

收入分布、需求引致创新与经济增长

孙巍 夏海利*

摘要: 本文将帕累托收入分布、等级偏好以及与创新产品效用不可分的同质产品引入创新驱动增长模型,研究了居民收入差距经由需求引致创新机制对经济增长的影响。理论模型完整地刻画了需求引致创新机制,其中帕累托收入分布的形状参数直接决定了创新产品的价格效应和市场规模效应。数值模拟发现:鉴于较大的收入差距,市场规模效应对需求引致创新发挥主导作用,更加均等的收入分布有助于经济体跨入更高的增长轨道;对于既定的收入分布,调整居民消费结构将经由需求引致创新机制对经济增长率和投资率产生影响;基尼系数与社会效用呈非线性递减关系,过大的收入差距会造成严重的福利损失。本文为扩大内需、实现消费和产业“双升级”以及构建“供给与需求更高水平动态平衡”提供理论借鉴和参考价值。

关键词: 收入分布;需求引致创新;价格效应;市场规模效应;创新驱动增长
中图分类号: F019.1

一、引言

技术进步是决定经济增长与跨国收入差距的核心因素(Acemoglu, 2009)。蔡跃洲和付一夫(2017)对经济增长核算发现,1978—2015年间中国经济高质量增长的动力约1/3源于技术进步。从因果关系来看,人均产出的一切增长都是由技术进步引起的(Aghion and Howitt, 2007)。鉴于此,探究技术进步的决定因素就显得格外重要。由于专利保护和技术壁垒,经济学家大都将技术创新的事后垄断利润作为创新活动的主要驱动力,认为潜在的创新激励是理解技术进步的关键(Schmookler, 1966; Acemoglu, 2009)。然而,采用代表性消费者与位似偏好假设的经典创新驱动增长模型对创新激励的分析是不充分的:首先,在代表性消费者假设下无法引入居民收入分布;其次,在位似偏好假设下居民的产品需求取决于收入水平而与收入分布无关,难以说明收入差距与消费结构的关系(Romer, 1990; Grossman and Helpman, 1992)。收入差距对消费结构的影响伴随着产品潜在利润的动态调整:创新产品在由奢侈品转变为必需品过程中潜在利润曲线是倒U型的。收入差距以及收入消费关系不仅直接决定了技术创新的激励程度,也折射出不断引入新产品才是保持高利润的必要条件。

*孙巍,吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学与管理学院,邮政编码:130012,电子信箱:sunwei@jlu.edu.cn;夏海利(通讯作者),吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学与管理学院,邮政编码:130012,电子信箱:xiahl19@mails.jlu.edu.cn。

本文受教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“新常态下促进经济稳定增长的要素配置与产业升级政策研究”(项目编号:16JJD790015)和吉林省社会科学基金项目“吉林省居民收入分布变迁与消费升级路径研究”(项目编号:2020C026)的资助。感谢匿名评审专家和编辑老师提出的宝贵修改建议,当然文责自负。

Zweimüller (2000)、Hatipoglu (2012) 以及 Foellmi 和 Zweimüller (2006, 2017) 在内生增长模型框架下分析了收入差距通过需求引致创新机制对经济增长的影响。然而这些文献普遍采用收入二分法, 对居民收入状况过于简化, 与现实相差甚远(安同良、千慧雄, 2014)。与上述文献不同, 本文不仅引入了连续型的帕累托分布, 而且基于创新厂商优化行为将创新产品价格内生, 这种定价机制不同于收入二分法采用的无利润套利条件。

当消费者之间存在收入差距时, 技术创新的垄断利润必然使创新厂商面临市场规模与市场价格的两难抉择: 任一价格水平必然受到市场规模的制约。由于消费者之间存在收入差距, 市场规模由满足一定支付能力的消费者组成, 而高于支付意愿的产品价格必将一部分消费者排除在市场规模之外。一方面, 市场规模效应表现为收入差距限制了低收入群体的购买能力, 缩小了购买创新产品的人口比重; 另一方面, 收入差距扩大也有利于创新厂商对高收入群体索取更高的产品价格, 即价格效应。市场规模效应和价格效应都是通过消费需求对技术创新发挥激励作用, 即需求引致创新 (Matsuyama, 2002)。需求引致创新作为技术创新的激励机制不仅直观地揭示“需求牵引供给”, 而且包含创新产品自动地创造消费热点或新需求等内容。如果创新产品能够被非创新产品或者已有产品无限地替代, 那么创新产品的垄断利润将难以保证, 需求引致创新也将难以发挥。因此, 需求引致创新还应以“供给创造需求”为前提。本文基于最终产品创新增长模型分析了居民收入差距通过需求引致创新内生决定经济增长的机制。特别是, 本文为“构建需求牵引供给、供给创造需求的更高水平动态平衡”提供了理论借鉴。

近年来中国居民收入差距居高不下(罗楚亮等, 2021), 改善居民收入分布状况能否确保社会经济预期发展目标的实现? 实现机制又是什么? 转换经济增长动力需要持续激发创新活力、促进消费和产业升级(郭凯明等, 2020), 需求引致创新机制不仅解决了创新活动的动力问题, 而且为实现更加协调、匹配的消费和产业“双升级”提供了内在机制。根本上, 收入分布决定了创新产品的需求结构和时间路径 (Zweimüller, 2000), 从而决定了对技术创新的激励程度, 而技术创新的研发投入和努力程度(不考虑研发过程的不确定性) 内生地决定了技术进步与经济增长。但当前国内有关需求引致创新的文献多集中于实证方面(张同斌、陈婷玉, 2020; 欧阳晓等, 2016; 范红忠, 2007; 康志勇、唐杰, 2008), 基于微观基础的理论模型比较少见。需求引致创新的关键在于确定创新产品的价格与市场规模, 但同时刻画市场规模效应和价格效应的文献很少。在理论上, 本文完整地刻画了需求引致创新机制, 将创新产品价格和市场规模内生, 并得到了创新产品价格是其边际成本加成这一垄断竞争定价的基本结论, 其中加成分数依赖于帕累托形状参数。通过参数校准, 模型均衡确定的经济增长率和投资率与已有研究较为吻合。

二、文献综述

将技术进步引入内生经济增长模型需要正视的一个基本问题是, 技术创新是如何驱动的。经济学家大都认为创新成功后的潜在利润是创新活动的主要动力, 由创新需求形成的利润激励是理解技术进步的关键 (Schmookler, 1966; Acemoglu, 2009)。未来潜在的市场需求不仅是企业从事研发创新的“纯激励机制”, 还可以降低预期利润的不确定性和经营风险, 间接地促进技术创新(欧阳晓等, 2016)。张同斌和陈婷玉(2020)发现最终需求是技术创新的主要驱动力, “面向市场、贴近现实”的有效供给可以显著地提高创新效率。当居民收入存在

差距时,技术创新的事后垄断权必然使创新厂商面临产品价格与市场规模的两难抉择,两者的权衡决定了收入分布对技术创新的激励程度(Foellmi and Zweimüller, 2006, 2017)。价格效应和市场规模效应都从需求端对技术创新发挥激励作用,即需求引致创新(Matsuyama, 2002)。安同良和千慧雄(2014)认为需求引致创新是收入分布影响经济增长的中介变量。然而,在代表性消费者和位似偏好假设下,经典内生增长模型(Romer, 1990; Grossman and Helpman, 1992)对需求引致创新的分析是不充分的。

