

贸易开放与财政政策持久性：经验证据与内在机制

Trade Openness and Fiscal Policy Persistence: Empirical Evidence and Influencing Mechanism

王立勇 周星含

WANG Li-yong ZHOU Xing-han

[摘要] 笔者借助状态空间模型测度了48个国家的财政政策持久性，以中国加入WTO作为准自然实验，利用回归合成法构造中国财政政策持久性的反事实框架，推断贸易开放对财政政策持久性的因果效应，并从理论和实证两方面分析贸易开放对财政政策持久性影响的内在机理。结果表明，发达国家的财政政策持久性略低于发展中国家，各国财政政策持久性呈现稳中有升的态势；贸易开放对财政政策持久性存在显著的负向因果效应，一国贸易开放程度的提高，倾向于降低其财政政策持久性；贸易开放度的提高，会通过“补偿效应”和“中介效应”扩大政府规模；政府规模的扩大，有利于提升财政自动稳定器功能，提高政策逆周期调节特征和效率，降低经济波动和不确定性，从而倾向于降低财政政策持久性。本文最后给出相关政策建议。

[关键词] 贸易开放 财政政策持久性 准自然实验 回归合成法 状态空间模型

[中图分类号] F812 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 08-0003-11

Abstract: The paper measures the persistence of fiscal policy in 48 countries with State-Space Model. Taking China's accession to WTO as a quasi natural experiment, it constructs the counterfactual framework of China's fiscal policy persistence with regression synthesis method and infers the causal effect of trade openness on fiscal policy persistence, and analyzes the internal influencing mechanism of trade openness on fiscal policy persistence from both theoretical and empirical aspects. The results show that the persistence of fiscal policy in developed countries is slightly lower than that in developing countries; The persistence of fiscal policy in various countries shows a steady upward trend; Trade openness has a significant negative causal effect on the persistence of fiscal policy, and the improvement of a country's trade openness tends to reduce the persistence of fiscal policy; Trade openness has a positive effect on the government size through the "compensation effect" and "intermediary effect", which will strengthen the function of fiscal automatic stabilizer, improve the efficiency of counter cyclical regulation and the effectiveness of fiscal policy regulation, and tend to reduce the persistence of fiscal policy.

Key words: Trade openness Fiscal persistence Quasi-natural experiment Regression synthesis method State space model

[收稿日期] 2022-04-22

[作者简介] 王立勇，男，1976年8月生，中央财经大学国际经济与贸易学院教授，博士生导师，研究方向为财政政策、开放宏观、计量经济与政策评估；周星含，女，1996年1月生，中央财经大学统计与数学学院研究生，研究方向为应用统计、经济统计。本文通讯作者为王立勇，联系方式为liyongecon@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“新常态下完善我国宏观调控目标体系与宏观调控机制研究”（项目编号：15ZDA009）；中央财经大学中国财政发展协同创新中心2022年度科研立项。

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

财政是国家治理的基础和重要支柱,财政政策是重要的宏观调控工具和手段,是宏观经济领域的重要研究主题。财政政策的实施特征和有效性一直是理论界和实务界关注的焦点。随着中国对外开放程度的不断扩大和全球化进程的持续推进,贸易开放对财政政策的相关特征和有效性产生了重要影响。陈诗一和张军(2008)^[1]研究了贸易开放对政府支出效率的影响,Eggertsson等(2016a)^[2]、Eggertsson等(2016b)^[3]研究了一国贸易开放对其财政政策效果的影响;Ram(2009)^[4]、Lane(2003)^[5]、梅冬州和龚六堂(2012)^[6]、毛捷等(2015)^[7]等实证分析了一国贸易开放对本国政府规模的重要影响;梅冬州等(2018)^[8]研究了资本账户开放对政府规模的影响;Lane(2003)^[5]、Woo(2011)^[9]、王立勇和祝灵秀(2019)^[10]研究了贸易开放对财政政策周期性的影响;Woo(2011)^[9]、王立勇等(2021)^[11]等研究了一国贸易开放对本国财政政策波动性的重要影响。作为与财政政策周期性和财政政策波动性一起被理论界和实务界关注的政策特征之一(Fatas和Mihov, 2007^[12];Afonso等, 2010^[13]),财政政策持久性是否会受到贸易开放的影响或受到多大程度的影响呢?这是本文所关注的问题。针对这一问题的分析,不仅有利于开放经济背景下的政策选择和制定,而且有利于科学评价中国财政政策实施效果。^①特别是《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》明确指出“实行高水平对外开放,开拓合作共赢新局面”“建设更高水平开放型经济新体制”“更好发挥政府作用,推动有效市场和有为政府更好结合”的背景下,弄清楚贸易开放对财政政策持久性的影响以及内在影响机理变得尤为重要。

由经济行为可以看出,贸易开放与财政政策持久性之间可能存在较强的相关性。图1给出二者之间的散点图,^②直线表示二者线性关系的拟合线。图1显示,贸易开放与财政政策持久性之间呈负相关关系,即随着贸易开放程度的提高,财政政策持久性会逐渐降低。

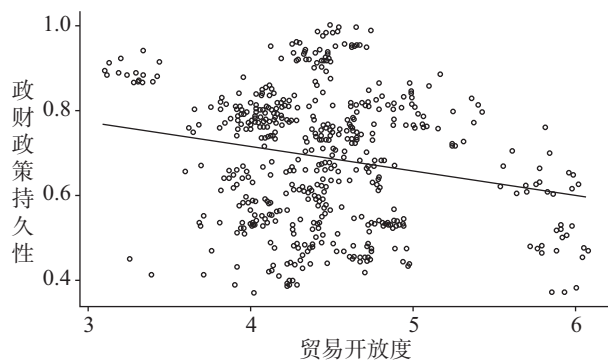


图1 贸易开放度与财政政策持久性的散点图

为了更直观地展示这一点,图2绘制了加入WTO前后处理组和对照组国家的财政政策持久性的箱线图,纵轴为财政政策持久性,图2的左图对比了对照组国家和中国的财政政策持久性变化情况,0和1分别表示中国加入WTO前的时点(1993—2001年)和加入WTO后的时点(2002—2018年),从中可以看出,加入WTO后,中国的财政政策持久性有所下降,而其他国家则有所上升。图2的右图对比了中国加入WTO前后各国财政政策持久性的差距,0和1分别表示对照组国家和中国,从中可以看出,加入WTO前,中国的财政政策持久性远高于对照组国家,而加入WTO后,中国的财政政策持久性和对照组国家的差距明显缩小。

图1和图2所示数据均表明,财政政策持久性可能会受到贸易开放的影响,二者之间可能存在负相关关系。然而,贸易开放对财政政策持久性是否真的存在因果效应,需要我们进行更加严谨的论证和推断。作为财政政策的三大特征之一,财政政策持久性的研究文献相对较少,部分文献研究了一国或某类国家财政政策持久性的特征。例如:Afonso等(2010)^[13]指出,相比于对经济状况的实时反应,财政政策对过去行为的依赖性严重,即财政政策倾向于具有持久性。该研究还发现,财政政策持久性与政策相机抉择性、政策周期性呈负相关关系,这表明财政政策持久性较高国家的财政政策更倾向于顺周期。Tarawalie等(2014)^[15]、Umoh等(2019)^[16]发现,西非货币区成员国的财政政策持久性十分严重,财政政策持久性高正是导致这些国家财政政策呈顺周期的重要原因。Fatas和Mihov(2007)^[12]、Umoh等(2019)^[16]研究指出,与发达国家相比,发展中国家的财政政策持久

① 一国财政政策持久性往往与该国的财政政策的周期性及政策有效性紧密相关(Gali和Perotti, 2003^[14])。

② 财政政策持久性指标的测度见下文。参考已有文献的常规做法,此处用外贸依存度的对数来衡量贸易开放程度。

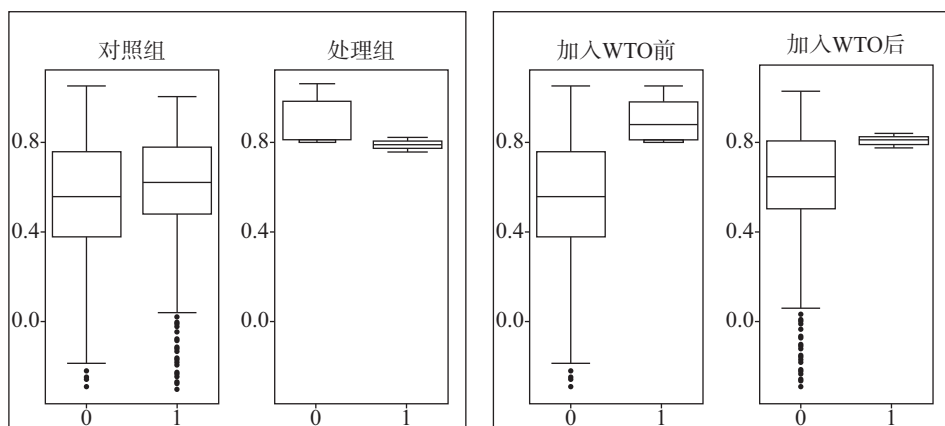


图2 加入WTO前后处理组和对照组国家财政政策持久性的对比箱线图

性更高,且财政政策持久性越高,其财政政策越倾向于呈顺周期性。关于财政政策持久性的影响因素,已有研究相对较少。Afonso等(2010)^[13]、Fatas和Mihov(2007)^[12]强调制度环境对财政政策持久性的影响,Persson和Tabellini(2002)^[17]、Alesina等(2008)^[18]、Ifere和Okoi(2018)^[19]、Umoh等(2019)^[16]强调政治因素(政治稳定、政权交替、腐败)对财政政策持久性的影响;Fatas和Milhov(2006)^[20]、Umoh等(2019)^[16]指出,预算限制或财政规则会降低财政政策波动性,同样可能会降低财政政策对产出冲击的反应能力。目前关于贸易开放对财政政策持久性影响的研究基本缺失,虽然Afonso等(2010)^[13]借助加权最小二乘法分析了财政政策持久性的影响因素,在该研究中,贸易开放度是控制变量之一,但由于模型存在内生性等问题,关于“贸易开放对财政政策持久性不存在影响”的研究结论缺乏稳健性。基于此,本文首先借助状态空间模型合理测度48个国家的财政政策持久性,并以中国加入WTO作为准自然实验,利用回归合成法来分析贸易开放对财政政策持久性的影响,并分析这一影响的内在机理。

与已有研究相比,本文的创造性工作主要包括:第一,采用科学、合理的方法估算48个国家的财政政策持久性,得到财政政策持久性的国别面板数据,为相关研究提供了数据基础和指标基础。第二,以2001年年底中国加入WTO作为一项准自然实验,借助准自然实验分析方法,从新的视角分析了贸易开放的效应及财政政策持久性的影响因素,并从改变政策发生时点、改变政策发生地区等角度进行一系列稳健性检验,提供了新的且更加稳健的经验证据。第三,不仅推断了贸易开放对财政政策持久性的因果效应,

而且探讨了这一因果效应的理论机制,并借助48个国家1992—2018年面板数据对贸易开放的影响机理进行检验。

论文其他部分结构安排如下:第二部分是模型构建、指标测度与数据描述;第三部分是实证分析与稳健性检验;第四部分为内在影响机制分析;第五部分为结论与政策建议。

二、模型构建、指标测度与数据描述

本部分旨在构建实证分析模型,对48个国家的财政政策持久性进行测度和分析,并对数据来源进行说明。

(一) 模型构建

借助Hsiao等(2012)^[21]的反事实框架,本部分根据中国与47个国家的个体相关性,采用中国2001年加入WTO作为准自然实验来分析贸易开放对财政政策持久性的影响。

具体地,令 Y_{it} ($i=1, 2, 3, \dots, 47$)代表国家 i 在 t 期的财政政策持久性, Y_{0t} 为中国在 t 时期的财政政策持久性,其中, t 的取值区间为1993年到2018年。假设 T_0 为该准自然实验的处理时点(中国加入WTO的时刻),从 $t=T_0+1$ 期开始,用 Y_{it}^t 表示中国加入WTO后的财政政策持久性, Y_{0t}^N 表示中国不加入WTO的财政政策持久性。由于中国加入WTO是真实发生的事实, Y_{0t}^N 是中国没有加入WTO的潜在结果,因此 Y_{0t}^N 值是未知的。同理,对照组国家并未在样本期内发生加入WTO的行为,用 Y_{it}^N 表示47个对照组国家的财政政策持久性。因此,中国加入WTO这一冲击在 t 时刻对中国产生的因果效应 ΔY_{0t} 可由式(1)表示:

$$\Delta Y_{0t} = Y_{0t}^t - Y_{0t}^N \quad (1)$$

其中 Y_{0t}^N 未知。为了得到 ΔY_{0t} ，需要先确定 Y_{0t}^N 。假设所有国家的潜在结果可以由式 (2) 所示的共同因子模型确定：

$$Y_{it}^N = \alpha_i + b_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中， α_i 表示固定效应， f_t 表示 $K \times 1$ 维随时间变化的共同因子， b_i 表示 $K \times 1$ 维随国家 i 变化而不随时间 t 变化的系数向量， ε_{it} 为均值为零的随机扰动项。Hsiao 等 (2012)^[21] 认为，由于政治、经济、环境、气候等宏观经济因素是长期存在的，2001 年加入 WTO 的国家（中国）与没有加入 WTO 的国家在同时期均会受到影响，实验组和对照组国家的财政政策持久性会存在某种相关性。如果数据的截面个体数量和时间跨度都足够大，可以利用 Bai 和 Ng (2002)^[22] 的方法估计共同因子，但通常情况下数据不满足该要求，借鉴 Hsiao 等 (2012)^[21] 的思想，可以利用 47 个对照组国家的指标值 Y_{it}^N 代替 f_t ，构建反事实值 $\widehat{Y}_{0t}^N$ 。从而，估计模型可以改写成式 (3)：

$$\widehat{Y}_{0t}^N = \mu + \sum_{j=1}^m \theta_j Y_{jt}^N + v_{it} \quad (3)$$

其中， $t=1, 2, \dots, T_0$ ； m 为从对照组中选出用于拟合中国财政政策持久性反事实状态的国家数量。针对 $t=1, 2, \dots, T_0$ ，比较拟合结果与真实结果的差异，并以 AIC 准则为筛选标准，用筛选出的国家的财政政策持久性估算 $\widehat{\Delta Y}_{0t}$ ，如式 (4) 所示：

$$\widehat{\Delta Y}_{0t} = Y_{0t}^t - \widehat{Y}_{0t}^N \quad (4)$$

其中， $t=T_0+1, \dots, T$ 。 $\widehat{\Delta Y}_{0t}$ 即为中国加入 WTO 这一冲击对财政政策持久性的影响，即本文所推断的因果效应。

(二) 财政政策持久性测度

财政政策持久性是指同时期的财政政策对过去行为的依赖 (Afonso 等, 2010^[13])，一般而言，一国财政政策的持久性越低，表示该国财政政策根据实际需要做出的反应越及时，政策越灵活。目前关于财政政策持久性的衡量指标是缺失的，需要进行测度。

已有文献较多使用常参数模型来测度财政政策持久性指标，如 Fatats 和 Mihov (2006)^[20] 使用 1963—2000 年美国 48 个州的年度数据，利用多元回归模型分别测算每个州的财政政策持久性指标；Afonso 等

(2010)^[13] 参考 Fatats 和 Mihov (2006)^[20] 的做法，测算了 132 个国家的财政政策持久性指标；Umoh 等 (2019)^[16] 使用与 Afonso 等 (2010)^[13] 相似的模型框架，利用 14 个西非国家和地区 1980—2016 年间的估计数据得到财政政策持久性指标。然而，众所周知，各个国家的内外部环境和经济社会发展均会随时间而不断变化，因此财政政策的特征及其实施效果也会存在时变特征，使用常参数模型来测算财政政策持久性无法体现这一时变特性。基于此，根据研究需要，本文使用状态空间模型对财政政策持久性进行测度，具体模型结构如式 (5) 所示：

$$\begin{cases} \ln S_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1,it} \ln G_{it} + \beta_{2,it} \ln S_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \\ \beta_{it} = H_{it} \beta_{i(t-1)} + d_{it} + v_{it} \\ E(\varepsilon_{it}) = 0; E(v_{it}) = 0 \\ \text{var}(\varepsilon_{it}) = C_1; \text{var}(v_{it}) = C_2 \end{cases} \quad (5)$$

在式 (5) 中，第一个方程为量测方程，参考 Fatats 和 Mihov (2006)^[20] 等权威文献对其进行设定。在量测方程中， t 代表年份， i 代表国家。 G 为实际国内生产总值， S 为实际财政支出占 GDP 的比重。 $\beta_{1,it}$ 和 $\beta_{2,it}$ 均有下标 t ，表示这两个系数为时变系数。 $\beta_{2,it}$ 为本文关心的参数或指标，刻画了财政政策对过去行为的依赖程度，即财政政策持久性，该值越小，表示财政政策对过去行为的依赖性越小，说明财政政策越能根据实际经济状况及时做出反应。在状态空间模型中，通常假设时变参数随时间的变化遵循 AR (1) 过程，如式 (5) 中第二个方程所示。式 (5) 的第二个方程为状态方程，描述了量测方程中的系数 $\beta_{1,it}$ 和 $\beta_{2,it}$ 随着时间变动的状态，方程中的 β_{it} 、 $\beta_{i(t-1)}$ 、 d_{it} 、 v_{it} 均为向量，对其展开可表示为式 (6)：

$$\begin{aligned} \beta_{1,it} &= h_{1,it} \beta_{1,i(t-1)} + d_{1,i} + v_{1,it} \\ \beta_{2,it} &= h_{2,it} \beta_{2,i(t-1)} + d_{2,i} + v_{2,it} \end{aligned} \quad (6)$$

本文采用卡尔曼滤波法对由量测方程和状态方程构成的状态空间模型进行估计，式 (5) 中的第三个和第四个方程表示量测方程的随机干扰项 ε_{it} 和状态方程的随机干扰项 v_{it} 均服从均值为 0、方差为常数的正态分布，且随机干扰项之间相互独立。

借助状态空间模型分别测算出 48 个国家的财政政策持久性指标，测算结果的描述性分析如图 3 所示。图 3 是区分发达国家和发展中国家 1993—2018 年间财政政策持久性均值的变化对比图，其中实线和

虚线分别表示发展中国家和发达国家财政政策持久性的平均值。

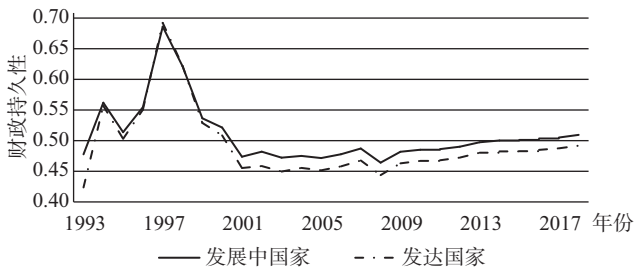


图3 发达国家和发展中国家财政政策持久性的对比

由图3可以看出：第一，发达国家和发展中国家的财政政策持久性特征呈现出一定差异，发达国家的财政政策持久性略低于发展中国家，尤其在近些年

来，这种差距变得更加明显。Umoh等（2019）^[16]曾指出，发展中国家的财政政策通常更容易受到政治、制度或地理因素等非经济变量的影响，从而财政政策会呈现出更大的持久性，图3的结果证明了这一点。第二，近年来，各国财政政策持久性有所提升，呈现出稳中有升的态势。

（三）数据来源与说明

由于部分国家的数据存在大量缺失值，根据研究需要，本文匹配了1992—2018年不存在缺失的国家数据，共匹配了48个国家。本文所使用的48个国家的数据均来源于世界银行数据库、国际货币基金组织数据库、透明国际数据库和国家统计局网站。本文使用的指标及计算方式如表1所示。

表1 变量说明表

变量名称	指标含义	指标说明
<i>beta2</i>	财政政策持久性	由状态空间模型测算得到
<i>lngo</i>	政府规模	政府消费性支出占GDP的比重且取对数
<i>lnopen</i>	外贸依存度	进出口额占GDP的比例
<i>old</i>	老年抚养比	15岁以下和64岁以上人口与适龄劳动人口（15~64岁）之比。反映社会养老负担程度，而提供社会养老保障是政府财政的重要职能
<i>lnareacapv</i>	人口密度	地区年末人口数（人）/地区面积（平方千米）且取对数
<i>fisautov</i>	财政自主程度	说明地区财政自主性，由地方财政收入/地方财政支出得到
<i>lngdpcap</i>	人均GDP	不变价美元，取对数
<i>infd</i>	通胀率	按GDP平减指数计算的通货膨胀率
<i>cor</i>	腐败指数	来自透明国际对各国政府腐败程度的打分

三、实证分析与稳健性检验

本部分借鉴Hsiao等（2012）^[21]采用回归合成法，利用中国和47个国家的个体相关性，将中国2001年加入WTO作为准自然实验，构造中国财政政策持久性的反事实框架，以此推断贸易开放对财政政策持久性的因果效应，并对其进行稳健性检验。

（一）实证结果分析

根据上述回归合成法的思想，本部分使用对照组中47个国家的财政政策持久性来合成中国加入WTO后财政政策持久性的反事实状态，因为中国于2001年年底加入WTO，故本文将政策发生时点设为2002年，权重估计结果如表2所示。

表2 权重估计结果

国家	牙买加	卢森堡	毛里求斯	常数项
权重	-0.243 ***	-0.149 ***	0.229 ***	1.225 ***
标准误	0.010	0.011	0.007	0.010
调整 $R^2=0.96$		F 统计量=304.231 ***		

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著，下同。

表2所示的权重估计结果说明，牙买加、卢森堡和毛里求斯三个国家组成了中国财政政策持久性反事实状态的最优对照组，且这三个国家的权重均在1%的显著性水平上显著，调整 R^2 为0.96， F 统计量的伴随概率 p 值小于0.001，说明模型的拟合效果很好。图4给出了中国加入WTO之后财政政策持久性的反事实情形。

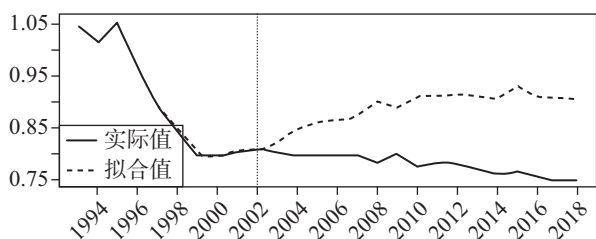


图4 中国加入WTO之后财政政策持久性的反事实情形

在图4中,实线表示真实的中国财政政策持久性,虚线表示根据回归合成法得到的财政政策持久性的反事实拟合值。从图4中可以看出,在2002年以前,真实的中国财政政策持久性与回归合成法拟合的加权反事实状态的财政政策持久性高度重合,即实线和虚线在2002年之前基本是重合的,说明模型的拟合效果很好。从2002年开始,两条曲线发生了分离,分离态势明显且持续扩大,表明贸易开放能够显著影响财政政策持久性。另外,从图4中两条线的位置可以看出,在加入WTO后,中国真实的财政政策持久性小于回归合成法拟合的财政政策持久性反事实状态,说明加入WTO这一冲击的因果效应为负,即相较于反事实状态,2001年年底加入WTO这一冲击对中国财政政策持久性存在显著的负向影响。

(二) 稳健性检验

上文回归合成法的实证结果表明,贸易开放对财政政策持久性有负向影响。为了使实证结论更具说服力,本文将从三个方面进行稳健性检验。

1. 安慰剂检验。

上文研究结果表明,加入WTO对财政政策持久性存在负向影响。然而,对于2001年年底未加入WTO的国家而言,这一冲击不会对其财政政策持久性产生负向影响,否则,上文的研究结论便值得怀疑。安慰剂检验的思路是,依次将对照组的国家列为假想的实验组,即假设仅该国家在2001年年底加入WTO,而其余国家进入对照组,然后使用回归合成法估计贸易开放对该国财政政策持久性的因果效应,即估计该国真实的财政政策持久性与合成的财政政策持久性之差。按照这一思路,本文分别针对对照组47个国家进行安慰剂检验,如果一部分原对照组国家与中国有相似的表现,则说明上文研究结论不稳健。具体检验步骤如下:

第一,假设对照组的47个国家^①在同一时点与实验组国家发生了同样的政策,即在2001年年底加入WTO,针对每一个对照组国家,利用回归合成法估计其最优对照组和权重。

第二,计算中国和对对照组的47个国家财政政策持久性的 $\widehat{\Delta Y}_{it}$,其中, $i=0,1,2,\dots,47,t=1993,\dots,2002,\dots,2018$,再根据 $\widehat{\Delta Y}_{it}$,计算 $RMSPE_{pre_i}$ 统计量,具体计算方式如式(7)所示:

$$RMSPE_{pre_i} = \left[\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{it} - \sum_{j=1}^m \hat{\theta}_j Y_{jt})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

在式(7)中, $RMSPE_{pre_i}$ 表示在财政政策持久性指标方面第*i*个国家最优对照组的总体拟合程度。 $Y_{it} - \sum_{j=1}^m \hat{\theta}_j Y_{jt}$ 为第*i*个国家在加入WTO或发生“类似于加入WTO的政策”之前第*t*年的拟合误差值。该值越小,第*i*个国家的 $RMSPE_{pre_i}$ 值越小,说明在加入WTO之前,回归合成法选出的最优对照组对第*i*个国家的财政政策持久性的拟合效果越好。

第三,计算中国和对对照组的47个国家财政政策持久性的 $RMSPE_{post_i}$ 统计量,具体如式(8)所示:

$$RMSPE_{post_i} = \left[\frac{1}{T - T_0 + 1} \sum_{t=T_0+1}^T (Y_{it} - \sum_{j=1}^m \hat{\theta}_j Y_{jt})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (8)$$

式(8)能够衡量中国加入WTO对财政政策持久性的总体影响。对于对照组的47个国家而言,式(8)衡量的是该国实施“类似于加入WTO的政策”对该国财政政策持久性的总体影响。其中, $Y_{it} - \sum_{j=1}^m \hat{\theta}_j Y_{jt}$ 为第*i*个国家的财政政策持久性在加入WTO或发生“类似于加入WTO的政策”之后第*t*年的预测误差值。每一年的该值越大,则第*i*个国家的 $RMSPE_{post_i}$ 值越大,说明在政策发生之后,即2002年之后,加入WTO或发生“类似于加入WTO的政策”对第*i*个国家的财政政策持久性的影响越大。

第四,测算所有样本国家(包括中国在内的48个国家)的财政政策持久性的 eff 统计量,具体如式(9)所示:

$$eff_i = \frac{RMSPE_{post_i}}{RMSPE_{pre_i}} \quad (9)$$

① 这些国家在2001年并未发生加入WTO或“类似于加入WTO”的行为或政策冲击。

在式（9）中， eff_i 值越大，说明第 i 个国家加入 WTO 对财政政策持久性的效应越明显。

第五，根据获得的 eff_i 值，以中国的 eff_i 值作为标准，筛选出 eff_i 值比中国大的对照组国家，将这些国家的 $RMSPE_{pre_i}$ 值与中国的 $RMSPE_{pre_i}$ 值进行对比， eff_i 值比中国的 eff_i 值大，且 $RMSPE_{pre_i}$ 值小于等于中国的 $RMSPE_{pre_i}$ 值两倍的 国家是“显著性样本”。显著性样本数和总体样本数的比值即为加入 WTO 对中国财政政策持久性效应的“显著有效值”。具体结果如表 3 所示。 eff_i 值超过中国的共有 9 个国家，在这 9 个国家中 $RMSPE_{pre_i}$ 值小于或等于中国的 $RMSPE_{pre_i}$ 值两倍的样本国家仅有哥斯达黎加，因此“显著性样本”总共有 2 个，即中国加入 WTO 对中国财政政策持久性效应的“显著有效值”为 0.042，小于 0.05，即在 5% 的显著性水平上显著，从而可以认为上文结论是稳健的。

表 3 安慰剂检验结果（ eff_i 值超过中国的国家）

样本国家	$RMSPE_{pre_i}$	$RMSPE_{post_i}$	eff_i
以色列	0.006 3	0.712 6	112.522 7
德国	0.008 0	0.413 0	104.466 8
哥斯达黎加	0.003 4	0.318 0	92.771 1
丹麦	0.015 9	1.349 9	84.744 2
葡萄牙	0.008 8	0.277 1	58.204 7
芬兰	0.007 1	0.407 6	57.796 6
牙买加	0.009 4	0.489 0	51.810 2
秘鲁	0.006 4	0.318 7	49.763 8
伯利兹	0.016 4	0.641 9	39.152 7
中国	0.003 1	0.120 6	38.690 6
显著性样本数	2		
总体样本数	48		
显著有效值	0.042		

为了更加准确反映加入 WTO 对财政政策持久性影响的有效性或可信性，本文绘制各国 1993—2018 年财政政策持久性“拟合误差值”或“预测误差值”。由于本文分析了 47 个对照组的财政政策持久性数据，为了便于展示，选取 $RMSPE_{pre_i}$ 值小于等于中国的 $RMSPE_{pre_i}$ 值 3 倍的国家。由于 $RMSPE_{pre_i}$ 越小说明拟合得越好，因此被选取的这些国家是拟合效果较好的国家。总共选取了 14 个对照组国家，绘制这 14 个国家和中国的财政政策持久性的“拟合误差值”

或“预测误差值”，如图 5 所示。

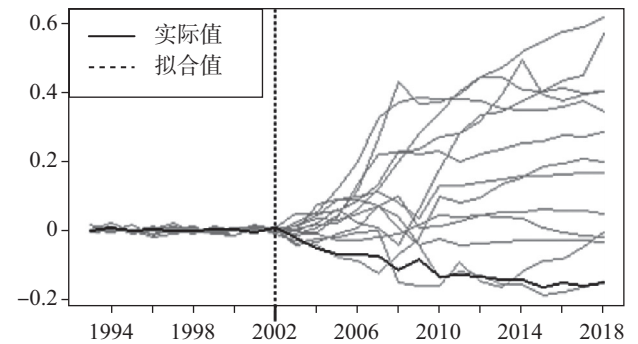


图 5 中国与对照组国家的财政政策持久性的拟合误差分布

在图 5 中，粗黑线表示中国的财政政策持久性的“拟合误差值”或“预测误差值”，虚线表示对照组的 14 个国家的财政政策持久性的“拟合误差值”或“预测误差值”，政策发生时点为 2002 年，用纵向虚线标出。从图中可以看出，在中国加入 WTO 之前，也就是 2002 年之前，中国和对照组国家的“拟合误差值”分布状况差别并不大，但在中国加入 WTO 之后，即 2002 年之后，中国与对照组国家的“预测误差值”差距开始加大，2002 年后中国的财政政策持久性的“拟合误差线”位于绝大部分对照组的下面。这充分表明，本文的分析结论是稳健的，加入 WTO 对中国财政政策持久性的因果效应为负，即贸易开放对财政政策持久性存在负向影响。

2. 基于时间检验。

回归合成法的结果显示，加入 WTO 使得中国的财政政策持久性出现下降。然而，中国财政政策持久性的这一下降现象是由加入 WTO 导致的还是存在其他未知或不可观测因素的影响？为了验证这一点，进一步增加研究结论的稳健性，借鉴王立勇和王申令（2019）^[23] 的做法，本文接下来进行基于时间的稳健性检验，以排除其他未知或不可观测因素的影响。具体做法是：将中国加入 WTO 的年份改设为 2001 年之前的某一年，因为在这一“虚假”的年份中，中国并没有加入 WTO，即加入 WTO 的准自然实验并未发生，则使用回归合成法进行拟合估计时，模型结果不应显示中国财政政策持久性在该虚假年份发生明显负向变化，若确实如此，则表明上文回归合成法的分析结论是可信的，否则，则说明可能存在其他因素影响财政政策持久性，从而降低了模型结果的可信度。具体地，本文假设中国加入 WTO 的时间提前到 2001 年

之前的某一年,将该年作为政策处理时点,应用回归合成法重新进行拟合和估计,将该假想政策的处理效应与中国真实加入 WTO 的政策处理结果进行比较,以此来稳健性检验。

本文选取了 1999 年和 2000 年作为假想的政策干预时点,即假设中国加入 WTO 的时间发生在 1999 年或 2000 年,并根据这两个假想年份分别构造中国加入 WTO 的反事实框架,分析加入 WTO 冲击对中国财政政策持久性的影响。图 6 给出了估计结果。

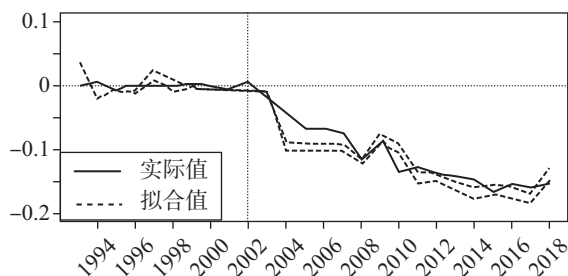


图 6 基于时间检验结果

黑色实线表示 2001 年加入 WTO 对中国财政政策持久性的影响,两条灰色虚线表示在两个假想年份加入 WTO 对中国财政政策持久性的影响。从图 6 可以看出,两条灰色虚线并没有在 1999 年和 2000 年发生明显的变动,依旧围绕零线上下浮动,直到 2002 年,三条曲线几乎同时出现明显的下降。这充分说明,将中国加入 WTO 的时点设置为 1999 年和 2000 年,处理效应并不显著,上文回归合成法的结论是稳健的,即加入 WTO 确实会对中国的财政政策持久性产生负向冲击。

3. 变换对照组检验。

根据 Abadie 等 (2012)^[24] 的观点,非最优对照组内的国家溢出效应可以忽略不计,因此本文只关心回归合成法筛选的最优对照组中的国家。本部分将通过检验上文模型结论对回归合成法筛选出的最优对照组的敏感度来证明上文结论的稳健性。主要做法如下:首先,从对照组的全部 47 个国家中依次剔除合成控制法筛选的最优对照组国家中的一个。然后,用剩余的 46 个国家组成新的对照组,重新借助回归合成法在这 46 个国家中筛选合成中国财政政策持久性的最优对照组。最后,比较三次合成的结果与真实结果以得到变换对照组检验的稳健性检验结果。

图 7 显示了减少一个最优对照组国家后,加入 WTO 对财政政策持久性影响的检验结果,其中,黑色实线表示不剔除最优对照组的因果效应,灰色虚线表示剔除一个最优对照组的因果效应。

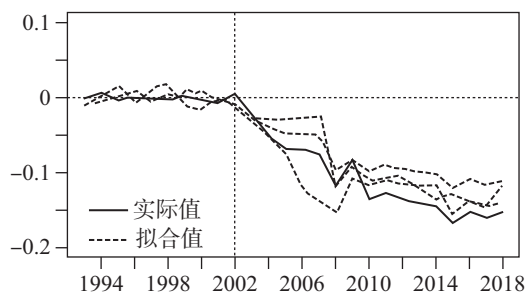


图 7 变换对照组的检验结果

从图 7 可以看出,在政策处理时点前,即中国加入 WTO 前,虽然从对照组中剔除一个最优对照组国家得到的“拟合误差”与用全部对照组国家进行合成得到的“拟合误差”均围绕零线上下浮动,但剔除一个最优对照组国家进行合成得到的财政政策持久性的“拟合误差”明显比用全部对照组国家进行合成的更大,表明使用所有对照组国家合成中国加入 WTO 的反事实框架的拟合效果更好。在政策处理时点后,即中国加入 WTO 后,不论是否剔除最优对照组国家,通过回归合成法拟合的财政政策持久性均明显下降,虽然剔除部分最优对照组国家的处理效应比真实处理效应的波动更大,但没有出现较大差距,由此可以认为上文研究结论具有稳健性。

四、影响机制分析

上文借鉴 Hsiao 等 (2012)^[21] 的反事实分析方法,拟合了中国加入 WTO 之后财政政策持久性的反事实状态,分析了加入 WTO 对财政政策持久性的因果效应,研究结果表明贸易开放对财政政策持久性存在显著的负向影响。接下来,本文将具体讨论贸易开放是如何影响财政政策持久性的,即贸易开放对财政政策持久性影响的内在机制。

(一) 理论机制

根据经济行为分析结果,并借鉴已有文献和相关经济理论,本文认为,政府规模是贸易开放对财政政策持久性施加影响的内在机制,即贸易开放度的提高,能够扩大政府规模,而政府规模与财政政策特征存在紧密联系,政府规模的提高倾向于降低财政政策持久性。具体而言:

目前,已有许多文献研究贸易开放与政府规模之间的关系,总体来看,主要观点集中在两个方面:一方面,贸易开放会对政府规模产生正向影响,该影响来自贸易开放的“补偿效应”,即经济全球化进程伴

随之而来的风险和社会进步,会导致劳动力有更高的生活需求和保障需求,政府为了满足劳动力增加的需求,会产生更多支出,从而使得政府规模变大,即贸易开放度的提高扩大了政府规模;另一方面,贸易开放会对政府规模产生负向影响,该影响来自贸易开放的“效率效应”,即贸易开放的过程会伴随着产品的国际竞争,关税和贸易壁垒等因素会导致政府减少公共支出,从而产生抑制政府进一步扩张的效果。在已有文献中,更多文献认为贸易开放会提高政府规模。此类文献最早可追溯到 Cameron (1978)^[25],其认为贸易开放会提高政府支出,从而提高政府规模。Rodrik (1998)^[26]分析了贸易开放度与政府规模之间的关系后认为,贸易开放给本国劳动力市场带来了更大的不稳定性,使得政府不得不采取财政手段,通过提供更多的社会保障来稳定劳动力市场环境,从而导致政府规模的扩张。Milberg 和 Houston (2005)^[27]提出,贸易全球化的发展极大促进了工业发展,由于存在价格优势,国际上更廉价的低技能劳动者对发达资本主义国家的相同劳动力形成严重挤压,由此产生大量失业劳动力,从而需要国家财政的大力扶持,造成了1967—1990年工业化国家的政府预算赤字增大现象。Kimakova (2009)^[28]、Kneller (2007)^[29]、高凌云和毛日昇 (2011)^[30]、郭月梅和孙立群 (2009)^[31]、毛捷等 (2015)^[7]等均支持了补偿性假说,即贸易开放度的提高倾向于增加政府规模。王立勇等 (2021)^[11]同样支持了补偿性假说,即认为贸易开放会通过补偿效应提高政府规模。与此同时,他们还提出贸易开放影响政府规模的“中介效应”,即贸易开放会通过影响国家规模来影响该国的政府规模,随着贸易开放度的提高,国家规模会变小,从而使得政府规模变大。梅冬州和龚六堂 (2012)^[6]指出,中国贸易开放程度的提高会带来较大的外部风险,引致政府干预经济的程度上升,从而提高了政府规模。

根据已有理论和文献,并结合经济行为分析,本文认为政府规模对财政政策持久性存在负向影响,主要原因在于:第一,政府规模和财政自动稳定器存在紧密关联,随着政府规模的提高,财政的自动稳定器功能得以加强,政府规模的提高会通过发挥财政自动稳定器的逆周期调节功效使得财政政策整体呈现出逆周期特征 (Woo, 2009^[32]、2011^[9]),这在一定程度上会使得财政政策持久性下降。第二,政府规模的上升会对宏观经济波动产生影响,即政府规模的上升会

通过政府规模的宏观经济稳定功能和货币政策调控、金融发展水平的改善减缓经济波动 (Fátas 和 Mihov, 2003^[33]; Debrun 等, 2008^[34]),降低经济不确定性,有利于促进经济发展,从而使得积极有为的财政支出力度放缓或出现政策转向,降低财政政策持久性。第三,政府规模的上升,有利于提高财政政策逆周期调节的效率,提高了财政政策调控的有效性,从而有利于降低财政政策持久性。

由此可见,政府规模是贸易开放影响财政政策持久性的内在机制,即贸易开放度的提高会使得政府规模扩大,而政府规模的扩大会降低财政政策持久性。接下来,本文将对这一影响机制进行验证。

(二) 模型框架

为了验证这一理论机制,本部分采用已有文献常用的中介效应分析框架,具体模型设定如式 (10) 所示:

$$\begin{cases} \beta_{2it} = \mu_i + \theta_i + a \cdot \ln open_{it} + \gamma_1 W_{it} + \varepsilon_{1it} \\ \ln go_{it} = \mu_i + \theta_i + b \cdot \ln open_{it} + \gamma_2 W_{it} + \varepsilon_{2it} \\ \beta_{2it} = \mu_i + \theta_i + a^* \cdot \ln open_{it} + c \cdot \ln go_{it} + \gamma_3 W_{it} + \varepsilon_{3it} \end{cases} \quad (10)$$

需要说明的是,为了尽可能解决遗漏变量偏差带来的内生性问题,笔者在以上模型中加入了控制变量,用 W_{it} 表示,各个变量的具体含义见表1; β_{2it} 为48个国家1992—2018年的财政政策持久性; $\ln open_{it}$ 为各个国家的贸易开放度; $\ln go_{it}$ 为各个国家的政府规模; a 为贸易开放对财政政策持久性的总效应; b 表示贸易开放度对政府规模的影响; a^* 表示在控制政府规模变量后,贸易开放对财政政策持久性的直接影响。

(三) 实证结果

表4给出了式 (10) 所示模型的参数估计结果。根据式 (10) 的参数估计结果可以看出,贸易开放对财政政策持久性的总效应估计值为-0.086,在5%的显著性水平上显著,说明贸易开放对财政政策持久性存在显著的负向影响,与上文研究结论一致。贸易开放对政府规模的影响为0.059,在5%的显著性水平上显著,说明贸易开放对政府规模存在显著影响,即随着贸易开放程度的提高,政府规模倾向于变大。表4最后一行估计结果显示,在控制了政府规模这一变量后,贸易开放度对财政政策持久性的直接效应为-0.068,且在10%的显著性水平上显著,与第一行

估计结果相比较后不难发现,在模型中控制了政府规模后,贸易开放度对财政政策持久性的效应变小且显著性降低,说明存在部分中介效应,即贸易开放的确会通过政府规模这一渠道影响财政政策持久性。

表4 贸易开放对财政政策持久性的影响机制检验结果

系数	估计值	标准差	P 值
<i>a</i>	-0.086	0.041	0.035 **
<i>b</i>	0.059	0.028	0.040 **
<i>c</i>	-0.299	0.055	0.000 ***
<i>a</i> *	-0.068	0.040	0.088 *

综上所述,贸易开放影响财政政策持久性的内在机制是:贸易开放会通过“中介效应”和“补偿效应”渠道提高政府规模。由于政府规模与财政自动稳定器功能之间的紧密联系,一国政府规模的扩大,会使得财政的自动稳定器功能得以加强,通过发挥财政自动稳定器功能的逆周期性,提高财政政策整体的逆周期性和财政政策逆周期调节效率,从而使得财政政策持久性下降。与此同时,一国政府规模的扩大,有利于降低或减缓宏观经济波动,降低经济不确定性,使积极有为的财政支出力度放缓或出现政策转向,降低财政政策持久性。换言之,政府规模是贸易开放影响财政政策持久性的中介变量和渠道。

五、结论与政策建议

财政政策持久性与财政政策周期性、财政政策波动性是被理论界和实务界长期关注的三大政策特征,财政政策持久性是否会受贸易开放的影响以及存在何种影响,是本文拟解决的问题。针对这一问题的研究,不仅有利于新发展格局下财政政策选择和制定,而且有利于科学评价财政政策效果。基于此,本文借助状态空间模型测度了48个国家的财政政策持久性,并以中国加入WTO作为准自然实验,利用回归合成法推断贸易开放对财政政策持久性的因果效应,并从理论和实证两方面分析贸易开放影响财政政策持久性的内在机制。经过分析,得到以下基本结论:第一,发达国家和发展中国家的财政政策持久性特征呈现出一定差异,发达国家的财政政策持久性略低于发展中国家,尤其在近些年来,这种差距变得更加明显。近年来,各国财政政策持久性有所提升,呈现出稳中有升的状态。第二,贸易开放对财政政策持久性产生显著的负向影响,即随着一国贸易开放度的提升,其财

政政策持久性倾向于降低。第三,贸易开放度会通过“中介效应”和“补偿效应”渠道提高一国的政府规模。换言之,贸易开放会通过补偿效应提高政府规模。与此同时,贸易开放还会通过“中介效应”影响政府规模,即贸易开放会通过影响国家规模来影响该国的政府规模,随着贸易开放的提高,国家规模会变小,从而使得政府规模变大。第四,一国政府规模的扩大,会使得财政的自动稳定器功能得以加强,通过发挥财政自动稳定器功能的逆周期性,提高财政政策整体的逆周期性和财政政策逆周期调节效率,从而使得财政持久性下降。与此同时,一国政府规模的扩大,有利于降低或减缓宏观经济波动,降低经济不确定性,使积极有为的财政支出力度放缓或出现政策转向,降低财政政策持久性。第五,贸易开放影响财政政策持久性的内在机制是:贸易开放会通过“中介效应”和“补偿效应”渠道提高政府规模,从而有利于降低一国的财政政策持久性。

根据以上结论,本文认为:第一,应立足新发展阶段,大力推动更高水平、更高层次的对外开放,大力推动制度型开放,主动对标高标准国际经贸规则,打造对外资更具吸引力的营商环境,高质量共建“一带一路”,深化多双边经贸合作,拓展对外经贸合作新空间,适度降低财政政策持久性,提高财政政策的灵活性、针对性和有效性。第二,应继续深化财税体制改革,加快建立现代财政制度,在致力于实现中长期目标的前提下,在做好宏观调控跨周期设计和调节的同时,发挥政策的逆周期调节功效,不能因为一味强调政策的稳定性和持续性而放弃政策的灵活性,应以规则为基础兼顾灵活性,达到相机抉择和规则的融合及协同,以规则式调控增进宏观调控的稳定性和连续性,以相机抉择式调控进行逆周期调节,应对外部冲击,保证经济位于合理区间。特别是面对当前的疫情冲击,应加强政策逆周期调节力度。第三,面对疫情冲击,财政政策一直保持较强的支出力度,财政赤字高居不下,在减税降费力度不减和经济下滑压力不断增大的现实背景下,应重视财政风险和债务风险,特别是地方政府的财政风险,重视财政风险、金融风险和经济风险之间传染的复杂性,防范系统性风险的发生。第四,随着高水平对外开放的不断推进,应重视财政政策制定的双向国际溢出效应和传染效应,应主动参与国际政策协调与政策沟通,积极捍卫国家经济主权,提升应对大变局的能力。

参考文献

- [1] 陈诗一, 张军. 中国地方政府财政支出效率研究 [J]. 中国社会科学, 2008 (4): 65-78.
- [2] Eggertsson G B, Mehrotra N R, Summers L H. Secular Stagnation in the Open Economy [J]. American Economic Review, 2016a, 106 (5): 503-507.
- [3] Eggertsson G B, Mehrotra N R, Singh S R, Summers L H. A Contagious Malady? Open Economy Dimensions of Secular Stagnation [J]. IMF Economic Review, 2016b, 64 (4): 581-634.
- [4] Ram R. Openness, Country Size, and Government Size: Additional Evidence from a Large Cross-Country Panel [J]. Journal of Public Economics, 2009, 93 (1/2): 213-218.
- [5] Lane P R. The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Evidence from the OECD [J]. Journal of Public Economics, 2003, 87 (12): 2661-2675.
- [6] 梅冬州, 龚六堂. 开放真的导致政府规模扩大吗? ——基于跨国面板数据的研究 [J]. 经济学 (季刊), 2012 (1): 243-264.
- [7] 毛捷, 管汉晖, 林智贤. 经济开放与政府规模——来自历史的新发现 (1850—2009) [J]. 经济研究, 2015 (7): 87-101.
- [8] 梅冬州, 王思卿, 王志刚. 资本账户开放对政府规模的影响机制研究——基于 OECD 国家与其他国家的比较分析 [J]. 财政研究, 2018 (5): 2-14.
- [9] Woo J. Growth, Income Distribution, and Fiscal Policy Volatility [J]. Journal of Development Economics, 2011, 96 (2): 289-313.
- [10] 王立勇, 祝灵秀. 贸易开放与财政政策周期性——来自 PSM-DID 准自然实验的证据 [J]. 经济动态, 2019 (8): 40-55.
- [11] 王立勇, 袁子乾, 纪尧. 贸易开放与财政政策波动性 [J]. 经济研究, 2021 (2): 89-105.
- [12] Fatas A, Mihov I. Fiscal Discipline, Volatility and Growth [M]//Serven L, et al. Fiscal Policy, Stabilization and Growth: Prudence or Abstinence? . World Bank Publications, 2007: 95.
- [13] Afonso A, Agnello L, Furceri D. Fiscal Policy Responsiveness, Persistence, and Discretion [J]. Public Choice, 2010, 145 (3/4): 503-530.
- [14] Gali J, Perotti R. Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe [J]. Economic Policy, 2003, 18 (37): 533-572.
- [15] Tarawalie A B, Sissoho M, Conte M, Ahoror C R. Political Business Cycle and Macroeconomic Convergence: The WAMZ Experience [J]. WAMI Occasional Paper Series, 2014, 1 (7): 1-40.
- [16] Umoh O J, Onye K U, Atan J A. Political and Institutional Determinants of Fiscal Policy Persistence in West Africa [R]. MPRA Paper No. 88452, 2019.
- [17] Persson T, Tabellini G E. Political Economics: Explaining Economic Policy [M]. MIT Press, 2002.
- [18] Alesina A, Campante F R, Tabellini G. Why Is Fiscal Policy often Procyclical [J]. Journal of the European Economic Association, 2008, 6 (5): 1006-1036.
- [19] Ifere E O, Okoi O B. Political Economy of Fiscal Deficits in a Democracy [J]. Economia, 2018, 19: 12-23.
- [20] Fatas A, Mihov I. The Macroeconomic Effects of Fiscal Rules in the US States [J]. Journal of Public Economics, 2006, 90: 101-117.
- [21] Hsiao C, Ching H S, Wan S K. A Panel Data Approach for Program Evaluation: Measuring the Benefits of Political and Economic Integration of Hong Kong with Mainland China [J]. Journal of Applied Econometrics, 2012, 27 (5): 705-740.
- [22] Bai J, Ng S. Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models [J]. Econometrica, 2002, 70: 191-221.
- [23] 王立勇, 王申令. 强化预算约束是否降低了财政政策波动性 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (10): 3-14.
- [24] Abadie A, Diamond A J, Hainmueller J. Comparative Politics and the Synthetic Control Method [J]. American Journal of Political Science, 2012, 59 (2): 495 - 510.
- [25] Cameron D R. The Expansion of the Public Economy: A Comparative Analysis [J]. American Political Science Review, 1978, 72 (4): 1243-1261.
- [26] Rodrik D. Why Do More Open Economies Have Bigger Governments [J]. Journal of Political Economy, 1998, 106 (5): 997-1032.
- [27] Milberg W, Houston E. The High Road and the Low Road to International Competitiveness: Extending the Neo-Schumpeterian Trade Model Beyond Technology [J]. International Review of Applied Economics, 2005, 19 (2): 137-162.
- [28] Kimakova A. Government Size and Openness Revisited: The Case of Financial Globalization [J]. Kyklos, 2009, 62 (3): 394-406.
- [29] Kneller R. No Miracles Here: Trade Policy, Fiscal Policy and Economic Growth [J]. The Journal of Development Studies, 2007, 43 (7): 1248-1269.
- [30] 高凌云, 毛日昇. 贸易开放、引致性就业调整与我国地方政府实际支出规模变动 [J]. 经济研究, 2011 (1): 42-56.
- [31] 郭月梅, 孙群力. 贸易开放与中国地方政府规模关系的实证研究 [J]. 管理世界, 2009 (10): 166-167.
- [32] Woo J. Why Do More Polarized Countries Run More Procyclical Fiscal Policy [J]. The Review of Economics and Statistics, 2009, 91 (4): 850-870.
- [33] Fatas A, Mihov I. The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118 (4): 1419-1447.
- [34] Debrun X, Pisani-Ferry J, Sapir A. Government Size and Output Volatility: Should We Forsake Automatic Stabilization? [R]. IMF Working Papers No. 08/122, 2008.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

增值税减税的劳动分配效应研究

The Research on the Labor Distribution Effect of VAT Reduction

李红霞 张亚璟 殷诗絮

LI Hong-xia ZHANG Ya-jing YIN Shi-xu

[摘要] 党的十九届六中全会《决议》明确提出,要“坚持以人民为中心,着力扩大中等收入群体的规模”。增值税作为我国占比最大的税种,对促进社会分工,调节收入分配,提高劳动效率等方面起着关键作用。近年来,我国几次下调了增值税率为企业减负增效,助力企业健康发展,但目前界内关于增值税对收入分配效应的研究相对薄弱,对增值税有效税率变动调节企业劳动收入份额的研究更为少见。因此,在现行增值税政策下,增值税有效税率变动对企业税收负担及初次收入分配效应的影响值得进一步探究。笔者通过构建数理模型分析得出增值税有效税率是决定劳动收入份额的重要因素,并利用2014—2020年全行业上市公司数据,采用固定效应模型,研究发现增值税有效税率降低1%,企业劳动收入份额上升0.367%,这种提升效应在不同类型企业中存在异质性,这为降低增值税率从而提高劳动者的收入提供了新证据,为缩小收入分配差距推进共同富裕,也为减税降费的进一步实施提供新思路。

[关键词] 增值税减税 增值税有效税率 劳动收入份额 共同富裕

[中图分类号] F810.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 08-0014-11

Abstract: The “Resolution” of the Sixth Plenary Session of the 19th Central Committee clearly stated that we should “adhere to the people-centered approach and focus on expanding the size of the middle-income group.” As the largest tax in my country, value-added tax plays a key role in promoting social division of labor, regulating income distribution, and improving labor efficiency. In recent years, our country has lowered the value-added tax rate several times to reduce burdens and increase efficiency for enterprises, helping enterprises to develop healthily. However, at present, the research on the effect of value-added tax on income distribution in the industry is relatively weak. Therefore, under the current value-added tax policy, the impact of changes in the effective tax rate of value-added tax on the tax burden of enterprises and the distribution effect of primary income deserves further exploration. This paper analyzes by constructing a mathematical model and concludes that the effective tax rate of VAT is an important factor in determining the share of labor income, and using the data of listed companies in the whole industry from 2014 to 2020. Using a fixed effect model, the study finds that the effective VAT rate is reduced by 1%, and the share of labor income of enterprises is increase of 0.367%. This kind of promotion effect is heterogeneous among different types of enterprises, which provides new evidence for reducing the value-added tax rate to increase the income of laborers, for narrowing the income distribution gap and promoting common prosperity, and for reducing taxes and fees. This study provides new ideas for further implementation.

Key words: VAT reduction VAT effective rate Labor share Common prosperity

[收稿日期] 2022-03-28

[作者简介] 李红霞,女,1963年9月生,首都经济贸易大学财政税务学院教授,博士生导师,研究方向为财政理论与政策、政府预算理论与实务;张亚璟,女,1996年6月生,首都经济贸易大学财政税务学院博士研究生,研究方向为财政理论与政策;殷诗絮,女,1997年2月生,首都经济贸易大学经济学院博士研究生,研究方向为经济结构与经济增长。本文通讯作者为张亚璟,联系方式为:835767894@qq.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“我国减税降费政策效果绩效评估与风险防范研究”(项目编号:20BJY219);教育部人文社会科学研究规划基金项目“新时代中期预算脆弱度分析与可持续路径选择研究”(项目编号:18YJA790044)。

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

要素收入分配是我国经济发展中的一个重要命题,劳动收入份额深刻影响着收入分配和经济发展结构。党的十九届五中全会把全体人民的共同富裕进展作为2035年远景目标,共同富裕意味着财富的创造与分配的良性循环,而最终的收入分配格局很大程度上取决于初次分配,如果国民收入中的很大一部分由全体劳动人民共享,最终的社会收入分配就会趋于公平。当前,我国全面改革进入深水期,我国经济面临的国内国际环境更加复杂,经济下行压力增大。为此政府采取多种宏观政策来应对经济挑战,深入推进供给侧结构性改革,其中关键一环就是减轻各类企业的税费负担,为企业释放红利,助力经济的高质量发展。我国曾多次下调法定增值税率,与此同时,企业的增值税有效税率也随之下降,增值税有效税率变动一定程度上影响着市场经济下的公平与效率,那么从“公平”角度而言增值税有效税率和劳动收入份额之间存在怎样一种关系呢?在不同类型的企业中存在差异吗?基于2014—2020年上市企业的数据分析表明企业增值税有效税率自2016年起逐步下降,而企业的劳动收入份额相反却表现出上升趋势(如图1所示)。本文通过定性定量研究找到对这些问题的答案,厘清了增值税有效税率与初次收入分配的关系,有利于在结构性减税中精准调控,为实现共同富裕提供新的视角,也为减税降费的进一步实施提供新思路。

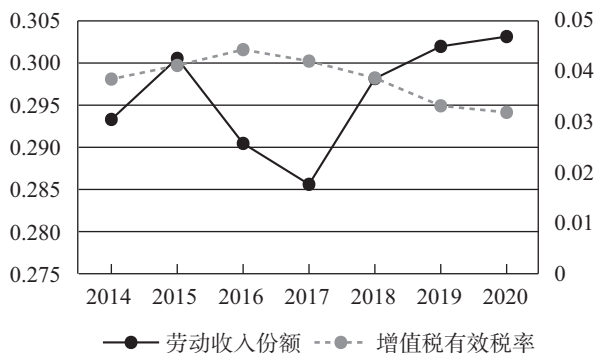


图1 劳动收入份额与增值税有效税率趋势图

本文的主要贡献在于:(1)量化研究了增值税有效税率与劳动收入份额之间的关系,丰富了劳动收入份额微观因素研究,也拓展了降低增值税率经济效应的研究视角。(2)构建了增值税有效税率决定劳动收入份额的数理模型,揭示了企业增值税负产生分配

效应的机理,拓展了劳动收入份额决定模型。(3)从微观数据入手,发现了降低增值税有效税率可以提高劳动收入份额,为我国进一步结构性减税的精准调控提供微观实践思路。

二、文献综述

本文研究的主题与两类文献密切相关,第一类是减税带来的经济效应的相关研究,第二类是关于企业劳动收入份额决定因素的相关研究。

有关“减税降费”产生的经济效应的相关研究文献大致分为三类:减税降费的总体政策评价、减税的经济效应评价、降低社会保险缴费的宏观和微观效应。总体来看,已有文献表明减税降费可以提高企业全要素生产率,减少企业退出市场的概率(田磊和陆雪琴,2021^[1]),同时可以吸引更多企业进入市场,提高实际工资等(Sedlacek和Sterk,2019^[2])。社会层面上,也有研究表明长期实施减税降费会促进高质量就业(王智烜等,2018^[3])。刘乐淋和杨毅柏(2021)^[4]将宏观税负引入熊彼特增长框架,理论模型表明宏观税负与经济增长之间存在倒U型关系,进一步表明2018年的减税降费政策的实施正合时宜,然而多年持续性减税降费带来的财政可持续风险必须加以防范(张斌,2019^[5]),同时要警惕地方债等风险问题(尹李峰等,2021^[6])。从减税的角度来看,2016年全面“营改增”以来,有关其经济效应的讨论层出不穷,企业层面上主要是围绕“营改增”对于公司的税负(曹越和李晶,2016^[7];童锦治等,2015^[8])、研发投入(邹洋等,2019^[9];余镜怀等,2019^[10])、企业劳动收入份额(苏桂芳等,2021^[11])、盈利能力和专业化分工(刘建民等,2017^[12])以及企业价值(曹平和王桂军,2019^[13];钱晓东,2018^[14])等方面的讨论。而宏观层面“营改增”作为结构性减税的关键一步对宏观经济、消费性财富和收入分配格局等方面产生重要影响(孙正和张志超,2015^[15];石中和和娄峰,2015^[16]),邓晓兰等(2021)^[17]研究表明“营改增”显著提高地方财政可持续性,并且可以在后期发力。但是其累退性一定程度上抵消了分配的正效应(汪昊,2016^[18])。2017—2019年我国三次调整增值税率,成为“营改增”后税制优化的重点调整方向,由于实施时间短,目前关于增值税率下调的相关研究不足。已有文献重点关注制造业领域,如杨智峰和李秀珍(2021)^[19]基于隐性增值税再

减税的角度实证分析了不同地区增值税变动与产业升级的相关关系,蒋为(2016)^[20]则利用2004年东北地区增值税转型改革研究了增值税有效税率对于资源配置的影响,然而由于我国制造业增值税负粘性特征使得企业税负痛感较重(余新创,2020^[21])。也有少量文献研究了增值税率下调对于企业投资的影响(肖春明,2021^[22])和收入再分配效应(田志伟和王钰,2022^[23]),但缺乏对于全行业的分析。

有关劳动收入份额变动及其影响因素的文献相当丰富。就影响因素来说现有研究主要集中在要素替代(陈登科和陈诗一,2018^[24]; Karabarbounis 和 Neiman, 2013^[25]; Barkai, 2020^[26]; Alvarez-Cuadrado 等, 2018^[27])、融资约束(阎曼华和刘婷婷,2013^[28]; 罗长远和陈琳,2012^[29])、产业结构(郭凯明,2019^[30]; 郭小年和邵宜航,2021^[31])、劳资谈判力量(魏下海等,2013^[32])和对外开放程度(余森杰和梁中华,2014^[33]; Böckerman 和 Maliranta, 2012^[34])等。国外有很多学者分析了本国劳动收入份额下降的原因。例如: Elsby 等(2013)^[35]认为离岸外包是美国劳动占比下降的驱动因素; Kehrig 和 Vincent (2021)^[36]基于美国制造业机密数据,认为只有需求因素能够解释美国制造业劳动占比下降; Kaymak 和 Schott (2018)^[37]利用 OECD 数据发现企业税率降低导致劳动收入份额下降。就中国的实际国情来说,一些学者构建了更贴近中国现实的理论框架。例如:白重恩等(2008)^[38]在 CES 函数的基础上建立了一个劳动收入份额决定模型,综合分析了市场扭曲、技术、替代弹性和垄断竞争对于要素份额的影响;伍山林(2011)^[39]更进一步在微观决定模型中引入了税收要素,该框架的进步之处在于异质性分析和考虑了税收因素,但没有进一步的实证分析来支撑。综上所述可以看出,学者们在构建劳动收入份额决定模型时较少考虑到税收负担的问题,仅杜鹏程等(2021)^[40]在企业利润最大化的条件下研究了税收征管对于劳动收入份额的作用。类似地, Li 等(2021)^[41]研究了特定类型企业所得税率下降的劳动收入分配情况,与本文研究相近的是申广军等(2018)^[42]研究了增值税转型对于劳动收入份额的影响,但是文章缺少了理论分析。

综上所述,现有文献在研究劳动收入份额时一方面忽视了制度安排对于劳动收入份额的影响研究,由此自变量缺乏严格外生从而导致结果有偏;另一方面较少考虑到税收问题,特别是增值税负。在减税降费

的经济效应分析中,往往聚焦于税收优惠和企业所得税负的相关问题,缺乏对于降低增值税率的分配效应的研究。较多学者关注增值税法定税率的高低,而忽略了增值税有效税率的比较。增值税有效税率的高低不仅取决于法定税率,还取决于抵扣过程,由于存在非单一税率、出口退税、税收遵从等因素的影响,企业之间的增值税有效税率存在较大差异,增值税有效税率差异会造成资源误置,从而造成行业生产效率损失。本文将两个方面结合,以2018年降低增值税率为外生政策冲击,从定性和实证上考察了降低增值税率对于劳动收入份额的影响及传导机制。

三、理论模型构建与研究假说

为了明确增值税率是如何影响企业劳动收入份额,我们从生产函数开始,基于新古典分析框架对增值税率影响劳动收入份额展开理论推演。在生产函数的选择上,由于 CD 函数的隐含假设在中国实际经济发展中不能满足(郝枫和盛卫燕,2014^[43]); VES 生产函数假设过于强硬,难以横向比较(郝枫和盛卫燕,2014^[43]); 应用较为广泛的 Translog 生产函数形式复杂,不利于简洁分析,因此本文选择 CES 函数为分析基础。

假设某个具有代表性的企业 i 运用资本 K 和劳动 L 两种要素进行生产,产出函数为 CES 形式:

$$Y_i = [a(A_i K_i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + b(B_i L_i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (1)$$

其中, A_i 和 B_i 分别表示资本和劳动的技术水平, a 、 b 分别代表资本和劳动两种要素的分配参数 ($a+b=1$), ε 代表资本劳动间的替代弹性 ($\varepsilon>0$)。

假设微观企业只生产一种产品,产品的价格为 p_i , 企业的工资率为 w_i 、资本租金率为 r_i , 三者皆外生给定。企业利润函数的一般形式为:

$$\Pi_i = p_i Y_i - K_i r_i - w_i L_i \quad (2)$$

企业在理想的生产可能性曲线上的利润函数为:

$$\Pi_{i0} = p_{i0} Y_{i0} - K_{i0} r_{i0} - w_{i0} L_{i0} \quad (3)$$

在实际情况下,由于市场不完善导致生产要素市场价格与机会成本产生偏差,即为要素市场扭曲(Chacholiades, 1978^[44]),扭曲效应会影响企业对于要素的选择决策。白重恩等(2008)^[38]通过假设经济性质不同的企业在经营目标上存在差异,在企业最大

化目标函数中引入以规模偏向加利润偏向的混合均衡条件,使得扭曲因素(由于各种外部因素,企业并非完全追求利润最大化)进入决定方程。杜玖月(2016)^[45]认为要素扭曲的来源和具体表现非常广泛,其将这些表现尽可能包含在表征变量中。参照杜玖月的研究,设 $X_{i0} = \frac{X_i}{(1-\theta_x)}$, θ_x 为各变量的扭曲系数,则:

$$\Pi_{i0} = \frac{\Pi_i}{(1-\theta_\Pi)}, \text{其中 } 0 < \theta_\Pi < 1$$

$$p_{i0}Y_{i0} = \frac{p_iY_i}{(1-\theta_y)}, \text{其中 } 0 < \theta_y < 1$$

$$r_{i0}K_{i0} = \frac{r_iK_i}{(1-\theta_k)}, \text{其中 } \theta_k < 1$$

$$w_{i0}L_{i0} = \frac{w_iL_i}{(1-\theta_L)}, \text{其中 } \theta_L < 1$$

企业决策的目标函数为:

$$\max \Pi_i = \max \frac{(1-\theta_\Pi)p_iY_i}{(1-\theta_y)} - \frac{(1-\theta_\Pi)r_iK_i}{(1-\theta_k)} - \frac{(1-\theta_\Pi)w_iL_i}{(1-\theta_L)} \quad (4)$$

假设政府对企业所得和生产过程征税,虽然增值税为价外税,是不包含在价格中的,但是由于增值税税率差异以及抵扣链条不完整等现实因素,企业往往无法进行完全转嫁,从而承担一定的增值税负。企业所得税和生产税分别为 τ_Π 和 τ_y , 则式(4)可改写为:

$$\max \Pi_i (1-\tau_\Pi) = \max \frac{(1-\theta_\Pi)(1-\tau_y)p_iY_i}{(1-\theta_y)} - \frac{(1-\theta_\Pi)r_iK_i}{(1-\theta_k)} - \frac{(1-\theta_\Pi)w_iL_i}{(1-\theta_L)}$$

即:

$$\max \Pi_i = \max \frac{(1-\theta_\Pi)(1-\tau_y)p_iY_i}{(1-\theta_y)(1-\tau_\Pi)} - \frac{(1-\theta_\Pi)r_iK_i}{(1-\theta_k)(1-\tau_\Pi)} - \frac{(1-\theta_\Pi)w_iL_i}{(1-\theta_L)(1-\tau_\Pi)} \quad (5)$$

$$\text{设: } \frac{(1-\theta_\Pi)(1-\tau_y)}{(1-\theta_y)(1-\tau_\Pi)} = S$$

$$\frac{(1-\theta_\Pi)}{(1-\theta_k)(1-\tau_\Pi)} = Q$$

$$\frac{(1-\theta_\Pi)}{(1-\theta_L)(1-\tau_\Pi)} = R$$

则式(5)可简化为:

$$\max \Pi_i = \max Sp_iY_i - QK_i r_i - R w_i L_i \quad (6)$$

结合式(1)和式(6)可得一阶均衡条件 $\frac{\partial \Pi_i}{\partial K_i} =$

$$0, \frac{\partial \Pi_i}{\partial L_i} = 0, \text{ 可求出 } r_i \text{ 和 } w_i。$$

$$r_i = \frac{S}{Q} p_i a_i A_i^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \left(\frac{y_i}{K_i} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (7)$$

$$w_i = \frac{S}{R} p_i b_i B_i^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \left(\frac{y_i}{L_i} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (8)$$

