供给的因素中独立出来, 以便考察其对女性劳动供给的净效应, 估计结果更为精确。

表4 儿童照管方式对女性劳动供给的影响

匹配方法	机构照管的平均处理效应 (ATT)	隔代照管的平均处理效应 (ATT)
核匹配	0.237 2*** (0.038 8)	0.346 3*** (0.022 8)
半径匹配	0.237 3*** (0.042 1)	0.340 3*** (0.023 0)
最近邻匹配	0.249 4*** (0.057 0)	0.344 8*** (0.023 7)
局部线性回归匹配	0.232 0*** (0.038 7)	0.344 8*** (0.024 0)
平均值	0.239 0	0.344 1
样本数	1 797	2 260

注: 非母亲照管组的平均处理效应的显著性检验结果利用自助法 (Bootstrap) 得到, 重复抽样次数为200次。

(二) 异质性分析

基于以上研究, 可以得出机构照管方式和隔代照管方式对女性的劳动供给具有促进作用的结论。但在现实社会中, 对于受教育水平不同的女性而言, 在照管方式的选择和就业决策方面可能会存在差异, 因此本文将样本分为低学历女性 (初中及以下) 和高学历女性 (高中及以上), 进一步考察儿童照管方式对女性劳动供给的影响是否因女性受教育程度不同而存

在异质性。从表5可以看出, 非母亲照管方式对高学历女性劳动供给的影响显著高于低学历女性。具体而言, 机构照管和隔代照管使高学历女性的劳动参与率提高31%和36%左右, 而使低学历女性的劳动参与率仅提高24%和31%左右。受教育程度越高意味着女性退出劳动力市场的机会成本越高, 因此非母亲照管方式对高学历女性劳动供给的促进作用更大。

表5 分受教育程度考察儿童照管方式对女性劳动供给的影响

匹配方法	机构照管的平均处理效应 (ATT)		隔代照管的平均处理效应 (ATT)	
	低学历	高学历	低学历	高学历
核匹配	0.239 3*** (0.042 5)	0.315 4*** (0.042 5)	0.307 0*** (0.041 8)	0.357 3*** (0.026 3)
半径匹配	0.248 7*** (0.047 4)	0.287 2*** (0.128 7)	0.316 7*** (0.050 8)	0.360 2*** (0.029 1)
最近邻匹配	0.250 0*** (0.060 1)	0.324 8*** (0.127 6)	0.301 1*** (0.066 5)	0.355 7*** (0.038 2)
局部线性回归匹配	0.233 1*** (0.041 9)	0.308 5*** (0.106 7)	0.307 7*** (0.043 6)	0.355 5*** (0.023 0)
平均值	0.242 8	0.309 0	0.308 1	0.357 2
样本数	1 338	459	1 666	594

随着“全面二孩”政策的实施, 拥有两个孩子的家庭将会逐渐增多。子女数量的增多将会导致家庭经济支出的增加, 从而促使女性参与劳动以增加家庭

收入, 但同时家庭, 尤其是女性也会面临着儿童照管需求增加的问题。那么, 儿童照管方式对女性劳动供给的影响是否因儿童数量的不同而存在异质性呢? 表

6 基于家庭中子女数量对其进行了检验。从中可以看出,家中无论是有一个孩子,还是有两个及以上孩子,机构照管方式和隔代照管方式均对女性的劳动供

给有显著的正向影响。但是从影响系数可以发现,随着家里儿童数量的增多,两种照管方式对女性劳动供给的促进作用均有所减弱。

表 6 分子女数量考察儿童照管方式对女性劳动供给的影响

匹配方法	机构照管的平均处理效应 (ATT)		隔代照管的平均处理效应 (ATT)	
	一个孩子	两个及以上孩子	一个孩子	两个及以上孩子
核匹配	0.287 8*** (0.051 9)	0.158 7*** (0.061 0)	0.378 8*** (0.036 4)	0.316 9*** (0.030 1)
半径匹配	0.317 1*** (0.056 5)	0.140 1* (0.073 8)	0.380 9*** (0.038 3)	0.325 4*** (0.032 3)
最近邻匹配	0.309 8*** (0.072 7)	0.146 3* (0.086 9)	0.378 5*** (0.054 7)	0.339 7*** (0.042 6)
局部线性回归匹配	0.287 9*** (0.060 2)	0.170 1** (0.063 5)	0.374 8*** (0.034 8)	0.314 3*** (0.029 1)
平均值	0.300 7	0.153 8	0.378 3	0.326 5
样本数	985	812	1 243	1 017

由于我国长期存在着城乡二元经济社会结构,城乡不仅在托幼服务方面差距较大,居民在受教育程度、收入水平以及育儿观念等方面也存在较大差异。因此,本文根据女性的居住地类型,考察儿童照管方式对女性劳动供给的影响是否存在城乡差异。从表 7 可以看出,隔代照管方式对城乡女性劳动参与率的正

向影响并未有显著差异,但是机构照管方式对城镇女性劳动供给的促进作用大于农村女性。这可能是由于城镇在托幼机构等公共服务方面优于农村,如果城镇女性可以选择机构照管方式,那么就可以有效缓解她们的儿童看护压力,从而提高她们进入劳动力市场的可能性。

表 7 分城乡类别考察儿童照管方式对女性劳动供给的影响

匹配方法	机构照管的平均处理效应 (ATT)		隔代照管的平均处理效应 (ATT)	
	城镇	农村	城镇	农村
核匹配	0.277 2*** (0.069 9)	0.227 6*** (0.053 9)	0.362 0*** (0.039 0)	0.364 6*** (0.029 8)
半径匹配	0.295 1*** (0.061 3)	0.239 4*** (0.056 0)	0.368 7*** (0.041 4)	0.370 7*** (0.031 3)
最近邻匹配	0.297 2*** (0.065 7)	0.233 7*** (0.072 9)	0.370 4*** (0.058 0)	0.383 0*** (0.041 3)
局部线性回归匹配	0.285 9*** (0.065 0)	0.225 5*** (0.052 9)	0.361 0*** (0.038 0)	0.360 0*** (0.028 5)
平均值	0.288 9	0.231 6	0.365 6	0.370 0
样本数	749	1 048	898	1 362

在中国,三代同堂的家庭结构比较普遍,在与老人同住的家庭中,老人可能会提供隔代照料,同时儿女也需要承担照料老人的责任,因此儿童照管方式对女性劳动供给决策的影响可能会因家庭结构的不同而存在异质性。从表 8 可以看出,隔代照管方式对与父母同住女性劳动供给的正面影响略大于不与父母同住的女性;而对于机构照管方式的劳动供给效应而言,与老人同住的女性劳动参与率会提高 30%左右,但

是不与老人同住的女性劳动参与率仅提高 13%左右。这可能是由于我国幼儿园(尤其是公立幼儿园)的放学时间一般设定在下午 4 点左右^①,与职工的工作时间产生了冲突,虽然家庭选择托幼机构作为儿童日常生活主要照管者,但是孩子放学的接送还是需要祖父母的帮忙,因此机构照管方式对与老人同住女性劳动供给的正面影响明显大于不与老人同住的女性。

① 详见: http://www.xinhuanet.com/politics/2017-03/08/c_1120591243.htm。

表 8 分家庭结构考察儿童照管方式对女性劳动供给的影响

匹配方法	机构照管的平均处理效应 (ATT)		隔代照管的平均处理效应 (ATT)	
	与老人同住	与老人不同住	与老人同住	与老人不同住
核匹配	0.299 5*** (0.058 2)	0.147 7*** (0.047 8)	0.362 8*** (0.025 8)	0.340 6*** (0.050 4)
半径匹配	0.310 2*** (0.062 0)	0.118 0** (0.056 3)	0.366 7*** (0.027 8)	0.334 9*** (0.058 6)
最近邻匹配	0.309 6*** (0.071 0)	0.123 7* (0.069 9)	0.358 7*** (0.037 7)	0.347 7*** (0.073 2)
局部线性回归匹配	0.293 8*** (0.059 8)	0.130 3** (0.062 6)	0.356 5*** (0.026 9)	0.338 3*** (0.050 8)
平均值	0.303 3	0.129 9	0.361 2	0.342 9
样本数	652	1 145	885	1 375

六、结论与政策启示

本文基于中国家庭追踪调查数据,采用倾向得分匹配(PSM)方法,将机构照管和隔代照管两种儿童照管方式纳入到同一框架体系内,考察了学前儿童照管方式对女性劳动供给的影响。研究表明,机构照管方式和隔代照管方式均会显著提高女性的劳动参与率,尤其是隔代照管的正面促进作用更强,这意味着在儿童照管费用提高和托幼机构可获得性下降的背景下,隔代照管作为正式照管的一种替代方式,在促进女性就业方面发挥着更大的作用。考虑到政府应该有针对性地制定促进女性就业的政策,本文进一步探讨了儿童照管方式对不同女性群体劳动供给的影响差异,研究发现:无论是机构照管方式,还是隔代照管方式均会对高学历女性的劳动供给产生更大的正向影响;随着家庭中子女数量的增多,两种照管方式对女性劳动供给的正面促进效果均有所减弱;隔代照管方式对城乡女性劳动参与率的影响并没有显著差异,但是机构照管方式对城镇女性劳动供给的正面影响明显大于农村女性;机构照管方式对与老人同住女性的劳动参与率具有更强的正面促进作用,而隔代照管方式则不会因为家庭结构的不同对女性的劳动参与率有显著差异。

女性的就业行为不仅能够提高自身收入和改善生活质量,还能有效地提升她们在家庭中的决策权与议价能力(Anderson和Eswaran,2009^[33])。现阶段,我国女性的劳动参与率明显低于男性,在全面二孩政策实施之后,儿童的照管责任将会给女性的就业带来

更大的挑战,特别是对于低学历、农村女性而言,她们更有可能为了照管子女而“非自愿”地退出劳动力市场,这不仅对中国劳动力供给的总量和质量造成不利影响,还会对女性的生育意愿产生一定程度的抑制作用。本文研究发现,幼儿机构照管方式对女性的劳动供给具有促进作用。因此,政府应该提高学龄前儿童教育的投入,例如对普惠性幼儿园提供财政补贴、为低收入家庭发放育儿津贴等。同时,政府还应该持续完善托育服务体系,加快建立高质量的儿童照管机构,尤其是0~2岁儿童的托幼机构,如此才能切实解决“入园难”“入园贵”的问题。

由于托育服务体系的健全和完善需要较长时间,在过渡阶段,隔代照管是补齐公共服务短板、解决儿童照管难题的有效方式。因此,政府应该充分肯定老年人在家庭儿童看护中所发挥的重要作用,为多代同堂家庭制定相应的补助政策,比如发放“祖父母照料津贴”等。同时,为了缓解因儿童教育理念不同而产生的代际矛盾,可以在社区开展针对性的育儿培训,不仅可以帮助老年人理解、认识新时代的变化,还有助于促使年轻人充分学习传统育儿的优良经验,并将之与现代科学知识相结合,实现“幼有所育”的新时代目标。除此之外,在企业 and 家庭方面,用人单位应该为女性提供更多的家庭友好型福利政策,例如向处于育儿期的女性提供弹性工作制等;同时男女两性应该平等地分担家务劳动和家庭照料责任,从而减少女性就业的后顾之忧,为女性实现更高质量和更充分的就业营造和谐稳定的环境。

参考文献

- [1] 蔡昉,王美艳.中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义[J].中国社会科学,2003(4):68-79.
- [2] 郭琳,车士义.中国的劳动参与率、人口红利与经济增长[J].中央财经大学学报,2011(9):45-51.
- [3] 劳动保障部劳动科学研究所课题组.政策调整:适应劳动力市场灵活性[J].中国劳动,2005(11):11-15.

- [4] 沈可, 章元, 鄢萍. 中国女性劳动参与率下降的新解释: 家庭结构变迁的视角 [J]. 人口研究, 2012 (5): 15-27.
- [5] 熊瑞祥, 李辉文. 儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自 CFPS 数据的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2016 (1): 393-414.
- [6] 史慧中. 中华人民共和国幼儿教育 50 年大事记 (一) 社会主义改造时期的幼儿教育 (上) [J]. 幼儿教育, 1999 (10): 4-5.
- [7] 岳经纶, 范昕. 中国儿童照顾政策体系: 回顾、反思与重构 [J]. 中国社会科学, 2018 (9): 92-111.
- [8] Heckman J. Effects of Childcare Programs on Women's Work Effort [J]. Journal of Political Economy, 1974, 82 (2): 136-163.
- [9] Cleveland G, Gunderson M, Hyatt D. Child-care Costs and the Employment Decision of Women: Canadian Evidence [J]. The Canadian Journal of Economics, 1996, 29 (1): 132-151.
- [10] Lefebvre P, Merrigan P, Verstraete M. Dynamic Labour Supply Effects of Childcare Subsidies: Evidence from a Canadian Natural Experiment on Low-fee Universal Child Care [J]. Labour Economics, 2009, 16 (5): 490-502.
- [11] Oishi A. The Effect of Childcare Costs on Mothers' Labor Force Participation [J]. Journal of Population and Social Security, 2002, 18 (1): 51-67.
- [12] Doiron D, Kalb G. Demands for Child Care and Household Labour Supply in Australia [J]. Economic Record, 2005, 81 (3): 215-236.
- [13] Viitanen T K. Cost of Childcare and Female Employment in the UK [J]. Labour, 2005, 19 (1): 149-170.
- [14] Hardoy I, Schøne P. Enticing Even Higher Female Labor Supply: The Impact of Cheaper Day Care [J]. Review of Economics of the Household, 2013, 123 (4): 1-22.
- [15] Mahringer H, Zulehner C. Child-care Costs and Mothers' Employment Rates: An Empirical Analysis for Austria [J]. Review of Economics of the Household, 2015, 13 (4): 837-870.
- [16] Michalopoulos C, Robins P K, Garfinkel I A. A Structural Model of Labor Supply and Child-care Demand [J]. Journal of Human Resources, 1992, 27 (1): 166-203.
- [17] Blau D M. Effects of Child Care Demands and Policies on Household Labour Supply in Australia [R]. Policy Research Paper, No. 25, 2005.
- [18] Cascio E U. Maternal Labor Supply and the Introduction of Kindergartens into American Public Schools [J]. Journal of Human Resources, 2009, 44 (1): 140-170.
- [19] Fitzpatrick M D. Revising Our Thinking about the Relationship between Maternal Labor Supply and Preschool [J]. Journal of Human Resources, 2012, 47 (30): 583-612.
- [20] Gelbach J B. Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply [J]. American Economic Review, 2002, 92 (1): 307-322.
- [21] Berlinski S, Galiani S. The Effect of a Large Expansion of Pre-primary School Facilities on Preschool Attendance and Maternal Employment [J]. Labour Economics, 2007, 14 (3): 665-680.
- [22] Song Y P, Dong X Y. Childcare Costs and Migrant and Local Mothers' Labor Force Participation in Urban China [J]. Feminist Economics, 2018, 24 (2): 122-146.
- [23] Du F L, Dong X Y. Women's Employment and Child Care Choices in Urban China During Economic Transition [J]. Economic Development and Cultural Change, 2013, 62 (5): 131-155.
- [24] 邹红, 彭争呈, 栾炳江. 隔代照料与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二孩与延迟退休悖论 [J]. 经济学动态, 2018 (7): 37-52.
- [25] Sasaki M. The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation Among Japanese Married Women [J]. The Journal of Human Resources, 2002, 38 (2): 429-440.
- [26] Oishi A, Takashi O. Coresidence with Parents and Wife's Decision to Work in Japan [J]. The Japanese Journal of Social Security Policy, 2006, 26 (5): 35-48.
- [27] Posadas J, Vidal-Fernández M. Grandparents' Childcare and Female Labor Force Participation [J]. Journal of Labor Policy, 2013, 14 (3): 1-20.
- [28] Arpino B, Pronzato C D, Tavares L P. The Effect of Grandparental Support on Mothers' Labour Market Participation: An Instrumental Variable Approach [J]. European Journal of Population, 2014, 30 (4): 369-390.
- [29] 卢洪友, 余锦亮, 杜亦譔. 老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于 CFPS 微观数据的分析 [J]. 财经研究, 2017 (12): 4-16.
- [30] Heckman J J, Vytlačil E J. Econometric Evaluation of Social Programs, Part II: Using the Marginal Treatment Effect to Organize Alternative Econometric Estimators to Evaluate Social Programs, and to Forecast Their Effects in New Environments [J]. Handbook of Econometrics, 2007, 47 (6): 487-514.
- [31] Caliendo M, Kopeinig S. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching [J]. Journal of Economic Surveys, 2008, 31 (1): 31-72.
- [32] Heckman J, Ichimura H, Todd P. Characterizing Selection Bias Using Experimental Data [R]. NBER Working Paper, 1998.
- [33] Anderson S, Eswaran M. What Determines Female Autonomy? Evidence from Bangladesh [J]. Journal of Development Economics, 2009, 90 (2): 179-191.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

人力资源管理强度影响服务导向 组织公民行为的实证研究

——组织承诺的中介作用和象征性雇主品牌的调节作用

An Empirical Study on the Influential Mechanism between HRM Strength and
Service-oriented OCB: The Mediating Effect of Organizational
Commitment and the Moderating Effect of Symbolic Employer Brand

朱 飞 章婕璇 朱曦济

ZHU Fei ZHANG Jie-xuan ZHU Xi-ji

[摘要] 尽管已有大量研究探讨服务导向组织公民行为的前因及其影响机制,但关于象征性雇主品牌(内容型变量)和人力资源管理强度(过程型变量)在对员工服务导向组织公民行为的影响过程中是否存在“相得益彰”的效应问题,仍缺乏实证探究。笔者基于社会交换理论和社会信息加工理论,构建了人力资源管理强度、象征性雇主品牌、组织承诺对服务导向组织公民行为的影响研究模型,使用100对来自中国金融服务企业的配对问卷调查数据,利用层次回归分析方法,对该模型有调节的中介效应等进行了检验。研究证实,组织承诺在人力资源管理强度对服务导向组织公民行为的影响中起部分中介作用;象征性雇主品牌在组织人力资源管理强度对组织承诺的影响关系中存在显著负向调节效应,人力资源管理强度和象征性雇主品牌在对员工服务导向组织公民行为的影响过程中是替代关系,而非互补关系。本研究拓展了服务导向组织公民行为的影响理论构建,纠正了人力资源管理强度和象征性雇主品牌在促发员工服务导向组织公民行为中“彼倡此和,相得益彰”的直觉偏误,为服务企业改善一线员工服务质量提供了管理启示。

[关键词] 人力资源管理强度 象征性雇主品牌 服务导向组织公民行为 组织承诺

[中图分类号] F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2020)12-0106-09

Abstract: Although the research on service-oriented OCB is profound, few empirical studies focus on the integrated influential mechanism on human resource management strength (process antecedent), symbolic employer brand (content antecedent) and service-oriented OCB. Based on the theory of social exchange and social information processing, authors constructed a research model on the impact of human resource management strength and symbolic employer brand on service-oriented OCB. Through hierarchical regression analysis, the study conducted an empirical study on 100 pairs of matching questionnaire survey data from Chinese financial companies. The empirical study finds that organizational commitment has a mediation effect between human resource management strength and service-oriented OCB; symbolic employer brand moderate negatively the influence process between human resource management strength and organizational commitment. Human resource management strength and symbolic employer brand are alternative rather than complementary in the influencing process on service-oriented OCB. The research expands the influential theory building of service-oriented OCB, and corrects the intuitional bias about the mutual promotion between human resource management strength and symbolic employer brand in the influencing process on service-oriented OCB. The findings have valuable implications for service quality improvement in service industry.

Key words: Human resource management strength Symbolic employer brand Service-oriented organizational citizenship behavior Organizational commitment

[收稿日期] 2020-08-26

[作者简介] 朱飞(通讯作者),男,1978年9月生,中央财经大学商学院教授,管理学博士,博士生导师,主要研究方向为战略人力资源管理、雇佣关系和雇主品牌;章婕璇,女,1997年6月生,中央财经大学商学院硕博连读研究生;朱曦济,男,1989年4月生,中央财经大学商学院讲师,管理学博士,主要研究方向为人力资源管理和组织行为学。

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

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

一线员工在服务工作中主动展现的服务导向组织公民行为 (service-oriented organizational citizenship behavior, 以下简称 SOCB) 是服务企业提升服务质量的关键要素之一。目前, 中国的服务业尽管在经济规模上已经体量比较大 (根据国家统计局发布的数据, 2019 年服务业对中国 GDP 的贡献率已经达到 53.9%), 但是在服务质量方面却仍存在某些提升空间。提高服务质量、改善顾客服务体验是当今中国服务企业普遍面临的关键经营管理挑战。由于服务工作具有无形性、异质性、生产消费同时发生和顾客参与生产等特征^[1], 一线员工的服务态度和行为成为服务质量提升的关键。服务企业除了需要通过服务运营流程、服务技能和服务规范等正式方式规范服务员工的工作行为之外, 更需要促发一线服务员工在服务提供过程中主动展现角色规定外的积极服务态度和行为。研究发现, 相较于角色规定内的行为, 服务员工主动展现的 SOCB 才是提升顾客服务体验的关键^[2-3]。

SOCB 是一线员工在服务顾客时表现出的正式角色规定以外的自发行为^[1]。现有研究已经证明了 SOCB 对员工服务品质和组织整体服务绩效存在显著的正向影响^[4]。早期的研究者主要关注企业的人力资源管理实践中内容型因素对员工角色外行为的影响, 并且发现工作特征^[5]、工作环境^[6]、人力资源管理强度^[7-9]和组织文化^[10]等与角色外行为关系密切。近二三十年来, 研究者的关注视角逐渐转向过程型因素 (主要指员工对企业人力资源管理实践的感知) 对员工角色外行为的影响, 并且发现人力资源管理强度和员工组织支持感^[11]等因素也对其存在显著影响。虽然现有 SOCB 研究已经取得了丰富的进展, 但关于不同类型变量对员工 SOCB 的整合影响关系和机制的实证研究仍然不足^[11]。首先, 在服务工作场景中一线服务员工的 SOCB 由多种因素综合决定, 但现有文献所关注的重点主要是内容型或过程型因素对员工 SOCB 的影响, 尚无关于两类变量如何共同影响员工 SOCB 的实证探讨。目前, 优秀服务企业不仅致力于改善管理过程, 提升人力资源管理强度, 提升员工对企业所提供的人力资源管理实践的集体感知水平^[12], 同时还对人力资源管理实践进行抽象表达, 塑造象征性雇主品牌, 传播有吸引力的雇佣价值主

张, 提高组织人才吸纳、激励和保留效率, 增强员工忠诚和主动行为^[13-14]。这种管理实践组合的假定是, 基于相同人力资源管理实践基础的内容型变量 (即象征性雇主品牌) 和过程型变量 (即人力资源管理强度) 会在影响员工态度和行为的过程中相互加强, 即管理者认为, 象征性雇主品牌和人力资源管理强度之间“彼倡此和”更加有助于改善服务员工的态度和行为。但是, 象征性雇主品牌和人力资源管理强度对员工 SOCB 的影响过程中是否存在“相得益彰”的效果, 仍有待实证研究支持^[13-16]。其次, 现有相关文献主要是分别考虑个体、组织或领导等层面变量对员工 SOCB 的影响。例如, Jain 等 (2012)^[4]发现员工性格特征中的志愿精神对 SOCB 有积极影响, Kim 和 Galting (2019)^[17]证实了人—环境匹配度对 SOCB 的影响, Kang 和 Jang (2019)^[18]发现角色模糊和角色冲突不利于 SOCB 的发生。在组织方面 Kloutsiniotis 和 Mihail (2020)^[3]证实了高绩效工作系统、组织公平和服务氛围对 SOCB 的影响, Farh 等 (1997)^[19]还发现组织文化与角色外行为关系密切。然而, 现有文献缺乏整合考虑组织和个体因素对于 SOCB 的共同影响关系和机制。