技术进步要求研发创新是一个连续不断的过程,需求引致创新需要消费者具有等级偏好与之适应:随着收入水平的提高,消费者应不断扩大消费品的种类(即消费者偏好产品多样性)而不是购买更多的已有产品(Murphy et al., 1989)。从市场规模效应看,等级偏好意味着市场规模并不受经济体总收入影响,而是由经济体中支付意愿高于产品价格的居民数量构成的;从价格效应看,消费品之间是互补的,高优先级商品(如必需品)价格的相对下降会诱导居民转向次优先级商品(如奢侈品)(Matsuyama, 2002)。在实证研究中,等级偏好对应的是恩格尔定律(Zweimüller, 2000; Foellmi and Zweimüller, 2008)。当消费者具有等级偏好时,创新产品的市场规模和产品价格都与居民收入分布密切联系(Hatipoglu, 2012):随着居民收入增长,产品的收入弹性不断降低,创新产品由奢侈品转化为必需品,从而收入分布决定了创新产品的需求结构和消费动态(Zweimüller, 2000; Boppart and Weiss, 2013)。Foellmi等(2014)认为当产品按照消费优先级进行排序时,消费等级决定了技术创新的顺序,因此收入分布决定了研发创新的水平和结构。正是由于居民收入差距能够通过市场规模效应和价格效应对技术创新产生激励作用,收入分布状况才由此对经济增长产生影响。值得注意的是,技术创新也可能是导致收入差距扩大的重要因素,近期文献强调创造性破坏(Jones and Kim, 2018)、有偏技术进步(郭凯明、罗敏, 2021; Buera et al., 2022)、自动化和人工智能(Acemoglu and Restrepo, 2018; 郭凯明, 2019)等机制。

Zweimüller(2000)在动态背景下分析了收入分布通过需求引致创新影响经济增长的机制,但只考虑了市场规模效应。Foellmi和Zweimüller(2006)将等级偏好引入创新驱动增长模型中研究收入分布与经济增长的关系,发现缩小收入差距的再分配政策属于帕累托改进。该文献除了忽略市场规模效应外还存在下述缺陷:(1)由于无限期的专利权以及缺少与创新技术相互竞争的生产技术或产品,导致创新厂商具有无限的垄断定价能力,后果是创新产品的价格随时间趋于发散;(2)创新产品由高收入群体转向低收入群体时,市场价格会出现跳跃式下降。为克服上述模型中创新产品的价格发散问题,Hatipoglu(2012)引入专利期限来约束创新厂商的垄断能力,发现收入差距对经济增长的影响存在一个门限值,当收入差距过高或过低时对经济增长会产生截然相反的影响。然而,Hatipoglu(2012)模型仍不完善,首先是该模型只考察了市场规模效应,更为严重的是研究结论表明最优专利期限是无限的。以上文献均将居民收入划分为高低不等的两类群体,这种收入二分法无法刻画居民收入的连续变化,对现实的解释能力有限。安同良和千慧雄(2014)将帕累托收入分布引入创新竞赛模型,论证了收入差距与技术创新之间的非线性关系,但属于局部均衡分析。Foellmi和Zweimüller(2017)在创新驱动增长模型中引入连续型收入分布,并采用相互竞争的两种生产技术(创新技术与传统技术)来限制创新厂商的垄断定价能力,但因未明确收入分布的具体形式而无法直接刻画收入差距,也无法研究收入再分配的政策效应。

本文进一步拓展和完善了Foellmi和Zweimüller(2006, 2017)模型,具体是将等级偏好、

帕累托收入分布以及同质产品引入创新驱动增长模型,在理论上完整地刻画了需求引致创新机制。本文引入帕累托收入分布,创新厂商优化行为的一阶必要条件在于选择某一临界收入,临界收入以上的居民数量构成了创新产品的市场规模,而临界居民支付意愿确定了创新产品的价格,从而完整地刻画了市场规模效应和价格效应;但在收入二分法下,由于收入不连续,创新厂商只能采用无利润套利条件定价,后果是排除了市场规模效应,所以 Foellmi 和 Zweimüller(2006)只研究了价格效应。本文引入与创新产品在效用不可分的同质产品,通过消费需求来约束垄断定价,创新产品价格仍被创新厂商利润最大化行为内生。Foellmi 和 Zweimüller(2017)采用两种竞争性技术生产同一种产品的思路来限制创新产品价格,结果是传统技术通过竞争边界(competition fringe)外生决定了创新产品的价格,因而该文献仅考察了市场规模效应而未能刻画价格效应。本文的创新之处和边际贡献主要体现在以下几点:(1)在理论上,本文完整地刻画了需求引致创新的价格效应和市场规模效应,弥补了现有文献分析需求引致创新机制的不完整性。(2)引入连续型的帕累托收入分布,不仅可以反映居民收入的连续变化,还克服了收入二分法产生的创新产品价格间断式跳跃问题。(3)引入与创新产品竞争的同质产品来限制创新厂商的垄断定价能力,解决了现有文献采用有限专利权和竞争性生产技术等限价方式导致的创新产品价格被外生的弊端。

三、理论模型

本部分将等级偏好、帕累托收入分布和与创新产品效用不可分的同质产品引入创新驱动增长模型,通过需求引致创新机制分析收入差距对经济增长的影响。在理论上,本文完整地刻画了需求引致创新的价格效应和市场规模效应,这一理论目标依赖于偏好、收入分布以及垄断产品限价的具体设定。(1)居民对创新产品存在等级偏好,此时居民收入决定了创新产品的支付意愿,收入分布由此决定了创新产品的需求结构与创新激励。而创新产品的不断引入不仅是经济增长的源泉,而且是供给侧技术创新维持高利润的前提。(2)在连续型的帕累托收入分布下,创新厂商的优化行为可通过一阶必要条件选择某一临界收入(即临界居民)表达,临界收入以上的居民构成了购买创新产品的市场规模,临界居民的支付意愿设定为创新产品的价格。在此设定下,创新产品的价格是其边际成本的加成,成数依赖于帕累托收入分布的形状参数。(3)引入与创新产品效用不可分的同质产品。一方面,通过消费需求来限制创新厂商的垄断定价能力;另一方面,可根据同质产品总需求间接地测算创新产品总需求和生产所需的劳动投入。因为不同收入居民的消费结构存在差异,尤其是对创新产品的消费先后不同,直接计算创新产品的市场出清条件和劳动需求存在较大困难。

(一)居民收入分布

居民收入分布的相关研究指出,经济体的收入分布具有明显的右尾特性并遵循幂律定律,表明收入分布函数服从帕累托分布而不是正态分布(Blanchet et al., 2022),帕累托分布也是国内研究收入分布的主要形式(孙巍、苏鹏, 2013)。假设经济体中居民收入水平 $y(t)$ 为随机变量, $\hat{y}(t)$ 代表某临界收入,则收入分配状况服从如式(1)所示的帕累托分布(Jones, 2015; Jones and Kim, 2018)。按照大数定律,频率会收敛到概率,此时超过临界收入的人口比重与超过临界收入的概率相等。外生参数 ζ 直接与高收入群体的收入份额相关, ζ 值越大表明收入分布不平等程度越严重。

$$\Pr\{y(t) > \hat{y}(t)\} = \hat{y}(t)^{-\frac{1}{\zeta}} \quad (1)$$

居民收入来源于劳动收入和资本租赁收入。^① 在完全竞争的要素市场上,所有居民面临相同的工资与资本租赁价格,全部居民工资收入与资本租赁收入之和组成了经济体总收入。此时,刻画居民收入不平等的简便方式是居民对经济体总收入拥有不相等的索取权,将索取权记为变量 $\theta \in (0, 1)$, θ 也就是个体收入占经济体总收入的份额。由于居民间差异只在于收入水平不同, θ 值与居民收入一一对应。^② 为叙述方便,用“居民 θ ”代表个体收入占经济体总收入比重为 θ 的居民类型。