假设政府征税的来源为企业所得、生产过程、资本所得和劳动所得,分别用 τ_Π 、 τ_y 、 τ_k 、 τ_L 表示,总的政府税收 $T = \tau_\Pi + \tau_y + \tau_k + \tau_L$, 劳动收入份额的计算式为 $\alpha_i = \frac{w_i L_i (1-\tau_L)}{p_i Y_i}$, 根据欧拉定理可知 $\frac{\alpha_i}{1-\tau_L} + \beta_i + T_i = 1$ (其中 β_i 和 T_i 分别表示资本收入份额与政府对企业的税收)。通过上述推导可以说明劳动收入份额 α_i 是关于生产税(增值税) τ_y 的函数:

$$\alpha_i = \frac{w_i L_i (1-\tau_L)}{p_i Y_i} = \frac{\frac{S}{R} p_i b_i B_i^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \left(\frac{y_i}{L_i} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} L_i}{p_i Y_i} (1-\tau_L)$$

$$= \frac{(1-\theta_\Pi)(1-\tau_y)(1-\tau_L)}{(1-\theta_y)(1-\tau_\Pi)} b \left(\frac{B L_i}{y_i} \right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}$$

$$\alpha_i = \frac{(1-\theta_L)(1-\tau_y)(1-\tau_L)}{(1-\theta_y)} b \left(\frac{B L_i}{y_i} \right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \quad (9)$$

式(9)表明均衡状态下企业的劳动收入份额直接取决于要素间的替代弹性、劳动生产率、劳动分配比例,以及生产税和劳动税。考虑增值税率对于劳动收入份额的影响,即 α_i 对 τ_y 求偏导可得:

$$\frac{\partial \alpha_i}{\partial \tau_y} = - \frac{(1-\theta_L)(1-\tau_L)}{(1-\theta_y)} b \left(\frac{B L_i}{y_i} \right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} < 0$$

由此本文提出待检验的假说1: 增值税有效税率降低能够提高劳动收入份额。

如同伍山林 (2011)^[39] 研究中所提到不同类型的企业会有着不同的目标, 会不同等地来看待利润和税收。基于企业的经营目标不同, 式 (9) 中的扭曲系数和劳动分配比例会发生变化, 即增值税扭曲了要素投入组合。例如, 国有上市企业更多地看重税收, 此时增值税有效税率的提高就不会对资本劳动的投入比例产生明显影响; 而私营上市企业多以利润最大化为目标, 增值税有效税率降低带来的现金流会改变要素投入组合, 从而使得劳动收入份额发生变化。进一步分析, 在“委托-代理”框架下, 可以预见降低增值税有效税率会在高层收入份额与普通员工收入份额中产生差异。具体的分析结果会在下文展开讨论。

由此本文提出待检验的假说 2: 降低增值税率的分配效应在企业间存在异质性, 并且对不同群体收入份额影响也存在差异。

四、数据与关键指标测算

(一) 数据说明

本文实证研究所选取的数据为 2014—2020 年 A 股上市企业数据, 数据来源为 Csmar 数据库。样本选择区间的合理之处在于: 中国的税制改革始于 1994 年, 2012 年“营改增”在上海展开试点, 截止到 2014 年除建筑业、房地产业、金融业、生活服务业外所有行业均征收增值税, 2016 年国家宣布全面改征增值税, 因此 2014 年前税收政策相对来说较为稳定, 绝大多数文献在基于工业企业数据库研究劳动收入份额时忽略了税收因素。工业企业数据虽然具有样本量大等优势, 但近年来没有公布, 上市企业数据的真实性更为可靠, 且可以抓取到最新年份数据, 因此本文选择了 A 股上市企业数据。本文首先剔除了金融行业数据, 有证据表明房地产企业的金融化属性增强, 因此本文进一步剔除了房地产企业; 其次, 本文剔除了增值税税率为负、营业成本为零、劳动收入份

额畸高等数据明显不符合逻辑的样本; 最后, 本文还删除了样本期间被 ST 及 * ST 处理的经营异常样本。同时, 对连续型变量做了 1% 水平上的 winsor 处理来剔除极端值的影响。

(二) 关键指标测算与变量说明

增值税有效税率 ($VATrate$)。由于上市公司财务报表中并未直接提供企业当期实际缴纳的增值税, 参照范子英和彭飞 (2017)^[46] 的做法, 利用企业公布的城建税和教育费附加来倒推企业实际缴纳的增值税。具体做法为: 企业当期缴纳的增值税 = 城建税/城建税率 (或者教育费附加/税率) - 营业税 - 消费税。其中, 城建税/城建税率的原则为: 若企业财务报表列示城建税和适用税率, 则直接相除; 若没有公布税率按照 7% 计算; 若报表附注公布多档税率则采用平均值计算。教育费附加/税率的原则为: 若教育费附加和地方教育费附加分开填报的, 则按教育费附加除以 3% 计算; 若没有分开填报则按总的教育费附加除以 5% 计算。增值税有效税率的分母项为企业财务报表列示的营业收入项。

劳动收入份额 (LS)。借鉴方军雄 (2011)^[47] 的研究, 本文将劳动收入份额定义为企业员工支付占工业增加值的比重, 采用企业现金流量表、利润表中的指标计算。具体的公式为: 支付给职工以及为职工支付的现金/(营业收入 - 营业成本 + 员工支付 + 固定资产折旧)。

其他控制变量。借鉴已有关于企业微观层面上劳动收入份额的影响因素研究, 本文将可能影响企业劳动收入份额的其他企业特征变量 (资本劳动比、盈利能力、企业规模、偿债能力、出口份额、全要素生产率、企业年龄等) 进行控制; 同时将行业层面赫芬达尔指数 HHI 进行控制; 万江滔和魏下海 (2020)^[48] 实证研究结果表明地区最低工资规制对企业劳动收入份额影响不可忽略, 在本文也对城市层面的变量进行控制。具体见表 1 的描述性统计。

表 1 描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	极小值	极大值
劳动收入份额	20 419	0.296 712	0.124 484	0.001 811	0.996 734
增值税有效税率	20 419	0.038 533	0.030 924	3.19E-10	0.818 417
资本劳动比	20 409	12.552 520	1.192 648	2.924 847	22.120 520
盈利能力	20 419	0.072 048	0.536 452	-18.679 200	48.823 630

续前表

变量名称	观测值	平均值	标准差	极小值	极大值
企业规模	20 419	22. 160 930	1. 295 476	15. 979 170	28. 636 490
资产负债率	20 419	0. 405 777	0. 206 652	0. 008 359	4. 723 600
出口份额	20 419	0. 137 755	0. 215 265	-0. 008 490	1. 000 000
企业年龄	20 405	17. 672 870	5. 707 336	1. 000 000	62. 000 000
全要素生产率 (OP)	17 559	9. 129 794	1. 095 879	5. 625 993	13. 577 590
行业赫芬达尔指数	20 399	0. 108 448	0. 126 530	0. 000 000	1. 000 000
地区最低工资标准	19 963	9. 762 599	0. 223 124	9. 206 332	10. 300 920

五、固定效应模型与稳健性检验

(一) 实证方程设定与基准估计结果

本文及基准方程设定如下:

$$LS_{it} = \alpha + \beta VATRate_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \eta_t + \mu_{it}$$

本文的研究采用双向固定效应模型, 其中: X_{it} 表示一系列企业层面和城市-行业层面的控制变量, 排除其他因素对于被解释变量的影响; μ_i 和 η_t 分别表示企业固定效应 (排除企业层面一些不随时间变化的不可观测值的影响) 和年份固定效应 (排除某些年份同时影响所有企业的宏观经济波动和政策变化的影响); μ_{it} 表示误差项。

回归结果见表 2 所示, 列 (1) 没有添加控制变量, 计量结果表明增值税有效税率与劳动收入份额负相关, 但在统计上不显著; 列 (2) 加入了企业层面的控制变量, 结果显示增值税有效税率与劳动收入份额的相关系数在 1% 的水平上显著为负, 增值税有效税率降低 1%, 劳动收入份额上升 0. 367%; 为减轻遗漏变量对估计结果一致性产生影响, 列 (3) 中加入了行业-城市层面的控制变量, 回归结果显示有效税率降低 1%, 劳动收入份额提高 0. 371%, 这一结果同样在 1% 的水平上显著, 与列 (2) 的回归结果相差不大。

表 2 基准回归

	因变量: 劳动收入份额		
	(1)	(2)	(3)
增值税有效税率	-0. 043 (-0. 42)	-0. 367 *** (-5. 33)	-0. 371 *** (-5. 32)
资本劳动比		-0. 037 4 *** (-13. 80)	-0. 036 7 *** (-13. 37)

续前表

	因变量: 劳动收入份额		
	(1)	(2)	(3)
盈利能力		-0. 179 *** (-21. 21)	-0. 176 *** (-20. 98)
资产负债率		0. 042 8 *** -3. 57	0. 044 0 *** -3. 63
企业规模		0. 028 8 *** -6. 48	0. 027 0 *** -6. 24
出口份额		0. 065 7 *** -4. 33	0. 066 8 *** -4. 26
企业年龄		-0. 0019 3 (-0. 47)	-0. 0016 3 (-0. 40)
全要素生产率 (OP)		-0. 084 5 *** (-21. 29)	-0. 085 3 *** (-21. 50)
行业赫芬达尔指数			-0. 069 5 *** (-3. 77)
地区最低工资标准			7. 08E-07 -0. 94
观测值	20 419	17 542	17 101
R^2	0. 003 9	0. 243 1	0. 228 2

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

(二) 克服内生性问题

在进行基准回归后, 增值税有效税率存在的内生性问题需要进一步考虑。具体来说, 首先可能存在遗漏变量导致内生性, 即存在同时影响增值税有效税率和劳动收入份额的因素, 没有考虑这些因素会导致我们估计出来的系数有偏差; 其次, 方程可能存在联立性偏误, 即劳动收入份额高的企业更容易得到政府的税收政策支持, 使得企业的有效税率较低, 该结果会

导致回归系数被高估；最后，有效税率的度量误差也可能导致内生性问题。本文运用工具变量法来处理内生性问题。

为解决内生性问题，有必要为增值税率寻找一个有效的工具变量。外生政策变化可以很好地满足外生性，如果可以和内生变量紧密相关，则利用该政策的外生冲击构成的工具变量可以很好地满足相关性和外生性。“营改增”后我国增值税率主要经历了三次大的变动：2017年7月取消了13%一档增值税率，增值税率简化为三档；2018年5月将适用17%税率的行业降至16%，将11%税率行业降至10%；2019年《政府工作报告》中指出对制造业等适用16%一般税率的行业降至13%，将交通运输业、建筑业等行业的税率由10%降至9%，6%一档税率保持不变，但优化抵扣措施保证税负只减不增。由于最新数据还没有全面公布，因此我们重点研究以2018年降低增值税率这一外生冲击为工具变量。参照申广军等（2018）^[42]的研究，并考虑到初始增值税率不同的企业存在异质性，我们考虑构造工具变量 $Z_{it} = reform \times VATrate_{2016}$ 。首先，降低行业增值税率会有效降低企业的增值税有效税率，即满足相关性，这是毋庸置疑的。其次，降低部分行业增值税率是政府选择不同行业实施的，企业自身无法决定，因此下调增值税率改革对于劳动收入份额而言是外生冲击，即满足外生性。

由于国家多次下调增值税率，为了干净地识别外生冲击，本部分使用2016—2018年的数据。2017年曾进行简并增值税率改革，因此去除2017年前属于13%税率的上市公司，主要是农林牧渔、电热力行业。至此，适用6%税率的行业和处于2016、2017年时间维度上的其他行业为对照组，即 $reform = 0$ ；其余适用17%和11%的行业且在时间维度上处于2018年为处理组，即 $reform = 1$ 。因此，一阶段回归方程如下：

$$VATrate_{it} = \tau + \eta \times Z_{it} + X_{it} \times \gamma + firm_i + year_t + e_{it}$$

表3的一阶段回归方程显示，工具变量与增值税有效税率的相关系数为负，这与我们的预期一致，表明初始税率越高在改革中受到的影响越大。Panel A中工具变量的系数F值38.25远大于10，因此不存在弱工具变量问题；Panel B中工具变量与劳动收入份额的显系数为正，表明初始税率越高，改革后劳动收入份额提升得越高。表4报告了工具变量识别增

值税有效税率如何影响企业的劳动收入份额，回归结果显示系数仍然在1%的水平上为负，但是相关系数的绝对值大幅增加，即存在内生性问题从而低估了这种分配效应。从表4可以看出，与基准回归结果相比较，当控制了企业、行业层面的相关变量时，这一效果提高了三倍，更加稳健地证明了增值税有效税率与劳动收入份额之间严格的反向因果关系。

表3 工具变量一阶段回归和简约式回归

Panel A: 一阶段回归结果		因变量: 增值税有效税率		
Z_{it}	0.0951*** (-7.50)	0.105*** (-9.46)	-0.105*** (-9.46)	
Panel B: 简约式回归结果		因变量: 劳动收入份额		
Z_{it}	0.2806* (1.69)	0.153*** (-4.35)	0.155*** (-4.26)	
企业层面		控制	控制	
城市-行业层面			控制	
观测值	8 587	7 327	7 144	

表4 两阶段最小二乘法估计结果

	因变量: 劳动收入份额		
增值税有效税率	-1.213*** (-12.19)	-1.085*** (-10.59)	-0.966*** (-8.88)
企业层面		控制	控制
城市-行业层面			控制
观测值	8 587	7 327	7 144

（三）稳健性检验

本文从更换样本和变更劳动收入份额的测算方式两个角度来进行稳健性检验。首先，很多研究证明“营改增”显著提高了上市公司劳动收入份额（苏桔芳等，2021）^[11]，由于本文选取的年份为2016—2020，在这期间“营改增”仍在持续发力，虽然全面营业税改征增值税的目的也在于打通增值税抵扣链条，降低企业增值税负担，但是“营改增”对于不同类型的降税效应也是不同的，因此本文选择剔除“营改增”样本，即剔除服务业样本。其次，更换劳动收入份额的测算方式，参考罗明津和铁瑛（2021）^[49]的做法，运用“应付职工薪酬/企业增加值”来衡量，结果均保持稳健。

表 5 稳健性检验

	改变样本	改变样本	改变样本	变更测算	变更测算	变更测算
VATrate	-0.386 *** (-4.52)	-0.415 *** (-5.47)	-0.415 *** (-5.38)	0.226 (0.55)	-0.236 * (-2.18)	-0.226 * (-2.11)
企业层面		控制	控制		控制	控制
城市-行业层面			控制			控制
N	17 974	15 471	15 042	17 974	15 471	15 042

(四) 异质性分析

新发展阶段下供需结构和分配结构的演化是密切相关的,不同类型的供给侧面临的问题、解决方案存在差异,其在分配结构优化进程中充当的角色也不一致。近些年降低增值税率的减税改革改善劳动收入份额这一事实是否在不同类型、不同地区、不同规模的企业中存在差异?这一问题的研究有助于财税政策的精准和有效实施,为共同富裕事业提供一个崭新视角。

表格6列(1)、列(2)将企业按照所有权性质划分为国有企业和其他(私营企业、外企),回归结果均控制了企业、城市-行业层面的变量,回归结果显示增值税率降低会提高企业的劳动收入份额,这种提升效应在私营企业(包括外企)中呈现出放大效果,相关系数0.401略微大于总体样本回归中的0.37,且在1%的水平上显著,而在国有企业样本中系数却不显著为负。一方面,由于我国社会体制原因,国有企业的劳动收入份额大幅高于私营企业,因而减税刺激下继续提高的空间不大;另一方面;生产要素的调整速度也影响着国有企业和其他企业之间的差异。最后,国有企业一般集中在第一、二产业,规

模相对较大,所享受的税收优惠也多,因而降低增值税率的减税措施对于国有企业的冲击不显著,相反,减税的分配效应在非国有企业中体现得更加明显。

不同企业面临的融资约束即资本的使用成本是不同的,融资约束程度高的企业更倾向于利用劳动替代资本,可以预计到降低增值税率对于高融资约束企业的劳动收入份额提升效应更大。参考Hadlock和Pierce(2010)^[50]的研究计算各企业的SA指数,并将其划分为高低两组,回归结果在列(3)、列(4)中显示。在高、低融资组别中回归结果均显著为负,在高融资约束组这一提升程度更大。如预期所言,在高资本使用成本的企业中减税的劳动收入份额提升程度更高。Autor等(2020)^[51]研究表明市场集中度高的行业劳动收入份额占比较低,原因在于其市场份额高却吸收的就业量有限。同样利用行业HHI指数(市场集中度越大,HHI越高)将样本进行划分,结果在列(5)、列(6)中显示。降低增值税率会显著提高低市场集中度的企业劳动收入份额,高市场集中度意味着垄断程度大,议价能力强,企业对于增值税率的变化不敏感,劳动收入份额的变化在该组别中不显著。

表 6 异质性分析

	其他企业	国有企业	高融资约束	低融资约束	高市场集中度	低市场集中度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VATrate	-0.401 *** (-5.89)	-0.279 (-1.71)	-0.438 *** (-5.33)	-0.369 *** (-3.31)	-0.172 (-1.61)	-0.479 *** (-5.46)
企业层面	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市-行业层面	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	11 352	5 749	8 144	8 957	5 124	11 977

进一步分析发现,劳动收入份额中包含了普通员工收入和高管收入,初次收入分配公平在共同富裕的进程中发挥着重要作用。实现共同富裕不仅要鼓励慈善、捐赠等第三次收入分配方式,更重要的是从初次分配入手,使国民收入分配趋于合理。新发展阶段下

我国要优化供需结构、改善分配结构来加快构建新发展格局和理念,推动社会经济发展,实现全体人民共同富裕。本部分从支付给职工的现金中将上市公司高管收入进行剥离,计算出普通员工收入份额和高管收入份额再次进行回归,结果如表 7 所示。

表 7 进一步分析结果

	<i>Ls</i> 普通	<i>Ls</i> 普通	<i>Ls</i> 普通	<i>Ls</i> 高管	<i>Ls</i> 高管	<i>Ls</i> 高管
<i>VATrate</i>	-0.060 9 (-0.59)	-0.329 *** (-5.44)	-0.333 *** (-5.47)	0.017 9 * (-2.88)	0.011 3 (-0.84)	0.012 2 (-0.88)
企业层面		控制	控制		控制	控制
城市-行业层面			控制			控制
<i>N</i>	20 419	17 550	17 109	20 419	17 550	17 109

回归结果显示,增值税有效税率提高会显著降低普通员工收入份额,而会提高高管劳动收入份额,这表明普通员工收入对于降低增值税有效税率的变化更为敏感。虽然后者仅在 10% 的置信水平上显著,但是为近些年上市公司劳动收入份额不断上升提供了一种全新视角,也是我国“减税降费”的收入分配效应的一种体现。国外基于发达国家的样本多在“委托-代理”的框架下展开,在该假设下企业管理者的经营是为满足股东价值最大化,有效增值税降低的盈余会增加企业管理者的收入份额而非普通员工收入份额,但是我们实证结果显示并非如此。一种具有信服力的解释是我国社会制度的优越性,民营企业承担着越来越多的社会责任,深刻印证了发展成果属于全体人民的希冀,当前民营经济占比越来越大,其在吸收就业、扩大中等收入人群规模、创造财富方面都发挥着不可替代的作用,在逐步实现共同富裕的过程中,民营经济只能壮大、不能弱化。

(五) 机制分析

那么增值税有效税率降低是通过什么机制来提高劳动收入份额呢?劳动收入份额取决于企业人均报酬和人均增加值的变化速度,劳动收入份额的提高来源于报酬增长速度高于增加值增长速度。一方面,增值税有效税率降低促进企业进行固定资产投入或者研发投入来提高劳动的边际生产力,从而导致人均报酬大幅上升。另一方面,早有学者证明 2004 东北地区率先实行增值税转型改革降低了企业增值税有效税率,提升了资源配置效率,降低了市场扭曲程度,即增值

税有效税率降低会减少市场扭曲程度。对企业产出征税实际上在税前就参与影响了企业的自主决策,增值税有效税率降低则减小了这一影响,减少对于企业税前要素投入组合的扭曲,从而提高企业劳动收入份额。

六、结论与建议

本文从数理分析和实证两方面考察了增值税有效税率和劳动收入份额之间关系,同时检验了 2016 年以来我国降低增值税率政策所产生的分配效应。得出三点结论:一是数理模型分析表明增值税有效税率是劳动收入份额决定模型中的重要因素,并且这种作用可能是通过扭曲税前要素投入来影响企业劳动收入份额,基于企业间利润-税收目标不同,这种影响在不同类型的企业中存在异质性。二是在实证分析中,利用 2014—2020 年全行业上市公司数据,采用固定效应模型,研究发现增值税有效税率降低 1%,企业劳动收入份额上升 0.367%,以上结论在更换样本量、改变被解释变量测算方式的稳健性检验下依然成立。进一步分析发现增值税有效税率提高会显著降低普通员工收入份额,这为降低增值税率的分配效应提供了新证据。三是异质性分析发现降低增值税有效税率显著提升了非国有、高融资约束、低市场集中度企业的劳动收入份额。

经历几轮大规模减税降费后,政府财政收入与支出间的矛盾愈发突出,即如何平衡减税降费与财政可持续发展之间的关系在后疫情时代显得愈发重要。中

央多次提出要实施精准减税,本文的研究结论从微观作用机制上阐明了提升企业劳动收入份额的措施,同时也为深化税制改革、促进收入分配公平提供政策建议。第一,进一步简并增值税率。增值税有效税率的上升会通过扭曲企业税前要素分配而影响企业劳动收入份额,因此增值税要发挥其中性特征,落实在税制结构中应该简化多档增值税率,增值税税率从目前三档朝着简并两档方向进行改革,尽可能缓解因非中性带来的效率损失。第二,建立税企对接机制,为民营企业提供全方位办税便利,如发票供应、顺畅办税等服务,定期举办纳税答疑,有效引导企业享受增值税减免政策,确保减税政策落地生根。民营企业吸收了更多的就业容量,也为提升劳动收入份额、促进共同富裕发挥着更大的作用,同时应该更进一步加大反垄断监察,保护市场经济健康发展。2022年减税降费

措施主要针对制造业中小微企业,聚焦因突发公共卫生事件受损严重的餐饮、零售、旅游等行业,因小微企业存续期短、披露不健全,导致相关问题研究不够深入,今后应加强对于提升小微企业劳动收入的研究。第三,深化增值税征管改革。目前,增值税实行抵扣政策,企业有效增值税负的高低还取决于进项税抵扣政策、留抵退税政策等,由于我国法定增值税率下调的空间已不大(13%在国际上处于低位),降低企业增值税有效税率的重点落在进项税额的抵扣上,应该深化增值税征管环节改革,提高企业的实际抵扣率,如创新化发票的管理,避免有些企业由于下游企业不具备开票资格导致进项税无法抵扣,推进征管由“发票管税”向“信息管税”过渡,细化增值税加计抵减政策,让广大企业享受到减税红利。

参考文献

- [1] 田磊,陆雪琴.减税降费、企业进入退出和全要素生产率[J].管理世界,2021(12):56-77.
- [2] Sedláček P, Sterk V. Reviving American Entrepreneurship? Tax Reform and Business Dynamism [J]. Journal of Monetary Economics, 2019, 105: 94-108.
- [3] 王智烜,邓秋云,陈丽.减税降费与促进高质量就业——基于PVAR模型的研究[J].税务研究,2018(6):102-108.
- [4] 刘乐淋,杨毅柏.宏观税负、研发补贴与创新驱动的长期经济增长[J].经济研究,2021(5):40-57.
- [5] 张斌.减税降费的理论维度、政策框架与现实选择[J].财政研究,2019(5):7-16,76.
- [6] 尹李峰,李森,缪小林.减税降费是否带来地方债风险?——基于高质量税源的中介效应分析[J].财政研究,2021(3):56-69.
- [7] 曹越,李晶.“营改增”是否降低了流转税税负——来自中国上市公司的证据[J].财贸经济,2016(11):62-76.
- [8] 童锦治,苏国灿,魏志华.“营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究[J].财贸经济,2015(11):14-26.
- [9] 邹洋,吴楚石,刘浩文,束燕燕.营改增、企业研发投入与企业创新产出——基于科技服务业上市公司的实证研究[J].税务研究,2019(7):83-88.
- [10] 余镜怀,余源,付东普.营改增对高新技术企业研发投入的影响研究[J].税务研究,2019(3):91-95.
- [11] 苏桂芳,陈昌楠,蓝嘉俊.“营改增”与劳动收入份额:来自中国上市公司的证据[J].财贸经济,2021(1):44-61.
- [12] 刘建民,唐红李,吴金光.营改增全面实施对企业盈利能力、投资与专业化分工的影响效应——基于湖南省上市公司PSM-DID模型的分析[J].财政研究,2017(12):75-88.
- [13] 曹平,王桂军.“营改增”提高企业价值了吗?——来自中国上市公司的经验证据[J].财经论丛,2019(3):20-30.
- [14] 钱晓东.“营改增”、税负转嫁能力与企业投资价值相关性[J].当代财经,2018(6):113-123.
- [15] 孙正,张志超.流转税改革是否优化了国民收入分配格局?——基于“营改增”视角的PVAR模型分析[J].数量经济技术经济研究,2015(7):74-89.
- [16] 石中和,娄峰.“营改增”及其扩围的社会经济动态效应研究[J].数量经济技术经济研究,2015(11):105-118.
- [17] 邓晓兰,许晏君,刘若鸿.结构性减税与地方财政可持续性——基于“营改增”的实证研究[J].中央财经大学学报,2021(10):15-29.
- [18] 汪昊.“营改增”减税的收入分配效应[J].财政研究,2016(10):85-100.
- [19] 杨智峰,李秀珍.增值税变动与制造业升级[J].中国经济问题,2021(2):111-124.
- [20] 蒋为.增值税扭曲、生产率分布与资源误置[J].世界经济,2016(5):54-77.
- [21] 余新创.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[J].中央财经大学学报,2020(2):18-28.

- [22] 肖春明. 增值税税率下调对企业投资影响的实证研究——基于减税的中介效应 [J]. 税务研究, 2021 (3): 119-126.
- [23] 田志伟, 王钰. 增值税税率下调的收入再分配效应 [J]. 税务研究, 2022 (1): 42-48.
- [24] 陈登科, 陈诗一. 资本劳动相对价格、替代弹性与劳动收入份额 [J]. 世界经济, 2018 (12): 73-97.
- [25] Karabarbounis L, Neiman B. The Global Decline of the Labor Share [J]. Nber Working Papers, 2013 (1): 61-103.
- [26] Barkai S. Declining Labor and Capital Shares [J]. The Journal of Finance, 2020, 75 (5): 2421-2463.
- [27] Alvarez-Cuadrado F, Long N V, Poschke M. Capital-labor Substitution, Structural Change and the Labor Income Share [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2018, 87: 206-231.
- [28] 阎曼华, 刘婷婷. 企业融资约束对劳动收入份额的影响 [J]. 软科学, 2013 (11): 62-65.
- [29] 罗长远, 陈琳. 融资约束会导致劳动收入份额下降吗? ——基于世界银行提供的中国企业数据的实证研究 [J]. 金融研究, 2012 (3): 29-42.
- [30] 郭凯明. 人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动 [J]. 管理世界, 2019 (7): 60-77, 202-203.
- [31] 郭小年, 邵宜航. 行政审批改革、产业结构与劳动收入份额 [J]. 财经研究, 2021 (8): 19-33, 108.
- [32] 魏下海, 董志强, 黄玖立. 工会是否改善劳动收入份额? ——理论分析与来自中国民营企业的经验证据 [J]. 经济研究, 2013 (8): 16-28.
- [33] 余森杰, 梁中华. 贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析 [J]. 管理世界, 2014 (7): 22-31.
- [34] Böckerman P, Maliranta M. Globalization, Creative Destruction, and Labour Share Change: Evidence on the Determinants and Mechanisms from Longitudinal Plant-level Data [J]. Oxford Economic Papers, 2012 (2): 259-280.
- [35] Elsby M, Hobijn B, Sahin A. The Decline of the U. S. Labor Share. [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2013 (2): 1-63.
- [36] Kehrig M, Vincent N. The Micro-level Anatomy of the Labor Share Decline [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2021 (2): 1031-1087.
- [37] Kaymak B, Schott I. Corporate Tax Cuts and the Decline of the Labor Share [C]. 2018 Meeting Papers, Society for Economic Dynamics, NO. 943, 2018.
- [38] 白重恩, 钱震杰, 武康平. 中国工业部门要素分配份额决定因素研究 [J]. 经济研究, 2008 (8): 16-28.
- [39] 伍山林. 劳动收入份额决定机制: 一个微观模型 [J]. 经济研究, 2011 (9): 55-68.
- [40] 杜鹏程, 王姝勋, 徐舒. 税收征管、企业避税与劳动收入份额——来自所得税征管范围改革的证据 [J]. 管理世界, 2021 (7): 105-118, 8.
- [41] Li B, Liu C, Sun S T. Do Corporate Income Tax Cuts Decrease Labor Share? Regression Discontinuity Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2021, 150: 102624.
- [42] 申广军, 王荣, 张延. 结构性减税与劳动收入份额——兼论增值税转型的分配效应 [J]. 经济科学, 2018 (3): 61-74.
- [43] 郝枫, 盛卫燕. 中国要素替代弹性估计 [J]. 统计研究, 2014, 31 (7): 12-21.
- [44] Chacholiades M. International Trade Theory and Policy [M]. McGraw-hill Kogakusha, c1978, 1978.
- [45] 杜玖月. 劳动要素份额决定——一个综合理论模型 [J]. 经济科学, 2016 (6): 20-33.
- [46] 范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角 [J]. 经济研究, 2017 (2): 82-95.
- [47] 方军雄. 劳动收入比重, 真的一致下降吗? ——来自中国上市公司的发现 [J]. 管理世界, 2011 (7): 31-41, 188.
- [48] 万江滔, 魏下海. 最低工资规制对企业劳动收入份额的影响——理论分析与微观证据 [J]. 财经研究, 2020 (7): 64-78.
- [49] 罗明津, 铁瑛. 企业金融化与劳动收入份额变动 [J]. 金融研究, 2021 (8): 100-118.
- [50] Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. Review of Financial Studies, 2010 (5): 1909-1940.
- [51] Autor D, Dorn D, Katz L F, et al. The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2020 (5): 645-709.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

公募基金抛售外部性与流动性管理： 机理、后果及政策效果

Mutual Fund Fire-sales Externalities and Liquidity Management: Mechanisms, Consequences and Policy Effects

王 辉 宁 炜

WANG Hui NING Wei

[摘 要] 本文将公募基金“高频低损”常态化赎回、流动性错配、管理资产规模激励等因素同时考虑在内，构建了一个多期理论框架分析公募基金抛售风险资产导致的风险传染与最优流动性管理。研究表明，第一，净值计算规则所导致的流动性错配放大了投资者赎回和风险资产抛售之间的棘轮效应；第二，相对单期基准模型而言，本文所构建的多期模型可以更加准确地刻画抛售风险，所确定的最优流动性储备可以有效降低抛售对关联基金的负外部性；第三，出于在管资产规模最大化激励目标，公募基金有动机持有额外流动性储备降低自身资产抛售对关联基金的外部性成本；第四，最优流动性储备与市场状态呈现正相关关系，与市场非流动性水平、投资者净值下跌敏感程度以及与关联基金风险资产持仓相似程度呈现负相关关系；第五，巨额赎回条款可以缓解基金在初期的抛售压力，降低剩余投资者承担的清算成本，显著降低资产抛售对风险资产价格的影响。

[关键词] 投资者赎回 基金抛售 棘轮效应 流动性管理 巨额赎回条款

[中图分类号] F830.9 F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 08-0025-18

Abstract: In this paper, we construct a multi-period theoretical framework, which incorporates the characteristics such as high-frequency low-loss redemptions, liquidity mismatch, and size incentive of mutual fund manager, to analyze the risk contagion and the related liquidity management. The results show that, firstly, the liquidity mismatch caused by mutual funds' net asset value calculation rules makes the remaining fund investors bear the liquidation costs of initial investor redemptions, amplifying fire-sale's negative impact on risky asset prices and the ratchet effect between investor redemptions and asset fire-sales. Secondly, compared with the single-period benchmark model, the multi-period model constructed in this paper can more accurately characterize the fire-sale risk, and the optimal liquidity reserve determined in this paper can effectively reduce the negative externality of fire-sale on affiliated funds. Thirdly, with the incentive of maximizing the size of assets under management, mutual funds do have an incentive to hold additional liquidity reserves to reduce the externality cost of fire-sale on affiliated funds. Moreover, for the parameters sensitivity, optimal liquidity reserve shows a positive relationship with the state of the market and a negative relationship with the level of market illiquidity, the sensitivity of investors to a market decline and the similarity of asset holding with affiliated funds. Furthermore, this paper evaluates the policy effects of large redemption restriction. We find that the large redemption restriction alleviates the fund's initial fire-sale pressure, reduces the liquidation costs borne by the remaining investors, eases the fund's liquidity constraint, and can significantly reduce the fire-sale impact on risky assets prices.

Key words: Investor redemption Mutual fund fire-sales Ratchet effect Liquidity management Large redemption restriction

[收稿日期] 2021-12-01

[作者简介] 王辉，女，1981年12月生，中央财经大学金融学院教授，博士生导师，研究方向为系统性金融风险、金融计量学、金融工程等；宁炜，男，1992年11月生，中央财经大学金融学院博士研究生，研究方向为金融风险管理。本文通讯作者为王辉，联系方式为 xiaohuipk@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“基于线性及非线性模型的高维金融时间序列建模：理论及应用”（项目编号：71771224）；国家社会科学基金重大项目“负利率时代金融系统性风险的识别和防范研究”（项目编号：20&ZD101）。

感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

公募基金作为一类重要的机构投资者,同个人投资者、北上资金以及产业资本一起构成了A股市场四大直接参与者,其市场规模和市场定价权近年来迅速增长。我国公募基金^①资产净值总额在2021年第4季度末已达22.43万亿,远高于金融危机前的0.85万亿,A股偏股型公募基金在2020年净流入1.56万亿元,是市场资金边际变化的绝对主力。作为连接投资者和资本市场的重要媒介,公募基金也可能受限于流动性约束抛售风险资产,这一资产抛售行为不仅会潜在加剧市场波动,亦可能对关联基金产生负面溢出效应,损害投资者权益。例如,某明星基金经理的旗舰产品在2020年11月2日结束第一个封闭期后,遭遇了占基金份额约94%的巨额赎回,其风险资产持仓由48.85亿元大幅缩减至4.27亿元,该基金经理管理的其他基金同期业绩均落后同类产品,前十大持仓股波动率也远高于指数。因此,在规模和市场影响力持续增长的背景下,厘清公募基金的风险传染机制和风险管理行为,对于稳定金融市场、规范公募基金行为和保障投资者合法权益均具有重要现实意义。

近年来,文献对公募基金潜在的资产抛售和风险传染问题进行了广泛研究。从抛售风险来源看,公募基金的资产抛售风险主要来源于流动性储备不足时投资者赎回所引起的被动资产抛售(Rakowski, 2010^[1]; 张宗新和缪婧倩, 2012^[2]; Chernenko 和 Sunderam, 2020^[3]),以及出于风险规避原因在市场压力时期的主动资产抛售(Hau 和 Lai, 2017^[4]; 陈新春等, 2017^[5])。从抛售传染路径看,公募基金的资产抛售行为不仅会导致风险向资产端传导(Greenwood 和 Thesmar, 2011^[6]),其溢出效应也会影响持有相同风险资产的其他基金(Coval 和 Stafford, 2007^[7]),单个金融机构的抛售会通过价格途径强化对其他关联金融机构的约束,引起进一步的抛售(Thurner 等, 2012^[8]),从而影响金融市场稳定。在应对措施方面,现有文献发现公募基金主要通过流动性储备管理抛售外部性。Choi 等(2020)^[9]的研究表明,债券型基金会持有大量流动性储备,使其能够在不过度清算持仓债券的情况下吸收投资者赎回风险; Simutin

(2013)^[10]的研究也指出,公募基金的流动性储备允许其在应对资金外流时不进行代价高昂的抛售。

上述研究集中于流动性储备对抛售风险的缓释作用,文献中对于基金持有流动性储备的内在动机以及流动性储备影响因素的研究较少。Chernenko 和 Sunderam (2020)^[3]通过比较基金个体均衡和计划者均衡下的最优流动性储备,提出了基金持有流动性储备管理抛售外部性的内化动机,但这一理论分析中外生给定计划者的设定不符合基金追求自身盈利水平最大化的目标。Yan (2006)^[11]从规模和管理者技能等基金基本面特征角度考虑了影响基金流动性储备的因素,但并未涉及管理抛售风险的动机。

另一方面,为了缓释基金面临巨额赎回对于投资者收益和基金市场带来的冲击,各国监管部门均详细规定了巨额赎回条款,要求基金管理人对于超过赎回上限的申请进行延期处理,该条款对于公募基金流动性管理具有重要影响。程巍等(2005)^[12]和王金玉等(2007)^[13]假定投资者赎回服从广义帕累托分布,研究了巨额赎回时基金的流动性风险以及预留现金比例的确定方法; Morris 等(2017)^[14]和 Jiang 等(2021)^[15]基于单期模型设定讨论了投资者赎回对基金现金囤积和动态流动性管理的影响。

纵观国内外该领域的研究,现有文献在讨论公募基金资产抛售和风险传染问题时主要借鉴银行抛售的分析框架,未考虑公募基金资产抛售对关联基金的外部性影响、资产抛售和投资者赎回间的棘轮效应以及巨额赎回条款在缓解抛售风险时的作用,未能厘清公募基金持有流动性储备进行抛售风险管理的内在动机,低估了这些影响因素对风险传染的作用,使得公募基金最优流动性储备出现偏差而导致流动性管理失效。具体而言,存在以下问题有待进一步讨论。

第一,公募基金作为一种关注投资收益的集合资管计划,与银行等以债权为主的稳健经营型金融机构存在显著区别,以银行抛售框架分析公募基金的资产抛售和风险传染问题,结果可能会出现较大偏差。首先,银行与公募基金面临的流动性冲击存在较大差异。对于持有大量流动性资产的银行而言,其流动性冲击通常以市场压力时期的储户挤兑或钱荒的形式出现(Diamond 和 Dybvig, 1983^[16]; Adrian 和

① 数据来源:中国证券投资基金业协会与Wind。公募基金选取Wind开放式基金分类下的所有基金,包括股票型基金、混合型基金、债券型基金、货币市场型基金、另类投资基金和QDII基金。

Boyarchenko, 2018^[17]; Robatto, 2019^[18]), 是典型的“低频高损”事件。相对而言, 公募基金持有流动性资产的比例较低, 其面临的流动性冲击不仅来自市场压力时期投资者的大规模赎回, 更多地会来自非市场压力时期投资者的常规赎回, 因此其流动性冲击属于“高频低损”事件。其次, 公募基金存在投资者赎回和基金抛售的棘轮效应。银行与储户之间以及银行同业间是固定的债权债务关系, 其资产抛售行为并不影响固定的债权本金及利息, 这与公募基金有很大差异。投资者作为公募基金股东持有基金份额, 公募基金抛售行为导致的风险资产价格下跌会对投资者产生负外部效应(杨柳, 2015^[19]), 这一负外部性会放大公募基金的初始流动性冲击, 引发基金剩余投资者的进一步抛售, 形成资产抛售和投资者赎回间的棘轮效应(Goldstein等, 2017^[20])。再次, 在分析资产抛售和风险传染问题时, 银行和公募基金的目标函数差异较大。针对银行业抛售的研究多以杠杆率作为优化目标, 要求银行通过抛售风险资产以满足杠杆率要求(Bernardo和Welch, 2013^[21]; Greenwood等, 2015^[22]; 方意和黄丽灵, 2019^[23]); 公募基金的运作目标是通过资本市场投资为基金投资者创造超额收益并从中收取规模佣金(Chen等, 2010^[24]), 这一目标激励着公募基金在大类资产配置中持有较少的流动性储备(Simutin, 2013^[10])。最后, 两类机构对于资产抛售外部性的关注点亦存在差异。银行在考虑资产抛售外部性时, 主要考虑对手方债务违约对自身的输入型风险传染风险(Elliott等, 2014^[25]; 隋聪等, 2020^[26]), 较少将自身抛售对关联方的影响考虑在内。然而, 基金经理通常会管理多个基金, 出于所有管理资产规模最大化的目标, 基金会考虑自身抛售对关联基金的输出型风险传染。

第二, 文献并未纳入公募基金资产抛售对关联基金的外部性影响, 也并未考虑资产抛售和投资者赎回间的棘轮效应, 因此确定的最优流动性储备存在偏差, 并不能有效管理抛售外部性风险。当公募基金忽略关联基金抛售对自身的负外部性、流动性储备不足以应对投资者赎回时, 资产抛售将引起新一轮的风险传染行为。若不对风险传染路径和风险管理动机进行区分, 将导致对风险传染微观机制的认识不足, 无法准备足够的流动性储备应对投资者赎回, 引起进一步的风险传染。并且, 流动性储备虽然是应对投资者赎回冲击的有效工具, 但抛售风险资产满足投资者赎回

的行为会导致潜在的流动性储备囤积, 强化初始投资者赎回冲击(Morris等, 2017^[14]), 因此基金管理者亦需要权衡流动性储备的持有成本与风险资产清算成本。同时, 基金产品的一个显著特点是持仓风险资产的低流动性与投资者每日赎回所要求的高流动性之间的不匹配问题, 这一流动性结构性错配使得基金剩余投资者将承担初始赎回投资者的赎回成本, 形成剩余投资者赎回和资产进一步抛售的棘轮效应。当前文献在研究基金抛售风险时, 似乎忽略了基金产品的这一重要特征, 模型也并未考虑初始投资者对剩余投资者的影响以及潜在的棘轮效应, 无法准确刻画基金抛售所导致的潜在风险, 由此确定的流动性储备也难以实现风险管理目标。

第三, 现有文献较少将巨额赎回监管规定纳入分析框架, 对该重要监管规定缓解抛售风险内在机理的研究相对匮乏。大量文献在对基金抛售风险建模时, 直接将超过基金规模10%的投资者赎回作为初始流动性冲击, 研究极端投资者赎回对基金抛售的影响。但在现实中, 这类极端资产抛售普遍会受到巨额赎回条款的约束, 基金管理人可以根据这一条款对基金投资者超过基金规模10%的赎回请求进行递延支付处理, 但当前文献借助极端投资者赎回的研究并未考虑这一监管规定对基金抛售的潜在影响。同时, 从巨额赎回条款的作用机制看, 递延支付的处理办法可以缓解基金所面临的流动性约束, 降低基金资产抛售对当期风险资产价格的冲击, 但基金仍需在下一期满足递延支付的投资者请求, 可能潜在地加剧基金下一期的抛售压力, 因此这一政策是否缓解抛售风险, 以及缓解抛售风险的内在机理仍有待检验。

基于此, 本文建立一个纳入投资者赎回和公募基金抛售棘轮效应的多期理论模型, 更加准确地刻画公募基金资产抛售行为, 对公募基金资产抛售的风险传染机理以及流动性管理行为进行理论分析, 并在此基础上讨论巨额赎回限制降低公募基金抛售风险的内在机理。本文的边际贡献在于: 其一, 将公募基金“高频低损”常态化赎回、流动性错配等因素纳入多期理论框架中, 建立了一个更加符合基金业特点的资产抛售与风险传染理论模型; 其二, 从管理资产规模激励出发, 将公募基金资产抛售对关联基金的负外部性纳入目标函数, 更全面地考虑了基金抛售对关联基金的风险传染, 求解所得最优流动性储备更能反映公募基金管理抛售外部性风险的内在动机; 其三, 通过

将巨额赎回条款的赎回上限和递延支付特征纳入理论模型中, 比较有巨额赎回条款时公募基金抛售风险大小, 最优流动性储备以及风险资产价格变化, 从缓解初期抛售压力、降低剩余投资者约束以及弱化基金抛售与投资者赎回棘轮效应的角度解释了巨额赎回条款降低抛售风险的内在机理, 有助于理解巨额赎回监管规定的政策效果, 为丰富公募基金风险管理政策工具提供思路。

二、模型框架

本文将公募基金“高频低损”常态化赎回、流动性错配、管理资产规模激励等因素纳入多期理论框架中, 分析公募基金的风险资产抛售与最优流动性管理, 以及巨额赎回监管政策效果^①。首先, 现有文献在分析投资者赎回冲击时多对投资者随机赎回金额进行均匀分布 (Morris 等, 2017^[14])、Gamma 分布 (程巍等, 2005^[12]) 或广义 Pareto 分布 (王金玉等, 2007^[13]) 等假设, 然而, 上述分布假设并不能准确刻画现实世界中投资者赎回的特点。例如, 均匀分布假设虽然在计算上较为方便, 但却无法反映投资者赎回“高频低损”的特点。基于此, 本文在理论分析中不对投资者赎回的分布进行任何假设, 从而建立一个分析公募基金的风险资产抛售与最优流动性管理的一般化模型。其次, 现有文献的研究多将投资者赎回金额作为一个整体进行分布假设, 但赎回金额同时受到投资者赎回份额和基金净值的影响, 且基金当期净值会受到前一期投资者赎回的影响。对投资者赎回金额的分布假设忽略了赎回冲击对净值的影响, 无法准确刻画抛售外部性与基金进一步赎回之间的棘轮效应。因此, 本文对投资者赎回份额而非赎回金额进行分布假设, 以在投资者赎回金额中引入净值这一不确定因素, 进一步通过“先确认、后备款”这一符合现实情况的设定将流动性错配纳入模型中。最后, 以基金经理管理资产规模激励为切入点, 进一步考虑单个基金资产抛售对关联基金的负面影响。

(一) 模型说明

本文假定市场上存在基金 A, 以及与 A 基金同属一个基金管理人的关联基金 B, 根据 Blocher (2016)^[27]、

肖欣荣等 (2012)^[28]、刘京军和苏楚林 (2016)^[29] 以及罗荣华等 (2020)^[30] 的研究, 由于同一个管理人的多个基金通常会持有某些相似的风险资产, 因此 B 基金与 A 基金会通过相似风险持仓形成关联关系。基金的投资周期内有三个时间点 $t \in [0, 1, 2]$, 多期的设定有助于分析当单个基金流动性储备不足时如何产生抛售外部性, 以及投资者赎回和基金进一步抛售之间的棘轮效应。为了建模分析的方便, 本文将基金的初始规模和净值都标准化为 1。

在初始 $t=0$ 时刻, A 基金和 B 基金在流动性储备和风险资产之间进行大类资产配置, 流动性储备配置比例为 $c^i \in [0, 1]$, $i=A, B$, 对应的风险资产配置比例为 $1-c^i$ 。现有文献的研究表明, 我国公募基金管理人择时能力较弱 (林兢和陈树华, 2011^[31]; Yi 等, 2018^[32]; Gao 等, 2020^[33]), 且现实中偏股型基金的管理人更愿意进行满仓或者杠杆资产配置, 因此本文假设公募基金持有流动性储备的唯一目的是应对投资者赎回。风险资产的收益率为 $\bar{r}$, $\bar{r}$ 越大则风险资产市场行情越好。两只基金在风险资产配置上的相似程度为 $\rho_{AB} \in [0, 1]$, 相似度为 0 表示风险资产配置完全不相关, 而相似度为 1 则表示风险资产配置完全相同。

假定在 $t=1$ 时刻, A 基金投资者的随机赎回份额为 x_1 , 其概率密度为 $f(x)$ 。受结构性流动性错配的影响, 投资者赎回指令并不影响基金在 $t=1$ 时的净值, 此时两只基金在第一期末的净值为:

$$R_1^i = \frac{c^i + \bar{r}(1-c^i)}{1} = c^i + \bar{r}(1-c^i), i=A, B \quad (1)$$

其中 R_1^i 代表基金 i 在第一期的净值, c^i 代表基金 i 流动性储备占总资产的比例, $\bar{r}$ 为风险资产的收益率。

在 $t=2$ 时刻, A 基金使用流动性储备偿付 $t=1$ 期的投资者赎回申请。当流动性储备大于投资者赎回金额时, A 基金无需抛售任何风险资产即可满足投资者的赎回申请, 并且 B 基金的净值也不会受到资产抛售的影响, 此时两个基金的净值分别为:

$$R_2^A = \frac{\bar{r}^2(1-c^A) + (c^A - x_1 R_1^A)}{1-x_1} \quad (2)$$

① 本文在多期模型设定中并未直接纳入巨额赎回条款, 而是在第四部分单独对巨额赎回条款政策效果进行分析。主要原因在于: 首先, 当前文献在分析公募基金抛售外部性时较少涉及巨额赎回条款, 本文延续这一设定, 从基金产品本身而非外部监管角度提出更加符合公募基金抛售特点的模型, 这一未纳入巨额赎回条款的模型可以更好地说明本文对当前文献的改进。其次, 若在基准模型设立时就纳入巨额赎回条款, 将导致在结果分析中难以分离基金主动管理抛售外部性风险的动机和出于外部监管的风险管理动机。

$$R_2^B = \frac{\bar{r}^2(1-c^B) + c^B}{1} = \bar{r}^2(1-c^B) + c^B \quad (3)$$

当 A 基金的流动性储备无法满足初始投资者的赎回需求时,则需要卖出风险资产应对赎回,并且其行为也会通过风险资产价格的变动影响 B 基金的净值。

现有研究表明,抛售对资产价格的冲击不仅与抛售金额有关,也受市场流动性水平的影响。当市场流动性越差,或需要抛售的风险资产越多时,基金抛售的清算成本越高,对风险资产价格的影响程度也越大。同时,流动性水平与市场行情亦存在相关关系, Brunnermeier 和 Pedersen (2009)^[34] 的研究发现,交易者对市场提供流动性,但这一功能受交易者资金可得性的影响,由于资金可得性随市场行情变化,市场流动性亦呈现出时变特征。Dick-Nielsen 等 (2012)^[35] 的研究发现,反映市场非流动性的利差在次贷危机期间急剧增加,进一步验证了市场流动性与市场行情的相关关系。而 Yan 等 (2005)^[36] 和 Luo 等 (2021)^[37] 都发现了我国股票市场非流动性呈现出的尖峰厚尾特征,发现市场非流动性在市场压力时期要显著高于其他时期。基于此,本文设定非流动性水平 $l_t(\bar{r})$ 为市场行情 $\bar{r}$ 的减函数,抛售对风险资产价格的影响为:

$$\lambda_t = l_t(\bar{r}) X_t, \quad t=1,2 \quad (4)$$

其中 X_t 表示 t 期间基金抛售的风险资产金额。

在公募基金抛售风险资产时,股票等风险资产在交易时间段内即时成交,基金抛售行为所包含的信息已经纳入当日价格中,并不会传导至下一期。同时,基金当日净值计算时也仅纳入了风险资产当日收盘价,与未来价格无关。基于此,本文设定 A 基金的抛售仅会对抛售当期的风险资产价格和基金净值产生直接影响。此时,当 A 基金在第二期抛售风险资产时,根据基金净值的计算方式以及式 (4) 所定义的抛售对风险资产价格影响可知, A 基金和 B 基金的净值分别为:

$$R_2^A = \frac{[\bar{r}(1-c^A) - (x_1 R_1^A - c^A)](\bar{r} - \lambda_1)}{1 - x_1} = R_1^A(\bar{r} - \lambda_1) \quad (5)$$

$$R_2^B = \frac{\bar{r}(1-c^B)(\bar{r} - \rho_{AB}\lambda_1) + c^B}{1} = \bar{r}(1-c^B)(\bar{r} - \rho_{AB}\lambda_1) + c^B \quad (6)$$

为了将这一流动性错配因素纳入模型中,本文设定在 $t=2$ 期末,基金的剩余投资者将根据观察到的净值下跌幅度决定是否继续持有基金,这一赎回决策不仅会导致基金规模的缩减,也会潜在引起基金进一步抛售风险资产。投资者赎回的份额主要受到净值变化预期差以及投资者对净值下跌敏感程度的影响,下一期净值与预期净值差异越大,投资者赎回份额越多;投资者对净值下跌敏感度越高,赎回份额越多。同时,投资者对净值下跌敏感度也与市场行情有关,当风险资产收益率越高,市场行情越好时,投资者越能够容忍基金净值的波动,对净值下跌的敏感度越低。基于此,本文参考 Capponi 等 (2020)^[38] 等的研究,设定投资者净值敏感度为风险资产收益率的减函数,剩余投资者的赎回份额与预期净值之间的关系为:

$$x_2 = \max\{\beta(\bar{R}_2 - R_2), 0\} \quad (7)$$

其中, R_2 为基金在第二期的基金净值, $\bar{R}_2$ 为投资者在无风险增长情况下的第二期预期净值。 β 代表投资者对于净值下跌幅度的敏感程度,且是风险资产收益率的减函数。为了方便分析,本文假定剩余投资者的预期净值为上一期净值,即 $\bar{R}_2 = R_1$ 。由式 (7) 可知,当第二期的实际净值小于剩余投资的预期净值时,剩余投资者将赎回份额,形成资产抛售和投资者赎回间的棘轮效应。

(二) 流动性管理成本

通过上述模型设定可知,当 A 基金遭遇“高频低损”的初始投资者赎回时,可能出于流动性储备不足的原因而抛售风险资产,并潜在地影响关联 B 基金以及剩余投资者行为。此时,基金经理的最优化行为是持有流动性储备以最大化与薪酬体系挂钩的资产规模,这一最优化目标等价于持有流动性储备以最小化流动性储备管理成本,本文建立预期流动性管理成本函数进行分析^①。管理规模最大化意味着与管理规模高度相关的现金持有成本、抛售价值缩减、基金规模缩减最小化,因此本文设定公募基金的流

① 管理资产规模最大化等价于流动性管理成本最小化的现实意义是,基金期末的管理资产规模等于期初管理资产规模在本期的投资收益减去现金管理成本,管理资产规模是现金管理成本的减函数,因此最小化现金管理成本意味着最大化基金管理资产规模。

动性管理成本包括持有现金的机会成本、资产抛售导致的风险资产价值缩减、剩余投资者赎回导致的规模缩减以及关联基金剩余投资者赎回导致的规模缩减。不同条件下的流动性管理成本构成见表1,

本文根据是否发生抛售和基金抛售与投资者赎回间棘轮效应,构建不同条件下的流动性管理成本函数,并根据预期流动性管理成本函数求解最优流动性储备。

表1 不同条件下的流动性管理成本

条件	流动性管理成本
$x_1 R_1^A < c^A$	$Cost = Cost_A = \text{机会成本}$
$c^A < x_1 R_1^A$ 和 $R_2^A > R_1^A$	$Cost = Cost_A + Cost_{A \rightarrow B} = (\text{机会成本} + A \text{ 基金资产价值缩减}) + B \text{ 基金资产价值缩减}$
$R_1^A < R_2^A$ 和 $R_2^B > R_1^B$	$Cost = Cost_A + Cost_{A \rightarrow B} = (\text{机会成本} + A \text{ 基金资产价值缩减} + A \text{ 基金投资赎回规模缩减}) + B \text{ 基金资产价值缩减}$
$R_1^B < R_2^B$	$Cost = Cost_A + Cost_{A \rightarrow B} = (\text{机会成本} + A \text{ 基金资产价值缩减} + A \text{ 基金投资赎回规模缩减}) + (B \text{ 基金资产价值缩减} + B \text{ 基金投资者赎回规模缩减})$

注:表中 $Cost$ 表示 A 基金现金管理成本, $Cost_A$ 表示 A 基金自身的流动性管理成本, $Cost_{A \rightarrow B}$ 表示 A 基金对 B 基金的抛售外部性成本。

根据公式(1)~式(7)的参数以及不同条件下的流动性管理成本构成,可以推导出表2所示的不同初始赎回量 x_1 下 A 基金流动性管理成本 $Cost_A$ 以及 A

基金对 B 基金的抛售外部性成本 $Cost_{A \rightarrow B}$ (推导过程见附录1)。

表2 不同初始赎回下 A 基金现金管理成本和抛售外部性成本

初始赎回	$Cost_A$	$Cost_{A \rightarrow B}$
$x_1 < \frac{c^A}{R_1^A}$	$(c^A - x_1 R_1^A) \bar{r}^2 + x_1 R_1^A \bar{r} - c^A$	0
$\frac{c^A}{R_1^A} \leq x_1 \leq \frac{(\bar{r} - 1 + c^A l)}{l R_1^A}$	$c^A \bar{r} - c^A + \lambda_1 \bar{r} (1 - c^A)$	$\rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r} (1 - c^B)]$
$\frac{\bar{r} - 1 + c^A l}{l R_1^A} \leq x_1 \leq \frac{\bar{r} - 1 + \rho_{AB} c^A l}{\rho_{AB} l R_1^A}$	$c^A \bar{r} + \lambda_1 \bar{r} (1 - c^A) + \beta R_2^A (R_1^A - R_2^A) + \lambda_2 R_2^A (1 - x_1)$	$\rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r} (1 - c^B)] + \rho_{AB} \lambda_2 [\bar{r} (1 - c^B)]$
$x_1 \geq \frac{\bar{r} - 1 + \rho_{AB} c^A l}{\rho_{AB} l R_1^A}$		$\rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r} (1 - c^B)] + \rho_{AB} \lambda_2 [\bar{r} (1 - c^B)] + \beta R_2^B [R_1^B - R_2^B]$
$\beta R_2^B (R_1^B - R_2^B) > c^B$		$\rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r} (1 - c^B)] + \rho_{AB} \lambda_2 [\bar{r} (1 - c^B)] + \beta R_2^B [R_1^B - R_2^B] + \lambda_2^B \bar{r} (1 - c^B) (\bar{r} - \rho_{AB} \lambda_1)$

(三) 求解最优流动性储备

在本文的框架中,基金经理的最优化目标是选择最优流动性储备以最小化期望流动性管理成本,而这一目标也与基金经理最大化与薪酬挂钩的管理资产规模相一致。因此,本文构建的优化目标函数为:

$$\begin{aligned} \min_{0 \leq c^A \leq 1} E(Cost) = \min_{0 \leq c^A \leq 1} G(x_1, \bar{r}, l, \beta, \rho_{AB}) \\ \text{s. t. } \begin{cases} 0 \leq x_1 \leq 1 \\ 1 < \bar{r} \leq 1.1 \\ 0 \leq \rho_{AB} \leq 1 \end{cases} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, $E(Cost)$ 代表 A 基金的期望流动性管理成本,各参数分别表示投资者初始赎回量 x_1 、风险资产收

益率 $\bar{r}$ 、市场非流动性水平 l 、投资者对基金净值下跌敏感程度 β ,以及 A 基金与 B 基金风险资产相似程度 ρ_{AB} 。本文在初始化设置中将基金净值和规模都标准化为 1,因此投资者初始赎回量 x_1 最大取值为 1。风险资产收益率 $\bar{r}$ 取值为 $(1, 1.1]$ 的半开半闭区间,风险资产收益率越高,市场行情越好。A 基金与 B 基金风险资产相似程度 ρ_{AB} 取值为 $[0, 1]$ 。 $\rho_{AB} = 0$ 表示 A 基金和 B 基金风险持仓完全不同,而 $\rho_{AB} = 1$ 则表示两个基金的风险持仓完全相同。

根据表2不同初始赎回下 A 基金现金管理成本和抛售外部性成本推导得到基金期望流动性管理成本后,本文首先分析结构性流动性错配对风险的放大机

制和多期模型对当前单期模型的改进之处,并根据式(8)的优化函数求解最优流动性储备,研究最优流动性储备对各类参数的敏感性以及巨额赎回条款的政策效果(求解过程见附录2)。

三、模型分析

(一) 流动性错配的影响

公募基金有别于其他金融机构的一个显著特点是浮动权益下的流动性错配,选择赎回的投资者仅能确定赎回的份额,无法确定赎回的具体金额,且投资者的赎回指令并不影响赎回当日的净值。由于投资者赎回份额以赎回当日净值结算,因此赎回投资者将无需

承担潜在资产抛售的清算成本,而将这部分成本转移至剩余投资者。最终,形成高流动性投资者赎回需求和跨期低流动性风险资产之间的流动性错配。本文首先探讨这一流动性错配对资产抛售与投资者赎回之间棘轮效应的影响。

具体而言,本文考虑一个不存在流动性错配的基准情况。此时,投资者赎回需求将在当期被满足,而赎回净值按照当前已知净值(即前一期净值)计算,同时,潜在资产抛售对剩余投资者造成的损失将由赎回投资者出资补齐。在这一设定下,本文计算有无结构性流动性错配下各个核心参数的定义式,见表3。

表3 有无结构性流动性错配时的核心参数

参数	名称	无结构性流动性错配	存在结构性流动性错配
R_0	初期基金净值	1	1
R_1^A	A基金第一期基金净值	$\frac{(c^A - x_1) + \bar{r}(1 - c^A)}{1 - x_1}$ 或 $\frac{(1 - x_1)(\bar{r} - \lambda_1) + \lambda_1(1 - x_1)}{1 - x_1}$	$c^A + \bar{r}(1 - c^A)$
R_2^A	A基金第二期基金净值	$\frac{(c^A - x_1) + \bar{r}^2(1 - c^A)}{1 - x_1}$ 或 $\frac{\bar{r}(1 - x_1)(\bar{r} - \lambda_1) + \lambda_1(1 - x_1)}{1 - x_1}$	$\frac{\bar{r}^2(1 - c^A) + (c^A - x_1)R_1^A}{1 - x_1}$ 或 $R_1^A(\bar{r} - \lambda_1)$
λ_1	资产价格下跌程度	$l(x_1 - c^A)$	$l(x_1 R_1^A - c^A)$
R_1^B	B基金第一期基金净值	$c^B + \bar{r}(1 - c^B)$ 或 $\frac{[(1 - c^B)(\bar{r} - \rho_{AB}\lambda_1') + c^B]}{1}$	$c^B + \bar{r}(1 - c^B)$
R_2^B	B基金第二期基金净值	$\bar{r}^2(1 - c^B) + c^B$ 或 $[\bar{r}(1 - c^B)(\bar{r} - \rho_{AB}\lambda_1) + c^B]$	$\bar{r}^2(1 - c^B) + c^B$ 或 $[\bar{r}(1 - c^B)(\bar{r} - \rho_{AB}\lambda_1) + c^B]$

首先,通过比较第一期基金净值与预期净值可知,在无结构性流动性错配时,剩余投资者在第一期的基金净值始终高于预期净值($R_1^A > R_0$),因此剩余投资者不会发生进一步赎回,在第一期不存在投资者赎回和资产抛售的棘轮效应。同时,由于风险资产增长率不受初期抛售的影响,因此风险资产将保持 $\bar{r} > 1$ 的增长,显然,由于此时基金净值要高于第一期基金净值,则不会在第二期发生剩余投资赎回,亦不存在资产抛售与投资者赎回棘轮效应。

其次,通过比较有无结构性流动性错配时风险资产下跌程度可知,受结构性流动性错配的影响,基金抛售将对风险资产价格产生更大的影响($l(x_1 R_1^A - c^A) > l(x_1 - c^A)$)。其原因在于结构性流动性错配下赎回投资者无需承担抛售外部性成本,赎回获得的金额要大于无结构性流动性错配时的赎回金额,导致在相同赎回量情况下,抛售对资产价格的影响更大。

再次,本文计算了在两种情况下关联B基金发生棘轮效应的临界条件。当第一期B基金的净值 R_1^B

小于投资者期望净值($R_0^B = 1$)时,B基金投资者将赎回基金份额,此时A基金初始赎回应该满足 $\bar{r} - \rho_{AB}\lambda_1' \leq 1$,即 $x \geq (\bar{r} - 1 + \rho_{AB}c^A l) / (\rho_{AB}l)$ 。通过比较此临界值与结构性流动性错配下的赎回临界值可知,显然有:

$$\frac{\bar{r} - 1 + \rho_{AB}c^A l}{\rho_{AB}l} > \frac{\bar{r} - 1 + \rho_{AB}c^A l}{\rho_{AB}l R_1^A}$$

因此,在结构性流动性错配下,关联B基金发生棘轮效应的初始投资者赎回 x 所需的临界值变小,在结构性流动性错配下更容易发生棘轮效应。

综上分析可知,在结构性流动性错配的影响下,初始投资者赎回金额 $x_1 R_1^A$ 较大,流动性储备不足时资产抛售对风险资产价格将产生更大影响。此时,剩余投资者将承担初始赎回投资者的潜在抛售成本 $\lambda_1(1 - c^A)$,导致所获得的净值低于预期净值,产生剩余投资者赎回和进一步抛售风险资产的棘轮效应,最终,结构性流动性错配放大了A基金资产抛售对关

联基金的影响,增加了流动性管理成本。

基金净值计算方法所导致的结构性流动性错配问题潜在地向剩余投资者施加了抛售成本,引起基金抛售和投资者赎回之间的棘轮效应。目前,国内外针对这一问题已采取了多种应对措施。例如,国外文献对基金净值摆动定价规则的效果进行了广泛的研究(Capponi等,2020^[38];Malik和Lindner,2017^[39];Lewrick和Schanz,2017^[40];Jin等,2022^[41])。总体而言,基金抛售外部性的预防不仅需要基金管理人持有更多的流动性储备,亦需要考虑基金净值计算所导致的结构性流动性错配问题。

(二) 模型对比

首先,本文对比单期基准模型与所构建纳入棘轮效应的多期模型,以说明所构建多期模型的合理性。在Chernenko和Sunderam(2020)^[3]的单期模型中,作者基于银行抛售分析框架,通过比较私人市场均衡和计划者均衡下的最优流动性储备持有量,分析基金如何通过持有流动性储备管理抛售外部性。本文参考Chernenko和Sunderam(2020)^[3]的研究,构建如下单期模型作为基准模型:

$$E(\text{Cost}_A) = c^A \bar{r} + \int_{\frac{c^A}{R_1^A}}^1 [l(x_1 R_1^A - c^A) (1 - c^A) \bar{r}] f(x_1) dx_1 \quad (9)$$

其中, $c^A \bar{r}$ 代表基金持有流动性储备的机会成本, l 表示风险资产非流动性,即抛售单位风险资产对资产价格的影响, $(x_1 R_1^A - c^A)$ 表示当流动性储备不足时所需抛售的风险资产金额, $l(x_1 R_1^A - c^A)(1 - c^A) \bar{r}$ 代表资产抛售对整个风险投资组合的影响。在这一基准模型中,基金通过流动性储备 c^A 或抛售风险资产 $x_1 R_1^A - c^A$ 以应对投资者的初始赎回,持有流动性储备的机会成本为 $c^A \bar{r}$,而抛售风险资产的成本为 $l(x_1 R_1^A - c^A)(1 - c^A) \bar{r}$ 。持有流动性储备越多,基金面临的机会成本越高,但抛售风险资产的成本越低,因此,A基金的最优决策是持有流动性储备以最小化期望流动性管理成本。

进一步地,本文模拟分析了两种模型下A基金的流动性管理成本与流动性储备的关系,以说明本文所构建模型的改进之处。结合当前文献的研究以及现实情况,建立模拟参数之间的函数关系。为符合投资者初始赎回高频低损的特点,选择对数正态分布作为投资者赎回量的基准分布,并将模拟分布值

归一化为 $[0, 1]$ 区间上的取值以得到最终的初始投资者赎回分布模拟值,即 $x_1 = X/\max(X)$, $\log(X) \sim N(\mu, \sigma)$ 。其中 μ 和 σ 分别是正态分布的均值和标准差。设定 $\mu=0$ 而 $\sigma=0.5+25(\bar{r}-1)$,以反映投资者初始赎回随市场状态的变化。对于非流动性水平参数和投资者业绩敏感度参数,参考Amihud(2002)^[42]、周芳和张维(2011)^[43]、蒋志平等(2013)^[44]以及Goldstein等(2017)^[20]的研究,设定市场非流动性水平与风险资产收益率之间的函数为 $l=e^{-25(\bar{r}-1)}$,投资者对净值下跌敏感程度与风险资产收益率之间的函数为 $\beta=1.6-15(\bar{r}-1)$ 。