综上, 本文基于现有关于 SOCB 的丰富研究, 整合探讨内容型和过程型因素、组织和个体因素对员工 SOCB 的影响关系和机制, 构建人力资源管理强度、象征性雇主品牌、组织承诺和 SOCB 之间的影响研究模型, 验证象征性雇主品牌和人力资源管理强度在对服务员工 SOCB 的影响过程中是否“彼倡此和, 相得益彰”。

二、理论回顾与研究假设

(一) 人力资源管理强度与 SOCB——组织承诺的中介作用

改善人力资源管理实践是提升员工 SOCB 水平的重要举措^[20]。然而, 现有研究发现, 企业设计的、实际执行的和员工感知到的人力资源管理实践系统三者之间并非总是一致的, 员工关于人力资源管理实践系统的感知, 即人力资源管理强度, 对其态度和行为的影响非常直接和关键^[21]。

人力资源管理强度是近年来学术界提出的重要人力资源管理过程型变量, 它是指员工在组织人力资源管理实践的独特性 (即组织目标公开可见、可理解、合法并与员工目标相关)、一致性 (即以内部统一的

方式呈现)和共识性(即各行为主体对目标达成共识)三个方面形成相似认知^{[9][12][15]}。已有研究暗示,人力资源管理强度作为员工群体对于组织人力资源管理实践的一种集体感知,是影响服务员工 SOCB 水平的关键变量。社会交换理论为这一影响过程提供了良好的理论解释。根据社会交换理论的观点,组织与员工之间的关系可以视为一种社会交换关系,它以互惠原则为核心^[22],具有不确定性和风险性^[23]。个体对交换过程中不确定性和风险的感知将会显著影响其社会交换意愿^[24],当不确定性和风险较低时个体会更倾向于接受社会交换原则^{[23][25]}。人力资源管理强度增强了对服务员工态度和行为的“影响情境”^{[9][26]},降低了员工对社会交换关系不确定性和风险性的感知水平,提升了员工社会交换的意愿,从而更好地推动其展现更高水平的主动服务行为,尤其是角色外的 SOCB^{[8][12][27]}。据此,本文提出假设 H1。

H1: 组织人力资源管理强度正向影响服务员工的 SOCB。

在高人力资源管理强度的组织中,员工感知到的不确定性和风险性降低,员工更易于与组织形成稳固的情感联结,也即形成更高水平的组织承诺^[25]。组织承诺是社会交换过程中员工态度的直接表现^[25],是组织管理实践和员工行为之间的纽带^[28],它有助于提升员工形成对组织持续的归属感、认同感以及继续受雇于组织的意愿^{[21][29]}。组织承诺是一个多维结构^[27],大多数学者认为组织承诺主要包括情感承诺、持续承诺和规范承诺三个维度^[28-29]。现有研究已经证实了人力资源管理强度对组织承诺存在积极影响^[15]。同时,现有研究也发现,组织承诺是影响员工角色正式规定之外的 SOCB 的重要前因变量^[30-36],员工对人力资源管理实践系统的感知会通过影响组织承诺进而影响其角色外行为^[37]。根据“认知—态度—行为”这一经典组织行为影响路径,人力资源管理强度作为员工对于组织人力资源管理实践的集体认知,通过影响员工组织承诺这一关键态度变量,影响员工的 SOCB。据此,本文提出假设 H2。

H2: 员工组织承诺在组织人力资源管理强度对员工 SOCB 的影响中起中介作用。

(二) 象征性雇主品牌的调节作用

在提升服务员工 SOCB 水平的管理实践中,优秀的服务企业对过程型和内容型实践均比较关注,他们从过程视角努力提升人力资源管理强度(即员工对

于组织人力资源管理实践系统的集体认知),同时也从内容视角塑造企业的象征性雇主品牌,提高市场和员工对组织的认知和认同水平。管理者期望,塑造象征性雇主品牌的实践和组织提升人力资源管理强度的举措“彼倡此和”,提升服务员工的组织承诺,进而提高其 SOCB 水平。但与管理者的期望不同,现有研究发现,雇主品牌在人力资源管理强度对员工 SOCB 的影响过程中的调节效应并不显著^[7],也即是说,雇主品牌和人力资源管理强度在影响员工 SOCB 的过程中并不存在互补效应。这可能主要与雇主品牌功能性和象征性的内容结构有关^[38]。根据社会信息加工理论的观点^[39],功能性雇主品牌仅仅突出企业提供的报酬福利、培训发展和工作环境等功能性的因素,并未给员工提供关于人力资源实践的额外信息,因而导致雇主品牌调节效应不显著。而象征性雇主品牌是基于组织的人力资源管理实践进行主观设计、抽象和价值性的雇主形象,它是员工关于组织人力资源实践的额外感知信息来源,因而,虽然包括功能性和象征性因素的雇主品牌在人力资源管理强度对员工 SOCB 的影响过程中的调节效应不显著,但是象征性雇主品牌却可能显著调节这一影响过程。

现有研究和实践普遍暗示,象征性雇主品牌会正向加强人力资源管理强度对员工组织承诺的影响^[13-16],从而提高员工的 SOCB 水平。然而,根据社会信息加工理论的观点,象征性雇主品牌在人力资源管理强度、组织承诺和 SOCB 的影响过程中的调节作用可能是负向的。根据 Petty 和 Cacioppo (1986)^[39]的观点,人们需要一定程度的信息处理动机,这最终将影响其态度和行为,当一个人已经拥有足够的信息时,处理新信息带来的收益会降低,处理新信息的动机也随之降低^[39]。个体对于新信息的处理动机与其事先拥有的信息有关,当新信息对先前信息提供额外补充时,个体对先前信息的依赖程度将会降低^[16],当新的信息不存在额外价值,仅重复先前信息时,个体处理新信息的动机减弱。象征性雇主品牌是组织人格特质,是组织试图在人才市场塑造的形象,具有主观设计、抽象和无形的特征。对于员工群体的人力资源管理强度感知体验而言,象征性雇主品牌为员工提供了关于组织人力资源实践的额外感知信息。根据社会信息加工理论,它会削弱服务员工对人力资源管理强度的处理动机,进而弱化其对员工组织承诺的影响。同时,以往的战略人力资源管理研究大

多忽略了员工作为人力资源管理实践实施对象的主体作用^[37]。组织设计的人力资源政策与员工实际感知到的人力资源管理实践往往存在较大偏差，当组织设计的人力资源政策未得到明确传达，或者与员工实际感知不一致时，其对员工的组织承诺也将产生负向影响^[26]，进而降低员工的 SOCB 水平。也即是说，在管理实践中，管理者期望象征性雇主品牌和人力资源管理强度在通过影响员工的组织承诺进而影响员工的 SOCB 过程中“彼倡此和，相得益彰”，但实际上却可能得到“此消彼长”的结果。据此，本文提出假设 H3。

H3: 象征性雇主品牌在人力资源管理强度对组织承诺的影响过程中起负向调节作用。

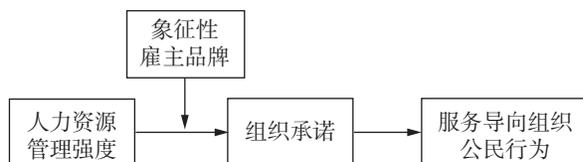


图1 研究模型

三、研究设计和实施

本文使用社会交换理论和社会信息加工理论，以金融服务企业为具体研究对象，基于配对问卷调查数据，采用层次回归分析方法，探讨和验证人力资源管理强度对一线服务员工组织承诺和 SOCB 的影响关系和机制，并探讨象征性雇主品牌在此影响过程中的调节作用。

(一) 数据收集

本研究采用配对问卷调查的方法收集数据，选取金融服务企业的人力资源管理负责人和一线服务员工（配对比例为 1:5）作为问卷调查对象，一线服务员工样本主要包括证券公司产品销售服务人员、银行柜台服务人员和保险公司销售人员。问卷采取电话联络确认参与调查意愿而后邮寄纸质问卷的方式发放和回收。共回收来自 100 个服务组织的 100 对有效配对问卷，包括人力资源管理负责人问卷 100 份，服务员工问卷 376 份。在有效调查样本中，性别方面，男性占比 51.3%，女性占比 48.7%；工作年限方面，工作 1 年以下的员工占 3.2%，1~3 年的占 12.5%，4~5 年的占 16.8%，6~10 年的占 34.3%，11 年以上的占 33.2%；职位层级方面，高层管理者占 5.6%，中层管理者占 16.2%，基层管理者占 25.8%，基层员工占 52.4%；企业性质方面，国有企业占 40.4%，国

有控股企业占 31.1%，外资企业占 4.3%，合资企业占 5.3%，私营企业占 16.2%，事业单位占 2.4%，其他占 0.3%。

(二) 变量测量

本研究问卷调查采用的量表均来自已有研究的量表，经现有研究检验，各量表的效度良好。

1. 服务导向组织公民行为。

该量表采用 Bettencourt 和 Gwinner (2001)^[40]开发的量表，量表包括忠诚、服务传递和员工参与三个维度，共 16 个题项，例如，“我会告诉别人这是一个好的工作地点”“将一些关于公司的好的事情告诉别人”。所有题项均采用李克特五点计分法设计，1 表示“完全不同意”，5 表示“完全同意”。量表由一线服务员工填写。

2. 组织承诺。

该量表采用 Meyer 和 Allen (1993)^[41]开发的量表，量表包括情感承诺、持续承诺和规范承诺三个维度，共 18 个题项，例如，“我很高兴能在本单位继续工作”“我认为公司的问题就是我的问题”。所有题项均采用李克特五点计分法设计，1 表示“完全不同意”，5 表示“完全同意”。量表由一线服务员工填写。

3. 人力资源管理强度。

该量表采用 Delmotte 等 (2012)^[42]开发的量表，量表包括独特性、一致性和共识性三个维度，共 31 个题项，例如，“人力资源部门实施的措施是满足我们的需求的”“在公司中，人力资源部门有高的附加价值”。所有题项均采用李克特五点计分法设计，1 表示“完全不同意”，5 表示“完全同意”。量表由一线服务员工填写。

4. 象征性雇主品牌。

该量表采用 Lievens 和 Highhouse (2003)^[38]开发的量表，量表包括真诚、创新、能力、声望和强壮五个维度，共 18 个题项，例如，“诚实的”“真诚的”“务实的”。所有题项均采用李克特五点计分法设计，1 表示“完全不同意”，5 表示“完全同意”。量表由人力资源管理负责人填写。

四、数据分析和结果

(一) 信效度检验

1. 信度检验。

本文采用 SPSS22.0 软件进行信度检验。各潜变

量的 Cronbach's α 系数均在 0.749 到 0.949 之间, 组合信度 (CR) 在 0.901 到 0.978 之间, 均高于 0.700, 说明各量表信度良好。

2. 效度检验。

本研究使用的各量表均参考现有文献, 经过众多学者检验, 内容效度良好。本文采用 SPSS 22.0 软件对量表进行验证性因子分析, 结果表明, 组织承诺量表各题项的标准化载荷在 0.557 到 0.847 之间, AVE 为 0.504; 象征性雇主品牌量表各题项的标准化载荷在 0.731 到 0.936 之间, AVE 为 0.721; SOCB 量表各题项的标准化载荷在 0.579 到 0.853 之间, AVE 为 0.598; 人力资源管理强度量表各题项的标准化载荷

在 0.531 到 0.843 之间, AVE 为 0.479。因此, 各量表的收敛效度良好。

(二) 相关性分析

通过 Pearson 相关性分析检验研究变量之间的相关关系 (见表 1)。数据表明, 人力资源管理强度与组织承诺显著正相关 ($r=0.359, p<0.01$), 与象征性雇主品牌显著正相关 ($r=0.218, p<0.001$); 服务导向组织公民行为与职位层级显著负相关 ($r=-0.131, p<0.05$), 与组织承诺显著正相关 ($r=0.238, p<0.01$), 与人力资源管理强度显著正相关 ($r=0.265, p<0.01$)。因此, 数据具备假设检验的基础。

表 1 研究变量的相关性矩阵

	平均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7
1. 性别	0.490	0.500							
2. 工作年限	2.820	1.122	0.048						
3. 职位层级	2.250	0.922	-0.097	0.353 **					
4. 企业性质	1.340	1.568	0.108 *	-0.035	-0.227 ***				
5. 组织承诺	3.042	0.461	0.077	-0.013	0.008	-0.003			
6. 象征性雇主品牌	3.602	0.896	0.077	-0.031	0.022	0.026	0.014		
7. 人力资源管理强度	3.162	0.238	0.077	-0.055	-0.021	0.079	0.359 **	0.218 ***	
8. 服务导向组织公民行为	4.087	0.675	0.054	0.100	-0.131 *	0.063	0.238 **	0.072	0.265 **

注: *表示 $p<0.05$, **表示 $p<0.01$, ***表示 $p<0.001$ 。下同。

(三) 假设检验

1. 人力资源管理强度对 SOCB 的主效应分析。

为了检验人力资源管理强度对 SOCB 的影响, 本研究使用 SPSS22.0 软件进行层次回归分析, 检验结果如表 2 所示。在以 SOCB 为因变量的模型中依次加入控制变量 (性别、工作年限、职位层级和企业性

质) 和自变量 (人力资源管理强度), 检验其对因变量 SOCB 的影响, 加入自变量之后模型 ΔR^2 为正并在 0.001 水平上显著。数据表明人力资源管理强度将会显著正向影响服务员工的 SOCB ($\beta = 0.750, p < 0.001$), 因而假设 H1 成立。

表 2 主效应和中介效应检验

变量	因变量: 组织承诺		因变量: 服务导向组织公民行为		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
性别	0.073	0.049	0.050	0.024	0.012
工作年限	-0.006	0.004	0.040	0.050	0.049
职位层级	0.004	0.008	-0.069	-0.065	-0.067
企业性质	-0.003	-0.010	0.017	0.010	0.012
人力资源管理强度		0.022 ***		0.750 ***	0.581 ***
组织承诺					0.243 **
R^2	0.080	0.365	0.153	0.304	0.341
ΔR^2	0.006	0.127	0.024	0.069	0.024
F	0.593	11.351	2.236	7.525	8.085

2. 组织承诺的中介效应分析。

为了检验组织承诺在人力资源管理强度对员工 SOCB 的影响关系中所起的作用,本研究采用层次回归分析方法进行检验,检验结果如表 2 所示。模型 1、模型 2 依次加入控制变量和自变量, ΔR^2 为正并在 0.001 的水平上显著,人力资源管理强度对组织承诺的影响系数为 0.022 并在 $p < 0.001$ 的水平上显著。人力资源管理强度对 SOCB 的直接影响系数为 0.750 ($p < 0.001$),模型 5 加入组织承诺之后模型 ΔR^2 为正并且在 0.01 的水平上显著,组织承诺对 SOCB 的影响系数为 0.243 ($p < 0.01$),同时,人力资源管理强度系数降低为 0.581 ($p < 0.001$)。分析数据表明,组织承诺在人力资源管理强度对 SOCB 的影响中起中介作用,因而,假设 H2 成立。

3. 象征性雇主品牌的调节效应分析。

象征性雇主品牌调节效应检验结果表明,以组织承诺为结果变量的模型 ΔR^2 为 0.148, F 检验值为 9.147 并在 0.001 的水平上显著(见表 3),说明象征性雇主品牌在人力资源管理强度对组织承诺的影响过程中起显著调节作用。简单斜率分析进一步表明,象征性雇主品牌削弱了人力资源管理强度对组织承诺的正向影响(见图 2)。以 OC 为结果变量的模型 R^2 为 0.148, F 检验值为 9.147 并在 0.001 的水平上显著,象征性雇主品牌和人力资源管理强度的交互项系数为负并在 0.05 的水平上显著;以 SOCB 为结果变量的模型 R^2 为 0.122, F 检验值为 6.397 并在 0.001 的水平上显著(见表 3)。

表 3 有调节的中介模型检验

回归方程		整体拟合指数			回归系数显著性			
结果变量	解释变量	R	R ²	F	β	Bootstap 下限	Bootstap 上限	t
OC	HRS	0.385	0.148	9.147***	0.773	0.578	0.968	27.353***
	EB				-0.019	-0.070	0.0328	-0.718
	EB×HRS				-0.223	-0.421	-0.026	-2.220*
SOCB	HRS	0.350	0.122	6.397***	0.498	0.185	0.812	0.133**
	OC				0.260	0.107	0.412	3.344***
	EB				0.011	-0.066	0.088	0.275
	EB×HRS				0.223	-0.074	0.519	1.477

注: HRS 表示人力资源管理强度, EB 表示象征性雇主品牌, OC 表示组织承诺, SOCB 表示服务导向组织公民行为。

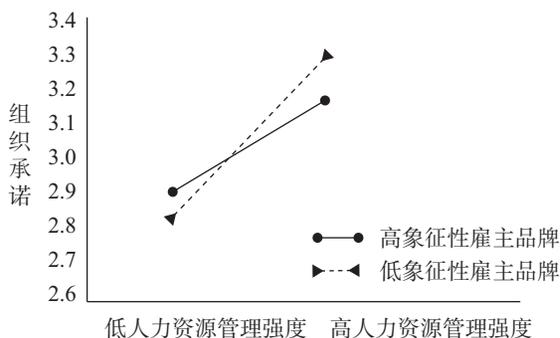


图 2 象征性雇主品牌在人力资源管理强度对组织承诺影响中的调节效应

进一步的有调节的中介模型检验(见表 4)表明,象征性雇主品牌的 Index 值为 -0.058,置信区间为 -0.134 到 -0.008,说明象征性雇主品牌显著负向调节组织人力资源管理强度通过组织承诺对 SOCB 的影响过程,该有调节的中介模型成立。具体而言,低

水平象征性雇主品牌的影响效应为 0.253,置信区间为 0.094 到 0.435,高水平象征性雇主品牌的影响效应为 0.149,置信区间为 0.055 到 0.263,高低水平象征性雇主品牌的影响效应均显著。因而,假设 H3 得到验证。

表 4 有调节的中介间接效应检验

调节变量	路径: 人力资源管理强度→组织承诺→服务导向组织公民行为		
	间接效应	95%置信区间	
		下限	上限
低象征性雇主品牌	0.253	0.094	0.435
高象征性雇主品牌	0.149	0.055	0.263
差异	-0.058	-0.134	-0.008

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

由于服务工作的无形性、异质性、生产消费同时发生和顾客参与生产等特征^[43]，一线服务员工角色规定外的 SOCB 一直是服务管理研究和实践关注的焦点。虽然现有研究已经对服务员工 SOCB 的前因及其影响机制开展了丰富的研究，但关于不同类型变量（例如，组织和个体因素、过程型和内容型因素）对服务员工 SOCB 的整合影响研究仍然不足^[11]。本文以社会交换理论和社会信息加工理论为基础，构建了组织人力资源管理强度、象征性雇主品牌、员工组织承诺和员工 SOCB 的影响模型，探究了内容型和过程型因素、组织和个体因素对员工 SOCB 的整合影响关系和机制。本研究采用 100 对来自金融服务业的配对问卷调查数据（包括 100 位人力资源管理负责人和 376 位一线服务员工），利用层次回归分析方法对模型进行检验，得到以下研究结论。

第一，企业人力资源管理强度和象征性雇主品牌在共同影响员工 SOCB 的过程中存在替代关系，而非互补关系。本研究发现，象征性雇主品牌负向调节人力资源管理强度对服务员工组织承诺的影响关系，继而影响其 SOCB，即，当象征性雇主品牌水平较高时，员工对人力资源管理强度的处理动机减弱，因而组织人力资源强度对员工组织承诺的影响程度降低。现有许多概念性研究都暗示，象征性雇主品牌在组织对员工态度和行为的影响过程中存在正向调节作用^[16-19]，在管理实践中，企业管理者也普遍凭直觉认为，象征性雇主品牌和组织人力资源管理强度在影响员工组织承诺继而影响其 SOCB 水平的过程中“彼倡此和，相得益彰”。然而本文的实证研究结果却发现，象征性雇主品牌和组织人力资源管理强度在这一影响过程中并非互补关系，而是替代关系，正所谓“操之过甚，事倍功半”。

第二，企业人力资源管理强度正向影响员工 SOCB，员工组织承诺是此影响过程中的重要“桥梁”。本研究发现，组织人力资源管理强度显著正向影响服务员工的 SOCB，员工组织承诺在其间起部分中介作用。现有研究已经发现，员工对组织人力资源管理实践的集体感知，即人力资源管理强度对员工的工作态度和行为有直接和关键的影响^{[9][37]}。同时也有大量研究表明，组织承诺是员工 SOCB 的重要影响

变量。本文基于已有研究成果，采用社会交换理论，整合探讨组织和个体因素对员工 SOCB 的影响。实证研究的结果表明，随着组织人力资源管理强度水平提高，员工对组织不确定性和风险的感知水平降低，社会交换意愿增强，组织承诺水平提高，其在服务工作中超越角色规定，主动展现角色外的 SOCB 水平提高。

(二) 管理启示

基于金融服务业的样本数据，本文的研究结论对服务企业促发员工角色外的 SOCB、提升服务质量和顾客服务体验有以下实践启示。

第一，为了促发服务员工角色外的 SOCB，服务企业在优化人力资源管理实践的同时，需要重视提高服务员工对于人力资源管理实践的一致理解和共同认可，提升人力资源管理强度。在服务员工的管理实践中，管理者普遍重视内容型因素，例如，报酬、技能培训和服务规范等，对于过程型因素的重视不足。本研究的结果表明，组织人力资源管理强度对服务员工的 SOCB 有显著的正向影响，即是说，员工对组织人力资源管理实践的集体感知水平显著影响其 SOCB，组织可以通过提升服务员工对组织人力资源管理实践的独特性、一致性和共识性的感知水平，使服务员工对人力资源管理实践信息形成一致和清晰的理解，对组织期望和奖励的行为形成“共同解释”，提高社会交换的意愿，从而提升其 SOCB 的水平。

第二，服务企业应注意提升人力资源管理强度和塑造象征性雇主品牌实践举措的配合与平衡，以更有效地管理服务员工的 SOCB。本研究发现，象征性雇主品牌与人力资源管理强度在影响员工的组织承诺进而影响其 SOCB 的过程中存在相互替代的关系，并非管理者直觉认为的“彼倡此和，相得益彰”。也即是说，当组织的人力资源管理强度水平较高时，组织的象征性雇主品牌塑造会降低员工处理人力资源管理强度信息的动机，降低员工组织承诺，进而降低其 SOCB 水平；当组织的人力资源管理强度处于较低水平时，塑造象征性雇主品牌则会显著提升员工对人力资源管理实践的感知水平，进而对员工组织承诺和 SOCB 产生积极影响。

第三，在服务员工 SOCB 的管理实践中，服务企业应重视员工组织承诺这一影响服务员工 SOCB 的关键态度变量。现有相关研究表明，在“认知—态度—行为”的经典组织行为影响路径中，服务员工

的组织承诺是影响其 SOCB 水平的关键态度变量^{[36][44]}，本文的实证研究结果进一步发现，员工组织承诺部分中介组织人力资源管理强度对 SOCB 的影响过程。服务企业在致力于提高员工群体的人力资源管理强度之外，还可以从服务工作设计（如技能多样性、任务完整性、任务意义、自治权、工作反馈等）、组织优化（如组织文化、职业生涯管理等）和领导力提升（如领导—成员交换、服务型领导等）等方面开展一系列管理举措，提高员工的组织承诺，从而提升员工的 SOCB 水平。

（三）研究局限和展望

尽管本研究努力在研究设计和实施过程中尽可能严谨，但仍存在两项不足，这也是本研究深化的重要

方向。第一，虽然本文在研究中收集了来自人力资源负责人和一线服务员工的多源数据，但数据为截面数据。有学者指出，使用截面数据检验中介效应仍有改进空间^[45]。在未来的深化研究中，可以进一步细化研究设计，采用多源、多时点数据进行实证研究，以使得研究模型中变量间影响关系和机制观点的数据基础更加坚实。第二，本文以金融服务业为具体研究对象，在金融业一线服务员工的场景下探讨和验证本文的研究模型。然而，金融服务业是典型的知识密集型服务业，其行业以及工作性质与餐饮业等劳动密集型服务业存在显著差异。因而，在未来的进一步研究中可以拓宽研究样本的行业和职业来源，以验证和夯实本文研究观点在不同行业中的可靠性。