(二)居民部门

将经济体中居民数量记为 L ,由于不考虑人口增长,所以居民数量 L 在任一时刻都固定不变。居民通过消费同质产品 x 和创新产品 $j(j=1, 2, \dots, N(t))$ 获得效用,其中 $N(t)$ 为市场在 t 时刻能够提供的创新产品种类的最大数目。居民效用函数的关键特征是居民对创新产品存在等级偏好,即居民对比较迫切的创新产品给予较大的优先级或者等级权重。当居民具有等级偏好时,收入分布与经济增长才产生紧密联系,此时收入分布决定了创新产品的价格和市场规模,进而决定了技术创新的激励程度。自然数 j 取值越大表明创新产品 j 被较晚纳入居民消费序列,在居民偏好中排序较后,居民给予的等级权重也越小。由于收入水平决定了消费支出,将居民 θ 购买同质产品的数量记为 $X_\theta(t)$ 以及能够负担的最大创新产品种类记为 $N_\theta(t)$ 。居民 θ 的瞬时效用函数如(2)式所示:

$$U_\theta(t) = \frac{\{ [X_\theta(t)]^\nu \cdot \left[\int_0^{N_\theta(t)} j^{-\gamma} c(j, t) dj \right] \}^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (2)$$

(2)式表明技术进步源自最终消费品种类的不断扩张。其中, $c(j, t)$ 为 t 时刻居民 θ 对第 j 种创新产品的消费量,其对应的等级权重为 $j^{-\gamma}$,常数 $\gamma \in (0, 1)$ 代表等级参数。易知 j 取值越小,则等级权重越大,可代表必需品,而 j 取值越大可理解为奢侈品。 σ 为跨期替代弹性的倒数, ν 为份额参数。假设 $c(j, t)$ 取值为 0 或者 1,分别对应家庭能否购买产品 j ,这便于处理收入差距如何影响创新厂商的创新激励。一单位的创新产品带给居民一定需求,居民效用却取决于有多少种需求被满足,即效用取决于创新物品的种类。

由于存在收入约束,居民 θ 只允许消费 $N(t)$ 的一个子集,即居民 θ 对创新产品的消费集为: $\{j \in [1, 2, \dots, N_\theta(t)], N_\theta(t) \leq N(t)\}$,消费集中每种创新产品的消费量 $c(j, t) = 1$,因此居民效用函数可等价变形为:

$$U_\theta(t) = \frac{\{ [X_\theta(t)]^\nu \cdot [N_\theta(t)]^{1-\gamma} \}^{1-\sigma}}{(1-\sigma) \cdot (1-\gamma)^{1-\sigma}} \quad (3)$$

居民 θ 的预算约束是消费支出与资本投资不能超过其收入。为简便起见,假设资本不存在折旧。既然居民按索取权对经济体总收入进行分配,那么居民也理应按资本收益进行投资,即居民 θ 的投资占经济体总投资 $\dot{K}(t)$ 的份额也为 θ 。居民 θ 的预算约束如下所示:

$$P_x(t)X_\theta(t) + \int_0^{N_\theta(t)} P(j, t)c(j, t) dj + \theta \dot{K}(t) \leq \theta [w(t)L + r(t)K(t)] \quad (4)$$

①实际上居民收入还包括垄断利润,但研发活动的自由进入条件使得技术创新的价值(垄断利润折现之和)恰好等于研发成本,结果均衡路径下的垄断利润为零。

②本质上, θ 也是随机变量。因为居民收入等于 θ 与经济体总收入之乘积,而居民收入为随机变量,经济体总收入为确定变量,变量 θ 与居民收入具有一一对应关系,同为随机变量。

(4)式中: $P_x(t)$ 和 $P(j,t)$ 分别表示同质产品和创新产品 j 在 t 时的产品价格, $w(t)$ 为工资水平, $r(t)$ 为资本收益率, L 为劳动投入, $K(t)$ 为资本投入。将同质产品作为计价物,其价格标准化为1。居民 θ 的消费支出满足 $E_\theta(t)=\chi_\theta(t)+\int_0^{N_\theta(t)} Z_\theta(j,t) dj$,其中 $Z_\theta(j,t)$ 为居民 θ 对创新产品 j 的支付意愿。居民 θ 的需求函数为:

$$\chi_\theta(t)=\frac{\nu E_\theta(t)}{\nu+(1-\gamma)}; N_\theta(t)=\frac{(1-\gamma)E_\theta(t)}{[\nu+(1-\gamma)] \cdot \hat{P}(t)} \quad (5)$$

将技术进步率定义为 $\dot{N}_\theta(t)/N_\theta(t)=g(t)$,由下文知任一创新产品的价格都相同且保持不变,将其记为 $\hat{P}(t)$,同时居民 θ 对创新产品的0-1选择会使其支付意愿恰好等于 $\hat{P}(t)$ 。

将(5)式中的两式相除,易得 $\dot{\chi}_\theta(t)/\chi_\theta(t)=g(t)$,即同质产品的消费增速与技术进步速率相同。

居民 θ 的跨期问题是在预算约束下通过选择消费和投资路径来实现终生效用最大化,其中最优消费(同质产品和创新产品)和最优投资满足现值汉密尔顿函数的一阶必要条件(推导见附录A)。将同质产品和创新产品的一阶必要条件相除,可得创新产品与同质产品的价格关系,即:

$$\frac{Z_\theta(j,t)}{P_x(t)}=\frac{(1-\gamma)j^{-\gamma} \cdot \chi_\theta(t)}{\nu \cdot [N_\theta(t)]^{1-\gamma}} \quad (6)$$

(6)式取自然对数并对时间求导:

$$\frac{\dot{Z}_\theta(j,t)}{Z_\theta(j,t)}=\frac{\dot{\chi}_\theta(t)}{\chi_\theta(t)}-(1-\gamma) \cdot g(t)=\gamma \cdot g(t) \quad (7)$$

(7)式表明:随着经济增长,居民 θ 对创新产品 j 支付意愿的增长率为 $\gamma \cdot g(t)$,因此在将来时刻该居民的支付意愿会超过产品价格 $\hat{P}(t)$ 进而购买该产品。居民支付意愿按 $\gamma \cdot g(t)$ 增长与Foellmi和Zweimüller(2006)的结论相同,但本文中居民对创新产品支付固定的价格 $\hat{P}(t)$ (此时居民 θ 对创新产品 j 的支付意愿不再变动,从而 $\dot{Z}_\theta(j,t)=0$),这解决了上述文献中存在的价格发散问题。根据现值汉密尔顿函数的一阶必要条件还可以推出消费欧拉方程:

$$\frac{\dot{Z}_\theta(j,t)}{Z_\theta(j,t)}=r(t)-\rho+\nu \frac{\dot{\chi}_\theta(t)}{\chi_\theta(t)}-\frac{\sigma}{1-\sigma} \cdot \frac{\dot{U}_\theta(t)}{U_\theta(t)} \quad (8)$$