从图1模拟结果可以看出,不管是在基准单期模型下,还是本文所构建多期模型下,流动性管理成本随流动性储备都呈现出U型关系。当流动性储备较低时,虽然具有较低的持有流动性的机会成本,但由于流动性储备不足以应对初始投资者赎回,因此存在较高的抛售外部性成本;当流动性储备较高时情况则相反,虽然A基金可以及时应对投资者赎回,存在较低的抛售外部性,但较高的流动性储备则带来较高机会成本。

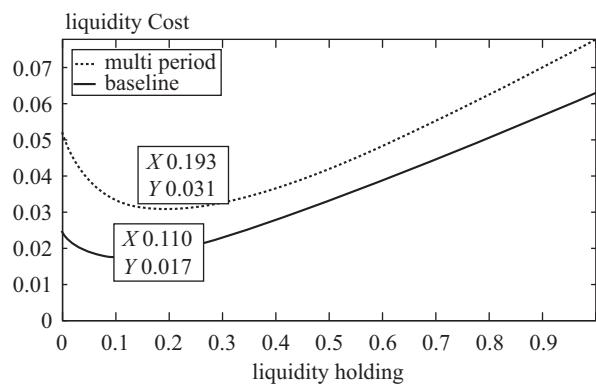


图1 基准模型与多期模型下流动性管理成本与流动性储备关系模拟结果

注:本图模拟在单期基准模型与本文所构建多期模型下,A基金的流动性管理成本与流动性储备之间的关系。横坐标表示流动性储备,纵坐标表示流动性管理成本。图中实线表示单期基准模型下的模拟结果,虚线表示本文所构建多期模型下的模拟结果,图中标签表示曲线最低点所对应的最优流动性储备和最低流动性管理成本。

从两种模型下的模拟结果看,相对于本文的模型而言,基准单期模型低估了A基金的流动性管理成本,由此确定的最优流动性储备亦较小。单期基准模型所确定的最优流动性储备水平为11%,此时流动性管理成本为1.7%,而在本文多期模型下,最优流动性储备水平和对应的流动性管理成本分别为

19.3%和3.1%。出现这一结果的主要原因在于，单期基准模型仅考虑抛售对风险资产价格的影响，并未纳入资产价格下跌后在下一期对剩余投资者的影响。事实上，受结构性流动性错配的影响，基金仅能在下一期满足初期的投资者赎回，此时流动性储备不足导致的资产抛售不仅会影响风险资产价格，亦会进一步影响下一期基金净值。当下一期净值下跌幅度过大时，剩余投资者将赎回基金份额，引起资产抛售和投资者赎回之间的棘轮效应。

（三）抛售外部性与最优流动性储备

进一步地，本文考虑A基金在最优流动性储备的确定中是否会考虑抛售外部性对B基金的影响。图2在正常市场状态（ $\bar{r}=1.04$ ）下模拟了A基金的抛售外部性成本 $E(Cost_{A \rightarrow B})$ 以及流动性管理成本（ $E(Cost)$ ）随流动性储备的变化情况。从图2左图的抛售成本可以看出，A基金对关联B基金的抛售外部性成本是流动性储备的凹函数，随着流动性储备的增加，抛售外部性成本逐渐下降，且呈现出边际成本递减的现象。在不持有流动性储备时，A基金将对B基金产生约2.7%的抛售外部性成本，而当所有资产都为流动性资产时，A基金将不存在抛售外部性。图2右图为不同流动性储备下流动性管理成本的模拟结果，从中可以看出，基金的流动性管理成本呈现出先下降后上升的U型变化趋势。在流动性储备较低时，随着流动性储备的增加，A基金抛售成本下降幅度大于机会成本上升幅度，因此流动性管理成本逐渐下降，而随着流动性储备的进一步增加，基金抛售成本下降幅度小于机会成本上升幅度，因而流动性管理成

本与流动性储备的关系发生反转。

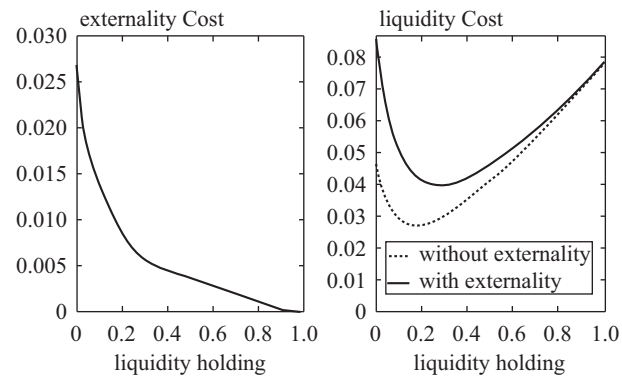


图2 不同流动性储备下抛售外部性成本与流动性管理成本模拟结果

注：本图模拟在本文所构建的多期模型下，A基金考虑抛售外部性（右图实线）与不考虑抛售外部性（右图虚线）时，流动性管理成本与流动性储备之间的关系。横坐标表示流动性储备，左图纵坐标表示A基金对B基金的外部性成本，右图纵坐标表示流动性管理成本。

同时本文在表4中展示了在考虑抛售外部性与否时求解的最优化结果。从两种情况下确定的最优流动性储备看，在不考虑抛售外部性时，A基金的流动性管理成本函数较低，且所确定的最优流动性储备为18%。此时A基金自身的流动性管理成本达到了最低（2.73%），A基金管理人所有在管产品（包括A基金和与其关联的B基金）的流动性储备管理成本为4.25%。另一方面，当A基金将自身抛售对B基金的外部性影响纳入目标函数时，所确定的最优流动性储备为28.90%，此时对应的所有在管产品流动性管理成本为3.98%。

表4 考虑抛售外部性与时否时各参数的最优化模拟结果

	不考虑抛售外部性时	考虑抛售外部性时	二者差异	变化幅度
最优流动性储备	18.00%	28.90%	10.90%	60.56%
A基金现金管理成本	2.73%	2.98%	0.25%	9.16%
总体现金管理成本	4.25%	3.98%	-0.27%	-6.35%
抛售外部性成本	0.94%	0.60%	-0.34%	-36.17%

通过比较可知，虽然A基金不考虑抛售外部性时所确定的最优流动性储备使得自身流动性管理成本最低，但其关联的基金承受了过高的抛售外部性成本（0.94%），因此其所有在管产品流动性储备管理成本并非最低（4.25%>3.98%）。而当A基金在最优决策中纳入抛售外部性成本时，根据所有在管产品流动性储备管理成本最低原则确定的最优流动性储备持

有比例将更高。上述分析表明，当关联B基金定义为与基金经理薪酬体系挂钩的其他基金，包括基金经理管理的其他基金，以及同一个基金公司旗下的其他基金时，A基金将在其流动性管理成本函数中考虑对关联B基金的抛售外部性。而为了管理上述抛售外部性，A基金需要持有更多的流动性储备。

上述分析结果也与现实情况相符。本文按照在管

基金经理是否仅管理一只基金将所有的混合型和股票型基金分类为单一型基金和多管理型基金，并统计了两类基金在2010年至2021年间年报所披露的流动性储备持有比例平均值。从图3的结果可以看出，在任何年份，多管理型基金所持有的流动性储备都要高于单一型基金，相对于仅管理一只基金的情形，管理多只产品的基金需要准备更多的流动性资产以应对潜在抛售的外部性。同时，上述基金样本期间的平均流动性储备持有比例27.97%亦与本文模拟所得的最优流动性储备28.90%相近，说明本文的数值分析结果与现实情况相符合。

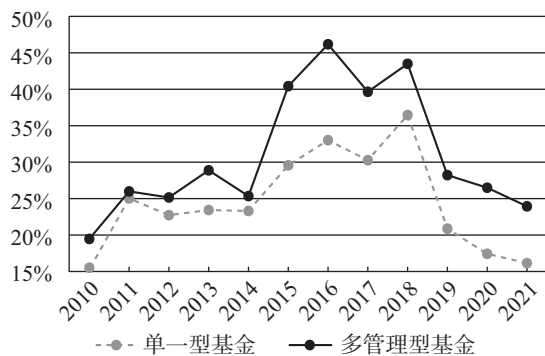


图3 单一型基金和多管理型基金
流动性储备平均值时间序列图

（四）公募基金最优流动性储备的敏感性分析

前述分析表明，当A基金考虑对关联B基金的抛售外部性时，将持有更多的流动性储备。根据模型设定可知，流动性储备、投资者赎回、市场状态、市场非流动性以及投资者对基金净值下跌敏感程度是影响A基金流动性管理成本的核心参数，而风险资产相似程度是影响抛售外部性成本的核心参数。因此，

本文将通过模拟公募基金最优流动性储备对市场状态、市场非流动性、投资者净值下跌敏感程度以及风险资产相似程度的敏感性。

首先，本文在区间 $[1.01, 1.1]$ 上生成10个等区间的市场状态参数，并模拟计算在每个市场状态下考虑抛售外部性与否时的最优流动性储备。从表5的模拟结果可知，随着市场状态参数由1.01逐渐变化到1.1，市场的流动性水平逐渐提升（市场非流动性参数降低），投资者对净值下跌的敏感程度逐渐降低。而从最优流动性储备的模拟结果看，不管A基金是否考虑对关联B基金的抛售外部性，市场行情越好，其持有的最优流动性储备越低。当市场状态参数大于1.06后，A基金将基本不持有流动性储备。这一结论与当前文献的研究相符。Jiang等(2021)^[15]对于公司债券公募基金流动性管理政策的实证研究发现，在稳定的市场状态下，由于预期投资者赎回较少，公募基金倾向于减少流动资产持有量而增加对非流动资产的相对敞口。另一方面，从基金在考虑外部性与否时最优流动性储备的差异看，随着市场状态参数变大，市场行情变好，A基金为管理抛售外部性所需增加的流动性储备亦在减少。出现这一现象的原因在于，随着市场行情转好，市场流动性提升，且基金投资者对净值下跌的敏感度下降，因此预期资产抛售外部性成本降低，基金为应对抛售外部性所需的额外流动性储备降低。流动性储备与市场状态的模拟关系也与图3两种类型基金流动性储备时间序列变化趋势相符合，在市场行情较差的2015年至2018年，基金流动性储备显著高于其他市场行情较好的年份。

表5 不同市场状态下最优流动性储备模拟结果

市场状态	市场非流动性	投资者净值敏感度	期望赎回	考虑抛售外部性的最优流动性储备	不考虑抛售外部性的最优流动性储备	最优流动性储备差异
1.01	0.779	1.45	0.181	0.829	0.887	0.058
1.02	0.607	1.30	0.128	0.516	0.595	0.079
1.03	0.472	1.15	0.036	0.343	0.399	0.056
1.04	0.368	1.00	0.070	0.127	0.185	0.058
1.05	0.287	0.85	0.073	0.073	0.128	0.055
1.06	0.223	0.70	0.023	0.019	0.040	0.021
1.07	0.174	0.55	0.024	0.005	0.009	0.004
1.08	0.135	0.40	0.061	0.002	0.003	0.001
1.09	0.105	0.25	0.052	0.001	0.001	0.000
1.10	0.082	0.10	0.014	0.001	0.001	0.000

其次,为分析最优流动性储备对风险资产相似程度的敏感性,本文在区间 $[0, 1]$ 上生成10个等区间的风险资产相似程度参数,并模拟计算在每个风险资产相似程度下考虑抛售外部性与否时的最优流动性储备。从表6的模拟结果可知,在不考虑抛售外部性时,风险资产相似程度将不影响A基金的最优流动性储备决策。而当考虑抛售外部性时,风险资产相似程度越高,A基金抛售外部性成本越高,A基金的最优流动性储备也越大。这一结果与Chernenko和Sunderam (2020)^[3]的结论一致,当基金更加关注抛售外部性影响时,其持有的流动性储备越高。但与之不同的是,本文通过内生参数 ρ 而非原文的外生计划者均衡参数得到了基金持有流动性储备管理抛售外部性的动机,更加符合公募基金作为市场化机构,从自身利益最大化角度出发进行主动风险管理的特点。

表6 不同风险资产相似程度下最优流动性储备模拟结果

风险资产相似程度	不考虑抛售外部性的最优流动性储备	考虑抛售外部性的最优流动性储备	抛售外部性成本
0.0	0.119	0.119	0.000
0.1	0.119	0.133	0.002
0.2	0.119	0.156	0.004
0.3	0.119	0.161	0.007
0.4	0.119	0.200	0.011
0.5	0.119	0.223	0.014
0.6	0.119	0.229	0.017
0.7	0.119	0.253	0.021
0.8	0.119	0.264	0.024
0.9	0.119	0.272	0.027
1.0	0.119	0.275	0.031

四、巨额赎回条款的效果

为防止赎回量过大对基金权益、风险资产和剩余投资者的负面冲击,我国监管部门对巨额赎回管理办法进行了详细的规定^①,将公募基金单日净赎回申请超过基金总份额10%的赎回定义为巨额赎回,并要求基金管理人对超过上限的赎回申请进行延期处理。本文将分析这一监管规定如何缓解公募基金抛售风险传染,以及如何影响公募基金的流动性管理。

首先,本文模拟了有无巨额赎回条款时,抛售外

部性成本随流动性储备的变化情况,以分析巨额赎回条款的引入对抛售外部性成本的影响。从图4右图的模拟结果可以看出,在巨额赎回条款规定下,总体流动性管理成本与流动性储备的变化关系仍同基准状态相同,即流动性储备和流动性管理成本之间仍存在U型关系,但在巨额赎回条款的限制下,基金具有较低的流动性管理成本。这一结果来源于巨额赎回条款对抛售外部性成本的抑制作用。从图4左图的模拟结果可以看出,相比于基准状态(虚线),巨额赎回条款的引入(实线)可以显著降低抛售外部性成本,而拟凹曲线意味着巨额赎回条款对抛售外部性的抑制作用主要体现在流动性储备较少时。这一结果说明,当基金由于流动性储备不足而面临抛售风险传染时,巨额赎回条款具有显著的风险抑制效应。在无巨额赎回条款限制时,基金经理必须在下一期抛售足够多的资产以满足投资者的所有赎回需求,此时较大的资产抛售量会对风险资产价格和关联基金产生较大负面影响。而在巨额赎回条款规定下,基金经理所需要满足的投资者赎回需求存在10%的上限,显著降低了资产抛售金额,因此抑制了资产抛售对风险资产价格和关联基金的影响。

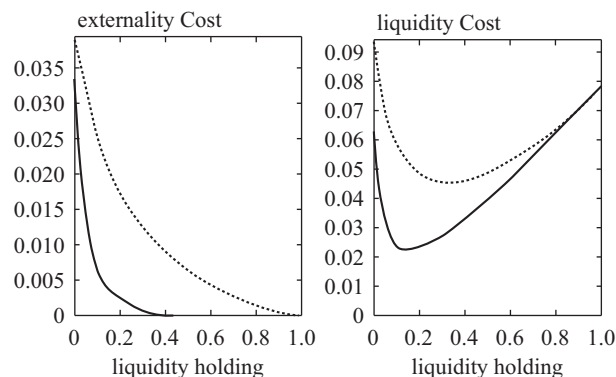


图4 有无巨额赎回条款下抛售外部性
风险与流动性储备关系模拟图

注:本图模拟在无巨额赎回条款时(虚线)与有巨额赎回条款时(实线),A基金考虑抛售外部性时的流动性管理成本以及抛售外部性成本与流动性储备之间的关系。横坐标表示流动性储备,左图纵坐标表示A基金对B基金的外部性成本,右图纵坐标表示流动性管理成本。

其次,图4右图曲线最低点所对应的最优流动性储备意味着巨额赎回条款下基金所需持有的流动性储备较少,本文进一步在不同市场状态下模拟了有无巨

① 详见 http://www.csrc.gov.cn/pub/zjhpublic/zjh/200804/t20080418_14496.htm, 中国证券监督管理委员会颁布的《证券投资基金运作管理办法》第三章。

巨额赎回条款时 A 基金的最优流动性储备。从表 8 的结果可以看出,随着市场状态参数由 1.01 逐渐变化到 1.1,基金持有的最优流动性储备逐渐降低。而在每一种市场状态参数下,巨额赎回条款下的最优流动性储备都要小于无巨额赎回条款时的最优流动性储备,这说明巨额赎回条款的引入降低了基金的流动性约束。

表 8 有无巨额赎回情况下最优流动性储备

市场状态	初始最优流动性储备	巨额赎回条款下最优流动性储备
1.01	88.70%	67.90%
1.02	59.50%	49.90%
1.03	39.90%	32.40%
1.04	18.50%	15.50%
1.05	12.80%	10.50%
1.06	4.00%	0.60%
1.07	0.90%	0.00%
1.08	0.00%	0.00%
1.09	0.00%	0.00%
1.10	0.00%	0.00%

最后,本文模拟分析了巨额赎回条款对风险资产价格的影响。本文在无任何流动性储备的情况下,计算了有无巨额赎回条款时不同市场状态所对应的资产下跌程度。其中,第一阶段资产下跌程度为 λ_1 ,第二阶段资产下跌程度为 λ_2 ,而两阶段总体下跌程度定义为 $1-(1-\lambda_1)(1-\lambda_2)$ 。在图 5 的模拟结果中,虚线代表无巨额赎回条款的情形,而实线代表有巨额赎回条款的情形。从图中可以看出,巨额赎回条款下第一阶段资产下跌程度较小,第二阶段资产下跌程度较大,两阶段总体下跌程度较小。这一结果表明,巨额赎回条款的引入将原本需要在第一期的投资者赎回递延到第二期,虽然增加了第二期资产抛售对风险资产价格的影响,但降低了第一期资产抛售对风险资产价格的影响,进而降低了剩余投资者在第二期的赎回压力。且从对风险资产价格的整体影响看,巨额赎回条款显著降低了潜在资产抛售过程对风险资产价格的影响,且这一效应在经济状态较差时更加显著。上述结果表明,巨额赎回条款可以显著降低市场压力时期风险资产抛售对资产价格的影响,发挥了稳定风险资产价格的作用。

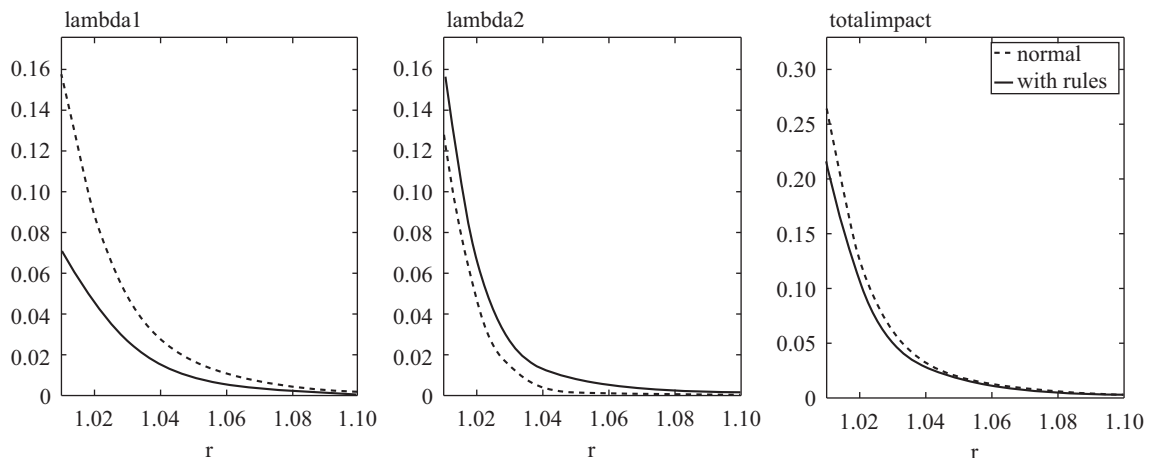


图 5 有无巨额赎回情况资产折价程度随经济状态变化模拟图

注:本图模拟在无巨额赎回条款时(虚线)与有巨额赎回条款时(实线),不同市场状态下 A 基金抛售对资产价格的影响。横坐标表示市场状态,左图纵坐标表示 A 基金抛售对资产价格的影响。其中,左图表示第一阶段资产下跌程度与市场状态的模拟图形,第二幅图表示第二阶段资产下跌程度与市场状态的模拟图形,第三幅图表示总体资产下跌程度与市场状态的模拟图形。

五、结论与建议

在规模和市场影响力持续增长的背景下,亟待厘清公募基金的风险传染机制和风险管理行为。本文构建一个多期理论框架,将公募基金“高频低损”常态化赎回、流动性错配、管理资产规模激励等因素纳入其中,分析公募基金的风险资产抛售与最优流动性

管理。理论分析结果表明,净值计算规则所导致的流动性错配使得基金剩余投资者承担了初始投资者赎回的清算成本,扩大了资产抛售对风险资产价格的负面影响,放大了投资者赎回和风险资产抛售之间的棘轮效应;相对单期基准模型而言,本文所构建的多期模型可以更加准确地刻画抛售风险,所确定的最优流动性储备可以有效降低抛售对关联基金的负外部性;出

于在管资产规模最大化激励目标,公募基金有动机持有额外流动性储备降低自身资产抛售对关联基金的外部性成本;从最优流动性储备的参数敏感性看,最优流动性储备与市场状态呈现正相关关系,与市场非流动性水平、投资者净值下跌敏感程度以及与关联基金风险相似程度呈现负相关关系。而对巨额赎回条款的政策效果评估结果看,巨额赎回条款可以缓解基金在初期的抛售压力,降低剩余投资者承担的清算成本,缓解基金的流动性约束,可以显著降低资产抛售对风险资产价格的影响。

本文的结果为公募基金资产抛售和微观风险管理行为的研究提供了新的视角。基金之间由于持有共同股票而紧密相连,单个基金的抛售行为不仅会影响持仓股票的价格,也会对关联基金产生负面影响。基金经理应该意识到,配置过多的风险资产虽然可能会提

升基金的绩效,而一旦流动性储备无法满足投资者的赎回要求时,对自身在管资产的规模以及母公司的绩效都会产生负面影响。因此,基金经理在进行大类资产配置时不能仅从单个基金的利益出发,应该将对于市场的潜在抛售成本考虑在内。对于监管部门而言,虽然大额赎回条款可以显著降低抛售外部性,但并未完全消除抛售外部性,应该规定基金在大类资产配置中的流动性储备下限,防止基金出现持有过高风险资产带来的抛售风险,这既可以降低宏观外部冲击下基金抛售行为导致的资本市场踩踏,也可以规范基金的常态化投资者赎回管理决策。对于基金的投资者而言,应该建立起长期价值投资的理念,不应盲目追求基金短期业绩,从基金夏普比率、最大回撤等方面综合考虑基金的长期稳定性,防止基金短期风险偏好过高对自身投资的影响。

附录

附录1 不同情形下的流动性管理成本

通过原文中的模型设定可知,当A基金遭遇“高频低损”的初始投资者赎回时,可能出于流动性储备不足的原因而抛售风险资产,并潜在地影响关联B基金以及剩余投资者行为。此时,基金经理的最优化行为是持有流动性储备以最大化与薪酬体系挂钩的资产规模,这一最优化目标等价于持有流动性储备以最小化流动性储备管理成本,本文建立预期流动性管理成本函数进行分析。管理规模最大化意味着与管理规模高度相关的现金持有成本、抛售价值缩减、基金规模缩减最小化,因此本文设定公募基金的流动性管理成本包括持有现金的机会成本、资产抛售导致的风险资产价值缩减、剩余投资者赎回导致的规模缩减以及关联基金剩余投资者赎回导致的规模缩减。不同条件下的流动性管理成本构成见附表1,本文根据是否发生抛售和基金抛售与投资者赎回间棘轮效应,构建不同条件下的流动性管理成本函数,并根据预期流动性管理成本函数求解最优流动性储备。

附表1 不同条件下的流动性管理成本

条件	流动性管理成本
$x_1 R_1^A < c^A$	$Cost = Cost_A = \text{机会成本}$
$c^A < x_1 R_1^A$ 和 $R_2^A > R_1^A$	$Cost = Cost_A + Cost_{A \rightarrow B} = (\text{机会成本} + A \text{基金资产价值缩减}) + B \text{基金资产价值缩减}$
$R_1^A < R_2^A$ 和 $R_2^B > R_1^B$	$Cost = Cost_A + Cost_{A \rightarrow B} = (\text{机会成本} + A \text{基金资产价值缩减} + A \text{基金投资赎回规模缩减}) + B \text{基金资产价值缩减}$
$R_1^B < R_2^B$	$Cost = Cost_A + Cost_{A \rightarrow B} = (\text{机会成本} + A \text{基金资产价值缩减} + A \text{基金投资赎回规模缩减}) + (B \text{基金资产价值缩减} + B \text{基金投资者赎回规模缩减})$

注:表中 $Cost$ 表示A基金现金管理成本, $Cost_A$ 表示A基金自身的现金管理成本, $Cost_{A \rightarrow B}$ 表示A基金对B基金的外部性成本。

1. 流动性储备充足时的流动性管理成本。

首先考虑A基金流动性储备可以满足投资者初始赎回的情形,此时, $x_1 R_1^A < c^A$,A基金无需抛售风险资产,不会对风险资产的价格产生影响。比较公式(1)和公式(2)可知,

$$R_2^A - R_2^B = \frac{\bar{r}^2(1-c^A) + (c^A - x_1 R_1^A)}{1-x_1} - [c^A + \bar{r}(1-c^A)] = \frac{\bar{r}(1-c^A)(\bar{r}-1)}{1-x_1} > 0$$

$$R_2^B - \bar{R}_2^B = \frac{\bar{r}^2(1-c^B) + c^B}{1} - [c^B + \bar{r}(1-c^B)] = \bar{r}(1-c^B)(\bar{r}-1) > 0$$

当现金储备充足时,两个基金在第二期的净值要高于各自剩余投资者的净值预期,即第一期的净值。此时 A 基金的流动性储备可以应对投资者赎回,无需抛售任何风险资产。因此,对于 A 基金而言,其流动性管理成本仅为持有流动性储备的机会成本, A 基金对 B 基金的外部性成本为 0:

$$Cost_A = \bar{r}^2(c^A - x_1 R_1^A) + x_1 R_1^A \bar{r} \quad (A1)$$

$$Cost_{A \rightarrow B} = 0 \quad (A2)$$

其中, $\bar{r}^2(c^A - x_1 R_1^A)$ 表示 A 基金在期间内持有流动性储备所产生的机会成本,而 $x_1 R_1^A \bar{r}$ 则表示 A 基金仅在第一期持有流动性储备所产生的机会成本。

2. 流动性储备不足时的流动性管理成本。

当流动性储备无法满足投资者赎回要求时,即 $(x_1 R_1^A > c^A)$, A 基金需要在第二期抛售一定的风险资产以应对投资者赎回,根据公式 (4), 抛售对风险资产价格的影响为:

$$\lambda_1 = lX_1 = l(x_1 R_1^A - c^A)$$

其中, l 代表风险资产的非流动性, $x_1 R_1^A$ 表示投资者的赎回金额, c^A 表示 A 基金的流动性储备,而 $x_1 R_1^A - c^A$ 则表示 A 基金需要抛售的风险资产金额。

当抛售风险资产后, A 基金的流动性管理成本将包含风险资产价格下跌所导致的规模缩减。由于流动性储备仅在第一期存在,因此机会成本为第一期的风险资产收益率乘以流动性储备 $c^A \bar{r}$; 第二期初始时风险资产的金额为 $\bar{r}(1-c^A)$, 因此风险资产遭受的总损失为 $\lambda_1 \bar{r}(1-c^A)$ 。因此, A 基金的流动性管理成本为:

$$Cost_A = c^A \bar{r} + \lambda_1 \bar{r}(1-c^A) \quad (A3)$$

对于 B 基金而言, A 基金对 B 基金的外部性成本为 B 基金风险资产遭受的损失,两个基金之间风险资产持仓相似度为 ρ_{AB} , 则 A 基金抛售对 B 基金所持风险资产的价格影响为 $\rho_{AB} \lambda_1$, B 基金在第二期初始时风险资产的金额为 $\bar{r}(1-c^B)$, 因此 B 基金遭受的风险资产损失为:

$$Cost_{A \rightarrow B} = \rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] \quad (A4)$$

接下来, 本文将分析不同情况下剩余投资者赎回所导致的基金规模缩减。对于 A 基金而言, 比较公式 (1) 和公式 (5) 可知, 若 $R_2^A \leq R_1^A$, 即 $x_1 \geq [\bar{r}-1+c^A l]/(lR_1^A)$, 根据公式 (7), 剩余投资者将在期末赎回份额 $\beta(R_1^A - R_2^A)$, 对应的赎回金额为 $\beta R_2^A (R_1^A - R_2^A)$ 。由于 A 基金在第二期末没有任何流动性储备, 因此需要抛售风险资产以应对投资者赎回, 根据公式 (4), 此时对价格的影响为:

$$\lambda_2^A = l\beta R_2^A (R_1^A - R_2^A)$$

由此导致的风险资产损失为 $\lambda_2^A R_2^A (1-x_1)$ 。此时, A 基金的流动性管理成本将包含投资者赎回导致的管理资产规模缩减, 即:

$$dCost_A = c^A \bar{r} + \lambda_1 \bar{r}(1-c^A) + \beta R_2^A (R_1^A - R_2^A) + \lambda_2^A R_2^A (1-x_1) \quad (A5)$$

对于 B 基金而言, 比较公式 (1) 和公式 (6) 可知, 当第二期净值低于预期时有 $\bar{r}(1-c^B)(\bar{r}-\rho_{AB} \lambda_1) + c^B \leq c^B + \bar{r}(1-c^B)$, 此时 x_1 满足:

$$x_1 \geq \frac{\bar{r}-1+\rho_{AB} c^A l}{\rho_{AB} l R_1^A}$$

此时, 风险资产价格下跌幅度过大, 导致 B 基金净值下跌超过投资者的净值预期, 根据公式 (7), 剩余投资者将会选择赎回份额 $\beta(R_1^B - R_2^B)$, 对应赎回金额为 $\beta R_2^B (R_1^B - R_2^B)$ 。此时 A 基金对 B 基金的外部性成本将取决于 B 基金的流动性储备是否足够应对投资者赎回。当 B 基金的流动性储备较为充足时 ($\beta R_2^B (R_1^B - R_2^B) < c^B$),

B 基金无需抛售风险资产，此时的抛售成本将包括投资者赎回导致的资产规模缩减，即：

$$Cost_{A \rightarrow B} = \rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] + \beta R_2^B (R_1^B - R_2^B) \quad (A6)$$

若 B 基金在第二期末的流动性储备无法满足剩余投资者的赎回，B 基金将在第二期末抛售风险资产，此时根据公式（4）对风险资产价格的影响为：

$$\lambda_2^B = l(x_2^B R_2^B - c^B) = l[\beta R_2^B (R_1^B - R_2^B) - c^B]$$

由此导致的风险资产损失为 $\lambda_2^B(1-c^B)\bar{r}(\bar{r}-\rho_{AB}\lambda_1)$ 。因此，A 基金对 B 基金的外部性成本将包括 A 基金抛售导致的风险资产损失、B 基金剩余投资者赎回导致的资产规模缩减以及 B 基金抛售导致的风险资产损失：

$$Cost_{A \rightarrow B} = \rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] + \beta R_2^B (R_1^B - R_2^B) + \lambda_2^B \bar{r}(1-c^B)(\bar{r}-\rho_{AB}\lambda_1) \quad (A7)$$

综上所述，结合公式（A1）~（A7）可知，投资者初始赎回量 x_1 与 A 基金流动性管理成本以及 B 基金所承受的抛售外部性成本关系见附表 2。

附表 2 不同初始赎回下 A 基金现金管理成本和抛售成本

初始赎回	$Cost_A$	$Cost_{A \rightarrow B}$
$x_1 < \frac{c^A}{R_1^A}$	$(c^A - x_1 R_1^A) \bar{r}^2 + x_1 R_1^A \bar{r} - c^A$	0
$\frac{c^A}{R_1^A} \leq x_1 \leq \frac{(\bar{r}-1+c^A)l}{lR_1^A}$	$c^A \bar{r} - c^A + \lambda_1 \bar{r}(1-c^A)$	$\rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)]$
$\frac{[\bar{r}-1+c^A]l}{lR_1^A} \leq x_1 \leq \frac{\bar{r}-1+\rho_{AB}c^Al}{\rho_{AB}lR_1^A}$	$c^A \bar{r} + \lambda_1 \bar{r}(1-c^A) + \beta R_2^A (R_1^A - R_2^A) + \lambda_2 R_2^A (1-x_1)$	$\rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] + \rho_{AB} \lambda_2 [\bar{r}(1-c^B)]$
$x_1 \geq \frac{\bar{r}-1+\rho_{AB}c^Al}{\rho_{AB}lR_1^A}$		$\rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] + \rho_{AB} \lambda_2 [\bar{r}(1-c^B)] + \beta R_2^B (R_1^B - R_2^B)$
$\beta(R_1^B - R_2^B)R_2^B > c^B$		$\rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] + \rho_{AB} \lambda_2 [\bar{r}(1-c^B)] + \beta R_2^B (R_1^B - R_2^B) + \lambda B_2 \bar{r}(1-c^B)(\bar{r}-\rho_{AB}\lambda_1)$

附录 2 基金期望流动性管理成本定义式

在 A 基金考虑抛售外部性与时否时，其期望流动性管理成本 $E(Cost)$ 的具体定义式存在差异。首先，当 A 基金忽略抛售外部性，仅考虑投资者赎回对自身的冲击时，根据公式（A1）、（A3）和（A5），其期望流动性管理成本为：

$$E(Cost) = \int_0^{\frac{c^A}{R_1^A}} [\bar{r}^2(c^A - x_1 R_1^A) + x_1 R_1^A \bar{r}] f(x_1) dx_1 + \int_{\frac{c^A}{R_1^A}}^{\frac{\bar{r}-1+c^Al}{lR_1^A}} [c^A \bar{r} + \lambda_1 \bar{r}(1-c^A)] f(x_1) dx_1 + \int_{\frac{\bar{r}-1+c^Al}{lR_1^A}}^1 [c^A \bar{r} + \lambda_1 \bar{r}(1-c^A) + \beta R_2^A (R_1^A - R_2^A) + \lambda_2 R_2^A (1-x_1)] f(x_1) dx_1$$

化简后有：

$$E(Cost) = \int_0^{\frac{c^A}{R_1^A}} [\bar{r}^2(c^A - x_1 R_1^A) + x_1 R_1^A \bar{r}] f(x_1) dx_1 + \int_{\frac{c^A}{R_1^A}}^1 [c^A \bar{r} + \lambda_1 \bar{r}(1-c^A)] f(x_1) dx_1 + \int_{\frac{\bar{r}-1+c^Al}{lR_1^A}}^1 [\beta R_2^A (R_1^A - R_2^A) + \lambda_2 R_2^A (1-x_1)] f(x_1) dx_1 \quad (A8)$$

其次，当 A 基金考虑资产抛售对关联 B 基金的抛售外部性时，根据公式（A2）、（A4）、（A6）和（A7），其对于 B 基金的外部性成本为：

$$\begin{aligned}
E(Cost_{A \rightarrow B}) = & \int_0^{\frac{c^A}{R_1^A}} 0 f(x_1) dx_1 + \int_{\frac{c^A}{R_1^A}}^{\frac{\bar{r}-1+c^A l}{l R_1^A}} \rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] f(x_1) dx_1 + \int_{\frac{\bar{r}-1+c^A l}{l R_1^A}}^{\frac{\bar{r}-1+\rho_{AB} c^A l}{\rho_{AB} l R_1^A}} \{ \rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] \\
& + \rho_{AB} \lambda_2 [\bar{r}(1-c^B)] \} f(x_1) dx_1 + \int_{\frac{\bar{r}-1+\rho_{AB} c^A l}{\rho_{AB} l R_1^A}}^1 \{ \rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] + \rho_{AB} \lambda_2 [\bar{r}(1-c^B)] \\
& + \beta R_2^B (R_1^B - R_2^B) \} f(x_1) dx_1
\end{aligned}$$

化简后有:

$$\begin{aligned}
E(Cost_{A \rightarrow B}) = & \int_{\frac{c^A}{R_1^A}}^1 \rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] f(x_1) dx_1 + \int_{\frac{\bar{r}-1+c^A l}{l R_1^A}}^1 \rho_{AB} \lambda_2 [\bar{r}(1-c^B)] f(x_1) dx_1 \\
& + \int_{\frac{\bar{r}-1+\rho_{AB} c^A l}{\rho_{AB} l R_1^A}}^1 \beta R_2^B (R_1^B - R_2^B) f(x_1) dx_1
\end{aligned} \quad (A9)$$

此时, A 基金在考虑抛售外部性时的期望流动性管理成本为自身流动性管理成本与抛售外部性成本之和:

$$\begin{aligned}
E(Cost) = & \int_0^{\frac{c^A}{R_1^A}} \{ \bar{r}^2 (c^A - x_1 R_1^A) + x_1 R_1^A \bar{r} \} f(x_1) dx_1 + \int_{\frac{c^A}{R_1^A}}^1 \{ c^A \bar{r} + \lambda_1 \bar{r} (1-c^A) + \rho_{AB} \lambda_1 [\bar{r}(1-c^B)] \} f(x_1) dx_1 \\
& + \int_{\frac{\bar{r}-1+c^A l}{l R_1^A}}^1 \{ \beta R_2^A (R_1^A - R_2^A) + \lambda_2 R_2^A (1-x_1) + \rho_{AB} \lambda_2 [\bar{r}(1-c^B)] \} f(x_1) dx_1 \\
& + \int_{\frac{\bar{r}-1+\rho_{AB} c^A l}{\rho_{AB} l R_1^A}}^1 \beta R_2^B (R_1^B - R_2^B) f(x_1) dx_1
\end{aligned} \quad (A10)$$

在得到基金期望流动性管理成本 (A8)~(A10) 后, 本文首先分析结构性流动性错配对风险的放大机制和多期模型对当前单期模型的改进之处, 并根据优化函数求解最优流动性储备, 研究最优流动性储备对各类参数的敏感性以及巨额赎回条款的政策效果。

附录3 模拟参数设定说明

本文数值分析的核心参数包括风险资产收益率 $\bar{r}$ 、投资者初始赎回分布 x_1 、非流动性比率 l 以及投资者对净值下跌敏感程度 β 。在模拟时, 本文结合当前学者的研究以及现实情况, 建立参数之间的函数关系。

首先, 为了满足投资者初始赎回高频低损的特点, 本文选择对数正态分布作为基准分布, 并将模拟分布值归一化为 $[0, 1]$ 区间上的取值以得到最终的初始投资者赎回分布模拟值, 即 $x_1 = X/\max(X)$, $\log(X) \sim N(\mu, \sigma)$ 。其中 μ 和 σ 分别是正态分布的均值和标准差。根据 Chen 等 (2010)^[24] 的研究, 基金投资者在市场压力时期会出于避险需求而大规模赎回基金份额, 加剧金融市场不稳定。投资者在市场压力时期急剧下降的风险偏好会导致巨大的流动性需求, 导致机构投资者通过抛售风险资产来满足流动性偏好, 甚至会出现流动性囤积现象 (Caballero 和 Krishnamurthy, 2008^[45])。基于此, 本文设定 $\mu=0$ 而 $\sigma=0.5+25(\bar{r}-1)$, 以反映投资者初始赎回随市场状态的变化。当市场状态参数 $\bar{r}$ 较小时, 所对应正态分布标准差亦较小, 此时 x_1 的分布更加分散, 将具有更多大额的初始赎回; 而当市场状态参数较大时, 此时 x_1 的分布更加集中于左侧, 投资者初始赎回分布呈现出更加显著的高频低损特点。

对于非流动性水平参数和投资者业绩敏感度参数, 本文参考 Amihud (2002)^[42]、周芳和张维 (2011)^[43]、蒋志平等 (2013)^[44] 以及 Goldstein 等 (2017)^[20] 的研究, 设定市场非流动性水平与风险资产收益率之间的函数为 $l=e^{-25(\bar{r}-1)}$, 投资者对净值下跌敏感程度与风险资产收益率之间的函数为 $\beta=1.6-15(\bar{r}-1)$ 。

在上述参数设定下, 各指标的模拟过程为:

在图 1 中, 相关的模拟参数为: 风险资产收益率 $\bar{r}=1.04$, 投资者初始赎回分布 $x_1 = X/\max(X)$, $\log(X) \sim N(0, 1.5)$, 非流动性比率 $l=0.368$, 投资者对净值下跌敏感程度 $\beta=1.00$ 。本文在区间 $[0, 1]$ 上生成等间隔的 1 000 个流动性储备参数 c , 在每个参数 c 的设定下生成 10 000 个随机投资者赎回, 以计算每个流动性储备 c 所对应的平均流动性管理成本, 并绘制得到图 1。

在图2中,相关的模拟参数为:风险资产收益率 $\bar{r}=1.04$,投资者初始赎回分布 $x_1=X/\max(X)$, $\log(X)\sim N(0,1.5)$,非流动性比率 $l=0.368$,投资者对净值下跌敏感程度 $\beta=1.00$,风险资产相似程度 $\rho=1$ 。本文在区间 $[0,1]$ 上生成等间隔的1000个流动性储备参数 c ,在每个参数 c 的设定下生成10000个随机投资者赎回,以计算每个流动性储备 c 所对应的平均流动性管理成本与抛售外部性成本,并绘制得到图2。

在图4中,相关的模拟参数为:风险资产收益率 $\bar{r}=1.04$,投资者初始赎回分布 $x_1=X/\max(X)$, $\log(X)\sim N(0,1.5)$,非流动性比率 $l=0.368$,投资者对净值下跌敏感程度 $\beta=1.00$,风险资产相似程度 $\rho=1$ 。本文在区间 $[0,1]$ 上生成等间隔的1000个流动性储备参数 c ,在每个参数 c 的设定下生成10000个随机投资者赎回,以计算每个流动性储备 c 所对应的平均流动性管理成本与抛售外部性成本,并绘制得到图4。

在图5中,相关的模拟参数为:风险资产收益率 $\bar{r}\in(1,1.1)$,投资者初始赎回分布 $x_1=X/\max(X)$,其中 $\log(X)\sim N(0,0.5+25(\bar{r}-1))$,非流动性比率 $l=e^{-25(\bar{r}-1)}$,投资者对净值下跌敏感程度 $\beta=1.6-15(\bar{r}-1)$,风险资产相似程度 $\rho=1$ 。在每一市场状态下,本文模拟生成10000个随机投资者赎回,并计算每一投资者赎回参数下基金抛售导致的资产下跌程度 λ_1 和 λ_2 ,以及两次抛售引起的总资产下跌程度 $1-(1-\lambda_1)(1-\lambda_2)$,通过计算每一状态下的平均下跌程度,最终得到图5。

在表4中,相关的模拟参数为:风险资产收益率 $\bar{r}\in(1,1.1]$,投资者初始赎回分布 $x_1=X/\max(X)$,其中 $\log(X)\sim N(0,0.5+25(\bar{r}-1))$,非流动性比率 $l=e^{-25(\bar{r}-1)}$,投资者对净值下跌敏感程度 $\beta=1.6-15(\bar{r}-1)$,风险资产相似程度 $\rho=1$ 。本文生成10个市场状态参数 $\bar{r}$,对于每个市场状态,本文在区间 $[0,1]$ 上生成等间隔的1000个流动性储备参数 c ,在每个参数 c 的设定下生成10000个随机投资者赎回,以计算每个流动性储备 c 所对应的平均流动性管理成本,并计算在每个市场状态下最小流动性管理成本所对应的流动性储备,最终得到表4。

在表5中,相关的模拟参数为:风险资产收益率 $\bar{r}=1.04$,投资者初始赎回分布 $x_1=X/\max(X)$, $\log(X)\sim N(0,1.5)$,非流动性比率 $l=0.368$,投资者对净值下跌敏感程度 $\beta=1.00$,风险资产相似程度 $\rho\in[0,1]$ 。本文生成10个反映风险资产相似程度的参数,并在每个参数下生成区间 $[0,1]$ 上等间隔的1000个流动性储备参数 c ,在每个参数 c 的设定下生成10000个随机投资者赎回,以计算每个流动性储备 c 所对应的平均流动性管理成本与抛售外部性成本,并计算在每个风险资产相似度下最小流动性管理成本所对应的流动性储备和抛售外部性成本,最终得到表5。

在表7中,相关的模拟参数为:风险资产收益率 $\bar{r}=1.04$,投资者初始赎回分布 $x_1=X/\max(X)$, $\log(X)\sim N(0,1.5)$,非流动性比率 $l=0.368$,投资者对净值下跌敏感程度 $\beta=1.00$,风险资产相似程度 $\rho=1$ 。本文生成10个市场状态参数 $\bar{r}$,对于每个市场状态,本文在区间 $[0,1]$ 上生成等间隔的1000个流动性储备参数 c ,在每个参数 c 的设定下生成10000个随机投资者赎回,以计算每个流动性储备 c 所对应的平均流动性管理成本,并计算在每个市场状态下最小流动性管理成本所对应的流动性储备,最终得到表7。

参考文献

- [1] Rakowski D. Fund Flow Volatility and Performance [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2010, 45 (1): 223-237.
- [2] 张宗新, 缪婧倩. 基金流量与基金投资行为——基于动态面板数据模型的实证研究 [J]. 金融研究, 2012 (4): 110-123.
- [3] Chernenko S, Sunderam A. Do Fire Sales Create Externalities? [J]. Journal of Financial Economics, 2020, 135 (3): 602-628.
- [4] Hau H, Lai S. The Role of Equity Funds in the Financial Crisis Propagation [J]. Review of Finance, 2017, 21 (1): 77-108.
- [5] 陈新春, 刘阳, 罗荣华. 机构投资者信息共享会引来黑天鹅吗?——基金信息网络与极端市场风险 [J]. 金融研究, 2017 (7): 140-155.
- [6] Greenwood R, Thesmar D. Stock Price Fragility [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 102 (3): 471-490.
- [7] Coval J, Stafford E. Asset Fire Sales (and Purchases) in Equity Markets [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86 (2): 479-512.
- [8] Thurner S, Farmer J D, Geanakoplos J. Leverage Causes Fat Tails and Clustered Volatility [J]. Quantitative Finance, 2012, 12 (5): 695-707.
- [9] Choi J, Hoseinzade S, Shin S S, Tehrani H. Corporate Bond Mutual Funds and Asset fire Sales [J]. Journal of Financial Economics, 2020, 138 (2): 432-457.
- [10] Simutin M. Cash Holdings and Mutual Fund Performance [J]. European Finance Review, 2013, 18 (4): 1425-1464.

- [11] Yan X. The Determinants and Implications of Mutual Fund Cash Holdings: Theory and Evidence [J]. *Financial Management*, 2006, 35 (2): 67-91.
- [12] 程巍, 王金玉, 潘德惠. 开放式基金巨额赎回情况下预留现金比例的确定方法 [J]. *数理统计与管理*, 2005 (3): 100-103.
- [13] 王金玉, 李霞, 程巍. 一种巨额赎回导致的开放式基金流动性风险测量 [J]. *系统管理学报*, 2007 (2): 208-211.
- [14] Morris S, Shim I, Shin H S. Redemption Risk and Cash Hoarding by Asset Managers [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2017, 89 (8): 71-87.
- [15] Jiang H, Li D, Wang A. Dynamic Liquidity Management by Corporate Bond Mutual Funds [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2021, 56 (5): 1622-1652.
- [16] Diamond D W, Dybvig P H. Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity [J]. *Journal of Political Economy*, 1983, 91 (3): 401-419.
- [17] Adrian T, Boyarchenko N. Liquidity Policies and Systemic Risk [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2018, 35 (8): 45-60.
- [18] Robatto R. Systemic Banking Panics, Liquidity Risk, and Monetary Policy [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2019, 34 (3): 20-42.
- [19] 杨柳. 赎回规则对基金管理公司流动性管理的负面效应及法律完善 [J]. *管理世界*, 2015 (8): 174-175.
- [20] Goldstein I, Jiang H, Ng D T. Investor Flows and Fragility in Corporate Bond Funds [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 126 (3): 592-613.
- [21] Bernardo A E, Welch I. Leverage and Preemptive Selling of Financial Institutions [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2013, 22 (2): 123-151.
- [22] Greenwood R, Landier A, Thesmar D. Vulnerable banks [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115 (3): 471-485.
- [23] 方意, 黄丽灵. 系统性风险、抛售博弈与宏观审慎政策 [J]. *经济研究*, 2019 (9): 41-55.
- [24] Chen Q, Goldstein I, Jiang W. Payoff Complementarities and Financial Fragility: Evidence from Mutual Fund Outflows [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 97 (2): 239-262.
- [25] Elliott M, Golub B, Jackson M O. Financial Networks and Contagion [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (10): 3115-3153.
- [26] 隋聪, 王宪峰, 王宗尧. 银行间债务网络流动性差异对风险传染的影响 [J]. *管理科学学报*, 2020 (3): 65-72.
- [27] Blocher J. Network Externalities in Mutual Funds [J]. *Journal of Financial Markets*, 2016, 30 (9): 1-26.
- [28] 肖欣荣, 刘健, 赵海健. 机构投资者行为的传染——基于投资者网络视角 [J]. *管理世界*, 2012 (12): 35-45.
- [29] 刘京军, 苏楚林. 传染的资金: 基于网络结构的基金资金流量及业绩影响研究 [J]. *管理世界*, 2016 (1): 54-65.
- [30] 罗荣华, 田正磊, 方红艳. “和而不群”还是“卓尔不群”? ——基于基金网络信息使用的视角 [J]. *金融研究*, 2020 (8): 188-206.
- [31] 林兢, 陈树华. 我国开放式基金业绩持续性、经理选股和择时能力——基于 2005—2009 数据 [J]. *经济管理*, 2011 (2): 132-138.
- [32] Yi L, Liu, Z L, He L, Qin Z L, Gan S L. Do Chinese Mutual Funds Time the Market? [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2018, 47 (2): 1-19.
- [33] Gao J, O'Sullivan N, Sherman M. An Evaluation of Chinese Securities Investment Fund Performance [J]. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2020, 76 (8): 249-259.
- [34] Brunnermeier M K, Pedersen L H. Market Liquidity and Funding Liquidity [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22 (6): 2201-2238.
- [35] Dick-Nielsen J, Feldhutter P, Lando D. Corporate Bond Liquidity Before and After the Onset of the Subprime Crisis [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103 (3): 471-492.
- [36] Yan C, Zhang J W, Zhang Y, Tang, Y N. Power-law Properties of Chinese Stock Market [J]. *Physica a-Statistical Mechanics and Its Applications*, 2005, 353 (8): 425-432.
- [37] Luo J W, Chen L N, Liu H. Distribution Characteristics of Stock Market Liquidity [J]. *Physica a-Statistical Mechanics and Its Applications*, 2013, 392 (23): 6004-6014.
- [38] Capponi A, Glasserman P, Weber M. Swing Pricing for Mutual Funds: Breaking the Feedback Loop between Fire Sales and Fund Redemptions [J]. *Management Science*, 2020, 66 (8): 3581-3602.
- [39] Malik S, Lindner P. On Swing Pricing and Systemic Risk Mitigation [Z]. *International Monetary Fund, Working Paper*, 2017.
- [40] Lewrick U, Schanz J F. Is the Price Right? Swing Pricing and Investor Redemptions [Z]. *Bank for International Settlements, Working Paper* 664, 2017.
- [41] Jin D H, Kacperczyk M, Kahraman B, Suntheim F. Swing Pricing and Fragility in Open-End Mutual Funds [J]. *Review of Financial Studies*, 2022, 35 (1): 1-50.
- [42] Amihud Y. Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects [J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5 (1): 31-56.
- [43] 周芳, 张维. 中国股票市场流动性风险溢价研究 [J]. *金融研究*, 2011 (5): 194-206.
- [44] 蒋志平, 田益祥, 郑焕刚. 业绩波动率、投资者资金流与基金经理冒险行为 [J]. *投资研究*, 2013 (8): 97-112.
- [45] Caballero R J, Krishnamurthy A. Collective Risk Management in a Flight to Quality Episode [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63 (5): 2195-2230.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

QFII 持股能抑制股票市场操纵吗？

——基于尾市价格偏离模型的检验

Can QFII Shareholding Inhibit Stock Market Manipulation?

Tests Based on Tail Market Price Deviation Model

李志辉 陈海龙

LI Zhi-hui CHEN Hai-long

[摘要] 以 2011—2018 年沪深 A 股上市公司为研究样本，基于尾市价格偏离模型探究合格境外机构投资者（QFII）持股对股票市场操纵的影响。研究发现：QFII 持股与市场操纵显著负相关，在使用工具变量、倾向得分匹配（PSM）、模型替换等方法检验后，结论稳健。机制分析表明，QFII 持股可通过提升上市公司信息透明度、提高股票流动性来抑制市场操纵。进一步分析发现，在单一大股东、低独立董事占比、低市场化水平等弱监督环境下 QFII 对市场操纵的抑制作用更显著。本文从市场公正的角度证明了我国循序渐进引入 QFII 以稳定和规范 A 股市场的政策是正确且成功的。同时，本文建议通过提升上市公司信息披露质量、加大资本市场开放程度、完善市场操纵监控体系等措施推动我国资本市场高质量发展。

[关键词] 合格境外机构投资者 市场操纵 信息不对称 股票流动性 外部监督

[中图分类号] F832.5 F275.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 08-0043-14

Abstract: Taking A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2018 as research samples, this paper explores the influence of QFII's shareholding on stock market manipulation based on the tail market price deviation model. It is found that QFII's shareholding is negatively correlated with market manipulation, and the conclusion is stable after testing with instrumental variables, propensity score matching (PSM) and model replacement. Mechanism analysis shows that QFII shareholding can inhibit market manipulation by improving information transparency and stock liquidity of listed companies. Further analysis shows that QFII has a more significant inhibitory effect on market manipulation in weak supervision environment such as single major shareholder, low proportion of independent directors and low marketization level. From the perspective of market justice, this paper proves that China's policy of gradually introducing QFII to stabilize and standardize the A-share market is correct and successful. At the same time, this paper suggests to promote the high-quality development of China's capital market by improving the information disclosure quality of listed companies, increasing the openness of the capital market and improving the monitoring system of market manipulation.

Key words: Qualified foreign institutional investor Market manipulation Information asymmetry Stock liquidity External supervision

[收稿日期] 2022-02-03

[作者简介] 李志辉，男，1959 年 1 月生，南开大学经济学院教授，博士生导师，研究方向为金融风险管理、资本市场质量、商业银行管理；陈海龙，男，1987 年 2 月生，南开大学经济学院博士研究生，研究方向为资本市场质量、金融风险管理、商业银行管理。本文通讯作者为陈海龙，联系方式为 chenhai-long5657@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“中国股票市场交易型操纵监测、影响与防范研究——基于分时高频数据云计算的实现”（项目编号：71973070）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

党的十九大报告明确指出,要增强金融服务实体经济能力,提高直接融资比重,促进多层次资本市场健康发展。这充分体现了党和国家对资本市场的高度重视,也为资本市场改革发展指明了方向。纵观三十年历程,我国资本市场栉风沐雨,春华秋实,实现了跨越式发展,A股总市值已稳居世界第二位,在拓展融资渠道、优化资源配置、建立现代企业制度等方面发挥了不可替代的作用。在欣喜于这令人瞩目成就的同时,诸如市场操纵等不和谐音符的负面影响仍需高度警惕。部分游资、内部知情者等在利益驱使下利用资金和信息优势进行市场操纵,蓄意制造虚假繁荣、引发股价剧烈波动(李志辉和王近,2018^[1]),散户等小资金在此期间损失惨重(李梦雨和李志辉,2019^[2]),这严重影响了中小投资者对我国资本市场的信心。已有研究表明,股票市场操纵将显著降低市场流动性(李志辉等,2018^[3])、信息效率(孙广宇等,2021^[4]),加重股价崩盘风险(李梦雨和李志辉,2019^[2]),扰乱市场价格发现机制(李梦雨,2015^[5]),制约资本市场服务实体经济的广度和深度。所以,分析股票市场操纵的演化机制,探究抑制股票市场操纵的理论方法和实践途径具有重大意义。

中国证监会官网显示,截至2021年12月,证监会累计公布了160例股票市场操纵案件,其中144例的操纵实施主体为个人,占比达90%,合格境外机构投资者(QFII)等专业机构投资者的涉案占比为0。经严格资质审核的QFII,是优质且重点的机构投资者,上述已查处案例的统计是否在一定程度上说明QFII能够稳定资本市场?事实上,为进一步提升中国资本市场发展质量,QFII于2002年12月被正式引入我国,这一创新性制度迅速为中国资本市场注入了新鲜而有活力的血液(李春涛等,2018^[6])。截至2020年年底,QFII数量已达558家,持有A股市值超2000亿元,愈发凸显QFII在我国资本市场的重要作用。部分国家和地区的经验表明,QFII制度的引入不仅可以增加市场资金供应(Amihud和Mendelson,2008^[7])、减少市场波动(Li等,2011^[8]),还可促进资本市场的成熟化和专业化。QFII的进入同样能促使上市公司改善内部治理机制、提高信息披露水平(杨海燕等,2012^[9]),进而提升股市透明程度和规范程度。针对QFII的研究一直是学术界的热点,已

形成的相关文献汗牛充栋。但遗憾的是,目前鲜有文献将QFII的作用延伸至股票市场操纵领域,也鲜有文献针对二者之间的影响机制展开研究。在我国不断加快资本市场开放并大幅放开QFII投资限制的背景下,QFII持股能否抑制股票市场操纵是非常重要而又亟待解决的问题。

鉴于此,本文使用2011—2018年沪深A股上市公司数据,基于尾市价格偏离模型检验了QFII持股对股票市场操纵的影响。研究发现:QFII持股与股票市场操纵显著负相关,在使用工具变量、倾向得分匹配(PSM)、模型替换等方法缓解内生性问题后,结论稳健。机制分析表明,QFII持股可通过提升上市公司信息透明度、提高股票流动性来抑制市场操纵。进一步分析发现,在单一大股东、低独立董事占比、低市场化水平等弱监督环境下QFII对市场操纵的抑制作用更显著。

本文可能的边际贡献如下:第一,已有的QFII相关文献大多集中于QFII对公司治理的影响研究(Aggarwal等,2011^[10];Bena等,2017^[11]),关于股票市场操纵的研究主要是基于案例事件和交易数据的股票市场操纵行为识别研究(李梦雨,2015^[5];Aitken等,2015^[12];姚远等,2016^[13])、市场操纵对股票市场质量的影响研究(李志辉等,2018^[1];李梦雨和李志辉,2019^[2]),罕有将QFII持股和市场操纵进行关联分析的研究,所以本文具有较高的创新价值。第二,针对遗漏变量、反向因果等内生性问题,目前学术界通常使用同一年度同行业的其他上市公司的解释变量平均值作为工具变量(李春涛等,2018^[6];魏熙晔等,2020^[14]),本文创新性地选取与市场操纵关联性弱、与QFII持股关联性强的经营和财务指标,然后利用主成分分析构建工具变量。这为工具变量的选取提供了参考,具有较好的创新性。第三,本文的机制分析和进一步分析探明了QFII持股影响股票市场操纵的作用渠道,这为监管部门完善相关法律制度、监管政策提供了十分有益的借鉴。

二、文献综述

(一) 股票市场操纵相关研究

在市场操纵行为的识别与监测方面,李梦雨(2015)^[5]收集了证监会的行政处罚案例,利用倍差法对市场操纵行为进行了分析,发现股票交易规模、有效价差、日收益率等指标在操纵期间出现显著异

常,并利用 Logit 模型建立了市场操纵监测和预警机制。陆蓉和陈小琳(2009)^[15]在分析市场操纵处罚案例后发现被操纵股票呈现出低 Beta 系数现象,同时利用神经网络、决策树等构建了三个市场操纵识别模型。Aitken 等(2015)^[12]基于日内高频交易数据构建了尾市价格偏离模型,使操纵行为的识别与监控不再局限于事件研究。李志辉和王近(2018)^[11]、李志辉等(2018)^[3]认为股票如果发生收盘价操纵,其价格在当日临近收盘以及下一交易日将出现显著异常,并基于中国股市高频交易数据构建了收盘价操纵识别模型。在市场操纵的影响因素方面,李志辉和邹谧(2018)^[16]从上市公司特征角度对影响市场操纵的因素进行了探究,发现被操纵股票通常具有市值规模较小、盈利能力偏弱的特点。Comerton-Forde 和 Putninš(2011)^[17]研究指出信息不透明、流动性差是股票被操纵的重要原因。Barbosa(2012)^[18]基于理论预期模型研究发现,假如其他投资者较为成熟并且具有良好的信息甄别能力,则操纵者需要承担较高的成本才能操纵成功。李志辉和金波(2021)^[19]研究认为,公司战略越激进,则企业信息透明度越差,从而发生市场操纵的可能性更高。李志辉等(2021)^[20]研究指出,融资融券制度能够提升上市公司股票流动性,从而对市场操纵产生抑制作用。

(二) QFII 持股相关研究

大部分学者认为 QFII 能够稳定股票市场、提升上市公司治理水平,对资本市场发展起到积极的促进作用。李春涛等(2018)^[6]认为, QFII 需要通过证监会关于治理结构、经营行为等方面的严格审核,通常是国际知名的机构投资公司,在成熟的资本市场形成了先进的价值投资体系,拥有高度专业化的投资团队,具备较强的信息获取和处理能力。因此, QFII 可提升投资者成熟度、降低市场风险。魏熙晔等(2020)^[14]指出, QFII 作为一种特殊的机构投资者,还可通过提升股价信息含量、提升公司治理水平来降低交易成本。Gillan 和 Starks(2003)^[21]发现相比于国内机构投资者,经过严格资质审核的境外机构投资者更能通过外部监督机制来改善公司治理水平。Edmans(2009)^[22]研究指出, QFII 可通过“用脚投票”的方式远离他们认为不值得投资的公司,而 QFII 作为一个风向标,会对其他投资者产生重要影响, QFII 的不满会对管理层形成较大压力,促使管理层提升公司治理水平以及信息披露质量,从而对上市公司形成

监督作用。乔琳等(2019)^[23]证明了 QFII 网络关系可以通过提高上市公司信息透明度和公司治理水平提升上市公司价值。杨海燕等(2012)^[9]研究表明, QFII 持股能够显著提升上市公司信息披露质量。刘贝贝和赵磊(2021)^[24]从实证层面证明了 QFII 能够提升我国资本市场有效性。但也有少部分学者认为 QFII 未能起到监督公司管理层、稳定股票市场的作用。由于监督是需要时间和成本的(Admati 和 Pfleiderer, 2009^[25]),所以机构投资者可能扮演了短期逐利者的角色。在金融监管不够完善的情形下,国际资本流入反而会降低市场效率,增加股市风险(Chen 等, 2013^[26])。

综上所述,现有学者基于信息透明度、公司治理、股价波动、市场风险等视角对 QFII 持股的经济后果开展了大量研究,但是鲜有文献将 QFII 持股的相关影响延伸至股票市场操纵领域。早期,关于股票市场操纵的识别研究主要是利用监管部门公布的处罚案例进行事件分析,但行政处罚案例的数量明显偏少,对实证研究造成了显著制约。近年来,随着新兴技术的快速发展,已有学者开始使用高频交易数据对市场操纵行为进行识别研究,这为研究 QFII 对市场操纵的影响提供了契机。由此,本文以中国资本市场为背景,基于尾市价格偏离模型考察 QFII 持股能否抑制股票市场操纵行为,是对现有 QFII 持股和股票市场质量文献的继承与发展。

三、理论分析与假设提出

根据股票市场操纵的微观运作机理,操纵者通常利用信息优势或资金优势,通过发布虚假信息、连续买卖等方式影响股价和交易量,营造出利好不断或股价攀升的假象,诱使其他投资者跟风买入,然后在高位套现后牟取暴利(李梦雨和李志辉, 2019^[2])。而提升上市公司信息透明度可削弱操纵者的信息优势(李志辉等, 2021^[19])、提高股票流动性可削弱操纵者的资金优势(李志辉等, 2021^[20]),从而可能产生抑制市场操纵的作用。一方面,如果上市公司信息透明度高,则普通投资者拥有较为充分的信息,对上市公司运营情况有着清晰的认知,能够有效甄别操纵者蓄意制造的缺少基本面支撑的交易假象,大幅提升市场操纵的实施难度(Barbosa, 2012^[18]);但如果上市公司信息透明度低,普通投资者与操纵者之间信息差距较大,只能依靠成交量、股价等有限信息进行交

易决策,则极易被操纵者设下的“陷阱”所迷惑。另一方面,当上市公司股票流动性较好时,相同的交易额可能仅使股价产生小幅度的变动,难以吸引散户注意,操纵者需要动用更大的资金量才可能成功,这就显著提高了操纵者的资金成本以及实施难度(Comerton-Forde和Putninš,2011^[17])。所以,提升上市公司信息透明度和股票流动性是抑制市场操纵的有力措施。

而QFII可显著提升上市公司信息透明度(魏熙晔等,2020^[14]),原因包括以下三个方面。第一,QFII的经营年限、运作模式等需要经过证监会的重点审核,通常具有丰富的海外投资与公司治理经验,拥有较强的信息收集能力和专业的投资分析团队,能有效甄别上市公司的财务造假以及虚假信息发布(李春涛等,2018^[6])。QFII的投资行为可将自身分析出的上市公司信息充分融入股价(饶育蕾等,2013^[27]),从而提升股价信息含量与信息透明度。第二,QFII大多为专业的基金公司或投资银行,可对企业运营情况进行深度挖掘,并向市场释放和传递价值信号(魏熙晔等,2020^[14]),能够降低证券分析师的信息收集成本、提升分析师预测精准度,从而吸引更多的证券分析师对QFII持股的上市公司进行跟踪学习。分析师关注度越高,则向普通投资者提供的投资分析越全面和详实,从而显著提升上市公司信息透明度(徐细雄等,2021^[28])。第三,QFII还可对上市公司形成有效的外部监督,在发现上市公司出现问题时,QFII能够通过出售股票所带来的“示范效应”对上市公司形成利空威胁(Edmans,2009^[22])。因为其他投资者可能会跟风抛售造成公司市值严重下挫,这将倒逼大股东和管理层守法合规经营,提升信息披露质量(杨海燕等,2012^[9]),避免信息披露违规和财务会计造假,使普通投资者可以更加准确地掌握上市公司的战略规划和运营实施情况。

QFII还可显著提升上市公司股票流动性(Ng等,2016^[29]),原因包括如下三个方面。首先,QFII作为专业机构投资者,积累了丰富的投资策略和分析技术,可对企业发展趋势进行准确评估,并且可显著提升上市公司业绩(吴卫华等,2011^[30])、降低股价波动(杨竹清和刘少波,2013^[31])。QFII对特定上市公司进行持股后,将显著增强其他投资者对上市公司的信心,投资者对此类股票的内在价值容易达成共识,买和卖都相对容易和便捷,从而有力提升股票流

动性(柯艳蓉等,2020^[32])。其次,QFII中也存在一定的财务投资者,其交易行为也会为市场带来增量资金。在我国持续放宽QFII投资额度限制的背景下,QFII自身所带来的流动性也显得愈发重要(魏熙晔等,2020^[14])。最后,不同于国内机构投资者,QFII与上市公司之间的业务关联较少(李春涛等,2018^[6]),能够保持较高的独立性以及监督性,可以通过“用脚投票”表达对上市公司的不满,忌惮于QFII对其他投资者的影响,上市公司管理层会努力提升内部治理和经营绩效水平(Bena等,2017^[11]),降低收益不确定性,减少股价异常波动(杨竹清和刘少波,2013^[31]),增强投资者对上市公司的信心,从而提升股票流动性。

基于以上分析,本文提出如下三个假设:

H1: QFII持股能够显著抑制股票市场操纵。

H2: QFII持股可显著提升上市公司信息透明度,从而抑制股票市场操纵。

H3: QFII持股可显著提高上市公司股票流动性,从而抑制股票市场操纵。

四、研究设计

(一) 市场操纵识别模型设计

借鉴Aitken等(2015)^[12]、李志辉等(2018)^[3]、李梦雨和李志辉(2019)^[2]的做法,构建尾市价格偏离模型来识别市场操纵行为。如果股票 i 在交易日 t 内同时满足以下条件,则被判定为疑似发生市场操纵:

1. 当日交易结束前15分钟股价出现异常变化,即:

$$\Delta EOD_{it} \geq \overline{\Delta EOD_i} + 3\sigma_i \quad (1)$$

或者

$$\Delta EOD_{it} < \overline{\Delta EOD_i} - 3\sigma_i \quad (2)$$

其中, $\Delta EOD_{it} = (P_{end,it} - P_{end-15mins,it}) / P_{end-15mins,it}$ 表示股票 i 在交易日 t 的收盘价相对收盘前15分钟成交价的
变化率, $\overline{\Delta EOD_i} = 1/30 \times \sum_{t=-30}^{t=-1} \Delta EOD_{it}$ 是 t 日前30个交易日的滚动窗口下交易结束前15分钟股票价格变动率的平均值, σ_i 为相同时间窗口下 ΔEOD_{it} 的标准差。

2. 与 t 日的收盘价相比,下一个交易日股票 i 的开盘价出现回转,并且价格回转幅度达到上一交易日

尾市价格变化的 50% 以上, 即:

$$\frac{CP_t - OP_{t+1}}{CP_t - CP_{t-15mins}} \times 100\% \geq 50\% \quad (3)$$

其中, CP_t 、 $CP_{t-15mins}$ 分别表示股票 i 在 t 日的收盘价、收盘前 15 分钟的成交价格, OP_{t+1} 表示股票 i 在 $t+1$ 日的开盘价。

3. 交易日 t 结束前第 15 分钟至 $t+1$ 日开盘前没有与股票 i 相关的信息发布^①。

在模型有效性方面, 本文手工收集了中国证监会 2010—2020 年公布的发生于 2010—2017 年的市场操纵案例, 涉及 287 只股票, 此模型可以成功识别出 167 只, 模型识别能力与李志辉等 (2018)^[3]、李梦雨和李志辉 (2019)^[2]、李志辉和金波 (2021)^[19] 的研究结果基本一致, 说明使用尾市价格偏离模型来识别市场操纵行为具有科学性与合理性。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。

疑似发生市场操纵的严重程度 ($LnMa$)。借鉴李志辉等 (2021)^[20] 的研究, 利用市场操纵识别模型计算每只股票每年累计疑似发生市场操纵的天数, 再对其加 1 取对数。其值越大, 说明疑似发生市场操纵的情况越严重。使用如下变量进行稳健性检验: 年内疑似发生市场操纵天数 ($MaCount$)、年内是否疑似发生过市场操纵 (Ma_1 , 当本年度疑似发生市场操纵的天数大于 0 时, Ma_1 为 1, 否则为 0)、年内疑似发生市场操纵天数与交易天数之比 ($MaPor$)。其中, 交易天数 ($TraDay$) 是指股票 i 在本年度可供交易的天数。

2. 核心解释变量。

QFII 持股比例 ($QFShare$)。借鉴李春涛等 (2018)^[6] 的研究, 使用 QFII 持股比例 ($QFShare$) 来度量 QFII 持股情况, 并使用 QFII 是否持股 ($QFII_1$) 做稳健性检验。其中, QFII 持股比例 ($QFShare$) 为上市公司季报披露的 QFII 持股比例的年度平均值。QFII 是否持股 ($QFII_1$) 为公司本年度是否有 QFII 持股的虚拟变量, 如果上市公司全年四个季度的 QFII 持股比例均为 0, 则取值为 0, 否则为 1。

3. 控制变量。

为更加准确地评估 QFII 持股对市场操纵的影响,

本文借鉴李志辉和邹谧 (2018)^[16]、李志辉等 (2021)^[20] 的研究, 使用如下控制变量: (1) 总资产 ($Size$), 对每季度的总资产取年度均值, 再取自然对数; (2) 资产负债率 (Lev); (3) 资本收益率 (Roc); (4) 股票贝塔系数 ($Beta$), 计算方法见下文; (5) 股票阿尔法系数 ($Alpha$), 计算方法见下文; (6) 收盘价 ($Price$), 对每日收盘价取年度均值; (7) 股权集中度 ($Cent$), 对上市公司前十位大股东持股比例进行求和, 然后将季度数据取年度均值; (8) 总持股人数 ($LnHold$), 对总持股人数取自然对数; (9) 可操纵应计利润 (DA), 参考郝东洋等 (2020)^[33] 的研究, 使用修正 Jones 模型估计可操纵应计利润, 并对其取绝对值。

本文根据资产定价模型 (CAPM), 并参考胡熠和顾明 (2018)^[34]、凌爱凡和谢林利 (2019)^[35] 的研究, 使用以下方法计算股票贝塔系数 ($Beta$): 根据流通市值加权计算市场回报率, 并使用个股回报率对市场回报率进行回归, 计算个股上市后每个完整年度的贝塔系数 ($Beta$)。回归方程和 $Beta$ 的计算公式为:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{t=1}^T (r_{i,t} - \bar{r}_{i,t})(r_{m,t} - \bar{r}_{m,t})}{\sum_{t=1}^T (r_{m,t} - \bar{r}_{m,t})^2} \quad (5)$$

其中, $r_{i,t}$ 为 t 日股票 i 的回报率, $r_{m,t}$ 为 t 日市场的回报率, $\hat{\beta}_i$ 为股票 i 的贝塔系数 ($Beta$), T 为当年股票 i 可供交易的天数。

股票阿尔法系数 ($Alpha$) 的计算方法为:

$$Alpha = r_i - [r_f + \beta(r_m - r_f)] \quad (6)$$

其中, r_i 代表股票 i 的实际收益率, r_f 代表市场的无风险利率, β 为个股的 $Beta$ 系数, r_m 代表参照的市场收益率。

(三) 回归模型设计

为考察 QFII 持股能否抑制股票市场操纵, 参考已有研究 (李春涛等, 2018^[6]), 建立如下模型:

$$LnMa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 QFShare_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 Beta_{i,t} + \beta_5 Alpha_{i,t} + \beta_6 Cent_{i,t}$$

① 采用 Reuters 全球新闻数据库的上市公司公告信息, 剔除 t 日结束前第 15 分钟至 $t+1$ 日开盘前有公告发布的股票。

$$\begin{aligned}
& +\beta_7 \text{LnHold}_{i,t} + \beta_8 \text{Price}_{i,t} + \beta_9 \text{Roc}_{i,t} \\
& + \beta_{10} \text{DA}_{i,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned}
\quad (7)$$

变量含义详见变量定义部分,模型还同步控制了时间、行业层面的固定效应。若 QFII 能够抑制股票市场操纵,则 β_1 应显著为负。

为进一步研究 QFII 持股影响股票市场操纵的传导机制,本文借鉴 Baron 和 Shapiro (2022)^[36]、吴敏等 (2022)^[37] 的研究,建立如下模型:

$$\begin{aligned}
M_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{QFShare}_{i,t} + \gamma_2 \text{Size}_{i,t} + \gamma_3 \text{Lev}_{i,t} + \gamma_4 \text{Beta}_{i,t} \\
& + \gamma_5 \text{Alpha}_{i,t} + \gamma_6 \text{Cent}_{i,t} + \gamma_7 \text{LnHold}_{i,t} + \gamma_8 \text{Price}_{i,t} \\
& + \gamma_9 \text{Roc}_{i,t} + \gamma_{10} \text{DA}_{i,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} \\
& + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned}
\quad (8)$$

其中, $M_{i,t}$ 为机制变量,其余变量与公式 (7) 中的定义相同。公式 (8) 用于探究核心解释变量 QFShare 与机制变量 M 之间的关系,如 QFShare 的系数显著、符号与预期相同,并且既有文献已论证 M 能够显著影响股票市场操纵,则说明 QFII 持股能够通过 M 抑制股票市场操纵。

(四) 数据来源

本文以沪深 A 股上市公司 2011—2018 年的数据为研究样本。高频交易数据来源为 Thomson Reuters Tick History 数据库,这与李志辉等 (2018)^[1]、李梦

雨和李志辉 (2019)^[2] 的做法一致。QFII 持股、公司财务、公司治理等数据来自国泰安数据库、CCER 数据库和上市公司年报。本文剔除了金融类上市公司、ST 公司以及数据缺失记录,并对所有连续变量做上下 1% 的缩尾处理,最终选定 3 000 只股票,共 15 557 个观测值。

五、实证分析

(一) 描述性统计分析

表 1 报告了本文主要变量的描述性统计结果。在样本期内,年内是否疑似发生过市场操纵 (Ma_1) 的平均值为 0.181,说明约有 18.1% 的样本疑似发生过市场操纵;年内疑似发生市场操纵天数 (MaCount) 的最大值为 7.000、平均值为 0.227、方差为 0.545,年内疑似发生市场操纵天数与交易天数之比 (MaPor) 的最大值为 2.869%,说明在同一年内疑似发生市场操纵的天数相对较少,且不同股票之间差异较大 (李志辉等,2021^[20])。 QFII_1 的平均值为 0.157,表明约有 15.7% 的样本被 QFII 持股;经过缩尾的 QFShare 平均值为 0.071%,最大值为 2.365%,表明现阶段 QFII 在上市公司中的持股比例仍然较低 (李春涛等,2018^[6])。如果 QFII 在持股比例较低的情况下能够对股票市场操纵行为产生影响,那么将为 QFII 的作用研究提供强有力的新兴市场证据。

表 1 主要变量描述性统计结果

变量	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
LnMa	15 557	0.143	0.316	0.000	2.079
MaCount	15 557	0.227	0.545	0.000	7.000
Ma_1	15 557	0.181	0.385	0.000	1.000
MaPor	15 054	0.099	0.239	0.000	2.869
TraDay	15 054	231.380	24.165	118.000	245.000
QFShare	15 557	0.071	0.264	0.000	2.365
QFII_1	15 557	0.157	0.363	0.000	1.000
Size	15 557	22.084	1.173	19.661	26.064
Lev	15 557	0.416	0.203	0.048	0.913
Beta	15 557	1.105	0.258	0.277	1.931
Alpha	15 557	0.000	0.002	-0.004	0.016
Cent	15 557	58.562	14.303	23.623	90.336
LnHold	15 557	10.348	0.841	7.919	12.744
Price	15 557	15.533	11.119	2.730	82.293
Roc	15 557	0.041	0.461	-0.586	2.083
DA	15 557	0.065	0.059	0.000	0.351

(二) 基准回归分析

表2是对模型(7)的回归结果。本文采用的是面板固定效应模型,并使用公司聚类效应对回归的标准误进行修正以消除异方差等因素的影响。由列(1)至(4)可知,无论是否加入控制变量, $QFII_1$ 的系数均在1%的水平上显著为负,说明QFII持股可以显著抑制股票市场操纵的发生; $QFShare$ 的系数在1%的水平上显著为负,说明QFII持股比例越高,发生市场操纵的可能性越低。从而,文本提出的假设1得到验证。

在控制变量方面,总资产($Size$)的系数显著为负,说明上市公司规模越大则发生市场操纵的可能性越低,这与既有研究结论一致(李志辉等,2018^[1];李志辉和邹溢,2018^[16])。股权集中度($Cent$)的系

数显著为正,说明股权集中度越高,则公司发生市场操纵的可能性越大,这可能是因为股权集中度越高则大股东对上市公司的“掏空”能力越强,大股东可能会通过发布虚假信息、实施关联交易等方式牟取个人私利,由此提高投资者之间的信息不对称程度,从而加重股票市场操纵的发生;总持股人数($LnHold$)的系数显著为负,可能是因为持股人数越高则其他股东对大股东形成的制衡越强,从而减少上市公司的违规行为并提升公司信息透明度,进而抑制市场操纵的发生;收盘价($Price$)的系数显著为负,可能是因为股价越高则操纵者需要更多的资金才可以制造相应的交易量以诱使散户跟风投资,这就削弱了市场操纵者的资金优势,从而降低了市场操纵发生的可能性。

表2 QFII持股影响股票市场操纵的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$LnMa$	$LnMa$	$LnMa$	$LnMa$
$QFShare$	-0.037 6 *** (-4.148 3)		-0.026 1 *** (-2.996 2)	
$QFII_1$		-0.036 1 *** (-5.441 5)		-0.021 1 *** (-3.261 2)
$Size$			-0.019 4 *** (-4.858 0)	-0.019 7 *** (-4.988 3)
Lev			0.000 6 (0.031 2)	0.000 7 (0.039 3)
$Beta$			-0.159 0 *** (-14.377 9)	-0.158 1 *** (-14.306 4)
$Alpha$			-6.411 9 ** (-2.479 9)	-6.350 0 ** (-2.457 1)
$Cent$			0.000 6 *** (2.678 0)	0.000 6 *** (2.868 7)
$LnHold$			-0.045 7 *** (-8.366 0)	-0.044 8 *** (-8.210 6)
$Price$			-0.001 0 *** (-3.469 1)	-0.001 0 *** (-3.445 1)
Roc			0.002 5 (0.215 9)	0.002 2 (0.184 9)
DA			-0.038 9 (-0.926 1)	-0.038 3 (-0.911 5)
年份、行业固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0.154 1 *** (5.438 5)	0.159 1 *** (5.615 1)	1.219 8 *** (17.730 1)	1.214 7 *** (17.705 2)
N	15 557	15 557	15 557	15 557
R^2	0.031	0.032	0.070	0.070

注:括号内数值为*t*统计量,***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

(三) 稳健性检验

1. 工具变量法。

QFII可能倾向于持股资产规模大、成长性好的

公司,而这类基本面良好的公司在QFII持股之前发生市场操纵的概率也是较低的,所以需要排除样本自选择等内生性问题。经过对Aggarwal等(2011)^[10]、

魏熙晔等 (2020)^[14] 等文献的梳理, 本文使用 TTM 化的资产报酬率 (*TTRA*) 作为第一个工具变量, 其中, TTM 是指过去 12 个月累计收益。理论上, *TTRA* 满足相关性和外生性要求, 因为 QFII 在进行投资之前会对上市公司的运营管理、财务状况进行充分评估, 具有高资产回报的企业更容易受到 QFII 的青睐, 所以较高的 *TTRA* 会显著提升 QFII 的持股概率, 因此拟选择的工具变量满足相关性要求; 另外, 市场操纵者通常需要具备信息或者资金优势才能成功实施市场操纵, 所以, 影响市场操纵的因素往往具有影响信息透明度、影响股票交易成本等特点, 而资产回报率主要是反映企业经营结果的变量, 并不是市场操纵者关心的核心因素, 所以 *TTRA* 具有外生性。

以往文献通常将上市公司同一年度同行业其他上市公司持股比例的平均值作为工具变量, 与此不同, 本文创新性地使用主成分分析的方法生成第二个工具变量 (*Index*)。 *Index* 是由净利润、每股收益、流动资产合计、净利润与利润总额之比、总市值、两权分离度、总资产增长率 7 个子指标合成而来。 *Index* 是正向指标, 一般来说, *Index* 值越大则上市公司盈利能力越好, 它反映了企业运营管理、公司财务等方面的能力。所以, 与第一个工具变量类似, *Index* 在理论上也满足相关性和外生性要求。

表 3 为使用工具变量后的回归结果。当核心解释

变量为 *QFShare* 时, 由表 3 列 (1) 的回归结果可知, *TTRA*、*Index* 的系数在 1% 的水平上显著为正, 说明 *TTRA* 和 *Index* 可以显著提升外资持股的可能性。列 (2) 为第二阶段回归结果, *QFShare* 对市场操纵的系数仍在 1% 的水平上显著为负, 并且利用过度识别检验以及弱工具变量检验可知, *TTRA* 和 *Index* 均为外生工具变量且均强烈拒绝弱工具变量假设。这说明在缓解内生性问题之后 QFII 持股仍可以显著抑制股票市场操纵。类似地, 从列 (3)、列 (4) 可以看出, 核心解释变量为 *QFII_1* 时, 结论类似。

2. 倾向得分匹配 (PSM) 检验。

为进一步缓解内生性问题, 借鉴既有研究 (李春涛等, 2018^[6]), 采用倾向得分匹配法 (PSM) 为 QFII 持股的样本构建匹配样本进行回归, 其中 *QFII_1* 等于 1 的为实验组, *QFII_1* 等于 0 的为对照组。选取总资产、资产负债率、资产报酬率、总资产增长率、股票贝塔系数、总市值、机构投资者持股比例、总持股人数作为匹配变量, 采用一对一最近邻匹配法找到与实验组倾向得分值最为接近的控制组样本。同时, 为进一步提升匹配准确度, 本文使用逐年匹配的方法, 使实验组样本只可与其年份相同的对照组样本进行匹配。多变量 *t* 检验的结果显示匹配以后的对照组和实验组样本无显著差异, 各年份的匹配效果良好, 为节省篇幅, 本文仅以 2018 年的匹配结果为例进行展示 (如表 4 所示)。

表 3 QFII 持股影响股票市场操纵的工具变量检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	<i>QFShare</i>	<i>LnMa</i>	<i>QFII_1</i>	<i>LnMa</i>
<i>TTRA</i>	0.389 2 *** (5.967 1)		0.467 7 *** (5.693 8)	
<i>Index</i>	0.042 5 *** (4.388 4)		0.031 6 *** (3.224 7)	
<i>QFShare</i>		-0.428 1 *** (-4.297 7)		
<i>QFII_1</i>				-0.453 0 *** (-4.134 2)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份、行业固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.330 1 *** (-3.623 2)	0.885 2 *** (7.721 0)	-0.891 9 *** (-6.870 8)	0.658 0 *** (3.943 9)
<i>N</i>	13 487	13 487	13 487	13 487
<i>R</i> ²	0.074	/	0.063	/

本文使用匹配之后的样本进行了回归检验。表 5 的回归结果显示, 无论是否加入控制变量, *QFShare* 和 *QFII_1* 在匹配后样本上对市场操纵的回归系数均显著为负。这说明在资产负债、盈利能力、公司治理等基本面对大体相同的情况下, *QFII* 持股仍然可以显著抑制市场操纵, 这有效缓解了样本自选择问题。

表 4 倾向得分匹配的均衡性检验 (以 2018 年为例)

变量	匹配前	平均值		标准化偏差 (%)	标准化偏差 下降幅度 (%)	<i>t</i> 检验	
	匹配后	实验组	控制组			<i>t</i> 值	<i>p</i> 值
<i>Size</i>	匹配前	22. 715	22. 120	49. 200	94. 700	7. 790	0. 000
	匹配后	22. 704	22. 673	2. 600		0. 290	0. 775
<i>Lev</i>	匹配前	0. 407	0. 396	6. 200	-56. 400	0. 950	0. 341
	匹配后	0. 408	0. 426	-9. 700		-1. 080	0. 279
<i>TTRA</i>	匹配前	0. 095	0. 064	59. 000	99. 500	9. 570	0. 000
	匹配后	0. 095	0. 095	-0. 300		-0. 030	0. 978
<i>Grow</i>	匹配前	0. 174	0. 166	3. 300	-282. 800	0. 470	0. 639
	匹配后	0. 174	0. 205	-12. 600		-1. 380	0. 169
<i>Beta</i>	匹配前	1. 090	1. 058	13. 800	20. 300	2. 110	0. 035
	匹配后	1. 089	1. 115	-11. 000		-1. 300	0. 193
<i>MaVa</i>	匹配前	2. 191	1. 184	40. 300	82. 900	7. 230	0. 000
	匹配后	2. 129	1. 957	6. 900		0. 750	0. 453
<i>Inst</i>	匹配前	49. 441	40. 277	37. 500	87. 600	5. 910	0. 000
	匹配后	49. 327	50. 468	-4. 700		-0. 550	0. 585
<i>LnHold</i>	匹配前	10. 457	10. 309	18. 900	99. 600	2. 970	0. 003
	匹配后	10. 453	10. 453	-0. 100		-0. 010	0. 993

表 5 基于 PSM 的回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LnMa</i>	<i>LnMa</i>	<i>LnMa</i>	<i>LnMa</i>
<i>QFShare</i>	-0. 021 7 ** (-2. 121 9)		-0. 022 2 ** (-2. 171 5)	
<i>QFII_1</i>		-0. 032 5 *** (-3. 434 1)		-0. 027 2 *** (-2. 954 9)
控制变量	NO	NO	YES	YES
年份、行业固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0. 077 8 *** (2. 646 7)	0. 094 9 *** (3. 138 4)	1. 059 1 *** (8. 884 9)	1. 073 7 *** (9. 019 1)
<i>N</i>	4 299	4 299	4 299	4 299
<i>R</i> ²	0. 049	0. 050	0. 091	0. 092

3. 变量和模型调整。

一是借鉴 Cornaggia (2015)^[38] 的研究, 使用安慰剂检验法, 将核心解释变量的取值随机排列后进行回归。表 6 的列 (1)、列 (2) 显示, *QFShare* 和 *QFII_1* 的系数均不再显著, 这说明 *QFII* 对市场操纵

的抑制作用并不是由遗漏的变量造成的。二是替换被解释变量。借鉴李志辉和邹谧 (2018)^[16] 的研究, 将年内疑似发生市场操纵天数 (*MaCount*) 作为被解释变量, 使用负二项回归模型进行分析, 回归结果见表 6 的列 (3)、列 (4); 借鉴李志辉和金波 (2021)^[19]

的研究,使用年内是否疑似发生过市场操纵 (Ma_1) 作为被解释变量,并利用 logit 模型进行检验,回归结果见列 (5)、列 (6);使用年内疑似发生市场操纵天数与交易天数之比 ($MaPor$) 作为被解释变量,回归结果见列 (7)、列 (8)。表 6 的列 (3) 至列 (8) 结果均表明本文结论稳健。三是将行业固定效应替换为个体固定效应,使用双向固定效应进行检

验。表 7 的回归结果显示,无论是否加入控制变量,QFII 持股均可显著抑制股票市场操纵。四是借鉴以往文献 (李志辉和金波,2021^[19];李志辉等,2021^[20]),继续添加以下控制变量,账面市值比、总资产增长率、日收益波动率、Sigma 系数、年成交量、董事长与总经理是否兼任、总市值,本文结论依然稳健^①。

表 6 QFII 持股影响股票市场操纵的稳健性检验 (第一部分)

变量	安慰剂检验		负二项回归		logit 回归		替换被解释变量为 $MaPor$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$LnMa$	$LnMa$	$MaCount$	$MaCount$	Ma_1	Ma_1	$MaPor$	$MaPor$
$QFShare$	0.001 7 (0.190 2)		-0.241 5 *** (-2.786 4)		-0.211 4 ** (-2.066 2)		-0.022 2 *** (-3.693 0)	
$QFII_1$		0.002 7 (0.392 7)		-0.181 3 *** (-3.191 9)		-0.169 8 ** (-2.544 1)		-0.017 9 *** (-3.807 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	1.241 7 *** (18.122 6)	1.241 3 *** (18.114 8)	7.067 7 *** (11.370 9)	7.024 4 *** (11.318 4)	7.794 9 *** (10.778 8)	7.751 5 *** (10.766 4)	0.939 9 *** (17.693 2)	0.935 8 *** (17.648 3)
N	15 557	15 557	15 557	15 557	15 518	15 518	15 054	15 054
R^2 /Pseudo R^2	0.070	0.070	0.063	0.063	0.068	0.068	0.070	0.071

表 7 QFII 持股影响股票市场操纵的稳健性检验 (个体固定效应)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$LnMa$	$LnMa$	$LnMa$	$LnMa$
$QFShare$	-0.019 4 * (-1.713 5)		-0.020 1 * (-1.800 2)	
$QFII_1$		-0.017 8 ** (-2.292 2)		-0.014 4 * (-1.866 6)
控制变量	NO	NO	YES	YES
年份、个体固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0.242 5 *** (25.026 9)	0.243 9 *** (24.895 4)	0.841 8 *** (4.133 8)	0.836 8 *** (4.112 8)
N	15 557	15 557	15 557	15 557
R^2	0.021	0.021	0.034	0.034

(四) 影响机制分析

1. 降低信息不对称性。

QFII 大多为专业的基金公司或投资银行,积累了丰富的投资策略和分析技术,能够对企业信息形成深入挖掘 (李春涛等,2018^[6])。首先,QFII 的投资

行为能够将自身分析出的信息充分融入股价,使股价能够更好地反映公司基本面 (饶育蕾等,2013^[27])。其次,QFII 的抛售行为也会被其他投资者分析与效仿,可能导致公司市值大幅下挫,从而形成显著的利空威胁,促使大股东和管理层守法合规经营,避

① 受篇幅所限,添加变量后的回归结果未在文中列示,感兴趣的读者可联系作者索取。

免违规发布虚假信息以及盈余操纵（杨海燕等，2012^[9]）。再次，QFII的投资行为可供市场其他参与者学习，能够降低其他参与者的信息处理成本，从而显著提升市场对被持股公司的关注度，使市场能够共享更多的上市公司信息。所以，QFII持股在理论上可显著提升上市公司在股市的信息透明度。

既有研究表明，KV指数（KV）和分析师关注度（LnAna）是度量上市公司信息不对称程度的常用指标，KV指数越低、分析师关注度越高则上市公司信息透明度越高。本文拟使用以上两个指标并参考Baron和Shapiro（2022）^[36]、吴敏等（2022）^[37]的分析方法，检验QFII持股通过提升上市公司信息透明度来抑制市场操纵的传导机制。

借鉴李春涛等（2018）^[6]的研究，KV的计算方法如下：

$$\ln |\Delta P_t / P_{t-1}| = \alpha + \beta (Vol_t - Vol_0) + u_i \quad (9)$$

$$KV = \beta \times 1\,000\,000 \quad (10)$$

其中， ΔP_t 是 P_t 与 P_{t-1} 的差值， P_t 是交易日 t 的收盘价， Vol_t 是 t 日的交易量， Vol_0 是年度日平均交易量。不考虑 β 为负值、年度交易日小于100天的情况。

借鉴Chen等（2015）^[39]、徐细雄等（2021）^[28]的研究，分析师关注度的计算方法为：股票年度分析师关注人数加1取对数。

表8的列（1）、列（2）是对模型（8）的回归结果。由于KV为负向指标、LnAna是正向指标，所以从核心解释变量（QFShare）对机制变量的回归结果可以看出，QFShare能够在1%的水平上显著提升上市公司在股市的信息透明度。而以往研究表明，提升上市公司信息透明度可显著削弱操纵者的信息优势，从而产生抑制市场操纵的作用（Goldstein和Guembel，2008^[40]；李志辉和金波，2021^[15]；李志辉等，2021^[19]）。具体而言，如果上市公司信息透明度高，则普通投资者拥有较为充分的信息，对上市公司的财务和运营情况有着清晰的认知，能够有效甄别操纵者蓄意制造的缺少基本面支撑的交易假象，大幅提升市场操纵者的实施难度（Barbosa，2012^[18]）；但如果上市公司信息透明度低，普通投资者与操纵者之间信息差距较大，只能依靠成交量、股价等有限信息进行交易决策，则极易被操纵者设下的“陷阱”所迷惑。所以，QFII持股能够通过提升上市公司信息透明度来抑制股票市场操纵。假设2成立。

2. 提升股票流动性。

首先，QFII作为一种专业和独特的境外机构投资者，其财务投资行为可以在一定程度上为市场注入资金和流动性（Ng等，2016^[29]）。其次，QFII持股的示范效应会显著提升其他投资者对被持股公司股票的信心（柯艳蓉等，2020^[32]）和购入倾向，投资者对股票的内在价值能够迅速达成共识，如果持有者因自身原因卖出股票，则股票会很快被其他投资者所承接买入。再次，QFII的利空威胁能够对上市公司起到良好的监督作用，促使上市公司守法合规经营（Bena等，2017^[11]），提升公司经营业绩与发展潜力，从而显著提升投资者对上市公司的信心。所以，理论上，QFII持股会显著提升上市公司股票流动性。

借鉴既有研究，使用成交额加权相对有效价差（ESP）和Amivest流动比率（LnAmi）度量股票流动性。ESP为负向指标，值越高则流动性越差（Venkataraman，2011^[41]；李志辉等，2018^[11]），LnAmi是正向指标，值越高则股票流动性越好（李志辉等，2021^[20]）。上述指标的计算公式如下：

$$ESP = \sum_{k=1}^N W_{i,k} \times (2 |P_{i,k} - P_{M,i,k}| / P_{M,i,k}) \quad (11)$$

$$LnAmi = \ln[(1/TraDay) \times (\sum V_t / r_t)] \quad (12)$$

其中， $P_{i,k}$ 为股票 i 在交易日内第 k 笔交易的成交价格， $P_{M,i,k}$ 为股票 i 第 k 笔交易最佳卖出价格和最佳买入价格的均值， $W_{i,k}$ 为股票 i 第 k 笔订单成交额占当日总成交额的比重。TraDay表示每年交易日的总天数， V_t 表示单位时间内的成交额， r_t 表示时间 $t-1$ 到 t 的收益率。

从表8列（3）、列（4）可以看出，QFShare在1%的水平上显著降低ESP、提高LnAmi，说明QFII持股可以显著提升被持股上市公司股票流动性。而以往研究表明，提升股票流动性能够显著降低市场操纵的发生概率（Aggarwal和Wu，2006^[42]；李志辉等，2021^[20]）。具体而言，如果股票流动性越高，则相同的交易额可能仅使股价产生小幅度的变动，难以吸引散户注意，操纵者需要动用更大的资金量才可能成功，这就显著提高了操纵者的资金成本以及实施难度（Comerton-Forde和Putninš，2011^[17]）。所以，QFII持股可通过提升股票流动性来抑制股票市场操纵。假设3成立。

表 8 QFII 持股影响股票市场操纵的影响机制分析

变量	提升信息透明度		提升股票流动性	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	KV	LnAna	ESP	LnAmi
<i>QFShare</i>	-0.011 0 *** (-2.872 5)	0.468 8 *** (12.398 2)	-0.012 1 *** (-7.868 1)	0.086 6 *** (4.717 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份、行业 固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0.973 1 *** (28.564 3)	-10.545 9 *** (-30.244 4)	0.590 4 *** (32.454 9)	12.199 0 *** (69.865 1)
<i>N</i>	15 463	15 557	15 275	15 360
<i>R</i> ²	0.490	0.425	0.452	0.736

(五) 进一步分析

根据前文分析,由于忌惮 QFII 的信息分析能力、担心 QFII 抛售所带来的示范性影响,上市公司大股东和高管会更大概率地守法尽职经营企业,所以 QFII 具有显著的外部监督作用(李春涛等,2020^[6])。本文尝试进一步探究其他监督机制是否会对 QFII 的监督作用产生影响。理论上,如果上市公司自身以及外部的监督机制越弱,则 QFII 的监督作用越显著。

姜付秀等(2017)^[43]研究发现,相比于单一大股东的公司治理模式,多个大股东可在企业内部形成有效制衡,能够显著抑制大股东的“掏空”行为,其中,大股东为持股 10% 以上的股东。由此,本文定义变量 *Mult*,表示公司是否具有多个大股东,如果公司存在 2 个或 2 个以上大股东,则取值为 1,否则为 0。同时将第一大股东持股比例不足 10% 的样本的 *Mult* 置为空值。特别地,上市公司的不同股东可能会以一致行动人的形式共同持股,并在表决时采取相同行动,因此将一致行动人认定为同一个股东,并将其持股比例进行累加。分组回归结果见表 9 列(1)、列(2)。当 *Mult*=0 时,*QFShare* 的系数在 1% 的水平上显著为负;当 *Mult*=1 时,*QFShare* 的系数不再显著。

郑建明和孙诗璐(2021)^[44]研究认为,相较于国内非“十大”会计师事务所,“十大”会计师事务所的审计师通常拥有更高的职业素养和专业技能,可更加精确地识别客户风险,出具更高质量的审计意见,从而对上市公司发挥更好的外部监督作用。据此,本文将样本按照审计师是否来自“十大”会计师事务所进行分组。表 9 列(3)、列(4)的结果显示,当会计师来自非“十大”会计师事务所时,*QFShare* 的系数仍在 1% 的水平上显著为负,但是当会计师来自

“十大”会计师事务所时,*QFShare* 的系数不再显著。

以往研究表明,独立董事可以通过对上市公司的并购重组、关联交易等关键事项进行审议并发表专业意见,进而发挥监督职能(周泽将和高雅,2019^[45])、提升会计报表透明度。本文参考王雄元等(2018)^[46]的方法,使用独立董事占比(*Pid*)来衡量独立董事的监督能力,并设置分组变量 *Pid_flg*,当上市公司独立董事占比大于年度行业中位数时该分组变量取值为 1,否则为 0。表 9 列(5)、列(6)的回归结果显示,在独立董事占比较低的组 *QFShare* 对市场操纵的回归系数在 1% 的水平上显著为负,在独立董事占比较高的组 *QFShare* 的系数不再显著。

企业外部制度环境是对辖区内所有经济主体产生影响的宏观治理因素,由一系列规则、规范组成。制度环境较好的地区通常拥有更加高效、透明的行政审批流程,这将显著压缩企业的权力寻租空间,有力推动企业守法合规经营。并且,地区制度环境越好,则法律体系建设越完善,企业所受到的外部监督强度越大(姜付秀等,2017^[43])。本文借鉴王小鲁等(2017)^[47]的研究,使用市场化指数衡量企业外部制度环境水平,并设置分组变量 *Mar_flg*,当上市公司所在地市场化指数大于年度行业中位数时 *Mar_flg* 取值为 1,否则为 0。表 9 列(7)、列(8)的回归结果显示,在市场化水平较低的组 *QFShare* 的系数显著为负,而在市场化水平较高的组 *QFShare* 的系数不再显著。

综上所述,相比于另外一个分组,QFII 在单一大股东、审计师来自非“十大”会计师事务所、低独立董事占比、低市场化指数等弱监督环境下对市场操纵的抑制作用更显著。由此,本文进一步说明了 QFII 持股是通过发挥其监督效应,从而抑制了股票市场操纵。

表9 QFII持股影响股票市场操纵的进一步分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	单一大股东	多个大股东	非“十大”会计师事务所	“十大”会计师事务所	低独立董事占比	高独立董事占比	低市场化水平	高市场化水平
	LnMa	LnMa	LnMa	LnMa	LnMa	LnMa	LnMa	LnMa
QFShare	-0.036 2*** (-3.279 2)	-0.017 7 (-1.278 8)	-0.039 6*** (-2.999 4)	-0.016 0 (-1.377 8)	-0.036 8*** (-3.409 6)	-0.012 9 (-0.908 9)	-0.034 8*** (-3.012 5)	-0.019 6 (-1.523 8)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	1.169 8*** (13.158 7)	1.296 4*** (10.774 4)	1.284 9*** (11.123 0)	1.207 6*** (14.408 2)	1.186 2*** (11.948 5)	1.244 0*** (13.540 1)	1.125 1*** (11.555 4)	1.245 8*** (13.136 7)
N	9 460	6 097	6 566	8 671	8 877	6 672	7 876	7 506
R ²	0.074	0.076	0.079	0.074	0.074	0.080	0.074	0.080

六、结论和政策建议

本文发现 QFII 持股可显著抑制股票市场操纵, 机制分析表明 QFII 持股主要通过提升上市公司信息透明度、提高股票流动性来抑制股票市场操纵, 是行之有效的外部监督力量。经过一系列检验后, 结论仍然稳健。最后, 通过分组检验的方法证明了在单一大股东、低独立董事占比、低市场化水平等弱监督环境下 QFII 持股对股票市场操纵的影响更显著。

本文从市场公正的角度证明了 QFII 更多的是扮演价值投资角色, 这一研究结论与我国最初引进 QFII 以稳定和规范 A 股市场并提升股票市场质量的初衷是高度吻合的, 也充分说明了我国循序渐进开放 QFII 投资 A 股市场的政策是正确且成功的。同时还需要认识到, 目前我国 A 股市场以散户为主, 投资者尚不成熟、法律体系建设还不够完善, 仍需多措并举进一步推进 A 股市场的公平公正发展。

本文政策建议如下: 第一, 从国家政策层面、资本市场发展层面以提升股票市场质量为导向构建上市公司外部的投资者保护体系; 以提升内部控制有效性和信息披露质量出发点, 对规范上市公司内部治理的法律法规进行有针对性的调整和完善, 强化对内部治理缺陷的披露和监管, 从而全面提升上市公司内部治理水平。第二, 本文构建的市场操纵识别模型具有较好的预警识别能力, 证监会和证券交易所可借鉴本文设计的识别方法完善市场操纵实时监控系统, 提升监控系统的市场操纵识别能力。监管部门可充分借力丰富的监控手段加大对市场操纵的处罚力度, 对违法违规行为形成强大威慑力。第三, 进一步加快我国金融市场的对外开放程度, 在充分考量我国资本市场实际情况的基础上优化 QFII 的认定标准, 让更多的优质境外机构投资者参与到我国 A 股市场, 促进我国资本市场的成熟化和专业化提升, 显著降低股票市场操纵的发生概率, 从而有力推动中国股票市场的高质量发展。

参考文献

- [1] 李志辉, 王近. 中国股票市场操纵对市场效率的影响研究 [J]. 南开经济研究, 2018 (2): 56-71.
- [2] 李梦雨, 李志辉. 市场操纵与股价崩盘风险——基于投资者情绪的路径分析 [J]. 国际金融研究, 2019 (4): 87-96.
- [3] 李志辉, 王近, 李梦雨. 中国股票市场操纵对市场流动性的影响研究——基于收盘价操纵行为的识别与监测 [J]. 金融研究, 2018 (2): 135-152.
- [4] 孙广宇, 李志辉, 杜阳, 王近. 市场操纵降低了中国股票市场的信息效率吗——来自沪市 A 股高频交易数据的经验证据 [J]. 金融研究, 2021 (9): 151-169.
- [5] 李梦雨. 中国股票市场操纵行为及预警机制研究 [J]. 中央财经大学学报, 2015 (10): 32-42.
- [6] 李春涛, 刘贝贝, 周鹏, 张璇, 李菲. 它山之石: QFII 与上市公司信息披露 [J]. 金融研究, 2018 (12): 138-156.
- [7] Amihud Y, Mendelson H. Liquidity, the Value of the Firm, and Corporate Finance [J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2008, 20 (2): 32-45.
- [8] Li D, Nguyen Q N, Pham P K, et al. Large Foreign Ownership and Firm-level Stock Return Volatility in Emerging Markets [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011, 46 (4): 1127-1155.

- [9] 杨海燕, 韦德洪, 孙健. 机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗? ——兼论不同类型机构投资者的差异 [J]. 会计研究, 2012 (9): 16-23, 96.
- [10] Aggarwal R, Erel I, Ferreira M, et al. Does Governance Travel around the World? Evidence from Institutional Investors [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100 (1): 154-181.
- [11] Bena J, Ferreira M A, Matos P. Are Foreign Investors Locusts? The Long-term Effects of Foreign Institutional Ownership [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 126 (1): 126-146.
- [12] Aitken M, Cumming D, Zhan F. High Frequency Trading and End-of-day Price Dislocation [J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 59: 330-349.
- [13] 姚远, 翟佳, 曹弋. 基于量化特征的价格操纵行为监测模型研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2016 (11): 2721-2736.
- [14] 魏熙晔, 李梦雨, 贾晓月, 张正平. 外资持股降低了股票交易成本吗? [J]. 中央财经大学学报, 2020 (5): 21-32.
- [15] 陆蓉, 陈小琳. 股票操纵行为市场表现及其判别研究 [J]. 证券市场导报, 2009 (4): 65-72.
- [16] 李志辉, 邹谧. 中国股票市场操纵行为测度与影响因素研究——基于上市公司特征角度 [J]. 中央财经大学学报, 2018 (12): 25-36.
- [17] Comerton-Forde C, Putnins T J. Pricing Accuracy, Liquidity and Trader Behavior with Closing Price Manipulation [J]. Experimental Economics, 2011, 14 (1): 110-131.
- [18] Barbosa A. Manipulation and Information Acquisition [R]. Midwest Finance Association 2012 Annual Meetings Paper, 2012.
- [19] 李志辉, 金波. 股票市场操纵行为影响因素研究——基于公司战略视角 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (11): 36-48.
- [20] 李志辉, 王博, 孙沁茹. 融资融券与市场操纵: 加剧还是抑制 [J]. 财经科学, 2021 (6): 1-11.
- [21] Gillan S L, Starks L T. Corporate Governance, Corporate Ownership, and the Role of Institutional Investors: A Global Perspective [J]. Journal of Applied Finance, 2003, 13 (2): 4-22.
- [22] Edmans A. Blockholder Trading, Market Efficiency, and Managerial Myopia [J]. The Journal of Finance, 2009, 64 (6): 2481-2513.
- [23] 乔琳, 朱炜, 蔡好东. QFII网络关系与公司价值——基于中国A股上市公司的实证分析 [J]. 当代财经, 2019 (8): 128-140.
- [24] 刘贝贝, 赵磊. 合格境外机构投资者持股与中国资本市场有效性 [J]. 中南财经政法大学学报, 2021 (2): 79-93, 160.
- [25] Admati A R, Pfleiderer P. The 'Wall Street Walk' and Shareholder Activism: Exit as a Form of Voice [J]. The Review of Financial Studies, 2009, 22 (7): 2654-2685.
- [26] Chen Z, Du J, Li D, et al. Does Foreign Institutional Ownership Increase Return Volatility? Evidence from China [J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37 (2): 660-669.
- [27] 饶育蕾, 许军林, 梅立兴, 刘敏. QFII持股对我国股市股价同步性的影响研究 [J]. 管理工程学报, 2013 (2): 202-208.
- [28] 徐细雄, 占恒, 李万利. 卖空机制、双重治理与公司违规——基于市场化治理视角的实证检验 [J]. 金融研究, 2021 (10): 190-206.
- [29] Ng L, Wu F, Yu J, et al. Foreign Investor Heterogeneity and Stock Liquidity Around the World [J]. Review of Finance, 2016, 20 (5): 1867-1910.
- [30] 吴卫华, 万迪昉, 蔡地. 合格境外机构投资者: 投资者还是投机者? [J]. 证券市场导报, 2011 (12): 17-22, 28.
- [31] 杨竹清, 刘少波. 境外股东持股对中国股市风险的影响研究——来自PSM方法的经验证据 [J]. 软科学, 2013 (5): 75-79, 92.
- [32] 柯艳蓉, 吴晓晖, 李玉敏. 控股股东股权质押、股权结构与股票流动性 [J]. 国际金融研究, 2020 (7): 87-96.
- [33] 郝东洋, 史莹莹, 张天西. CEO任职周期、内部控制与股价崩盘风险 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (8): 45-60.
- [34] 胡熠, 顾明. 巴菲特的阿尔法: 来自中国股票市场的实证研究 [J]. 管理世界, 2018 (8): 41-54, 191.
- [35] 凌爱凡, 谢林利. 特异性尾部风险、混合尾部风险与资产定价——来自我国A股市场的证据 [J]. 管理科学学报, 2019 (8): 71-87.
- [36] Baron E J, Shapiro M. School Spending and Student Outcomes: Evidence from Revenue Limit Elections in Wisconsin [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2022, 14 (1): 1-39.
- [37] 吴敏, 曹婧, 毛捷. 地方公共债务与企业全要素生产率: 效应与机制 [J]. 经济研究, 2022 (1): 107-121.
- [38] Cornaggia J, Mao Y, Tian X, Wolfe B. Does Banking Competition Affect Innovation? [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115 (1): 189-209.
- [39] Chen T, Harford J, Lin C. Do Analysts Matter for Governance? Evidence from Natural Experiments [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115 (2): 383-410.
- [40] Goldstein I, Guembel A. Manipulation and the Allocational Role of Prices [J]. Review of Economic Studies, 2008, 75 (1): 133-164.
- [41] Venkataraman K. Automated Versus Floor Trading: An Analysis of Execution Costs on The Paris and New York Exchanges [J]. Journal of Finance, 2001, 56 (4): 1445-1485.
- [42] Aggarwal R K, Wu G. Stock Market Manipulations [J]. Journal of Business, 2006, 79 (4): 1915-1953.
- [43] 姜付秀, 王运通, 田园, 吴恺. 多个大股东与企业融资约束——基于文本分析的经验证据 [J]. 管理世界, 2017 (12): 61-74.
- [44] 郑建明, 孙诗璐. 税收征管与审计费用——来自“金税三期”的准自然实验证据 [J]. 审计研究, 2021 (4): 43-52.
- [45] 周泽将, 高雅. 独立董事本地任职抑制了大股东掏空吗? [J]. 中央财经大学学报, 2019 (7): 103-114.
- [46] 王雄元, 欧阳才越, 史震阳. 股权质押、控制权转移风险与税收规避 [J]. 经济研究, 2018 (1): 138-152.
- [47] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

身份认同与企业投资：家乡优势还是代理冲突？

Identity and Investment Efficiency: Hometown Advantage or Agency Conflict?

陈德球 申李莹 徐 婷

CHEN De-qiu SHEN Li-ying XU Ting

[摘要] 身份是一种社会规范，影响人的行为。本文基于中国上市公司的样本，从企业投资的视角，实证检验公司高管身份特征与企业投资之间的关系，以识别在任公司高管身份认同的“家乡优势”和“代理冲突”的适应性情境。研究发现，当高管在其家乡任职时，家乡优势效应更为显著，企业的投资效率相对较高。进一步研究发现，本地高管的家乡优势效应在制度质量较高的地区更为显著；董事长和总经理之间的同乡关系有利于发挥高管的家乡优势效应。机制检验结果表明，本地高管可以通过缓解融资约束和降低不确定性两个途径提高企业的投资效率。本文从身份认同的研究视角为高管在家乡任职的影响提供了实证证据，揭示了身份认同这一非正式制度是影响企业决策效率的深层次因素。

[关键词] 身份认同 投资效率 家乡优势 代理冲突

[中图分类号] F275.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 08-0057-11

Abstract: Identity is a kind of social norm that affects people's behavior. Based on a sample of Chinese listed companies, this paper empirically examines the relationship between executives' identity and corporate investment efficiency, in order to identify the adaptive scenarios of "hometown advantage" and "agency conflict" of executives' identity. We find that the hometown advantage effect is more significant and investment efficiency is relatively higher when executives work in their hometown. In addition, we find that the hometown advantage effect of local executives is more significant in the regions with higher institutional quality. We further find that fellow townsman relationship between chairman and general manager can reinforce the hometown advantage effect. Moreover, our results show that local executives' identity promotes corporate investment efficiency by alleviating financing constraints and reducing uncertainty. From the perspective of identity, this paper provides empirical evidences for the positive effects of local executives, revealing that identity affects the decision-making efficiency of enterprises as a kind of informal institution.

Key words: Identity Investment efficiency Hometown advantage Agency conflict

[收稿日期] 2021-05-31

[作者简介] 陈德球，男，1981年6月生，对外经济贸易大学国际商学院教授，博士生导师，研究方向为公司治理与公司金融；申李莹，女，1994年10月生，对外经济贸易大学国际商学院博士研究生，研究方向为公司治理与企业国际化；徐婷，女，1992年8月生，对外经济贸易大学国际商学院博士研究生，研究方向为家族企业。本文通讯作者为申李莹，联系方式为 shenliying2020@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金重大项目“互联网时代的公司财务行为研究”（项目编号：71790604）；国家自然科学基金面上项目“制度距离、创业投资异质性与企业创新效率”（项目编号：71872045）；北京市社会科学基金重大项目“‘一带一路’背景下中国国家形象建构与传播策略研究”（项目编号：19ZDA04）。

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

在中国经济转型过程中,正式制度极大推动了经济和社会的发展。然而,长期历史发展中积淀的文化传统赋予了中国更为独特的社会符号,这些非正式制度对理解中国的经济问题至关重要。在微观层面,资本市场参与者的人生经历和心理特征也会对其决策和行为产生影响,考察这一非正式制度有助于人们了解更真实的企业问题。其中,已有文献从高管的早期生活和工作经历、自大和物质主义等心理特征、声音和面部等生理特征以及社会联系等方面对企业行为的影响展开研究(Bernile等,2017^[1];Ham等,2018^[2]),极大拓展了非正式制度在微观领域的研究框架。在中国,“家乡”一词往往蕴含着浓厚的情感,其背后反映了人们的身份认同感。身份认同经济学强调考察与身份对应的社会规范对行为的影响。例如,高管的身份认同对企业的并购目标选择和环境投资(Jiang等,2019^[3];胡珺等,2017^[4])等有着显著的影响。投资是企业成长发展的基础,高管在企业投资决策中扮演着重要角色。尽管已有文献对高管的个人特征与企业行为之间的关系展开了大量研究,但是较少文献关注高管的身份认同这一非正式制度对企业投资的影响。因此,本文尝试从非正式制度视角入手,考察本地高管的身份认同对企业投资效率的影响。

对身份认同影响企业投资的解释可分为“家乡优势”和“代理冲突”两类竞争性假说。家乡优势假说认为,家乡的成长经历为人们发展了丰富的社会网络,本地社交网络是重要的信息传播渠道之一,密集的社会网络有助于高管形成信息优势(Pool等,2012^[5]),为提高企业投资效率提供可能。代理冲突假说认为,理性的经济人追求个人利益最大化,对家乡的偏爱(favoritism)促使高管为谋取长久的职业生涯、回馈乡里等私人利益而减少信息披露或更多地向家乡投资(曹春方等,2018^[6]),违背股东价值最大化的企业目标,即身份认同加剧了代理冲突。然而,已有对高管特征层面的研究尚未检验这两种假说的适用性情境。本文在身份认同经济学的基础上,试图探究本地高管的身份认同这一非正式制度对企业投资效率起着正向促进作用还是负向约束作用。

为判断“家乡优势”和“代理冲突”两种假说中哪一种更能解释在家乡任职的高管与企业投资效率

之间的关系,本文以1999—2018年A股上市公司为研究样本,将企业高管的籍贯信息与公司注册地所在省份进行匹配,构建本地高管这一变量对该问题进行实证检验。本文研究发现:相对于非本地高管,本地高管的投资效率更高,原因是家乡当地的生活经历和社会网络不仅有助于帮助缓解企业的融资约束,其信息优势也有助于降低企业的环境不确定性。具体而言,当高管的籍贯地与所在公司的注册地一致时,上市公司的投资效率更高,即“家乡优势假说”成立,排除了“代理冲突假说”的可能。此外,由于董事长和总经理的职权差异,本地董事长的身份认同效应相比本地总经理更为显著。进一步对企业所在地区的制度质量进行分组检验发现,本地高管对企业投资效率的影响在制度质量较高的样本中更为明显,说明身份认同作为一种非正式制度与正式制度之间存在一定的互补关系;董事长和总经理之间的同乡关系有利于发挥高管的家乡优势效应。本文的研究结论也得到了系列稳健性检验的支持。

相对于已有文献,本文可能的研究贡献如下:第一,本文拓展了身份认同经济学在企业投资研究中的应用。身份认同广泛地存在于世界范围内,中国悠久的历史更是孕育了身份认同这一重要的传统文化,并深深影响着人们的行为。已有研究主要将身份认同理论应用在官员与家乡宏观经济(Hodler和Raschky,2014^[7];李书娟和徐现祥,2016^[8])、高管与家乡企业并购(Jiang等,2019^[3])、高管与环境绩效(胡珺等,2017^[4])等方面。本文着重考察在家乡任职的高管对企业投资效率的影响这一微观话题,丰富了身份认同理论在公司财务领域的应用。第二,丰富了非正式制度对企业行为影响的研究。已有文献分别从宗教等文化角度,校友、老乡等社会关系角度,灾难、从军等社会经历角度研究了非正式制度对公司治理和企业管理决策的影响(Benmelech和Frydman,2015^[9];Bernile等,2017^[1])。本文基于身份认同理论,补充了身份认同这一非正式制度影响企业行为的文献,并为其提供了来自中国的经验证据。第三,拓展了高管异质性特征对企业决策影响的研究。目前,学术界基于高层梯队理论对高管异质性特征展开了大量研究,包括高管人生经历(代昀昊和孔东民,2017^[10])、心理特征(Ham等,2018^[2])以及社会关系(Cohen等,2010^[11])等多个方面。本文从高管的任职地是否位于其家乡这一地理特征入手,探讨

了其对于高管行为的影响,为高管异质性特征的研究提供了新的思路。

本文其余部分安排如下:第二部分为理论分析与研究假设,分别从代理冲突和家乡优势两类假说进行展开并提出本文的研究假设;第三部分为研究设计;第四部分为实证结果与分析;第五部分为稳健性检验;第六部分为研究结论。

二、理论分析与研究假设

近年来,学者们将社会学和心理学中的一些理论与经济学理论相结合,提出很多新颖的论点。其中,身份认同、地方依恋在经济学研究中得到广泛应用。一方面,家乡是身份认同的重要维度,尤其在中国,五千年的历史文化沉淀和积累使得中国人的家乡认同普遍存在。Hodler 和 Raschky (2014)^[7]利用夜间灯光数据发现,出于对出生地的偏爱,国家领导人在任期间其家乡的经济增长率更高。我国官员对其籍贯所在省区的经济增长和财政转移支付等方面也具有显著的促进作用(张平等,2012^[12]),李书娟和徐现祥(2016)^[8]从身份认同的视角对该现象进行了解释。另一方面,地方依恋理论认为,人们会对感到舒服和安全的地方产生一种情感纽带,附近的亲朋好友也可以使这种纽带更加牢固。对地方的依恋会影响人的行为,具体表现为人们会花费更多的时间和金钱在该地区,例如从事更多的环保活动(胡珺等,2017^[4])、偏袒家乡员工(Yonker, 2017^[13])等。基于身份认同和地方依恋理论,本文认为,对家乡的认同和依恋会影响在家乡当地任职高管的行为,进而影响企业的经营决策。

作为企业经营活动的重要构成,投资一直以来都是公司财务与金融领域的重要研究话题。高管激励机制、会计信息质量、内部控制以及外部治理环境和政策环境等因素对企业的投资效率都有重要的影响(吕长江和张海平,2011^[14])。而针对高管个人特征对企业投资效率影响的研究则主要集中在高管过度自信、背景特征、权力以及社会联系等方面(李焰等,2011^[15];代昀昊和孔东民,2017^[10])。如前文所述,本文主要探讨的问题是,在家乡当地任职的高管是否会影响企业的投资效率?作用方向如何?理论上,本地高管具有特殊的信息优势和人脉关系,可以利用其家乡优势提高企业的投资效率,但是也可能为谋取个人利益而加剧代理冲突,损害企业投资效率。为此,

本文提出以下两种竞争性假说试图对该问题进行解决。

(一) 代理冲突假说

经典的代理理论强调代理人和委托人之间的代理冲突,代理人往往追求私人利益最大化而进行在职消费、帝国构建等行为侵害委托人利益。在此基础上,关于企业投资的理论研究表明,高管可以通过进行过度投资提升任期内的表现,获得更丰厚的报酬(Bebchuk 和 Grinstein, 2005^[16]),也为在职消费、合谋提供便利(陈冬华等,2005^[17])。同时,高管与当地政府工作人员展开腐败合谋有助于其在融资担保和投资项目等方面获得优势(聂辉华和蒋敏杰,2011^[18]),进而为高管过度投资提供资金支持和信息支持。对于在家乡当地任职的高管而言,在家乡的成长经历以及附近的亲朋好友,使得本地高管拥有更为发达的社交网络,老乡这一社会联系为其谋求私人利益而损害企业投资效率提供了更为便利的条件。此外,对于在家乡当地任职的高管而言,过度投资还可以为其带来间接的经济利益。本地高管通过过度投资构建自己的商业帝国,一方面是出于地方依恋而为那些虽不符合企业价值最大化要求但和自身有关联的员工提供更多就业机会,且更加偏袒这些员工(Yonker, 2017^[13]);另一方面也有利于提高个人在家乡当地的名望和人脉,进而得到更多有偿演讲机会和与政府官员建立联系的可能(Jiang 等,2019^[3])。根据吕长江和张海平(2011)^[14]等,企业非效率投资不仅包括过度投资,还包括投资不足。在投资不足方面,高管可能出于职业担忧而降低投资规模,以减少投资失败面临的声誉损失和失业风险,导致投资规模低于最优值。正如 Yonker (2017)^[19]指出,出于地方依恋和转换成本的考虑,高管往往更倾向于在家乡当地工作,使得高管人才市场呈现地区分割现象,即使要以相对更低的薪酬为代价。因此,在家乡当地工作的高管为了职业生涯的长远发展,可能更加厌恶投资失败的风险,进一步降低了投资规模,加剧代理冲突问题。在应对外部监督方面,本地高管可能因共同经历或利用社会关系而与外部监督者获得私下联系展开合谋,包括本地审计师、机构投资者等(潘越等,2011^[20];申慧慧等,2017^[21]),因此,相比非本地高管,本地高管可以通过弱化外部监督者的监督作用的方式降低被惩罚的可能性,进一步恶化企业的投资效率。综上所述,在“代理冲突假说”的逻辑下,相对于非本地高管,本

地高管可能降低了企业的投资效率。

因此,提出本文研究假设1:

H1: 相对于非本地高管,本地高管会降低企业的投资效率,即“代理冲突假说”成立。

(二) 家乡优势假说

无论是通过早期经历的积累还是本地社交网络流传的信息,同样来自本地的董事会成员对本地高管的性格和能力都有更为清晰的了解。因此,本地高管与公司董事会或者股东之间的信息不对称程度降低(Lai等,2020^[22]),缓解了对高管机会主义的担忧。相对来说,在家乡任职的高管具有两方面的优势,即信息优势和人脉关系。一方面,与投资者、供应商和客户等其他利益相关者之间的家乡联系有助于提高本地高管的声誉和人际信任(Chen等,2004^[23])。这种建立在家乡认同基础上的良好印象有助于获取优质信息和互相信任的伙伴关系,从而为本地高管寻找合适的投资目标提供信息优势(Pool等,2012^[5])。信息优势的其他潜在来源还包括与家人、朋友、同学的密切接触等(Jiang等,2019^[3])。信息优势可以获得更多有价值的信息并节约信息的搜寻成本,是提高信息效率的重要来源。因此,信息优势可以帮助本地高管获得更为精准和及时的投资信息,使本地高管对投资项目的收益和风险有更多了解,降低企业面临的不确定性,这有利于提高投资效率。另一方面,过去的生活、教育和工作等经历有助于本地高管构建属于个人的“圈子”,即社会关系。无论是血缘、人缘等人情关系,还是银行、协会或政治关系,本地高管的社会关系都可以为企业带来诸多有效的资源和机会。例如,作为一种非正式制度,社会关系可以帮助人们获得更多的贷款和商业信用等(陈爽英等,2010^[24])。由于中国的金融市场尚不完善,企业面临较为严重的融资约束问题,导致企业的投资和研发等决策依赖于外部融资渠道。因此,相较于非本地高管,本地高管可以通过利用自己的“圈子”为企业获取更多的金融资源,缓解企业的融资约束(杜勇等,2019^[25]),进而提高企业的投资效率。综上所述,融合本地高管的信息优势和社会关系等特征,提出“家乡优势假说”,在该假说的逻辑下,相对于非本地高管,本地高管可能提高了企业的投资效率。

因此,提出本文研究假设2:

H2: 相对于非本地高管,本地高管会提高企业的投资效率,即“家乡优势假说”成立。

在身份认同的代理冲突假说下,本地高管会降低企业的投资效率;在身份认同的家乡优势假说下,本地高管通过缓解融资约束和降低不确定性两个渠道提高企业的投资效率。而企业的投资效率又会受到制度质量和核心高管关系等方面的影响,那么制度质量和核心高管关系会影响本地高管的身份认同与投资效率之间的关系吗?如何影响?因此,在明确本地高管的身份认同与企业投资效率之间的关系后,我们将验证该关系潜在的机制,并从宏观层面上正式制度(制度质量)与非正式制度(身份认同)之间的关系和微观层面上企业核心高管关系等视角展开研究。

三、研究设计

(一) 样本与数据

本文以1999—2018年沪深两市A股上市公司作为初始样本,并按照以下标准对样本进行筛选:剔除数据缺失的样本;剔除ST、PT上市公司;为剔除异常值的影响,对模型中所有连续变量在1%和99%水平上进行缩尾处理。经过上述处理后,最终得到11 053个企业-年度样本观测值。之所以选择1999年作为研究起点,主要是由于本文实证模型使用的绝大多数变量从1999年起才可获得数据。本文以CSMAR数据库披露的上市公司高管基本信息为基础,对1999—2018年所有A股上市公司高管的家乡数据进行整理。参考胡珺等(2017)^[4]的做法,由于大多数高管籍贯信息仅披露到行政省份,只有小部分披露到地级市,因此本文将高管的籍贯地或出生地所在省份作为基准与公司注册地所在省份进行比较,进而构建本地高管变量。本文所用其他数据均来源于CSMAR数据库。

(二) 模型与变量

通过梳理文献,前期关于企业投资效率的研究多采用Richardson(2006)^[26]投资模型,如代昀昊和孔东民(2017)^[10]等。因此,本文借鉴Richardson(2006)^[26],构建模型(1)估计企业的非效率投资程度。

$$\begin{aligned} INV_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Tobin'Q_{i,t-1} + \alpha_2 Cash_{i,t-1} + \alpha_3 Ret_{i,t-1} \\ & + \alpha_4 Size_{i,t-1} + \alpha_5 Age_{i,t-1} + \alpha_6 Lev_{i,t-1} + \alpha_7 INV_{i,t-1} \\ & + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $INV_{i,t}$ 表示第 t 年公司 i 新增资本投资额,等于(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付

的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额)/期初总资产; $Tobin'Q_{i,t-1}$ 为第 $t-1$ 年公司 i 的成长能力,等于(每股价格×流通股股份+每股净资产×非流通股股数+负债账面价值)/总资产; $Cash_{i,t-1}$ 为第 $t-1$ 年公司 i 的现金持有量,等于货币资金/期初总资产; $Ret_{i,t-1}$ 为第 $t-1$ 年公司 i 的年度股票收益率,以 $t-1$ 年5月到 t 年4月经市场调整的月股票回报率为基础进行计算; $Size_{i,t-1}$ 为第 $t-1$ 年的公司规模; $Age_{i,t-1}$ 为第 $t-1$ 年的公司年龄; $Lev_{i,t-1}$ 为第 $t-1$ 年公司 i 的资产负债率; $INV_{i,t-1}$ 表示第 $t-1$ 年公司 i 新增资本投资额。首先对模型(1)进行固定效应回归以估计最优投资规模,再用实际投资规模减去最优投资规模得到企业投资的偏离程度,并对该残差取绝对值,即得到企业非效率投资的程度,记为 Abs_INE 。

为检验本地高管对企业投资效率的影响,本文在模型(1)的基础上构建如下实证模型:

$$\begin{aligned} Abs_INE_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Local_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} \\ & + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Roa_{i,t} + \beta_6 Bsize_{i,t} \\ & + \beta_7 Outratio_{i,t} + \beta_8 Top1_{i,t} + \beta_9 CEO_{i,t} \\ & + Year + Industry + \xi_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中,被解释变量 Abs_INE 为企业非效率投资的程度, Abs_INE 越大表示投资效率越低。参考Lai等(2020)^[22]、Yonker(2017)^[13]对本地CEO的度量,定义本文的关键解释变量 $Local$:若公司的董事长或总经理(CEO)的籍贯地与公司注册地一致则 $Local$ 取值为1,否则 $Local$ 取值为0。为考察本地高管对上市公司投资效率的影响,本文主要关注的系数是 β_1 。当 β_1 为正数时,说明本地高管相对降低了公司投资效率;当 β_1 为负数时,说明本地高管相对提高了公司投资效率。控制变量包括公司规模、公司年龄、资产负债率、资产收益率等公司特征以及董事会规模、独立董事比例、第一大股东持股比例、董事长和总经理的两职合一等公司治理变量。 $Year$ 为年度虚拟变量, $Industry$ 为行业虚拟变量。本文模型(2)中主要变量的定义及说明见表1。

表 2

描述性统计

Panel A: 全样本						
变量	N	MEAN	STD	MIN	MEDIAN	MAX
Abs_INE	11 053	0.048	0.044	7.46e-06	0.038	0.365
$Local$	11 053	0.693	0.461	0.000	1.000	1.000

表 1 变量说明表

变量	变量简要描述
Abs_INE	非效率投资水平,回归残差的绝对值
$Local$	若高管的籍贯地或出生地与其所在公司的注册地一致则取1,否则取0
$Size$	公司规模,为公司年末总资产的自然对数
Age	公司年龄,为公司成立年限的自然对数
Lev	财务杠杆,为公司年末总负债/年末总资产
Roa	盈利能力,为公司净利润/年末总资产
$Bsize$	董事会规模,为董事会总人数的自然对数
$Outratio$	独立董事比例,为独立董事占董事会总人数的比例
$Top1$	股权集中度,为年末第一大股东持股比例
CEO	两职合一,若董事长和总理由一人兼任则取1,否则取0

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表2报告了本文所涉及主要变量的描述性统计结果。从表2 Panel A的全样本描述性统计结果可以看出, Abs_INE 的均值(中位数)为0.048(0.038); $Local$ 的均值为0.693,即样本中在家乡任职的高管占总样本的69.3%,较高的家乡任职比例在一定程度上说明了身份认同的普遍性和重要性。在其他变量中,第一大股东持股比例的均值为35.9%,独立董事比例的中位数为33.3%,均值为36.6%。其他变量的描述性统计结果与以往研究大体类似。

进一步地,为初步观察本地高管和非本地高管任职的企业是否具有差异,本文根据高管是否在家乡本地任职对样本进行区分,结果如表2的Panel B所示。从Panel B可以发现,和非本地高管相比,本地高管的非效率投资较低,即投资效率较高,单变量分析结果初步支持了“家乡优势假说”。非本地高管所在企业的规模、资产负债率、董事会规模和独董比例等变量相对更大,可能是因为大企业倾向于从全国劳动力市场寻找合适的高管。

续前表

Panel A: 全样本						
变量	N	MEAN	STD	MIN	MEDIAN	MAX
<i>Size</i>	11 053	22.243	1.457	19.296	21.976	26.918
<i>Age</i>	11 053	2.756	0.347	1.099	2.773	3.497
<i>Lev</i>	11 053	0.473	0.208	0.055	0.479	0.969
<i>Roa</i>	11 053	0.040	0.054	-0.244	0.035	0.189
<i>Bsize</i>	11 053	2.184	0.210	1.609	2.197	2.708
<i>Outratio</i>	11 053	0.366	0.058	0.000	0.333	0.571
<i>Top1</i>	11 053	0.359	0.154	0.090	0.338	0.758
<i>CEO</i>	11 053	0.194	0.396	0.000	0.000	1.000
Panel B: 区分高管是否在家乡本地任职						
变量	Local=0	Local=1	Mean Diff.			
<i>Abs_INE</i>	0.052	0.046	0.005 ***			
<i>Size</i>	22.503	22.128	0.375 ***			
<i>Age</i>	2.757	2.755	0.002			
<i>Lev</i>	0.491	0.465	0.026 ***			
<i>Roa</i>	0.037	0.041	-0.005 ***			
<i>Bsize</i>	2.186	2.184	0.003			
<i>Outratio</i>	0.372	0.364	0.008 ***			
<i>Top1</i>	0.375	0.352	0.023 ***			
<i>CEO</i>	0.205	0.190	0.015 *			

(二) 基准回归分析

本文将 Richardson (2006)^[26] 投资模型估计的企业非效率投资作为被解释变量, 利用模型 (2) 对全样本进行回归, 检验结果如表 3 列 (1)、列 (2) 所示。从回归结果来看, 无论是否控制其他变量, *Local* 的系数均显著为负, 且在 1% 的显著性水平上显著, 这表明相对非本地高管, 本地高管的投资效率更高, 即假设 2 成立而假设 1 不成立。具体地, *Local* 的回归系数为 -0.005, 即本地高管的投资效率提高了 0.5%, 这相当于非效率投资平均值的 10.42% (0.5%/0.048)。这些结果表明本地高管的身份认同对投资效率的影响不仅仅存在于统计意义上, 也同样具有显著的经济意义。以上结果均支持了“家乡优势假说”, 即在家乡任职的高管有助于提高企业的投资效率。

在我国公司治理实践中, 董事长相对总经理 (CEO) 拥有更大的决策权, 而总经理 (CEO) 则负责具体执行董事会的各项决议。相比总经理, 董事长的个人特征在更大程度上影响了企业的资源分配和投资决策。如果董事长在家乡当地的企业内任职, 其身份认同将更可能对企业投资产生影响。因此, 在考察本地高管对企业投资的影响时, 有必要对本地高管这一变量进行细分, 探析本地董事长与本地总经理对企业投资影响的差异。