参考文献

- [1] Bettencourt L A, Brown S W. Contact Employees: Relationships among Workplace Fairness, Job Satisfaction and Prosocial Service Behaviors [J]. *Journal of Retailing*, 1997, 73 (1): 39-61.
- [2] Wen J, Li Y, Hou P. Customer Mistreatment Behavior and Hotel Employee Organizational Citizenship Behavior [J]. *Nankai Business Review International*, 2016, 7 (3): 322-344.
- [3] Kloutsiniotis P V, Mihail D M. The Effects of High Performance Work Systems in Employees' Service-oriented OCB [J]. *International Journal of Hospitality Management*, 2020, 90: 1-12.
- [4] Jain A K, Malhotra K, Guan C. Positive and Negative Affectivity as Mediators of Volunteerism and Service-oriented Citizenship Behavior and Customer Loyalty [J]. *Psychology & Marketing*, 2012, 29 (12): 1004-1017.
- [5] Van Dyne L, Graham J W, Dienesch R M. Organizational Citizenship Behavior: Construct Redefinition, Measurement, and Validation [J]. *Academy of Management Journal*, 1994, 37 (4): 765-802.
- [6] Smith C A, Organ D W, Near J P. Organizational Citizenship Behavior: Its Nature and Antecedents [J]. *Journal of Applied Psychology*, 1983, 68 (4): 653-663.
- [7] 朱飞, 郑晗, 谢健乔. “有里有面才有效!” 人力资源管理强度和雇主品牌对服务员工态度和行为的影响实证研究 [J]. *中国人力资源开发*, 2020 (3): 18-30.
- [8] Pereira C M, Gomes J F S. The Strength of Human Resource Practices and Transformational Leadership: Impact on Organisational Performance [J]. *International Journal of Human Resource Management*, 2012, 23 (20): 4301-4318.
- [9] Ostroff C, Bowen D E. Reflection on the 2014 Decade Award: Is There Strength in the Construct of HR System Strength? [J]. *Academy of Management Review*, 2016, 41 (2): 196-214.
- [10] Graham J W. An Essay on Organizational Citizenship Behavior [J]. *Employee Responsibilities and Rights Journal*, 1991, 4 (4): 249-270.
- [11] Podsakoff P M, MacKenzie S B, Paine J B, Bachrach D G. Organizational Citizenship Behaviors: A Critical Review of the Theoretical and Empirical Literature and Suggestions for Future Research [J]. *Journal of Management*, 2000, 26 (3): 513-563.
- [12] Bowen D E, Ostroff C. Understanding HRM-Firm Performance Linkages: The Role of the “Strength” of the HRM System [J]. *Academy of Management Review*, 2004, 29 (2): 203-221.
- [13] Zhu F, Cai Z, Buchtel E, Guan Y. Career Construction in Social Exchange: A Dual-path Model Linking Career Adaptability to Turnover Intention [J]. *Journal of Vocational Behavior*, 2019, 112: 282-293.
- [14] Daniel R G, Neves José. Employer Branding Constrains Applicants' Job Seeking Behaviour? [J]. *Revista De Psicologia Del Trabajo Y De Las Organizaciones*, 2010, 26 (3): 223-234.
- [15] Cafferkey K, Heffernan M, Harney B, et al. Perceptions of HRM System Strength and Affective Commitment: The Role of Human Relations and Internal Process Climate [J]. *International Journal of Human Resource Management*, 2018, 30 (21): 3026-3048.
- [16] Stockman S, VanHoye G, Da Motta Veiga S. Negative Word-of-Mouth and Applicant Attraction: The Role of Employer Brand Equity [J]. *Journal of Vocational Behavior*, 2019. doi: 10.1016/j.jvb.2019.103368.

- [17] Kim J, Gatling A. Impact of Employees' Job, Organizational and Technology Fit on Engagement and Organizational Citizenship Behavior [J]. Journal of Hospitality and Tourism Technology, 2019, 10 (3): 323-338.
- [18] Kang J, Jang J. Fostering Service-oriented Organizational Citizenship Behavior through Reducing Role Stressors: An Examination of the Role of Social Capital [J]. International Journal of Contemporary Hospitality Management, 2019, 31 (9): 3567-3582.
- [19] Farh J-L, Earley P C, Lin S-C. Impetus for Action: A Cultural Analysis of Justice and Organizational Citizenship Behavior in Chinese Society [J]. Administrative Science Quarterly, 1997, 42 (3): 421-444.
- [20] Nasurdin A M, Ahmad N H, Ling T C, et al. High Performance Human Resource Practices, Identification with Organizational Values and Goals, and Service-oriented Organizational Citizenship Behavior: A Review of Literature and Proposed Model [C]. Shs Web of Conferences. EDP Sciences, 2015.
- [21] 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.
- [22] 吴志明, 武欣. 基于社会交换理论的组织公民行为影响因素研究 [J]. 人类工效学, 2006 (2): 7-9.
- [23] Blau P M. Social Mobility and Interpersonal Relations [J]. American Sociological Review, 1956, 21 (3): 290-295.
- [24] Blau P M. Exchange and Power in Social Life [M]. New York: Wiley, 1964: 151-159.
- [25] 刘小平. 员工组织承诺的形成过程: 内部机制和外部影响——基于社会交换理论的实证研究 [J]. 管理世界, 2011 (11): 92-104.
- [26] Chen S-j, Lin P-f, Lu C-m, Tsao C-w. The Moderation Effect of HR Strength on the Relationship between Employee Commitment and Job Performance [J]. Social Behavior and Personality, 2007, 35 (8): 1121-1138.
- [27] 李敏, 刘继红, Frenkel S J. 人力资源管理强度对员工工作态度的影响研究 [J]. 科技管理研究, 2011 (19): 147-150.
- [28] 韩翼, 廖建桥. 组织承诺研究的综述 [J]. 人类工效学, 2005 (3): 58-60.
- [29] Sulsky L M. Commitment in the Workplace: Theory, Research, and Application [J]. Canadian Psychology, 1999, 40 (4): 383-385.
- [30] Meyer J P, Lynne H. Commitment in the Workplace: Towards a General model [J]. Human Resource Management Review, 2001, 11 (3): 299-326.
- [31] Allen N J, Meyer J P. The Measurement and Antecedents of Affective, Continuance and Normative Commitment to the Organization [J]. Journal of Occupational Psychology, 1990, 63 (1): 1-18.
- [32] 刘小平, 王重鸣. 组织承诺及其形成过程研究 [J]. 南开管理评论, 2001 (6): 58-62.
- [33] Organ D W, Ryan K. A Meta-Analytic Review of Attitudinal and Dispositional Predictors of Organizational Citizenship Behavior [J]. Personnel Psychology, 1995, 48 (4): 775-802.
- [34] Jahangir N, Akbar M M, Haq M. Organizational Citizenship Behavior: Its Nature and Antecedents [J]. University Journal, 2004, 1 (2): 75-85.
- [35] Wagner S L, Rush M C. Altruistic Organizational Citizenship Behavior: Context, Disposition, and Age [J]. Journal of Social Psychology, 2000, 140 (3): 379-391.
- [36] 张玮, 刘延平. 组织文化对组织承诺的影响研究——职业成长的中介作用检验 [J]. 管理评论, 2015 (8): 117-126.
- [37] 田立法. 支持型人力资源管理系统与员工帮助行为: 个体层面心理机制的检验 [J]. 中央财经大学学报, 2015 (3): 92-100.
- [38] Lievens F, Highhouse S. The Relation of Instrumental and Symbolic Attributes to a Company's Attractiveness as An Employer [J]. Personnel Psychology, 2003, 56 (1): 75-102.
- [39] Petty R E, Cacioppo J T. The Elaboration Likelihood Model of Persuasion [J]. Advances in Experimental Social Psychology, 1986, 19: 123-205.
- [40] Bettencourt L A, Gwinner K P, Meuter M L. A Comparison of Attitude, Personality, and Knowledge Predictors of Service-oriented Organizational Citizenship Behaviors [J]. Journal of Applied Psychology, 2001, 86 (1): 29-41.
- [41] Meyer S P, Allen N J, Smith C A. Commitment to Organizations and Occupations: Extension and Test of a Three-component Conceptualization [J]. Journal of Applied Psychology, 1993, 78 (4): 538-551.
- [42] Delmotte J, De Winne S, Sels L. Toward an Assessment of Perceived HRM System Strength: Scale Development and Validation [J]. The International Journal of Human Resource Management, 2012, 23 (7): 1481-1506.
- [43] Raub S, Liao H. Doing the Right Thing without Being Told: Joint Effects of Initiative Climate and General Self-efficacy on Employee Proactive Customer Service Performance [J]. Journal of Applied Psychology, 2012, 97 (3): 651-667.
- [44] Williams L J, Derson S E. Job-satisfaction and Organizational Commitment as Redictors of Organizational Citizenship and In-role Behaviors [J]. Journal of Management - 1991, 17 (3): 601-617.
- [45] Maxwell S E, Cole D A. Bias in Cross-sectional Analyses of Longitudinal Mediation [J]. Psychological Methods, 2007, 12 (1): 23-44.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

负利率政策会影响商业银行的盈利能力吗？

——来自欧元区银行业的证据

Will Negative Interest Rate Policy Affect the Profitability of Commercial Banks?

The Evidence from Eurozone Banking

陆超 王欣康 乔靖媛 张斯毓

LU Chao WANG Xin-kang QIAO Jing-yuan ZHANG Si-yu

[摘要] 相较于以名义利率不小于零为基本假设的传统货币理论，负利率问题显得颇为复杂且丰富。笔者选取2011—2018年欧元区61家商业银行的年度面板数据，运用动态GMM模型，实证检验了负利率政策对商业银行盈利能力的影响。研究结果发现，负利率政策实施后，商业银行的整体盈利能力保持基本稳定，但盈利结构发生了显著变化。具体而言，政策利率的下降导致了商业银行的净利息收入减少、非利息收入增加、非利息支出减少、资产收益率不变。本研究及结论揭示了由于存款利率零下限约束，负利率政策破坏了商业银行稳定的存贷款利差，进而影响了商业银行盈利能力及盈利结构的内在逻辑，丰富了负利率政策微观影响方面的相关文献，为我国货币政策调控方式转型和微观效果检验提供了有益启示。

[关键词] 负利率政策 商业银行 盈利能力 欧元区 GMM

[中图分类号] F820 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 12-0115-11

Abstract: Compared with the traditional monetary theory, where the nominal interest rate is not less than zero, the negative interest rate problem is quite complicated and rich. Authors select the annual panel data of 61 commercial banks in the euro area from 2011 to 2018, and uses the dynamic GMM model to empirically test the impact of NIRP on the profitability of commercial banks. The results of the study found that after the implementation of the NIRP, the overall profitability of commercial banks remained stable, but the profitability structure changed significantly. Specifically, the decline in policy interest rates has led to a reduction in the net interest income of commercial banks, an increase in non-interest income, a reduction in non-interest expenses, and a constant ROA. This study and its conclusions reveal the following logic: due to the constraint of the “zero lower bound” (ZLB) of the deposit interest rate, the NIRP undermines the stable deposit and loan spreads of commercial banks, which in turn affects the profitability and profit structure of commercial banks. This study enriches the relevant literature on the micro-impact of NIRP, and provides useful inspiration for the transformation of Chinese monetary policy control mode and micro-effect testing.

Key words: Negative interest rate Commercial bank Earning power Euro zone GMM

[收稿日期] 2020-05-06

[作者简介] 陆超（通讯作者），男，1978年1月生，北京交通大学经济管理学院副教授，博士研究生导师，管理学博士，主要研究方向为金融理论与政策、实证金融；王欣康，男，1995年9月生，北京交通大学经济管理学院金融学硕士研究生，研究方向为宏观金融、实证金融；乔靖媛，女，1993年11月生，中央财经大学金融学院博士研究生，研究方向为金融理论与政策、实证金融；张斯毓，女，1996年10月生，北京交通大学经济管理学院金融学硕士研究生，研究方向为实证金融。

[基金项目] 国家社会科学基金“负利率理论研究”（项目编号：17BJL034）。

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年金融危机爆发以来,世界各国纷纷采取积极货币政策缓解金融市场动荡、提振公众信心并稳定市场预期。欧洲央行为应对金融危机带来的负面冲击,迅速将政策利率调至零值附近,并调用长期再融资操作(Long-Term Refinancing Operation,简称LTRO)等非常规政策工具,通过大规模扩充央行资产负债表为市场提供中长期流动性。然而,在不断宽松的货币政策立场下,欧元区经济形势却依旧没有起色,加之主权债务危机的蔓延,实体经济的投资与消费需求不足,通货紧缩趋势加剧,经济陷入低迷。在此背景下,为避免经济衰退并抵抗通货紧缩,欧洲央行2014年6月宣布将三大政策利率之一的存款便利利率由0降为-0.1%,成为继瑞典与丹麦后又一个实行负利率政策的经济体。为刺激银行信贷并引导公众预期,欧洲央行此后不断下调政策利率,于2019年9月下调至-0.5%并保持至今。然而,无论是经典货币理论还是现代货币理论,均不包含对于负利率理论的系统阐述。支持“零利率下限约束”(Zero Lower Bound,简称ZLB)的学者们认为,当利率降至零值时人们将以现金或储蓄的方式持有财富,货币政策将无法达到刺激经济的目的。尽管Gesell(1958)^[1]提出的对囤积货币征收“携带税”的理论之中蕴含着“负利率”的思想,但是他也强调负的名义利率是不合理的。因此,欧元区及其他经济体施行的负利率政策在某种意义上是对货币理论的一种“突破”。

随着越来越多的国家已经推出或正在考虑推出负利率政策,负利率已经成为诸多发达国家货币政策的新常态,并有可能在未来延续相当长时间。负利率的研究主要聚焦于负利率政策的传导机制和宏微观的影响(Arteta等,2016^[2];Altavilla等,2019^[3];Lane,2019^[4];Lane,2020^[5])。在微观影响方面,部分学者认为“存款利率零下限”是负利率政策在实施过程中不可避免的一大壁垒(Dell'Ariccia等,2018^[6];孙国峰和何晓贝,2017^[7])。也就是说,当政策利率进入负值区间时,商业银行出于对客户流失顾虑等因素往往不会对储户施加负的存款利率。笔者搜集并整理了近年来欧洲央行隔夜存款便利利率(Deposit Facility Rate)、银行间市场加权隔夜拆借利率(Euro Overnight Index Average,简称EONIA)以及银行的隔夜存款利率(Overnight Deposit Rate)的变动情况。

分析的结果发现,负利率并没有顺畅地传导至银行针对企业及家庭的存款利率,存款利率存在“零下限”的现象。经笔者计算,银行的隔夜存款利率与欧洲央行隔夜存款便利利率之差由正利率时期的每月平均相差0.258%上升至负利率时期的0.430%。与此同时,负利率政策实施后,欧洲商业银行针对企业的一年期以上的存款利率与贷款利率之差平均下降了约30%。那么,这种“扭曲”的现象是否会对商业银行的盈利能力产生影响?又会产生何种影响?对于这一问题,现有文献涉及很少。基于此,笔者在厘清负利率影响银行盈利能力的内在逻辑的基础上,选取2011—2018年欧元区61家商业银行的年度面板数据,实证检验负利率政策对商业银行盈利能力的影响。

二、文献综述及研究假设

(一) 文献综述

负利率政策自实施以来,国内外学者的研究主要集中在以下几个方面:

一是负利率政策的传导机制问题。Wright和Hannoun(2015)^[8]认为负利率可能从信贷渠道、资产价格渠道、通货膨胀渠道和外汇渠道影响短期经济增长。Lane(2019,2020)^{[4][5]}认为负利率至少会带给公众“利率可以进一步下调”的信息,对于零下限的突破将增强非常规货币政策的效力。Altavilla等(2019)^[3]认为负利率政策可以通过预期渠道影响收益率曲线的形状。Khayat(2018)^[9]则通过对丹麦的研究发现,负利率政策至少可以通过两个渠道对经济产生影响,即银行资金外流以及增加货币贬值压力。

二是负利率政策的宏观影响。由于政策实施时间尚短,学者们对其实施效果尚未达成共识。一些学者对其预期效果并不看好,例如,Arteta等(2016)^[2]认为负利率政策可能对金融稳定构成风险,特别是长期使用该政策可能导致银行和其他金融中介的过度承担风险。Hameed和Rose(2018)^[10]同样在开放经济的视角下研究发现,负利率政策不会给进出口带来积极的作用,也不会显著影响一国的汇率波动。马理等(2018)^[11]基于欧元区宏观经济数据,研究发现负利率政策难以达到促进经济复苏与消除通缩的作用。陆超等(2019)^[12]通过合成控制法研究负利率政策给欧元区造成的影响,结果同样显示负利率政策对于通胀以及经济增长的影响并不显著。也有学者认为负利率

政策的作用是积极的,例如:Fukuda (2018)^[13]通过对日本的研究发现,负利率政策会对周边国家的资本市场产生积极影响,通过正的溢出效应带动整个区域的经济增长。Dell' Ariccia 等 (2018)^[6]通过对欧元区和日本的研究发现,相较于量化宽松政策,负利率较为明显地降低了收益率曲线的远端,提升了资产价格并降低了汇率,因此负利率有一定的积极意义。Abo-Zaid 和 Garín (2016)^[14]进一步建立引入信贷摩擦与货币需求的新凯恩斯模型,指出存在最优货币政策,其中政策利率为-4%。李杰等 (2020)^[15]则基于主要发达国家的样本,探讨利率水平对私人储蓄的影响,认为负利率环境在一定程度上增强了货币政策传导的有效性。

三是负利率政策的微观影响。Gauti 等 (2019)^[16]发现对于瑞典的商业银行而言,负利率确实造成政策利率与存贷款利率的脱节。Ioannidou 等 (2015)^[17]发现,负利率会改变银行的风险偏好,随着短期利率下降,银行风险承担水平显著上升。Adrien 等 (2019)^[18]则在研究意大利抵押贷款机构在负利率政策施行前后的行为时,发现零售隔夜存款占总资产比率较高的银行对新的固定利率抵押贷款收取更多费用,银行融资结构可能对负政策利率的传导发挥重要作用。此外,部分学者已经开始关注到负利率政策对商业银行盈利能力可能造成的冲击。Dell' Ariccia 等 (2017)^[19]、孙国峰和何晓贝 (2017)^[7]通过理论阐述及模型模拟,认为“存款利率零下限”问题的存在使得负利率对银行利息收入产生负面影响。熊启跃和王书滕 (2020)^[20]评估了负利率政策对银行净息差这一项指标的影响,发现负利率环境下银行净息差对政策利率下调的敏感性明显增强。Heider 等 (2019)^[21]则通过 DID 将高存款比例银行作为实验组,低存款比例银行作为对照组,讨论存款比例异质性对银行总资产收益率的影响。纵观已有文献,现有研究成果更多关注负利率政策对商业银行的净息差、利息收入等特定指标的影响,而理论上商业银行的盈利来源是多样的,负利率政策对不同盈利指标的影响很可能存在显著差异。同时,这些不同的盈利指标共同构成了商业银行的整体盈利能力,但现有文献对负利率政策影响商业银行整体盈利能力的研究却相对匮乏。

(二) 理论分析与研究假设

货币政策对商业银行的影响是复杂且多样的

(Albertazzi 和 Gambacorta, 2009^[22])。就欧元区而言,欧洲央行可以通过利率走廊机制将短期市场利率控制在特定的目标附近,而利率水平的变动无疑会对商业银行盈利能力及盈利结构产生影响 (Alessandri 和 Nelson, 2015^[23])。在正利率时期,已有文献证明了这种相关性的存在 (Borio 等, 2015^[24]; 刘志洋和李风鹏, 2016^[25])。但是,当名义利率降为负值以后,这种影响可能会与正常时期有所不同。根据衡量商业银行经营状况的基本等式:净利息收入+非利息收入-非利息支出=税前净利润,笔者将分别阐述负利率政策对商业银行盈利能力的影响机制。

1. 负利率政策与银行净利息收入。

净利息收入主要指银行发放贷款的利息收入减去客户存款的利息支出后的剩余部分,即银行作为信用中介机构赚取存贷利差的传统路径,也是传统商业银行业务收入中的核心。通常来说,利率水平与银行净利息收入是高度相关的。Borio 等 (2015^[24])认为,利率水平至少会通过以下四个渠道影响净利息收入:一是零售存款的禀赋效应;二是资本的禀赋效应;三是相互抵消的“价格效应”及“数量效应”;四是重新定价滞后和信用损失核算的动态均衡转换。其中,渠道一和四都是基于存款利率有相当调整空间的假设。但是在低利率及负利率时期,存款利率遭遇“零下限”约束,浮动弹性极低,利率水平将不能再通过这些渠道作用于净利息收入,或者说作用的效果将大大降低。而资本的禀赋效应作为零售存款禀赋效应的极端情况也是可以忽略的。对于“价格效应”及“数量效应”,负利率的引入将很大程度上改变其作用机制:常规时期,央行放宽货币政策将导致市场利率的下降,商业银行可以以更低的成本获取央行短期资金或同业拆借。由于银行间竞争的存在,更低的资金获取成本导致商业银行下调其贷款利率。由于非存款类融资比例的上升及维持利润率的原因,贷款利率的下调通常伴随着存款利率的同步下调 (Dell' Ariccia 等, 2017^[19])。商业银行将低融资成本以存贷利率下调的形式转嫁给企业及居民,社会贷款需求将得到提振,存贷利差保持相对稳定,利率下降的“数量效应”占据主导,此时宽松的货币政策将产生正面作用。当政策利率降至负值区间后,贷款利率由于银行间竞争随之下降,按照传统的传导路径,存款利率理应同步下调,但是商业银行由于担心客户流失与对其声誉可能造成的影响,往往不愿对储户实行负

的存款利率 (Gauti 等, 2019^[16]), 存款利率遭遇“零下限”约束, 存贷款利率开始发生偏离。随着负利率的进一步深入, 利差空间不断压缩产生的“价格效应”将占据主导, 银行净利息收入将受到损失。基于以上理论及现实分析, 本文提出假设 1:

H1: 负利率环境下, 由于存款利率零下限的制约, 净利息收入将随政策利率水平下降而减少。

2. 负利率政策与银行非利息收入。

非利息收入即商业银行除去传统存贷利差收入以外的其他收入。对欧元区银行来说, 非利息收入往往占据了相当的比例 (通常占其总营业收入的 50% 以上)。利率水平会通过以下两个渠道对非利息收入产生影响: 一是影响相关金融资产的估值。通常来说, 按照资产价格的贴现算法, 市场利率的下降会降低资产贴现率, 抬升资产价格。银行可以自主决定保留或出售该资产, 由于资产估值提升带来的额外收益在会计处理下将被计入所有者权益或直接加至损益表中, 将对银行利润产生影响 (Borio 等, 2015^[24])。二是影响中间费用收入。包含银行表外业务、投行业务等, 该部分的利润通常占非利息收入的一半以上 (刘志洋和李凤鹏, 2016^[25])。银行收取这部分费用的渠道是相当丰富的, 包括从直接与借贷相关的活动 (如信贷额度、交易服务等), 到各种投行类型的活动 (如并购、做市等), 因此在常规时期很难将其和利率水平建立明确的联系。但是, 当利率水平处于低位时, 较低的无风险收益率使得用户对于资产保值与升值的需求增加, 银行提供专业资产管理服务带来的收益增加。负利率环境下, 由于资产价格推升以及各种中间费用及佣金收入的增加, 非利息收入比例将在一定程度上有所提升。同时, 由于净利息收入减少, 银行为维持其利润水平, 存在主动拓展各种非利息收入渠道的激励。综上分析, 本文提出假设 2:

H2: 负利率时期银行盈利结构发生变动, 非利息收入将随政策利率水平下降而增加。

3. 负利率政策与银行非利息支出。

银行非利息支出是指银行在经营过程中除去传统业务支付利息以外的成本项目, 包括管理费用、固定资产折旧、宣传及招待费用等。该指标在一定程度上

反映了商业银行控制成本的能力, 通常与银行经营状况、宏观经济预期等因素有关。商业银行作为经营风险的特殊企业, 需要以丰补歉 (陆静等, 2013^[26])。尽管支付客户存款利息的多少几乎不可控, 在追求利润最大化的目标下, 商业银行仍然可以通过削减人力资本和各种其他费用的手段减少非利息支出。Dell'Ariceia 等 (2017^[19]) 指出, 在负利率环境下, 传统存贷业务盈利受损、政策不确定性增加。为保护整体利润水平, 商业银行将主动缩减管理及额外费用预算以规避损失。由此, 本文提出假设 3:

H3: 负利率环境下, 银行非利息支出将随政策利率水平下降而减少。

4. 负利率政策与银行整体盈利能力。

通常, 资产收益率 (ROA) 被用作衡量商业银行的整体盈利水平 (Alper 和 Anbar, 2011^[27]; Bolt 等, 2012^[28])。根据等式: 净利息收入+非利息收入-非利息支出=税前净利润, 资产收益率的变动会由净利息收入、非利息收入与非利息支出共同决定。原则上, 当各项的相对大小无法明确时, 这种加总的影 响是不确定的 (Borio 等, 2015^[24])。根据本研究的理论分析, 负利率政策对银行净利息收入产生负面影响, 然而非利息收入的增加以及非利息支出的减少将在一定程度上弥补这一损失。需要注意的是, 贷款损失拨备作为会计处理中不可忽视的指标, 也会对 ROA 的计算产生影响。但是在货币政策宽松时期, 利率下降导致的贷款违约率下降与新增贷款预期风险承担的增加也会相互抵消 (Borio 和 Zhu, 2008^[29]), 该项将不会出现显著变化。由此, 本文提出假设 4:

H4: 负利率政策对于商业银行整体盈利能力的影响不显著。

三、实证研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2011—2018 年间欧元区银行业数据, 剔除有一年以上数据缺失的商业银行个体, 参考银行官网披露的财务报表补全数据, 对剩下的缺漏值采用回归插补法填补, 最终得到欧元区 61 家银行共 488 个观测值的年度平衡面板数据^①。样本涵盖了欧元区

① 这 61 家商业银行中包括法国 14 家、西班牙 9 家、荷兰 8 家、德国 7 家、芬兰 6 家、比利时 3 家、奥地利 2 家、爱尔兰 2 家、意大利 2 家、立陶宛 2 家、卢森堡 2 家、葡萄牙 2 家、拉脱维亚 1 家、马耳他 1 家。

银行资产排名前10名中的全部以及前30名中的23家银行，资产额覆盖了欧元区银行总资产额的65%以上，具备一定的代表性。商业银行的微观数据来自Bankscope数据库，剩余数据来自Eurostat及ECB统计数据库。

(二) 变量选取与说明

1. 被解释变量。

根据理论分析中对于商业银行盈利结构的讨论并参考相关文献，本文选取净利息收入、非利息收入、非利息支出、资产收益率 (Albertazzi 和 Gambacorta, 2009^[30]; Rajan, 2013^[31]; Borio 等, 2015^[24]) 作为衡量银行经营过程中盈利状况的指标。

2. 解释变量。

本文选取欧元加权平均隔夜利率 (EONIA) 作为市场利率水平的代理变量^①，并且参照 Borio 等 (2015)^[24]、Borio 和 Gambacorta (2017)^[32] 的做法计算其年度加权平均值，作为衡量该年度利率水平的指标。

进一步，本文采用虚拟变量区分常规时期与负利

率时期。参照 Borio 和 Gambacorta (2017)^[32] 对于正利率时期的定义，选定 2015—2018 年为负利率时期，赋值为 1；其余时期赋值为 0。

3. 控制变量。

银行规模、流动性水平、资本充足率、融资结构等指标的异质性会造成银行市场份额、可贷资金成本、信息成本的差异，进而影响银行的行为与盈利能力 (Stein, 1998^[33]; Kashyap 和 Stein, 2000^[34]; Kishan 和 Opiela, 2000^[35]; Adrian 和 Shin, 2010^[36])，因此选用其作为银行特征层面控制变量。本文选择总资产的自然对数衡量银行规模，流动资产 (现金及证券) 与总资产之比衡量流动性水平，权益资本与总资产之比衡量资本充足率，存款总额与总资产之比衡量融资结构。

需要注意的是，除了个体特征及相关政策以外，银行盈利能力往往还会受到宏观经济环境的影响 (Altavilla 等, 2018^[37])，故本文将经济增长率以及通胀水平作为宏观层面指标加入控制变量组。

本文主要变量的具体说明详见表 1。

表 1 主要变量说明

变量名称	变量符号	变量含义	变量计算方法
被解释变量	nii_{it}	净利息收入	净利息收入/总资产
	$nnii_{it}$	非利息收入	非利息收入/总资产
	nie_{it}	非利息支出	非利息支出/总资产
	roa_{it}	资产收益率	税前利润/总资产
解释变量	r_{it}	市场利率	欧元加权平均隔夜利率年值
	$NIRP_{it}$	虚拟变量	处于负利率时期取 1，否则取 0
	$size_{it}$	银行规模	总资产的自然对数
	liq_{it}	流动性水平	流动资产/总资产
控制变量	$capi_{it}$	资本充足率	权益资本/总资产
	fin_{it}	融资结构	存款总额/总资产
	GDP_{it}	经济增长率	GDP 年增长率
	CPI_{it}	通货膨胀率	消费者价格调和指数年增长率

(三) 模型构建

根据理论分析并参考 Borio 等 (2015)^[24] 的研究，本文构造以下动态模型考察银行盈利状况，如式 (1) 所示：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Y_{it-1} + \gamma \Delta r_{it} + \varphi \Delta r_{it} \times NIRP_{it} + \delta X_{it-1} + \lambda Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中： Y_{it} 为商业银行盈利情况，包括 nii_{it} 、 $nnii_{it}$ 、 nie_{it} 及 roa_{it} ，作为模型中的被解释变量； Δr_{it} 为利率水

① EONIA 是欧元区区内指定银行的欧元隔夜拆借利率的加权平均值，它由欧洲央行根据 EURIBOR 和相关金融衍生品市场指数制定，是针对欧元区市场的有效基准利率。

平的差分，代表利率变动情况； Δr_{it} 与 $NIRP_{it}$ 的交互项度量引入负利率政策对于银行盈利能力的影响。综合考虑 $(\gamma\Delta r_{it} + \varphi\Delta r_{it} \times NIRP_{it})$ 项：当 $NIRP_{it}$ 虚拟变量取0时，该项系数为 γ ，表征常规时期利率变动的影响；当 $NIRP_{it}$ 虚拟变量取1时，该项系数为 $(\gamma + \varphi)$ ，表征负利率时期利率变动的影响，而系数 φ 正是衡量了引入负利率政策对被解释变量造成的影响。事实上结合本文研究背景，此交互项亦可看作分段函数的形式，如式(2)所示：

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= \alpha + \beta Y_{it-1} + \gamma \Delta r_{it} + \delta X_{it-1} + \lambda Z_{it} + \varepsilon_{it} \text{ (正利率时期)} \\
 Y_{it} &= \alpha + \beta Y_{it-1} + (\gamma + \varphi) \Delta r_{it} + \delta X_{it-1} \\
 &\quad + \lambda Z_{it} + \varepsilon_{it} \text{ (负利率时期)} \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中： X_{it-1} 是包含银行规模、流动性水平、资本充足率、融资结构的向量，控制可能对被解释变量产生影响的银行个体特征，为防止同期相关性造成的结果偏差，对其进行滞后处理； Z_{it} 包含GDP增长率、CPI通胀率，控制宏观经济状况对商业银行的影响； ε_{it} 为不可观测扰动项。考虑到银行盈利状况往往与上一期存在相关性，本文同样将 Y_{it-1} 加入模型。

四、实证检验结果分析

(一) 描述性统计与分析

本文将所有变量按照正利率时期与负利率时期分别展示，表2报告了具体的变量描述性统计结果。首先可以看到，在正利率时期，银行净利息收入占总资产比例平均为1.3894%，非利息收入占总资产比例为1.7240%，高于净利息收入。这说明非利息收入在欧元区商业银行总营收中占据了相当大的比重，也从另一个侧面印证了对其考察的必要性。其次，对各个指标正负利率时期的变化进行纵向比较：银行净利息收入均值由正利率时期的1.3894%降至负利率时期的1.3783%、非利息收入由1.7240%升至1.7379%、非利息支出由2.1051%降至1.9501%、资产收益率由0.4845%升至0.4856%，总体上与研究假设中的趋势保持一致。银行层面的控制变量均有不同程度的变化：银行总资产的自然对数由18.0310降至17.9303、流动性水平由23.0012%升至25.6336%、资本充足率由6.7921%升至8.5934%、存款占比由46.3732%升至52.5521%。对于宏观经济变量来说，经济增长率在正负利率时期的均值分别为0.4750%和2.1000%，通货膨胀率为0.9500%和

0.9750%，反映了欧元区面临的严峻经济形势。下文笔者将在理论分析与研究假设的基础上，结合设定的实证模型进行更为严谨的分析。

表2 变量统计性描述

变量名称	正利率时期		负利率时期	
	均值	标准差	均值	标准差
净利息收入 (%)	1.3894	0.8734	1.3783	0.8685
非利息收入 (%)	1.7240	4.4788	1.7379	4.4606
非利息支出 (%)	2.1051	5.4977	1.9501	2.9963
资产收益率 (%)	0.4845	0.1091	0.4856	0.1007
市场利率 (%)	0.3207	0.3233	-0.2864	0.1045
银行规模	18.0310	2.2297	17.9303	2.1567
流动性水平 (%)	23.0012	12.1126	25.6336	21.5671
资本充足率 (%)	6.7921	3.7065	8.5934	8.7699
融资结构 (%)	46.3732	26.9122	52.5521	21.4534
经济增长率 (%)	0.4750	1.0590	2.1000	0.1875
通货膨胀率 (%)	1.9500	0.9728	0.9750	0.8305
虚拟变量	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000

注：资产存量单位为美元。

(二) 实证结果分析

由于被解释变量商业银行盈利能力指标并不是完全的外生变量，它可能与银行规模、流动性水平、资本充足率、融资结构之间存在一定的关联与相互影响。为了避免内生性造成的结果偏差，本文采用系统GMM进行估计，实证检验结果如表3所示。

1. 负利率政策与银行净利息收入。

表3列(1)的回归结果显示，净利息收入总体上随利率水平下降呈现出倒U型。利率变动(Δr_{it})的系数为-0.2487，在10%的水平上显著，说明常规时期银行净利息收入与利率水平反向变动，与理论分析一致。即在正利率时期，货币当局调低政策利率时，银行存贷款利率同步下调，更低的贷款成本在一定程度上刺激了实体部门信贷，稳定利差下银行净利息收入增加。货币政策与负利率虚拟变量的交互项($\Delta r_{it} \times NIRP_{it}$)系数为1.0504，在1%的水平上显著，说明由于存款利率存在零下限，负利率环境造成的存贷款利率分离挤压了银行存贷业务盈利能力，更加宽松的货币政策将对银行净利息收入产生显著负面影响，并且这种负面影响随着负利率政策的深入不断加深，银行净利息收入以实施负利率为转折点呈现出先上升后下降的趋势。假设1得到验证。

表3 基于系统GMM的估计结果

解释变量	被解释变量			
	(1) nii_{it}	(2) $nnii_{it}$	(3) nie_{it}	(4) roa_{it}
Y_{it-1}	0.154 7 (0.185 2)	0.239 2* (0.135 5)	0.714 1*** (0.019 5)	-0.008 4 (0.066 4)
Δr_{it}	-0.248 7* (0.149 8)	0.238 9* (0.140 8)	-1.886 0** (0.936 4)	0.992 7** (0.422 9)
$\Delta r_{it} \times NIRP_{it}$	1.050 4*** (0.397 5)	-0.333 8* (0.171 0)	7.627 3* (4.029 1)	-1.180 (0.727 1)
$size_{it}$	-0.484 6*** (0.129 2)	-0.238 4 (0.204 1)	-3.886 9 (3.164 1)	-1.062 8** (0.512 3)
liq_{it}	-1.032 (0.557 9)	-0.033 1 (2.130 7)	1.831 6 (2.130 7)	0.365 7 (1.041 0)
cap_{it}	-1.364 0 (0.913 1)	0.623 0 (1.135 0)	-7.262 7 (8.419 7)	6.620 2*** (1.757 7)
fin_{it}	0.631 7 (0.389 4)	-0.132 3 (0.151 6)	0.447 8 (1.681 6)	0.293 8 (0.472 4)
GDP_{it}	0.016 1 (0.023 9)	-0.024 0 (0.018 4)	0.005 5 (0.159 4)	-0.051 5 (0.058 0)
CPI_{it}	-0.106 2*** (0.040 0)	0.026 4 (0.017 4)	-0.554 6* (0.292 5)	0.022 0 (0.061 0)
Hansen J-p	0.339 0	0.514 0	0.426 0	0.333 0
AR(2) -p	0.241 0	0.323 0	0.484 0	0.400 0

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平显著；括号内数值为相应标准误；Hansen J-p表示Hansen J工具变量过度识别检验的p值，如果动态GMM模型的工具变量设计是稳健的，那么Hansen J统计量的零假设就不应该被拒绝；AR(2) -p表示Arellano-Bond二阶序列自相关检验的p值，如果动态GMM模型设计是稳健的，其残差项就应该不存在二阶自相关。下同。

银行特征控制变量方面，银行规模 ($size_{it}$) 的影响系数为-0.484 6，在1%的水平上显著，说明银行净利息收入随规模增加而减少。可能的解释是这些银行具有较大的客户存款数量，由于商业银行在吸收存款时不具备自主选择能力，因此存款利率零下限问题将使其承担更为繁重的负债成本。另一方面，随着负利率政策的实施，较大存量的可变利率贷款收益减少。同时，规模较大的商业银行在调整其经营模式时成本往往更高，在遭遇经济下行时将承担更大风险 (Nucera 等, 2017^[38])。宏观经济控制变量方面，通货膨胀 (CPI_{it}) 的影响系数为-0.106 2，在1%的水平上显著，说明在通缩严重的2014、2015、2016年，欧元区银行业整体的净利息收入水平优于其他年份。

2. 负利率政策与银行非利息收入。

表3列(2)的回归结果显示，非利息收入滞后一期 (Y_{it-1}) 的影响系数为0.239 2，在10%的水平上显著，说明银行除贷款利息外的其他业务收入具有连续性，即当期非利息收入同上一期呈现正相关关

系。此外，非利息收入总体上随利率水平下降呈现出U型。利率变动 (Δr_{it}) 的系数为0.238 9，在10%的水平上显著，说明在正利率时期传统存贷业务收入一定程度上对非利息收入产生了“挤出”，即商业银行的营收重心置于传统存贷业务赚取利差上，其他中间业务产生的非利息收入仅作为补充。交互项 ($\Delta r_{it} \times NIRP_{it}$) 的系数为-0.333 8，在10%的水平上显著，表明在负利率环境下，由于存贷业务盈利能力受损及净息差压力的高企，银行产生改变其经营结构的激励。即商业银行会增加诸如交易业务、咨询业务等各类其他业务的规模，进而赚取手续费与佣金等更为稳定的非利息收入。而且会计处理下资产估值提升带来的额外收益也对非利息收入产生正面影响。总体来看，负利率时期银行盈利结构发生显著变化，利率水平与非利息收入呈负相关关系。假设2得到验证。

3. 负利率政策与银行非利息支出。

表3列(3)的回归结果显示，非利息支出滞后一期 (Y_{it-1}) 的影响系数为0.714 1，在1%的水平上显著，说明滞后一期的非利息水平会对当期产生正向影响，即商业银行对各种人力资本及其他费用的调整存在一定的“粘性”。此外，利率变动 (Δr_{it}) 的系数为-1.886 0，在5%的水平上显著。交互项 ($\Delta r_{it} \times NIRP_{it}$) 的系数为7.627 3，与 Δr_{it} 异号，且在10%的水平上显著，表明负利率时期存在非利息支出与利率水平同向变动的趋势，即支出随利率的下降而显著减少。假设3得到验证。进一步说明了由于净利息收入下降与盈利结构调整成本的存在，银行在负利率政策引入后的非常规时期将进一步缩减开支以维持其利润。

4. 负利率政策与银行资产收益率。

表3列(4)的回归结果显示，利率变动 (Δr_{it}) 的系数为0.992 7，在5%的水平上显著，说明在正利率时期银行整体收益下滑。这是由于金融危机以来银行业长期积累的高额坏账及疲软的实体经济表现共同导致。而利率变动与虚拟变量交互项 ($\Delta r_{it} \times NIRP_{it}$) 的影响在统计上并不显著，即随着负利率政策的实施银行资产收益率并没有呈现出显著的变化趋势。这说明负利率时期银行通过主动调整经营模式、增加非利息收入、缩减支出等方式在一定程度上对冲了由于净利息收入减少而对整体利润水平产生的负面影响，资产收益率相较于正利率时期基本保持稳定。

银行特征控制变量方面, 银行规模 ($size_{it}$) 的影响系数为-1.062 8, 在 5% 的水平上显著, 与净利息收入的分析类似, 较大的资产负债规模基数与相对高昂的结构调整成本可能是造成这一负面影响的原因。资本充足率 ($capi_{it}$) 的影响系数为 6.620 2, 在 1% 的水平上显著, 这是由于当银行所处外部环境存在不确定性时, 银行资本储备作为应对风险的缓冲资金, 可以有效防止预期外的损失, 同时上一期资本金可以作为内部融资从而减少银行当期外部融资成本 (De Young 等, 2015^[39])。

Hansen J^① 与 AR (2) 的检验结果在统计上均不显著, 拒绝了残差二阶自相关与过度识别的原假设, 说明动态 GMM 模型的工具变量设计合理。综合以上实证研究结果, 本研究发现, 在负利率政策实施后, 商业银行的整体盈利能力保持平稳, 但盈利结构却发生了显著变化。假设 4 得到验证。

五、稳健性检验

(一) 使用净息差及股东权益回报率指标替换净利息收入与资产收益率

净息差 (NIM) 是银行净利息收入与生息资产的比值, 股东权益回报率 (ROE) 是净利润与股东权益的比值。这两项指标也经常被用来衡量商业银行的盈利能力 (Alper 和 Anbar, 2011^[27])。为进一步检验本研究结论的一般性, 笔者将原模型中的净利息收入及资产收益率替换为净息差及股东权益回报率进行检验, 回归结果如表 5 所示。

对于净息差, 表 5 列 (1) 的结果显示, 交互项 ($NIRP_{it} \times \Delta r_{it}$) 的系数为 0.953 0, 在 5% 的水平上显著, 印证了负利率政策对净利息收入的负面影响。即无论被解释变量的分母是总资产或生息资产, 检验结果保持一致。类似地, 银行规模 ($size_{it}$) 的系数为 -0.453 9, 在 5% 的水平上显著, 表明净息差会随银行规模扩大而减少。通货膨胀 (CPI_{it}) 也会对净息差产生显著的负面影响。此外, 银行流动性水平 (liq_{it}) 的影响系数为 -0.988 0, 在 5% 的水平上显著。资本充足率 ($capi_{it}$) 的影响系数为 -2.459 2, 在 1% 的水平上显著。融资结构 (fin_{it}) 的影响系数为 0.786 4, 在 10% 的水平上显著。这说明净息差会受到更多银行层面控制变量的影响。

表 5 替换净利息收入与资产收益率后的实证结果

解释变量	被解释变量	
	(1) nim_{it}	(2) roe_{it}
Y_{it-1}	-0.019 5 (0.118 6)	0.006 0 (0.023 4)
Δr_{it}	-0.192 5 (0.181 4)	0.281 0 (0.212 0)
$NIRP_{it} \times \Delta r_{it}$	0.953 0** (0.458 6)	-0.230 9 (0.189 8)
$size_{it}$	-0.453 9** (0.184 1)	-0.174 8* (0.101 5)
liq_{it}	-0.988 0** (0.433 3)	-0.422 4 (0.341 6)
$capi_{it}$	-2.459 2*** (0.638 4)	0.191 3 (0.606 5)
fin_{it}	0.786 4* (0.406 7)	0.026 3 (0.082 8)
GDP_{it}	0.029 0 (0.027 2)	-0.009 1 (0.016 0)
CPI_{it}	-0.080 1* (0.043 7)	-0.003 7 (0.010 5)
Hansen J-p	0.505 0	0.568 0
AR (2) -p	0.225 0	0.359 0

对于股东权益回报率, 表 5 列 (2) 的结果显示, 交互项 ($NIRP_{it} \times \Delta r_{it}$) 的系数虽然为 -0.230 9, 但是在统计意义上并不显著, 与资产收益率 (ROA) 的回归结果一致, 表明负利率政策并未对银行的整体盈利能力造成显著冲击。银行规模 ($size_{it}$) 的影响系数为 -0.174 8, 在 10% 的水平上显著, 说明股东权益回报率与银行规模呈现负相关关系。其他银行层面的控制变量及宏观变量并未对 ROE 产生显著影响, 再次印证了银行股东权益回报率的相对独立 (Alper 和 Anbar, 2011^[27])。

(二) 使用 EURIBOR 利率指标替换原 EONIA 利率

欧洲银行间同业拆借利率 (EURIBOR) 是欧元区另一个被广泛使用的参考利率, 并且也常常作为市场利率水平的代理变量 (Heider 等, 2019^[21]; Schmidt 和 Nautz, 2012^[40]; Galardo 和 Guerrieri, 2017^[41])。为控制利率指标选取的特殊性, 笔者使用欧洲银行间欧元三个月同业拆借利率 (EURIBOR) 作为市场利率的代理变量, 替换原模型中的 EONIA 利率进行检验。主要回归结果如表 6 所示。

① Hansen (1982) 提出的检验工具变量过度识别的方法, 相较于传统的 Sargan 检验, 其可以识别异方差问题。

表6 替换原EONIA利率后的实证结果

解释变量	被解释变量			
	(1) nii_{it}	(2) $nnii_{it}$	(3) nie_{it}	(4) roa_{it}
Y_{it-1}	0.195 0 (0.179 5)	0.222 1 (0.146 0)	0.711 3*** (0.022 6)	-0.022 0 (0.058 8)
Δr_{it}	-0.583 9** (0.269 8)	0.379 6* (0.224 0)	-4.707 9** (1.946 5)	1.695 4** (0.786 9)
$\Delta r_{it} \times NIRP_{it}$	1.802 1** (0.709 6)	-0.571 2* (0.297 4)	14.119 7* (7.227 9)	--2.387 0 (1.571)
$size_{it}$	-0.523 9*** (0.152 2)	-0.275 5 (0.233 6)	-4.136 8 (3.410 5)	-1.304 7** (0.566 7)
$liqu_{it}$	-0.757 3 (0.546 6)	-0.025 5 (0.277 7)	1.917 9 (2.348 4)	0.103 3 (0.932 4)
$capi_{it}$	-1.911 2*** (0.730 6)	0.512 5 (1.125 9)	-7.598 9 (9.207 2)	6.753 3*** (2.451 5)
fin_{it}	0.648 9* (0.369 1)	-0.154 5 (0.174 9)	0.751 4 (1.532 5)	0.149 7 (0.506 9)
GDP_{it}	0.105 7* (0.055 5)	-0.070 6 (0.045 0)	0.746 0** (0.342 6)	-0.264 9* (0.155 0)
CPI_{it}	-0.168 5** (0.066 2)	0.045 9* (0.027 4)	-1.131 3* (0.584 6)	0.113 4 (0.124 5)
Hansen J-p	0.553 0	0.528 0	0.413 0	0.472 0
AR(2) -p	0.203 0	0.320 0	0.476 0	0.297 0