(8)式中: ρ 为时间折现率。在经济增长模型中由欧拉方程推出资本收益率,这对求解居民收入增速和确定创新价值至关重要。(3)式通过简单计算可求得居民效用增长率,^①然后代入(8)式可得资本收益率:

$$r(t)=\rho+[(1-\sigma) \cdot (\gamma-\nu)+\sigma] \cdot g(t) \quad (9)$$

为看清价格效应与收入分布的关系(下文的(16)式),可通过创新产品价格对收入分布形状参数求导反映。然而依据下文的参数校准值、模型均衡值以及收入分布形状参数与基尼系数的关系,通过数值模拟可更加直观地将价格效应表达出来。如图1-1所示,随着收入差距的扩大,创新厂商索取的垄断价格会相应提高,所以价格效应对技术创新具有正向激

①(3)式取对数并对时间求导,可得 $\dot{U}_\theta(t)/U_\theta(t)=(1-\sigma) \cdot [\nu \dot{\chi}_\theta(t)/\chi_\theta(t)+(1-\gamma) \cdot \dot{N}_\theta(t)/N_\theta(t)]$ 。

励。某种创新产品的市场规模由支付意愿超过产品价格的居民数量构成,产品价格越高会导致市场规模越小。比如起初时,中高收入群体可以消费某种创新产品,但收入差距扩大后可能只有高收入群体才能购买该产品。市场规模效应因收入差距扩大而缩小了购买群体的范围进而对技术创新产生负向激励,市场规模效应可表示为 $L \cdot \Pr [y(t) > \hat{y}(t)] = L \hat{y}(t)^{-\frac{1}{\alpha}}$, 其中 L 为经济体中居民数量,它在任一时刻均为固定常数; $\hat{y}(t)$ 为购买某创新产品所需要的最低收入,即临界收入,可知收入差距与市场规模存在负向关系,如图 1-2 所示。

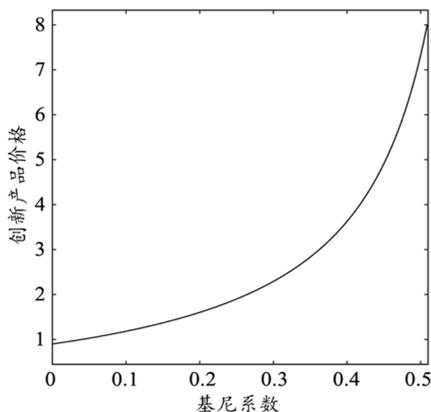


图 1-1 收入差距与创新产品价格

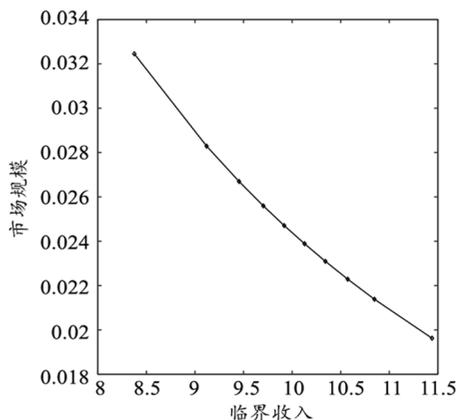


图 1-2 收入差距与创新产品市场规模

(三) 生产部门

1. 同质产品的生产技术与单位生产成本

生产部门包括两类厂商:生产同质产品的完全竞争厂商和生产创新产品的垄断厂商。假设同质产品使用资本和劳动作为生产投入,由规模报酬不变的生产技术进行生产,生产函数设定如下:

$$Y_x(t) = A(t) [K(t)]^\beta [L_x(t)]^{1-\beta} \quad (10)$$

(10) 式中: $Y_x(t)$ 、 $K(t)$ 、 $L_x(t)$ 和 $A(t)$ 分别为同质产品在 t 时刻的产出、资本投入、劳动投入和技术水平, β 为资本产出弹性。根据同质产品厂商利润最大化的一阶必要条件可得:^①

$$K(t) = \frac{\beta L_x(t) \cdot w(t)}{(1-\beta) \cdot r(t)} \quad (11)$$

由完全竞争厂商的零利润条件可得,同质产品的价格在任何时刻恒为 1,即:

$$1 \equiv P_x(t) = \frac{1}{A(t)} \left[\frac{w(t)}{1-\beta} \right]^{1-\beta} \left[\frac{r(t)}{\beta} \right]^\beta \quad (12)$$

在规模报酬不变的完全竞争市场中同质产品的价格与其平均成本相等,所以同质产品的平均生产成本也为 1。^②

① 同质产品厂商利润最大化的一阶必要条件为: $w(t) = (1-\beta)A(t)P_x(t)(K(t)/L_x(t))^\beta$ 和 $r(t) = \beta A(t)P_x(t)(K(t)/L_x(t))^{\beta-1}$, 将 $w(t)$ 除以 $r(t)$ 即可得到(11)式。

② 同质产品的平均生产成本也可以通过利润最大化一阶必要条件计算,即将(11)、(12)式代入(10)式可得 $Y_x(t) = w(t)L_x(t)/(1-\beta)$ 。由此可知生产 $Y_x(t)$ 单位的同质产品需支付的劳动成本为 $(1-\beta)Y_x(t)$, 需支付的资本成本为 $\beta Y_x(t)$ (由完全竞争厂商的零利润条件得出), 将总成本(劳动成本和资本成本之和)除以产出 $Y_x(t)$ 可得同质产品的平均成本为 1。

2. 创新产品的生产技术与单位生产成本

每一种创新产品由垄断厂商提供,生产要素仅需劳动投入。创新厂商必须通过研发活动取得该产品的“生产专利”才能进行生产。“生产专利”的排他性和永久使用权确保了创新厂商的垄断地位。创新产品 j 的生产函数为:

$$Y_j(t) = A(t)L_j(t) \quad (13)$$

由(13)式可知,创新产品的平均生产成本为常数 ω ,且 ω 与创新产品指标 j 无关。^①

3. 研发自由进入条件

创新产品包括研发和生产两个阶段,假定只有研发成功后才从事生产。^②在研发阶段,厂商的决策包含两方面:首先,厂商决定是否进行研发;其次是研发成功后,创新产品应如何进行定价。因此,只要存在某个价格使得创新价值能够弥补研发成本,创新厂商将从事研发并生产该产品。

创新厂商 j 的定价策略是实现创新产品在无限期限内折现利润的最大化。由于居民收入存在差异,高收入居民具有更高的支付意愿,从而创新厂商可以向其索取更高的市场价格。然而,较高的市场价格将产品需求限定在具有较高支付意愿居民的范围内,所以市场规模也将较小。因此,创新厂商面临以下权衡:高价格、小市场规模与低价格、大市场规模,即创新厂商需要权衡价格效应和市场规模效应给垄断利润和创新价值带来的综合影响。对此,创新厂商的决策问题是按照利润最大化原则选择某个临界居民,将市场价格定为该临界居民的支付意愿。

首先,考虑创新厂商如何对创新产品定价。创新厂商 j 的目标是制定实现 t 时刻利润最大化的价格 $\hat{P}_j(t)$,该价格与临界居民的支付意愿相等。由于居民收入以 $g(t)$ 速率增加,第 j 种创新产品的市场规模也将以速率 $g(t)$ 扩张,它独立于垄断厂商 j 的最优行为。因此,创新厂商在 t 时刻制定的利润最大化的价格在未来的无限期限内仍然是最优的。创新厂商 j 在 t 时刻的利润为:

$$\pi_j(t) = \Pr[y(t) \geq \hat{y}(t)] \cdot L \cdot [\hat{P}_j(t) - \omega] \quad (14)$$