参考代昀昊和孔东民 (2017)^[10] 的做法, 本文重新定义两个新变量以对本地区高管特征做进一步分析: 一是董事长是否在家乡任职的虚拟变量 *Local Chair*, 若董事长的籍贯地与公司注册地一致则 *Local Chair* 取值为 1, 否则取值为 0; 二是总经理 (CEO) 是否在家乡任职的虚拟变量 *Local CEO*, 若总经理 (CEO) 的籍

贯地与公司注册地一致则 *Local CEO* 取值为 1，否则取值为 0。表 3 列 (3) 报告了董事长与总经理在家乡任职对企业投资影响差异的检验结果。结果显示，变量 *Local Chair* 的回归系数依然显著为负，但变量 *Local CEO* 的回归系数不再显著。这一结果说明，在家乡任职的董事长相对来说更有助于提高企业的投资效率。

表 3 身份认同对企业投资效率的影响

	被解释变量: <i>Abs_INE</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Local</i>	-0.005 *** (-3.114)	-0.005 *** (-3.152)	
<i>Local Chair</i>			-0.004 *** (-2.839)
<i>Local CEO</i>			-0.000 (-0.042)
<i>Size</i>		0.001 (1.077)	0.001 (1.116)
<i>Age</i>		-0.006 ** (-2.227)	-0.006 ** (-2.240)
<i>Lev</i>		-0.016 *** (-3.714)	-0.017 *** (-3.801)
<i>Roa</i>		0.013 (1.205)	0.012 (1.139)
<i>Bsize</i>		-0.001 (-0.347)	-0.001 (-0.306)
<i>Outratio</i>		0.020 * (1.663)	0.021 * (1.718)
<i>Top1</i>		-0.004 (-0.826)	-0.004 (-0.810)
<i>CEO</i>		0.002 (1.099)	0.002 (1.310)
<i>Intercept</i>	0.051 *** (6.128)	0.054 ** (2.498)	0.052 ** (2.390)
<i>Year fe</i>	控制	控制	控制

续前表

	被解释变量: <i>Abs_INE</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Industry fe</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	11 053	11 053	11 053
<i>adj. R²</i>	0.057	0.064	0.063

注：括号内为 *t* 值，*t* 值的计算基于聚类稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著（双边）。下同。

(三) 分组检验

1. 制度质量、身份认同与企业投资。

上文的实证检验结果显示，本地高管的身份认同提高了企业的投资效率，肯定了身份认同对企业投资的重要影响。然而，本地高管的“家乡优势”效应也会受到中国各地区不同制度环境的影响。那么，身份认同作为一种非正式制度，其与正式制度这两种不同的作用力量之间的关系如何？是替代关系还是互补关系，抑或无关？因此，本文接下来将从宏观层面对正式制度与非正式制度（身份认同）之间的关系进行讨论。为回答上述问题，本文进行如下分组检验。采用王小鲁和樊纲等构建的市场化指数衡量制度质量，并按照其是否大于中位数将企业所在地区分为制度质量高组和制度质量低组。表 4 列 (1)、列 (2) 报告了分组检验结果。如列 (1)、列 (2) 所示，*Local* 的回归系数在制度质量高组依然显著为负，但在制度质量低组不再显著。这一结果说明本地高管的家乡优势仅在制度质量较高的地区对企业投资效率有所影响，意味着正式制度和非正式制度在影响企业投资效率方面存在一定的互补关系，均有助于提高企业投资效率。

表 4 分组检验

	被解释变量: <i>Abs_INE</i>			
	(1) 制度质量高组	(2) 制度质量低组	(3) 同乡关系组	(4) 非同乡关系组
<i>Local</i>	-0.005 *** (-5.214)	-0.003 (-1.303)	-0.006 *** (-3.368)	-0.003 (-0.904)
<i>Intercept</i>	0.039 *** (2.946)	0.128 *** (4.520)	0.150 *** (4.860)	0.012 (0.318)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Year fe</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry fe</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9 054	1 999	3 272	1 006
<i>adj. R²</i>	0.073	0.065	0.076	0.122
组间系数差异检验	17.55 *** (0.000)		1.14 ** (0.025)	

2. 同乡关系、身份认同与企业投资。

研究表明,董事长和总经理之间的方言一致性有助于降低企业代理成本。在中国特殊的文化背景下,董事长和总经理之间的同乡关系可能促使两者之间增加信任和合作,展开更为便利的情感交流,降低信息不对称程度,从而有利于发挥高管的身份认同效应。为考察董事长和总经理之间的同乡关系是否会对身份认同与企业投资之间的关系有所影响,本文按照董事长和总经理是否具有同乡关系这一特征将全样本分为同乡关系组和非同乡关系组并进行分组检验。如表4列(3)、列(4)的分组检验结果所示,Local的回归系数在同乡关系组显著为负,但在非同乡关系组不再显著。这一结果表明董事长和总经理的同乡关系有助于本地高管身份认同效应的发挥,具有一定的实践意义。

(四) 进一步分析

前文已经证明了本地高管相比非本地高管的企业投资效率更高,支持了“家乡优势假说”。在上文分析中,我们认为,相较于非本地高管,本地高管可以通过利用自己的“圈子”一方面获取信息优势,可以帮助本地高管获得更为精准和及时的投资信息,使本地高管对投资项目的收益和风险有更多了解,有利于降低企业的不确定性。另一方面,为企业获取更多的金融资源,缓解企业的融资约束,进而提高企业的投资效率。因此,本文接下来将对其背后的融资约束和不确定性的作用机制进行检验。

1. 身份认同、融资约束与企业投资效率。

本地高管的社会关系网络以较低成本为其获取投资所需的资源,有助于缓解企业的融资约束,提高企业投资效率。为检验这一影响机制,采用融资约束作为中介变量,并构建如下中介效应模型:

$$FC_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Local_{i,t} + \gamma CVs + Year + Industry + \xi_{i,t} \quad (3)$$

$$Abs_INE_{i,t} = \sigma_0 + \sigma_1 Local_{i,t} + \sigma_2 FC_{i,t} + \sigma CVs + Year + Industry + \xi_{i,t} \quad (4)$$

模型(3)考察本地高管是否可以缓解企业的融资约束,模型(4)考察融资约束在本地高管与投资效率之间的中介作用。其中,FC为融资约束,参考Whited和Wu(2006)^[27]、刘莉亚等(2015)^[28]的做法,本文基于WW指数对其进行衡量。首先,使用公式 $(-0.091 \times CF - 0.062 \times DivPos + 0.021 \times Lev - 0.044 \times Size + 0.102 \times ISG - 0.035 \times SG)$ 计算WW指数。在公式

中,CF为经营活动产生的现金流量净额/总资产;DivPos为现金股利支付虚拟变量,如果当年派发现金股利则取值1,否则取值0;Lev为长期负债与资产比率;Size为总资产的自然对数;ISG为行业平均销售增长率;SG为企业销售收入增长率。WW指数越大,表明企业面临的融资约束程度越高。其次,为增强使用WW指数度量融资约束的合理性,参考王会娟等(2020)^[29]的做法,本文采用虚拟变量的方式衡量融资约束FC,即当WW指数的取值大于中位数时,变量FC取1,否则取0。根据中介效应的检验步骤,若模型(4)的系数 σ_1 和 σ_2 均显著,表明融资约束在本地高管与企业投资效率之间发挥部分中介效应;若系数 σ_2 显著但 σ_1 不显著,表明融资约束在本地高管与企业投资效率之间发挥完全中介效应;若系数 σ_2 不显著则说明中介效应不成立。

回归结果如表5所示。从列(1)结果可以看出,Local与FC之间的回归系数显著为负,说明本地高管能够降低企业的融资约束。列(2)结果显示,Local的回归系数在1%的水平上显著为负,FC的回归系数在1%的水平上显著为正,且Sobel Z值统计上显著,说明本地高管部分通过缓解企业的融资约束,进而提高企业的投资效率,即FC发挥了部分中介效应。以上结果支持了本地高管与企业投资效率关系中的融资约束这条作用路径。

表5 身份认同、融资约束与企业投资效率

	(1)	(2)
	被解释变量: FC	被解释变量: Abs_INE
Local	-0.023 ** (-2.098)	-0.005 *** (-3.100)
FC		0.005 *** (2.981)
Intercept	5.726 *** (39.241)	0.028 (1.147)
控制变量	控制	控制
Year fe	控制	控制
Industry fe	控制	控制
N	11 053	11 053
adj. R ²	0.510	0.065
Sobel Z	-2.929 ***	

2. 身份认同、不确定性与企业投资效率。

环境不确定性对企业投资会产生重要的影响，这其中强调了信息的作用。在不确定性的环境中，企业的投资依赖于掌握的信息，而高管的信息掌握程度、信息处理能力等又存在差别。基于身份认同理论，在家乡当地任职的高管具有信息方面的独特优势，有助于高管寻找合适的投资目标，掌握更多相关的收益和风险信息。因此，这种信息比较优势可以帮助高管降低企业面临的不确定性程度，有助于提高企业的投资效率。

为检验这一影响机制，采用企业的环境不确定性作为中介变量，并构建如下中介效应模型：

$$EU_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Local_{i,t} + \gamma CVs + Year + Industry + \xi_{i,t} \quad (5)$$

$$Abs_INE_{i,t} = \sigma_0 + \sigma_1 Local_{i,t} + \sigma_2 EU_{i,t} + \sigma CVs + Year + Industry + \xi_{i,t} \quad (6)$$

模型（5）考察本地高管是否可以降低企业的环境不确定性，模型（6）考察环境不确定性在本地高管与投资效率之间的中介作用。其中， EU 为环境不确定性，借鉴 Ghosh 和 Olsen（2009）^[30] 的做法，使用经行业均值调整后过去三年的资产收益率的波动性作为该变量的衡量方式。

回归结果如表 6 所示。从列（1）结果可以看出， $Local$ 与 EU 之间的回归系数显著为负，说明本地高管能够降低企业的不确定性程度。列（2）结果显示， $Local$ 的回归系数在 1% 的水平上显著为负， EU 的回归系数在 1% 的水平上显著为正，且 Sobel Z 值统计上显著，说明随着企业不确定性程度上升，企业的投资效率逐渐降低。上述结果表明，本地高管可以通过降低企业不确定性这一方式提高企业的投资效率。

表 6 身份认同、不确定性与企业投资效率

	(1)	(2)
	被解释变量： EU	被解释变量： Abs_INE
$Local$	-0.003 *** (-3.501)	-0.005 *** (-2.986)
EU		0.073 *** (3.633)
$Intercept$	0.111 *** (9.145)	0.049 ** (2.273)
控制变量	控制	控制
$Year\ fe$	控制	控制

续前表

	(1)	(2)
	被解释变量： EU	被解释变量： Abs_INE
$Industry\ fe$	控制	控制
N	11 017	11 017
$adj. R^2$	0.171	0.066
$Sobel\ Z$	-4.137 ***	

五、稳健性检验

本部分通过一系列内生性检验和稳健性检验确保本文主要结论的可靠性^①。本文可能存在的内生性在于，本地高管对本地公司有更好的了解，进而自行选择了具有较高投资效率的公司任职，即存在自选择偏误问题。一般情况下，解决自选择导致的内生性问题常使用 Heckman 二阶段法和倾向得分匹配法，但两者之间存在一定的差异，即 Heckman 二阶段法假设个体依不可测变量进行选择，而倾向得分匹配法则假设个体依可测变量进行选择（徐尚昆等，2020^[31]），本文将分别使用这两种方法尝试缓解自选择偏误问题。此外，另一个可能的内生性问题是遗漏变量问题，本文采用工具变量法对其进行解决。因此，本文首先采用以上三种方法对潜在的内生性问题进行处理，并采用更换主要变量衡量方式、安慰剂检验等方法进行稳健性检验。

（一）处理效应模型

Heckman 二阶段法是消除自选择问题导致估计偏差的常用方法。但是由于本研究的内生变量为虚拟变量，因此处理效应模型比 Heckman 模型更加适用（罗党论等，2012^[32]）。而使用处理效应模型需要首先估计高管决定是否在家乡任职这一选择，并寻找影响高管是否在家乡任职的工具变量。参考以往文献，本文选取了高管的性别、年龄、受教育程度等个人特征，同时选取企业所在省份的平原占比来衡量企业所在省份的经济发展状况，以此作为工具变量估计高管是否在家乡任职这一选择，其他控制变量包括规模、年龄、收益率、资产负债率等企业特征。结果显示， $Local$ 的回归系数为 -0.059，且在 1% 的水平上显著为负，支持“家乡优势假说”。这一结果表明相对于非本地高管，本地高管的投资效率提高了 5.9%。将采用处理效应模型估计的结果与 OLS 估计的结果进行

① 由于篇幅所限，稳健性检验结果未在文中列出，感兴趣的读者可向作者索要。

对比可以发现,两种估计方法的结果存在明显差异,处理效应模型中本地高管虚拟变量的估计系数绝对值更大,这说明由于自选择导致的内生性问题,OLS估计结果低估了本地高管的身份认同对投资效率的影响程度。

(二) 倾向得分匹配法

本文进一步采用倾向得分匹配法缓解可能的自选择偏误问题。选择以下几个影响高管在本地任职的概率的变量作为匹配规则:高管性别、年龄、出生省份、受教育程度、企业所在省份的平原占比、行业和年份虚拟变量。采用“近邻匹配”法对样本进行匹配,并使用自助法回归。匹配后大多数变量的标准化偏差小于10%,只有企业所在省份平原占比的标准化偏差略大于10%。另外,组间差异t检验的结果显示各变量在处理组与控制组之间存在系统差异。结果显示,ATT、ATU、ATE的结果均在1%的水平上显著为负,表明使用倾向得分匹配方法控制了可能的自选择问题后,相对于非本地高管,本地高管对企业投资效率的提高效应仍然存在。

(三) 工具变量法

本文使用工具变量法解决可能的遗漏变量问题。参考Faccio等(2016)^[33]的做法,采用同年度同省份其他企业本地高管的比例(IV)作为企业本地高管变量的工具变量进行两阶段最小二乘回归。结果显示,第一阶段回归中IV的估计系数为1.919,在1%的水平上显著,表明同年度同省份其他企业的本地高管比例与目标企业高管为本地人的概率正相关;第二阶段回归中Local的估计系数为-0.015,在1%的水平上显著,与表3的结果一致。上述结果表明,在考虑了遗漏变量问题之后,本地高管的身份认同对企业投资效率的正向促进作用仍然成立,本文的研究结论是稳健的。

(四) 更换当年新增资本投资额(INV)的衡量方式

参考以往的研究,使用(固定资产+在建工程+无形资产+长期投资)净值变化量除以平均总资产的衡量方式重新衡量当年新增资本投资额(记为INV_r),重复模型(2)的分析。结果表明,Local变量的系数绝对值变大,显著性一致,说明改变当年新增资本投资额的衡量方式不会影响对“家乡优势假说”的支持。

(五) 安慰剂检验

本文得出的结论支持了“家乡优势假说”,但这

种结果也可能是由于某些未考虑到的因素导致的本地高管与企业投资非效率之间呈负相关关系,即“家乡优势”和投资效率之间的关系可能并不存在。因此,本文通过随机分配所有公司-年度观测值的Local变量进行安慰剂检验,并重复模型(2)。结果显示,Local变量的回归系数不再显著,表明本文的结论不太可能受到公司-年度层面的未考虑到因素的驱动。

(六) 考虑行业的年度趋势

最后,本文在模型(2)中引入行业和年度的交乘项对行业发展周期等宏观因素的影响加以控制,结果依然稳健。

六、研究结论

本文基于身份认同理论,从非正式制度的视角探讨了在家乡当地任职的高管是否会提高企业的投资效率这一研究问题。基于1999—2018年A股上市公司样本,将企业高管的籍贯信息与公司注册地所在省份进行匹配,构建本地高管这一核心变量进行实证检验。实证结果发现,相对于非本地高管,本地高管提高了企业的投资效率,支持“家乡优势假说”。其可能的原因是,家乡的成长经历和社会关系使本地高管具有身份认同和对家乡的依恋,这有助于本地高管形成信息获取和社会关系上的比较优势,而有价值的、及时的信息和基于信任的社会关系对提高企业投资效率是有益的。进一步研究发现,企业所在地区的制度质量对上述关系具有一定的调节作用,具体表现为在制度质量较高的地区本地高管的家乡优势对企业投资效率的影响更为明显,这说明正式制度和非正式制度在影响企业投资效率方面存在互补关系;董事长和总经理之间的同乡关系有利于发挥高管的家乡优势效应。机制检验结果表明,本地高管可以通过缓解融资约束和降低不确定性两个途径来提高企业的投资效率。

综上所述,本文的结论从身份认同这一非正式制度的角度证实了高管的地理异质性特征影响企业投资效率的内在机制,拓展了身份认同经济学在公司财务领域的应用,为“家乡优势假说”提供了来自中国背景的经验证据。此外,本文的研究结论对于企业实践具有一定的启示:在中国特殊的社会文化框架下如何进一步发掘本地高管的家乡优势效应,加强监督机制以弱化可能的代理冲突问题,激活文化对经济发展的助推作用,促进非正式制度和正式制度之间的良性互补,是实现企业经营效率提升目标的有效途径。

参考文献

- [1] Bernile G, Bhagwat V, Rau P R. What Doesn't Kill You Will Only Make You More Risk-loving: Early-life Disasters and CEO Behavior [J]. Journal of Finance, 2017, 72 (1): 167-206.
- [2] Ham C, Seybert N, Wang S. Narcissism Is a Bad Sign: CEO Signature Size, Investment, and Performance [J]. Review of Accounting Studies, 2018, 23 (1): 234-264.
- [3] Jiang F, Qian Y, Yonker S E. Hometown Biased Acquisitions [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2019, 54 (5): 2017-2051.
- [4] 胡珺, 宋献中, 王红建. 非正式制度、家乡认同与企业环境治理 [J]. 管理世界, 2017 (3): 76-94, 187-188.
- [5] Pool V K, Stoffman N, Yonker S E. No Place Like Home: Familiarity in Mutual Fund Manager Portfolio Choice [J]. Review of Financial Studies, 2012, 25 (8): 2563-2599.
- [6] 曹春方, 刘秀梅, 贾凡胜. 向家乡投资: 信息、熟悉还是代理问题? [J]. 管理世界, 2018 (5): 107-119, 180.
- [7] Hodler R, Raschky P A. Regional Favoritism [J]. Quarterly Journal of Economics, 2014, 129 (2): 995-1033.
- [8] 李书娟, 徐现祥. 身份认同与经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2016 (3): 941-962.
- [9] Benmelech E, Frydman C. Military CEOs [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 117 (1): 43-59.
- [10] 代昀昊, 孔东民. 高管海外经历是否能提升企业投资效率 [J]. 世界经济, 2017 (1): 168-192.
- [11] Cohen L, Frazzini A, Malloy C. Sell Side School Ties [J]. Journal of Finance, 2010, 65 (4): 1409-1437.
- [12] 张平, 赵国昌, 罗知. 中央官员来源与地方经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2012 (2): 613-634.
- [13] Yonker S E. Do Managers Give Hometown Labor an Edge? [J]. Review of Financial Studies, 2017, 30 (10): 3581-3604.
- [14] 吕长江, 张海平. 股权激励计划对公司投资行为的影响 [J]. 管理世界, 2011 (11): 118-126, 188.
- [15] 李焰, 秦义虎, 张肖飞. 企业产权、管理者背景特征与投资效率 [J]. 管理世界, 2011 (1): 135-144.
- [16] Bebchuk L, Grinstein Y. The Growth of Executive Pay [J]. Oxford Review of Economic Policy, 2005, 21 (2): 283-303.
- [17] 陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费 [J]. 经济研究, 2005 (2): 92-101.
- [18] 聂辉华, 蒋敏杰. 政企合谋与矿难: 来自中国省级面板数据的证据 [J]. 经济研究, 2011 (6): 147-157.
- [19] Yonker S E. Geography and the Market for CEOs [J]. Management Science, 2017, 63 (3): 609-630.
- [20] 潘越, 戴亦一, 魏诗琪. 机构投资者与上市公司“合谋”了吗: 基于高管非自愿变更与继任选择事件的分析 [J]. 南开管理评论, 2011 (2): 69-81.
- [21] 申慧慧, 汪泓, 吴联生. 本地审计师的合谋效应 [J]. 会计研究, 2017 (2): 83-89, 97.
- [22] Lai S F, Li Z G, Yang Y G. East, West, Home's Best: Do Local CEOs Behave Less Myopically? [J]. Accounting Review, 2020, 95 (2): 227-255.
- [23] Chen X P, Chen C C. On the Intricacies of the Chinese Guanxi: A Process Model of Guanxi Development [J]. Asia Pacific Journal of Management, 2004, 21 (3): 305-324.
- [24] 陈爽英, 井润田, 龙小宁, 邵云飞. 民营企业社会关系资本对研发投资决策影响的实证研究 [J]. 管理世界, 2010 (1): 88-97.
- [25] 杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO 金融背景与实体企业金融化 [J]. 中国工业经济, 2019 (5): 136-154.
- [26] Richardson S. Over-investment of Free Cash Flow [J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11 (2/3): 159-189.
- [27] Whited T M, Wu G. Financial Constraints Risk [J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19 (2): 531-559.
- [28] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 程天笑. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析 [J]. 金融研究, 2015 (8): 124-140.
- [29] 王会娟, 余梦霞, 张路, 岳衡. 校友关系与企业创新——基于 PE 管理人和高管的关系视角 [J]. 会计研究, 2020 (3): 78-94.
- [30] Ghosh D, Olsen L. Environmental Uncertainty and Managers' Use of Discretionary Accruals [J]. Accounting, Organizations and Society, 2009, 34 (2): 188-205.
- [31] 徐尚昆, 郑辛迎, 杨汝岱. 国有企业工作经历、企业家才能与企业成长 [J]. 中国工业经济, 2020 (1): 155-173.
- [32] 罗党论, 应千伟, 常亮. 银行授信、产权与企业过度投资: 中国上市公司的经验证据 [J]. 世界经济, 2012 (3): 48-67.
- [33] Faccio M, Marchica M T, Mura R. CEO Gender, Corporate Risk-taking, and the Efficiency of Capital Allocation [J]. Journal of Corporate Finance, 2016, (39): 193-209.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

产能过剩、股权性质与企业债务融资

Capacity Overhang, Ownership Nature and Debt Financing

潘舒芯

PAN Shu-xin

[摘要] 对于贯彻实施中央经济工作的目标和要求,理解政策内在经济关系尤为重要。本文通过对比不同股权性质下产能过剩对企业债务融资的影响,研究“去产能”和“降杠杆”政策的关联性。研究表明:公司增加负债和减少负债的能力不同,在资金存在缺口时会提高负债,但出现资金溢余时不会同等程度地偿还负债,抑制企业投资扩张不能使企业自发降低负债率;虽然产能过剩会增强这一粘性现象,但由于受到公司与银行谈判能力的影响,与民营上市公司相比,产能过剩主要影响国有上市公司的债务融资;以上结果在长期负债中更加明显,并且在控制公司增长机会和经营风险后仍然成立。可见,去产能政策并不能自发达到降杠杆目的,还需从产品市场和金融市场两方面入手,在提高投资效率的同时,有效控制企业的财务风险。本文的研究结果不仅补充了资本结构相关文献,也为更好理解供给侧结构性改革的内在机制提供经验证据。

[关键词] 产能过剩 债务融资 股权性质

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 08-0068-13

Abstract: In order to implement the goals and requirements of the central economic work, it is important to understand the internal economic relations of policies. This paper studies the relevance of the policies of “cut overcapacity” and “deleveraging” by comparing the impact of overcapacity on corporate debt financing under different ownership nature. The research results show that the abilities to increase and reduce debt of a company is different. The company will increase its debt when there is a shortage of funds, but it will not repay the debt to the same extent when there is a surplus of funds. It means restraining the investment expansion of companies cannot spontaneously reduce leverage. The results also show that although overcapacity will enhance the stickiness, but due to company's different negotiating ability with banks, compared with private listed companies, overcapacity mainly affects the debt financing of state-owned listed companies. The above results are more significant in long-term liabilities, and they still hold after controlling for growth opportunities and operating risks. Therefore, overcapacity reduction cannot spontaneously achieve the purpose of reducing leverage. It is necessary to start from both the product market and the financial market to effectively control the financial risks of the companies while improving the efficiency of investment. The findings of this paper not only supplement the literature on capital structure, but also provide empirical evidences for a better understanding of the internal mechanisms of Supply-side Structural Reform.

Key words: Capacity overhang Debt financing Ownership nature of ultimate controller

[收稿日期] 2021-08-30

[作者简介] 潘舒芯,女,1993年10月生,上海财经大学会计学院博士研究生,研究方向为公司财务,联系方式为810371740@qq.com。

[基金项目] 国家自然科学基金重点项目“互联网时代企业的财务行为与治理特征”(项目编号:71632006);国家自然科学基金面上项目“激励机制、人力资本与公司价值”(项目编号:72072107)。

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

本文从企业债务融资角度,检验了“三去一降一补”供给侧结构性改革的整体政策中去产能和去杠杆两项政策的内在经济关系。2008年金融危机以来,高杠杆一直被视为宏观经济脆弱性的来源,防范化解金融风险是中央部署的三大攻坚战之首。2015年年底,中央经济工作会议明确将去产能、去杠杆作为经济工作的重要内容。2016年到2018年,我国将降低企业杠杆率作为经济工作的重中之重,并要求将地方政府和国有企业作为去杠杆政策落地核心领域。产能过剩是高杠杆的原因之一,去产能被视为去杠杆的核心,企业在去产能过程中能否自发地实现降杠杆的目标,以及如何促进去产能和去杠杆政策的有效结合,是值得研究的重要问题。深入理解企业产能过剩与负债率之间的内在经济逻辑,可以更好地贯彻实施中央经济工作提出的目标和要求。

由于过剩资本难以出清,资本产出率的下降导致杠杆率攀升,引发高杠杆。去产能有利于公司盈利的提升,为降杠杆创造条件。经典的优序融资理论也支持了上述观点,当企业投资不能被内部融资满足时,会增加债务融资(Myers和Majluf, 1984^[1]),而当公司存在自由现金流时,则会偿还债务,降低负债率(Shyam-Sunder和Myers, 1999^[2])。因此,如果我国企业的投资饥渴症是高负债的主要动因,那么通过抑制企业的投资扩张能力能够使企业自发降低负债率。

但公司在资金溢余时并不总是选择偿还债务。Admati等(2018)^[3]认为,公司债务存在棘轮效应,降低负债等同于股东将财富转移给了现有的债权人,而如果增加负债,股东可以从现有债权人付出的成本中获益,因此股东会抵抗负债率的下降。可见,由于股东和债权人之间的利益冲突,即使投资规模减少增加了公司的可支配现金流,公司也不会偿还债务以保障债权人利益,具体表现为公司投资规模降低,债务融资规模却没有同步下降。基于此,本文认为公司的债务融资存在粘性现象,在这种情况下,企业的去产能并不能够自发地实现去杠杆。对于产能过剩的公司来说,由于存在市场失灵和政府干预(林毅夫等, 2010^[4];江飞涛等, 2012^[5]),其退出机制受限,保持当前负债水平的动机更大,这在对银行话语权更大的国有企业中表现更强。

本文以我国2003年到2018年A股上市公司为样本,借鉴ABJ成本粘性,以负债变动和资金需求的关系构造债务融资的粘性模型进行检验,研究结果表明:(1)我国上市公司的债务融资存在粘性现象,资金缺口驱动负债产生,但存在资金溢余时不会同等程度减少负债,而且长期负债的粘性高于短期负债,仅靠去产能无法达到企业自发地去杠杆的目的。(2)与民营控股上市公司相比,国有控股上市公司的产能过剩显著增强了债务融资的粘性现象,银行在信贷资源配置中存在作用,但无法制约国有企业的债务决策。以上结果在控制企业增长机会和经营风险后仍然成立。

本文的贡献在于以下三个方面:(1)为研究去产能和降杠杆政策的内在关系提供了重要的经验证据。理论上对去产能和降杠杆之间的关系存在不同的解释,本文从经验证据的角度说明,由于粘性现象的存在,去产能虽然抑制了公司投资规模,但是并不必然导致公司负债率的下降。因此,要实现去产能和降杠杆的目标,不仅需要产业层面的供给侧改革,也需要金融市场的供给侧改革。(2)提出企业债务融资存在粘性,并检验了其内在的经济特征。Admati等(2018)^[3]采用模型推演的方法说明企业债务的棘轮效应,认为股东会抵抗负债率的下降。本文在此基础上,结合优序融资理论,将企业债务变动与资金需求挂钩,借鉴成本粘性模型给出了具体度量,一方面扩展了棘轮效应的研究并提供了相应的实证证据,另一方面也对资本结构相关研究进行了有益补充。(3)本文研究指出,要实现结构性去杠杆目标,需要进一步提高银行在信贷资源配置中的有效性,特别是需要加强对国有企业去杠杆的有效政策约束。本文补充了银行信贷资源配置方面的文献,为供给侧结构性改革下的政策制定提供启示,具有一定的现实意义。

本文其余部分安排如下:第二部分为理论分析与研究假说;第三部分为样本选择与研究设计;第四部分为实证分析结果;第五部分为结论。

二、理论分析与研究假说

(一) 企业债务融资的粘性现象

优序融资理论认为,债务融资规模是由公司投资需求与经营活动现金流量之间的差异决定的(Myers和Majluf, 1984^[1]; Shyam-Sunder和Myers, 1999^[2]),企业对外部资金的需求驱动了其债务比例变化。当投

资所需资金超过内部经营活动现金流量时（即存在资金缺口），公司会优先通过债务方式融资；当内部经营活动现金流量超过投资需求时（即存在资金溢余），公司会偿还债务（Myers, 1984^[6]）。因此，公司的资金缺口（溢余）是影响负债规模的重要因素。

很多研究认为公司增加负债和减少负债的能力和水平是完全相同的，资金需求的变动对负债的上升和下降影响等同，也就是说增加和减少投资对负债的影响是对称的。但Admati等（2018）^[3]指出企业债务存在棘轮效应。他们认为，由于未来融资存在不确定性，股东会抵抗负债率的下降，即使公司当前有足够的现金，减少负债有利于提升公司价值，也不会主动偿还债务，甚至可能新增等级更低负债损害公司价值。因为降低负债相当于股东把财富转移给了现有的债权人，保护了债权人的利益，降低的破产成本和代理成本为债权人所有，股东并不能享有这些收益（Frenkel等，1989^[7]；Bulow和Rogoff，1990^[8]），而增加负债则以牺牲现有债权人利益为代价，股东获得收益（Fama和Miller，1972^[9]；Black和Scholes，1973^[10]）。因此，均衡的负债结果是历史路径依赖的。

由于棘轮效应，债务随投资需求的变化可能是非对称的。根据优序融资理论，债务的出现是内部现金流、股利支出和投资支出之间不平衡的结果，当企业内部经营产生的现金流无法满足企业股利发放、固定资产和营运资本投资的需求时，企业会向外部市场借取债务，此时企业的债务随着内部资金缺口的上升而增加。但如果内部资金出现溢余，内源融资完全覆盖股利发放和投资所需要的现金流后，仍有多余现金留存时，由于股东和债权人之间的利益冲突，企业并不倾向于将这部分现金用于偿还债务，此时债务没有同等下降，而是呈现相对稳定的状态。因为股东无法从下降的负债率中获益，其会反抗债务比例的下降。而通过保持债务的稳定，将以现有债权人的利益损失为代价获得收益，同时将破产风险转移给债权人。由于收益享受和成本承担的非对称性，当出现资金缺口时，公司会增加负债，但是当出现资金溢余时，公司不会同等程度地偿还负债。因此，当公司投资需求被抑制，公司不会自发降低负债率，仍然会选择维持当前的负债水平。

（二）产能过剩与债务融资

企业较高的负债率会导致金融风险，降低企业杠

杆率是我国经济工作的重要内容。产能过剩是高杠杆的原因之一，去产能被视为去杠杆的核心。

现有研究中，市场失灵和政府干预是中国产能过剩成因的两种主流理论（林毅夫等，2010^[4]；江飞涛等，2012^[5]）。以林毅夫等的“潮涌理论”为代表的研究认为，由于信息不对称和经理人的过度自信，企业对产业发展前景形成共识，从而引发“羊群效应”，企业会进行盲目投资。由于生产能力形成存在滞后性，且短期内调整成本较高，企业最终产出会高于市场需求，出现产能过剩。当企业的良好前景预期被修正时，产能过剩则会消失。但我国的产能过剩呈现非周期性，政府干预是另一重要解释。由于政绩诉求以及地区竞争，政府对企业投资进行补贴，将企业内部成本进行外部化，进而扭曲企业投资行为，使企业投资高于利润最大化下的最优投资。

产能过剩意味着公司当前的生产能力远大于市场需求量，产能过剩企业通过形成过剩生产能力在竞争中获得优势，将对手挤出市场从而获得较高的市场份额。而政府出于经济与就业角度，会帮助维持产能过剩公司，使市场的出清机制失效。从信贷资源配置角度，在供给有限情况下，产能过剩企业对信贷资源存在挤占效应（黄俊等，2019^[11]）。过剩资本难以出清，资本产出率下降导致杠杆率升高，而去产能有利于公司盈利的提升，为降杠杆创造条件，经典的优序融资理论也支持了这种观点。

但在产能过剩条件下，抑制企业投资规模并不必然导致企业负债率下降。股东和债权人存在利益冲突，股东延迟偿还债务的动机以及保有负债的能力会影响债务融资的粘性程度，而产能过剩企业延迟偿还债务的动机会被加强。相比正常经营公司，产能过剩企业现有生产规模较大，企业预期维持未来经营需要大量资金支持，因此更为依赖外部债务融资。由于偿还债务后剩余风险全部由股东承担，即使企业通过减少投资获得资金溢余，也不会急于降低杠杆。因此，产能过剩企业更加倾向于将资金留存在企业。

基于上述分析，本文提出研究假说1：

假说 1：产能过剩增强企业债务融资的粘性现象。

（三）产能过剩、股权性质与债务融资

但是另一方面，产能过剩企业是否具有足够的 ability 保有负债呢？如果债权人预期到企业存在债务融资粘性，会采取相应的措施应对这部分积累风险的杠

杆,比如索要更高的利率(Admati等,2018^[3])。我国企业融资主要依赖银行借款,银行作为债权人具有进行信贷资源配置的能力,这将从供给侧决定公司的债务融资粘性。因此,不同企业与银行的谈判能力会影响企业债务融资。对于产能过剩的企业,较高的调整成本和隐含的风险使银行对其资金状况更为关注,当企业存在资金溢余,为防止企业过度融资,银行将要求其偿还债务以保障自身的贷款安全。

在我国,股权性质是重要且具有特色的制度场景。国有企业与民营企业相对银行的话语权天然存在差异。与民营企业相比,我国国有企业与银行谈判能力更强:一方面,从性质上看国有企业承担更多社会责任,其发展有助于社会稳定,银行配合经济政策的执行需要扶持和补贴国有企业;另一方面,政府对国有企业具有隐性担保,国有企业的违约风险相较民营企业更低(钟宁桦等,2016^[12];纪洋等,2018^[13];胡悦和吴文锋,2019^[14];黄俊等,2019^[11])。国有企业的政策扶持与隐性担保优势,使其在出现资金短缺时,更容易获得银行贷款,增加负债;在资金出现溢余时,将资金留存在企业内部或是增加新负债的能力更强。

产能过剩国有企业虽然产能偏离最优投资水平,但仍对维持地方经济增长与就业水平稳定发挥作用。政府具有保有过剩产能的动机,与正常经营的国有企业相比,产能过剩国有企业更容易获得来自政府的扶持和隐性担保。由于政府干预造成市场退出机制不畅,当产能过剩国有企业在盈利状况不佳时,仍需维持现有生产,对银行信贷的需求以及获取信贷的能力提升。因此,对于国有企业来说,产能过剩提高了其保有负债的动机和能力,增强了债务融资的粘性现象。

但与国有企业相比,民营企业获得融资的可能性更低,获得银行贷款的成本更高,再融资过程中不确定性更强,在出现资金溢余时,民营企业更希望保留资金,而不是偿还债务。与国有企业相似,产能过剩也会加强民营企业提高债务融资粘性的动机,但是由于民营企业与银行的谈判能力比较弱,且产能过剩增加了民营企业被淘汰的风险,进一步削弱了民营企业的议价能力,更容易引起银行关注。因此,虽然产能过剩也会增加民营企业保有债务的动机,但其对应的谈判能力没有提升,当产能过剩民营企业出现资金溢余时,银行就会要求民营企业偿还债务,以降低违约

风险。

基于上述分析,本文提出研究假说2:

假说2: 产能过剩对债务融资的影响主要在国有企业中。

三、样本选择与研究设计

(一) 样本选取

本文研究对象为沪深两市全部A股上市公司,由于企业对未来的预期会在一定程度上影响债务粘性,文章的样本期间为2003年到2018年,剔除金融保险业上市公司、资不抵债公司以及相关数据缺失公司,最终确定样本为25337个公司-年度。数据均来自国泰安数据库,为了控制异常值影响,本文对连续型变量进行了上下1%的winsorize处理。

(二) 回归模型

为了检验企业债务融资是否具有粘性现象,本文基于Basu(1997)^[15]的会计稳健性模型以及Anderson等(2003)^[16]成本粘性研究的ABJ模型,构造模型(1),作为检验粘性的基本模型,等式两边均采用上期期末资产总额进行标准化。当资金缺口($Deficit_{i,t}$)小于0时, $D_{i,t}$ 取1,所以 β_1 和 $\beta_1+\beta_3$ 分别度量了负债对资金缺口和资金溢余的反应。根据定义,如果存在粘性,资金溢余时企业不急于偿还债务,应当有 $\beta_1>\beta_1+\beta_3$,即 $\beta_3<0$ 。

$$\begin{aligned} & ChgDebt_{i,t}(ChgSDebt_{i,t}, ChgLDebt_{i,t}) \\ & = \beta_0 + \beta_1 Deficit_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \times Deficit_{i,t} \\ & \quad + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

为了检验假说1和假说2,即产能过剩、股权性质和债务融资的关系,本文建立模型(2),加入企业高产能过剩($HLagExc_{i,t}$)相关的交乘项,并按最终控制人的股权性质进行分组检验。

$$\begin{aligned} & ChgDebt_{i,t}(ChgSDebt_{i,t}, ChgLDebt_{i,t}) \\ & = \beta_0 + \beta_1 Deficit_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \times Deficit_{i,t} + \beta_4 HLagExc_{i,t} \\ & \quad + \beta_5 HLagExc_{i,t} \times Deficit_{i,t} + \beta_6 HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \\ & \quad + \beta_7 HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t} + \sum Year + \sum Industry \\ & \quad + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

(三) 变量定义

1. 资金缺口($Deficit_{i,t}$)。

Shyam-Sunder和Myers(1999)^[2]将债务变化与资金缺口进行回归,其斜率表示资金缺口能解释多少新的债务。本文借鉴其做法,将资金缺口定义为:投

资+营运资本变化+股利-内部现金流,具体计算如表1所示。该变量如果小于0则意味着企业存在资金溢余。

2. 产能过剩变量 ($HLagExc_{i,t}$)。

本文根据 Aretz 和 Pope (2018)^[17]的方法得到公司层面的产能过剩指标,采用随机边界模型用式(3)估计公司层面企业现有产能和理想产能的差距,即产能过剩变量。其假定产能过剩非负,根据 Aigner 等 (1977)^[18]的做法进行随机下边界模型的残差项估计。将估计得到的残差取滞后一期,与行业年度中位数相比取虚拟变量,作为高产能过剩的指标。

$$\ln at_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln sale_{i,t} + \beta_2 \ln cogs_{i,t} + \beta_3 \ln sge_{i,t} + \beta_4 \ln lagvolatility_{i,t} + \beta_5 \ln agmktbeta_{i,t} + \beta_6 rf_{i,t} + \sum Industry + v_{i,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

其中,被解释变量为固定资产、在建工程、工程物资、固定资产清理、生产性生物资产净额与无形资产净额合计,解释变量分别为营业收入、营业成本、销售费用和管理费用、滞后一期的股票收益率波动、滞后一期的市场组合贝塔值、无风险收益以及行业哑变量。公式两边均取自然对数。

其余相关变量定义与计算方式如表1所示,连续型变量均采用上期期末资产总额进行标准化。

表1 变量定义表(采用上期资产总额进行标准化)

变量符号	变量名称	变量含义
$Onacf_{i,t}$	经营活动净现金流	现金流量表中“经营活动产生的现金流量净额”
$Capx_{i,t}$	投资需求	现金流量表中“购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金”+“取得子公司及其他营业单位支付的现金净额”-“处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额”-“处置子公司及其他营业单位收到的现金净额”
$Div_{i,t}$	股利需求	现金流量表中“分配股利、利润或偿付利息支付的现金”
$Dnwc_{i,t}$	营运资本需求	现金流量表中-“存货的减少”-“经营性应收项目的减少”-“经营性应付项目的增加”
$Deficit_{i,t}$	资金缺口	$Capx_{i,t} + Div_{i,t} + Dnwc_{i,t} - Onacf_{i,t}$
$D_{i,t}$	资金缺口虚拟变量	当期 $Deficit_{i,t} < 0$ 时取1, 否则为0
$SDebt_{i,t}$	短期债务	资产负债表中“短期借款”
$LDebt_{i,t}$	长期债务	资产负债表中“长期借款”+“应付债券”
$Debt_{i,t}$	总债务	$SDebt_{i,t} + LDebt_{i,t}$
$ChgSDebt_{i,t}$	短期债务变化	$SDebt_{i,t} - SDebt_{i,t-1}$
$ChgLDebt_{i,t}$	长期债务变化	$LDebt_{i,t} - LDebt_{i,t-1}$
$ChgDebt_{i,t}$	总债务变化	$Debt_{i,t} - Debt_{i,t-1}$
$HLagExc_{i,t}$	高产能过剩虚拟变量	见第三部分中的变量定义
$HStdROA_{i,t}$	高经营风险虚拟变量	未来8个季度的资产回报率波动,标准差高于行业年度中位数为1, 否则为0。
$HFSG_{i,t}$	高增长机会虚拟变量	计算 $t+1$ 年营业收入增长率,增长率高于行业年度中位数为1, 否则为0。

四、实证分析结果

(一) 描述性统计

主要变量的描述性统计如表2所示。资金缺口($Deficit_{i,t}$)的均值为0.073,中位数为0.053,资金缺口虚拟变量($D_{i,t}$)均值为0.324,说明32.4%的公司出现资金溢余的情况。债务变动($ChgDebt_{i,t}$)的均值

为0.035,中位数为0.006,说明平均来看公司的资产负债率相对比较稳定。高产能过剩虚拟变量($HLagExc_{i,t}$)、高增长机会虚拟变量($HFSG_{i,t}$)与高经营风险虚拟变量($HStdROA_{i,t}$)均值分别为0.498、0.480和0.495。主要变量的相关系数表如表3所示,资金缺口($Deficit_{i,t}$)与债务变动($ChgDebt_{i,t}$)相关系数为0.500,说明资金缺口在一定程度上决定债务的形成。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本量	平均数	中位数	标准差	最小值	最大值
$Onacf_{i,t}$	25 337	0.052	0.049	0.095	-0.261	0.372
$Capx_{i,t}$	25 337	0.065	0.041	0.088	-0.108	0.486
$Div_{i,t}$	25 337	0.027	0.024	0.020	0.000	0.115
$Dnwc_{i,t}$	25 337	0.030	0.021	0.084	-0.203	0.387
$ChgDebt_{i,t}$	25 337	0.035	0.006	0.122	-0.239	0.624
$ChgSDebt_{i,t}$	25 337	0.018	0.000	0.083	-0.209	0.367
$ChgLDebt_{i,t}$	25 337	0.017	0.000	0.076	-0.154	0.400
$Deficit_{i,t}$	25 337	0.073	0.053	0.185	-0.425	0.833
$D_{i,t}$	25 337	0.324	0.000	0.468	0.000	1.000
$HLagExc_{i,t}$	25 337	0.498	0.000	0.500	0.000	1.000
$HStdROA_{i,t}$	25 337	0.495	0.000	0.500	0.000	1.000
$HFSG_{i,t}$	25 337	0.480	0.000	0.500	0.000	1.000
$PRVT_{i,t}$	25 337	0.466	0.000	0.499	0.000	1.000

表 3 主要变量相关系数表

	$Onacf_{i,t}$	$Capx_{i,t}$	$Div_{i,t}$	$Dnwc_{i,t}$	$ChgDebt_{i,t}$
$Capx_{i,t}$	0.249 ***				
$Div_{i,t}$	0.254 ***	0.231 ***			
$Dnwc_{i,t}$	-0.672 ***	0.078 ***	0.085 ***		
$ChgDebt_{i,t}$	-0.143 ***	0.445 ***	0.263 ***	0.356 ***	
$ChgSDebt_{i,t}$	-0.157 ***	0.310 ***	0.198 ***	0.330 ***	0.765 ***
$ChgLDebt_{i,t}$	-0.048 ***	0.362 ***	0.199 ***	0.193 ***	0.705 ***
$Deficit_{i,t}$	-0.660 ***	0.434 ***	0.136 ***	0.854 ***	0.500 ***
$D_{i,t}$	0.481 ***	-0.262 ***	-0.070 ***	-0.558 ***	-0.272 ***
$HLagExc_{i,t}$	0.003 00	0.086 ***	-0.012 *	-0.033 ***	0.013 **
	$ChgSDebt_{i,t}$	$ChgLDebt_{i,t}$	$Deficit_{i,t}$	$D_{i,t}$	
$ChgLDebt_{i,t}$	0.114 ***				
$Deficit_{i,t}$	0.414 ***	0.325 ***			
$D_{i,t}$	-0.255 ***	-0.150 ***	-0.647 ***		
$HLagExc_{i,t}$	-0.001	0.021 ***	0.023 ***	-0.042 ***	

(二) 主要回归结果

表 4 报告了企业债务融资粘性现象的回归结果。列 (1) 检验资金缺口是否影响负债规模变动, 在控制行业年度固定效应以后, $Deficit_{i,t}$ 的系数为 0.333, 在 1% 的水平上显著为正, 说明产生 1 单位资金缺口, 会引起债务变动 33.3%。列 (2) 为粘性基本模型的回

归结果, 交乘项 $D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$ 的系数为 -0.360, 在 1% 的水平上显著为负, 说明当资金出现溢余时, 企业不倾向将资金用于偿还债务。为检验契约期限的影响, 列 (3) 和列 (4) 分别报告了短期债务融资和长期债务融资的粘性情况, 交乘项 $D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$ 对短期债务融资变动 ($ChgSDebt_{i,t}$) 的系数为 -0.143, 对长期债务

融资变动 ($ChgLDebt_{i,t}$) 的系数为-0.199, 二者均在1%的水平上显著为负。采用似不相关回归发现长期和短期债务融资系数存在显著差异 ($p=0.0002$), 长期

债务融资的粘性程度高于短期债务融资, 说明债务期限影响粘性现象, 企业获得长期借款的能力一定程度上表明企业延迟偿还债务的能力。

表4 债务融资的粘性现象

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$ChgDebt_{i,t}$	$ChgDebt_{i,t}$	$ChgSDebt_{i,t}$	$ChgLDebt_{i,t}$
$Deficit_{i,t}$	0.333 *** (48.081)	0.429 *** (43.154)	0.217 *** (32.399)	0.193 *** (28.209)
$D_{i,t}$		0.002 (0.914)	-0.003 ** (-2.454)	0.004 *** (2.769)
$D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$		-0.360 *** (-18.951)	-0.143 *** (-11.523)	-0.199 *** (-17.526)
Constant	0.025 *** (4.257)	0.006 (1.062)	0.021 *** (4.464)	-0.013 *** (-4.155)
行业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
Observations	25 337	25 337	25 337	25 337
R-squared	0.261	0.288	0.187	0.154

注: *** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。括号内是经过公司聚类调整后的 t 值。下同。

表5报告了产能过剩和债务融资粘性的关系。列(1)中交乘项 $HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$ 的系数为-0.057, 结果不显著, 说明产能过剩在整体上不会影响企业债务融资粘性, 这是由于产能过剩削弱了企业对银行的谈判能力。分股权性质的结果显示, 列

(2) 中国有企业交乘项 $HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$ 的系数为-0.120, 在5%的水平上显著为负, 列(3)民营企业中则不显著, 支持了假说2。银行有能力约束产能过剩民营企业的杠杆, 但无法决定信贷在国有企业的配给, 信贷被低效的国有企业占据。

表5 产能过剩与债务融资结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$ChgDebt_{i,t}$	国有企业	民营企业
$Deficit_{i,t}$	0.410 *** (30.578)	0.449 *** (23.521)	0.380 *** (20.310)
$D_{i,t}$	0.007 ** (2.364)	0.009 ** (2.422)	0.005 (1.297)
$D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.332 *** (-13.054)	-0.370 *** (-9.626)	-0.303 *** (-9.179)
$HLagExc_{i,t}$	0.001 (0.506)	0.001 (0.175)	0.000 (0.077)
$HLagExc_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	0.042 ** (2.193)	0.079 *** (2.953)	0.020 (0.742)
$HLagExc_{i,t} \times D_{i,t}$	-0.009 ** (-2.286)	-0.010 ** (-1.980)	-0.005 (-0.736)
$HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.057 (-1.542)	-0.120 ** (-2.310)	-0.001 (-0.027)
Constant	0.005 (0.827)	-0.005 (-0.651)	0.020 * (1.813)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)
	$ChgDebt_{i,t}$	国有企业	民营企业
行业	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制
Observations	25 337	13 541	11 796
R-squared	0.290	0.309	0.280

为了进一步检验假说1和假说2,表6报告了区分债务期限后产能过剩与债务融资粘性的结果。表6中列(1)和列(2)分别为全样本下长期债务和短期债务的结果。长期债务交乘项 $HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$ 的系数为-0.087,在1%的水平上显著为负,可见产能过剩会提高整体的长期负债粘性,支持了假说1。长期负债的交乘项 $HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$ 在国有企业中的系数为-0.129,显著性水平为1%,在民

营企业中不显著,支持了假说2。此外,从表6列(2)、列(4)和列(6)中可见,产能过剩对整体短期负债粘性、国有企业短期负债粘性、民营企业短期负债粘性,交乘项 $HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$ 的系数均不显著。实证结果显示,产能过剩主要影响国有控股上市公司的长期债务融资,而对短期负债没有显著影响,其相比民营上市公司对银行确实有更大的话语权。

表6 不同债务期限结果

变量	国有企业				民营企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$ChgLDebt_{i,t}$	$ChgSDebt_{i,t}$	$ChgLDebt_{i,t}$	$ChgSDebt_{i,t}$	$ChgLDebt_{i,t}$	$ChgSDebt_{i,t}$
$Deficit_{i,t}$	0.171 *** (19.044)	0.223 *** (23.886)	0.190 *** (13.927)	0.236 *** (16.904)	0.156 *** (12.760)	0.211 *** (16.947)
$D_{i,t}$	0.007 *** (4.062)	-0.002 (-0.840)	0.008 *** (3.013)	-0.000 (-0.022)	0.008 *** (2.952)	-0.003 (-0.873)
$D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.160 *** (-11.182)	-0.153 *** (-9.225)	-0.196 *** (-8.699)	-0.148 *** (-6.055)	-0.127 *** (-7.388)	-0.163 *** (-6.911)
$HLagExc_{i,t}$	-0.000 (-0.170)	0.002 (1.162)	-0.001 (-0.478)	0.002 (0.666)	-0.002 (-0.602)	0.003 (1.021)
$HLagExc_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	0.049 *** (3.641)	-0.011 (-0.818)	0.090 *** (4.470)	-0.011 (-0.545)	0.023 (1.323)	-0.011 (-0.646)
$HLagExc_{i,t} \times D_{i,t}$	-0.007 ** (-2.497)	-0.003 (-1.157)	-0.008 ** (-2.075)	-0.002 (-0.654)	-0.002 (-0.473)	-0.005 (-1.126)
$HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.087 *** (-3.797)	0.028 (1.154)	-0.129 *** (-3.967)	0.009 (0.250)	-0.054 (-1.630)	0.047 (1.275)
Constant	-0.014 *** (-4.151)	0.020 *** (4.165)	-0.021 *** (-4.897)	0.018 *** (2.976)	-0.005 (-0.835)	0.028 *** (3.035)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	25 337	25 337	13 541	13 541	11 796	11 796
R-squared	0.158	0.187	0.180	0.186	0.146	0.192

(三) 稳健性检验

1. 控制增长机会和经营风险。

产能过剩企业在当期投资规模高于理想投资,这可能受到两方面因素影响:一方面,企业预期未来存在较大增长机会,从而驱动出当期看似偏离理想值的正常性投资支出;另一方面,公司经营风险较高,资产流动性出现问题。而债务融资的粘性现象产生是因为股东无法从降低的负债率中获益,不倾向于在拥有现金溢余时偿还负债,企业的增长机会和经营风险都将在一定程度上会产生影响。

对于增长机会来说,增长期企业往往实施市场占优投资战略,企业资金需求上升,这会促使其出于交易性动机保留盈余而不偿还债务,以方便及时把握和捕捉未来市场占优投资机会。同时,成长机会的增加作为公司价值的构成部分或价值创造的主要方式,会加剧企业内外部信息不对称(杨兴全和吴昊旻,2011^[19]),未来融资的不确定性上升,为防止出现资金不足而面临融资约束问题,股东会更加反抗债务的降低。

对于经营风险来说,以往研究发现,在经济环境存在较大不确定性时,企业倾向于保持财务弹性,增加现金持有(江龙和刘笑松,2011^[20];刘名旭和向显湖,2014^[21];杜晶和郭旭,2016^[22])。当经营风险增大时,企业出于预防性或者投机性的动机将资金溢余留存在企业内部(韩立岩和刘博研,2011^[23];姜彭等,2015^[24];李凤羽和史永东,2016^[25]),以

此应对可能发生的市场变化和竞争状况(韩忠雪和周婷婷,2011^[26]),避免未来陷入流动性困境,而非返还给债权人。

因此,本文在原有检验基础上控制企业增长机会和经营风险,对产能过剩的可能影响进行稳健性检验。本文将未来销售收入增长作为增长机会替代变量(罗琦和胡志强,2011^[27]),并与行业年度中位数相比取虚拟变量,作为高增长机会($HFSG_{i,t}$)的指标。此外,本文采用企业未来8个季度的资产回报率波动作为经营风险的指标,并与行业年度的中位数进行比较取虚拟变量($HStdROA_{i,t}$)。

表7是控制增长机会和经营风险两个潜在因素后,产能过剩对公司债务融资的影响。其中列(1)列(2)表示不考虑其他变量情况下,增长机会和经营风险对产能过剩的影响。列(1)中交乘项 $HFSG_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$ 在1%的水平上显著为负,表明增长机会加强企业债务融资粘性现象。列(2)中交乘项 $HStdROA_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$ 的系数为0.180且显著,说明虽然经营风险加强企业借债和延迟偿还动机,但未来的违约风险上升,银行能够预期并提前防范,避免此类粘性现象的产生,约束高风险公司信贷的借取和偿还。列(3)到列(5)为控制增长机会和经营风险后,产能过剩对整体债务粘性影响以及分股权性质的结果,与主结果一致,产能过剩主要影响国有企业的债务融资。分债务期限的结果也与前文一致,由于篇幅限制没有列示。

表7 控制增长机会和经营风险稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$ChgDebt_{i,t}$	$ChgDebt_{i,t}$	$ChgDebt_{i,t}$	国有企业	民营企业
$Deficit_{i,t}$	0.405 *** (28.847)	0.474 *** (37.017)	0.438 *** (23.292)	0.466 *** (18.422)	0.398 *** (14.487)
$D_{i,t}$	0.004 (1.376)	0.003 (1.080)	0.011 *** (2.578)	0.013 ** (2.513)	0.008 (1.238)
$D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.279 *** (-11.243)	-0.463 *** (-14.503)	-0.361 *** (-9.005)	-0.374 *** (-7.046)	-0.337 *** (-5.531)
$HLagExc_{i,t}$			0.002 (0.616)	0.001 (0.199)	0.000 (0.089)
$HLagExc_{i,t} \times Deficit_{i,t}$			0.034 * (1.774)	0.073 *** (2.799)	0.010 (0.379)
$HLagExc_{i,t} \times D_{i,t}$			-0.010 ** (-2.404)	-0.010 ** (-1.966)	-0.006 (-0.909)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$ChgDebt_{i,t}$	$ChgDebt_{i,t}$	$ChgDebt_{i,t}$	国有企业	民营企业
$HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$			-0.046 (-1.263)	-0.105 ** (-2.059)	-0.001 (-0.019)
$HFSG_{i,t}$	0.009 *** (3.381)		0.009 *** (3.387)	0.009 ** (2.487)	0.007 * (1.795)
$HFSG_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	0.032 * (1.703)		0.023 (1.202)	0.012 (0.420)	0.046 * (1.786)
$HFSG_{i,t} \times D_{i,t}$	-0.003 (-0.825)		-0.004 (-0.874)	-0.004 (-0.699)	-0.003 (-0.438)
$HFSG_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.140 *** (-3.833)		-0.127 *** (-3.551)	-0.126 ** (-2.489)	-0.142 *** (-2.749)
$HStdROA_{i,t}$		-0.002 (-0.607)	-0.001 (-0.342)	-0.004 (-1.249)	-0.001 (-0.150)
$HStdROA_{i,t} \times Deficit_{i,t}$		-0.094 *** (-4.823)	-0.088 *** (-4.534)	-0.061 ** (-2.119)	-0.089 *** (-3.307)
$HStdROA_{i,t} \times D_{i,t}$		-0.004 (-0.884)	-0.004 (-1.102)	-0.005 (-0.894)	-0.002 (-0.363)
$HStdROA_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$		0.180 *** (4.397)	0.169 *** (4.176)	0.125 ** (2.278)	0.187 *** (3.184)
Constant	0.003 (0.503)	0.006 (1.069)	0.001 (0.211)	-0.006 (-0.886)	0.018 (1.589)
行业	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	25 337	25 337	25 337	13 541	11 796
R-squared	0.293	0.295	0.300	0.317	0.291

2. 国企的信贷优势。

本文认为由于不同企业对银行的谈判能力存在差异,银行的信贷资源在国有企业和民营企业间配置不均衡,导致产能过剩在国企中更容易引发高位粘性杠杆。表8报告了按股权结构分组后企业债务融资的结果,发现不管长期还是短期债务,在不同股权性质下均存在粘性现象。对比组(1)到组(3)粘性系数

差异,在总体负债和长期负债中,国有企业和民营企业存在显著差异, p 值分别为0.0019和0.0000,国有企业债务粘性显著高于民营企业,主要存在于长期负债中。由结果也可知,由于长期负债风险高于短期,银行主要约束民营企业长期负债的获得,在无法改变贷款利率情况下,银行通过改变债务期限结构对企业债务融资行为做出反应。

表8 国企的信贷优势

变量	(1)		(2)		(3)	
	$ChgDebt_{i,t}$		$ChgSDebt_{i,t}$		$ChgLDebt_{i,t}$	
	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
$Deficit_{i,t}$	0.484 *** (32.918)	0.389 *** (29.494)	0.231 *** (22.921)	0.206 *** (23.076)	0.230 *** (20.642)	0.167 *** (19.529)

续前表

变量	(1)		(2)		(3)	
	$ChgDebt_{i,t}$		$ChgSDebt_{i,t}$		$ChgLDebt_{i,t}$	
	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
$D_{i,t}$	0.003 (1.280)	0.003 (0.982)	-0.001 (-0.695)	-0.005** (-2.430)	0.003 (1.586)	0.007*** (3.388)
$D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.425*** (-15.495)	-0.309*** (-11.906)	-0.144*** (-8.303)	-0.148*** (-8.157)	-0.255*** (-14.805)	-0.149*** (-10.256)
Constant	-0.004 (-0.622)	0.021* (1.912)	0.019*** (3.169)	0.029*** (3.232)	-0.021*** (-5.132)	-0.005 (-0.898)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	13 541	11 796	13 541	11 796	13 541	11 796
R-squared	0.306	0.279	0.186	0.191	0.171	0.145

3. 资金空缺替代变量。

低国有企业和民营企业的短期债务粘性。这说明在民营企业中,银行始终占据资源配置的决定地位,而国有企业更倾向于借取长期负债,减少短期负债。

表9将资金空缺变量($Deficit_{i,t}$)中剔除营运资本的影响,仅考虑投资和内部现金流变动,发现产能过剩能够增加国有企业的长期债务融资粘性,降

表9 替换资金空缺变量结果

变量	(1)		(2)	
	$ChgLDebt_{i,t}$		$ChgSDebt_{i,t}$	
	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
$Deficit_{i,t}$	0.363*** (9.495)	0.329*** (8.818)	0.412*** (11.266)	0.349*** (9.437)
$D_{i,t}$	0.001 (0.266)	0.005 (1.350)	-0.001 (-0.227)	-0.006 (-1.400)
$D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.389*** (-7.077)	-0.364*** (-6.398)	-0.338*** (-5.920)	-0.295*** (-4.748)
$HLagExc_{i,t}$	-0.002 (-0.598)	0.001 (0.381)	0.003 (0.995)	0.004 (1.201)
$HLagExc_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	0.139*** (3.767)	-0.000 (-0.011)	-0.082** (-2.278)	-0.063** (-2.053)
$HLagExc_{i,t} \times D_{i,t}$	-0.002 (-0.623)	-0.003 (-0.947)	-0.001 (-0.289)	-0.002 (-0.463)
$HLagExc_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.143*** (-2.707)	-0.001 (-0.030)	0.134** (2.519)	0.166*** (3.150)
$HFSG_{i,t}$	-0.001 (-0.485)	0.002 (0.732)	0.007** (2.545)	0.006** (1.977)

续前表

变量	(1)		(2)	
	$ChgLDebt_{i,t}$		$ChgSDebt_{i,t}$	
	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
$HFSG_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	0.054 (1.407)	0.023 (0.766)	-0.012 (-0.345)	0.028 (0.909)
$HFSG_{i,t} \times D_{i,t}$	0.002 (0.534)	0.003 (0.921)	-0.003 (-0.837)	-0.004 (-0.840)
$HFSG_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.126 ** (-2.328)	0.009 (0.203)	-0.047 (-0.873)	-0.121 ** (-2.336)
$HStdROA_{i,t}$	-0.003 (-1.150)	0.001 (0.235)	0.000 (0.049)	-0.005 * (-1.866)
$HStdROA_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	-0.073 * (-1.837)	-0.094 *** (-2.905)	-0.064 * (-1.804)	-0.039 (-1.232)
$HStdROA_{i,t} \times D_{i,t}$	0.002 (0.458)	-0.004 (-0.911)	-0.007 * (-1.675)	0.002 (0.508)
$HStdROA_{i,t} \times D_{i,t} \times Deficit_{i,t}$	0.117 ** (2.088)	0.123 ** (2.362)	0.119 ** (2.135)	0.092 (1.610)
Constant	-0.015 *** (-3.078)	-0.006 (-0.920)	0.024 *** (3.686)	0.034 *** (3.551)
行业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
Observations	13 541	11 796	13 541	11 796
R-squared	0.211	0.157	0.159	0.180

五、结论

本文从微观企业债务融资粘性的角度,分析并检验了不同股权性质下,产能过剩对债务融资的影响,从而揭示去产能与降杠杆政策的内在经济关系。由于降低负债有助于保护债权人的利益,但股东无法享有,这种收益和成本的不匹配导致企业债务融资呈现粘性现象:当资金出现缺口时企业会增加负债,而资金溢余时却不会同等程度偿还负债。而且,债权人对公司的监督能力,也会影响到公司的债务融资粘性。

产能过剩企业对信贷资源具有挤占效应,由于市场失灵与政府干预,产能过剩企业在表现不佳时仍然需要维持现有产能,即使有资金溢余,未来可能的资金需求导致这些企业仍不愿意偿还负债,因此产能过剩企业会同时表现为财务杠杆居高不下。由于肩负社

会责任以及政府隐性担保,与民营企业相比,银行对国有企业的监督能力受到了较大的削弱,即当出现资金溢余时,民营企业虽更有动机保留债务,但是来自银行的监督削弱了民营企业保留资金的能力。因此,银行的监督可以有效约束产能过剩民营企业的债务融资,却无法有效制约产能过剩国有企业的债务行为。

本文以我国2003到2018年A股上市公司进行实证分析,结果发现:(1)企业债务融资具有粘性现象,并且长期负债的粘性高于短期负债,国有企业相比民营企业粘性结果更强;(2)产能过剩加重了国有企业的债务融资粘性现象,而对民营企业没有显著影响,产能过剩对融资粘性的影响主要在长期负债中;(3)在控制了成长机会和经营风险的影响后,上述结果仍然成立。

本文的研究成果具有一定的理论和实践意义。本

文认为企业债务融资具有粘性,并进行了实证检验分析,为理解企业融资行为增加视角。同时本文从微观企业揭示了去产能和降杠杆政策的密切联系。产业层面抑制企业投资规模不一定能够达到降低企业资产负债率的效果,去产能政策需要金融市场的供给相互协

调,这为供给侧结构性改革提供政策启示,帮助理解通过改革推动高质量发展的政策意义。本文从债务融资的粘性角度分析银行信贷配置作用,对提高市场配置资源,巩固“三去一降一补”成果,提供经验支持。

参考文献

- [1] Myers S C, Majluf N S. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have [J]. Journal of Financial Economics, 1984, 13 (2): 187-221.
- [2] Shyam-Sunder L, Myers S C. Testing Static Tradeoff Against Pecking Order Models of Capital Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1999, 51 (2): 219-244.
- [3] Admati A R, Demarzo P M, Hellwig M F, et al. The Leverage Ratchet Effect [J]. The Journal of Finance, 2018, 73 (1): 145-198.
- [4] 林毅夫,巫和懋,邢亦青.“潮涌现象”与产能过剩的形成机制 [J]. 经济研究, 2010 (10): 4-19.
- [5] 江飞涛,耿强,吕大国,等. 地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理 [J]. 中国工业经济, 2012 (6): 44-56.
- [6] Myers S C. The Capital Structure Puzzle [J]. The Journal of Finance, 1984, 39 (3): 575-592.
- [7] Frenkel J, Frenkel J, Dooley M, et al. Analytical Issues in Debt [M]. International Monetary Fund, 1989.
- [8] Bulow J, Rogoff K. Cleaning Up Third World Debt Without Getting Taken to the Cleaners [J]. The Journal of Economic Perspectives, 1990, 4 (1): 31-42.
- [9] Fama E, Miller M. The Theory of Finance [M]. Holt Rinehart & Winston, 1972.
- [10] Black F, Scholes M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities [J]. Journal of Political Economy, 1973, 81 (3): 637-654.
- [11] 黄俊,陈信元,丁竹. 产能过剩、信贷资源挤占及其经济后果的研究 [J]. 会计研究, 2019 (2): 65-70.
- [12] 钟宁桦,刘志阔,何嘉鑫,等. 我国企业债务的结构性问题 [J]. 经济研究, 2016 (7): 102-117.
- [13] 纪洋,王旭,谭语嫣,等. 经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化 [J]. 经济学 (季刊), 2018 (2): 449-470.
- [14] 胡悦,吴文锋. 逆转的杠杆率剪刀差——国企加杠杆还是民企去杠杆 [J]. 财经研究, 2019 (5): 44-57.
- [15] Basu S. The Conservatism Principle and The Asymmetric Timeliness of Earnings [J]. Journal of Accounting and Economics, 1997, 24 (1): 3-37.
- [16] Anderson M C, Banker R D, Janakiraman S N. Are Selling, General, and Administrative Costs “Sticky”? [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41 (1): 47-63.
- [17] Aretz K, Pope P F. Real Options Models of the Firm, Capacity Overhang, and the Cross Section of Stock Returns [J]. The Journal of Finance, 2018, 73 (3): 1363-1415.
- [18] Aigner D, Lovell C A K, Schmidt P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models [J]. Journal of Econometrics, 1977, 6 (1): 21-37.
- [19] 杨兴全,吴昊旻. 成长性、代理冲突与公司财务政策 [J]. 会计研究, 2011 (8): 40-45.
- [20] 江龙,刘笑松. 经济周期波动与上市公司现金持有行为研究 [J]. 会计研究, 2011 (9): 40-46.
- [21] 刘名旭,向显湖. 不确定环境下的财务柔性理论及其本质 [J]. 改革与战略, 2014 (4): 63-67.
- [22] 杜晶,郭旭. 经济波动、财务弹性与现金股利政策——来自沪深A股上市公司的经验证据 [J]. 财会通讯, 2016 (3): 94-98.
- [23] 韩立岩,刘博研. 公司治理、不确定性与现金价值 [J]. 经济学 (季刊), 2011 (2): 523-550.
- [24] 姜彭,王文忠,雷光勇. 政治冲击、不确定性与企业现金持有 [J]. 南开管理评论, 2015 (4): 130-138.
- [25] 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.
- [26] 韩忠雪,周婷婷. 产品市场竞争、融资约束与公司现金持有: 基于中国制造业上市公司的实证分析 [J]. 南开管理评论, 2011 (4): 149-160.
- [27] 罗琦,胡志强. 控股股东道德风险与公司现金策略 [J]. 经济研究, 2011 (2): 125-137.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

僵尸企业与产业升级

——来自中国工业企业的证据

Zombie Firms and Industrial Upgrading: Evidence from Chinese Industrial Enterprises

王贤彬 陈博潮

WANG Xian-bin CHEN Bo-chao

[摘要] 产业升级是中国经济高质量发展的关键维度，但僵尸企业严重影响中国产业升级进程。本文基于中国工业企业数据，实证分析僵尸企业对产业升级的影响效应和作用机制。研究发现：产业内僵尸企业比例越高，产业升级进程越缓慢。机制分析发现，僵尸企业通过扭曲资源配置和抑制技术进步两种渠道拖累产业升级。从资源配置角度看，静态上僵尸企业扭曲企业资本要素投入，对资本投入不足的企业危害更为突出；动态上僵尸企业不仅阻碍在位企业增加值率提升，还妨碍潜在高增加值率企业进入市场。从技术进步角度看，僵尸企业具有自身创新懈怠和挤出正常企业创新的特征。本文从资源配置和技术进步的视角揭示了僵尸企业对产业升级的拖累效应，为更好处置僵尸企业和推动产业升级提供了重要政策启示。

[关键词] 产业升级 僵尸企业 资源配置

[中图分类号] F121.3 F421 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 08-0081-12

Abstract: Using the data of Chinese industrial enterprises, we examine the effect of zombie firms on industrial upgrading. We find that zombie enterprises delay the process of industrial upgrading in China. Furtherly, we find that zombie enterprises delay industrial upgrading by distorting resource allocation. On the one side, zombie enterprises distort the capital input of enterprises, which has a particularly severe effect on enterprises with insufficient capital investment. On the other side, zombie enterprises decrease the value-added rate of incumbents and hinder potential enterprises with high value-added rate from entering the market. We also find that zombie enterprises have a lower level of innovation and hurt non-zombie firms' innovation. Finally, we propose some specific policy recommendations in accordance with our empirical findings.