结果显示，表6列(1)中，利率变动(Δr_{it})的系数为-0.5839，在5%的水平上显著；货币政策与负利率虚拟变量的交互项($\Delta r_{it} \times NIRP_{it}$)的系数为1.8021，在1%的水平上显著。列(2)中， Δr_{it} 的系数为0.3796，在10%的水平上显著； $\Delta r_{it} \times NIRP_{it}$ 的系数为-0.5712，在10%的水平上显著。列(3)中， Δr_{it} 的系数为-4.7079，在5%的水平上显著； $\Delta r_{it} \times NIRP_{it}$ 的系数为14.1197，在10%的水平上显著。这说明利率水平对银行净利息收入、非利息收入与非利息支出的影响在正负利率时期是相异的，负利率的引入在一定程度上改变了银行盈利结构，与本文的实证结果保持一致。列(4)的结果显示， $\Delta r_{it} \times NIRP_{it}$ 的系数依然不显著，表明负利率政策的实施并未对商业银行整体盈利能力产生显著影响。

综合以上分析，本研究的模型设计及研究结果具有良好的稳健性。

六、研究结论与展望

(一) 研究结论

随着越来越多的国家已经或正在考虑推出负利率，负利率政策的宏微观影响效果越发受到学界和业

界的关注。本研究聚焦“负利率政策对商业银行盈利能力影响”这一主题，从欧元区实施负利率后遇到的“存款利率零下限”问题切入，实证检验了负利率对欧元区商业银行盈利能力的影响，揭示了由于存款利率零下限约束，负利率政策破坏了商业银行稳定的存贷款利差，进而影响商业银行盈利能力的内在逻辑。基于负利率政策实施后欧元区商业银行的整体盈利能力保持基本稳定，而盈利结构发生了显著变化的实证结果，我们得出如下研究结论。

第一，实施负利率政策的后果未必直接影响到商业银行的整体盈利能力。我们的研究结果显示，负利率政策的实施并未对商业银行的整体盈利能力造成显著影响。具体而言，在负利率环境下，虽然存款利率“零下限”约束使得商业银行传统存贷业务的净利息收入受到挤压，但是商业银行在追求利润最大化的激励下依然可以通过拓展收入渠道、控制成本等方式维持其总体利润水平。这样，负利率政策的实施使得政策利率持续下降，但并未对银行资产收益率(ROA)或股东权益回报率(ROE)产生显著影响。

第二，实施负利率政策会影响商业银行的盈利结构。从我们研究的实证结果看，负利率政策实施后，商业银行的盈利结构发生了显著变化。在负利率环境下，由于稳定的存贷款利差遭到破坏，银行净利息收入随政策利率下行而减少。为保护整体利润水平，商业银行会通过佣金及各种服务费用等渠道增加非利息收入。同时，银行会主动缩减管理及额外费用以规避由净利息收入减少带来的损失。最终的结果是，随着政策利率水平的下降，商业银行净利息收入减少、非利息收入增加、非利息支出减少。

(二) 政策启示

我国现阶段正处于货币政策调控方式转型的重要时期，如何检验转型中货币政策调控及其方式的微观效果，也需做多重考量。上述研究及其结论，可以给予我们以下几点启示。

第一，中国的货币政策调控方式亟需向“价格型”为主的货币政策转型。对于我国来说，由于早期实行计划经济体制，为使商业银行发挥出类似政府开发性金融机构的功能，利率体系长期受到高度管制，央行在货币政策操作目标上也以流动性水平、货币总供给等数量型指标为主。然而，随着金融市场的逐渐成熟、市场配置资源能力的加强以及金融创新程度的加深，数量型货币政策调控的灵活性及有效性均明显下降，货币政策亟须由“数量型”向“价格型”转型。但是，隐性的“利率双轨制”却极大地阻碍

了我国货币政策价格型调控框架的形成。对于欧元区来说, 尽管具备相对成熟的利率传导体系, 但是负利率政策的引入在一定程度上打破了这种局面。存款利率的下调粘性极大地降低了负利率的传导效率, 存在政策利率“轨”与存款利率“轨”并行的状况, 同样形成了一种独特的“双轨制”现象。这种传导的阻滞外化为对商业银行的一系列影响。应当认识到, 不同层次利率之间的平滑传导是构建价格型调控框架的重要基础。这就要求我国在消除市场壁垒、打通利率传导渠道及构建现代金融体系等方面继续发力, 重中之重是要加快利率市场化改革, 优化货币政策最终目标体系, 尽快明确短期政策利率及其目标水平, 探索符合中国实际的利率决策规则, 提高调控的规则性和透明度。

第二, 我们应该更加重视货币政策微观效果的检验。货币政策对经济社会的影响是深刻且复杂的。在“新冠疫情”爆发、经济下行压力巨大的情况下, 货币政策不仅要关注政策本身与最终目标, 更要精细地考察货币政策对居民、企业、商业银行等经济主体的微观影响。从本研究可以看出, 商业银行一方面承担着货币创造的重要职能, 另一方面作为企业同样具有追求利润最大化的动力。负利率政策对商业银行的冲击事实上也大大限制了欧洲央行货币政策的有效性。就我国的实际情况来看, 商业银行的发展存在长期的不平衡问题, 中小银行在盈利能力、资产质量、资本充足水平等方面与大型银行均有较大差距, 而民营及

小微企业融资又更加依赖于深耕地方的中小银行。因此, 现阶段中国货币政策的制定至少在银行层面应当是差异化的。

(三) 局限与展望

本研究揭示了负利率政策影响商业银行盈利能力的内在逻辑, 丰富了负利率政策微观影响方面的现有文献。但是, 负利率问题作为一个新兴的货币政策实践问题, 无论在理论方面还是在现实方面都有众多问题需要进一步的研究和解决: 第一, 负利率与货币政策信贷传导机制问题。负利率政策对商业银行的盈利能力及盈利结构产生了影响, 那么这种影响是否会进一步冲击商业银行的放贷行为, 并进而影响“货币政策—银行信贷—最终目标”这一传统的货币政策信贷传导机制, 是值得进一步研究的。第二, 多种货币政策工具的综合评估问题。2008年金融危机爆发以来, 世界各国除了引入负利率政策以外, 部分发达经济体还综合运用了量化宽松、前瞻性指引等非常规货币政策工具。理论上, 不同工具之间存在交互效应且共同对经济产生影响。因此, 将负利率及其他政策工具结合并统一到一个框架下进行研究有望成为未来的重点方向之一。第三, 负利率的溢出效应。由于2020年全球“新型冠状病毒”的全球性爆发, 各国央行为应对疫情, 开启了新一轮的货币政策“宽松浪潮”。随着越来越多的国家正在考虑或即将推出负利率, 该政策的溢出效应也是未来需要密切关注的问题之一。

参考文献

- [1] Gesell S. The Natural Economic Order [M]. Birmingham: Peter Owen Ltd, 1958.
- [2] Arteta C, Kose M A, Stocker M. Negative Interest Rate Policies: Sources and Implications [R]. World Bank Policy Research Working Paper, 2016: No. 7791.
- [3] Altavilla C, Brugnolini L, Gürkaynak R S, Motto R, Ragusa R. Measuring Euro Area Monetary Policy [J]. Journal of Monetary Economics, 2019 (108): 162-179.
- [4] Lane P R. The Yield Curve and Monetary Policy [C]. Public Lecture for the Centre for Finance and the Department of Economics at University College London, 2019-11-25.
- [5] Lane P R. The Monetary Policy Toolbox: Evidence from the Euro Area [C]. Keynote Speech for the 2020 US Monetary Policy Forum at New York, 2020-02-21.
- [6] Dell' Ariccia G, Rabanal P, Sandri D. Unconventional Monetary Policies in the Euro Area, Japan, and the United Kingdom [J]. Journal of Economic Perspectives, 2018 (4): 147-72.
- [7] 孙国峰, 何晓贝. 存款利率零下限与负利率传导机制 [J]. 经济研究, 2017 (12): 105-118.
- [8] Wright J H, Hannoun H. Ultra-low or Negative Interest Rates: What They Mean for Financial Stability and Growth [J]. Economic Journal, 2015, 122 (564): 1-10.
- [9] Khayat G. The Impact of Setting Negative Policy Rates on Banking Flows and Exchange Rates [J]. Economic Modelling, 2018 (1): 1-10.
- [10] Hameed A, Rose A K. Exchange Rate Behaviour with Negative Interest Rates. Some Early Negative Observations [J]. Pacific Economic Review, 2018 (23): 27-42.

- [11] 马理, 李书灏, 程浩. 负利率真的有效吗? ——基于欧洲央行与欧元区国家的实证检验 [J]. 国际金融研究, 2018 (3): 35-45.
- [12] 陆超, 孙雅静, 杜佳. 欧洲负利率政策实施效果评估及展望——基于合成控制法的研究 [J]. 当代财经, 2019 (1): 60-72.
- [13] Fukuda S. Impacts of Japan's Negative Interest Rate Policy on Asian Financial Markets [J]. Pacific Economic Review, 2018 (1): 67-79.
- [14] Abo-Zaid S, Garín J. Optimal Monetary Policy and Imperfect Financial Markets: A Case for Negative Nominal Interest Rates? [J]. Economic Inquiry, 2016, 54 (1): 215-228.
- [15] 李杰, 侯鸿昌, 李博楠. 利率对私人储蓄的影响——基于负利率环境的研究 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (1): 97-107.
- [16] Gauti B, Ragnar E, Lawrence H, Ella Getz Wold. Negative Nominal Interest Rates and the Bank Lending Channel [R]. NBER Working Paper, 2019: No25416.
- [17] Ioannidou V, Ongena Steven R G, PeydróJosé-Luis. Monetary Policy, Risk-taking and Pricing: Evidence from a Quasi-natural Experiment [J]. Review of Finance, 2015 (19): 95-144.
- [18] Adrien A, Alessandro C, Dimitris G, João S. Monetary Policy Transmission to Mortgages in a Negative Interest Rate Environment [R]. ECB Working Paper, 2019: No. 2243.
- [19] Dell' Arieccia G, Haksar V, Mancini-Grioli T. Negative Interest Rate Policies—Initial Experiences and Assessments [R]. IMF Policy Paper, 2017.
- [20] 熊启跃, 王书朦. 负利率对银行净息差影响机制研究——基于欧洲主要上市银行的经验证据 [J]. 金融研究, 2020 (1): 110-129.
- [21] Heider F, Saidi F, Schepens G. Life Below Zero: Bank Lending under Negative Policy Rates [J]. Review of Financial Studies, 2019 (32): 3728-3761.
- [22] Albertazzi U, Gambacorta L. Bank Profitability and the Business Cycle [J]. Journal of Financial Stability, 2009 (5): 393-409.
- [23] Alessandri P, Nelson B. Simple Banking: Profitability and the Yield Curve [J]. Journal of Money Credit and Banking, 2015, 47: 143-75.
- [24] Borio C, Gambacorta L, Hofmann B. The Effects of Monetary Policy on Bank Profitability [R]. BIS Working Paper, 2015: No. 514.
- [25] 刘志洋, 李风鹏. 利率水平对商业银行盈利能力的影响——基于中国上市商业银行的实证分析 [J]. 金融论坛, 2016 (6): 40-47.
- [26] 陆静, 阿拉腾苏道, 尹宇明. 中国商业银行盈利能力的影响因素——基于1997—2010年数据的实证分析 [J]. 金融论坛, 2013 (1): 3-14.
- [27] Alper D, Anbar A. Bank Specific and Macroeconomic Determinants of Commercial Bank Profitability: Empirical Evidence from Turkey [J]. International Journal of Economics and Business Research, 2011, 2 (2): 139-139.
- [28] Bolt W, Haan L D, Hoerberichts M, et al. Bank Profitability during Recessions [J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 36 (9): 2552-2564.
- [29] Borio C, Zhu H. Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism? [J]. Journal of Financial Stability, 2008, 8 (4): 236-251.
- [30] Albertazzi U, Gambacorta L. Bank Profitability and the Business Cycle [J]. Journal of Financial Stability, 2009 (5): 393-409.
- [31] Rajan R. A Step in the Dark: Unconventional Monetary Policy after the Crisis [C]. Andrew Crockett Memorial Lecture, BIS, Basel, 2013 (6): 23.
- [32] Borio C, Gambacorta L. Monetary Policy and Bank Lending in a Low Interest Rate Environment: Diminishing Effectiveness? [J]. Journal of Macroeconomics, 2017 (54): 217-31.
- [33] Stein J C. An Adverse-selection Model of Bank Asset and Liability Management with Implications for the Transmission of Monetary Policy [J]. RAND Journal of Economics, 1998 (29): 466-486.
- [34] Kashyap A K, Stein J C. What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy [J]. American Economic Review, 2000 (90): 407-428.
- [35] Kishan R, Opiela T. Bank size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2000 (32): 121-141.
- [36] Adrian T, Shin H S. Liquidity and Leverage [J]. Journal of Financial Intermediation, 2010, 19 (3): 418-437.
- [37] Altavilla C, Boucinha M, Peydró J. Monetary Policy and Bank Profitability in a Low Rate Environment [J]. Economic Policy, 2018 (96): 531-586.
- [38] Nucera F, Lucas A, Schaumburg J, Schwaab B. Do Negative Interest Rates Make Banks Less Safe [J]. Economics Letters, 2017 (159): 112-115.
- [39] DeYoung R, Gron A, Torna G, Winton A. Risk Overhang and Loan Portfolio Decisions: Small Business Loan Supply Before and During the Financial Crisis [J]. Journal of Finance, 2015, 70 (6): 2451-2488.
- [40] Schmidt S, Nautz D. Central Bank Communication and the Perception of Monetary Policy by Financial Market Experts [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2012, 44 (2-3): p. 323-340.
- [41] Galardo M, Guerrieri C. The Effects of Central Bank's Verbal Guidance: Evidence from the ECB [R]. Economic Working Papers, Bank of Italy, 2017: No. 1129.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)

设计市场

——2020年诺贝尔经济学奖得主 Paul R. Milgrom 的贡献

Designing Markets: The Contribution of Paul R. Milgrom,
the Winner of Nobel Prize for Economics in 2020

俞宁于奕

YU Ning YU Yi

[中图分类号] F812.3 [文献标识码] A [文章编号] 1000-1549 (2020) 12-0126-08

一、引言

2020年诺贝尔经济学奖的颁发如拍卖木槌落定般铿锵有力,斯坦福大学教授 Robert B. Wilson 和 Paul R. Milgrom 师徒二人共享此誉,获奖理由为“对拍卖理论的改进和发明了新的拍卖形式”。

拍卖理论与匹配理论二者共同构成了市场设计领域的核心。市场设计是微观经济学过去三十年发展里最富有成果的领域,旨在解决具体资源配置问题中激励扭曲、市场失灵等问题,提出尽可能公平、有效、尊重微观主体真实偏好、最大化社会福利的合理可行方案,被形象地称为“经济工程学”,在拍卖、定价、招生、器官分配、就业匹配、碳交易等无数应用中取得了巨大成功。包括此次获奖,市场设计已四度获得诺贝尔经济学奖的垂青(1996、2007、2012与2020年)。Milgrom 为市场设计领域的主要开创者之一,成就卓绝,获誉无数,一直是诺贝尔经济学奖的热门候选人。此次获奖可谓众望所归。

Milgrom 1948年出生于美国密西根州,1970年在密西根大学获得了数学学位,毕业后作为精算师投身于业界工作。1975年, Milgrom 重返校园,进入斯坦福大学攻读研究生,1978年获统计学硕士学位,1979年获商学博士学位,师从 Wilson (另两位学生 Alvin Roth 与 Bengt Holmstrom 已获诺贝尔经济学奖)。

之后即任教于西北大学凯洛格管理学院,1982年晋升正教授。1982—1987年在耶鲁大学经济管理学院担任教授,并于1987年回到母校斯坦福大学至今,目前是经济学系人文科学 Shirley and Leonard Ely 讲席教授,也是资深的美国国家科学院院士、美国国家文理院院士、计量经济学会院士。

尽管 Milgrom 此次获奖的原因是他在拍卖理论与实践上所做出的最为人熟知的卓越贡献,但他在市场设计领域以及微观经济理论的其他领域也有颇多毫不逊色于拍卖领域的建树。正如微观经济学大师 David Kreps 所说:“在他(和我)这一代的微观经济学理论家中,没有一个人像 Paul 那样,在许多领域撰写过那么多伟大而具有开创性的论文。他的维基百科页面列出了他写过的所有不同主题的大纲^①,用棒球术语来说,他的击球率比 Barry Bonds 还要高”。^[1] 本文尝试梳理 Milgrom 在各个领域的主要成果,对他的贡献给出一个较完整的勾勒。

二、博弈论

博弈论是对理性决策者之间的策略互动进行数理模型研究,区别于新古典经济学中完全竞争市场的一般均衡分析,为经济现象提供了另一种深刻的解释,是现代微观经济理论的基石。Milgrom 在20世纪80年代和90年代对博弈论做出了许多基础性的贡

[收稿日期] 2020-10-06

[作者简介] 俞宁,南京审计大学社会与经济研究院教授,研究方向为市场设计、社会网络、社会选择、发展经济学等;于奕,南京审计大学经济学院硕士研究生,研究方向为市场设计、社会网络。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“就业匹配模型中的政策干预效应”(项目编号:72073072);国家自然科学基金重点项目“市场设计的理论研究”(项目编号:72033004)。

感谢庞文哲对本文逐字逐句的精心修改。本文文责自负。

① 维基百科页面作为 Paul Milgrom 的65岁生日礼物,是由 Joshua Gans、Susan Athey 等许多学生共同编写而成,笔者也是编写组成员之一。本文即以该页面为蓝本。

献,包括声誉形成的博弈理论分析、重复博弈、超模博弈和博弈学习。

博弈论中最经典的模型之一就是“囚徒困境”,从理论上分析,完全信息下的有限次重复博弈总是会导致双方都背叛的结果。但Axelrod和Hamilton(1981)^[2]在200次的有限次重复囚徒博弈中,却观察到了合作频频发生的现象。针对这一现象,Kreps等(1982)^[3]从信息角度对背后的原因进行了深入探究,建立了著名的KMPW声誉模型。指明参与人哪怕只有极小的可能承诺采用针锋相对的策略,那么在均衡中两个人都会一直保持合作关系直到最后几期。因为即使是一位不守信承诺的参与者,也会受到装作好人的激励,在实施针锋相对策略之前建立起良好的信誉,向他人发出友好合作的信号,促使其他参与人一起合作。他们为不完全信息动态博弈做出了奠基性贡献,开创了关于“声誉效应”的博弈的完整分支。

Milgrom对重复博弈理论的另一项根本性贡献是对于均衡效率的研究(Milgrom等,1991^[4])。当参与者的行动被隐藏,且可以观察到有关其行为的嘈杂信号时(比如在监控不完善的情况下),有两种通用的方法可以提高效率。一种方法是将未来的收益从一个玩家转移到另一个玩家,这是在不减少将来总收益的情况下惩罚潜在偏差的一种方法。在不完全监控下的经典民间定理结果就是建立在这一思想之上的(Abreu等,1994^[5])。第二种通用方法是延迟信息发布。在这种方法下,每隔T时段就会释放噪声信号的结果,并且在信息发布者释放后,“查看”最后一个T时段信号并决定互相惩罚或奖励,这一方法现在被广泛称为“审查策略”。他们是第一个在存在贴现因子的重复博弈中考察审查策略均衡效率的。当参与者收到有关彼此行为的私人信号时该审查策略就很有用。另外,私人监视情况的民间定理就是建立在审查策略思想上的(Sugaya,2012^[6])。

超模博弈理论是经济理论最近发展中最深刻和重要的理论。该理论的主要贡献来自开创性著作Topkis定理(Topkis,1968^[7])、Vives(1990)^[8]的论文,以及Milgrom和Roberts(1990)^[9]的论文。当一个博弈中,一个参与者的行为的边际收益伴随其他参与者行为递增而增加,则称此为超模博弈。这为互补策略分析提供了一般性的分析方法。超模博弈理论的影响和重要性来自其广泛的应用范围,不仅包括理论上的拓展应用,例如博弈学习、单调比较静态分析方法、组织经济学理论;还有对实际现象的解释,包括搜索、技术采用、银行挤兑、军备竞赛、审前谈判和石

油勘探等。

在超模博弈的基础上,Milgrom厘清了在标准型博弈中策略主体达到均衡的过程。Milgrom和Robert(1991)^[10]提出了两个学习过程——自适应学习与复杂学习。自适应学习指的是参与者根据自己在类似博弈中的经验来调整自己的决策。复杂的学习模型则允许参与者充分利用从过去博弈中收集到的信息,也允许参与者充分吸收在均衡分析中使用的相同类型的收益信息。不同于均衡分析,复杂学习没有实现预期假设。有了这些定义,他们研究了一类具有紧凑策略集和连续支付的有限参与人博弈。Milgrom和Roberts证明,如果博弈纯策略序列收敛到Nash平衡或相关平衡,那么它与自适应学习是一致的,这为这些过程提供了一般性。他们还阐明了自适应学习会使博弈趋向于连续非劣势集,即,在迭代剔除劣势之后留存的策略集。特别地,在博弈中有且仅有一个连续非劣势策略组合,每个与自适应学习一致的过程都会收敛于这个连续非劣势策略组合。

三、单调比较静态分析

Milgrom的研究常常强调对假定条件的放松,洞察结论成立的必不可少的核心条件。例如,在对现代制造业的研究中(Milgrom和Roberts,1990^[9]),人们希望专注于跨生产投入的互补性或可替代性,而不用假设规模经济或可分割性。因此,Paul Milgrom突破对函数凹性以及可微性的约束,在超模性质的基础上率先开发了新的数学方法,以理解经济学中普遍存在的单调关系,开创了比较静态分析的子领域——单调比较静态分析。

Milgrom和Shannon(1994)^[11]的工作表明,无需依赖特定的函数形式假定,通常可以通过更相关和直观的序数条件获得比较静态结果。当进行比较静态分析时,若内生变量和外生参数之间存在互补关系,即更高的外生参数值会增加内生变量的边际收益,则最大化问题表现为互补性。这一拟超模概念的使用可以在经济分析中产生一般的单调性结果。而且,他们的拟超模概念以及单交性质对于在任意选择集上获得比较静态而言是必要且充分的。他们的理论扩展了运筹学文献中的早期工作(Topkis,1968^[6];Veinott,1989^[12]),该文献已经使用了格点理论,但侧重于基本概念。Milgrom和Roberts(1994)^[13]将其扩展到均衡上的比较静态,而且Milgrom(1994)^[14]证明了其在比较最优上的更广泛应用。另外,Milgrom和

Roberts (1996)^[15]将 Samuelson (1960)^[16]对勒·查特里尔原理的应用进行了更一般化的推广。在相关工作中, Milgrom 和 Segal (2002)^[17]根据单调比较的发展, 重新考虑了包络定理及其应用。由于 Milgrom 和 Shannon 等人的相关研究, 这些技术(现在通常称为单调比较静态)已广为人知, 并已用于经济建模中。这不仅有助于将分析的关键假设与简化计算但不改变定性比较静态结论的其他假设区分开, 并且可以提高我们开发经济部分有用模型并准确解释这些模型的能力。由 Milgrom 和 Shannon (1994)^[11]重新定义的单交性质随后被 Gans 和 Smart (1996)^[18]证明, 不仅解决了多数投票和社会选择理论中的孔多塞的投票悖论, 而且还对社会偏好进行了全面描述。Susan Athey (2002)^[19]将这些结果扩展为考虑不确定性的经济问题。

四、组织和信息经济学

本质上, 组织和信息经济学是博弈论在经济学上的拓展应用, 主要对非对称信息下各参与人的互动决策进行探究, 关注信息的成本和价格, 以期通过信息提高经济运行效率。Milgrom 在该领域也进行了深入探究。1992年, Milgrom 与 Roberts 出版了教科书 *Economics, Organization and Management*, 迄今 Google 学术搜索引用已超过 1 万次。在 2008 年欧文·普莱恩·内默斯奖大会上, Roberts 评论说这项工作对管理学的影响已经超过了对经济学的影响。