(14)式中: $\Pr[y(t) \geq \hat{y}(t)] \cdot L$ 为 t 时刻的市场规模,即能够支付得起该产品的居民数目(每个居民只消费一单位创新产品), $\hat{P}_j(t) - \omega$ 为每单位创新产品产生的收益,记投资率为 $s(t)$ 。^③将(14)式对 $\hat{y}(t)$ 求导,可得最优定价:^④

①由创新产品 j 的生产函数知其平均生产成本 $AC_j = w(t) \cdot L_j(t) / Y_j(t) = w(t) / A(t)$ 。由于工资水平 $w(t)$ 与技术水平 $A(t)$ 具有相同的增长率 $g(t)$,所以在任一时刻 $w(t) / A(t)$ 恒为常数,将该常数记为 ω ,它满足 $\dot{\omega} = \dot{w}(t) / A(t)$ (Foellmi and Zweimüller, 2006, 2017; Foellmi et al., 2014)。

②将创新产品的研发与生产都由同一个厂商完成主要是为了避免设定单独的研发部门,这样便于模型叙述,这意味着不存在创新技术专利权的交易市场。但这与单独设置研发部门并且购买专利权的结果是无差异的。

③因为 $\hat{y}(t) - \hat{\theta} \dot{K}(t)$ 为临界家庭的消费支出, $\hat{\theta} \dot{K}(t)$ 为临界家庭的投资,所以投资率可表达为: $s(t) = \hat{\theta} \dot{K}(t) / \hat{y}(t) = \dot{K}(t) / [w(t) \cdot L + r(t) \cdot K(t)]$,表明全体居民拥有相同的投资率。

④(14)式对 $\hat{y}(t)$ 求导可得: $\hat{y}(t) = \hat{\theta} \dot{K}(t) / (1 - \xi) + (1 + \nu) \cdot N_0(t) \cdot \omega / [(1 - \gamma) \cdot (1 - \xi)]$,即临界收入存在。将前式两边同除以 $\hat{y}(t)$,并代入临界家庭的投资率和消费支出即可得(15)式。

$$\hat{P}(t) \equiv \hat{P}_j(t) = \frac{1-s(t)}{1-s(t)-\zeta} \omega \quad (15)$$

(15)式等号右边与创新指标 j 无关,表明所有创新产品均具有相同价格,将其记为 $\hat{P}(t)$ 。同时,(15)式反映了垄断竞争市场定价的基本结论,即创新产品的最优价格是其边际成本的加成,其中加成成数依赖于形状参数 ζ 。

其次,计算创新产品 j 由全部居民能够购买所需要的时间。每期个体居民对每种创新产品只消费一单位,考虑从不低于临界收入 $\hat{y}(t)$ 的居民在 t 时刻开始购买直到最低收入 $y_L(t)$ 居民也能够购买该创新产品所经历的时间段,将这段时间记为 Δ ,它满足 $y_L(t) \cdot e^{g(t) \cdot \Delta} = \hat{y}(t)$,定义 $n = \hat{y}(t)/y_L(t)$,^①则 $\Delta = \log n/g(t)$ 。

创新厂商是否从事新产品的研发取决于创新价值是否能够弥补研发成本。新产品的研发属于自由进入领域,结果是在均衡时创新价值恰好等于研发成本。创新价值等于创新产品在无限期限内所产生的折现利润之和。创新产品的利润来源于两类群体的市场需求:其一为在 t 时刻收入不低于临界收入 $\hat{y}(t)$ 的居民需求,其二为在 Δ 期内收入能够超过 $\hat{y}(t)$ 的居民所形成的市场规模。在均衡时资本收益率为常数((9)式),记为 \bar{r} ,则创新价值为(推导见附录 B):

$$V(j,t) = \frac{\zeta \omega L}{\bar{r} [1-s(t)-\zeta] [\hat{y}(t)]^{1/\zeta}} \left[\frac{\zeta}{g(t) - \bar{r}\zeta} (n^{1/\zeta - \bar{r}/g(t)} - 1) + 1 \right] \quad (16)$$

从事新产品的研发只需要劳动投入,不区分生产劳动与研发劳动的差异,这意味着所有劳动是同质的并获得相同的工资率。研发具有知识外溢特征,即已发明的创新产品能够提高新产品的产出,创新产品的研发生产函数为:

$$\dot{N}(t) = \eta N(t) \cdot L_R(t) \quad (17)$$

(17)式中: $\dot{N}(t)$ 为创新产品种类数目 $N(t)$ 在 t 时刻的瞬时增量, $L_R(t)$ 为研发劳动力的数量,正常数 η 为研发创新的成本参数。(17)式表明:一单位研发劳动能够生产 $\eta N(t)$ 单位的创新产品,进而创造的创新价值为 $\eta N(t) \cdot V(j,t)$,而付出的研发成本是一单位劳动的工资 $w(t)$ 。研发自由进入条件要求创新价值恰好等于研发成本,即 $\eta N(t) \cdot V(j,t) = w(t)$ 。由于生产部门的技术水平 $A(t)$ 与创新产品的种类数量 $N(t)$ 相等(Foellmi and Zweimüller, 2006; Foellmi et al., 2014)。将(16)式代入研发自由进入条件,并利用 $N(t) = A(t)$ 和 $\omega = w(t)/A(t)$,可将研发自由进入条件进一步整理为:

$$\eta \zeta L \left[\frac{\zeta}{g(t) - \bar{r}\zeta} (n^{1/\zeta - \bar{r}/g(t)} - 1) + 1 \right] = \bar{r} [1-s(t)-\zeta] [\hat{y}(t)]^{1/\zeta} \quad (18)$$

4. 劳动力市场出清条件

整个经济体的劳动力是同质的。在 t 时刻劳动力配置在三个领域:同质产品的生产 $L_X(t)$ 、创新产品的研发 $L_R(t)$ 和创新产品的生产 $L_I(t)$ 。

经济体对同质产品的总需求为所有个体需求的总和,由此可得 t 时刻经济体对同质产品的总需求为(推导见附录 C):

^①由于所有居民的收入都具有相同增长率,所以 n 为常数。

$$X(t) = \frac{\nu[1-s(t)]}{1+\nu-\gamma} [L \cdot w(t) + K(t) \cdot r(t)] \quad (19)$$

在(19)式基础上,使用同质产品市场出清条件、同质产品资本劳动比以及零利润条件等关系式,可得同质产品部门的劳动力需求 $L_x(t)$ (推导见附录 C):

$$L_x(t) = \frac{\nu(1-\beta)[1-s(t)]}{(1+\nu-\gamma)-\nu\beta[1-s(t)]} L \quad (20)$$

由式(5)知同质产品与创新产品的消费支出存在一个比例关系,即常数 $\nu/(1-\gamma)$,结合(19)式可得经济体对创新产品的总需求 $D_I(t)$:

$$D_I(t) = \frac{(1-\gamma)[1-s(t)-\zeta]}{(1+\nu-\gamma)\omega} [L \cdot w(t) + K(t) \cdot r(t)] \quad (21)$$

创新产品的市场出清条件要求供需平衡,因此生产创新产品所需的劳动投入 $L_x(t)$ 满足: $L_I(t) = D_I(t)/A(t)$ 。利用同质产品的资本劳动比消除(21)式中的 $K(t) \cdot r(t)$,可得生产创新产品所需的劳动力 $L_I(t)$:

$$L_I(t) = \frac{(1-\gamma) \cdot [1-s(t)-\zeta]}{(1+\nu-\gamma)-\nu\beta[1-s(t)]} L \quad (22)$$