Key words: Industrial upgrading Zombie firm Resource misallocation

[收稿日期] 2022-02-11

[作者简介] 王贤彬，1982年11月生，暨南大学经济学院副教授，博士生导师，研究方向为发展经济学和宏观经济学；陈博潮，1997年12月生，暨南大学经济学院硕士研究生，研究方向为发展经济学和政治经济学。本文通讯作者为陈博潮，联系方式为brucexxx@gmail.com。

[基金项目] 广东省自然科学基金面上项目“中国政府经济发展目标的经济效应研究”（项目编号：2022A1515012025）。

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

当前中国经济从高速增长阶段转向高质量发展阶段,加速产业升级是经济发展提质增效的重要一环,而推动经济高质量发展,要把重点放在推动产业结构转型升级上,把实体经济做实做强做优。中国经济亟需加快实现产业升级,从低增加值产业逐步迈向高增加值产业。但在这关键时期,前期刺激性经济政策的后遗症开始凸显,中国经济面临着僵尸企业不断滋生的困扰。僵尸企业占用并固化大量资源,可能会严重影响中国经济转型升级进程。一些研究已经证实,僵尸企业对企业投资(谭语嫣等,2017^[1])、创新(王永钦等,2018^[2])和资源配置效率(张璇和李金洋,2019^[3])都会产生抑制作用。在此背景下,政府加快僵尸企业的出清速度,发布《加快完善市场主体退出制度改革方案》(发改财金〔2019〕1104号)等文件^①,督促僵尸企业逐步退出市场。在经济转型升级的关键时期,僵尸企业的滋生是否影响以及如何影响迫在眉睫的产业升级,是一个亟待深入探讨的问题。

僵尸企业的长期存在可能成为中国产业升级的潜在阻碍。中国特殊的经济与制度背景是僵尸企业滋生的温床,政企合谋、政府经济刺激以及银行信贷歧视等因素直接催化僵尸企业滋生(聂辉华等,2016^[4])。在政府、银行等持续援助下,僵尸企业难以退出市场,积压大量落后产能并挤压市场空间,成为长期困扰中国经济发展的问题(王万珺和刘小玄,2018^[5])。发达国家的经验表明,僵尸企业对经济发展具有严重的阻碍作用。20世纪末,日本受僵尸企业的影响,步入失去经济发展的十年(Caballero等,2008^[6])。2009年欧债危机爆发后,欧洲经济复苏进程缓慢的重要原因之一也是僵尸企业的滋生(McGowan等,2018^[8])。

产业升级的本质是产业从低技术、低生产率状态向高技术、高生产率状态演变的过程,背后是资源的优化再配置和技术进步。换言之,产业顺利升级的前提是资源能够在异质企业间快速流动,实现向高技术企业的高效配给。因此,产业升级需要生产要素公平配给的高效静态资源配置环境,以及能够维持优胜劣汰机制的高效动态资源配置环境。僵尸企业凭借着银行提供的信贷优惠,维系大量的落后产能,挤占优质

企业的生存空间,抑制生产要素在行业间充分自由流动,损害市场正常的进入退出机制,使得资源配置效率明显下降。大量僵尸企业在经济体系中的长期盘踞,可能会严重影响产业升级。

本文基于中国工业企业数据,实证分析僵尸企业对产业升级的影响及其作用机制。研究发现:(1)僵尸企业的存在显著阻碍产业升级,即产业内僵尸企业比例越高,产业升级迟滞效应越明显。(2)从资源配置来看,僵尸企业扭曲资源配置的特征是其危害的源头之一。静态方面,僵尸企业通过扭曲企业资本要素投入抑制产业升级,对资本投入不足的企业更为突出;动态方面,僵尸企业阻碍在位企业增加值率的提升和高效企业的市场进入,导致产业升级减速。(3)从技术进步来看,僵尸企业具有自身创新懈怠和挤出正常企业创新的行为,进而妨碍产业升级。

相对于已有文献,本文可能的边际贡献主要体现在:第一,尽管现有文献对僵尸企业扭曲资源配置具有较为深入的认识,包括僵尸企业投资挤出效应(谭语嫣等,2017^[1])、创新抑制效应(王永钦等,2018^[2])以及宏观效率损失等(乔小乐和宋林,2022^[8]),但该类文献多集中于微观和宏观层面,基于中观层面的产业升级视角研究僵尸企业的危害尚不多见。与肖兴志和黄振国(2019)^[9]基于理论建模的研究思路不同,本文主要从实证上刻画僵尸企业如何通过扭曲资源配置拖累产业升级,一定程度上拓宽了僵尸企业对产业发展的研究。第二,与现有文献探讨僵尸企业扭曲资源配置的测算框架有所不同,本文借鉴Hsieh和Klenow(2009)^[10]、Melitz和Polanec(2015)^[11]的研究思路,从静态上将要素配置分解为资本与劳动要素、投入过度和不足两个维度,从动态上将产业升级分解为集约边际与广延边际,丰富了关于僵尸企业影响产业升级的分析思路。

余文结构安排如下:第二部分是文献评述与研究假说;第三部分是实证策略与数据说明;第四部分为计量结果分析;第五部分是机制分析;最后为本文的总结性评述。

二、文献评述与研究假说

(一) 文献评述

一般地,关于僵尸企业的研究领域主要划分为僵

① 文件来源于国家政府网: http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2019-07/16/content_5458016.htm。

尸企业的识别、成因和危害。对于如何定义僵尸企业,目前国际上较为认可的两种标准分别是CHK标准和FN-CHK标准。随后国内学者根据中国的实际情况,进一步修正僵尸企业的识别方式,并对国内僵尸企业的分布特征进行系统阐述和深入分析(黄少卿和陈彦,2017^[12])。

在准确识别僵尸企业的基础上,大量文献开始考察僵尸企业的成因。一方面,包括政企合谋、偏向国企的资金配置、银行信贷歧视(聂辉华等,2016^[4])、违背企业要素禀赋优势制定的产业政策(申广军,2016^[13])等政府干预因素,可能均为中国僵尸企业的重要成因。另一方面,外资管制(蒋灵多等,2018^[14])、区域一体化(彭洋等,2019^[15])等市场竞争因素也是导致僵尸企业滋生的原因。僵尸企业成因虽然复杂多样,但纵观僵尸企业的形成过程,均离不开外生冲击下经济面临下行压力的宏观背景。

本文关注的主题主要沿袭于僵尸企业负外部性的文献脉络。现有研究针对僵尸企业经济危害的考察主要集中于以下两个方面:一是对正常企业的挤出。僵尸企业的存在会挤出正常企业的创新、合理投资以及就业增长等(肖兴志等,2019^[16])。李旭超等(2018)^[17]甚至指出僵尸企业的存在意味着正常企业要承担更多税负。二是扭曲市场运行机制。Nishimura等(2005)^[18]对日本企业竞争机制的研究表明,僵尸企业会带来劣胜优汰式的竞争扭曲。Caballero等(2008)^[6]证实僵尸企业具有扭曲劳动力市场、造成行业拥挤等负面效应。僵尸企业最终均会导致市场资源错配进而抑制生产率提升,该影响在日本、OECD国家(McGowan等,2018^[7])被广泛验证。实际上,挤占企业资源和扭曲市场竞争分别属于僵尸企业扭曲资源配置的静态和动态表征,是僵尸企业产生负外部性的重要原因。

僵尸企业的危害不仅停留于微观个体层面,其引致的资源错配可能会进一步对产业发展造成损害,阻碍产业从低技术状态向高技术状态升级。产业升级具有两种内涵。一种源于20世纪80年代的全球价值链理论,该理论将全球各类企业及机构均视为价值链上的参与者,并指出全球范围的资源优化配置能够实现全球价值链升级(Gereffi和Korzeniewicz,1994^[19])。另一种源于产业优化理论,该理论认为产业升级是资源在不同产业间技术偏向性配置的结果,反映产业总体质量优化和效率提升的进程。尽管两种理论的研究对象不同,但均揭示出产业升级的必要条件是资源的

优化配置。韩永辉等(2017)^[20]认为产业政策推动产业升级的重要机制在于弥补市场信息缺失,提升资源配置的有效性,最终促进产业更具合理性和有效性。与此同时,宋凌云和王贤彬(2017)^[21]发现财政手段能够通过资源补充机制与资源重置机制改变产业内外的资源配置效率,进而有效推动产业发展。以上文献表明,资源有效配置是实现产业升级的重要途径,而僵尸企业引致的资源错配可能不利于产业升级。实际上,少数学者已开始关注僵尸企业在产业层面的影响。如肖兴志和黄振国(2019)^[9]构造一个包含企业异质性的产业动态模型,分析了在不同情形下僵尸企业对产业发展的影响。该理论模型表明,僵尸企业不仅会破坏产业发展过程中优胜劣汰的市场选择机制,同时也会损害企业成长。

纵观已有文献,尽管学者对僵尸企业的危害已有较为充分的认识,但多集中于微观和宏观层面,僵尸企业在中观产业层面的影响仍待进一步探讨。事实上,无论是产业优化理论,还是产业从低增加值转向高增加值,其内在基础为资源有效配置。僵尸企业危害产业发展的核心渠道就是汲取和占据大量的经济资源,阻碍要素自由流动和优化配置。从资源配置视角研究僵尸企业对产业升级的迟滞效应,不仅可以为当下中国顺利克服经济转型升级瓶颈提供理论指导,且对中国僵尸企业经济效应的研究具有重要补充意义。

(二) 研究假说

企业是经济机体的细胞,是经济系统的基本单元,其高效运转能够加快产业升级进程。僵尸企业作为经济机体中具备“癌细胞”特性的企业,阻塞行业内资源配置渠道,可能危害产业迈向高端水平发展。实际上,资源配置的扭曲存在多种形式,为了具体地考察僵尸企业滋生对产业升级的影响,本文将资源配置扭曲细分为静态和动态两种角度进行分析。

静态资源配置扭曲包括资本和劳动要素投入扭曲。对于资本要素配置,僵尸企业挤占和吸附市场本就稀缺的信贷资源,将产生对正常企业的融资约束效应。经济体系中资本要素投入不足的企业面临更高的融资壁垒,可能丧失提升自身技术水平和扩大生产规模所需的资源,推动产业升级乏力。对于劳动要素配置,信贷保护提高了僵尸企业的退出壁垒,导致僵尸企业内部挤压大量冗余劳动力。事实上,劳动要素流动受阻也是政府稳定经济和保障就业的产物(Peek和Rosengren,2005^[22]),僵尸企业在“稳增长、保就业”的政策目标下阻碍劳动力自发流动,对正常

企业的就业增长产生显著的排挤效应（肖兴志等，2019^[16]），导致该部分劳动力不能正常释放至更高效率的产业，进而阻碍产业升级。

动态资源配置扭曲分为集约边际和广延边际，具体包括在位企业内效应、在位企业间效应、进入效应和退出效应四个环节。基于集约边际维度分析，僵尸企业可能通过掠夺市场资源挤占现存企业的生存空间，抑制在位企业成长机制的发挥（肖兴志和黄振国，2019^[9]），阻碍高效企业扩张生产规模，是内涵式产业升级受限的表现。基于广延边际维度分析，合理的市场竞争机制是加速生产资源从低效率企业转移至高效率企业的关键（Hsieh 和 Klenow，2009^[10]），是提高产业竞争力的重要渠道。但僵尸企业盘踞于行业可能导致高效企业对市场前景产生消极预期，削弱高效企业进入市场的动力，致使进入企业的整体效率偏低。与此同时，僵尸企业致使正常企业面临资源紧缺、竞争扭曲的恶劣市场环境而被迫退出市场，具有“劣币驱逐良币”特征，其损害市场优胜劣汰机制是外延式产业升级受限的表现。

除了扭曲要素配置影响产业升级，僵尸企业还通过技术创新渠道阻碍产业升级。从直接效应而言，僵尸企业因经营不善和外部依赖，自身存在创新乏力的特征，不具备技术进步的迫切性，其长期盘踞即为产业创新活力不足的缩影。从间接效应而言，僵尸企业挤出正常企业的研发投入，具有技术抹黑效应（王永钦等，2018^[2]）。受僵尸企业的影响，产业内的正常企业难以在狭窄的市场空间中实现自身利润积累，同时也无法获得充分的外部融资开展创新活动，致使由技术进步带来的产业升级难以实现。综上所述，我们提出以下假说：

假说：产业内僵尸企业的存在显著阻碍产业升级。

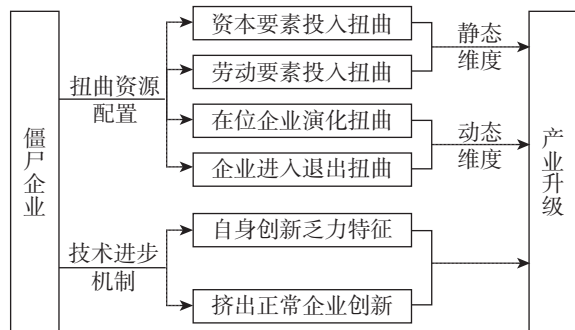


图1 僵尸企业拖累产业升级的理论机制

三、实证策略与数据说明

（一）模型设定

为检验僵尸企业对产业升级的影响，本文设定如下计量模型：

$$Y_{jct} = \alpha + \beta Z_{jct} + \gamma X + \varepsilon_t + \varepsilon_{jc} + \varepsilon_{jct} \quad (1)$$

其中，下标 j 表示行业， c 表示城市， t 表示年份。因变量 Y_{jct} 表示城市-行业层面的增加值率； Z_{jct} 是城市-行业层面的僵尸企业比例，是模型的核心自变量，以僵尸企业的负债权重计算，估计系数 β 刻画僵尸企业对产业升级的影响。 X 分别为行业层面和区域层面的控制变量； ε_t 为随时间变化但不随个体变化的变量，如宏观经济环境的波动，利用年份固定效应加以控制； ε_{jc} 为随城市变化的行业特征，如各个城市的产业政策并不相同，利用城市-行业的固定效应加以控制； ε_{jct} 为随机误差项。

（二）核心变量构建

1. 僵尸企业的识别。

本文遵循谭语嫣等（2017）^[1] 的做法，基于 FNCHK 标准对僵尸企业进行识别，基本思路为：首先，计算企业在正常经营状态下的利息支出与利息收入，基于此计算最小净利息支出，并与实际净利息支出进行比较。若企业的实际净利息支出小于理论净利息支出，则初步标记为僵尸企业。其次，纳入企业利润信息，将有潜在能力清还债务的僵尸企业改判为非僵尸企业。最后，处于稳健性考虑，构造三种替代性的僵尸企业识别指标：其一，若企业负债超过总资产的 50%，并且当期负债大于上期负债，识别为僵尸企业（指标 Z1）；其二，将营业总额替代利润总额作为重新识别的标准（指标 Z2）；其三，将前后两年的企业平均负债替代滞后期的负债（指标 Z3）。本文统计各年分行业层面的僵尸企业分布特征^①，从纵向角度而言，僵尸企业比例整体趋势为逐年递减，与以往文献的结论保持一致；从横向角度而言，资源型产业的僵尸企业比例相对较高，可能的原因在于资源产业依赖更容易产生对僵尸企业的诱发效应（邵帅等，2021^[23]）。

2. 产业升级的测算。

产业升级的基本内涵是产业从低增加值、低技术水平向高增加值、高技术水平的演变（苏杭等，

① 受篇幅限制，文中未列出统计表格，感兴趣的读者可联系作者索取。

2017^[24])。产业增加值率为产业增加值占总产值的比重,能直观体现产业在价值链的位置。现有研究表明,产业增加值率能较为准确刻画产业升级(张同斌和高铁梅,2012^[25])。因此,本文通过计算城市-行业层面的增加值率衡量产业升级,具体方法如下:

$$Y_{jct} = \frac{\sum_i Value_added_{ijct}}{\sum_i output_{ijct}} \quad (2)$$

其中, Y_{jct} 代表 t 年城市 c 的产业 j 的增加值率,为城市-产业层面的变量。 $value_added_{ijct}$ 为企业 i 的增加值, $output_{ijct}$ 为企业 i 的总产值。为了获得僵尸化程度和产业升级关系的直观印象,本文将产业基于僵尸企业比例分为高低两类,发现高于僵尸企业比例平均值的行业具有较低的增加值率,初步表明僵尸企业拖累产业升级的可能性(图2)。

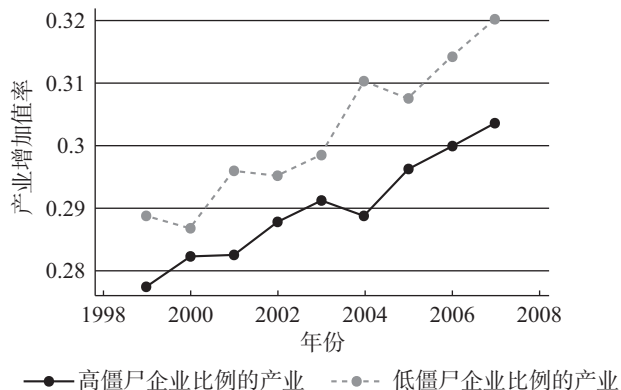


图2 不同僵尸企业占比的行业增加值率变化趋势对比

3. 控制变量。

模型中城市-行业层面的控制变量包括:(1)行业资本密集度。以人均资本取对数形式衡量,从动态发展角度看,资本投入是中国产业层面增加值率的关键影响因素(苏杭等,2017^[24])。(2)行业规模,利用行业总就业人数取对数形式衡量。(3)行业创新水平。利用行业新产品增加值取对数形式衡量,产业科技创新会通过劳动分工、产业生产率、需求结构等途径影响产业升级(周叔莲和王伟光,2001^[26])。(4)行业竞争度。以赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)衡量,基于固定资产份额的形式计算,反映行业内的

竞争程度。企业间展开有效竞争能促进资源从低效率企业流向高效率企业,提升资源配置效率(Hsieh和Klenow,2009^[10])。(5)行业出口额(对数形式)。张杰等(2013)^[27]发现企业出口行为通过挤出研发投入和广告支出抑制企业增加值率。(6)行业国有经济占比。以国有企业的资产占行业总资产的比例衡量,国有经济体系会通过金融歧视、政策偏向等途径造成资源配置扭曲(刘瑞明,2011^[28])。

区域层面的控制变量则包括:(1)城市GDP(对数形式)。已有研究发现,市场规模的扩大有利于加快产业升级(张国胜和胡建军,2012^[29])。(2)城市外商直接投资(对数形式)。外商投资具有显著的竞争外溢效应,外商直接投资比率越高,地区市场竞争程度和技术提升的可能性越高(陈继勇和盛杨悻,2008^[30])。(3)市场化水平,采取各地区市场化指数衡量。市场体制相对完善的城市具有更高的资源配置效率,而资源配置机制恰恰是本文考察僵尸企业危害的重要视角。为了准确厘清僵尸企业自身造成的资源错配,进一步对市场化水平加以控制。

(三) 数据说明

企业层面的数据来自1998—2007年的中国规模以上工业企业数据库,区域层面数据源于《城市统计年鉴》以及王小鲁、樊纲等编写的《中国市场化指数数据库》。中国工业企业数据库涵盖所有国有工业企业和销售收入在500万元以上的非国有工业企业,全部企业数量达200多万,样本企业总产值大概占中国工业总产值的85%左右,是目前可以获得的最大中国微观企业数据库。由于该数据库存在样本匹配混乱、变量大小异常、测量误差明显和变量定义模糊等问题(聂辉华等,2012^[31]),本文参考Brandt等(2012)^[32]的处理方法对数据加以整理,包括样本匹配、名义变量价格平减和样本筛选等关键环节。王小鲁、樊纲等编写的市场化指数基于多方面指标综合度量各省份的经济体制市场化程度,是用于刻画市场化相对进程的重要数据来源,本文采取市场分配资源比重、政府行政干预程度、价格市场决定指数、金融市场化程度以及劳动力流动性五个指标。表1是对各变量的描述性统计。

表1 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
产业升级	55 914	0.296	0.109	0.009	0.705
行业僵尸企业比例	55 914	0.313	0.327	0.000	1.000

续前表

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
行业资本密集度	55 914	4.000	0.920	1.332	6.374
行业规模	55 914	16.976	1.339	13.920	20.162
行业创新水平	55 914	0.045	0.106	0.000	0.596
行业竞争度	55 914	0.343	0.309	0.011	1.000
行业出口额	55 914	0.284	0.344	0.000	1.000
国有企业比例	55 914	0.124	0.216	0.000	0.943
城市规模	55 914	9.264	0.726	7.877	11.326
外商直接投资	55 914	8.677	2.113	0.000	12.664
市场分配资源比重	55 914	8.578	2.036	1.600	13.330
政府行政干预程度	55 914	4.697	2.739	0.010	12.670
价格市场决定指数	55 914	7.181	1.913	1.460	10.240
金融市场化程度	55 914	6.392	2.322	0.850	11.310
劳动力流动性	55 914	4.152	3.332	0.040	15.780

四、计量结果分析

(一) 基准回归结果

表2报告模型(1)的回归结果,列(2)、列(3)逐步控制行业特征,列(4)~列(6)引入区域层面的控制变量。其中,列(5)加入全部控制变量但未控制年份和城市×行业固定效应。整体看来,行业内僵尸企业占比对产业升级的影响系数在-0.033 6至-0.013 1之间波动,符号均为负且通过1%的显著性水平统计检验,表明产业内僵尸企业显著抑制产业

升级。本文基于全样本计算得出行业僵尸企业占比的标准差为0.327。因此,上述回归结果表明,僵尸企业比例每提高一个标准差,行业增加值率将平均下降0.43%。列(6)加入全部控制变量,可以看出,控制各地区市场化水平后僵尸企业的产业升级抑制效应有所下降。市场经济体制越完善的地区,越依赖“看不见的手”实现有效配置资源。控制该变量后,僵尸企业的抑制效应有所下降,间接表明僵尸企业可能通过破坏市场资源配置的渠道影响产业升级。

表2 僵尸企业与产业升级:全样本

	被解释变量:产业升级					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
行业僵尸企业比例	-0.021 8*** (0.001 8)	-0.013 7*** (0.001 9)	-0.013 2*** (0.001 9)	-0.013 2*** (0.001 9)	-0.033 6*** (0.001 7)	-0.013 1*** (0.001 9)
行业资本密集度		-0.005 1*** (0.001 2)	-0.005 4*** (0.001 2)	-0.005 5*** (0.001 2)	-0.002 5*** (0.000 7)	-0.005 6*** (0.001 2)
行业规模		0.003 2 (0.002 3)	0.002 7 (0.002 3)	0.001 1 (0.002 4)	-0.002 8*** (0.000 8)	0.001 0 (0.002 4)
行业创新水平		0.008 1 (0.006 9)	0.008 9 (0.006 9)	0.009 1 (0.006 9)	0.011 0** (0.004 5)	0.009 9 (0.006 9)
行业竞争度			-0.003 4 (0.004 5)	-0.003 5 (0.004 5)	0.025 2*** (0.002 1)	-0.004 6 (0.004 5)
行业出口额			-0.017 7*** (0.005 2)	-0.017 7*** (0.005 2)	-0.036 1*** (0.002 3)	-0.018 0*** (0.005 2)
国有企业比例			-0.006 0** (0.002 9)	-0.006 1** (0.002 9)	0.014 4*** (0.002 0)	-0.004 3 (0.002 9)
城市规模				0.007 7** (0.003 1)	0.001 7 (0.001 1)	0.006 5** (0.003 1)
外商投资占比				-0.000 5 (0.000 5)	-0.000 4 (0.000 3)	-0.000 8 (0.000 5)

续前表

	被解释变量：产业升级					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
市场分配资源比重					-0.003 6*** (0.000 3)	-0.000 7 (0.000 7)
政府行政干预程度					-0.002 0*** (0.000 2)	-0.000 0 (0.000 4)
价格市场决定指数					0.000 6* (0.000 3)	0.001 8*** (0.000 4)
金融市场化程度					0.001 6*** (0.000 3)	0.001 0* (0.000 6)
劳动力流动性					-0.001 4*** (0.000 2)	-0.002 7*** (0.000 5)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	NO	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	NO	YES
观测值	55 914	55 914	55 914	55 914	55 914	55 914
R ²	0.005 3	0.014 1	0.014 8	0.015 0	0.044 7	0.016 3

注：括号内是城市-行业层面聚类的稳健标准误；*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；限于篇幅，常数项估计结果未在表中列出，留存备索；如无特殊说明，以下各表同。

(二) 稳健性检验

1. 测量误差。

考虑僵尸企业识别方法的稳健性，基于前文介绍的三个替代性指标进行重新检验。表3列(1)~列(3)分别使用Z1~Z3对僵尸企业进行重新识别，估计结果与基准回归结果相比虽稍有下降，但仍显著为负，表明本文的基本估计结果在不同的僵尸企业识别方法下稳健。

2. 固定效应控制。

尽管基准回归中已对年份固定效应和城市×行业固定效应加以控制，有效缓解了时间、地域-行业层面的遗漏变量偏误，但现实中仍可能存在某些随时间和行业变化的、难以观测和控制的要素。产业政策的出台与实施有效推动了地区产业升级（韩永辉等，

2017^[20]），为消除产业政策可能带来的估计偏误，表3列(4)进一步控制行业×年份固定效应，估计结果仍然显著为负，表明基本回归结果是稳健的。

3. 数据库缺陷。

中国工业企业数据库的统计对象只包括全部国有和年主营业务收入500万元及以上的非国有企业，并没有包含500万元以下的小型非国有企业。这部分样本的缺失可能会使估计结果发生偏误（聂辉华等，2012^[31]）。然而，补齐缺失样本的难度巨大。为克服数据缺失问题，本文排除全样本中年主营业务收入为500万元以下的国有企业，近似地构造主营业务规模达500万元以上的企业样本检验模型的稳健性。表3列(5)显示，排除主营业务收入规模在500万元以下的样本引起的可能性偏误，估计结果未发生根本性的变化。

表3 稳健性检验

	以替代指标 Z1 计算 僵尸企业占比	以替代指标 Z2 计算 僵尸企业占比	以替代指标 Z3 计算 僵尸企业占比	控制行业×年份 固定效应	保留 500 万以上 的企业样本	企业层面微观 全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
行业僵尸企业比例	-0.012 4*** (0.001 9)	-0.011 6*** (0.001 9)	-0.018 5*** (0.001 8)	-0.011 5*** (0.001 8)	-0.013 3*** (0.001 9)	-0.007 6*** (0.000 8)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	NO
企业固定效应	NO	NO	NO	NO	NO	YES
观测值	55 914	47 932	55 914	55 914	55 622	1 286 298
R ²	0.027 3	0.011 9	0.018 3	0.016 1	0.017 7	0.005 9

注：控制变量与表2列(6)基准回归相同；如无特殊说明，以下各表同。

4. 企业层面证据。

考虑到仅针对行业层面的考察可能会遗失微观企业信息,因此本文参考苏杭等(2017)^[24]的做法,进一步利用企业层面的微观全样本对基准回归结果进行佐证,将式(1)的因变量换为企业层面的增加值率,其余不变。表3列(6)的回归系数虽然有所减小,但仍然在1%的显著性水平上为负,表明僵尸企业比例较高的产业,其内部的企业增加值率显著下降,为行业层面的回归结果提供微观企业层面的证据。

(三) 内生性分析

尽管基准回归模型中已经纳入众多控制变量并控制了多种固定效应,以缓解遗漏变量所导致的内生性问题,但仍可能存在其他未控制的第三方因素同时影响行业僵尸企业比例与产业升级,导致估计结果出现偏误。此外,反向因果问题也可能导致内生性偏误,产业升级滞后可能导致产业内僵尸企业比例升高。实际上,产业升级滞后会影响经济增长(黄茂兴和李军军,2009^[33]),恶劣的经济环境容易导致企业陷入经营困境,政府出于稳定经济的考虑,往往会通过政策干预熨平经济波动,其中的重要手段之一就是信贷宽松政策,而该政策正是助长僵尸企业形成的重要原因。

寻找合适的工具变量,是减轻遗漏变量和反向因果问题带来的内生性偏误的主要手段。本文参照谭语

嫣等(2017)^[1]的做法,选择各行业在样本初期的国有企业份额与前一年全国国有企业资产负债率的乘积作为工具变量,分析内生性问题可能带来的误差。构建该工具变量的理论依据在于,样本初期的国有企业份额是前定变量,而初期国有企业份额越高的产业更容易滋生僵尸企业。与国有企业资产负债率交乘后,反映出各行业国有企业对信贷资源的吸收程度,同时能较好满足相关性和外生性要求。工具变量回归结果如表4所示。列(1)报告了在原指标计算方式下,行业僵尸企业占比作为解释变量的回归结果,影响系数为负且通过10%的显著性水平检验。回归结果系数的绝对值大于基本回归的结果,说明利用工具变量减缓内生性后,僵尸企业对产业升级的抑制效应有所增强。保持前文分析思路的连贯性,列(2)~列(4)对替代指标Z1~Z3进行工具变量回归,并考虑排除主营业务收入规模在500万以下的非国企样本数据。结果表明,除了表4的列(3)以外,其余估计系数符号及统计显著性与基本回归结果无显著差异,表明内生性偏误并未对回归结果产生严重影响。替代指标Z2估计系数的统计不显著性可能的原因在于样本量损失。实际上,尽管该估计系数没有通过10%的显著性检验,但对应 p 值为0.105,与10%显著性水平较为接近。综上,我们认为该结果仍然与本文基本结论相吻合。

表4 工具变量回归

	原指标计算僵尸企业占比	以替代指标Z1计算僵尸企业占比	以替代指标Z2计算僵尸企业占比	以替代指标Z3计算僵尸企业占比	保留500万以上的企业样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
行业僵尸企业比例	-0.163 5* (0.086 8)	-0.167 2* (0.093 4)	-0.156 7 (0.099 3)	-0.197 6* (0.109 8)	-0.178 5** (0.090 2)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	55 681	55 681	47 760	55 681	55 594
R^2	0.041 8	0.042 9	0.040 8	-0.053 9	0.011 1

五、影响机制分析

这一部分,本文考察僵尸企业影响产业升级的两个机制:一是资源配置机制,二是技术进步机制。资源配置视角可分为静态与动态两方面:从静态视角来看,僵尸企业大量挤占资本和劳动要素资源,造成企

业间的资源错配,导致行业增加值率下降。从动态视角来看,将产业增加值率的提升分解为在位企业的集约边际变动,以及企业进入退出动态变更的广延边际变化。技术进步是僵尸企业抑制产业升级的另一主要途径。一方面,僵尸企业长期靠信贷资源输送为生,技术水平比非僵尸企业落后,其创新乏力特征是拖累

产业技术进步的重要原因；另一方面，僵尸企业对非僵尸企业的技术进步存在技术抹黑效应。接下来，本文围绕以上两个机制展开研究。

（一）资源配置

1. 僵尸企业的静态资源扭曲效应。

在银行逃避审查、政府稳定就业等因素的作用下，僵尸企业得以在经营不善的情况下获得持续“供血”。市场中信贷资源本就稀缺，僵尸企业对信贷资源的挤占直接挤出本来应当流向正常企业的资源，导致企业面临的要素投入扭曲加剧。换言之，由于僵尸企业对信贷资源的侵占，致使市场中的资本和劳动要素配置失衡情况更加严重。要素投入不足或过度都是资源错配的一种表现，均可能阻滞产业升级。

本文参考 Hsieh 和 Klenow（2009）^[10] 的做法，测算企业要素投入扭曲状况，分析僵尸企业是否通过资源错配拖累产业升级。企业面临的资本和劳动投入要素扭曲为：

$$\tau_{Kji} = \alpha_j \frac{\sigma - 1 P_{ji} Y_{ji}}{\sigma R K_{ji}} - 1 \quad (3)$$

$$\tau_{Lji} = \beta_j \frac{\sigma - 1 P_{ji} Y_{ji}}{\sigma \omega L_{ji}} - 1 \quad (4)$$

其中， α_j 表示行业 j 的资本弹性， β_j 表示行业 j 的劳动弹性，且存在 $\beta_j = 1 - \alpha_j$ ； σ 为产品替代弹性， R 为资本价格； ω 为劳动价格； Y_{ji} 和 P_{ji} 代表产出和产品价格。当 $\tau_{Kji} > 0$ 时，企业资本配置不足，例如企业在市场上面临更高的贷款利率；当 $\tau_{Kji} < 0$ 时，企业资本配置过度，例如政府对企业进行补贴；当 $\tau_{Kji} = 0$ 时，资本配置效率达到最优。同理可得 $\tau_{Lji} > 0$ 时，企业的劳动配

置不足； $\tau_{Lji} < 0$ 时，企业的劳动配置过度。测算企业层面的资源配置效率后，本文建立以下回归：

$$Value_added_{it} = \alpha + \beta_1 Z_{jct} + \beta_2 X + \varepsilon_t + \varepsilon_i + \varepsilon_{jct}, \text{ if } \tau_{it} > 0 \quad (5)$$

$$Value_added_{it} = \alpha + \beta_1 Z_{jct} + \beta_2 X + \varepsilon_t + \varepsilon_i + \varepsilon_{jct}, \text{ if } \tau_{it} < 0 \quad (6)$$

以上回归方程基于企业的要素投入情况，将企业划分为投入不足和过度两种情况，予以厘清僵尸企业如何扭曲资源配置影响产业升级。其中： $value_added_{it}$ 代表企业层面的增加值率； τ_{it} 分别代表企业资本配置效率 τ_K 和劳动配置效率 τ_L ； X 代表不同层面的控制变量，计算方法与式（1）相同； ε_t 和 ε_i 代表年份固定效应和企业固定效应。

对比表 5 列（1）、列（2）的回归结果可以发现，企业资本投入不足的子样本中，僵尸企业影响的估计系数显著为负，说明在企业资本投入不足的情况下，僵尸企业的存在会显著抑制企业的产业升级；相比之下，在资本投入过度的企业中，僵尸企业对产业升级却没有显著影响。该结果意味着，僵尸企业主要通过影响资本投入不足的企业阻碍产业升级。即僵尸企业对面临资本投入不足困境的企业，具有更为显著的抑制效应，表明僵尸企业大量吸附信贷资源的特征挤出了部分企业的资本要素投入，导致产业升级迟缓。对于劳动要素投入，列（3）、列（4）的回归结果显示，劳动投入不足和劳动投入过度的企业，其增加值率均显著受到抑制，但两组企业受到的抑制效应差异不大，说明相对于劳动要素而言，对资本要素的扭曲是僵尸企业拖累产业升级的主要途径。

表 5 静态资源配置效应

	企业层面增加值率			
	资本投入不足	资本投入过度	劳动投入不足	劳动投入过度
	(1)	(2)	(3)	(4)
行业僵尸企业比例	-0.004 7 *** (0.000 9)	-0.002 0 (0.002 2)	-0.006 3 *** (0.001 6)	-0.007 8 *** (0.001 0)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	1 081 963	204 335	372 107	914 191
R^2	0.011 6	0.028 3	0.025 5	0.011 7

注：控制变量更替为企业资本密集度、企业规模、企业创新水平、企业出口额、国有企业比例、行业竞争度、城市规模、外商投资占比以及市场化指数，其余保持一致。

2. 动态资源配置。

上一部分基于静态的资源配置视角分析僵尸企业对不同微观企业的影响,本部分将微观企业转移至中观产业层面,并从动态的资源配置视角展开研究。本文借鉴 Melitz 和 Polanec (2015)^[11]的思路对产业增加值率进行动态分解,其公式具体如下:

$$\Delta\phi_t = \Delta\bar{\varphi}_t + \Delta cov_s(s_{it}, \phi_{it}) + s_{Nt}(\phi_{Nt} - \phi_{St}) + \{-s_{X(t-k)}[\phi_{X(t-k)} - \phi_{S(t-k)}]\} \quad (7)$$

其中, $\Delta\bar{\varphi}_t$ 为在位企业内效应,代表市场份额在前后两期不变时,由企业自身增加值率的变化引致的产业增加值率变动。 $\Delta cov_s(s_{it}, \phi_{it})$ 为在位企业间效应,代表企业增加值率在前后两期不变时,由在位企业市场份额的变化引致的产业增加值率变动。 $s_{Nt}(\phi_{Nt} - \phi_{St})$ 为进入效应,代表企业进入引致的产业增加值率变动,若进入企业的增加值率大于在位企业的平均水平,则该效应为正。 $-s_{X(t-k)}[\phi_{X(t-k)} - \phi_{S(t-k)}]$ 为退出效应,代表企业退出引致的产业增加值率变动,若退出企业的增加值率低于在位企业的平均水平,则该效应为正。将分解后的结果作为被解释变量

进行回归,基于动态资源配置的视角分析僵尸企业对产业升级的影响机制。

表6汇报了估计结果,其中列(1)为分解之前的总效应,与表2的列(6)相同,列(2)~列(5)为分解之后的四个效应。结果表明,基于集约边际分析,列(2)的系数在5%的水平上显著为负,而列(3)的系数并不显著,表明僵尸企业主要抑制在位企业自身增加值率的提升,而非冲击在位企业的市场份额引致产业增加值率下降。基于广延边际分析,列(4)的系数显著为负,表明僵尸企业阻碍了高增加值率企业的进入。这与肖兴志和黄振国(2019)^[9]的结论相似,即僵尸企业在抑制企业成长机制发挥的同时,会降低高效企业进入市场的意愿。但与其结论有所差异的是,列(5)的系数显著为正,意味着僵尸企业对产业升级存在一部分正向影响。在激烈的市场竞争之下,不同生产效率的企业瓜分剩余有限的资源,低效企业在资源抢占中处于劣势,被迫退出市场。即僵尸企业通过掠夺资源激化市场竞争,加速低效企业的淘汰。总体而言,僵尸企业对产业升级的拖累效应主要来源于抑制在位企业进步和阻碍高效企业进入。

表6 动态资源配置效应

	总效应	在位企业内效应	在位企业间效应	进入效应	退出效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
行业僵尸企业比例	-0.013 1*** (0.001 9)	-0.079 0** (0.039 8)	0.030 3 (0.034 5)	-0.026 3*** (0.002 5)	0.012 1*** (0.002 3)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
城市×行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	55 914	52 998	52 937	55 914	52 998
R^2	0.016 3	0.000 7	0.000 4	0.011 3	0.002 4

(二) 技术进步

技术进步是实现产业升级的重要途径。理论上,僵尸企业对行业技术进步存在直接和间接两种抑制效应:第一,僵尸企业本身不具备寻求技术进步的紧迫感。僵尸企业往往享有银行信贷优惠和政府偏向性政策,即使经营不善也能够长期存活,容易丧失提高自身生产效率的动力。第二,僵尸企业对正常企业的投资挤出效应,尤其是研发投资的挤出效应较强,

阻碍正常企业的技术进步。

本文基于索洛残差法计算企业全要素生产率(TFP),以TFP度量企业技术进步水平,分别考察僵尸企业对自身和正常企业技术进步的影响,回归结果见表7。列(1)~列(3)的回归结果表明,僵尸企业虚拟变量的回归系数显著为负,表明僵尸企业自身的技术水平较低,与预期相符。列(4)~列(6)显示行业僵尸企业比例的估计系数显著为负,即正常

企业 TFP 随行业内僵尸企业比例升高而显著下降。僵尸企业不仅自身的技术进步停滞,同时拖累正常企业的生产率提升,使得行业总体的技术进步受限。该

结论与王永钦等 (2018)^[2]发现僵尸企业对企业创新的挤压作用一致。

表 7 技术进步机制

	企业 TFP			非僵尸企业 TFP		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
僵尸企业虚拟变量	-0.753 *** (0.003)	-0.214 *** (0.003)	-0.073 *** (0.002)			
行业内僵尸企业比例				-0.601 *** (0.005)	-0.134 *** (0.007)	-0.017 *** (0.005)
控制变量	NO	NO	YES	NO	NO	YES
年份固定效应	NO	YES	YES	NO	YES	YES
企业固定效应	NO	YES	YES	NO	YES	YES
观测值	1 289 505	1 289 505	1 285 677	1 055 423	1 055 423	1 052 674
R ²	0.068	0.136	0.396	0.013	0.160	0.430

六、总结性评述

当前中国经济不再片面追求以速度为发展目标,质量和效率才是发展的关键要素。推动产业升级则是促进中国经济高质量发展的重要一环。从低端产业迈向高端产业,其成败取决于如何有效发挥市场资源配置的功能、激活市场主体的科技创新活力。但僵尸企业长期盘踞于市场,不仅降低有限资源的利用效率,还会削弱企业创新积极性,可能对产业升级造成严重威胁。

本文基于中国工业企业数据库,系统考察僵尸企业对产业升级的影响效应和作用机制。结论发现,僵尸企业比例越高的行业,产业升级迟滞效应越明显,不同的僵尸企业识别指标和工具变量检验都佐证该结论的稳健性。在此基础上,本文从资源配置和技术进步两种渠道考察了僵尸企业对产业升级的影响。基于资源配置视角,静态方面,僵尸企业扭曲行业内资本要素配置,导致正常企业因资本投入不足而难以实现产业升级;动态方面,抑制在位企业的进步和阻碍高效企业进入是僵尸企业拖累产业升级的影响机理。基

于技术进步视角,僵尸企业存在自身创新乏力和挤出正常企业创新的特征。

本文具有以下政策启示。第一,实现产业升级的重要抓手在于加快清退产业内部的僵尸企业。在中国经济结构转型期间,要充分认识僵尸企业对产业升级的危害性。为了实现产业发展提质增效,需要降低对僵尸企业的容忍度,跳出依赖僵尸企业“稳增长、保就业”的思维导向。第二,在处置僵尸企业的过程中,要充分把握僵尸企业扭曲资源配置的特征,制定针对性政策予以减缓僵尸企业对产业升级的危害。一方面,僵尸企业挤出正常企业资本投入的特征是其危害的源头之一,要截断来自政策示意或银行自发的“供血”行为,减少僵尸借贷。另一方面,要最大限度避免僵尸企业破坏优胜劣汰的市场机制,维护正常的市场竞争秩序,改善地区的竞争环境和营商环境,为新兴企业的引入腾笼换鸟。第三,要加大对创新企业的信贷支持,鼓励企业通过自主研发路径实现高端产业的转型升级。在清退创新乏力的僵尸企业的同时,也要激活正常企业的创新活力,从而培育具有前沿技术优势的高端产业,实现经济高质量发展。

参考文献

[1] 谭语嫣,谭之博,黄益平等. 僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据 [J]. 经济研究, 2017 (5): 175-188.

- [2] 王永钦, 李蔚, 戴芸. 僵尸企业如何影响了企业创新? ——来自中国工业企业的证据 [J]. 经济研究, 2018 (11): 99-114.
- [3] 张璇, 李金洋. 僵尸企业、退出行为和资源错配——来自中国工业企业数据 [J]. 经济学动态, 2019 (3): 74-90.
- [4] 聂辉华, 江艇, 张雨潇等. 我国僵尸企业的现状、原因与对策 [J]. 宏观经济管理, 2016 (9): 63-68.
- [5] 王万珺, 刘小玄. 为什么僵尸企业能够长期生存 [J]. 中国工业经济, 2018 (10): 61-79.
- [6] Caballero R J, Hoshi T, Kashyap A K. Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan [J]. American Economic Review, 2008, 98 (5): 1943-1977.
- [7] McGowan M A, Andrews D, Millot V. The Walking Dead? Zombie Firms and Productivity Performance in OECD Countries [J]. Economic Policy, 2018, 33 (96): 685-736.
- [8] 乔小乐, 宋林. 僵尸企业、劳动力资源错配及宏观效率损失——基于企业间劳动力资源流动视角 [J]. 产业经济研究, 2022 (2): 71-84.
- [9] 肖兴志, 黄振国. 僵尸企业如何阻碍产业发展: 基于异质性视角的机理分析 [J]. 世界经济, 2019 (2): 122-146.
- [10] Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124 (4): 1403-1448.
- [11] Melitz M J, Polanec S. Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit [J]. The Rand Journal of Economics, 2015, 46 (2): 362-375.
- [12] 黄少卿, 陈彦. 中国僵尸企业的分布特征与分类处置 [J]. 中国工业经济, 2017 (3): 24-43.
- [13] 申广军. 比较优势与僵尸企业: 基于新结构经济学视角的研究 [J]. 管理世界, 2016 (12): 13-24.
- [14] 蒋灵多, 陆毅, 陈勇兵. 市场机制是否有利于僵尸企业处置: 以外资管制放松为例 [J]. 世界经济, 2018 (9): 121-145.
- [15] 彭洋, 许明, 卢娟. 区域一体化对僵尸企业的影响: 以撤县设区为例 [J]. 经济科学, 2019 (6): 80-91.
- [16] 肖兴志, 张伟广, 朝镛. 僵尸企业与就业增长: 保护还是排挤? [J]. 管理世界, 2019 (8): 69-83.
- [17] 李旭超, 鲁建坤, 金祥荣. 僵尸企业与税负扭曲 [J]. 管理世界, 2018 (4): 127-139.
- [18] Nishimura K G, Nakajima T, Kiyota K. Does the Natural Selection Mechanism Still Work in Severe Recessions? Examination of the Japanese Economy in the 1990s [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2005, 58 (1): 53-78.
- [19] Gereffi G, Korzeniewicz M. Commodity Chains and Global Capitalism [M]. London: Praeger Press, 1994.
- [20] 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗? ——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验 [J]. 经济研究, 2017 (8): 33-48.
- [21] 宋凌云, 王贤彬. 产业政策如何推动产业增长——财政手段效应及信息和竞争的调节作用 [J]. 财贸研究, 2017 (3): 11-27.
- [22] Peek J, Rosengren E S. Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan [J]. American Economic Review, 2005 (4): 1144-1166.
- [23] 邵帅, 尹俊雅, 王海, 杨莉莉. 资源产业依赖对僵尸企业的诱发效应 [J]. 经济研究, 2021 (11): 138-154.
- [24] 苏杭, 郑磊, 牟逸飞. 要素禀赋与中国制造业产业升级——基于 WIOD 和中国工业企业数据库的分析 [J]. 管理世界, 2017 (4): 70-79.
- [25] 张同斌, 高铁梅. 财税政策激励、高新技术产业发展与产业结构调整 [J]. 经济研究, 2012 (5): 58-70.
- [26] 周叔莲, 王伟光. 科技创新与产业结构优化升级 [J]. 管理世界, 2001 (5): 70-78, 89-216.
- [27] 张杰, 刘元春, 郑文平. 为什么出口会抑制中国企业增加值率? ——基于政府行为的考察 [J]. 管理世界, 2013 (6): 12-27, 187.
- [28] 刘瑞明. 金融压抑、所有制歧视与增长拖累——国有企业效率损失再考察 [J]. 经济学 (季刊), 2011 (2): 603-618.
- [29] 张国胜, 胡建军. 产业升级中的本土市场规模效应 [J]. 财经科学, 2012 (2): 78-85.
- [30] 陈继勇, 盛杨悻. 外商直接投资的知识溢出与中国区域经济增长 [J]. 经济研究, 2008 (12): 39-49.
- [31] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济, 2012 (5): 142-158.
- [32] Brandt L, Biesebroeck J V, Zhang Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
- [33] 黄茂兴, 李军军. 技术选择、产业结构升级与经济增长 [J]. 经济研究, 2009 (7): 143-151.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

制度统一会降低居民福利吗？ ——养老保险并轨制度改革对居民消费的影响

Can Pension System Unity Decrease Welfare? The Impact of the Unification Reform of the Old-age Insurance System on Household Consumption

李晨曦 杨欣桐

LI Chen-xi YANG Xin-tong

[摘要] 机关事业单位养老保险并轨制度改革在实现制度统一的同时，给参保人员的福利也带来潜在影响。考虑到消费在国民经济中的重要地位及其与居民福利的密切关系，本文主要探讨机关事业单位养老保险并轨制度改革如何影响居民消费。首先，基于改革前后个体缴费行为的不同，构建两期世代交叠模型，推导得出改革通过收入与养老保险替代率两种机制影响居民消费。其次，基于2012—2018年中国家庭追踪调查数据，通过双重差分回归，发现改革使家庭总消费显著提高6个百分点，其中家庭必要型消费显著增加7个百分点，但家庭文教娱乐消费并未受到显著影响。最后，对回归结果进行影响机制分析，得出对于十年过渡期内退休人员，改革提高机关事业单位人员消费的影响机制源于收入提高与养老保险替代率提高两方面；而对于过渡期外退休人员，改革提高消费的机制主要源于收入提高。本文结论表明机关事业单位养老保险并轨制度改革在实现制度统一的同时并没有降低被改革群体的福利，是一次值得借鉴的改革。

[关键词] 机关事业单位养老保险并轨制度改革 居民消费 双重差分

[中图分类号] F063.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 08-0093-12

Abstract: The unification reform of the old-age insurance system of government agencies and public institutions not only improves pension system unity, but also brings an impact on lives of the insured households. Considering the important role of consumption in the national economy and its impact on households' welfare, we mainly discuss how the reform affects consumption. First, we construct a two-period overlapping-generation model, and find that the reform affects household consumption through two mechanisms of income and the pension replacement rate. Second, based on the data of the China Family Panel Survey from 2012 to 2018, we empirically test the impact of the reform on household consumption using difference-in-difference regression analysis. It is found that the reform has significantly increased the total household consumption by 6 percentage points, of which the necessary consumption has significantly increased by 7 percentage points, but the education and entertainment consumption has not been significantly affected. Further, we analyze the influencing mechanism behind the regression results and conclude that for retirees in the ten-year transition period, the influencing mechanism of the reform on consumption includes increases of both income and the pension replacement rate. For retirees outside the transition period, the influencing mechanism of the reform to increase consumption is mainly due to the increase in income. We conclude that the reform does not decrease welfare while achieving pension system unity, which is full of inspiration and reference value.

Key words: Unification reform of the old-age insurance system Household consumption Difference-in-difference regression

[收稿日期] 2022-02-15

[作者简介] 李晨曦，女，1998年9月生，首都经济贸易大学国际经济管理学院硕士研究生，研究方向为家庭金融；杨欣桐，女，1987年2月生，首都经济贸易大学国际经济管理学院副教授，硕士生导师，研究方向为宏观经济学、家庭金融与经济理论。本文通讯作者为杨欣桐，联系方式为 yangxintong@cueb.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“结构转型视角下房地产部门对经济增长的作用机制与效应研究”（项目编号：72003136）。

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

机关事业单位人员和企业职工养老保险制度的双轨制问题一直受到社会各界的广泛关注。2014年,《国务院关于统筹推进城乡社会保障体系建设工作情况的报告》^①在关于机关事业单位养老保险制度改革方面,重点强调要建立与企业职工统一的养老保险制度,并提出“一个统一,五个同步”的改革思路。在此基础上,2015年《国务院关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革的决定》(国发〔2015〕2号)对机关事业单位人员的养老保险制度进行并轨改革。该《决定》进行如下修改:一是养老金领取条件与企业职工一致,缴费年限满15年按月发放养老金;二是养老保险制度本质与企业一致,实行社会统筹和个人账户相结合的方式,不再由政府财政承担;三是养老保险缴费方式与企业一致,由改革前无需缴纳养老保险费用转变为企业缴费和个人缴费相结合;四是养老保险计发办法与企业一致,都由基本养老金构成。机关事业单位养老保险并轨制度改革(以下简称“改革”)后,机关事业单位人员的养老保险制度与企业职工并无区别,因此可以说此次改革实现了机关事业单位人员与企业职工养老保险的制度统一,从制度层面上解决双轨制的问题。

改革后,机关事业单位人员开始参与缴费,可能伴随着养老保险替代率的降低(王翠琴等,2017^[1]),这将会降低参保人员的福利水平。那么制度上的统一是否会损害被改革群体的福利?改革后机关事业单位人员的福利下降了吗?本文将对这个问题进行深入研究。

在福利经济学中,居民消费福利是社会福利最重要的组成部分,本文使用消费对福利进行衡量,将研究的主要问题具体为改革对居民消费的影响。研究消费在我国目前的经济形势下具有重要的现实意义。中国经济进入“以国内大循环为主体,国内国际双循环相互促进”的新发展格局,提振消费、扩大内需成为当前重要的战略基点。本文首先建立两期世代交叠理论模型,在模型中引入改革,分析改革通过何种机制影响居民消费;其次通过双重差分的实证模型分析改革对居民消费的影响,再对理论模型的结论进行验证;最后基于所得结论对制度统一是否降低居民福

利的问题进行深入思考。

此次改革的对象为2014年10月1日之后参加工作的“新人”以及改革前参加工作并在改革后退休的“中人”,而对于改革前退休的“老人”仍沿用老办法。对于“新人”,养老保险制度参照新政策执行;对于“老人”,养老保险制度仍按老政策执行。这两个群体的养老保险制度并不受此次改革影响。综上所述,本文将研究对象设定为“中人”。

本文后续内容安排如下:第二部分进行文献综述;第三部分是理论模型的构建与推导;第四部分介绍数据以及描述性统计;第五部分介绍相关实证结果,包含基础回归结果、稳健性检验以及影响机制分析;第六部分进行总结并提出政策建议。

二、文献综述

本文从养老保险对居民消费及储蓄行为的影响与养老保险制度并轨这两部分进行文献综述。

(一) 养老保险对居民消费及储蓄的影响相关文献

国外文献对养老保险如何影响消费及储蓄这个问题关注较早,并得出养老金财富抑制储蓄并促进消费这一结论。最早的研究文献可以追溯到Feldstein(1974)^[2]利用生命周期模型和实证分析,认为社会保障将抑制30%~50%的居民储蓄。Munnell(1976)^[3]基于安多-莫迪利安尼模型(Ando-Modigliani model)分析得到养老金替代率对居民储蓄存在负向影响。Zant(1988)^[4]通过分析荷兰1957—1986年的数据,发现养老保险财富对消费倾向存在正向影响。Feldstein(1996)^[5]基于1930—1992年美国养老金财富数据,分析得到社会保障财富的增加对居民储蓄率产生负向影响。Lachowska(2018)^[6]通过分析波兰1999年养老保险改革,基于1997—2003年的家庭数据,认为养老金财富与私人储蓄之间存在替代关系。

随着国内养老保险制度改革,国内学者对养老保险如何影响居民消费/储蓄行为这一问题的关注越来越多。虞斌和姚晓奎(2011)^[7]利用2001—2009年中国30个省份面板数据进行实证分析,发现养老金财富对人均消费支出存在显著正向影响。白重恩等(2012)^[8]利用2002—2009年9个省份的数据,认为养老保险替代率对居民消费存在促进作用,但提高养老

^① <http://www.npc.gov.cn/npc/c12491/201412/20b8bbd38e7b4580aa3dea67640842b0.shtml>。

保险缴费对居民消费存在抑制作用。岳爱等 (2013)^[9] 基于 2012 年农户家庭数据, 认为参与新农保对农民家庭日常费用支出存在显著正向影响。陈静 (2015)^[10] 利用 2011 年中国家庭金融调查 (China Household Finance Survey, CHFS) 数据, 发现参与基本养老保险对家庭衣物和耐用品支出存在显著正向影响, 对旅游以及教育培训支出影响不显著, 且实证结果发现受教育程度越高的家庭, 消费支出越高。范黎波等 (2017)^[11] 利用 2012 年中国综合社会调查 (Chinese General Social Survey, CGSS) 数据, 研究发现养老保险对居民消费存在显著的促进作用。王亚柯和刘雪颖 (2020)^[12] 利用 2018 年中国家庭收入调查 (China Household Income Project, CHIP) 数据分析得到参与养老保险的城镇家庭提高了家庭消费, 且这一影响对低收入和老年家庭较大。综上所述, 大部分国内学者认为养老保险对居民消费存在正向影响, 包括养老金财富、参与养老保险以及养老保险替代率三个方面。

(二) 制度并轨相关文献

目前, 文献中对于制度并轨方面的研究基本分为以下三类。第一类研究聚焦双轨制所存在问题、未来改革方向以及改革后所面临的问题等方面。在正式改革之前, 就有学者对制度并轨问题进行讨论。史丹 (2014)^[13] 认为养老保险双轨制不利于社会发展, 不利于劳动力市场发展, 应进一步改革并完善养老金计发办法, 建立统一的养老金系统, 加强对养老保险的立法。朱恒鹏等 (2015)^[14] 结合国际养老保险改革的经验、机关和企业职工的改革历史分析得到这次改革完善了养老金体系, 但仍存在着是否需要降低未来财政支出的不确定性。张彦和李春根 (2016)^[15] 认为从整体上看改革后的养老保险制度已经得到统一, 但进一步分析发现仍存在着一些不公平的现象, 需要对制度进行进一步完善, 还应当加入对个体方面的考量, 使制度能够更加体现公平性。李小强 (2016)^[16] 分析制度并轨的原因以及目前改革所面临的问题, 提出进一步完善改革的建议。贾丽萍 (2017)^[17] 认为目前改革进程较为缓慢, 原因可能是机关事业单位内部的改革滞后。

第二类研究通过建立理论模型以及反事实实验对改革的效果进行讨论。徐舒和赵绍阳 (2013)^[18] 建立异质性的生命周期理论模型, 刻画个体消费决策, 通过数量分析得到双轨制下替代率的差异可以解释企业职工和机关事业单位人员消费差距的 24.3%, 且企

业职工的替代率提高会增加企业职工的消费水平。李培和丁少群 (2016)^[19] 建立世代交叠模型分析发现并轨改革后总收入差距增加, 养老金差距减少。邹铁钉 (2017)^[20] 运用养老金缺口度量模型, 根据 1997—2015 年的宏观数据进行政策模拟, 对比延迟退休和制度并轨这两种改革方案的效果, 模拟结果发现制度并轨从各方面看都优于延迟退休, 应给予政策优先考虑, 且具体改革措施要根据个体年龄、单位、地区进行区分。

第三类研究通过实证模型研究制度并轨所带来的影响。王小龙和唐龙 (2013)^[21] 根据 2002 年 CHIP 数据, 实证分析认为双轨制对企业职工人均消费和人均教育支出有明显的抑制作用, 并对居民总需求有抑制作用, 若制度并轨发生, 则会释放居民消费。白重恩等 (2014)^[22] 根据 2006—2009 年养老保险并轨改革试点省份的住户调查数据, 发现在浙江和广东两省, 改革使得企业职工参保概率增加, 提高了参保的积极性。于新亮等 (2021)^[23] 构建双重差分模型, 基于 2010—2018 年中国家庭追踪调查 (China Family Panel Survey, CFPS) 数据, 研究机关事业单位养老保险制度并轨对劳动力在公私部门流动的影响, 发现养老保险制度并轨可以促进部门间的劳动力流动, 提高劳动资源的配置效率。

综上所述, 大部分学者认为制度并轨是必要的, 且制度并轨对居民消费、企业职工参保积极性、劳动要素配置等方面都有正向影响。但目前关于制度并轨的研究还存在一些相对空白: (1) 大部分学者集中于评论性质的政策评价, 在实证分析方面还有所欠缺, 且现有文献关于制度并轨对居民消费的影响研究相对较少。(2) 双重差分的研究方法能够有效控制除政策冲击以外其他因素的影响, 从而得到对政策冲击的真实评估, 这是该实证模型能够在政策分析领域应用广泛的原因之一。目前较少有学者将双重差分模型应用在制度并轨的研究中。(3) 现有文献对制度并轨通过何种机制影响居民消费的研究相对缺失。综上所述, 本文的创新点是利用双重差分模型, 基于微观数据, 研究制度并轨对居民消费的影响, 并对影响机制从理论与实证两方面进行探讨, 为制度并轨的研究提供新的视角。

三、理论模型

本文关注机关事业单位个体。假设个体一生包含

两个阶段,成年阶段和老年阶段。成年阶段,个体通过工作获取劳动收入,并决定成年阶段和老年阶段的消费以及储蓄,效用函数如下:

$$\ln c_{1,t} + \beta \ln c_{2,t+1} \quad (1)$$

其中 $c_{1,t}$ 和 $c_{2,t+1}$ 为个体成年阶段以及老年阶段的消费, β 为效用贴现因子。成年阶段,个体通过工作获得的工资用于消费及储蓄。个体成年阶段的预算约束方程可以表示为:

$$c_{1,t} + s_t = (1-\tau)w_t \quad (2)$$

其中 s_t 为个体储蓄, w_t 为工资, τ 为改革后养老保险缴费率。这里 τ 是改革实现制度统一的重要举措。到了老年阶段,个体已经退休,因此老年阶段的消费由成年阶段的储蓄和养老保险金所支付。由此可知,个体老年阶段的预算约束为:

$$c_{2,t+1} = R_{t+1}s_t + dw_t \quad (3)$$

其中 R_{t+1} 为储蓄收益率, d 为养老保险替代率, dw_t 则为退休后个体领取的养老金。基于式(2)、式(3)的预算约束,个体实现一生效用最大化,则成年阶段和老年阶段的最优消费关系可以表示为如下的欧拉方程(4):

$$c_{2,t+1} = \beta R_{t+1} c_{1,t} \quad (4)$$

将等式(4)代入预算约束条件式(2)与式(3)中得到:

$$c_{1,t} = \frac{(R_{t+1}(1-\tau) + d)w_t}{(1+\beta)R_{t+1}} \quad (5)$$

在改革实施前的双轨制阶段,机关事业单位人员无需缴纳养老保险费用,即 $\tau=0$,这与企业职工养老保险制度存在较大差异。改革实施后,机关事业单位人员开始缴纳养老保险费用,即 $\tau>0$ 。与此同时,改革实施前,机关事业单位人员退休后领取退休前工资的80%~90%;改革实施后,机关事业单位人员退休后领取的养老保险金由统筹账户、个人账户、过渡性账户以及职业年金(改革的“中人”)共同支付。因此,假设改革实施前的养老金替代率为 d_1 ,改革实施后的养老金替代率为 d_2 ,可以得到改革实施前

机关事业单位个体成年阶段消费为:

$$c_{1,t} = \frac{(R_{t+1} + d_1)w_t}{(1+\beta)R_{t+1}} \quad (6)$$

改革后机关事业单位个体成年阶段消费为:

$$c_{1,t} = \frac{(R_{t+1}(1-\tau) + d_2)w_t}{(1+\beta)R_{t+1}} \quad (7)$$

若改革前后储蓄收益率(R_{t+1})、养老保险替代率($d_2=d_1$)与收入水平(w_t)均保持不变,那么由于改革后缴费率($\tau>0$)的出现,机关事业单位个体成年阶段消费及其福利将经历一定程度的降低。^①对比等式(6)与式(7),本文发现,改革影响机关事业单位个体成年阶段消费的两个可能影响机制为:一是改革前后养老保险替代率(d)发生变动;二是改革前后机关事业单位人员工资(w_t)发生变动。^②本文通过理论模型认为在制度得到统一的同时,此次改革存在两种机制影响居民消费,进而影响福利,分别为养老保险替代率与收入,本文后续也会对这两个机制进行分别讨论。

四、实证研究

本文使用CFPS数据。该数据库调查对象为全国25个省份中具有代表性的家户及其家庭成员,2010年进行基线调查,随后于2012年、2014年、2016年和2018年四个年度对基线调查的家户及其家庭成员进行追踪调查。每个调查年度包含约32 669~37 147条个人信息,代表了中国除香港、澳门、台湾外总人口的94.5%。因其样本的覆盖面较为广泛,可以视为一个全国代表性样本。由于该数据库包含工作单位性质、个人特征层面、家庭特征层面、家庭消费的相关数据,因此符合本文的研究需要。

(一) 实证模型

本文的研究范围为2012—2018年。改革的发文时间为2015年,因此将2012年、2014年设置为改革前,2016年、2018年设置为改革后。《国务院关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革决定》(国发〔2015〕2号)只涉及机关事业单位人员养老

① 储蓄收益率(R_{t+1})对机关事业单位人员和企业职工存在相同影响。通过双重差分模型可消除储蓄收益率的影响,因此在理论模型中并不将储蓄收益率的变化作为本文讨论的重点。

② 同时,由欧拉方程(4)可知,当贴现效用因子 β 、收入储蓄率 R_{t+1} 都大于0时,老年阶段消费与成年阶段消费正相关,也就是说,如果成年阶段消费增加,则老年阶段(退休后)消费也将相应增加。

保险制度的变化,对企业职工养老保险制度并无影响,因此设置机关事业单位人员为实验组,企业职工为对照组。本文借助双重差分模型(8)剔除掉其他因素的影响,能够更加准确地评估出改革对居民消费的影响。

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta \times treatment_i \times post_t + u_i + \gamma_t + \delta \times X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中: i 为调查的个体, t 为调查年限。 $\ln y_{it}$ 指居民消费(取对数)。当 $treatment_i = 1$ 时,个体 i 为机关事业单位人员;当 $treatment_i = 0$ 时,个体 i 为企业职工。当 $post_t = 1$ 时,时间 t 为改革发生后;当 $post_t = 0$ 时,时间 t 为改革发生前。 u_i 为个体固定效应, γ_t 为时间固定效应。 X_{it} 为其他控制变量,包含个人控制变量及家庭控制变量。 β 为要考察的核心系数,即改革对居民消费的影响。

被解释变量居民消费分为家庭总消费、家庭必要型消费与家庭文教娱乐消费。其中,家庭必要型消费包含食品、衣着、居住、家庭设备用品及服务、医疗保健、交通通讯支出和其他生活消费支出。家庭必要型消费与家庭文教娱乐消费的加总等于家庭总消费。