(一) 代理理论

过往的代理理论中的大多数文献都假设主要问题是激励代理商仅对一项活动进行更多的努力。但实际中的许多情况中, 代理人可以在几种不同的活动上做出不可观察的努力。这样就会产生新的激励问题, 因为给予代理商更多的激励以在一个维度上施加努力可能导致代理商忽略其他重要方面。Milgrom 和 Holmstrom (1987)^[20]介绍了研究多维代理问题的新技术, 以寻求契约问题满足哪些特征时只用一个更简单的线性激励方案即可。其关键见解是, 当代理人可以监控其薪酬所基于的绩效指标随时间的演变时, 简单的线性激励方案可能会变得最优, 因为这种线性补偿方案对代理人施加了“统一的激励压力”。

在证明了动态委托——代理问题中的最优激励方案在某些环境中将是线性的之后, Holmstrom 和 Milgrom (1991)^[21]使用线性方案来更详细地探索当代理人将他们的努力或注意力分散在多个任务上时会发生什么。为了奖励单个任务的绩效, 委托人可以奖

励业绩, 也可以改变代理人执行该任务的机会成本。第二种策略对于理解代理人有多个工作任务需要加以努力时会发生的情况非常关键, 因为增加一项任务的报酬通常会改变代理人将精力分配给其他任务的机会成本, 当任务之间为替代关系时, 其机会成本就会增加; 反之, 当任务之间为互补关系时, 其机会成本就会减少。他们还证明了对于代理人而言, 当任务之间为替代关系, 并且其中一项的绩效难以衡量时, 即使其他任务的绩效是易于衡量的, 也最好是对所有的任务都采用弱激励, 甚至是不给予激励。他们还证明了在多项任务上提供激励的困难对工作的设置有影响。例如, 最好在代理人之间分配冲突的任务, 或者改变监视和沟通的强度。最后, Holmstrom 和 Milgrom (1994)^[22]扩大了分析范围, 不仅包括与绩效相关的薪酬, 还包括影响代理激励的其他管理选择, 例如对代理给予多少自由裁量权的选择以及授予代理人工作资产的选择。强调了这些不同选择之间的相互作用, 特别是互补性, 表明委托人的最优选择通常会随着契约环境的变化而变化。

(二) 信息经济学

Milgrom (1981)^[23]将信息的“有利性”这一新概念引入经济学。即, 如果对于有关的感兴趣变量的所有先验信念, 基于 X 为一阶条件的后验信念条件随机地优于基于 Y 条件的后验信念, 则称一个观测 X 比其他的观测 Y 更有利。Milgrom 等人利用这种有利性概念和相关的信息结构“单调似然比特性”, 得出了一系列信息经济学的重要成果, 包括委托代理问题中最优激励契约的性质以及拍卖理论中“赢者诅咒”的概念。在同一篇文章中, Milgrom 提出了一种新颖的“说服博弈”, 其中, 销售员拥有有关产品的私人信息, 他可以选择将其如实地报告给潜在的购买者或者隐瞒该信息。Milgrom 证明, 一般情况下, 在销售博弈的每个顺序均衡中, 销售人员都会采用一种全面披露策略, 该结果被称为“充分披露结果”。Milgrom 表明, 在买方希望销售人员隐瞒某些观察结果的任何候选均衡中, 销售人员将有动机向其本人透露(对其自身)最有利的观察。因此, 任何信息都将被“披露”。

在后续的论文中, Milgrom 和 Roberts (1986)^[24]观察到, 当知情的、自利的代理人之间进行竞争以说服一个不知情者时, 即使不知情的一方(例如, 买方)不完全满足假设条件, 所有相关信息也可能在均衡状态下披露。充分披露结果对个人可以从策略上

选择是否隐瞒信息、但说谎构成重大惩罚的多种情况具有影响,这些情况包括法庭诉讼、产品测试法规和财务披露。Milgrom 的说服博弈作为理解管理层对披露法规变更的战略反应的工具,在财务会计研究中发挥了巨大的作用。

(三) 组织经济学

在 1980 年代后期, Milgrom 开始与 Roberts 合作,将博弈论和激励理论的思想应用于组织研究。在研究早期,他们专注于组织设计中互补性的重要性。当合作存在回报时,组织中的活动是互补的或协同的。例如,一家想要在生产过程中进行频繁更改的公司,如果灵活地培训工人使他们适应这些变化,将会从中受益。

Milgrom 和 Roberts 在研究更复杂的经典新闻供应商问题时,该问题涉及如何组织生产,该生产既可以在了解需求之后生产,又可以按订单生产,也可以按库存生产 (Milgrom 和 Roberts, 1988^[25])。他们原来提出的问题转化为凸优化问题,存在端点解而不是一阶导数为零的内部最优。因此,用于比较静态的希克斯-萨缪尔森方法不适用。然而,他们利用单调比较静态分析方法获得了丰富的比较静态结果。

在他们关于组织经济学的最著名的论文中 (Milgrom 和 Roberts, 1990^[26]), Milgrom 和 Roberts 使用比较静态方法来描述“现代制造业”的发展,其特点是频繁的产品重新设计和改进、生产质量更高、沟通和订单处理更快、批量小和库存低。Milgrom 和 Holmstrom (1994)^[21] 随后使用类似的方法来确定激励设计中的互补性。他们认为,高强度绩效激励措施的使用与相对较少的工人限制和资产所有权分散化互补。

Milgrom 和 Roberts (1994)^[27] 运用了考虑互补性系统的变化框架,以解决组织经济学中的一些关键问题。当组织通过更改互补系统中的一个元素来进行适应时,通常会出现性能下降的情况,这将使组织内部的变革难以推行。他们指出,这就是企业无法复制林肯电气绩效激励系统的原因,因为经典的计件工资契约得到了一系列人力资源政策以及生产管理政策的支持,而且最重要的是工人与管理层之间的信任。因此,成功的复制将需要所有这些元素都就位。Milgrom 和 Roberts 使用相同的理论来预测日本企业在 20 世纪 90 年代初经济衰退后的十五年中要适应变化的困难,后来的事实证明了这一预测 (Milgrom 和 Roberts, 1994^[28])。

Milgrom 在一系列文章中研究了大组织中的游说

和政治活动,或影响力活动。这些论文考虑了员工受聘后的决策影响模型,当管理者对这些决定拥有自由裁量权时,员工就有动力花时间去尝试影响结果。由于这段时间本可以花在生产任务上,因此影响力活动对公司来说代价是很大的。Milgrom 表明,为了避免这些成本,公司可能会限制管理者的自由裁量权 (Milgrom, 1988^[29])。Milgrom 和 Roberts (1988)^[30] 还研究了一种模型,在该模型中,员工拥有对决策者有价值的信息。结果,允许一定程度的影响力是有益的,但是允许过度的影响花费的代价很大。通过对公司可能用来阻止过度影响力活动的各种策略进行比较,他们表明,通常情况下,限制员工与决策者的接触和改变决策标准比使用明确的财务激励更为可取。在另一篇论文中, Milgrom, Meyer 和 Roberts (1992)^[31] 研究了多部门公司产生的影响成本。他们表明,表现不佳的部门的经理有动机夸大其部门的前景,以保护其工作。如果将该部门处于与其他部门关系更密切的公司中,则裁员的威胁将降低,因为可能会发生工人的重新分配。同样,如果该单位是独立的,那么会出现很多虚假陈述其前景的机会。这些理论有助于解释为什么表现不佳的资产剥离如此频繁地发生,以及为什么当这些资产不成为独立公司时,往往被从事相关业务的买方购买。

(四) 产业组织理论

Milgrom 和 Roberts 在一系列三篇开创性的论文中提出了一些有关产业组织背景下不对称信息的中心思想。Akerlof, Stiglitz, 尤其是 Spence 的作品大多是在 1970 年代发展起来的,提供了一些概念和方法论背景。1980 年代, Milgrom 和 Roberts 将不完整的信息博弈理论应用于产业组织问题方面,这些思想被采纳为该领域的主流。

首先考虑掠夺性定价的情况。长期以来, McGee 的分析大都与芝加哥学派有关,他认为掠夺性定价的概念缺乏逻辑上的一致性 (McGee, 1958^[32])。因为除了被掠夺者之外,掠夺者也遭受掠夺性定价的困扰。如果被掠夺者抵抗掠夺并保持活跃,那么掠夺者最终将放弃其努力。预期到这种结果,通过抵抗掠夺性努力,被掠夺者的确会更好;反过来,也可以通过避免其掠夺性策略来使所谓的掠夺者更好。即使所谓的被掠夺者缺乏现金,它也总是可以向银行借钱,并如实地承诺其损失只是暂时的。此外,假设掠夺成功地导致了退出,如果掠夺者通过提高价格来享受胜利的果实,将会吸引新的进入者,开始新一轮的价格掠夺。

Milgrom 和 Roberts (1982)^[33]以及 Kreps 和 Wilson (1982)^[34]提供了关于这个问题的新颖观点。在方法论上,这种观点基于 Kreps 等 (1982)^[2]提出的声誉概念,声誉被理解为贝叶斯后验,即无知的代理人(例如,进入者)知晓知情代理人的类型(例如在位者)。假设在位者总是反对进入,即使这不是使其最大化的利润的回应,在某种程度上可能是“不合理的”。在这种情况下,掠夺者通过反复与低价竞争,从而提高了其“坚韧”的声誉,因此鼓励退出并阻止将来的进入。如果说 Kreps、Milgrom、Roberts 和 Wilson 有效地建立了新颖的声誉形成理论,那么 Milgrom 和 Roberts 以及 Kreps 和 Wilson 则首次提出了在工业领域中至关重要的问题的应用。

在位者和进入者不对称信息的问题中, Milgrom 和 Roberts (1982)^[35]还考虑了另一种情况,即进入者不明确在位者的成本。他们表明,这种情况下,在位者的低价预示着其成本也很低,长期前景也是如此。此文也对产业组织中的一个旧观念“极限定价”给出了正式的理解。在这一过程中,他们还表明,引入非对称信息后,均衡时的进入率实际上可能会增加。

最后, Milgrom 和 Roberts (1986)^[36]提出了不对称信息框架来分析广告和定价问题。传统上,经济学家认为广告要么是信息性的,要么是说服力的。遵循 Nelson (1970, 1974)^{[37][38]}, Milgrom 和 Roberts 指出,即使是“非信息性”广告,即不提供有关产品特征的直接信息的广告支出,也可以在均衡状态下提供有益的信息,因为它们可以充当广告商产品质量水平的信号。从方法上讲, Milgrom 和 Robert 也做出了重要贡献:研究了当知情方拥有多个关于价格和广告的可用信号时的信息均衡。

五、法律, 机构和经济史

Milgrom 在运用博弈论模型来理解市场经济法律制度的发展这支文献上做出了早期贡献。Milgrom, North 和 Weingast (1990)^[39]提出了一个重复的博弈模型,该模型显示了正式机构的作用,该机构充当有关契约行为的判断知识库,以协调多边声誉机制。这种模式为法商的发展提供了启示,法商是欧洲晚期中世纪贸易的机构,商人从中可以了解法商的判断来决定什么算作“作弊”。在他们的模型中,商人向法商询问,以确定潜在的贸易伙伴是否已经违背了先前的契约,从而触发了其他商人对他的惩罚。这种模式下惩罚的动机来自重复博弈的结构,被认为是囚徒的困

境。作弊是该博弈的占优策略,唯一不作弊的动机是因为未来的合作伙伴可以了解这一点,而欺骗作弊者不受惩罚,从而能得到完美子博弈均衡。了解到商人有动机创建一个机构来支持分散的契约执行,这有利于克服当时大多数文献的局限,即法律的作用是完全归因于能力利用集中的执法机制,如州立法院和警察力量。

在这方面的进一步贡献是, Milgrom、Weingast 和 Greif (1994)^[40]应用重复博弈模型来解释商人行会在中世纪时期的作用。中世纪时期,在混乱的环境中进行长途贸易使旅行的商人面临攻击、没收货物和未执行协议的风险。因此,商人需要当地统治者的协助来保护人身、财产和契约。但是统治者必须提供协助的原因何在呢? Milgrom 等提出双边和多边声誉机制都无法支持统治者在贸易达到有效水平时保护外国商人的动机。原因是,在有效水平上,失去单个或部分商人的贸易的边际损失接近零。因此,这种威胁不足以阻止统治者没收货物或鼓励其消耗资源或政治资本来捍卫外国商人免受当地公民的侵害。问题就变成了,商人有什么动机参加集体抵制? 商人的角色不足以阻止统治者没收货物或鼓励其花费资源或政治资本来捍卫外国商人免受当地公民侵害。有效的惩罚措施可以阻止统治者的不良行为,因此需要更有效地协调所有为统治者提供价值的商人。这正是商人行会的角色所在——因未能遵守协会宣布的抵制而有权惩罚其会员的组织。这些见解的建立为更广泛地探索法律机构在协调和激励分散执法机制(如多边声誉系统)中的作用提供了支撑(Hadfield 和 Weingast, 2013^[41])。

Milgrom 对理解法律制度的贡献还包括对审判制度运作的早期明确分析之一。在 Milgrom 和 Roberts (1986)^[42]中,作者探讨了显示策略在审判环境中的作用。他们表明,如果双方信息对称且都能获得证明事实真相的可验证证据,只要其中一方更喜欢即使是天真的决策者,其决定也会由处于部分信息达到完全信息,最终对抗诉讼的核心结果将会是正确的。他们还表示,基于 Milgrom (1981)^[22]和 Grossman (1981)^[43],决策者可以通过采取一种怀疑的姿态,从薄弱或不存在的证据显示中得出充分的消极推论,从而诱导信息不完整的当事人充分揭示信息,最终完全揭示。因为放松了对称性假设,这个早期模型为未来在法庭上的战略信息行为的研究奠定了基础。这支重要的文献揭示了法律制度的影响、律师——委托人特权的影响以及审判系统中律师的职能。

六、金融与宏观经济学

(一) 证券市场

Milgrom 和 Stokey (1982)^[44] 提出了一个重要的问题,即人们为什么交易证券以及人们是否可以从投机中获利。他们提出的著名的“无交易定理”表明,如果交易者具有相同的先验信念,并且交易动机纯粹是投机性的,那么不会有任何交易发生。这是因为所有交易者正确地理解了均衡价格所反映的信息,并期望其他人进行合理的交易;结果,一个不知情的交易者预计,如果他与一个知情的交易者进行交易,将会蒙受损失,因此最好不进行交易。并且他们在文末提出“如果交易者无法从中获利,为什么交易者会费心去收集信息?如果知情交易者不进行交易,或者如果他们在推论中忽略了他们的私人信息,信息将如何在价格中反映出来?”这些问题在 Glosten 和 Milgrom (1985)^[45] 中得到了解决。此开创性论文提供了动态的证券市场价格形成过程模型,并说明了基于信息的买入价和要价之间价差是由于知情交易者比做市商拥有更好的信息。因此,做市商与知情交易者进行交易时会蒙受损失,做市商使用买卖价差来弥补由于私人原因进行交易的不知情交易者的这种损失,例如,由于流动性需求发生的交易。

在 20 世纪 60 到 80 年代,证券交易所的交易量一直在增长,这促使 Milgrom 及其合著者对交易量的快速增长以及由此带来的证券交易所实际产出的快速增长这一问题进行研究,该模型中的交易者通过收集公司价值信息并交易其股票来获利 (Bresnahan, Milgrom 和 Paul, 1992^[46])。但是,对于公司的真正决策有价值的信息是增值,而不是公司的原本价值。他们的分析表明,交易活动的增多增加了用于寻租的资源,而没有改善实际的投资决策。

(二) 劳动力市场

Milgrom 和 Oster (1987)^[47] 研究了劳动力市场的缺陷。他们评估了“隐身假说”,该假说认为处境不利的工人很难向潜在的新雇主传达他们的工作技能。因为他们的现有雇主拒绝给他们升职,而升职会将提高他们的知名度。Milgrom 和 Oster 发现,在竞争均衡中,这种隐形对于公司而言可能是有利可图的。即使在同样的教育和能力下,处境不利的工人相较于处境有利的同事,其低水平职位上的薪水较低。毫无疑问,弱势群体的教育和人力资本投资收益减少了,这加强劳动力市场上的歧视性结果。

二十年后, Hall 和 Milgrom (2008)^[48] 为宏观经济学做出了直接贡献,解决了 Shimer 难题。他们认为,标准 DMP 模型中使用的讨价还价框架与实际谈判工资的方式不太吻合。当工人和公司坐下来讨价还价时,他们知道如果达成协议,将会产生大量收益。该公司的人力资源部门很可能已经初步认为工人与岗位相匹配,且工人很可能做了初步判断,以确认他们可以为公司做出有益的贡献。这样的结果是,如果在谈判过程中企业和工人不同意,他们极不可能简单地分道扬镳。取而代之的是,他们很可能继续谈判直到达成协议。由此可见,在讨价还价时,讨价还价的工人/公司关心时间上的延误和提出反对建议时将产生的成本。他们不太担心谈判彻底破裂的后果以及必须回到一般劳动力市场寻找另一名工人或工作的后果。Hall 和 Milgrom 强调,随着议价观念的这种转变,只要延误和重新谈判的成本对更广泛的经济状况不太敏感,改善一般条件对工资讨价还价的影响就会减弱。

七、拍卖理论与实践

拍卖形式由来已久,但对于拍卖理论的第一次正式分析是由 Vickrey (1961)^[49] 用博弈论术语完成的。他比较了四种传统的拍卖方式,且在两个买家和均匀分布价值的情况下,首次提出并证明了对拍卖理论有里程碑式意义的“收益等价定理”。1979 年, Riley 和 Samuelson (1981)^[50] 放松了具体形式拍卖的约束,证明了一个更普遍的结果。在此之后不久, Myerson (1981)^[51] 也独立地推导出了这一定理。即,任何满足基准模型的四个主要假设的分配机制或拍卖都将为卖方带来相同的期望收益。

但这一简明深刻定理的假设条件却往往难以得到满足。其中最为关键的是竞拍人对于拍品的评价都是基于个体的私人信息独立给出的,也就是私人价值模型这种较为极端的设定。与之相对应的是共同价值拍卖,即待售物品的价值在投标人之间是相同的。Wilson (1967, 1969, 1977)^[52-54] 在一系列论文中研究了共同拍卖的相关性质,并发现最终赢得竞拍的人很大程度上支付了过高的价格,这一现象被称之为“赢者的诅咒”。更为一般的模型则是 Milgrom 和 Weber (1982)^[55] 提出的兼具私人价值信息和共同价值信息的“关联价值模型”,其中竞拍者的评价同时取决于个人的私人信息以及未知的共同价值。竞拍人之间的价值评估不是相互独立的,而是存在关联评价。每一次竞价将释放出各自的估价信息,这些信息的披露会导致其他竞拍者调高估值。因此,信息的披

露反而会削弱竞拍者的利益，这一原理被称为“联系原理”。所以相较之下，有估价信息释放出的英式拍卖比密封拍卖给卖家带去的期望收益更高。这为拍卖理论进一步夯实了基础，使其更适合于现实拍卖情境的分析。

在拍卖领域，除了关联价值模型之外，Milgrom更令世界瞩目的成就是推动了美国联邦通信委员会（FCC）频谱拍卖的实现，并且也在实际问题中进一步深化拍卖理论的构建。1993年，为了提高资源的配置效率，国会授权FCC以拍卖的形式分配频谱许可证。由于拍卖标的物——频谱潜在地存在高度相互依赖等特殊性质，当时并没有直接可采用的拍卖形式。Milgrom与其他一些经济学家包括Wilson, McAfee, 和 McMillan, 在设计多轮同时拍卖中发挥了关键作用，很大程度上被采用，为FCC带去了巨额收益。2012年FCC开始计划频谱激励拍卖，这是不同于往常的双重拍卖。一方面，要通过拍卖从广播电视运营商中获取频谱；另一方面，通过拍卖将频谱提供给无线宽带提供商。Milgrom领衔设计的方案获得采用，并在2016年的首次运行中取得巨大成功。拍卖总价198亿美元。

八、总结

Milgrom涉猎极为广泛，可谓现代微观经济理论的集大成者，仅上述介绍也无法穷尽他在学术界与业界所做出的贡献。而如今已至古稀之年的他仍保持思维活跃性，一直工作在经济学最前沿，综合各学科尝试对拍卖进行改进与突破。现在已与计算机科学家合作开发出了新的竞拍语言，用以解决现实大型拍卖情境中的复杂问题。

在中国，市场设计也有许多应用场景。仅就拍卖而言，从古代“唱衣”竞价，到今日汽车牌照拍卖、土地拍卖、政府采购等等，不仅个体通过拍卖完成交易，拍卖在政府的资源配置上也未缺席。当前的中国正经历百年未有之大变局，处于经济体制深化改革阶段，特别需要处理好政府与市场的关系。关键的科学问题是：政府应当如何设计、调整市场机制，合理配置各类资源，调动市场主体积极性？此次诺奖颁发尤为及时，提醒中国的经济学人亦当见贤思齐，尝试在理论与实践的碰撞中设计市场，亦于微观处经世济民。

参考文献

- [1] Kreps D. David Kreps Lauds 2020 Nobel Laureate Robert Wilson [EB/OL]. [2020-10-12]. <https://www.gsb.stanford.edu/experience/news-history/david-kreps-lauds-2020-nobel-laureate-robert-wilson>.
- [2] Axelrod R, Hamilton W. The Evolution of Cooperation [J]. *Science*, 1981, 211 (4489): 1390-1396.
- [3] Kreps D, Milgrom P, Roberts J, et al. Rational Cooperation in the Finitely Repeated Prisoners' Dilemma [J]. *Journal of Economic Theory*, 1982, 27 (2): 245-252.
- [4] Abreu D, Milgrom P, Pearce D. Information and Timing in Repeated Partnerships [J]. *Econometrica*, 1991: 1713-1733.
- [5] Abreu D, Dutta P, Smith L. The Folk Theorem for Repeated Games: A NEU Condition [J]. *Econometrica*, 1994: 939-948.
- [6] Sugaya T. Folk Theorem in Repeated Games with Private Monitoring [J]. *Dissertations & Theses-Gradworks*, 2012, 53 (2): 88-92.
- [7] Topkis D. Optimal Ordering and Rationing Policies in a Nonstationary Dynamic Inventory Model with N Demand Classes [J]. *Management Science*, 1968, 15 (3): 160-176.
- [8] Vives X. Nash Equilibrium with Strategic Complementarities [J]. *Journal of Mathematical Economics*, 1990, 19 (3): 305-321.
- [9] Milgrom P, Roberts J. Rationalizability, Learning, and Equilibrium in Games with Strategic Complementarities [J]. *Econometrica*, 1990: 1255-1277.
- [10] Milgrom P, Roberts J. Adaptive and Sophisticated Learning in Normal Form Games [J]. *Games and Economic Behavior*, 1991, 3 (1): 82-100.
- [11] Milgrom P, Shannon C. Monotone Comparative Statics [J]. *Econometrica*, 1994: 157-180.
- [12] Veinott A. Lattice Programming [J]. Unpublished Notes From Lectures Delivered at Johns Hopkins University, 1989.
- [13] Milgrom P, Roberts J. Comparing Equilibria [J]. *American Economic Review*, 1994: 441-459.
- [14] Milgrom P. Comparing Optima: Do Simplifying Assumptions Affect Conclusions? [J]. *Journal of Political Economy*, 1994, 102 (3): 607-615.
- [15] Milgrom P, Roberts J. The LeChatelier Principle [J]. *American Economic Review*, 1996: 173-179.
- [16] Samuelson P. An Extension of the LeChatelier Principle [J]. *Econometrica*, 1960: 368-379.
- [17] Milgrom P, Segal I. Envelope Theorems for Arbitrary Choice Sets [J]. *Econometrica*, 2002, 70 (2): 583-601.
- [18] Gans J S, Smart M. Majority Voting with Single-crossing Preferences [J]. *Journal of Public Economics*, 1996, 59 (2): 219-237.
- [19] Athey S. Monotone Comparative Statics under Uncertainty [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117 (1): 187-223.