从事研发创新产品的劳动力可根据研发生产函数((17)式)计算,即 $L_R(t) = \dot{N}(t)/[\eta N(t)] = g(t)/\eta$ 。整个经济系统的劳动总供给为 L ,劳动力市场出清的条件要求 $L_x(t) + L_I(t) + L_R(t) = L$,进一步可整理为下式:

$$\frac{\nu \cdot s(t) + (1-\gamma) \cdot [s(t) + \zeta]}{(1+\nu-\gamma)-\nu\beta[1-s(t)]} L = \frac{g(t)}{\eta} \quad (23)$$

四、数值模拟

(一) 参数校准

模型中需校准的参数大体可分为以下三种情况:(1)现有文献对某些参数的校准值具有高度一致性,如效用函数中的时间折现率 ρ (取 0.02) 和跨期替代弹性的倒数 σ (取 2)、同质产品生产函数中资本产出弹性 β (取 0.33)、将居民(或劳动力)总数 L 标准化为 1 等。(2)对于不常见的参数,我们参考了具体研究中相应参数的校准值。如效用函数中等级参数 γ 取值为 0.3 以及份额参数 ν 取值为 0.8 (Foellmi and Zweimüller, 2006)。(3)除以上两种情况外,还有一部分参数的校准值需要借鉴对微观主体的实证或统计研究。其一,关于收入分布中的参数,我们参考了罗楚亮等(2021)对中国近几年收入差距的研究。具体做法是 2018 年中国实际人均收入十分组统计数据中第六组与最低组人均收入比为 5.77,我们取该值作为临界收入与最低收入比值 n 的校准值;将第六组实际人均收入的对数值(为 10.12)作为临界收入 $\hat{y}(t)$ 的校准值;人均收入经地区加权测算的基尼系数为 0.45,由帕累托收入分布的形状参数与基尼系数的关系 (Kleiber and Kotz, 2003) ①,将形状参数 ζ 设定为 0.62。其二,在中国工业行业间研发产出溢出效应研究中,朱平芳等(2016)发现人力资本投入对专利申请数量的弹性在 0.14~0.16 之间,我们取中间值 0.15 作为研发创新成本参数 η 的校准值。

上述参数的校准值如表 1 所示。

①基尼系数与帕累托形状参数存在如下关系: $Gini = \zeta / (2 - \zeta)$ 。

表 1 参数校准值

参数	含义	校准值
ρ	效用的时间折现率	0.02
σ	跨期替代弹性的倒数	2
γ	效用函数等级参数	0.3
ν	效用函数份额参数	0.8
ζ	收入分布的形状参数	0.62
β	同质产品生产函数中资本产出弹性	0.33
η	研发创新的成本参数	0.15
L	经济体居民总数	1
n	临界收入与最低收入之比	5.77
$\hat{y}(t)$	临界收入	10.12

(二) 模型均衡分析与社会福利分析

1. 模型均衡分析

在参数校准的基础上,由(18)式和(23)式组成的二元方程组可通过数值模拟方法求解。如图 2-1 所示,实曲线代表研发自由进入条件,点线代表劳动力市场出清条件,交点 E_0 为模型的均衡解。均衡条件确定了经济增长率为 0.066 而投资率为 0.238,这与中国 6% 的经济增长下限和 29.99%~35.83% 投资率存在较好的吻合(朱天等,2017)。

2. 社会福利分析

收入分配更加均等是否属于帕累托改进?分析角度需要从分散经济转向社会计划者经济。社会计划者的目标是实现全体居民效用最大化,记社会福利函数为 SW ,其表达式如下(推导见附录 D):

$$SW = \frac{\lambda L}{1 - \zeta(\nu - \gamma + 1)} [y_H(t)^{\nu - \gamma + 1 - \frac{1}{\zeta}} - y_L(t)^{\nu - \gamma + 1 - \frac{1}{\zeta}}] \quad (24)$$

(24)式中: λ 为常数, $y_H(t)$ 和 $y_L(t)$ 分别为经济体的最高收入和最低收入。(24)式反映了居民收入差距与社会福利函数的关系,其数值模拟如图 2-2 所示。可以清晰地发现收入差距与社会福利存在非线性关系:当基尼系数小于 0.15 时,过小的收入差距不会造成社会福利损失;当基尼系数位于 0.15~0.3 时,较为平等的收入会引起社会福利损失,但两者呈较缓的凹函数关系;当基尼系数位于 0.3~0.5 时,收入差距会造成严重的福利损失,两者几乎呈现出陡峭的负向线性关系。因此,从社会福利最大化角度看,缩小收入差距属于帕累托改进。

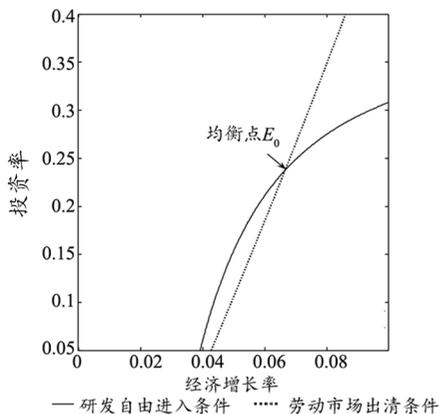


图 2-1 模型均衡解

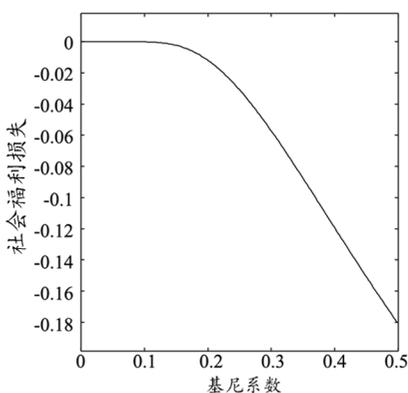


图 2-2 社会福利分析

(三) 基准结果

本部分考察收入分布通过需求引致创新机制实现内生经济增长的含义,从收入分配更加均等和收入差距扩大两种情况进行讨论。(1)如果经济体更加关注居民收入分配均等化,例如通过转移支付或实施更为激进的收入税缩小收入差距,将居民收入的基尼系数从当前的 0.45 下降到国际警戒线 0.4 水平(这对应于收入分布的形状参数 ζ 从 0.62 减少到 0.57),那么改善收入分配状况能否助力经济体跨入更高增速的快车道?图 3-1 显示收入分配更加均等会引起模型均衡条件左移,模型均衡点从 E_0 转移到 E_1 ,表明收入分配更加均等会促使经济体跨入更高的增长路径。(2)相反,如果居民收入分配状况恶化,是否对经济增长产生抑制作用?比如基尼系数从当前的 0.45 上升到 0.5(这对应于 ζ 从当前 0.62 提高到 0.67),图 3-2 揭示了此种情景下数值模拟的结果。图 3-2 表明收入差距扩大导致均衡条件右移,模型均衡点由 E_0 转移到 E_2 ,经济体处于更低的经济增长路径上,因此收入差距扩大阻碍了经济快速增长。

收入分布影响经济增长的渠道是需求引致创新机制。经济增长的动力源于创新产品种类的不断扩张,收入分布决定了居民对创新产品的支付意愿和市场规模,进而决定了创新厂商从需求侧可得潜在利润的大小。虽然收入分配更加均等会因价格效应降低技术创新的价格((15)式)进而抑制了创新激励,但也会通过市场规模效应对产品创新产生正向激励作用(同理,收入差距扩大则恰好相反)。然而,在价格效应和市场规模效应的权衡中后者起支配作用,此时改善收入分配状况对创新激励产生更大的促进作用,从而加速经济增长。