个人特征层面的变量选取包含:是否是家庭决策人、是否居住地为城市、年龄、健康状况、是否结婚以及最高学历。其中,“是否是家庭决策人”对应该样本是否是家庭财务/重大事件决策人,为虚拟变量,是为1,否为0。“是否居住地为城市”为虚拟变量,是为1,否为0。“年龄”为个人实际年龄,为避免年龄可能与消费存在非线性关系,本文也包含年龄的平方项。“健康状况”对应个人自评健康状况,为虚拟变量,按不健康、一般、比较健康、很健康、非常健康的顺序,依次赋值为0~4。“是否结婚”包含未婚、在婚(有配偶)、同居、离婚、丧偶,其中在婚(有配偶)、同居视为已婚,设定为1,未婚、离婚、丧偶视为未婚,设定为0。“最高学历”设定为虚拟变量,按文盲/半文盲、初等教育(包含小学)、中等教育(包含初中、高中/中专/技校/职高)、高等教育(包含大专、大学本科、硕士、博士)的顺序,依次赋值为0~3。

家庭特征层面的变量选取包含:家庭总收入(取对数)、子女数量、同灶吃饭的人数以及是否拥有房屋。其中,“家庭总收入”为个人所在家庭的年收入(取对数);^①“子女数量”为该家庭拥有的子女数量;“同灶吃饭的人数”为该家庭一起吃饭的人数;“是否拥有房屋”为虚拟变量,该家庭拥有房屋为1,否则为0。

(二) 描述性统计

本文研究改革的“中人”群体,研究对象为在职“中人”。^②根据2012年在职工工作单位性质,本文将样本分为企业在职与机关事业单位在职,从而判断他们的养老保险类型。本文排除工作单位为农村家庭经营、个体工商户、民办非企业组织、协会/行会/基金会等社会组织、社区居委会/村委会等自治组织,因为这些样本无法根据工作单位判断养老保险是机关事业单位养老保险还是企业职工养老保险。根据2014年、2016年和2018年调查问卷与2012年调查问卷的关联性,筛选出未更换工作的个人样本作为研究对象。最后,本文选取年龄范围为22~65岁,同灶吃饭人数小于9人,子女数量小于5人,剔除掉异常值,确保数据的准确性。经过上述处理,本文最终获得总样本量为9 967,总人数为5 862,其中企业职工人数为4 746,机关事业单位人员人数为1 116。

由表1的Panel A可知,机关事业单位人员占全样本的21.7%,研究对象的年龄范围为22~65岁,均值为40.49岁,此样本符合本文的研究需要。表1的Panel B为样本的差异统计量。从个人特征层面上看,机关事业单位人员家庭决策人比例、居住地为城市比例、年龄、年龄的平方、已婚比例、最高学历方面均值高于企业职工,但健康状况均值低于企业职工。从家庭特征层面上看,机关事业单位人员是否拥有住房、家庭总收入方面均值高于企业职工,但同灶吃饭的人数均值低于企业职工,子女数量两组并无明显差别。从被解释变量上看,机关事业单位人员家庭文教娱乐消费、家庭必要型消费、家庭总消费均值高于企业职工。以下是各变量简单关系的描述,本文将通过实证回归结果进行详细论述。

① 本文未使用个人年收入作为控制变量,原因为:一是未变更工作单位的采访者在2016年并没有对个人年收入这一变量进行调查,导致数据的缺失。CFPS的处理方法是通过模型计算得出2016年主要工作收入较2014年主要工作收入的增加值,随后用户即可计算得出2016年的个人年收入总计,但因为年收入并非通过调查得到的真实数据,此计算方法并不能保证数据的准确性,可能会造成较大误差;二是研究目标为家庭共同消费,家庭共同消费通常根据家庭收入进行决策,所以说家庭消费和家庭收入关联度更高。

② 改革的“中人”群体包含在职职工和改革后退休人员,但改革后退休人员的消费行为与在职职工并不相同,因此本文研究对象仅限于在职职工。

表1 主要变量描述性统计

Panel A		基本统计量				
变量	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>decision_maker</i>	是否是家庭决策人（是为1，否为0）	9 967	0.43	0.50	0.00	1.00
<i>city</i>	是否居住地为城市（是为1，否为0）	9 967	0.65	0.48	0.00	1.00
<i>familysize</i>	同灶吃饭的人数	9 967	4.02	1.55	1.00	9.00
<i>age</i>	年龄	9 967	40.49	10.37	22.00	65.00
<i>age2</i>	年龄的平方	9 967	1 747.00	854.10	484.00	4 225.00
<i>nchd1</i>	子女的数量	9 967	1.21	0.80	0.00	5.00
<i>public_pension</i>	是否是机关事业单位人员（是为1，否为0）	9 967	0.22	0.41	0.00	1.00
<i>health</i>	健康状况					
<i>health</i> = 0	不健康	9 967	0.07	0.25	0.00	1.00
<i>health</i> = 1	一般	9 967	0.16	0.37	0.00	1.00
<i>health</i> = 2	比较健康	9 967	0.45	0.50	0.00	1.00
<i>health</i> = 3	很健康	9 967	0.21	0.41	0.00	1.00
<i>health</i> = 4	非常健康	9 967	0.12	0.32	0.00	1.00
<i>marriage</i>	是否结婚（是为1，否为0）	9 967	0.87	0.34	0.00	1.00
<i>edu_level</i>	最高学历					
<i>edu_level</i> = 0	文盲/半文盲	9 967	0.04	0.18	0.00	1.00
<i>edu_level</i> = 1	初等教育	9 967	0.13	0.34	0.00	1.00
<i>edu_level</i> = 2	中等教育	9 967	0.56	0.50	0.00	1.00
<i>edu_level</i> = 3	高等教育	9 967	0.28	0.45	0.00	1.00
<i>own_house</i>	是否拥有住房（是为1，否为0）	9 967	0.92	0.27	0.00	1.00
<i>lnfincome</i>	家庭总收入（取对数）	9 967	10.40	2.11	0.00	15.20
<i>lnec</i>	家庭文教娱乐消费（取对数）	9 967	6.33	3.83	0.00	13.02
<i>lnnecessary_consumption</i>	家庭必要型消费（取对数）	9 967	10.58	0.82	7.05	13.96
<i>lnpce</i>	家庭总消费（取对数）	9 967	10.71	0.82	7.05	13.99
<i>lnincome</i>	个人主要工作总收入（取对数）	2 029	10.37	1.08	0.00	13.59
Panel B		差异统计量				
变量	定义	企业职工	均值	机关事业单位人员	均值	均值之差
<i>decision_maker</i>	是否是家庭决策人（是为1，否为0）	7 808	0.41 (0.49)	2 159	0.49 (0.50)	-0.09*** (0.01)
<i>city</i>	是否居住地为城市（是为1，否为0）	7 808	0.62 (0.48)	2 159	0.75 (0.44)	-0.12*** (0.01)
<i>familysize</i>	同灶吃饭的人数	7 808	4.08 (1.58)	2159	3.82 (1.41)	0.25*** (0.04)
<i>age</i>	年龄	7 808	39.91 (10.41)	2159	42.58 (9.95)	-2.67*** (0.25)

续前表

Panel B		差异统计量				
变量	定义	企业职工	均值	机关事业单位人员	均值	均值之差
<i>age2</i>	年龄的平方	7 808	1 701.09 (849.89)	2 159	1 912.10 (849.11)	-211.01 *** (20.66)
<i>nchd1</i>	子女的数量	7 808	1.21 (0.80)	2 159	1.22 (0.77)	-0.00 (0.02)
<i>health</i>	健康状况	7 808	2.16 (1.04)	2 159	2.10 (1.00)	0.06 ** (0.03)
<i>marriage</i>	是否结婚 (是为 1, 否为 0)	7 808	0.86 (0.35)	2 159	0.91 (0.29)	-0.05 *** (0.01)
<i>edu_level</i>	最高学历	7 808	1.96 (0.71)	2 159	2.48 (0.67)	-0.52 *** (0.02)
<i>own_house</i>	是否拥有住房 (是为 1, 否为 0)	7 808	0.91 (0.28)	2 159	0.94 (0.24)	-0.03 *** (0.01)
<i>lnfincome</i>	家庭总收入 (取对数)	7 808	10.33 (2.21)	2 159	10.68 (1.67)	-0.35 *** (0.05)
<i>lnec</i>	家庭文教娱乐消费 (取对数)	7 808	6.15 (3.86)	2 159	6.99 (3.61)	-0.84 *** (0.09)
<i>lnnecessary_consumption</i>	家庭必要型消费 (取对数)	7 808	10.54 (0.82)	2 159	10.73 (0.81)	-0.20 *** (0.02)
<i>lnpce</i>	家庭总消费 (取对数)	7 808	10.67 (0.82)	2 159	10.88 (0.81)	-0.21 *** (0.02)
<i>lnincome</i>	个人主要工作总收入 (取对数)	1 463	10.37 (1.02)	566	10.39 (1.23)	-0.02 (0.05)

说明：健康状况分为：不健康=0，一般=1，比较健康=2，很健康=3，非常健康=4。最高学历分为：文盲/半文盲=0，初等教育=1，中等教育=2，高等教育=3。个人主要工作总收入仅包含 2014 年和 2018 年有个人主要工作总收入数据的样本，用于影响机制分析。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的检验水平上显著。Panel B 括号中的数值为统计量标准差。

资料来源：笔者通过 Stata 软件计算，下同。

五、回归结果

(一) 基础回归结果

表 2 为改革对家庭总消费的影响的实证结果。^①其中列 (1) 未加入控制变量，核心系数的估计值为 0.064，在 10% 显著性水平上显著；列 (2) 加入个人控制变量，包含是否是家庭决策人、是否居住地为城市、年龄、年龄的平方项、是否结婚、最高学历、健康状况，核心系数的估计值为 0.063，显著性水平没有发生变化；列 (3) 加入家庭控制变量，包含家庭总收入、同灶吃饭的人数、子女数量、是否拥有房屋，核心系数的估计值为 0.061，显著性水平没有发生变化，但估计值水平有所下降。由表 2 的估计结果可知，改革显著提高了家庭总消费，并且结果比较稳健。列 (3) 为所有控制变量加入后得到的实证结果，所以主要对此结果进行说明。当其他因素保持不

变时，改革使得家庭总消费增加 6.1%。

表 2 改革对家庭总消费的影响

	(1)	(2)	(3)
	<i>lnpce</i>	<i>lnpce</i>	<i>lnpce</i>
<i>did</i>	0.064 * (1.74)	0.063 * (1.69)	0.061 * (1.65)
样本量	9 967	9 967	9 967
<i>R-squared</i>	0.096	0.108	0.121
总人数	5 862	5 862	5 862
个人控制变量	NO	YES	YES
家庭控制变量	NO	NO	YES
个人固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的检验水平上显著；括号中的数值表示回归参数估计值的标准误。下同。

① 受篇幅限制，文中无法列出全表 2~表 5 以及全表 7，感兴趣的读者可联系作者索取。

当被解释变量为家庭必要型消费时,实证回归结果见表3。表3的设置与表2类似。表3列(1)未加入控制变量,核心系数的估计值为0.082,在5%显著性水平上显著;列(2)加入个人控制变量,核心系数的估计值为0.079,显著性水平未发生变化;列(3)加入家庭控制变量,核心系数的估计值为

0.077,估计值有所下降,在5%显著性水平上显著。由表3的估计结果可知,改革显著提高了家庭必要型消费,并且结果比较稳健。列(3)为所有控制变量加入后得到的实证结果,所以主要对此结果进行说明。当其他因素保持不变时,改革使得家庭必要型消费增加7.7%。

表3 改革对家庭必要型消费的影响

	(1)	(2)	(3)
	<i>lnnecessary_consumption</i>	<i>lnnecessary_consumption</i>	<i>lnnecessary_consumption</i>
<i>did</i>	0.082 ** (2.12)	0.079 ** (2.02)	0.077 ** (1.98)
样本量	9 967	9 967	9 967
<i>R-squared</i>	0.085	0.095	0.106
总人数	5 862	5 862	5 862
个人控制变量	NO	YES	YES
家庭控制变量	NO	NO	YES
个人固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES

当被解释变量为家庭文教娱乐消费时,实证回归结果见表4。表4的设置与表2、表3类似。表4列(1)未加入控制变量,列(2)加入个人控制变量,

列(3)加入家庭控制变量。表4列(1)~列(3)的结果显示,核心系数的估计值不显著,说明改革对家庭文教娱乐消费没有显著影响。

表4 改革对家庭文教娱乐消费的影响

	(1)	(2)	(3)
	<i>lneec</i>	<i>lneec</i>	<i>lneec</i>
<i>did</i>	-0.119 (-0.64)	-0.103 (-0.57)	-0.108 (-0.61)
样本量	9 967	9 967	9 967
<i>R-squared</i>	0.028	0.057	0.062
总人数	5 862	5 862	5 862
个人控制变量	NO	YES	YES
家庭控制变量	NO	NO	YES
个人固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES

上述表2~表4的回归结果表明,改革显著提高了家庭总消费、家庭必要型消费,但对家庭文教娱乐消费没有显著影响。因此,改革对家庭总消费的正向

影响主要是由对家庭必要型消费的正向影响所主导的。改革显著影响家庭必要型消费,但对家庭文教娱乐消费影响不显著的可能原因是机关事业单位人员的

收入水平较低（陈华帅等，2020^[24]），因此对机关事业单位人员来说，家庭必要型消费在总消费中占据较大比例，当改革发生时，家庭必要型消费受到的影响更大；而家庭文教娱乐消费占总消费的比例较小，对改革的反应并不明显。这体现了机关事业单位人员的恩格尔系数较大。综上所述，此次改革在实现制度统一的同时对居民消费有显著正向影响，主要体现在家庭总消费与家庭必要型消费，也因此提高了居民福利。

（二）稳健性检验

为保证上述结果的稳健性，本文对回归结果分别进行了安慰剂检验与平行趋势检验。双重差分回归安慰剂检验的核心思想是虚构政策时间或虚构实验组进行估计：如果虚构情况下“假”的政策虚拟变量系数仍然显著，则说明原来的估计结果很可能出现了偏误，被解释变量的变动很可能是受到了除政策之外因素或者随机性因素的影响；如果虚构情况下“假”的政策虚拟变量系数不显著，则排除了除政策之外因

素以及随机性因素的影响，说明原来的估计结果准确。

1. 改变政策发生时间的安慰剂检验。

改变政策发生时间的安慰剂检验的基本理论为：选取不存在改革的年份，即2012年和2014年。假设改革的实施年份为2014年，建立“假”的 $post_t$ 变量： $post_t=1$ 时，表示 t 为改革实施后（2014年）； $post_t=0$ 时，表示 t 为改革实施前（2012年）。将“假”的 $post_t$ 变量与原 $treatment_t$ 变量构建“假”的交叉项，并按基础回归的步骤进行检验。如果得到“假”的交叉项前的核心系数不显著，则说明去除改革的冲击，机关事业单位人员与企业职工不存在系统性差异。如果核心系数显著，说明本文的实证模型和回归结果值得怀疑。由表5可知，假设的改革对家庭总消费的影响结果不显著，说明通过安慰剂检验，也就是说，我们排除了即使不发生改革，机关事业单位人员的消费也高于企业职工的可能性。当被解释变量为家庭必要型消费时，同样通过安慰剂检验。

表5 安慰剂检验（假设改革实施年份为2014年）

	(1)	(2)	(3)
	$\ln pce$	$\ln pce$	$\ln pce$
$did1$	0.006 (0.15)	0.007 (0.18)	0.000 (0.01)
样本量	7 487	7 487	7 487
$R-squared$	0.086	0.099	0.111
总人数	5 771	5 771	5 771
个人控制变量	NO	YES	YES
家庭控制变量	NO	NO	YES
个人固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES

注：由于年龄与时间固定效应存在共线问题，仅保留时间固定效应进行检验。

2. 实验组随机化的安慰剂检验。

实验组随机化目的是为了排除不可观测的随机因素对结果的影响，确保实证结果的稳健性。本文对总样本进行随机抽样，基于式（8）所示的双重差分回归，重复1 000次，提取安慰剂检验结果系数估计值的 t 统计量，并将 t 统计量分布情况绘制在图1中。如图1（a）所示，当被解释变量为家庭总消费时，

只有少数安慰剂检验结果系数估计值的 t 统计量大于真实数据回归得到的核心系数估计值的 t 统计量，概率为3.6%，是一个小概率事件。如图1（b）所示，当被解释变量为家庭必要型消费时，同样通过安慰剂检验。综上所述，本文认为双重差分的回归结果受到不可观测因素影响的可能性较小，通过安慰剂检验，实证结果较为稳健。

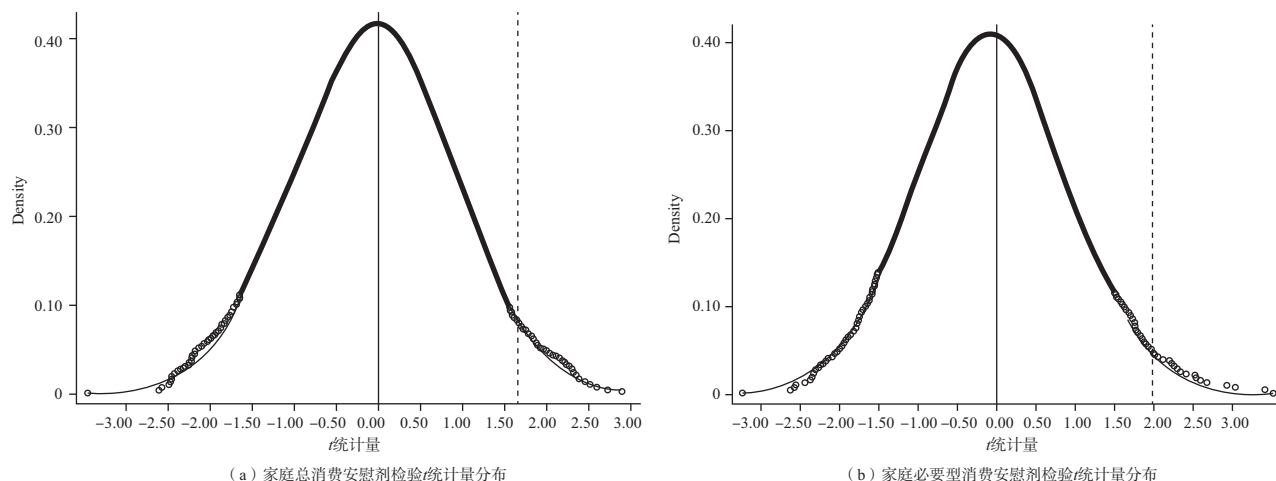


图1 安慰剂检验结果系数估计值的t统计量分布

3. 平行趋势检验。

双重差分估计有效的前提条件是实验组（机关事业单位人员）和对照组（企业职工）在改革实施前满足平行趋势，否则所得到的实证结果可能会不准确。本文使用事件研究法检验平行趋势。如果平行趋势成立，则说明改革对居民消费的影响发生在政策实施后。

为检验平行趋势的成立，本文设定如下回归模型：

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta_{-3} \times treatment_i \times year_{-3} + \beta_{-1} \times treatment_i \times year_{-1} + \beta_1 \times treatment_i \times year_1 + \beta_3 \times treatment_i \times year_3 + \gamma_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中： i 为调查的个体， t 为调查年限。 $\ln y_{it}$ 指家庭总消费（取对数）。 $treatment_i = 1$ 时，个体 i 为机关事业单位人员； $treatment_i = 0$ 时，个体 i 为企业职工。 $year$ 为各期时间虚拟变量。 u_i 为个体固定效应， γ_i 为时间固定效应。因此， β_{-3} 和 β_{-1} 为改革前2012年和2014年的效果， β_1 和 β_3 为改革后2016年和2018年的效果。如果改革前的系数不显著，则说明平行趋势成立。为防止共线性问题的产生，本文去掉改革前一年，即2014年。

由表6可知，改革对家庭总消费的影响结果在改革前2012年不显著，则说明平行趋势成立。结果同样显示，改革后2016年不显著，但2018年显著，即改革显著影响2018年的家庭总消费，说明改革对居民消费的影响存在滞后性。当被解释变量为家庭必要型消费时，平行趋势同样成立，可进行后续分析。

表6 平行趋势检验

	$\ln pce$
pre_3	0.005 (0.12)
$post_1$	0.010 (0.22)
$post_3$	0.156 *** (3.16)
常数项	0.005 (0.12)
样本量	9 967
总人数	5 862
R -squared	0.098
个人固定效应	YES
时间固定效应	YES

（三）影响机制分析

结合基础回归所得结果，由理论模型推导可知，改革后机关事业单位个体消费增加的两个途径为：（1） $d_2 > d_1$ ，即改革后养老保险替代率大于改革前；（2）改革后机关事业单位人员工资增加。该部分主要运用实证模型探讨改革究竟是通过何种机制增加居民消费，最终使得福利得到提升。

受到改革影响的“中人”是本文的主要研究对象。其中，“中人”包括十年过渡期内退休人员以及十年过渡期外退休人员。二者对应的政策略有不同：改革对十年过渡期（2014年10月1日—2024年9月30日）内退休人员实行“保底限高”的政策，确保了这部分群体退休后的养老保险待遇不会大幅下降。由于两群体所对应的改革政策存在差异，因此在讨论影响机制时，本文将对“十年过渡期内退休人员”与

“十年过渡期外退休人员”这两个群体进行区分讨论。

首先,本文针对收入这一影响机制进行讨论。在现有的样本中,选取 2014 年和 2018 年有个人主要工作收入数据的样本,设定 2014 年为改革前,2018 年为改革后,对个人主要工作收入进行如式(8)所示的双重差分回归,被解释变量为个人主要工作收入。其中,核心系数的含义为改革对个人主要工作收入的影响,个人特征层面的变量选取包含是否居住地为城市、年龄、健康状况、是否结婚以及最高学历;家庭特征层面的变量选取包含子女数量、同灶吃饭的人数以及是否拥有房屋。

表 7 列(1)、列(2)均是加入个人控制变量以及家庭控制变量的回归结果。通过列(1)结果可知,改革显著提高过渡期内退休人员的个人主要工作收入,核心系数的估计值为 0.274,即改革后过渡期内退休人员个人主要工作收入增加 27.4%,在 5%显著性水平上显著。由列(2)结果可知,改革显著提高过渡期外退休人员的个人主要工作收入,核心系数的估计值为 0.302,即改革后过渡期外退休人员个人主要工作收入增加 30.2%,在 5%显著性水平上显著。上述结果表明,改革后两群体的个人主要工作收入均显著提高,但十年过渡期外退休人员的收入提高更多,说明改革对这部分群体收入影响更大,由于他们不存在“保底限高”的政策,为了使得他们的退休待遇保持稳定,因此收入补偿更多。

表 7 改革对个人主要工作收入的影响

	(1)	(2)
	过渡期内退休	过渡期外退休
	<i>lnincome</i>	<i>lnincome</i>
<i>did</i>	0.274 ** (2.22)	0.302 ** (2.05)
样本量	640	1 389
<i>R-squared</i>	0.246	0.211
总人数	542	1 099
个人控制变量	YES	YES
家庭控制变量	YES	YES
个人固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES

注:将样本分为两部分,其中十年过渡期内退休人员设定为男性大于 50 岁,女性大于 45 岁(假设女性法定退休年龄为 55 岁),过渡期外退休人员设定为男性 50 岁以下(不包含 50 岁)、女性 45 岁以下(不包含 45 岁)。

其次,本文针对养老保险替代率这一影响机制进

行讨论。养老保险替代率的定义为:参保人员退休后第一个月领取的养老金与退休前一年平均月工资之比。对于在职员工来说,领取的养老金数据无从得知,因此很难从实证角度衡量其养老保险替代率,本文将结合改革的政策文件以及相关文献进行探讨。对于在十年过渡期内退休人员,《国务院关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革决定》(国发〔2015〕2 号)的政策文件指示:如果新政策的养老金待遇低于老政策的养老金待遇,按老政策发放;如果新政策的养老金待遇高于老政策的养老金待遇,超出部分逐年以一定比例递增发放。这表明在过渡期内退休的机关事业单位人员养老金待遇不低于老政策的养老金待遇,也就是说这部分人员改革后养老金替代率高于或等于改革前。由此说明,改革后过渡期内退休人员的养老保险替代率保持不变或有所上升。而对于在十年过渡期外退休人员,王翠琴等(2017)^[1]通过构建精算模型,分析了十年过渡期外退休的机关事业单位人员“中人”的养老保险替代率,并与改革前养老保险替代率进行对比,发现由于男性和女性职工的工作年限不同,改革后机关事业单位人员中男性养老保险替代率先下降后升高且后期高于改革前,女性养老保险替代率低于改革前。由此说明,改革后过渡期外退休人员的养老保险替代率短期内有所下降。

综上所述,对于十年过渡期内退休人员,改革提高机关事业单位人员消费的影响机制如下:其一,在改革过程中,为保证机关事业单位人员退休后养老保险待遇不发生大幅度下降,机关事业单位人员的收入被调整上升,从而使这部分居民消费增加,福利提高。其二,改革使得机关事业单位养老保险替代率上升,从而使这部分居民消费增加,福利提高。因此,十年过渡期内退休人员居民消费福利提高的影响机制是收入提高与养老保险替代率提高。而对于过渡期外退休人员,改革提高居民消费主要源于收入提高。二者影响机制不同的主要原因是十年过渡期内退休人员退休将至,收入上涨预期偏低,因此为了保证十年过渡期内退休人员养老金待遇不发生大幅变动,改革对这部分人群实行“保底限高”的政策;而十年过渡期外退休人员距离退休还有一段时间,收入上涨预期更高,无需额外政策进行保障。

六、结论与政策建议

本文利用微观数据和双重差分的方法,分析改革

在实现制度统一的同时是否对居民福利产生影响。基于消费在福利经济学的重要地位和其本身的现实意义,本文使用居民消费来衡量福利,分析改革对居民消费的影响,对现有制度并轨文献关于消费方面的实证研究进行补充与拓展。此次改革为研究并轨制度对居民消费的影响提供了“准自然实验”的环境,避免了内生性问题,同时也提高了研究结果的准确性。通过基础回归模型,发现改革显著提高家庭总消费、家庭必要型消费,但对家庭文教娱乐消费无显著影响。

本文不仅检验了改革对居民消费的影响,还对其影响机制进行分析。在影响机制方面,基于改革前后个体缴费行为构建两期世代交叠理论模型,发现改革通过收入与养老保险替代率两种机制影响居民消费。随后对此进行实证检验,结论为对于十年过渡期内退休人员,改革提高机关事业单位人员消费的影响机制是收入提高与养老保险替代率提高;对于过渡期外退休人员,改革提高居民消费主要源于收入提高。基于上述结论,本文回答了改革对福利的影响,并总结得到改革对福利的影响机制。

改革的目的在于机关事业单位人员建立与企业职工统一的养老保险制度,使得改革后机关事业单位人员和企业职工养老保险制度不存在区别,进而从制度上消除双轨制问题带来的矛盾。但改革使得机关事业单位人员从无需缴纳养老保险费用转变到

由单位与个人共同承担,该行为是否会对机关事业单位人员的福利产生不利影响是一个值得探究的问题。本文发现,改革在实现制度统一的同时,并未牺牲被改革人群的福利。也就是说,并轨制度改革在没有降低机关事业单位人员福利的前提下,实现了制度统一。以上结论说明养老保险制度统一能够提供保障福利以及扩大内需的制度基础。为了实现“促进国内大循环”的新发展格局,结合改革,本文提出如下政策建议:

第一,在该并轨制度改革的基础上,进一步建立统一的养老保险体系。除了上述讨论的机关事业单位养老保险制度与企业职工基本养老保险制度的双轨制问题以外,我国仍存在灵活就业与正式就业群体等多种双轨制问题,可以借鉴此次改革政策逐步并轨,在保证养老金待遇的同时,实现消费、就业等方面的福利提升。

第二,鼓励人们参加补充养老保险,进一步提高养老保障水平。不同群体养老金待遇仍存在一定差异,通过补充养老保险使得养老金待遇得到进一步提升,从而提高人们的消费福利水平。

第三,优化工资结构,与养老保险制度相配合。由影响机制分析可知,收入的提高同样可以有效促进消费的增加。所以在养老保险制度进行改革的同时,要配合工资的增加,保障参保人员的养老保险待遇,进而促进人们的消费福利增加。

参考文献

- [1] 王翠琴,王雅,薛惠元.机关事业单位养老保险改革降低了“中人”的养老待遇吗?—基于10年过渡期后“中人”养老金替代率的测算[J].保险研究,2017(7):115-127.
- [2] Feldstein M. Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation [J]. Journal of Political Economy, 1974, 82 (5): 905-926.
- [3] Munnell A H. Private Pensions and Savings: New Evidence [J]. Journal of Political Economy, 1976, 84 (5): 1013-1032.
- [4] Zant W. Social Security Wealth and Aggregate Consumption: An Extended Life-Cycle Model Estimated for the Netherlands [J]. De Economist, 1988, 136 (1): 136-153.
- [5] Feldstein M. Social Security and Saving: New Time Series Evidence [J]. National Tax Journal, 1996, 49 (2): 151-164.
- [6] Lachowska M, Myck M. The Effect of Public Pension Wealth on Saving and Expenditure [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2018, 10 (03): 284-308.
- [7] 虞斌,姚晓垒.我国养老保险对居民消费的影响—基于城镇居民面板数据的实证研究[J].金融纵横,2011(8):9-14.
- [8] 白重恩,吴斌珍,金烨.中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响[J].中国社会科学,2012(8):48-71.
- [9] 岳爱,杨鑫,常芳,田新,史耀疆,罗仁福,易红梅.新型农村社会养老保险对家庭日常费用支出的影响[J].管理世界,2013(8):101-108.
- [10] 陈静.基本养老保险对家庭消费的影响—基于CHFS数据的实证分析[J].消费经济,2015(1):10-17.

(下转第118页)

CEO 开放性对企业战略变革影响机理探究

——绩效期望落差和 CEO 权力的调节作用

The Impact Mechanism of CEO Openness on Corporate Strategic Change:
Performance below the Aspiration Level and CEO Power as Moderating Effect

刘小元 于宴周

LIU Xiao-yuan YU Yan-zhou

[摘要] CEO 开放性直接影响企业战略变革且受制于绩效期望落差和 CEO 权力的调节作用,但现有文献却缺乏有关 CEO 开放性对企业战略变革影响机理的探讨。笔者根据高阶梯队理论和特质激活理论,构建了 CEO 开放性、绩效期望落差和 CEO 权力影响企业战略变革的研究模型,采用 2007—2019 年中国 A 股上市公司为研究样本的有效数据,利用多元线性回归方法,实证 CEO 开放性对企业战略变革的影响以及绩效期望落差和 CEO 权力的调节效应。结果证实:CEO 开放性显著正向影响企业战略变革,在此影响过程中,绩效期望落差发挥正向调节作用,CEO 权力发挥负向调节作用。本研究通过学术探讨 CEO 开放性对企业战略变革影响的机理,拓展了特质激活理论的应用范围,丰富了 CEO 人格特质对企业战略变革影响机理方面的相关文献,为企业选聘 CEO 和实施战略变革等相关实践活动提供了理论依据。

[关键词] CEO 开放性 企业战略变革 绩效期望落差 CEO 权力 影响机理

[中图分类号] F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 08-0105-14

Abstract: CEO openness directly affects corporate strategic change and is controlled by the moderating effect of performance below the aspiration level and CEO power. There is no empirical research on the impact mechanism of CEO openness on corporate strategic change. Based on the upper echelons theory and trait activation theory, the authors construct a research model of CEO openness, performance below the aspiration level and CEO power affecting corporate strategic change. With the samples of Chinese A-Share listed companies from 2007 to 2019, this paper uses multiple linear regression method to test the impact of CEO openness on corporate strategic change and the moderating effect of performance below the aspiration level and CEO power. The results show that: CEO openness has a significant positive impact on strategic change; in the above process, performance below the aspiration level plays a positive moderating role, while CEO power plays a negative moderating role. Through the academic discussion on the impact mechanism of CEO openness on corporate strategic change, this paper expands the application scope of trait activation theory, and enriches the relevant literature on the impact mechanism of CEO personality traits on corporate strategic change, thus providing a theoretical basis for corporate CEO selection and implementation of strategic change and other related practical activities.

Key words: CEO openness Corporate strategic change Performance below the aspiration level CEO power Impact mechanism

[收稿日期] 2022-03-26

[作者简介] 刘小元,男,1980年12月生,中央财经大学商学院/中国家族企业研究中心教授,管理学博士,主要研究方向为公司治理与企业战略;于宴周,男,1994年12月生,中央财经大学商学院博士研究生,研究方向为企业管理。本文通讯作者为于宴周,联系方式为 yyz1704@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“家族企业控制权配置的社会阶层烙印与企业投资‘脱实向虚’”(项目编号:71862006);国家自然科学基金项目“董事会资本、跨国创业导向与企业绩效研究”(项目编号:71702190);教育部人文社会科学研究规划基金项目“地理距离、制度距离与企业异地子公司进入模式与股权战略的联系研究”(项目编号:18YJA630067)。

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

企业战略变革是中国产业转型升级推动经济高质量发展的重要微观基础(巩键等, 2016^[1]), 也是企业应对环境变化获取可持续竞争优势的重要途径(Johnson等, 2003^[2]; 韵江和宁鑫, 2020^[3])。企业战略变革一直是战略管理领域的焦点议题(Wu等, 2019^[4]; Müller和Kunisch, 2018^[5])。虽然企业战略变革是外部环境与内部资源条件等因素综合作用的结果, 但其中作为高管团队核心与决策主体的CEO却是影响战略变革的核心因素(连燕玲和贺小刚, 2015^[6]; 韵江和宁鑫, 2020^[3])。根据高阶梯队理论(upper echelons theory)的观点, 高层管理者的特征(包括价值观、人格特质和人口背景特征等)会对企业战略决策和组织绩效等产生影响(Hambrick和Mason, 1984^[7])。与人口背景特征比较, CEO的人格特质对企业战略决策影响更大(Engelen等, 2016^[8])。因此, 遵循高阶梯队理论的思想, CEO的人格特质对企业战略变革的影响机理逐渐成为战略管理的研究热点(Herrmann和Nadkarni, 2014^[9]), 已有研究已经发现CEO的自恋(Zhu和Chen, 2015^[10]; 吴建祖和龚敏, 2018^[11])、过度自信(韵江等, 2021^[12])对企业战略变革具有显著的正向影响。虽然已有学者证实了CEO开放性对企业技术创新(刘良灿等, 2018^[13])、国际化程度(陈志红等, 2020^[14])的促进作用, 但现有文献中缺乏探究CEO开放性这一重要人格特质对企业战略变革影响机理方面的成果。

虽然CEO是影响企业战略变革的关键因素, 但是企业战略决策是决策主体和环境之间持续互动作用的结果(韵江和宁鑫, 2020^[3])。特质激活理论(trait activation theory)表明, 决策主体的人格特质会随着不同的情境而呈现出差异性的激活程度, 情境能够发挥增强或减弱人格特质对战略决策或战略行为的作用(Tett和Burnett, 2003^[15])。其中, 绩效期望落差和CEO权力是影响企业战略决策的重要组织情境因素。因此, 在探讨CEO开放性特质对企业战略变革的影响时, 需要分析绩效期望落差和CEO权力对两者关系的调节作用。

基于上述原因, 笔者运用高阶梯队理论和特质激活理论, 构建CEO开放性对企业战略变革影响机理的研究模型, 采用中国A股上市公司为研究样本的

数据, 实证检验CEO开放性对企业战略变革的影响以及绩效期望落差与CEO权力的调节效应。

二、文献综述及研究假设

(一) CEO开放性对企业战略变革的影响

CEO开放性是CEO重要的人格特质之一, 指CEO善于改变组织现状、寻求新的制度体系和战略方向的个性特征(Hambrick等, 1993^[16])。高阶梯队理论表明, 高层管理者个体的主观认知和价值观念会影响自身视野、格局以及对自身所处环境的判断, 进而影响企业战略决策和组织绩效(Hambrick和Mason, 1984^[7])。企业战略变革指企业在多个关键战略维度上资源分配模式的整体变化(Zhang, 2006^[17]; Zhang和Rajagopalan, 2010^[18]), 涉及企业与外部环境之间的匹配性在形式、质量和状态等维度随时间发生的特定变化(Van de Ven和Poole, 1995^[19])。虽然企业战略变革的决策和实施是由高管层整体负责, 但CEO是高管团队中最有权力的成员, 通常能够通过影响其他高层管理者的决策来影响企业的重要战略决策(Finkelstein, 1992^[20])。因此, 企业战略变革在很大程度上反映了CEO的个人特质和意愿。具体而言, CEO开放性对企业战略变革的影响体现在以下几个方面。

首先, 开放性的CEO能够培育企业战略变革的氛围和文化。企业战略变革意味着企业对新的战略方向或业务的尝试, 结果具有高度的不确定性。开放性CEO绝大多数具有强烈的好奇心, 非常重视不寻常的思维过程(McCrae和Costa, 1987^[21])。开放性的CEO拥有区别于其他类型CEO的价值观、信仰和意识(Hambrick和Mason, 1984^[7]), 具有根据企业内外部环境变化改变组织惯性, 追求组织创新和战略变革的强烈信念, 进而通过营造组织氛围来促进企业战略变革。O'Reilly等(2014)^[22]研究发现, 开放性程度高的CEO鼓励创新, 重视塑造创新与冒险的企业文化, 这意味着一成不变保持组织惯性并不是这类CEO的最优战略决策。

其次, 开放性的CEO更有助于企业形成战略变革的决议和推进战略变革的实施。一方面, 企业战略变革决议的形成通常是由部分高管团队成员提出, 而由高管团队整体做出, 这需要CEO能够理解和接受来自其他高层管理者的建议和观点。开放性的CEO通常能够感知环境变化的新动向, 理解和接

受来自其他人的观点和建议 (McCrae 和 Costa, 1987^[21]), 更容易接受新的事物、想法和思维方式等 (George 和 Zhou, 2001^[23]), 识别和抓住新机遇 (Shane 等, 2010^[24]), 而这对企业战略变革决议的形成至关重要 (Nadkarni 和 Narayanan, 2007^[25])。开放性 CEO 强调所有高管团队成员参与信息交流, 并且乐于接受和依赖团队集体决策 (Kickul 和 Neuman, 2000^[26]), 这有助于企业战略变革决议的最终形成。相比较, 对新颖观点和新事物持消极态度的 CEO, 决策视野相对狭窄, 在决策信息选择和分析时容易产生较大偏差 (Tett 和 Burnett, 2003^[15]), 偏好根据过往经验应对环境动态的变化, 这将对企业战略变革决议的形成造成障碍 (Shimizu 和 Hitt, 2004^[27])。另一方面, 开放性的 CEO 更加有助于企业战略变革的实施。开放性的 CEO 处于高管团队的核心位置, 通常具有较强的人格魅力, 高度重视团队建设, 善于鼓励和激发团队成员对企业战略变革提议的思考、交流和讨论 (Schilpzand 等, 2011^[28]), 进而提高企业战略变革提议在高管团队中的接受程度, 这将减少企业实施战略变革的内部阻力。

最后, 开放性的 CEO 能够为企业战略变革的实施提供资源支持。CEO 的外部社会资本对企业获取可持续竞争优势发挥着重要作用。开放性 CEO 更加擅长拓展和利用外部社会网络为企业获得更多的各种资源 (Carpenter 和 Westphal, 2001^[29]), 为企业实施战略变革提供资源支持。同时, 开放性的 CEO 会更有意识利用外部社会网络, 搜寻对企业发展有利的各类信息 (连燕玲和贺小刚, 2015^[6]), 这有助于企业开辟新的业务或市场, 为企业在各业务单元的资源重新配置提供支撑。据此, 本文提出假设 1:

H1: CEO 的开放性程度越高, 企业战略变革程度越大。

(二) 绩效期望落差和 CEO 权力的调节效应

高阶梯队理论为解释 CEO 人格特质对企业战略决策的影响提供了基础, 但是组织情境和决策主体的个体特质并不是孤立存在的。特质激活理论诠释了个体人格特质是如何与权变的组织情境进行交互作用, 进而促使个体表现出相应的工作行为和工作绩效 (Tett 和 Burnett, 2003^[15]), 为探寻 CEO 人格特质影响企业战略决策的情境因素提供了有力的理论依据 (韵江和宁鑫, 2020^[3])。根据特质激活理论的观点, 个体特质所表达的外部行为受到组织情境的影响, 组

织情境因素提供了和个体特质一致或相反的条件, 对个体特质与行为关系发挥激活或削弱的作用 (Tett 和 Burnett, 2003^[15])。绩效期望落差和 CEO 权力是影响企业战略决策的关键性组织情境因素。因此, 为更深入分析 CEO 开放性对企业战略变革的影响, 本文采用特质激活理论, 探究绩效期望落差和 CEO 权力对 CEO 开放性与企业战略变革关系的调节作用。

1. 绩效期望落差的调节效应。

绩效期望落差指企业实际绩效低于期望绩效的程度 (Ref 和 Shapira, 2017^[30])。绩效期望落差越大, 表明当前企业绩效与期望绩效水平的差距越大, 意味着企业处于经营不善或现有战略存在偏差的不利状态。根据特质激活理论的观点, 个体特质在不同的情境中具有差异性的激活程度, 情境能够发挥增强或减弱个体特质对行为的作用 (Tett 和 Burnett, 2003^[15])。绩效期望落差是影响企业战略决策的重要组织情境之一, 是以 CEO 为核心的高管团队判断企业经营状况的重要依据。根据绩效反馈理论的观点, 高管团队通过评估绩效期望落差的大小来决定后续的行为选择 (Cyert 和 March, 1963^[31])。当绩效期望落差较大时, 即企业绩效低于期望绩效水平时, CEO 领导的高管团队将低于期望绩效水平的状态界定为“经营不善或损失”状态, 会促使高管团队进行经营问题的搜寻、分析和判断, 进而采取战略性行动来改善业绩不佳的被动局面 (Greve, 1998^[32])。因此, 本文认为随着绩效期望落差越大, 开放性 CEO 进行战略变革的动机也会增强。

具体而言, 第一, 开放性的 CEO 面对较大的绩效期望落差时, 会产生危机感和自责心理, 主动寻求变革, 搜寻、判断和实施战略决策改善企业经营不善的局面。CEO 是高管团队的核心和企业战略决策的核心人物, 对企业绩效进行解释和负责 (孙玥璠等, 2019^[33])。CEO 评估绩效期望落差时, 实际上对标两个“参照点”, 分别是企业历史绩效和行业平均绩效 (连燕玲等, 2015^[34])。当企业当前绩效低于历史绩效时, 意味着延续既往的经营战略已经难以达到过去同期水平; 当企业当前绩效低于行业平均绩效时, 说明企业在某层次的战略与行业竞争对手比已经处于落后状态。因此, 当绩效期望落差较大时, 开放性 CEO 会具有更强的危机感和自责心理, 为减少绩效期望落差实现预期绩效目标而付出更多努力 (Lant 等, 1992^[35]), 突破阻力进行战略变革谋求企业发展

的动机会增强。第二,开放性 CEO 面对较大的绩效期望落差时,更容易接受来自董事会和其他利益相关者的监督、意见或建议,更愿意推动战略变革改善业绩不利局面。CEO 领导的高管团队负责企业战略的制定和实施,受到董事会和其他利益相关者的监督。当企业绩效和期望绩效水平差距较大时,代表股东利益的董事会会质疑当前战略的合理性 (Oliver, 1992^[36]),进而督促 CEO 领导高管团队对目前的企业战略进行调整以扭转企业经营不善的局面。鉴于此,本文提出假设 2:

H2: 绩效期望落差对 CEO 开放性与企业战略变革的关系起到正向调节作用。

2. CEO 权力的调节作用。

权力指个人在特定关系或组织中施加影响,发挥作用和实现目标的能力 (Pfeffer, 1981^[37])。CEO 是企业重要的战略决策主体,能通过自身的权力对企业战略决策施加影响。CEO 权力越大,企业战略决策的方向越体现出个人偏好和利益导向 (董静等, 2020^[38])。根据特质激活理论的观点,CEO 权力作为一种重要的组织情境因素,会负向调节 CEO 开放性和企业战略变革之间的关系。

具体而言,首先,CEO 权力越大,越会将注意力的重点放在维护自身权力和规避风险上,从而缺乏推动战略变革的意愿。和“按部就班”的相对安全性相比,战略变革的高风险性和结果的高度不确定性会进一步加强 CEO 对战略现状的承诺 (Henderson 和 Fredrickson, 1996^[39])。CEO 需要对企业战略变革的结果负责,当自身权力较大时,为了维护自身的权力、声誉和地位,而不愿意进行冒险性的战略变革行动 (张维今等, 2018^[40])。另外,权力较大的 CEO 会削弱董事会对企业战略变革的积极影响和监督 (Haynes 和 Hillman, 2010^[41]),也更有能力遏制其他高管团队成员的战略变革提议 (孙玥璠等, 2019^[33])。其次,受到行业规则的约束,权力大的 CEO 更愿意维持现状,不愿意进行战略变革。CEO 的战略决策通常也受到行业规则或行业现状的约束,往往会依附于行业所形成的规则 (Carpenter, 2000^[42]),而不愿意去推动战略变革破坏行业稳定局面。同时,行业内企业战略的趋同性也会降低 CEO 推动战略变革的意愿。权力大的 CEO 更有能力抵制战略变革的提议,从而控制企业的整体战略方向。因此,权力大的 CEO 更有能力保持企业既定战略按照行业规则稳定发展,来

保护行业的良性竞争和自身地位。最后,权力大的 CEO 为获取高额报酬而不愿意冒险进行高风险性的战略变革。企业战略变革涉及业务调整 and 资源的重新配置,结果具有高度的不确定性,战略变革可能失败而导致企业绩效更加糟糕。CEO 需要对战略变革承担领导责任,一旦战略变革失败,董事会会通过降低 CEO 薪酬甚至解聘 CEO 进行问责。因此,权力大的 CEO 为了维持现有薪酬水平和规避业绩下滑的责任,会运用自身权力维持战略现状,甚至抵制战略变革。已有研究发现,兼任董事长的 CEO 会因坚持现有战略而获得更高的报酬 (Grossman 和 Cannella, 2006^[43])。据此,本文提出假设 3:

H3: CEO 权力对 CEO 开放性与企业战略变革的关系起到负向调节作用。

根据上述研究假设,构建本文的研究模型 (如图 1 所示)。

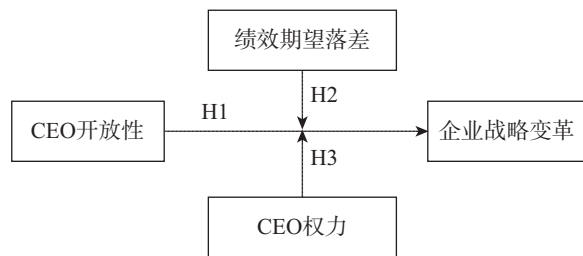


图 1 研究模型

三、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

由于 2006 年 2 月 15 日中国大陆地区颁发了 38 项准则并基本建立起一套关于上市公司会计制度的规范体系,所以本文将 2007—2019 年中国 A 股上市公司作为研究的初始样本,样本数据主要来自 CSMAR 数据库。为了获得更加可靠的样本,对初始样本进行如下处理:(1)剔除金融行业的公司;(2)删除上市年限不足 3 年的公司;(3)删除企业性质无法判断的公司;(4)剔除 ST 或 PT 的公司;(5)删除数据缺失的样本。同时,对企业战略变革程度、CEO 开放性和 CEO 权力三个主要变量进行 1% 的缩尾处理。最终获得 2 132 家上市公司的 15 561 个观测值。

(二) 变量设计与测量

1. 被解释变量。

被解释变量是企业战略变革 (SC)。资源分配是企业战略决策的重要体现,企业战略变革 (SC) 根据企业在战略资源分配上的年度区间波动性衡量

(连燕玲等, 2015^[34])。借鉴已有研究(Richard等, 2019^[44]; 韵江和宁鑫, 2020^[3])计算企业战略变革指标。具体如下: 首先, 获得六个战略资源的关键维度, 分别为库存水平(存货/营业收入)、广告投入力度(销售费用/营业收入)、间接费用率(管理费用/营业收入)、研发投入力度(无形资产净值/营业收入)、固定资产更新度(固定资产净值/固定资产总值)及财务杠杆系数(负债/所有者权益)。其次, 用每个关键维度 t 年的数值减去 $t-1$ 年的数值, 并对计算的结果用行业中位数进行调整。然后, 对调整后的数值取绝对值并进行标准化处理。最后, 将处理后的数值相加取平均值得到衡量企业战略变革程度的指标。

2. 解释变量。

解释变量是CEO开放性(*Ceoopen*)。本文借鉴Datta等(2003)^[45]的方法进行测量。具体而言, 选择CEO的年龄、任期和受教育水平来衡量开放性程度。CEO年龄采用从CEO出生到统计年份的年数来衡量。任期采用CEO在公司连续任职的月份总数来衡量。CEO受教育水平根据CEO获得的最高学历水平测量: 1=中专, 2=大专, 3=本科, 4=硕士, 5=博士。具体方式如下: 首先, 将CEO的年龄和任期的数值乘以负一, 确保两项指标对CEO开放性程度的影响方向与CEO受教育水平保持一致。其次, 对转换后的两项指标和CEO受教育水平进行标准化处理。最后, 将三个标准化后的数值相加测量CEO开放性。

3. 调节变量。

调节变量包括绩效期望落差(*Lag*)和CEO权力(*Ceopower*)。

绩效期望落差(*Lag*)即为企业实际绩效 P_{it} 低于设定的期望绩效 A_{it} 的程度。以往关于绩效反馈的研究通常用ROA来衡量公司财务绩效。本文借鉴以往的研究(连燕玲等, 2015^[34]; Ref和Shapira, 2017^[30]; 王菁等, 2014^[46]), 将历史期望落差和社会期望落差相结合, 形成一个综合指标衡量期望绩效, 其公式为:

$$A_{it-1} = (1 - \alpha_1)SA_{it-1} + \alpha_1 HA_{it-1} \quad (1)$$

SA_{it-1} 表示 $t-1$ 年的社会期望绩效, 以除企业自身外行业内其他企业实际绩效的平均值衡量。 HA_{it-1} 代表 $t-1$ 年的历史期望绩效, 以 $t-2$ 年的实际绩效衡量, α_1 表示权重。借鉴王菁等(2014)^[46]的研究, 经过

计算得 α_1 为0.5。因为本文主要研究绩效期望落差对CEO开放性与企业战略变革程度关系的影响, 所以选取 $t-1$ 期的绩效期望落差的数值作为指标, 这也是解决模型内生性的方法之一。另外, 当 $P_{it-1} - A_{it-1}$ 大于0时, 表示企业没有绩效期望落差, lag_{it-1} 等于0; 当 $P_{it-1} - A_{it-1}$ 小于0时, 表示企业存在期望落差, lag_{it-1} 等于 $P_{it-1} - A_{it-1}$ 的绝对值。

对CEO权力(*Ceopower*)的测量, 本文在Finkelstein(1992)^[20]所开发的权力模型的基础上借鉴了权小峰和吴世农(2010)^[47]对CEO权力的计算方法。该方法已被证实在中国情境下更加合适(张明等, 2020^[48])。本文选取了CEO四类重点权力维度的八个虚拟变量计算CEO权力的指标, 具体解释和计算过程如下。

(1) 组织权力。每一个企业都有自身的层级结构, 组织权力就是在这种结构中衍生出来的。CEO处于层级结构中的顶端位置, 可以运用层级位置所赋予的组织权力对下属施加影响的同时也对企业资源进行管理。本文使用CEO是否兼任董事长以及CEO是否兼任公司董事来衡量其组织权力, 前者主要为层级位置赋予的权力, 后者主要代表董事所赋予的权力。

(2) 专家权力。专家权力主要体现了CEO对企业内外部各种复杂情况的处理能力。本文采用CEO是否拥有高级职称以及CEO的任职时长两个虚拟变量进行衡量。具有高级职称的CEO具有更强的专业信息处理能力。CEO任期相对较长时, 会逐渐组建以自身为核心的高管团队, 提高自身的权力水平。

(3) 所有制权力。所有制权力从内部和外部两个指标进行衡量。内部指标主要指CEO持有公司股份状况。当CEO持有更多股份时, CEO不仅是公司的高级管理者, 同时也是公司股东, 其自身权力会变大。特别是, 当CEO持有的股份到一定比例时, 会削弱董事会的监督。中国企业股权激励起步较晚, 大多数CEO持股水平较低。因此, 本文使用CEO是否持股的虚拟变量来衡量内部所有制权力。外部指标主要指机构投资者持有的股份。机构投资者近些年在我国资本市场发展迅速, 影响力日益增大, 逐渐成为监督CEO的外部力量。因此, 本文选取了机构投资者持股是否低于行业中位数来衡量CEO的外部所有制权力。当机构投资者持股水平低于行业中位数时, CEO受到的外部监督会较弱, 自身权力相对更大。

(4) 声誉权力。声誉权力主要来自外界对CEO

的肯定和支持。换言之,企业CEO是否为行业认可的管理精英。声誉权力大的CEO通常更容易获得社会的信任,能更轻松地应对外部不确定性的影响。同时,董事会和外部利益相关者对声誉高的CEO更加重视和认同,因而形成了CEO的声誉权力。本文选取CEO是否拥有高学历与是否在外兼职两个虚拟变量进行衡量。本文所界定的高学历指硕士及以上学历。另外,CEO能通过在其他企业或组织兼职提高自身的社会声誉。

因此,本文结合四个权力维度的八个虚拟变量,将它们相加后取平均值,用来测量CEO权力(如表1所示)。

表1 CEO权力指标

主要维度	赋值
组织权力	CEO兼任董事长时=1,否=0
	CEO兼任公司董事=1,否=0
专家权力	CEO具有高级职称=1,否=0
	CEO任期时长超过行业中位数=1,否=0
所有制权力	CEO持有股份=1,否=0
	机构投资者持股低于行业中位数=1,否=0
声誉权力	CEO具有硕士以上学历=1,否=0
	CEO在其他企业或组织兼职=1,否=0

4. 控制变量。

借鉴企业战略变革(张明等,2020^[48];祝振铎等,2018^[49])、CEO人格特质(Harrison等,2020^[50])和CEO权力(权小峰和吴世农,2010^[47])等相关研究,本文选取企业规模(*Fsize*)、企业年龄(*Flife*)、董事会规模(*Boardsize*)、股权集中度(*Oncon*)、独立董事比例(*Indp*)、企业性质(*SOE*)、投资机会(*TobQ*)和CEO性别(*Gender*)作为控制变量。另外,本文还控制行业(*Industry*)和年度(*Year*)的影响。各变量定义和测量如表2所示。

表2 变量定义和测量

变量名称与符号	变量定义与测量
战略变革程度(<i>SC</i>)	六个维度指标标准化后的加权平均值测量企业战略变革
CEO开放性(<i>Ceoopen</i>)	CEO年龄、任期和教育水平经过处理后相加形成CEO开放性的指标
绩效期望落差(<i>Lag</i>)	实际绩效与期望绩效的差值,正值为0,负值取绝对值

续前表

变量名称与符号	变量定义与测量
CEO权力(<i>Ceopower</i>)	CEO四类权力维度的八个虚拟变量相加和后取均值
企业规模(<i>Fsize</i>)	企业总资产的自然对数
企业年龄(<i>Flife</i>)	统计年份减去企业成立年份
董事会规模(<i>Boardsize</i>)	董事会人数
股权集中度(<i>Oncon</i>)	前五大股东持股比例
独立董事比例(<i>Indp</i>)	独立董事人数/董事会规模
企业性质(<i>SOE</i>)	国有企业赋值1,其他性质企业赋值0
投资机会(<i>TobQ</i>)	TobinQ指数
性别(<i>Gender</i>)	男性CEO赋值1,女性CEO赋值0
行业虚拟变量(<i>Industry</i>)	根据证监会2020年第三季度行业分类,样本共涉及18个行业,设立17个行业虚拟变量
年度虚拟变量(<i>Year</i>)	样本区间为13年,去除缺失数据的年份(2007—2008年),共设置10个年份的虚拟变量

四、实证结果分析与讨论

(一) 描述性统计和相关性分析

表3是变量的描述性统计结果。表3显示,企业战略变革(*SC*)的均值为-0.022,标准差是0.034,说明样本企业进行战略变革的程度不大,而且企业间的差别也不明显。CEO开放性(*Ceoopen*)的均值为-0.208,表明样本企业CEO的开放性程度并不高,标准差是1.971,说明存在较大的个体差异。企业绩效期望落差(*Lag*)的均值为0.017,标准差是0.099,表明大部分样本企业都存在绩效期望落差,属于企业的普遍现象。CEO权力(*Ceopower*)的均值为0.516,标准差为0.210,表明大多数CEO的权力水平较低,而且个体间的差异也不大。样本中国有企业的比例是31.9%(*SOE*的均值为0.319);股权集中度(*Oncon*)的均值是55.10%,说明我国上市企业股权集中度高;董事会规模(*Boardsize*)的均值为8.578人,独立董事比例(*Indp*)的均值是37.5%。

表4是变量的相关系数。表4显示,CEO开放性(*Ceoopen*)和企业战略变革(*SC*)之间的相关系数是0.082($p<0.01$),这为假设H1提供了初步的证据。绩效期望落差(*Lag*)与企业战略变革(*SC*)的相关系数是0.074($p<0.01$),而CEO权力(*Ceopower*)与企业战略变革(*SC*)的相关系数是-

0.071($p < 0.01$), 表明在检验 CEO 开放性 (*Ceopen*) 望落差 (*Lag*) 和 CEO 权力 (*Ceopower*) 的调节作用和企业战略变革 (*SC*) 之间的关系时, 分析绩效期具有合理性。

表 3 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>SC</i>	15 561	-0.022	0.034	-0.043	0.217
<i>Ceopen</i>	15 561	-0.208	1.971	-8.633	5.972
<i>Lag</i>	15 561	0.017	0.099	0.000	10.491
<i>Ceopower</i>	15 561	0.516	0.210	0.000	1.000
<i>Fsize</i>	15 561	22.091	1.254	18.393	28.341
<i>Flife</i>	15 561	16.369	5.951	2.000	52.670
<i>Boardsize</i>	15 561	8.578	1.723	4.000	18.000
<i>Oncon</i>	15 561	0.551	0.153	0.013	0.992
<i>Indp</i>	15 561	0.375	0.057	0.000	0.800
<i>SOE</i>	15 561	0.319	0.456	0.000	1.000
<i>TobQ</i>	15 561	2.234	2.151	0.048	42.393
<i>Gender</i>	15 561	0.923	0.266	0.000	1.000

表 4 相关系数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. <i>SC</i>	1											
2. <i>Ceopen</i>	0.082 ^a	1										
3. <i>Lag</i>	0.074 ^a	0.021 ^b	1									
4. <i>Ceopower</i>	-0.071 ^a	-0.146 ^a	-0.041 ^a	1								
5. <i>Fsize</i>	0.000	-0.063 ^a	-0.028 ^a	-0.122 ^a	1							
6. <i>Flife</i>	0.039 ^a	-0.105 ^a	0.019 ^b	-0.098 ^a	0.200 ^a	1						
7. <i>Boardsize</i>	-0.011	-0.018 ^b	-0.010	-0.066 ^a	0.262 ^a	0.029 ^a	1					
8. <i>Oncon</i>	-0.020 ^b	0.083 ^a	-0.054 ^a	-0.087 ^a	0.097 ^a	-0.166 ^a	-0.030 ^a	1				
9. <i>Indq</i>	0.022 ^a	-0.007	0.008	-0.008	0.024 ^a	-0.006	-0.479 ^a	0.071 ^a	1			
10. <i>SOE</i>	-0.017 ^b	-0.026 ^a	0.011	-0.206 ^a	0.369 ^a	0.168 ^a	0.272 ^a	0.018 ^b	-0.028 ^a	1		
11. <i>TobQ</i>	0.074 ^a	0.064 ^a	-0.005	0.045 ^a	-0.460 ^a	-0.105 ^a	-0.158 ^a	-0.069 ^a	0.048 ^a	-0.211 ^a	1	
12. <i>Gender</i>	-0.013	-0.024 ^a	-0.004	0.037 ^a	0.037 ^a	-0.011	0.074 ^a	-0.057 ^a	-0.039 ^a	0.062 ^a	-0.031 ^a	1

注: a 为 1%水平上显著, b 为 5%水平上显著, c 为 10%水平显著; 相关系数为双尾检验下的皮尔逊相关系数。

(二) 回归分析与讨论

本文采用多元线性回归方法, 检验 CEO 开放性 (*Ceoopen*) 对企业战略变革 (*SC*) 的影响以及绩效期望落差 (*Lag*) 和 CEO 权力 (*Ceopower*) 的调节作用, 回归结果如表 5 所示。模型 1 考察控制变量和调节变量对企业战略变革 (*SC*) 的影响。模型 2 检验 CEO 开放性 (*Ceoopen*) 对企业战略变革 (*SC*) 的影响, *F* 值是 35.12, 在 1% 的水平上显著, 表明该模型是有效的, 可用来检验假设 H1。模型 3 在模型 2

的基础上, 引入 CEO 开放性和绩效期望落差的交乘项 (*Ceoopen*×*Lag*), *F* 值是 35.04, 且在 1% 的水平上显著, 说明该模型是有效的, 用来检验假设 H2。模型 4 在模型 2 的基础上引入 CEO 开放性与 CEO 权力的交乘项 (*Ceoopen*×*Ceopower*), *F* 值是 34.36, 并且在 1% 的水平上显著, 表明模型 4 是有效的, 用来检验假设 H3。模型 5 是全模型, 能发挥稳健性检验的作用。

表 5 主效应及调节作用的回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
常数项	-0.029 *** (-4.19)	-0.031 *** (-4.49)	-0.032 *** (-4.73)	-0.031 *** (-4.51)	-0.033 *** (-4.75)
<i>Ceoopen</i>		0.001 *** (6.77)	0.001 *** (6.77)	0.001 *** (6.93)	0.001 *** (6.92)
<i>Ceoopen</i> × <i>Lag</i>			0.012 *** (5.44)		0.012 *** (5.39)
<i>Ceoopen</i> × <i>Ceopower</i>				-0.001 ** (-2.25)	-0.001 ** (-2.12)
<i>Lag</i>	0.023 *** (8.66)	0.023 *** (8.55)	0.026 *** (9.50)	0.023 *** (8.55)	0.026 *** (9.49)
<i>Ceopower</i>	-0.010 *** (-7.69)	-0.009 *** (-6.60)	-0.008 *** (-6.48)	-0.009 *** (-6.56)	-0.008 *** (-6.43)
<i>Fsize</i>	0.001 ** (2.19)	0.001 ** (2.31)	0.001 ** (2.36)	0.001 ** (2.26)	0.001 ** (2.31)
<i>Flife</i>	0.000 ** (2.32)	0.000 *** (2.68)	0.000 *** (2.74)	0.000 *** (2.61)	0.000 *** (2.68)
<i>Boardsize</i>	-0.000 (-0.33)	-0.000 (-0.20)	-0.000 (-0.18)	-0.000 (-0.20)	-0.000 (-0.18)
<i>Oncon</i>	-0.007 *** (-4.18)	-0.008 *** (-4.61)	-0.008 *** (-4.36)	-0.008 *** (-4.50)	-0.008 *** (-4.26)
<i>Indp</i>	0.017 *** (3.17)	0.018 *** (3.28)	0.017 *** (3.28)	0.018 *** (3.28)	0.017 *** (3.27)
<i>SOE</i>	-0.006 *** (-9.24)	-0.006 *** (-8.96)	-0.006 *** (-8.97)	-0.006 *** (-8.84)	-0.006 *** (-8.86)
<i>TobQ</i>	0.002 *** (10.75)	0.002 *** (10.55)	0.002 *** (10.57)	0.002 *** (10.57)	0.002 *** (10.59)
<i>Gender</i>	0.000 (-0.08)	0.000 (-0.02)	0.000 (0.00)	0.000 (0.02)	0.000 (0.03)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制

续前表

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15 561	15 561	15 561	15 561	15 561
<i>F</i>	34.73 ***	35.12 ***	35.04 ***	34.36 ***	34.28 ***
<i>Adj R-squared</i>	0.074	0.077	0.077	0.077	0.079

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；括号内数值为回归系数对应的*t*值；为缓解多重共线性的问题，交叉项进行了去中心化处理。下同。

模型2显示，CEO开放性（*Ceoopen*）的回归系数为0.001（ $p < 0.01$ ），表明CEO开放性与企业战略变革呈显著的正相关关系，因此假设H1得到验证。这说明CEO开放性程度越高，企业战略变革程度越大。具有开放性人格特质的CEO具有强烈的好奇心，善于接受新事物或外界信息，偏好高管团队成员参与企业战略决策，也乐于接受董事会监督或高管团队的企业战略变革提议，这些都有助于企业战略变革的实施。

模型3显示，CEO开放性和绩效期望落差的交互项（*Ceoopen*×*Lag*）的系数是0.012（ $p < 0.01$ ），而且CEO开放性（*Ceoopen*）的回归系数是0.001（ $p < 0.01$ ），表明绩效期望落差对CEO开放性与企业战略变革两者关系存在显著的正向调节作用，即绩效期望落差越大，CEO开放性的正向影响越强，因此假设H2得到验证。图2显示了绩效期望落差调节作用的直观结果，表明CEO开放性对企业战略变革程度的影响受到绩效期望落差的正向调节。位居高管团队核心位置的CEO由董事会聘任，负责

企业经营管理和企业战略的制定与实施，带领高管团队为企业创造价值。当企业绩效低于期望水平的程度越高，即绩效期望落差越大时，开放性CEO受到董事会及利益相关者要求改善企业绩效的压力越大，危机感和自责心理越强烈，更愿意领导高管团队进行战略变革来改变企业绩效低于期望水平的不利局面。

模型4显示，CEO开放性与CEO权力的交互项（*Ceoopen*×*Ceopower*）的回归系数是-0.001（ $p < 0.05$ ），而且CEO开放性（*Ceoopen*）的回归系数是0.001（ $p < 0.01$ ），这表明CEO权力对CEO开放性与企业战略变革关系具有显著的负向调节作用，即说明CEO权力越大，CEO开放性对企业战略变革的正向影响越弱，因此假设H3得到验证。图3展示了CEO权力对CEO开放性与企业战略变革两者关系负向调节的直观结果。CEO是企业战略决策的关键人员，能通过自身的权力对企业战略决策施加影响，推动或阻碍企业战略变革。企业战略变革具有高风险性，CEO出于维护自身的权力、薪酬水平以及行业稳定性的考虑，

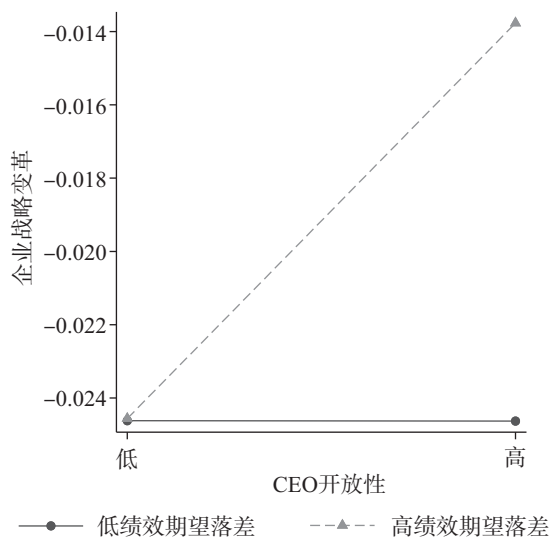


图2 绩效期望落差的调节效应

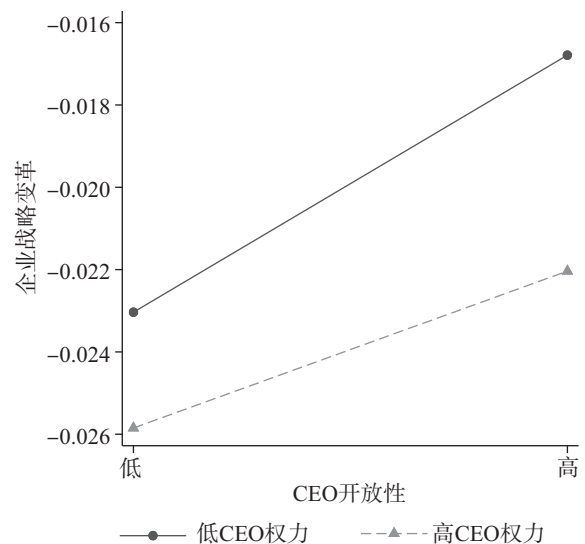


图3 CEO权力的调节效应

对推动企业战略变革持谨慎态度。相对于权力较小的 CEO, 权力大的 CEO 为维护既有的权力和地位, 更不愿意冒险推动企业战略变革。

模型 5 显示, CEO 开放性 (*Ceoopen*) 的回归系数是 0.001 ($p < 0.01$), CEO 开放性和绩效期望落差的交乘项 (*Ceoopen*×*Lag*) 的系数是 0.012 ($p < 0.01$), CEO 开放性与 CEO 权力交乘项 (*Ceoopen*×*Ceopower*) 的回归系数是 -0.001 ($p < 0.05$), 再次表明 CEO 开放性正向影响企业战略变革, 绩效期望落差正向调节两者关系, CEO 权力则负向调节两者关系, 假设 H1、H2 和 H3 同样得到验证。