- [20] Holmstrom B, Milgrom P. Aggregation and Linearity in the Provision of Intertemporal Incentives [J]. *Econometrica*, 1987: 303-328.
- [21] Holmstrom B, Milgrom P. Multitask Principal-agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design [J]. *Journal of Law, Economics and Organization*, 1991, 7: 24-52.
- [22] Holmstrom B, Milgrom P. The Firm as an Incentive System [J]. *American Economic Review*, 1994: 972-991.
- [23] Milgrom P. Good News and Bad News: Representation Theorems and Applications [J]. *Bell Journal of Economics*, 1981: 380-391.
- [24] Milgrom P, Roberts J. Price and Advertising Signals of Product Quality [J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94 (4): 796-821.
- [25] Milgrom P, Roberts J. Communication and Inventory as Substitutes in Organizing Production [J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 1988: 275-289.
- [26] Milgrom P, Roberts J. The Economics of Modern Manufacturing: Technology, Strategy, and Organization [J]. *American Economic Review*, 1990: 511-528.
- [27] Milgrom P, Roberts J. Complementarities and Fit Strategy, Structure, and Organizational Change in Manufacturing [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1995, 19 (2/3): 179-208.
- [28] Milgrom P, Roberts J. Complementarities and Systems: Understanding Japanese Economic Organization [J]. *Estudios Economicos*, 1994: 3-42.
- [29] Milgrom P. Employment Contracts, Influence Activities, and Efficient Organization Design [J]. *Journal of Political Economy*, 1988, 96 (1): 42-60.
- [30] Milgrom P, Roberts J. An Economic Approach to Influence Activities in Organizations [J]. *American Journal of Sociology*, 1988, 94: S154-S179.
- [31] Meyer M, Milgrom P, Roberts J. Organizational Prospects, Influence Costs, and Ownership Changes [J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 1992, 1 (1): 9-35.
- [32] McGee J. Predatory Price Cutting: The Standard Oil (NJ) Case [J]. *Journal of Law and Economics*, 1958, 1: 137-169.
- [33] Milgrom P, Roberts J. Limit Pricing and Entry under Incomplete Information: An Equilibrium Analysis [J]. *Econometrica*, 1982: 443-459.
- [34] Kreps D, Wilson R. Reputation and Imperfect Information [J]. *Journal of Economic Theory*, 1982, 27 (2): 253-279.
- [35] Milgrom P, Roberts J. Predation, Reputation, and Entry Deterrence [J]. *Journal of Economic Theory*, 1982, 27 (2): 280-312.
- [36] Milgrom P, Roberts J. Price and Advertising Signals of Product Quality [J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94 (4): 796-821.
- [37] Nelson P. Information and Consumer Behavior [J]. *Journal of Political Economy*, 1970, 78 (2): 311-329.
- [38] Nelson P. Advertising as Information [J]. *Journal of Political Economy*, 1974, 82 (4): 729-754.
- [39] Milgrom P, North D, Weingast B. The Role of Institutions in the Revival of Trade: The Law Merchant, Private Judges, and the Champagne Fairs [J]. *Economics & Politics*, 1990, 2 (1): 1-23.
- [40] Greif A, Milgrom P, Weingast B. Coordination, Commitment, and Enforcement: The Case of the Merchant Guild [J]. *Journal of Political Economy*, 1994, 102 (4): 745-776.
- [41] Hadfield G, Weingast B. Law without the State: Legal Attributes and the Coordination of Decentralized Collective Punishment [J]. *Journal of Law and Courts*, 2013, 1 (1): 3-34.
- [42] Milgrom P, Roberts J. Relying on the Information of Interested Parties [J]. *RAND Journal of Economics*, 1986: 18-32.
- [43] Grossman S J. The Informational Role of Warranties and Private Disclosure about Product Quality [J]. *Journal of Law and Economics*, 1981, 24 (3): 461-483.
- [44] Milgrom P, Stokey N. Information, Trade and Common Knowledge [J]. *Journal of Economic Theory*, 1982, 26 (1): 17-27.
- [45] Glosten L, Milgrom P. Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders [J]. *Journal OF Financial Economics*, 1985, 14 (1): 71-100.
- [46] Bresnahan T, Milgrom P, Paul J. The Real Output of the Stock Exchange [M] // *Output Measurement in the Service Sectors*. University of Chicago Press, 1992: 195-216.
- [47] Milgrom P, Oster S. Job Discrimination, Market Forces, and the Invisibility Hypothesis [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102 (3): 453-476.
- [48] Hall R, Milgrom P. The Limited Influence of Unemployment on the Wage Bargain [J]. *American Economic Review*, 2008, 98 (4): 1653-1674.
- [49] Vickrey W. Counterspeculation, Auctions, and Competitive Sealed Tenders [J]. *Journal of Finance*, 1961, 16 (1): 8-37.
- [50] Riley J, Samuelson W. Optimal Auctions [J]. *American Economic Review*, 1981, 71 (3): 381-392.
- [51] Myerson R. Optimal Auction Design [J]. *Mathematics of Operations Research*, 1981, 6 (1): 58-73.
- [52] Wilson R. Competitive Bidding with Asymmetric Information [J]. *Management Science*, 1967, 13 (11): 816-820.
- [53] Wilson R. Competitive Bidding with Disparate Information [J]. *Management science*, 1969, 15 (7): 446-452.
- [54] Wilson R. A Bidding Model of Perfect Competition [J]. *Review of Economic Studies*, 1977, 44 (3): 511-518.
- [55] Milgrom P, Weber R. A Theory of Auctions and Competitive Bidding [J]. *Econometrica*, 1982: 1089-1122.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

经济工程学派的开创者

——2020年诺贝尔经济学奖得主 Robert B. Wilson 的贡献

The Founder of the School of Economic Engineering: The Contribution of Robert B. Wilson, the Winner of Nobel Prize for Economics in 2020

李三希 王泰茗

LI San-xi WANG Tai-ming

[中图分类号] F812.3 [文献标识码] A [文章编号] 1000-1549 (2020) 12-0134-06

一、引言

2020年诺贝尔经济学家颁发给了 Paul R. Milgrom 和 Robert B. Wilson, 以表彰他们“对拍卖理论的改进和发明了新的拍卖形式”。但著名微观经济学家 Kreps 指出, Wilson 更是“经济工程学派”的创始人, 足以与 Arrow 以及 Samuelson 等大师相提并论, 如果说本届诺奖有什么缺憾的话, 那就是晚了二十年^[1]。

“经济工程学”是微观经济理论在现实生活中的具体运用, 通过对资源分配机制进行人为的设计, 克服现实中广泛存在的资源错配、激励扭曲与协调冲突等问题, 以作为市场的有益补充, 最终达到既让经济主体满意, 又保障社会效率的目标。毫无疑问, Wilson 的研究, 如非线性定价和拍卖, 都呈现出了这一导向。其中, 非线性定价在能源行业已经广为使用, 而 Wilson 参与设计的频谱拍卖也带来了丰厚的经济与社会效益。

Robert B. Wilson 于 1937 年生于美国内布拉斯加州。相较于他的学生 Milgrom, Wilson 的履历比较“线性”。在高中毕业后, 他被哈佛大学录取, 并一路顺风顺水, 接连获得了学士、工商管理硕士和工商管理博士学位。1963 年毕业后他来到斯坦福大学商学院任教, 直到 2004 年荣休。

Wilson 接受的商学教育和在商学院的长期任教经历使得他的研究富有工程思维, 而反过来说, Wilson

也深刻影响了整个斯坦福大学商学院。Wilson 培养出的 Milgrom、Roth、Holmstrom 等著名经济学家也延续了这一学风, 如 Milgrom 将组织经济学用于复杂组织的管理、Roth 将搜寻匹配用于设计器官移植平台、Holmstrom 将激励理论用于机制设计实践。这三位经济学家分别获得了 2020 年、2012 年和 2016 年经济学诺奖。直到今天, Wilson 的再传弟子以及整个经济学界都深刻地受到 Wilson 的影响, 形成了一个“经济工程学派”。而且他们的研究不仅引领了经济学的发展方向, 更在各行各业中被广泛应用, 在我们的现实生活中大放异彩。

本文聚焦于 Wilson 在非线性定价和拍卖上的工作, 为读者介绍 Wilson 作为一位经济工程师的贡献。

二、非线性定价

在很多研究中, 研究者认为商品的总价格与商品的数量是一个简单的线性关系。比如对每单位商品设定固定的价格, 这样总价格就是数量的一个线性函数。然而在现实生活中, 总价格与数量、质量等特征往往不是一个简单的线性关系, 比如阶梯定价, 二部收费等等。这些非线性定价在水电费、机票、邮政等大量行业中广泛出现。为什么生活中会有如此多的非线性定价呢? 其实这是经济主体自发实施的机制设计: 通过非线性定价, 经济主体可以解决信息不对称带来的种种问题, 还可以实施价格歧视以最大化其利

[收稿日期] 2020-11-10

[作者简介] 李三希, 中国人民大学经济学院教授, 中国人民大学数字经济研究中心研究员, 研究方向为信息经济学、产业组织理论与数字经济; 王泰茗, 中国人民大学经济学院硕士研究生, 研究方向为信息经济学、产业组织理论与数字经济。

[基金项目] 国家自然科学基金项目优秀青年科学基金项目“信息不对称与市场机制设计”(项目编号: 71922021); 国家自然科学基金项目面上项目“基于博弈论与信息经济学视角的电子商务研究”(项目编号: 71773131)。

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。

润,这样就保护了自身利益,实现社会效益。因此经济学家对非线性定价的研究,成为经济仿生学:这些研究一方面解释了精彩纷呈的非线性定价行为;另一方面帮助我们在设计机制时使用非线性定价达到特定目标。

Wilson自1984年起,在美国电力研究所(Electric Power Research Institute, EPRI)开展了关于非线性定价的一系列研究。他于1993年出版的《非线性定价》^[2]一书系统总结了他在这方面的工作,至今仍是这一领域的权威文献。书评人指出:“相较于在这里(QJE)被评论的大部分著作,这本书更像是个工程学文献;他更关心现实运用,而非最优定价的数量特点或福利性质”(Schmalensee, 1994^[3])。这一评论一针见血地指出了Wilson研究的一大特点:贴近实践,易于应用。

众所周知,非线性的定价在Wilson之前就有了一些研究,如Spence(1977)^[4]、Roberts(1979)^[5]等。Mirrlees(1971)^[6]以及Mussa和Rosen(1978)^[7]也暗示了非线性定价在信息甄别上的作用。这些研究在非线性的福利性质、激励作用等方面给出了很多结果。但这些研究的一个共同问题是缺乏应用。在当时,结构形式的计量经济学尚在萌芽阶段,经济学家缺乏将这些理论上成功的模型运用于现实的实证工具。另一方面,产能定价、网络外部性等问题在理论上也是很复杂的。Wilson提供了一种方法,这个方法贯穿了他的研究,不仅解决了不少理论难点,还易于现实应用。

我们知道,消费者异质性是非线性定价的一个前提,因为非线性定价的重要作用就是分离不同类型的消费者。如何刻画消费者异质性,会给模型的处理难易程度带来很大的影响。在早期的非线性定价研究中,消费者的需求是用消费者的效用函数 $u(p, q, \theta)$ 刻画的,这一形式的需求系统从Mirrlees开始就沿用至今。这里 θ 是消费者类型,假设服从分布 F ; p 是产品价格; q 是产品类型,这里产品类型既可以是数量,也可以是质量,也可以是二者构成的二元数组。这时如果想设计非线性定价,就需要估计出整个需求系统的参数,这显然是相当复杂而且高度依赖于假设的,比如 u 的形式、 F 的形式等。因此,基于参数的需求系统非线性定价中是不实用的。

但Wilson意识到,与其在消费者类型空间上考虑问题,不如直接考虑在每个产品属性上,对于一个

给定价格,有多少消费者仍愿意购买属性(至少)为 q 的商品,记为 $N(p, q)$,这显然是厂商容易估测的。直观地看,这样就在商品属性空间上获得了一组等高线,这组等高线刻画了消费者的需求。此时非线性定价问题就是在给定 $N(p, q)$ 后寻找一个利润最大化的 $p(q)$,这是比较好处理的。专业地说,Wilson的方法将需求从消费者的参数空间映射在商品的类型空间上。这么做会损失消费者个体的信息,也就是不知道 $N(p, q)$ 是由哪些消费者贡献的,因此没法针对特定某个类型的消费者进行仿真模拟。但是针对厂商定价决策而言,这么做能极大地简化问题。下面本文以产能定价问题为例介绍这一思路。

在现实中,厂商经常会面临这样的问题:厂商有很多台固定成本和边际成本各不相同的设备,提供各不相同的产品,不同的消费者对不同产品的偏好还是不同的,因此他们会购买不同的数量。一个典型的例子是不同用户要求不同的交货时间,而交货时间是受产能约束的。此时产能体现为购买设备的固定成本,质量体现为用户要求的交货时间。我们自然要问:应该如何向消费者定价,以实现利润的最大化?由于要考虑固定成本与产能扩大之间的权衡,此时固定成本不是那么“固定”的,也就是厂商要将固定成本分摊在定价策略中。更进一步地,消费者的购买行为依赖于定价策略,而购买行为和固定成本一起决定了厂商利润。因此这个定价问题会非常复杂。这个问题被称为产能定价问题。Wilson在这方面的贡献是把Panzar和Sibley(1978^[8])关于线性产能定价问题的研究和Spence等(1984)^[9]、Mirman和Sibley(1980)^[10]的非线性定价结合起来,得到一套易用、简洁而不失深刻的方法。

Wilson等(1985)^[11]的研究从效用函数参数化的方法出发,推导出了产品类型空间方法。不难意识到,在产能定价问题中,交货时间、产品质量等都可以被视为商品的属性。而在成本一侧,为了简化商品属性与成本之间的复杂关系,同样可以考察提供某个类型商品时成本最小的技术组合。比如在发电厂的例子中,一些技术固定成本低而边际成本高,一些技术边际成本低而固定成本高,那么前者适合短时间供电满足用电高峰时的需求,后者适合为用电需求长时间兜底。因此对于高耗电的使用场景(高质量产品),就要使用两种技术的混合;而对于低耗电的使用场景(低质量产品),就只使用后一种技术。这样就对每

个属性为 q 的产品都确定了一个成本 $c(q)$ 。设非线性定价策略为 $p(q)$ ，此时厂商的定价问题就是如下的动态优化：

$$\max \int_Q [p(q) - c(q)] N[q, p(q)] dq$$

这里 Q 是 q 的取值范围。此时一个引人注目的现象是非线性定价能促使部分消费者减少其消费，直觉上讲，非线性定价实现了对消费者的歧视，迫使一部分消费者偏离了线性定价时无法弥补成本 $c(q)$ 的产品束。而对于每个给定的 q ，考察最优化一阶条件，寻找 q 之下利润最大化的 p ，就能简单地实现非线性定价。

总而言之，Wilson 开发出的这一套定价方法抓住了非线性定价问题的核心，使得非线性定价变得易于实操。Wilson 的方法也是高度通用的，可以广泛应用于各种场景，比如网络外部性存在时的最优非线性定价 (Oren, Smith 和 Wilson, 1982^[12])，多产品与服务优先配给 (Wilson, 1989^[13]；Chao 和 Wilson, 1987^[14]) 等。问题千变万变，但核心思想不离其宗：首先要知道整个市场的偏好结构 $N(p, q)$ ，然后要确定厂商的技术选择，最后考虑如何在产品类型空间上定价。

三、拍卖理论

经济学家关于拍卖的研究始于 Vickrey (1961)^[15] 的著名论文，他从社会计划者和拍卖组织者的角度分析拍卖的配置效率和卖家收入问题，给出了“收入等价定理” (revenue equivalence theorem) 的特殊形式，即在私有估值、竞拍者无预算约束、竞拍者是对称和风险中性的情形下，四种标准拍卖机制——英式拍卖、荷式拍卖、一级价格密封拍卖、二级价格密封拍卖给卖家带来的期望收入是相等的。Riley 和 Samuelson (1981)^[16] 以及 Myerson (1981)^[17] 几乎同时得到了更一般的收入等价定理：任何满足这四个假设的分配机制或拍卖都能给卖方带来相同的期望收益。Myerson 利用显示原理，还得到了设计最优拍卖机制的一般方法。

但一个重要的问题是，收益等价定理要求竞拍者估值是独立的。如果估值完全是私人的，那么这种独立性是比较容易成立的。比如艺术品的价值因人而异，我们不会因为别人出高价就去竞拍一个现代艺术家的作品。但在相互依赖价值的情形中，如果一些竞

拍者能发送信息，而信息接收者会根据信息来更新自己的估值，那么竞拍者之间的估值就不是独立的了。比如现在有群人按英式拍卖来竞拍一个装了钱的箱子，里面装了多少钱是未知的，但有一些人知道大概的范围，那么后出价的竞拍者就能通过观察出价的历史，对真实价值形成推断，此时就违背了四个假设中的独立性。就算抛开信息问题，在现实生活中也有很多标的物不适合用私人价值来刻画，比如有客观价值的矿产和金融产品。

(一) 共同价值与拍卖中的信息

Wilson 在准备用非合作博弈重写一般均衡理论时 (Wilson, 1978^[18])，首先跳出了 Vickrey 的私人价值框架，提出了共同价值拍卖的概念。Wilson (1967, 1969^{[19][20]}) 的核心想法是，在共同价值拍卖中，即使每个人都不知道真实的价值，但是在一级密封报价拍卖时，随着竞拍人人数的增加，竞拍人根据私人信息做出的理性决策可以使得成交价格收敛于真实的价值。Wilson (1977)^[21] 进一步扩展了他的结果，得到了一级密封报价拍卖下均衡策略的闭式解。由于这个模型来自于对于采矿权的拍卖——采矿带来的收益显然不为主观意志而转移，只不过不同投标人有不同的信念，这个模型经常被称为“采矿权模型”。

关于共同价值拍卖，Wilson 还发现了著名的“赢者诅咒”，即赢者往往高估了产品价值，花了冤枉钱。为了看清这一点，我们考虑有两个竞拍者 $i = 1, 2$ ，每个竞拍者参加拍卖前对标的物价值各自有一个信息 $s_i = \beta + e_i$ ，这里 β 是竞拍人不知道的标的物的真实价值， e_i 是一个期望为 0 的随机变量，这个信息象征着竞拍人无法确切地知道共同价值，但对于共同价值有一个估计。显然给定 s_i 后， i 对 β 的条件期望就是 s_i 。如果竞拍者的出价是 s_i 的一个单调增函数，那么最后赢的人一定有最高的 e_i 。不失一般性，如果 1 号竞拍者赢了，那么此时他会意识到产品的期望价值为 $E(\beta | s_1, e_1 > e_2) < s_1$ 。换言之，在竞拍中获胜对于获胜者一定是一个坏消息：“如果不是我的估价过高，我又怎么能获胜呢？”反过来看，如果竞拍人足够理性，考虑到了这一效应，那么他的报价就会小于对标的物价值的无偏估计 s_i ，那么卖家反而受损了。用“赢者诅咒”的角度来审视 Wilson 的核心想法，就是说“赢者诅咒”会因为竞拍者数量的增加而越来越严重——在 100 个竞拍者中获胜要比在两个

竞拍者中获胜危险得多。“赢者诅咒”得到了现实的支持。在美国，油矿的开采权一般都是由拍卖进行分配的。Capen等(1971)^[22]观察到，外大陆架油井的开采权拍卖到手后，给石油公司带来的收益出奇地低。按Wilson的逻辑来解释的话，如果一个公司成功买下了一个油井，这个公司一定是出价最高的公司，而这正意味着它的出价过高了。

Milgrom和Weber(1982)^[23]在共同价值拍卖的基础上，进一步提出了相互依赖价值(关联价值)拍卖。相互依赖价值拍卖中，标的物对每个竞拍人的价值不再是一样的，而竞拍人对拍卖品的评价也是被信息所决定。这样竞拍者的评价同时取决于私人信息和共同价值，而私人价值拍卖和共同价值拍卖都是它的特例。关联价值允许我们考察拍卖中的信号发送与传递。在现实生活中，英式拍卖的出价过程就是一个信息披露的过程，竞拍人的出价以及在不同价格下竞拍人的退出情况是一个信号，通过这些信号，竞拍人的对手能猜测竞拍人的私人信息，用于修正他们对标的物真实价值的估计。这一发现被称为“联系原理”。

根据“联系原理”，不同的拍卖形式会因为信息交互的不同而带来结果的不同。例如在一级密封拍卖和荷式拍卖中，这个信息交换的过程完全不存在；而在二级价格密封拍卖中，只有第二高的价格提供了信息。因此拍卖之间不再具有等价性，英式拍卖能给拍卖人带来更高的收益，二级价格密封拍卖次之，一级价格密封拍卖和荷式拍卖最差。这也解释了为什么英式拍卖在现实中如此常见。这时我们不难看出拍卖理论与现实之间的一大鸿沟：信息。拍卖过程本身也是信息交互的过程，信息交互会极大地影响拍卖结果。摆在经济学家面前的一个重要问题是，在具体的机制设计问题中要如何管理信息的交互来确保拍卖结果的合意性？

(二) 多物品拍卖

另一个问题出在多物品拍卖上。现实生活中的拍卖经常要处理多个标的物，乃至连续类型的标的物。比如在认购金融产品时，竞拍人不是在购买单独的一个金融产品，而是在认购金融产品的一部分，每个竞拍人可以认购不同的比例。政府在使用拍卖方式配置公共资源时，也经常要使用多物品拍卖，比如拍卖国债、矿产和无线电频谱。

但多物品拍卖绝不是单物品拍卖的简单整合，

Wilson(1979)^[24]首先意识到了这一点。前面我们在介绍赢者诅咒时提到了美国的外大陆架油井，其实美国政府在拍卖外大陆架油气开发权时，都是将标的物作为整体进行密封价格拍卖的。但是出租外大陆架石油设备的飞利浦公司却采用了不同的方案：因为不同竞拍人租赁石油设备的时间各不相同，在拍卖一段时间的外大陆架石油设备使用权时，他们让竞拍报上对不同时间长度愿意支付的价格，比如愿意用一亿美元租一个月设备，三亿美元租六个月设备……然后再由飞利浦公司进行利润最大化的选择。Wilson考察了这样一个现实问题：如果要拍卖一个标的物，将整个标的物视为整体进行拍卖与将标的物划分为若干份拍卖，对卖家而言会有什么不同？更进一步地，不同的多物品拍卖机制会不会带来不同的结果？

对于多物品拍卖，有三种主流的密封拍卖机制：差别价格拍卖(discriminatory pricing)、统一价格拍卖(uniform pricing)和Vickrey拍卖。在进行拍卖时，卖家先根据竞拍人报价得到总需求曲线，然后对总供给曲线上端的竞拍人自上而下地按他们的报价出售商品，直到商品卖光，不同消费者能获得不等数目的商品。我们称总需求曲线上得到商品那部分出价是成功报价，而没得到商品的出价是失败报价。其中差别价格拍卖给胜利者的价格就是他们每单位报价，类似于完全价格歧视。而统一价格拍卖则不进行价格歧视，直接按总需求曲线上的市场出清价格(也就是差别价格拍卖中最高的失败出价)向所有胜者出售商品。Vickrey拍卖则比较复杂，获胜参与人第 n 份商品的价格是其他竞拍者的第 n 个最高失败报价。

Wilson指出，在统一价格拍卖中竞拍者会意识到自己的出价方案即使只在边际上有影响，也会影响到统一价格，进而带来非边际的影响，结果是竞拍者的报价低于自己真实价值。而差别价格拍卖中，虽然卖家能歧视投标人，然而投标人还是能找到一个最优策略，使得只有出清价格降低，而卖家利润、投标人剩余乃至投标人剩余在投标人内的分配都不变。此时我们自然会想到Vickrey的想法，对高报价者进行高补贴，激励竞拍者报出真实估计，这就是多物品版本的Vickrey拍卖。然而Wilson又指出，多物品的Vickrey拍卖也不能解决这一问题。Wilson还发现，这个拍卖模型中存在多个合谋均衡，能使得卖家的收益远低于单物品拍卖的水平。