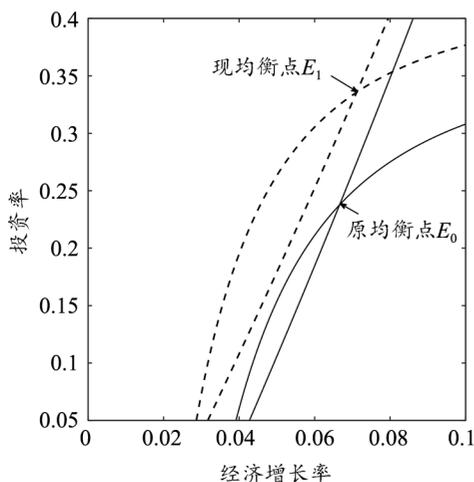


图 3-1 缩小收入差距对经济增长的影响

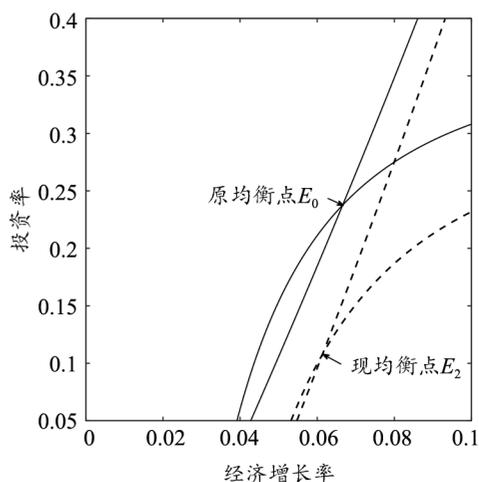


图 3-2 扩大收入差距对经济增长的影响

(四) 敏感性分析

1. 帕累托形状参数与产品消费

收入分布可从两个方面影响经济体总消费:在消费水平上,不同收入居民的边际(或平均)消费倾向存在差异,消费对收入变动的反应程度不同,结果是(在每期)每一收入分布状态下存在特定的总消费水平;在消费结构上,由于居民具有非位似偏好,不同收入居民随收入变动不断地调整消费支出的配置,所以收入分布塑造了消费结构。比如,收入分配从相对合理(基尼系数处于 0.3~0.4 区间)转移到收入差距较大(基尼系数处于 0.4~0.5 区间)时,消费水平和消费结构如何随收入差距做出相应调整。首先,根据帕累托形状参数 ζ 与基尼

系数的一一对应关系,将基尼系数(区间为0.3~0.5)转化为帕累托形状参数(区间为0.57~0.67)。其次,同质产品和创新产品的实际消费分别由(19)式和(21)式表示,但投资率和经济体总收入是内生变量并随 ζ 变动。为此将两个均衡条件转化为投资率与 ζ 的隐函数,根据资本收益率方程((9)式)和同质产品的劳动资本比((11)式)将总收入 $T(t)$ 转化为投资率的函数,最终可得到同质产品和创新产品的实际消费为(推导见附录E):

$$X(t) = \nu[1-s(t)] \cdot T(t) / (1+\nu-\gamma) \tag{25}$$

$$D_i(t) = (1-\gamma)[1-s(t)-\zeta] \cdot T(t) / [(1-\beta)(1+\nu-\gamma)(\beta\bar{r})^{\beta/(1-\beta)}] \tag{26}$$

图4-1展示了居民收入差距与实际消费的关系,可以发现同质产品和创新产品的实际消费均与收入差距正相关。其中缘由是随着收入差距不断扩大,居民投资率 $s(t)$ 逐渐下降、消费率 $1-s(t)$ 不断升高,结果提高了对两类产品的实际消费。根据理论模型,对于每期给定的总收入,收入差距扩大(ζ 提高)导致临界收入以上的居民获得更多收入、而临界收入以下的居民收入减少,由于假定每期所有居民具有相同的消费率,这实际上是提高了整个经济体的消费率^①,故 $1-s(t)$ 与 ζ 正相关,最终导致两类产品的实际消费随收入差距扩大而提高。此外,根据创新产品定价方程((15)式),随着收入差距扩大,创新产品定价会越高,引致供给侧研发和生产更多的创新产品,表现为图4-1中随着收入差距扩大同质产品消费曲线平缓而创新产品消费曲线愈发陡峭。

图4-2展示了同质产品和创新产品名义消费的结果,它揭示了消费配置与收入差距的关系:一方面,随着收入差距扩大,经济体总消费支出增加,所以两类产品消费支出也随基尼系数的扩大不断增加;另一方面,在柯布-道格拉斯效用下,两类产品消费支出之比是固定常数((5)式),从而图4-2中两条名义消费曲线呈平行关系。

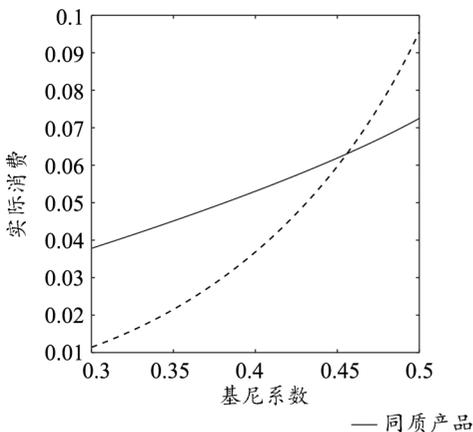


图4-1 收入差距与产品实际消费

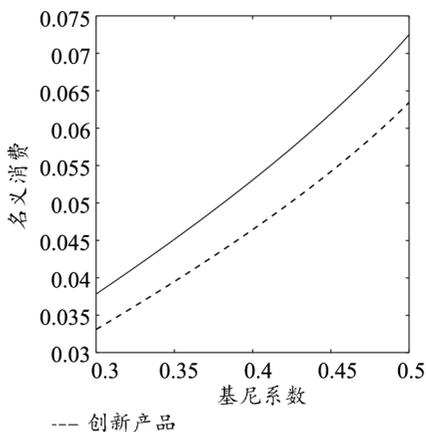


图4-2 收入差距与消费支出

2. 消费结构参数与经济增长

居民消费结构调整或消费升级可通过调整效用函数外生参数实现,比如居民对创新产品更加偏好或者创新产品的边际效用提高。

^①凯恩斯理论认为高收入居民比低收入居民拥有更高的储蓄率、更低的消费倾向,而本文假设所有居民具有相同的消费率,所以实际上是提高了整体消费率。

(1)分析居民对创新产品更加偏好(份额参数 ν 减少)的经济效应。居民消费支出的配置由(5)式决定,其中同质产品与创新产品的消费支出比为 $\nu/(1-\gamma)$ 。因此较小的 ν 反映了相对于同质产品,居民更加偏好创新产品。例如 ν 从起初的0.8减少到0.6,图5-1展现了此种情形下数值模拟的结果。模型由起初均衡 E_0 转移到新均衡 E_3 ,新均衡表明经济增长率略微降低而投资率大幅减少,这些结果源自需求引致创新。一方面,对于给定的收入分布,居民的消费结构更加倾向创新产品,实际上是提高了居民对创新产品的支付意愿((6)式),创新厂商可以向居民索取更高的价格,进而对创新厂商产生更大的利润激励。另一方面,份额参数 ν 减少也提高了资本收益率((9)式),进而降低了创新价值((16)式)。正负作用的相互权衡最终使得创新激励稍微减少,以及经济增长略微下降。其次,投资率大幅减少是因为产品需求牵引自身供给。当居民对同质产品消费支出减少时,如果投资率没有相应减少,同质产品将会出现资本过剩和供过于求,这有悖于经济主体的最优行为。