(四) 稳健性检验

稳健性检验是对被解释变量企业战略变革 (*SC*) 采用不同的测量方法进行回归分析来检验结论的可靠性。由于中国 A 股上市公司的广告成本和研发投入没有详细报表, 通常利用销售费用和无形资产净值分别代替广告成本和研发投入。本文借鉴祝振铎等

(2018)^[49]的研究, 在测量企业战略变革时, 剔除广告成本和研发投入, 构成一个四维度的企业战略变革程度的指标, 回归结果如表 6 所示。模型 7 的 CEO 开放性 (*Ceoopen*) 的回归系数是 0.001 ($p < 0.01$), 表明 CEO 开放性正向影响企业战略变革, 假设 H1 得以验证。模型 8 的 CEO 开放性和绩效期望落差交乘项 (*Ceoopen*×*Lag*) 的系数是 0.007 ($p < 0.01$), CEO 开放性 (*Ceoopen*) 的回归系数是 0.001 ($p < 0.01$), 说明绩效期望落差正向调节 CEO 开放性对企业战略变革的影响, 假设 H2 得到验证。模型 9 的 CEO 开放性与 CEO 权力交乘项 (*Ceoopen*×*Ceopower*) 的回归系数是 -0.002 ($p < 0.05$), CEO 开放性 (*Ceoopen*) 的回归系数是 0.001 ($p < 0.01$), 表明 CEO 权力会弱化 CEO 开放性对企业战略变革的正向影响, 假设 H3 得以验证。模型 10 的回归结果也进一步证实上述结论。综上所述, 结论是稳健的。

表 6 稳健性检验回归结果

变量	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
常数项	-0.061 *** (-9.08)	-0.063 *** (-9.32)	-0.064 *** (-9.45)	-0.063 *** (-9.34)	-0.064 *** (-9.46)
<i>Ceoopen</i>		0.001 *** (5.38)	0.001 *** (5.37)	0.001 *** (5.55)	0.001 *** (5.54)
<i>Ceoopen</i> × <i>Lag</i>			0.007 *** (3.02)		0.007 *** (2.97)
<i>Ceoopen</i> × <i>Ceopower</i>				-0.002 ** (-2.33)	-0.001 ** (-2.26)
<i>Lag</i>	0.017 *** (6.46)	0.017 *** (6.37)	0.018 *** (6.86)	0.017 *** (6.36)	0.018 *** (6.84)
<i>Ceopower</i>	-0.008 *** (-6.35)	-0.007 *** (-5.48)	-0.007 *** (-5.41)	-0.007 *** (-5.44)	-0.007 *** (-5.37)
<i>Fsize</i>	0.002 *** (6.81)	0.002 *** (6.91)	0.002 *** (6.93)	0.002 *** (6.85)	0.002 *** (6.88)
<i>Flife</i>	0.000 (1.56)	0.000 * (1.84)	0.000 * (1.88)	0.000 * (1.77)	0.000 * (1.81)
<i>Boardsize</i>	0.000 (0.37)	0.000 (0.47)	0.000 (0.48)	0.000 (0.48)	0.000 (0.49)
<i>Oncon</i>	-0.002 (-0.87)	-0.002 (-1.21)	-0.002 (-1.07)	-0.002 (-1.10)	-0.002 (-0.97)

续前表

变量	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
<i>Indp</i>	0.017 *** (3.31)	0.018 *** (3.40)	0.018 *** (3.39)	0.018 *** (3.39)	0.018 *** (3.39)
<i>SOE</i>	-0.005 *** (-7.08)	-0.005 *** (-6.86)	-0.005 *** (-6.86)	-0.004 *** (-6.74)	-0.004 *** (-6.74)
<i>TobQ</i>	0.001 *** (4.08)	0.001 *** (3.91)	0.001 *** (3.92)	0.001 *** (3.94)	0.001 *** (3.95)
<i>Gender</i>	0.001 (1.11)	0.001 (1.17)	0.001 (1.18)	0.001 (1.20)	0.001 (1.21)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15 561	15 561	15 561	15 561	15 561
<i>F</i>	48.38 ***	47.95 ***	46.98 ***	46.87 ***	45.94 ***
<i>Adj R-squared</i>	0.101	0.103	0.103	0.103	0.104

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于高阶梯队理论和特质激活理论，构建了 CEO 开放性、绩效期望落差和 CEO 权力影响企业战略变革的研究模型，利用中国 A 股上市公司的样本进行了实证检验，得到如下主要研究结论。

第一，CEO 开放性是正向影响企业战略变革的重要因素。以往企业战略变革影响因素的研究文献，过于强调企业内外部客观因素的影响，没有足够重视企业内部战略变革主体力量的作用，缺乏针对 CEO 开放性对企业战略变革影响机理的探究。本研究将 CEO 开放性作为自变量，检验其对企业战略变革的直接影响，证实 CEO 开放性程度越高，企业战略变革的程度越大。开放性的 CEO 能够培育企业战略变革的氛围和文化，也能整合资源为企业战略变革提供支持。

第二，在 CEO 开放性相同的前提下，绩效期望落差越大，企业战略变革程度越大；绩效期望落差越小，企业战略变革的程度越小。本研究证实绩效期望落差是影响 CEO 开放性与企业战略变革关系的重要组织情境因素。绩效期望落差越大，说明当前企业绩效和预设的业绩水平相差越大，开放性 CEO 具有更

加强烈的危机感和自责心理，更容易接受董事会或其他利益相关者的质询和战略变革建议，进而推动企业战略变革以改变绩效不佳的局面。本文从绩效期望落差的角度，考察了这一不利组织情境对 CEO 开放性的触发性作用，发现了绩效期望落差是作用于 CEO 开放性与企业战略变革关系的重要调节变量，拓展了特质激活理论的应用边界，为企业选择合适的战略变革时机提供了理论依据。

第三，在 CEO 开放性相同的前提下，CEO 权力越大，企业战略变革程度越小；CEO 权力越小，企业战略变革的程度越大。本研究证实 CEO 权力是影响 CEO 开放性与企业战略变革关系的重要组织情境因素。鉴于企业战略变革的高风险性和结果的高度不确定性，权力大的 CEO 会更加注重维护自身的权力与地位、薪酬水平以及行业规范，而不愿意推动企业战略变革。本文从 CEO 权力的角度，探讨了不同 CEO 权力情境下 CEO 开放性对企业战略变革的影响，发现了 CEO 权力是影响 CEO 开放性与企业战略变革关系的重要调节变量，丰富了特质激活理论的应用领域，为董事会对 CEO 权力的配置提供了理论依据。

(二) 管理启示

笔者基于探讨 CEO 开放性对企业战略变革影响

机理的研究结论,得到如下主要管理启示。

第一,开放性的人格特质可以作为企业董事会选聘CEO来推动战略变革的重要评价指标。CEO是企业高管团队的核心,是企业实施战略变革的关键人物。企业战略变革的过程具有高风险性,结果也具有高度不确定性,因此选择合适的CEO来推动企业战略变革直接关系到战略变革的成败。当董事会选聘CEO来推进企业战略变革时,在评估候选人经营管理能力的基础上,可以将其开放性作为重要的人格特质进行综合判断。

第二,企业可根据绩效期望落差的大小来选择战略变革的时机和程度。战略变革涉及企业资源的重新配置,最终对企业绩效的影响甚大,可能会遭到利益相关者的反对甚至抵制,因此企业实施战略变革需要找到合适时机,选择恰当的变革程度。当绩效期望落差较大时,不失为一个比较合适的企业战略变革时机。当企业绩效远低于历史绩效水平或行业平均绩效水平时,即绩效期望落差较大时,CEO领导的高管团队更容易说服董事会批准企业战略变革提议,或者是董事会会强烈要求CEO为核心的高管团队进行企业战略变革来改变业绩不佳的局面。另外,当绩效期望落差比较大时,渐进性的战略变革不足以改善企业绩效,需要企业推动更大幅度的战略变革来扭转不利局面,比如进入新的业务领域、通过并购进入新市

场等。

第三,如果企业需要进行战略变革时,董事会应该事先通过制度设计合理配置CEO的权力。CEO是企业战略变革的决定性因素,可以利用自身权力对企业战略变革施加影响。当企业需要进行战略变革扭转不利局面或者寻求新的机会时,拥有较大权力的CEO会根据自身利益(既得权力、地位和高额薪酬)的考虑,可能会运用自身权力抵制战略变革或反对进行大幅度的战略变革。因此,当企业需要进行战略变革时,董事会应该事先通过制度安排合理配置CEO权力,比如将董事长和CEO职位分开设立,或者加强董事会对CEO的监督,强化董事会对企业战略变革的控制,抑或引进机构投资者等。

(三) 局限与展望

本研究力争在研究设计和实施过程中保持科学严谨,探究了CEO开放性对企业战略变革的影响机理,未来研究可以从以下两个方面进行深化和拓展。一是未来研究可以优化企业战略变革的测量,考虑企业战略变革的较长时滞性,在长期跨度的基础上探究CEO开放性对企业战略变革的影响机理。二是本研究证实绩效期望落差和CEO权力对CEO开放性与企业战略变革之间的关系发挥调节作用,未来研究应继续从组织情境或外部环境等因素的角度,寻求影响CEO开放性与企业战略变革关系的新的调节变量。

参考文献

- [1] 巩健,陈凌,王健茜,等.从众还是独具一格?——中国家族企业战略趋同的实证研究[J].管理世界,2016(11):110-124.
- [2] Johnson J L, Lee R P W, Saini A, et al. Market-Focused Strategic Flexibility: Conceptual Advances and an Integrative Model [J]. Journal of the Academy of Marketing Science, 2003, 31 (1): 74-89.
- [3] 韵江,宁鑫.“年少有为”还是“老当益壮”?——CEO职业生涯关注与战略变革[J].经济管理,2020(6):135-152.
- [4] Wu J, Richard O C, Zhang X, et al. Top Management Team Surface-level Diversity, Strategic Change, and Long-term Firm Performance: A Mediated Model Investigation [J]. Journal of Leadership & Organizational Studies, 2019, 26 (3): 304-318.
- [5] Müller J, Kunisch S. Central Perspectives and Debates in Strategic Change Research [J]. International Journal of Management Reviews, 2018, 20 (2): 457-482.
- [6] 连燕玲,贺小刚.CEO开放性特征、战略惯性和组织绩效——基于中国上市公司的实证分析[J].管理科学学报,2015(1):1-19.
- [7] Hambrick D C, Mason P A. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers [J]. Academy of Management Review, 1984, 9 (2): 193-206.
- [8] Engelen A, Neumann C, Schmidt S. Should Entrepreneurially Oriented Firms Have Narcissistic CEOs? [J]. Journal of Management, 2016, 42 (3): 689-721.
- [9] Herrmann P, Nadkarni S. Managing Strategic Change: The Duality of CEO Personality [J]. Strategic Management Journal, 2014, 35 (9): 1318-1342.
- [10] Zhu D H, Chen G. CEO Narcissism and the Impact of Prior Board Experience on Corporate Strategy [J]. Administrative Science Quarterly, 2015, 60 (1): 31-65.

- [11] 吴建祖, 龚敏. 基于注意力基础观的 CEO 自恋对企业战略变革影响机制研究 [J]. 管理学报, 2018 (11): 1638-1646.
- [12] 韵江, 宁鑫, 暴莹. CEO 过度自信与战略变革——基于“韧性效应”和“创造效应”的研究 [J]. (2021-09-10) [2022-01-08]. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20210910.1708.020.html>.
- [13] 刘良灿, 宁鑫, 吕潮林. 开放性促进了企业创新吗?——基于创业板上市公司的实证研究 [J]. 经济与管理评论, 2018 (2): 82-93.
- [14] 陈志红, 张莹, 李健. CEO 开放性特征、创新能力和企业国际化程度 [J]. 中国科技论坛, 2020 (2): 139-147.
- [15] Tett R P, Burnett D D. A Personality Trait-based Interactionist Model of Job Performance [J]. Journal of Applied Psychology, 2003, 88 (3): 500-517.
- [16] Hambrick D C, Geletkanycz M A, Fredrickson J W. Top Executive Commitment to the Status Quo: Some Tests of Its Determinants [J]. Strategic Management Journal, 1993, 14 (6): 401-418.
- [17] Zhang Y. The Presence of a Separate COO/President and Its Impact on Strategic Change and CEO Dismissal [J]. Strategic Management Journal, 2006, 27 (3): 283-300.
- [18] Zhang Y, Rajagopalan N. Once an Outsider, always an Outsider? CEO Origin, Strategic Change, and Firm Performance [J]. Strategic Management Journal, 2010, 31 (3): 334-346.
- [19] Van de Ven A H, Poole M S, Marshall S P. Explaining Development and Change in Organizations [J]. Academy of Management Review, 1995, 20 (3): 510-540.
- [20] Finkelstein S. Power in Top Management Teams: Dimensions, Measurement, and Validation [J]. Academy of Management Journal, 1992, 35 (3): 505-538.
- [21] McCrae R R, Costa P T. Validation of the Five-Factor Model of Personality Across Instruments and Observers [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1987, 52 (1): 81-90.
- [22] O'Reilly C A, Caldwell D F, Chatman J A, et al. The Promise and Problems of Organizational Culture: CEO Personality, Culture, and Firm Performance [J]. Group & Organization Management, 2014, 39 (6): 595-625.
- [23] George J M, Zhou J. When Openness to Experience and Conscientiousness Are Related to Creative Behavior: An Interactional Approach [J]. Journal of Applied Psychology, 2001, 86 (3): 513-524.
- [24] Shane S, Nicolaou N, Cherkas L, et al. Genetics, the Big Five, and the Tendency to be Self-employed [J]. Journal of Applied Psychology, 2010, 95 (6): 1154-1162.
- [25] Nadkarni S, Narayanan V K. Strategic Schemas, Strategic Flexibility, and Firm Performance: The Moderating Role of Industry Clockspeed [J]. Strategic Management Journal, 2007, 28 (3): 243-270.
- [26] Kickul J, Neuman G. Emergent Leadership Behaviors: The Function of Personality and Cognitive Ability in Determining Teamwork Performance and KSAs [J]. Journal of Business and Psychology, 2000, 15 (1): 27-51.
- [27] Shimizu K, Hitt M A. Strategic Flexibility: Organizational Preparedness to Reverse Ineffective Strategic Decisions [J]. Academy of Management Perspectives, 2004, 18 (4): 44-59.
- [28] Schilpzand M C, Herold D M, Shalley C E. Members' Openness to Experience and Teams' Creative Performance [J]. Small Group Research, 2011, 42 (1): 55-76.
- [29] Carpenter M A, Westphal J D. The Strategic Context of External Network Ties: Examining the Impact of Director Appointments on Board Involvement in Strategic Decision Making [J]. Academy of Management Journal, 2001, 44 (4): 639-660.
- [30] Ref O, Shapira Z. Entering New Markets: The Effect of Performance Feedback Near Aspiration and well Below and Above it [J]. Strategic Management Journal, 2017, 38 (7): 1416-1434.
- [31] Cyert R M, March J G. A Behavioral Theory of the Firm [M]. Prentice-Hall: Englewood Cliffs, 1963.
- [32] Greve, H R. Performance, Aspirations, and Risky Organizational Change [J]. Administrative Science Quarterly, 1998, 43 (1): 58-86.
- [33] 孙玥璠, 陈爽, 张永冀. 高管团队异质性、群体断裂带与企业风险承担 [J]. 管理评论, 2019 (8): 157-168.
- [34] 连燕玲, 周兵, 贺小刚, 等. 经营期望、管理自主权与战略变革 [J]. 经济研究, 2015 (8): 31-44.
- [35] Lant T K, Milliken F J, Batra B. The Role of Managerial Learning and Interpretation in Strategic Persistence and Reorientation: An Empirical Exploration [J]. Strategic Management Journal, 1992, 13 (8): 585-608.
- [36] Oliver C. The Antecedents of Deinstitutionalization [J]. Organization Studies, 1992, 13 (4): 563-588.
- [37] Pfeffer J. Power in Organizations [M]. Pitman Marshfield: MA, 1981.
- [38] 董静, 邓浩然, 赵国振. CEO 超额薪酬与战略变革——基于行为代理理论的研究 [J]. 经济管理, 2020 (10): 137-155.
- [39] Henderson A D, Fredrickson J W. Information-processing Demands as a Determinant of CEO Compensation [J]. Academy of Management Journal, 1996, 39 (3): 575-606.
- [40] 张维今, 李凯, 王淑梅. CEO 权力的调节作用下董事会资本对公司创新的内在机制影响研究 [J]. 管理评论, 2018 (4): 70-82.

- [41] Haynes K T, Hillman A. The Effect of Board Capital and CEO Power on Strategic Change [J]. Strategic Management Journal, 2010, 31 (11): 1145-1163.
- [42] Carpenter M A. The Price of Change: The Role of CEO Compensation in Strategic Variation and Deviation from Industry Strategy Norms [J]. Journal of Management, 2000, 26 (6): 1179-1198.
- [43] Grossman W, Cannella Jr A A. The Impact of Strategic Persistence on Executive Compensation [J]. Journal of Management, 2006, 32 (2): 257-278.
- [44] Richard O C, Wu J, Markoczy L A, et al. Top Management Team Demographic - Faultline Strength and Strategic Change: What Role Does Environmental Dynamism Play? [J]. Strategic Management Journal, 2019, 40 (6): 987-1009.
- [45] Datta D K, Rajagopalan N, Zhang Y. New CEO Openness to Change and Strategic Persistence: The Moderating Role of Industry Characteristics [J]. British Journal of Management, 2003, 14 (2): 101-114.
- [46] 王菁, 程博, 孙元欣. 期望绩效反馈效果对企业研发和慈善捐赠行为的影响 [J]. 管理世界, 2014 (8): 115-133.
- [47] 权小锋, 吴世农. CEO 权力强度、信息披露质量与公司业绩的波动性——基于深交所上市公司的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2010 (4): 142-153.
- [48] 张明, 蓝海林, 陈伟宏, 等. 殊途同归不同效: 战略变革前因组态及其绩效研究 [J]. 管理世界, 2020 (9): 168-186.
- [49] 祝振铎, 李新春, 叶文平. “扶上马, 送一程”: 家族企业代际传承中的战略变革与父爱主义 [J]. 管理世界, 2018 (11): 65-79.
- [50] Harrison J S, Thurgood G R, Boivie S, et al. Perception is Reality: How CEOs' Observed Personality Influences Market Perceptions of Firm Risk and Shareholder Returns [J]. Academy of Management Journal, 2020, 63 (4): 1166-1195.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)

(上接第 104 页)

- [11] 范黎波, 杨金海, 黄钰婷. 社会保障提升能有效促进居民消费吗? ——基于分位数回归与反事实分解方法的研究 [J]. 华东经济管理, 2017 (3): 49-59.
- [12] 王亚柯, 刘雪颖. 养老保险对城镇家庭消费水平和结构的影响研究 [J]. 经济纵横, 2020 (9): 89-98.
- [13] 史丹. 关于中国公务员与企业职工养老保险制度并轨的思考 [J]. 经济研究导刊, 2014 (12): 52-53.
- [14] 朱恒鹏, 高秋明, 陈晓荣. 与国际趋势一致的改革思路——中国机关事业单位养老金制度改革述评 [J]. 国际经济评论, 2015 (2): 9-28.
- [15] 张彦, 李春根. 企事业机关单位养老保险制度并轨后的公平性研究 [J]. 财政研究, 2016 (12): 50-63.
- [16] 李小强. 我国机关事业单位与企业职工养老保险制度并轨改革研究 [J]. 统计与管理, 2016 (12): 101-102.
- [17] 贾丽萍. 我国机关事业单位养老保险并轨现存阻碍及对策建议 [J]. 经济纵横, 2017 (7): 47-53.
- [18] 徐舒, 赵绍阳. 养老金“双轨制”对城镇居民生命周期消费差距的影响 [J]. 经济研究, 2013 (1): 83-98.
- [19] 李培, 丁少群. 新型城镇化过程中养老金并轨能缩小收入差距吗——兼论机关事业单位养老金改革 [J]. 当代经济科学, 2016 (4): 61-72.
- [20] 邹铁钉. 延迟退休与养老保险制度并轨的财政及就业效应 [J]. 经济评论, 2017 (6): 92-106.
- [21] 王小龙, 唐龙. 养老双轨制、家庭异质性与城镇居民消费不足 [J]. 金融研究, 2013 (8): 109-122.
- [22] 白重恩, 赵静, 毛捷. 制度并轨预期与遵从度: 事业单位养老保险改革的经验证据 [J]. 世界经济, 2014 (9): 119-144.
- [23] 于新亮, 张文瑞, 郭文光, 于文广. 养老保险制度统一与劳动要素市场化配置——基于公私部门养老金并轨改革的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2021 (1): 36-55.
- [24] 陈华帅, 刘亮, 许明. 体制内就业者的收入太少了么——基于 CFPS 面板数据的实证分析 [J]. 统计学报, 2020 (1): 43-54.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

互动路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿影响机理研究

The Influencing Mechanism of Interactive Route on Consumers' Participation Willingness of Virtual CSR Value Co-creation

吴正祥 郭婷婷

WU Zheng-xiang GUO Ting-ting

[摘要] 互动路径对消费者虚拟企业社会责任 (Corporate Social Responsibility, CSR) 价值共创参与意愿的影响受到其社会价值观的中介作用和品牌知名度的调节作用。笔者基于价值共创理论, 首先构建了一个互动路径作用于消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的研究模型, 在此基础上利用回归分析和方差分析对采用实验研究法收集到的有效数据进行了统计分析, 实证检验了互动路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的直接影响, 以及社会价值观的中介作用和品牌知名度的调节作用。验证结果证实: 互动路径 (结构路径 vs. 体验路径) 正向影响消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿, 且相较于结构路径, 体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响更强; 在高品牌知名度下, 体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响依旧大于结构路径, 但在低品牌知名度下, 结构路径和体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响却不存在显著差异; 自我超越型社会价值观和自我提升型社会价值观分别在体验路径和结构路径影响消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的过程中起中介作用。本研究通过揭示互动路径影响消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的机理, 拓展了价值共创领域关于消费者社会责任行为研究的边界, 为企业有效开展虚拟 CSR 价值共创活动提供了理论依据。

[关键词] 虚拟 CSR 价值共创 参与意愿 互动路径 社会价值观 品牌知名度

[中图分类号] F713.55 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 08-0119-10

Abstract: The influence of the interactive route on consumers' participation willingness of virtual CSR value co-creation is mediated by social value and moderated by brand awareness. Based on the theory of value co-creation, the authors construct a research model which the interactive route acting on consumers' willingness to participate in virtual CSR value co-creation. On this basis, the authors analyze the valid data collected by experimental research method with regression analysis and variance analysis, and empirically test the direct impact of interactive route on consumers' willingness to participate in virtual CSR value co-creation, as well as the mediating role of social value and the moderating role of brand awareness. The results show that: interactive route (the structural route vs. experiential route) has a significant positive impact on consumers' participation willingness of virtual CSR value co-creation. Compared with the structural route, the experiential route shows a stronger effect on consumers' virtual CSR value co-creation participation willingness. The impact of experiential route on consumers' willingness to participate in virtual CSR value co-creation is still greater than that of structure route under high brand awareness; however, with low brand awareness, there is no significant difference between the impact of structural route and experiential route on consumers' willingness to participate in virtual CSR value co-creation. Self-transcendence value and self-enhancement value play mediation role between the interactive route (the structural route vs. experiential route) and consumers' willingness to participate in virtual CSR value co-creation respectively. By revealing the influencing mechanism of interactive route on consumers' participation willingness of virtual CSR value co-creation, this study broadens the research of consumers' social responsibility behavior in the field of value co-creation, and provides theoretical guidance for enterprises to carry out virtual CSR value co-creation effectively.

Key words: Virtual CSR valueco-creation Participation willingness Interactive route Social value Brand awareness

[收稿日期] 2022-03-17

[作者简介] 吴正祥, 男, 1989年1月生, 东北财经大学工商管理学院在站博士后, 辽宁工程技术大学营销管理学院讲师, 主要研究方向为消费者心理与行为; 郭婷婷, 女, 1989年9月生, 辽宁工程技术大学工商管理学院讲师, 管理学博士, 主要研究方向为消费者心理与行为。本文通讯作者为吴正祥, 联系方式为 wuzhengxiang89@126.com。

[基金项目] 辽宁省社会科学规划基金项目“消费者社会责任共创意愿的形成机制与推进策略研究”(项目编号: L20BGL028)。

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

企业社会责任 (Corporate Social Responsibility, CSR) 是指企业在创造利润的同时对社会问题所承担的经济、法律、道德、慈善责任 (Carroll, 1979^[1])。CSR 能够积极影响消费者对企业声誉、品牌价值等无形资产的评价,是企业获取竞争优势、提升品牌影响力的重要战略资源 (王清刚和徐欣宇, 2016^[2])。传统的 CSR 以企业为主导,在企业履行 CSR 的过程中,消费者是被动接受者。社交媒体的蓬勃发展为企业与消费者之间的互动提供了纽带,引发了 CSR 实践从传统的企业单边主导模式向以消费者为中心的共创模式演化 (Luu, 2019^[3])。由此出现了消费者参与式的企业社会责任活动 (例如:蚂蚁森林)。学术界将上述现象概念化为虚拟 CSR 价值共创 (Virtual CSR Value Co-creation),并将其定义为:企业借助社交媒体吸引和鼓励消费者共同参与企业的 CSR 设计和实施,并就 CSR 活动同消费者展开互动、分享以及合作等 (Korschun 和 Du, 2013^[4]; Jurietti 等, 2017^[5]; Okazaki 等, 2020^[6])。虚拟 CSR 价值共创将更多的决策权让渡给消费者,强调消费者主动以线上为主、线下为辅的方式同企业共同设计和实施 CSR 活动 (骆紫薇等, 2021^[7]),比传统的 CSR 具有更强的用户粘度和实施精度 (刘小平和邓文香, 2019^[8])。更为重要的是,虚拟 CSR 价值共创不受时空限制,兼具便捷性、透明性、社交性等特征,极大地扩大了参与者的规模以及 CSR 的传播速度与范围,受到了众多企业的青睐,成为企业社会责任发展的一大趋势 (刘小平和邓文香, 2019^[8])。

作为一场由企业和消费者共同完成的社会责任活动,虚拟 CSR 价值共创可以实现三方共赢:就企业而言,虚拟 CSR 价值共创有助于增强消费者对企业品牌的认可度,提升企业绩效 (Korschun 和 Du, 2013^[4]; 刘小平和邓文香, 2019^[8]);就消费者而言,虚拟 CSR 价值共创能够充分发挥消费者的主观能动性,满足其胜任感、自主感和关联感等基本心理需要 (樊帅等, 2019^[9]);就社会而言,虚拟 CSR 价值共创能够强化包括消费者、企业在内的社会各界的整体公益意识,引发全社会对公益活动的宣传和支持行为,提升社会和谐共融,增进民生福祉 (Jurietti 等, 2017^[5]; 焦娟妮和范钧, 2019^[10])。尽管虚拟 CSR 价值共创有如此大的积极效应,但实践中多数

企业仍面临着如何提升消费者参与意愿的难题 (刘小平和邓文香, 2019^[8]; 毛倩等, 2021^[11])。现有关于虚拟 CSR 价值共创的研究成果还局限于虚拟 CSR 价值共创的概念、内涵及其产生的积极结果等方面 (樊帅等, 2019^[9]; 骆紫薇等, 2021^[7]),缺乏对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的深入探究以及作为反映企业虚拟 CSR 价值共创活动内容特征之重要载体的互动路径 (Chan 和 Li, 2010^[12]) 如何作用于消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的探究。鉴于此,本研究基于价值共创理论,从消费者心理角度探究互动路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响机理。

二、文献综述与研究假设

(一) 互动路径与消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿

价值共创 (Value Co-creation) 是指企业与消费者在持续、动态的沟通合作过程中进行产品或服务的传递来共同创造价值 (Vargo 和 Lusch, 2017^[13])。该理论认为,企业同消费者之间的价值共创是在两者的互动中产生的,主要表现为企业通过与消费者沟通和对话了解并满足消费者的价值需求;消费者在同企业的互动过程中对企业所从事的活动积极提供物质、精神或知识支持,成为价值共创者 (孙永波等, 2018^[14]; 叶笛和林伟沣, 2021^[15])。虚拟 CSR 价值共创是价值共创理论在 CSR 领域的应用,由 Korschun 和 Du (2013)^[4]首次提出,他们认为企业要想扩大 CSR 的活动效果,就必须与消费者开展 CSR 交流,以使自身履行的 CSR 活动与消费者的偏好更加吻合。根据价值共创理论,虚拟 CSR 价值共创是企业与消费者就 CSR 活动进行互动、沟通与合作的过程 (樊帅等, 2017^[16]),在此过程中,消费者参与是 CSR 价值被共同创造的基本前提 (Okazaki 和 Menendez, 2017^[17]; 樊帅等, 2019^[9])。虚拟 CSR 价值共创活动作为企业与消费者进行 CSR 价值共创的桥梁,其所具有的内容特征是影响消费者参与虚拟 CSR 价值共创的重要因素,决定了消费者是否以及如何参与虚拟 CSR 价值共创活动 (焦娟妮和范钧, 2019^[10])。

互动路径反映了虚拟 CSR 价值共创活动的内容特征,包含结构路径和体验路径两种类型 (Chan 和 Li, 2010^[12]; Chou 和 Sawang, 2015^[18])。其中,结构路径聚焦于信息搜索的便捷性、信息更新的效率以

及信息来源的可靠性等,反映的是虚拟 CSR 价值共创活动内容功能或实用性特征 (Burgoon 等, 2002^[19]); 体验路径聚焦于消费者通过虚拟 CSR 价值共创活动同企业或其他消费者建立的社会情感联系以及获取的愉悦体验,反映的是虚拟 CSR 价值共创活动内容的享乐特征 (Chan 和 Li, 2010^[12])。根据实用和享乐理论,消费者存在实用需求和享乐需求两种基本的心理需求。就虚拟 CSR 价值共创而言,结构路径通过为消费者提供高效、有用、丰富的信息资源,满足其实用需求; 体验路径通过社交化、趣味性、生活化等游戏化元素设计将虚拟 CSR 活动同消费者的日常生活场景相结合,为消费者提供情感和精神享受,满足其享乐需求。也就是说,两种类型互动路径能够从不同方面优化消费者参与虚拟 CSR 价值共创的体验 (李震, 2019^[20]; 卜庆娟等, 2016^[21]), 进而提升消费者的参与意愿。基于此,本研究提出假设 1:

H1: 互动路径正向影响消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿。

利用社交媒体提供的信息控制与管理技术强化消费者的 CSR 信息分享与知识传播行为是结构路径设计与实施的主要目的 (Burgoon 等, 2002^[19])。结构路径重在满足消费者借助社交媒体向他人传递自身想法或理念以构建或维护自身良好公共形象的心理 (Krämer 和 Winter, 2008^[22])。现实中,该路径往往通过激发消费者树立社会形象、获取社会认可的外部动机刺激其利用点赞、评论、分享等方式传播扩散虚拟 CSR 价值共创信息。然而,参与该种路径的虚拟 CSR 价值共创活动虽然体现了消费者履行社会责任的伦理美德,但是信息的不对称性导致消费者难以对信息的真实性做出准确判断,致使消费者容易对信源的可靠性产生怀疑。且虚拟 CSR 价值共创信息的传播扩散行为本身带有动员、呼吁捐赠之意,容易引起他人反感,对负面结果的预期会引发消费者的焦虑体验 (Weeks 等, 2009^[23]; 焦媛媛等, 2020^[24])。基于印象管理理论,消费者倾向于根据对他人反应的预期或推测进行行为决策,以在虚拟空间中树立良好的自我形象 (Ranzini 和 Hoek, 2017^[25]; 焦媛媛等, 2020^[24])。为了尽可能避免消极结果,在参与虚拟 CSR 价值共创活动之前,消费者会权衡该行为给自身带来的预期结果,只有当参与结果带来的预期收益大于预期成本时其才愿意参与此类活动。与结构路径

不同,体验路径将游戏化元素融入虚拟 CSR 价值共创中,巧妙地利用虚拟游戏当中外在的美学设计 (例如: 虚拟场景) 和内在的任务机制 (例如: 排行榜) 为消费者带来愉悦的感官体验和良好的社会交互体验 (朱永明和黄嘉鑫, 2021^[26]), 强化了社会责任与消费者享乐需求之间的关联性,激发了消费者参与虚拟 CSR 价值共创的内在动机。此外,体验路径需要消费者持续投入认知和情感资源,更容易激发消费者的心理所有权感知,增强其对虚拟 CSR 价值共创活动的认知和情感承诺 (樊帅等, 2017^[16]; 骆紫薇等, 2021^[7])。价值共创的本质是创造用户体验 (Pralhalad 和 Ramaswamy, 2010^[27]; Bartikowski 和 Walsh, 2011^[28]; Sharma 等, 2014^[29]; 王满四等, 2021^[30]), 在参与虚拟 CSR 价值共创过程中,消费者不仅期望从中获取基本的功能性价值,而且期望从中获取社会价值和享乐价值等高附加价值。相较于结构路径,体验路径能够为消费者带来更高层次的体验,满足消费者更多的价值需求。基于此,本研究提出假设 2:

H2: 相较于结构路径,体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响更强。

(二) 社会价值观的中介作用

对于企业实施的虚拟 CSR 价值共创活动,有的消费者会持积极态度,有的消费者则不然。也就是说,并不是所有消费者都对企业的虚拟 CSR 价值共创活动感知到相同的价值。消费者对企业虚拟 CSR 价值共创活动的价值感知和态度受到社会价值观的影响,且不同社会价值观会引发其产生差异化的行为 (Egri, 2000^[31])。根据 Schwartz (1994)^[32] 的社会价值理论,消费者存在普世主义、仁善、保守、传统、安全的自我超越型社会价值观,以及权力、关注自我、成就、享乐、刺激自我提升型社会价值观。前者强调消费者对他人或社会利益的关注,后者则强调消费者对自身利益的关注。作为消费者个性心理结构的核心因素,社会价值观引导个体完成对自我概念的构建,促使个体按照特定类型人的行为方式行事,如果某种行为与该种自我概念存在冲突就会引发个体强烈的认知失调 (王琳琳等, 2017^[33])。两种不同类型的社会价值观反映了消费者对自我、他人和社会的不同关注程度,会直接影响他们对企业社会责任行为的认知和态度,进而影响其对 CSR 活动的认知和态度 (田敏等, 2020^[34])。具体而言,自我超越型社会价

价值观驱动消费者关注贫困、疾病、环境等问题的解决,激发其以提升他人福祉、满足社会需求为使命积极支持企业的虚拟 CSR 价值共创活动 (Bargsted 等, 2013^[35]); 自我提升型社会价值观驱动消费者关注自我成就和个人需要的满足,激发其以寻求积极的社会认同、避免消极自我概念的构建为目标主动支持企业的虚拟 CSR 价值共创活动 (Hideg 和 Ferris, 2014^[36])。然而,正如组织中经常表现出利他行为的员工也会有自我提升的个人需求一样,消费者会同时持有自我超越和自我提升两种社会价值观 (崔明明等, 2018^[37]), 激活其不同类型的社会价值观, 会引发其差异化的行为意愿或行为 (Schwartz, 2005^[38])。

就虚拟 CSR 价值共创活动而言, 不同互动路径的侧重点存在差异, 致使消费者社会价值观被激活的类型也不同。体验路径强调将消费者的日常娱乐消遣、社交等行为转化为给他人或社会带来积极效益的公益资源, 该理念与自我超越型社会价值观的仁善、帮助他人等内容相一致, 因此更容易激活消费者的自我超越型社会价值观, 驱动消费者为提升他人或社会利益而积极参与虚拟 CSR 价值共创活动。结构路径聚焦于通过刺激消费者树立个人良好的社会形象、获取他人对自身的认可等心理呼吁消费者积极传播虚拟 CSR 价值共创信息, 该理念与自我提升型社会价值观的关注自我和社会地位等内容相一致, 因此更容易激活消费者的自我提升型社会价值观, 驱动消费者为提升个人利益而积极参与虚拟 CSR 价值共创活动。基于此, 本研究提出假设 3 和假设 4:

H3: 自我超越型社会价值观在体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响中起到了中介作用。

H4: 自我提升型社会价值观在结构路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响中起到了中介作用。

(三) 品牌知名度的调节作用

品牌知名度是不同情境下品牌被消费者辨认和回忆的强度与范围, 是消费者进行品牌分类的关键变量 (王海忠等, 2006^[39])。钟帅等 (2021)^[40]、Papazolomou 和 Kitchen (2011)^[41]、Melero 和 Montaner (2016)^[42] 的研究均发现, 企业的 CSR 行为同品牌知名度之间存在相互作用。具体而言, 一方面, CSR 行为能够引发消费者对企业利他品质的联想, 增强消费者的品牌情感, 提升企业的品牌知名度 (Papazolomou 和 Kitchen, 2011^[41]); 另一方面, 品牌知名度作为消费者辨别产品或服务可靠性的潜在标准, 会影响消费者

对企业 CSR 行为动机的理解, 进而影响其对 CSR 行为的响应 (Hamby 和 Brinberg, 2018^[43])。商业实践中, 企业主要给消费者带来了“功能”和“体验”两种基本利益, 根据实用利益优先的原则, 消费者首先关注企业给自身带来的功能利益, 其次是体验利益 (Chitturi 等, 2007^[44])。也就是说, 虚拟 CSR 价值共创活动引发消费者响应是以消费者最为关心的功能利益为基础的。对于高知名度品牌企业, 消费者对其产品、服务、企业文化、经营理念等信息了解得较多, 且对这些企业提供的产品或服务事先已经形成了认同和态度, 故而企业产品或服务能够很好地满足消费者的功能需求 (钟帅等, 2021^[40])。因此, 相较于功能利益, 强调企业“社会公德”的虚拟 CSR 价值共创活动如果能给消费者带来愉悦体验, 则更容易引发消费者的积极响应。对于低知名度品牌企业, 消费者对其产品、服务等认知不丰富, 此时消费者更加关注企业能否满足自身的功能利益。企业往往需要通过 CSR 活动展示其在产品或服务方面的专业能力, 以增强消费者关于 CSR 与企业能力之间的联想, 促使消费者以观念的形式在头脑中对企业能力形成相对稳定的认知 (刘凤军和李辉, 2014^[45])。在此情形下, 相较于体验利益, 强调企业“社会公德”的虚拟 CSR 价值共创活动如果能给消费者带来实用的功能利益, 则更容易引发消费者的积极响应。基于此, 本研究提出假设 5:

H5: 品牌知名度在互动路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的作用过程中起到了调节作用。

H5a: 相较于低品牌知名度, 高品牌知名度下体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响更强。

H5b: 相较于高品牌知名度, 低品牌知名度下结构路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响更强。

综合以上分析, 本研究构建出互动路径影响消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿机理的研究模型, 如图 1 所示。

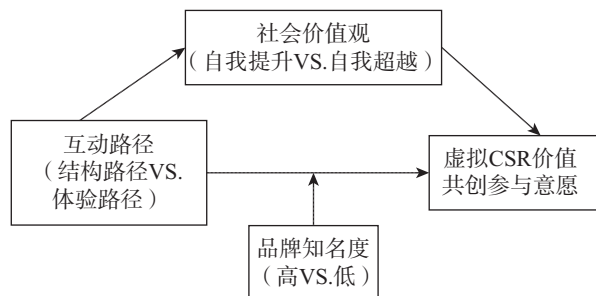


图1 研究模型

三、实验设计与假设检验

本研究运用两个实验探究互动路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响机理。实验一旨在探讨互动路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响,以及自我提升和自我超越两种类型社会价值观在上述影响路径中的中介作用,即验证假设 H1~H4。实验二旨在考察品牌知名度在互动路径作用于消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿过程中的调节作用,即验证假设 H5。

(一) 实验一

1. 实验设计与数据收集。

实验一采用单因素(互动路径:结构路径 vs. 体验路径)组间实验设计,因变量为虚拟 CSR 价值共创参与意愿。基于实践中虚拟 CSR 价值共创活动的内容属性,参考刘小平和邓文香(2019)^[46]的研究,笔者设计了结构路径和体验路径两种虚拟 CSR 价值共创活动。为避免被试对企业的熟悉程度及认知偏好影响实验结果,实验中采用虚拟的企业名称。实验一共邀请辽宁省某高校 183 名本科生和研究生参与,所有被试被随机分配到两个实验情境中。在实验过程中,首先请被试阅读虚拟 CSR 价值共创的刺激材料,并完成关于不同类型互动路径的操控检验题项。其次请被试回答结构路径、体验路径、社会价值观以及虚拟 CSR 价值共创参与意愿测试题项。参照 Chan 和 Li(2010)^[12]的研究成果,采用“此类公益活动提供了丰富的公益救助信息”等 3 个题项以及“此类公益活动给我带来了乐趣”等 4 个题项分别测量结构路径和体验路径。因 Schwartz(1994)^[32]的社会价值观测量量表题项较多且部分题项与本研究无关,参照 Van der Werff 等(2014)^[47]以及吴正祥和郭婷婷(2020)^[48]的研究,分别选取“关爱他人”等 5 个题

项测试被试的自我超越型社会价值观,“保持公众形象”等 5 个题项测试被试的自我提升型社会价值观。为了避免社会赞许性偏差和被试猜到实验真实目的,加入“礼貌、健康、创新”3 个与社会价值观无关的中性词,且题项顺序随机。参照左文明等(2020)^[49]、Yi 和 Gong(2013)^[50]的研究成果,利用“我愿意向亲朋好友推荐该公益活动”等 3 个题项测试被试的虚拟 CSR 价值共创参与意愿。所有测试题项均采用李克特七级量表(1=非常不同意,7=非常同意)进行测量。最后,请被试填写自己的年龄、性别两个基本统计信息题项,并赠送每位被试一袋考试专用文具用品表示感谢。实验一共收集有效问卷 172 份,其中男性 82 人,占比 47.67%,平均年龄为 21.86 岁。

2. 信效度分析与操控检验。

首先,对问卷测量量表进行信度和效度分析,结果显示:结构路径、体验路径、自我超越型社会价值观、自我提升型社会价值观以及虚拟 CSR 价值共创参与意愿 5 个变量的 Cronbach's α 值均大于 0.700,整个测量量表的 KMO 值为 0.748,大于 0.700,说明测量量表的信度良好;因子分析结果表明,各个变量测试题项的因子载荷值均大于 0.700,且各个变量的组合信度(CR 值)均大于 0.750,平均方差抽取量(AVE 值)大于 0.500,说明量表具有良好的效度,具体分析结果如表 1 所示。其次,对实验刺激材料进行操控检验。独立样本 t 检验显示,体验路径组的体验路径属性感知显著高于结构路径($M_{\text{体验}} = 5.095$, $M_{\text{结构}} = 4.216$, $t(170) = 6.692$, $p = 0.000$);同时,结构路径组的结构路径属性感知显著高于体验路径($M_{\text{体验}} = 4.274$, $M_{\text{结构}} = 5.057$, $t(170) = 5.112$, $p = 0.000$)。这说明实验刺激材料操控成功。

表 1 测量量表的信效度分析结果

变量名称	题项	因子载荷	Cronbach's α 值	CR 值	AVE 值
结构路径	SBF1	0.921	0.921	0.891	0.733
	SBF2	0.834			
	SBF3	0.809			
体验路径	EBF1	0.854	0.889	0.921	0.744
	EBF2	0.856			
	EBF3	0.861			
	EBF4	0.879			

续前表

变量名称	题项	因子载荷	Cronbach's α 值	CR 值	AVE 值
自我超越型社会价值观	STV1	0.725	0.801	0.860	0.550
	STV2	0.754			
	STV3	0.741			
	STV4	0.750			
	STV5	0.739			
自我提升型社会价值观	SEV1	0.713	0.781	0.862	0.556
	SEV2	0.752			
	SEV3	0.788			
	SEV4	0.724			
	SEV5	0.748			
虚拟 CSR 价值共创参与意愿	INT1	0.841	0.842	0.894	0.737
	INT2	0.839			
	INT3	0.894			

3. 假设检验。

首先,采用回归分析和单因素方差分析检验互动路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响。回归分析结果表明,结构路径 ($\beta = 0.184, p = 0.039$) 和体验路径 ($\beta = 0.267, p = 0.014$) 均显著提升了消费者的虚拟 CSR 价值共创参与意愿。假设 H1 得到数据支持。单因素方差分析结果表明,相较于结构路径 ($M_{\text{结构}} = 4.693$),体验路径 ($M_{\text{体验}} = 4.952$) 对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响更强 ($F(1, 170) = 5.409, p = 0.021$)。假设 H2 得到数据支持。

其次,分别运用单因素方差分析检验不同类型互动路径对消费者自我超越型社会价值观和自我提升型社会价值观的差异影响。结果表明,体验路径对自我超越型社会价值观的刺激作用显著高于结构路径 ($M_{\text{体验}} = 5.114, M_{\text{结构}} = 4.859, F(1, 170) = 9.664, p = 0.002$);且结构路径对自我提升型社会价值观的刺激作用显著高于体验路径 ($M_{\text{体验}} = 4.700, M_{\text{结构}} = 4.925, F(1, 170) = 6.459, p = 0.012$)。这说明不同类型互动路径对消费者两种类型社会价值观的唤起作用存在差异。

最后,参照 Zhao 等 (2010)^[51] 提出的中介效应检验方法,采用 Hayes (2013)^[52] 提出的中介效应检验模型 4,分别对自我超越和自我提升两种类型社会价值观的中介效应进行 Bootstrap 检验,样本量选择 5 000,置信区间选择 95%,结果如图 2 和图 3 所示。

结果表明,自我超越型社会价值观在体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿作用过程中起到了中介作用,效应大小为 0.052 8,95%的置信区间 [0.005 5, 0.135 7] 不包含 0。假设 H3 得到数据支持。此外,自我提升型社会价值观在结构路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿作用过程中起到了中介作用,效应大小为 -0.053 1,95%的置信区间 [-0.131 5, -0.008 2] 不包含 0。假设 H4 得到数据支持。

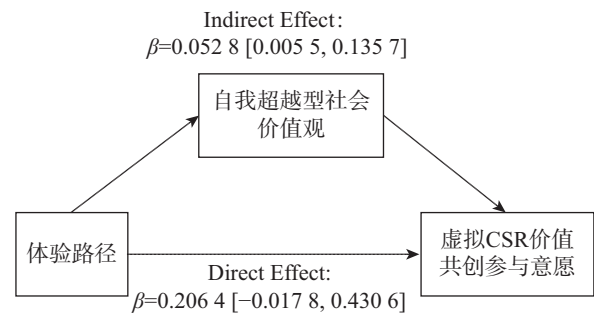


图2 自我超越型社会价值观的中介效应模型

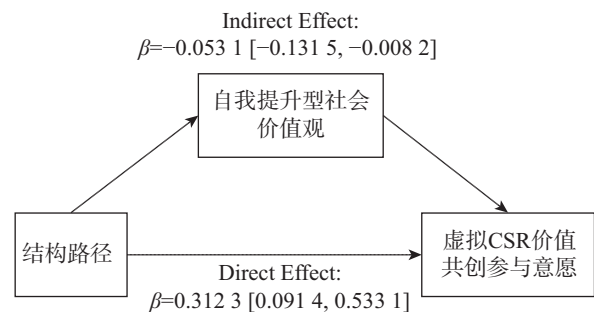


图3 自我提升型社会价值观的中介效应模型

实验一的研究结果表明,互动路径能够显著提升消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿,且体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的提升作用显著高于结构路径。此外,两种类型互动路径引发了消费者差异化的社会价值观,进而影响其参与意愿。具体而言,体验路径对消费者自我超越型社会价值观的刺激作用更强,自我超越型社会价值观在体验路径作用于消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿过程中起到了中介作用;结构路径对消费者自我提升型社会价值观的刺激作用更强,自我提升型社会价值观在结构路径作用于消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿过程中起到了中介作用。为了考察实践中普遍存在的品牌知名度是否会影响互动路径与消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿之间的关系,本研究进一步运用实验二进行深入探究。

(二) 实验二

1. 实验设计与数据收集。

实验二在检验互动路径影响消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿主效应研究结果稳健性的基础上,进一步探究了品牌知名度对互动路径与消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿之间关系的调节作用。实验二采用 2(互动路径:结构路径 vs. 体验路径)×2(品牌知名度:高 vs. 低)的组间实验设计,因变量为虚拟 CSR 价值共创参与意愿。实验二共邀请辽宁省某高校 264 名本科生和研究生参与,所有被试被随机分配到四个实验情境中。实验二刺激材料中的虚拟 CSR 价值共创活动与实验一相同。同时,参照钟帅等(2021)^[40]的研究设计,对企业的品牌知名度进行操控。高品牌知名度情境下,刺激材料为“A 品牌企业是一家综合性网络零售商,其在全球建立了销售网络,注册用户超过 5 亿。《中国最具潜力企业》评选结果显示,该品牌企业排名位居第二”。低品牌知名度情境下,刺激材料为“A 品牌企业是一家综合性网络零售商,其在东北地区建立了销售网络,注册用户 1 000 万。《中国最具潜力企业》评选结果显示,该品牌企业发展潜力较大”。利用“您认为 A 企业的品牌知名度如何?”(1=非常低,7=非常高)对品牌知名度进行测量。实验过程同实验一相似,首先要求被试仔细阅读实验材料并回答操控检验题项;其次要求被试回答虚拟 CSR 价值共创参与意愿测试题项;最后请被试回答性别、年龄两个基本统计信息题项,并赠送每位被试一袋考试专用文具用品表示感谢。实验二共收集有

效问卷 239 份,其中男性 111 人,占比 46.44%,平均年龄为 21.57 岁。

2. 信度分析与操控检验。

首先,对虚拟 CSR 价值共创参与意愿测量量表进行信度分析。结果表明,虚拟 CSR 价值共创参与意愿的 Cronbach's α 值为 0.884,大于 0.700,说明测量量表的信度良好。其次,运用独立样本 t 检验的方法对品牌知名度进行操控检验。结果表明,高品牌知名度情境下被试对品牌知名度的评价显著高于低品牌知名度($M_{\text{高}}=4.822$, $M_{\text{低}}=3.223$, $t(237)=12.878$, $p=0.000$)。说明实验刺激材料操控成功。

3. 假设检验。

以互动路径、品牌知名度为自变量,虚拟 CSR 价值共创参与意愿为因变量进行双因素方差分析。结果显示,互动路径的主效应显著,相较于结构路径,体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响更强($M_{\text{结构}}=4.686$, $M_{\text{体验}}=5.064$, $F(1, 235)=15.640$, $p=0.000$),重复验证了假设 H2。品牌知名度的主效应显著,品牌知名度越高,消费者的虚拟 CSR 价值共创参与意愿越强($M_{\text{低}}=4.658$, $M_{\text{高}}=5.096$, $F(1, 235)=20.566$, $p=0.000$)。互动路径与品牌知名度的交互效应显著($F(1, 235)=5.380$, $p=0.021$)。进一步的简单效应检验结果显示,高品牌知名度下,相较于结构路径,体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响更强($M_{\text{结构}}=4.794$, $M_{\text{体验}}=5.408$, $F(1, 236)=17.51$, $p=0.000$),假设 H5a 得到数据支持。低品牌知名度下,结构路径与体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响不存在显著差异($M_{\text{结构}}=4.578$, $M_{\text{体验}}=4.738$, $F(1, 236)=1.19$, $p>0.05$),假设 H5b 没有得到数据支持。具体如图 4 所示。

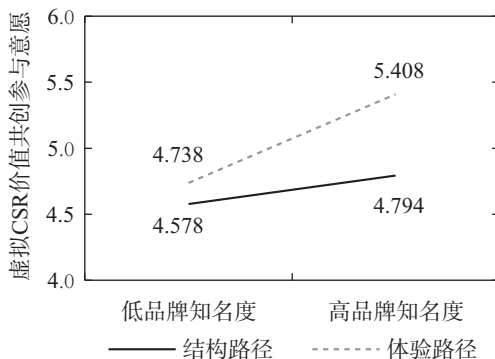


图4 品牌知名度对互动路径与消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿之间关系的调节作用

实验二的数据分析结果表明,互动路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响会受到品牌知名度的调节作用。具体而言,相较于低品牌知名度,消费者对于高品牌知名度企业的虚拟 CSR 价值共创参与意愿更强。同时,高品牌知名度下,体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响显著高于结构路径;而低品牌知名度下,体验路径和结构路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的影响不存在显著差异。结合实验一的数据分析结果,本研究认为,出现这种现象的原因在于,结构路径主要通过激发消费者的自我提升型社会价值观影响其虚拟 CSR 价值共创参与意愿,而自我提升型社会价值观聚焦于社会地位、成就等与自我利益相关的因素,大众对低品牌知名度企业的认可程度低,这导致低品牌知名度企业缺乏让消费者从虚拟 CSR 价值共创活动中获取与自我提升型社会价值观相匹配的刺激基础。因此,对于低品牌知名度企业的虚拟 CSR 价值共创活动,两种类型互动路径对消费者参与意愿的影响不存在显著差异。

四、研究结论与展望

(一) 研究结论

笔者基于价值共创理论,运用实验研究法对所构建的互动路径影响消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的研究模型进行了实证检验,得出了以下主要研究结论。

第一,结构路径和体验路径两种类型互动路径均有助于提升消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿,但二者对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的提升程度存在差异。具体而言,与满足消费者功能需求的结构路径相比,带有社会化、趣味性等体验元素的体验路径能够满足消费者的社会需求、情感需求、享乐需求,更容易引发消费者的情感承诺和心理依恋,对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的促进作用更强。但是,两种类型互动路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的作用效果会受到品牌知名度的边界影响。在高品牌知名度下,体验路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的促进作用显著高于结构路径。在低品牌知名度下,因消费者尚未对企业形成基于能力的信任和情感的认同,对企业开展的虚拟 CSR 价值共创活动认可程度低,两种类型互动路径对其虚拟 CSR 价值共创参与意愿的促进作用不存在显著差异。

第二,结构路径和体验路径两种类型互动路径可

以通过激活消费者差异化的社会价值观增强消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿。具体而言,关注自身社会地位、成就等以自我为中心的自我提升型社会价值观更容易被结构路径激活,此种类型社会价值观促使消费者以寻求积极的社会认同、避免消极自我概念的构建为目标积极响应虚拟 CSR 价值共创活动;强调社会责任感、仁善等以他人或社会为中心的自我超越型社会价值观更容易被体验路径激活,此种类型社会价值观促使消费者以提升他人福祉、满足社会需求为使命积极响应虚拟 CSR 价值共创活动。因此,结构路径和体验路径可以分别通过自我提升型社会价值观和自我超越型社会价值观提升消费者的虚拟 CSR 价值共创参与意愿。

(二) 管理启示

我们从上述揭示互动路径如何影响消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿机理的研究结论中,可以得到如下主要管理启示。

第一,将趣味性、社交化等体验元素融入企业虚拟 CSR 价值共创活动的设计和实施过程中。消费者参与虚拟 CSR 价值共创不仅期望从中获取功能性价值,还希望获得社会价值和享乐价值等高附加的体验价值。趣味性、社交化元素更能引发消费者兴趣,增强消费者的情感承诺和心理依恋,提升其主动参与虚拟 CSR 价值共创的意愿。这一点对高品牌知名度企业开展虚拟 CSR 价值共创活动尤为重要。对于低品牌知名度企业,因消费者对企业产品或服务的熟悉度和认可度均较低,相较于高品牌知名度企业,消费者对其虚拟 CSR 价值共创活动的参与意愿也更低。受到“劣势者效应”的影响,如果低品牌知名度企业能够向消费者传递出在自身资源有限的情境下仍然关注自身肩负的社会责任这一信息,则能够引发消费者对其产生较高的利他品质联想,进而增强消费者参与虚拟 CSR 价值共创的意愿。

第二,重视社会价值观对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿的推动作用。社会价值观虽然是看不见、摸不着的抽象概念,但是会对消费者心理与行为产生影响。当互动路径与消费者的社会价值观相一致时,其能够显著提升消费者的虚拟 CSR 价值共创参与意愿。一方面,社会价值观具有稳定性,企业在开展虚拟 CSR 价值共创活动时,可以通过洞察特定目标市场消费者所持有的主流社会价值观,设计出与该种社会价值观相一致的互动路径,以此提升目标消费者

的虚拟 CSR 价值共创参与意愿。另一方面,外部干预策略能够激活消费者不同类型的社会价值观,进而左右他们参与虚拟 CSR 价值共创活动的意愿。企业在实施虚拟 CSR 价值共创活动时,可以根据自身的互动路径启动关注他人或社会利益(个人利益)的情境来激发消费者的自我超越(自我提升)型社会价值观,增强消费者的虚拟 CSR 价值共创参与意愿。

(三) 研究局限与展望

本研究为企业解决社交媒体情境下如何有效激励

消费者积极参与虚拟 CSR 价值共创这一关键问题提供了理论依据。但是仍然存在一些研究局限:其一,本研究主要考察了现实中普遍存在的品牌知名度在互动路径作用于消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿过程中的调节作用,未来可以进一步探究其他变量,例如品牌类型对上述作用过程的边界影响。其二,随着企业虚拟 CSR 价值共创活动开展频率和种类的增加,未来可深入研究影响消费者选择以及持续参与虚拟 CSR 价值共创活动的因素。

参考文献

- [1] Carroll A B. Three-dimensional Conceptual Model of Corporate Performance [J]. Academy of Management Review, 1979, 4 (4): 497-505.
- [2] 王清刚, 徐欣宇. 企业社会责任的价值创造机理及实证检验——基于利益相关者理论和生命周期理论 [J]. 中国软科学, 2016 (2): 179-192.
- [3] Luu T T. CSR and Customer Value Co-creation Behavior: The Moderation Mechanisms of Servant Leadership and Relationship Marketing Orientation [J]. Journal of Business Ethics, 2019, 155 (2): 379-398.
- [4] Korschun D, Du S. How Virtual Corporate Social Responsibility Dialogs Generate Value: A Framework and Propositions [J]. Journal of Business Research, 2013, 66 (9): 1494-1504.
- [5] Jurietti E, Mandelli A, Fudurić M. How Do Virtual Corporate Social Responsibility Dialogs Generate Value? A Case Study of the Unilever Sustainable Living Lab [J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2017, 24 (5): 357-367.
- [6] Okazaki S, Plangger K, West D, et al. Exploring Digital Corporate Social Responsibility Communications on Twitter [J]. Journal of Business Research, 2020, 117 (9): 675-682.
- [7] 骆紫薇, 郭艳, 吕林祥, 等. 虚拟企业社会责任共创研究述评与展望 [J]. 软科学, 2021 (9): 112-116.
- [8] 刘小平, 邓文香. 虚拟 CSR 共创、消费者互动与共创绩效——基于扎根理论的单案例研究 [J]. 管理案例研究与评论, 2019 (5): 509-520.
- [9] 樊帅, 田志龙, 张丽君. 虚拟企业社会责任共创心理需要对消费者态度的影响研究 [J]. 管理学报, 2019 (6): 883-895.
- [10] 焦娟妮, 范钧. 顾客——企业社会价值共创研究述评与展望 [J]. 外国经济与管理, 2019 (2): 72-83.
- [11] 毛倩, 顾颖, 张洁. 数字化体验环境、顾客-企业社会价值共创与顾客契合 [J]. 广东财经大学学报, 2021 (5): 61-74.
- [12] Chan K W, Li S Y. Understanding Consumer-to-consumer Interactions in Virtual Communities: The Salience of Reciprocity [J]. Journal of Business Research, 2010, 63 (9): 1033-1040.
- [13] Vargo S L, Lusch R F. Service-dominant Logic 2025 [J]. International Journal of Research in Marketing, 2017, 34 (1): 46-67.
- [14] 孙永波, 丁沂昕, 王勇. 价值共创互动行为对品牌权益的作用研究 [J]. 外国经济与管理, 2018 (4): 125-139.
- [15] 叶笛, 林伟洋. 虚拟品牌社区用户参与价值共创行为的驱动因素 [J]. 中国流通经济, 2021 (10): 93-105.
- [16] 樊帅, 田志龙, 胡小青. 心理所有权视角下消费者参与虚拟 CSR 共创的影响研究 [J]. 管理学报, 2017 (3): 414-424.
- [17] Okazaki S, Menendez H D. Virtual Corporate Social Responsibility Dialog: Seeking a Gap between Proposed Concepts and Actual Practices [M]// Diehl S, Karmasin M, Karmasin B, et al. Handbook of Integrated CSR Communication. Cham: Springer, 2017: 225-234.
- [18] Chou C Y, Sawang S. Virtual Community, Purchasing Behaviour, and Emotional Well-being [J]. Australasian Marketing Journal, 2015, 23 (3): 207-217.
- [19] Burgoon J K, Bonito J A, Ramirez Jr A, et al. Testing the Interactivity Principle: Effects of Mediation, Proximity, and Verbal and Nonverbal Modalities in Interpersonal Interaction [J]. Journal of Communication, 2002, 52 (3): 657-677.
- [20] 李震. 谁创造了体验——体验创造的三种模式及其运行机制研究 [J]. 南开管理评论, 2019 (5): 178-191.
- [21] 卜庆娟, 金永生, 李朝辉. 互动一定创造价值吗?——顾客价值共创互动行为对顾客价值的影响 [J]. 外国经济与管理, 2016 (9): 21-37.
- [22] Krämer N C, Winter S. Impression Management 2.0: The Relationship of Self-esteem, Extraversion, Self-efficacy, and Self-presentation within Social Networking Sites [J]. Journal of Media Psychology, 2008, 20 (3): 106-116.
- [23] Weeks J W, Rodebaugh T L, Heimberg R G, et al. "To Avoid Evaluation, Withdraw": Fears of Evaluation and Depressive Cognitions Lead to Social Anxiety and Submissive Withdrawal [J]. Cognitive Therapy and Research, 2009, 33 (4): 375-389.

- [24] 焦媛媛, 李智慧, 付弼辉, 等. 产品信息、预设同侪反应与购买意愿——基于社交网络情景 [J]. 管理科学, 2020 (1): 100-113.
- [25] Ranzini G, Hoek E. To You Who (I Think) Are Listening: Imaginary Audience and Impression Management on Facebook [J]. Computers in Human Behavior, 2017, 75 (10): 228-235.
- [26] 朱永明, 黄嘉鑫. 道德、娱乐还是利益目标? ——游戏式共创对用户持续参与意愿的影响研究 [J]. 财经论丛, 2021 (6): 101-112.
- [27] Prahalad C K, Ramaswamy V. Co-creation Experiences: The Next Practice in Value Creation [J]. Journal of Interactive Marketing, 2010, 18 (3): 5-14.
- [28] Bartikowski B, Walsh G. Investigating Mediators between Corporate Reputation and Customer Citizenship Behaviors [J]. Journal of Business Research, 2011, 64 (1): 39-44.
- [29] Sharma S, Conduit J, Hill S R. Organizational Capabilities for Customer Participation in Health Care Service Innovation [J]. Australasian Marketing Journal, 2014, 22 (3): 179-188.
- [30] 王满四, 霍宁, 周翔. 数字品牌社群的价值共创机理研究——基于体验主导逻辑的视角 [J]. 南开管理评论, 2021 (3): 92-103.
- [31] Egri C P. Leadership in the North American Environmental Sector: Values, Leadership Styles, and Contexts of Environmental Leaders and Their Organizations [J]. Academy of Management Journal, 2000, 43 (4): 571-604.
- [32] Schwartz S H. Are There Universal Aspects in the Structure and Contents of Human Values? [J]. Journal of Social Issues, 1994, 50 (4): 19-45.
- [33] 王琳琳, 何佳讯, 黄海洋. 品牌价值观一致性如何影响在线顾客态度? ——基于顾客品牌情感融入的中介效应 [J]. 商业经济与管理, 2017 (4): 57-69.
- [34] 田敏, 萧庆龙, 陈艺妮. 参与企业社会责任活动方式对消费者响应的影响——基于品牌认同的中介作用 [J]. 预测, 2020 (5): 37-44.
- [35] Bargsted M, Picon M, Salazar A, et al. Psychosocial Characterization of Social Entrepreneurs: A Comparative Study [J]. Journal of Social Entrepreneurship, 2013, 4 (3): 331-346.
- [36] Hideg I, Ferris D L. Support for Employment Equity Policies: A Self-enhancement Approach [J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 2014, 123 (1): 49-64.
- [37] 崔明明, 苏屹, 李丹. 跨界行为对员工任务绩效的影响——基于价值观的多元调节作用 [J]. 经济管理, 2018 (8): 72-88.
- [38] Schwartz S H, Rubel T, Carver C S. Sex Differences in Value Priorities: Cross-cultural and Multimethod Studies [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2005, 89 (6): 1010-1028.
- [39] 王海忠, 于春玲, 赵平. 品牌资产的消费者模式与产品市场产出模式的关系 [J]. 管理世界, 2006 (1): 106-119.
- [40] 钟帅, 章启宇, 李高洁, 等. 企业社会责任行为对品牌情感的作用研究: 情感本土化的视角 [J]. 南开管理评论, 2021 (5): 213-226.
- [41] Papasolomou I, Kitchen P J. Cause Related Marketing: Developing a Tripartite Approach with BMW [J]. Corporate Reputation Review, 2011, 14 (1): 63-75.
- [42] Melero I, Montaner T. Cause-related Marketing: An Experimental Study about How the Product Type and the Perceived Fit May Influence the Consumer Response [J]. European Journal of Management and Business Economics, 2016, 24 (3): 161-167.
- [43] Hamby A, Brinberg D. Cause-related Marketing Persuasion Knowledge: Measuring Consumers' Knowledge and Ability to Interpret CrM Promotions [J]. Journal of Consumer Affairs, 2018, 52 (2): 373-392.
- [44] Chitturi R, Raghunathan R, Mahajan V. Form Versus Function: How the Intensities of Specific Emotions Evoked in Functional Versus Hedonic Trade-offs Mediate Product Preferences [J]. Journal of Marketing Research, 2007, 44 (4): 702-714.
- [45] 刘凤军, 李辉. 社会责任背景下企业联想对品牌态度的内化机制研究——基于互惠与认同视角下的理论构建及实证 [J]. 中国软科学, 2014 (3): 99-118.
- [46] 刘小平, 邓文香. 虚拟 CSR 共创对消费者认同的影响机制研究——自我建构的调节作用 [J]. 软科学, 2019 (12): 139-144.
- [47] Van der Werff E, Steg L, Keizer K. I Am What I Am, by Looking Past the Present: The Influence of Biospheric Values and Past Behavior on Environmental Self-identity [J]. Environment and Behavior, 2014, 46 (5): 626-657.
- [48] 吴正祥, 郭婷婷. 信息干预视角下闲置物品回收行为的溢出效应研究 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (6): 81-90.
- [49] 左文明, 黄枫璇, 毕凌燕. 分享经济背景下价值共创行为的影响因素——以网约车为例 [J]. 南开管理评论, 2020 (5): 183-193.
- [50] Yi Y, Gong T. Customer Value Co-creation Behavior: Scale Development and Validation [J]. Journal of Business Research, 2013, 66 (9): 1279-1284.
- [51] Zhao X, Lynch J G, Chen Q. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis [J]. Journal of Consumer Research, 2010, 37 (2): 197-206.
- [52] Hayes A F. Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-based Approach [M]. New York: Guilford Press, 2013.