多物品问题也提示我们，单凭四种基本拍卖形式

来处理现实生活中的机制问题是不够的。经济学家需要进一步地改进拍卖,才能将其妥善地运用于实际问题中,这就需要设计新的拍卖形式。1980年代后关于不同多物品拍卖机制下收入排序问题的研究浩如烟海,对现实中多物品拍卖机制的权衡取舍争论十分激烈(如国债拍卖形式究竟是应该采用差别价格还是统一价格拍卖),Wilson毫无疑问走在了时代前列。

(三) 相互影响的多物品拍卖与拍卖设计实践

Wilson对多物品拍卖的研究是建立在多物品之间完全同质的前提上的,此时多物品只体现为一个数目差异。但是很多时候多物品拍卖中标的物的价值会相互影响,标的物之间的替代效应与互补效应更为复杂。一个典型的例子是无线电频谱。现代通信依赖于无线电,而无线电频谱是一种“占一个少一个”的不可再生资源,有着重要的经济、政治与军事意义。在频谱拍卖中,不同的频谱之间有一定的替代性,但不是完全替代,这就允许了竞拍人的套利行为。另外,对频谱的购买者而言,购买连续的频谱要比购买几个离散的频谱更有效益,呈现出一加一大于二的互补效应。因此影响效率的一个主要因素是标的物的组合问题。

早在1959年,Coase就建议用竞争性的手段来配置频谱等公共资源(Coase, 1959^[25])。在1990年代,通信技术的大发展使得无线电频谱成为抢手的资源。为了“有效率且集约地使用电磁波谱资源”(U. S. Congress, 1993),美国国会的《1993年统括预算调整法》授权美国联邦通信委员会(Federal Communications Commission, FCC)使用拍卖方式代替过去“选美”式的行政手段,如听证会或摇号,来分配无线电频谱许可证。按我们前面的介绍,由于多物品之间的价值相互影响以及信息问题,传统拍卖手段很可能是无效率的。而在当时,还没有合适的拍卖手段处理这一问题。现实的需要催生了大量关于多物品拍卖机制设计的研究,几乎一夜之间,多物品拍卖由微观经济学不起眼的小角落变成了万人瞩目的热门话题。

1994年,FCC正式公布了由Wilson和Milgrom设计的频谱拍卖机制:同时升价拍卖(Simultaneous

Ascending Auction, SAA),也叫同时多轮拍卖(Simultaneous Multiple Round Auction, SMRA)。SAA的具体流程是:在每轮竞拍中,竞拍人以密封报价形式为自己想买的一个或多个频谱报价。一轮叫价结束后,主持人会公开每个频谱的当前最高报价。在下一轮报价中,主持人为每个频谱设定略高于上轮最高报价的起拍价格(一般为目前报价的5%~10%,此举旨在让拍卖尽早结束),如果没人报出新的最高报价,那么拍卖结束,每个频谱上出价最高的竞拍人以他的报价购买商品。SAA还允许竞拍人支付罚金后撤回投标,此举的意义在于让没有拿到连续波段的公司退出,使得拍卖结果更加集中^①。

SAA有哪些好处呢?首先SAA合理运用了拍卖过程中的信息。购买频谱的意义在于给公司带来经济收益,而收益在某种程度上是不为公司了解的,公司只能猜测一个波段未来给自己的带来的利润。因此频谱拍卖是一个关联价值拍卖,会存在严重的赢者诅咒问题,使得理性的拍卖人降低自己的出价,降低了卖家的利润。但类似于英式拍卖,SAA拍卖中一轮叫价结束后所有参与人都能观察到每个频谱的最高出价。这样理性的竞拍人能更大胆地出价,提高了卖家的收益,部分解决了赢者诅咒问题。另外SAA解决了频谱的替代性与互补性问题。频谱之间既有一定的替代性,也有一定的互补性,同样的信息传输可以在两个不同频谱上完成,但是如果一个企业拥有了相邻的许可证,那么企业可以获得更大的收益。如果拍卖结束时一个频谱价格过高,而另一个频谱价格过低,那么竞拍人可能在场外倒卖频谱进行套利,FCC就遭受了损失。而如果拍卖结束时许可证过于分散,许可证就没有发挥出潜在的经济价值,减少了FCC的收益。在SAA中竞拍人每轮结束后都能了解总体出价情况,因此可以随时调整策略转而关注当前较为冷门的波段。这样竞拍人可以很方便地不在高价频谱上过度竞争,而转而竞拍低价频谱,又使得波段集中化,这样既保护了竞拍人的利益,也给FCC带来了更多收益。

1994年7月是SAA的首秀。FCC在47轮竞价后,卖出10张许可证,得到6.17亿美元,是预测收

^① 当然SAA还有很多细节上的限制,直到现在还在不断调整。比如McAfee与Wilson和Milgrom就拍卖的结束规则展开了争论。另外拍卖的撤回规则也有一定修改,这是因为撤回规则经常被用于发送合谋信号:一个企业可以先投标,价格数字中包含暗语,然后撤标。场内场外的合谋是防不胜防的,是否应该规制合谋,如何规制合谋都有很大的争议。

益的两倍多。SAA 因此引起了广泛关注,英国、加拿大、德国、西班牙、波兰、芬兰、瑞典、挪威和印度等国家都采用 SAA 及其衍生的拍卖机制来配置无线电频谱,产生了巨大的经济效益。至少就金额来看, SAA 可能是经济工程最成功的成果之一。

四、总结

Wilson 创造性地将晦涩艰深的微观经济理论应用于现实世界,不仅让我们更好地理解现实中的经济行为,更让我们能设计出合意的经济机制。Wilson 的这一套研究方法更是由其追随者发扬光大,引领了近

半个世纪的微观经济学研究潮流,直到今天仍然发光发热。而 Wilson 在非线性定价与拍卖领域做出的贡献,更是带来了显著的现实效益。

随着改革进入深水区,全面深化改革过程中面临的挑战前所未有,我国广大学者也要完成从被动吸取外国先进经验到主动为中国问题献计献策的角色转换。这要求经济学家不仅要学习研究经济理论,更要创造性地将经济理论与现实问题相结合,让经济理论在祖国大地上开花结果。Wilson 作为“经济工程学派”的开创者,其理论贡献与学术方法无疑值得我们研究。

参考文献

- [1] David Kreps. David Kreps Lauds 2020 Nobel Laureate Robert Wilson [EB/OL]. [2020-10-12]. <https://www.gsb.stanford.edu/experience/news-history/david-kreps-lauds-2020-nobel-laureate-robert-wilson>.
- [2] Wilson R B, Institute E P. Nonlinear Pricing [M]. Oxford University Press, 1993.
- [3] Schmalensee R. Book Review: Nonlinear Pricing. Robert B. Wilson [J]. Journal of Political Economy, 1994, 102 (6) .
- [4] Spence M. Nonlinear Prices and Welfare [J]. Journal of Public Economics, 1977, 8 (1): 1-18.
- [5] Roberts K W. Welfare Considerations of Nonlinear Pricing [J]. Economic Journal, 1979, 89: 66-83
- [6] Mirlees J A. An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation [J]. Review of Economic Studies, 1971.
- [7] Mussa M, Rosen S. Monopoly and Product Quality [J]. Journal of Economic Theory, 1978, 18 (2): 301-317.
- [8] Panzar J C, Sibley D S. Public Utility Pricing under Risk: The Case of Self-rationing [J]. American Economic Review, 1978, 68: 888-895.
- [9] Goldman M B, Leland H E, Sibley D S. Optimal Nonuniform Prices [J]. Review of Economic Studies, 1984 (2): 305-319.
- [10] Mirman L J, Sibley D S. Optimal Nonlinear Prices for Multiproduct Monopolies [J]. The Bell Journal of Economics, 1980, 18: 310-317.
- [11] Wilson R B, Oren S S, Smith S S. Capacity Pricing. [J]. Econometrica, 1985, 53 (3): 545-566.
- [12] Oren S S, Smith S A, Wilson R B. Nonlinear Pricing in Markets with Interdependent Demand [J]. Marketing Science, 1982, 1 (3): 287-313.
- [13] Wilson R B. Efficient and Competitive Rationing [J]. Econometrica, 1989, 51 (1): 1-40.
- [14] Chao H, Wilson R B. Priority Service Pricing Investment and Market Organization [J]. American Economic Review, 1987, 77 (5): 899-916.
- [15] Vickrey W. Counterspeculation, Auctions, and Competitive Sealed-tenders [J]. Journal of Finance, 1961, 16 (1): 8-37.
- [16] Riley J G, Samuelson W F. Optimal Auctions [J]. American Economic Review, 1981, 71: 381-392.
- [17] Myerson R B. Optimal Auction Design [J]. Mathematics of Operations Research, 1981, 6 (1): 58-73.
- [18] Wilson R B. Competitive Exchange [J]. Econometrica, 1978, 46 (3): 577-585.
- [19] Wilson R B. Competitive Bidding with Asymmetric Information [J]. Management Science, 1967, 13 (11): 816-820.
- [20] Wilson R B. Competitive Bidding with Disparate Information [J]. Management science, 1969, 15 (7): 446-452.
- [21] Wilson R B. A Bidding Model of Perfect Competition [J]. Review of Economic Studies, 1977, 44 (3): 511-518.
- [22] Capen E C, Clapp R V, Campbell W M. Competitive Bidding in High-Risk Situations [J]. Journal of Petroleum Technology, 1971, 23 (6): 641-653.
- [23] Milgrom P R, Weber R J. A Theory of Auctions and Competitive Bidding [J]. Econometrica, 1982, 50 (5): 1089-1122.
- [24] Wilson R B. Auctions of Shares [J]. Quarterly Journal of Economics, 1979, 93: 675-689.
- [25] Coase R. The federal Communications Commission [J]. Journal of Law and Economics, 2: 1-40.
- [26] U. S. Congress. Communications Licensing and Spectrum Allocation Improvement [R]. Conference Report [HR 2264], Report 103-213, 1993.

(责任编辑:李 晟 张安平)

2020 年总目录

The Total Contents of 2020

· 财政税收 ·

- 国有资本经营预算衔接模式与选择 杨超 谢志华(1)
- 数字化背景下税收征管国际发展趋势研究 赵涛(1)
- 预算绩效评价结果应用研究 马海涛 孙欣(2)
- 中国制造业企业增值税税负粘性研究
——基于 A 股上市公司的实证分析 余新创(2)
- 政府购买公共服务“全过程”绩效评价探究 姜爱华 杨琼(3)
- 地方政府隐性举债对系统性金融风险的影响机理与传导机制 马万里 张敏(3)
- 地方政府债务、区域差异与空间溢出效应
——基于空间计量模型的研究 黄春元 刘瑞(4)
- 中西方政府预算绩效管理体系的共性与差异
——基于 1990—2018 年的文献考察 王红梅 李佳鹏 曹堂哲(4)
- 公共财政框架下中国预算改革：回顾和展望 苗庆红(5)
- PPP 项目资本金制度完善研究 曹晓燕 马俊(5)
- 基础设施建设投资“走出去”的 PPP 模式选择研究 王威 夏仕成(6)
- 对预算绩效管理嵌入年度预算机制的思考 张韬(6)
- 地方政府债务风险的形成机理研究：基于显性债务和隐性债务的异质性分析 李升 陆琛怡(7)
- 财政压力下结构性减税的宏观经济效应：减税政策组合视角 杨兵 杨杨 杜剑(7)
- 加速折旧税收优惠政策对企业投资的激励效应 樊勇 管淳(8)
- 不确定性视角下的 PPP 项目绩效管理研究 陈少强 郭骊(8)
- 我国财政收入增速下滑分析 闫坤 鲍曙光(9)
- 国有资本专业化运营绩效评价指标体系构建 谭静 文宗瑜 范亚辰(9)
- 零基预算：从方法到理念演进的要件分析 李成威 杜崇珊(10)
- 中国城市财政压力现状与风险识别
——基于新口径的测算 秦士坤(10)
- 机会成本视野的地方政府举债逻辑及其风险防控研究 李一花 张芳洁(11)
- 中国地方政府专项债券发行问题研究 王敏(11)
- 财政透明与区域创新能力：基于中介效应模型和门槛效应模型 王淑杰 邵磊 陈薪卉(12)
- 水滴筹案引发的财政边界问题及其理论反思 严维石(12)

· 金融保险 ·

- 存款市场约束对银行成本效率的影响研究
——来自中国商业银行微观数据的经验证据 胡建辉 岳娟丽(1)
- 利率市场化改革背景下影子银行发展及其风险效应
——基于商业银行风险承担的分析视角 胡利琴 陈思齐(1)

金融监管者籍贯来源、金融发展与地方主政官员晋升

——基于我国省级面板数据的研究 尹海员 陈佰翻(1)

金融科技领域的系统性风险：内生风险视角 方意 王羚睿 王炜 王晏如(2)

近十年中国寿险公司经营效率分析及中外资对比

——基于 DNSBM 模型的寿险应用实例 吴望春 李春华(2)

空间外溢性和区域差异化视角下银行金融科技的影响因素

——基于某大型国有商业银行县域数据的研究 姜世超 刘畅 胡永宏 马敬元(3)

互联网消费金融对国内居民消费结构的影响

——基于 VAR 模型的实证研究 赵保国 盖念(3)

结构性去杠杆与金融机构系统性风险溢出：促进还是抑制？ 郭文伟(4)

外资持股降低了股票交易成本吗？ 魏熙晔 李梦雨 贾晓月 张正平(5)

农户信贷提升了农业生产技术效率吗？

——基于农户微观调研数据的分析 范方志(5)

构建中国智能投资顾问领先模式

——基于市场需求与全球实践 李经纬(6)

经济政策不确定性能否驱动股市系统性风险？

——基于贝叶斯估计的时变 beta 检验 冯燕妮 莫璇 李翔(6)

双重竞争约束下中国商业银行绩效变化研究 应展宇 张夏晗(7)

金融精准扶贫的典型实践及合约经验 曾庆芬(7)

中国金融结构、资产价格与通货膨胀 张琳(8)

中国 A 股市场减速动量效应研究 尹力博 马丹蓉(8)

中国农业保险补贴政策绩效评估：来自多期 DID 的经验证据 王立勇 房鸿宇 谢付正(9)

金融供给侧结构性改革背景下的金融脱媒效应

——基于利率和资产价格双渠道的分析 赵瑞娟 秦建文(9)

信息透明度、银行挤兑与风险传染

——基于实验经济学的实证研究 王丽珍 张简荻 陈华(10)

我国商业银行系统性风险的识别与预警研究 李辰颖(10)

基金经理社会网络、业绩排名与净值暴跌风险 许林 张晓华 钱崇秀(11)

政府背景大客户能否改善民企创新的“质”与“量”？ 窦超 白学锦 陈晓(11)

全球股市相依结构突变性及其尾部风险溢出效应研究

——兼评我国内地股市的国际影响力 郭文伟 张翼凌 杨姣姣(12)

儒家文化与中国家庭股票市场参与 闫竹 王懿然(12)

· 财务与会计 ·

公司多元化经营与会计信息价值相关性

——来自中国证券市场的经验证据 郭照蕊 黄俊(1)

纵向兼任高管、产权性质与企业投资效率 张桂玲 线婷婷 王林江(1)

名人代言对企业价值影响的研究

——来自上市公司的经验证据 张天舒 张海明(2)

经济政策不确定性、融资约束与企业税收规避行为 赵萌 叶莉(2)

战略类型、股权结构与创新驱动型并购	佟岩 冉敏 王茜(3)
僵尸企业对企业创新具有挤出效应吗? ——基于中国 A 股公司的经验证据	唐福杰 陈玥 江轩宇(3)
机构投资者调研与大股东掏空行为抑制	杨侠 马忠(4)
股价、未来收益不确定性与评估师盈利预测 ——基于评估师信心的中介作用	张志红 王露露 李静(4)
管理者自信会影响审计质量吗? ——兼论融资融券制度的公司外部治理效应	刘艳霞 祁怀锦 魏禹嘉(5)
真实盈余管理、产权性质与创新绩效	朱湘忆(5)
实际控制人的境外居留权与公司现金股利支付倾向	陈晓珊 刘洪铨(6)
领导干部自然资源资产离任审计与企业债务融资	李秀珠 刘文军(6)
大股东控制力、业绩补偿承诺与关联并购价值创造 ——基于股东关系联盟的新测算	简冠群(7)
高管薪酬、攀比效应与代理成本	任广乾 周雪娅 刘莉 田霄璇(7)
CEO 任职周期、内部控制与股价崩盘风险	郝东洋 史莹莹 张天西(8)
财务柔性是否强化了公司的成本粘性?	刘嫦 孙洪锋 李丽丹(8)
媒体失实报道的溢出效应: 传染还是竞争?	李玲 郑登津 孙鹏宇(9)
成长型企业估值模型研究 ——以新三板为例	陈琪仁 王天韵 欧阳汝佳(9)
CEO 与 CFO 的薪酬契约安排、权力配置对会计错报的影响研究 ——基于 CEO、CFO 制衡的视角	马晨 李晨溪 敬舒怡(10)
委托方女性 CFO 更认可“保守”的评估结论吗?	赵毅 张双鹏(10)
董事高管责任保险与高管薪酬-业绩敏感性	李从刚 许荣 路璐 李跃然(11)
软信息不对称与上市公司长期主动停牌	郭思永 杨鲁 黄子育(11)
会计信息可比性对绿色创新的影响及路径研究	张俊民 王晓祺(12)
汇总会计盈余与通货膨胀 ——基于盈余分解视角的发现	肖志超 郑国坚 蔡贵龙(12)
· 理论经济 ·	
中国房地产政策不确定性指数的构建	杨赞 丁立群 张昊群(1)
利率对私人储蓄的影响 ——基于负利率环境的研究	李杰 侯鸿昌 李博楠(1)
外资研发嵌入与人力资本形成 ——人口迁移的作用	吉生保 林雄立 崔新健(2)
消费者惰性市场中企业进入阻止的策略性行为研究	应珊珊 徐幸(3)
产出波动与劳动力市场就业动态 ——经验事实与理论解释	李亮亮(3)
中国银行间市场国债收益率曲线: 基于静态插值模型的估计	郭枫 倪婧钰(4)
风险态度与家庭财富水平	周慧珺(5)

限制二手车牌市场的政策效果

——基于上海车牌拍卖市场的理论分析和实证检验 郝亮 巫景飞 白小煌(5)

市场监管边界与高质量发展：医疗器械监管中的经济学分析 张昭 李安渝(6)

地位寻求与城镇家庭购买耐用消费品借贷行为的研究 任国英 汪津 李锐(7)

地区工资不平等的演化特征：基于中国省际数据的经验研究 陈勇 柏喆(7)

家庭债务与消费波动：一个基于理论模型的探讨 迟香婷(8)

CPI 与 PPI 的趋势分化再研究

——从大宗商品价格和劳动力市场分割的视角 吴立元 赵扶扬 刘研召(9)

市场不确定下的价格机制与产能过剩 武士杰 李绍荣(9)

财政分权与政府承诺力：基于信息传递的视角 尹训东 胡思平(10)

行业差异政策、结构变迁与“结构调整”：对结构问题及“产业政策”的反思 张俊 钟春平(11)

中国宏观经济不确定性的经济效应 余杰 黄孝武(12)

学龄前儿童照管方式对女性劳动供给的影响研究 谷晶双(12)

· 工商管理 ·

赞助匹配对企业赞助溢出效应的影响研究

——竞争匹配和赞助信念的调节作用 陈凯 黄子窈 廖成成 杨洋(1)

非对称公平关切对低碳供应链决策的影响研究 伍星华 艾兴政 聂佳佳(2)

轻资产运营与企业价值：竞争力的角色 周泽将 邹冰清 李鼎(3)

企业积累金融化与产业结构：理论与证据 胡晓(3)

熟人还是陌生人，消费者为谁而改变？

——不同类型的他人在场对消费者多样化寻求行为的影响 王毅 刘钾 孙国辉(4)

基于政治晋升预期调节作用的国企高管薪酬差距与离职率的关系研究 陈胜军 于渤涵 李雪雪(4)

制度环境对企业集团发展的影响

——基于省际面板数据的经验分析 于换军(5)

信息干预视角下闲置物品回收行为的溢出效应研究 吴正祥 郭婷婷(6)

基于 CiteSpace 的国内外企业社会责任缺失研究可视化对比分析 张爱卿 高应蓓(6)

基于新发展理念的社会发展测度及空间关联格局研究 李旭辉 殷缘圆 程刚(7)

多渠道零售服务质量对在线顾客忠诚意向的影响机制研究

——基于中国零售情境的实证分析 沈鹏熠 赵文军(8)

网络关注度对企业创新激励效应的影响机制研究

——基于中国 A 股上市公司数据的实证分析 邓向荣 冯学良 李仲武(9)

互动情境下服务型企业提升品牌资产的路径研究

——顾客参与价值共创的中介作用和自我效能感的调节作用
..... 杨一翁 涂剑波 李季鹏 刘培 陶晓波(9)

内部控制影响长期并购绩效的中介效应研究

——董事持股的异质性情境 曾江洪 曾琪珊 黄向荣(10)

制度支持对集群企业创新绩效的影响研究

——文化相似性的调节作用和技术能力的中介作用 陈怀超 侯佳雯 艾迪欧(11)

人力资源管理强度影响服务导向组织公民行为的实证研究 ——组织承诺的中介作用和象征性雇主品牌的调节作用	朱 飞 章婕璇 朱曦济(12)
· 国际经济 ·	
中国企业对外直接投资政治风险研究 ——基于大型问题项目的证据	张晓涛 王 淳 刘 亿(1)
人口结构变动对经常账户的影响 ——基于面板 VAR 模型的实证分析	姜 珂 昌忠泽(2)
负利率政策会影响商业银行的盈利能力吗? ——来自欧元区银行业的证据	陆 超 王欣康 乔靖媛 张斯毓(12)
· 公共管理 ·	
地方政府间“标尺竞争”“参照学习”与机构养老床位供给的空间分布	杨红燕 陈 鑫 聂梦琦 罗 萍 秦 昆(2)
行政监管视角下的引智工作信用评估体系研究	于 来(5)
· 区域经济 ·	
房价、住房不平等与居民幸福感 ——基于中国综合社会调查 2005、2015 年数据的实证研究	易成栋 任建宇 高 璇(6)
行政性“做大”城市有利于区域经济增长吗? 吸血、扶贫还是共赢	肖 挺(8)
污染就近转移的驱动力: 环境规制抑或经济动机?	钟 娟 魏彦杰(10)
· 专栏: 新冠肺炎疫情影响与防控 ·	
“新冠肺炎疫情”背景下我国突发公共卫生事件应急管理体系的思考	刘志东 高洪玮 王瑶琪 荆中博(4)
人口流动、信息传播效率与疫情防控 ——基于新型冠状病毒肺炎(COVID-19)的证据	李建军 何 山(4)
互联网普及、线上政务与“抗疫”非营利性组织的信息披露质量 ——基于居家隔离情境下“两微一端”信息披露的经验证据	李 哲(5)
疫情期间公众的经济信心、财经价值观与支出行为意愿	辛自强 李 哲 杨之旭(6)
防患于未然: 基于新冠疫情与自由现金储备的研究	郑登津 戴 馨 兰天琪(7)
新冠疫情影响下的中国金融市场风险度量与防控研究	方 意 于 渤 王 炜(8)
重大疫情防控的应急体系建设: 兼论国外实践的分析与启示	李宇环 向天怡 王红梅(9)
新冠肺炎疫情中捐赠行为传染机制研究 ——兼析社交焦虑与自我控制的调节作用	李建标 李帅琦(11)
· 特稿 ·	
设计市场 ——2020 年诺贝尔经济学奖得主 Paul R. Milgrom 的贡献	俞 宁 于 奕(12)
经济工程学派的开创者 ——2020 年诺贝尔经济学奖得主 Robert B. Wilson 的贡献	李三希 王泰茗(12)