(2)需求引致创新还会因效用函数中等级参数 γ 的变化对创新激励产生影响。如份额参数一样,等级参数变化也反映了居民消费结构的调整。等级参数变大表明居民消费一单位创新产品获得效用水平更低(等级权重为 $j^{-\gamma}$),进而降低了创新产品的购买吸引力。从图5-2看出,当等级参数 γ 从初始的0.3提高到0.4时,模型均衡将从 E_0 转移到 E_4 ,新均衡 E_4 显示经济增长率和投资率均提高。无论从居民消费支出配置还是资本收益率上分析,等级参数 γ 与份额参数 ν 都具有相反的作用机制,从而两种情境下的最终稳态也截然相反。但相比份额参数 ν ,等级参数 γ 额外的作用机制是能够直接提高居民对创新产品的支付意愿((7)式),临界收入以下的居民购买创新产品的时间间隔 Δ 必将缩短。市场规模的迅速扩张导致由临界收入以下居民产生的折现利润会增加,最终提高了技术创新的正向激励。实际上,由于居民收入分布未变,则 n 保持不变,结果是 Δ 的减幅完全由 $g(t)$ 的提高来抵消。

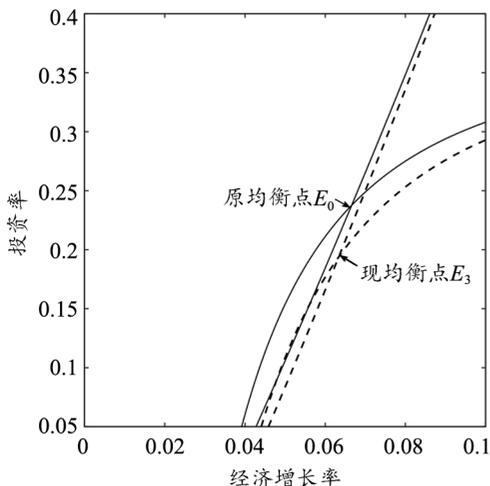


图 5-1 效用份额参数对经济增长的影响

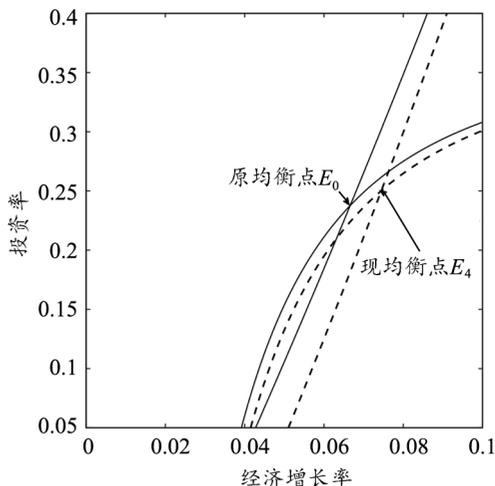


图 5-2 效用等级参数对经济增长的影响

五、主要结论与政策启示

(一) 主要结论

本文基于需求引致创新这一视角,将帕累托收入分布和等级偏好引入创新驱动增长模型,考察收入分布对经济增长的作用机制。由于居民对创新产品具有等级偏好,居民收入对

需求结构存在非线性恩格尔效应,此时只有不断引入新产品才能实现消费需求随收入同步增长(Foellmi and Zweimüller,2017),进而保证需求引致创新得以实现。在理论上,本文较为完整地刻画了需求引致创新机制,实现了创新产品价格和市场规模内生。其中,帕累托分布的形状参数直接决定了市场规模效应,进而也决定了价格效应。此外,引入与创新产品效用不可分的同质产品有效解决了创新厂商无限的垄断定价能力。在参数校准基础上,模型均衡确定的经济增长率和投资率与已有研究较为吻合。通过数值模拟,本文得到如下结论:(1)通过更加完善的收入分配政策塑造更加均等的收入分布,有助于经济跨入更高的增长轨道。(2)在居民具有相同投资率(或消费率)的假设下,收入差距扩大低估了高收入居民的投资率,进而提高了整个经济体的消费率,对消费产生较大刺激作用。(3)在收入分布给定的情况下,居民消费结构的调整(如份额参数变小或等级参数变大)也会通过需求引致创新对经济增长产生影响。(4)基尼系数与社会福利函数呈非线性的递减关系,意味着跨过收入差距的门限值,扩大收入差距会造成严重的福利损失。

(二) 政策启示

首先,本文扩展了需求引致创新的内涵,它不仅意味着创新需求是研发与生产的激励机制,而且包含新产品能够创造消费热点或新需求等内容。一方面,依赖于产品种类而不是数量的等级偏好保证了创新产品的潜在需求;另一方面,创新产品由奢侈品向必需品的转变也是创新利润不断减少的过程,只有引入新产品才能获得更高利润。因此,需求引致创新机制为当前“需求牵引供给、供给创造需求的更高水平动态平衡”提供了理论解释。

其次,共同富裕意味着收入分配的改善,同时扩大内需的根本前提在于完善收入分配体制。当前中国居民收入差距较大(基尼系数0.45左右),改善收入分配状况会扩大创新产品的市场规模,对创新产品的研发和生产产生更大的促进作用。提高“已有产品”的生产率不能促进经济增长,经济增长只有依靠连续不断地引入新产品才能维持(Aoki and Yoshikawa, 2002)。因此,需求引致创新为实现共同富裕的过程中经济内生增长的机制提供了理论预期。

附录:

附录 A: 现值汉密尔顿方程的一阶必要条件以及欧拉方程

居民 θ 的现值汉密尔顿方程为:

$$H(X_{\theta}(t), c(j, t), \theta \dot{K}(t), t) = \frac{\left[X_{\theta}(t) \right]^{\nu} \cdot \int_0^{N_{\theta}(t)} j^{-\gamma} c(j, t) dj \right]^{1-\sigma}}{1-\sigma} +$$

$$q(t) \left\{ \theta [w(t)L + r(t)K(t)] - \left[P_x(t)X_{\theta}(t) + \int_0^{N_{\theta}(t)} P(j, t)c(j, t) dj + \theta \dot{K}(t) \right] \right\} \quad (A1)$$

(A1)式中: $q(t)$ 为现值汉密尔顿乘子。为找出家庭 θ 的最优消费和投资路径,需要对现值汉密尔顿函数求解一阶必要条件:

$$\frac{\partial H(\cdot)}{\partial c(j, t)} = 0 \Rightarrow [X_{\theta}(t)]^{\nu} j^{-\gamma} \cdot [(1-\sigma)U_{\theta}(t)]^{\frac{-\sigma}{1-\sigma}} = q(t) \cdot Z_{\theta}(j, t) \quad (A2)$$

$$\frac{\partial H(\cdot)}{\partial X_{\theta}(t)} = 0 \Rightarrow \nu [X_{\theta}(t)]^{\nu-1} j^{-\gamma} \cdot [(1-\sigma)U_{\theta}(t)]^{\frac{-\sigma}{1-\sigma}} \cdot \int_0^{N_{\theta}(t)} j^{-\gamma} dj = q(t) \cdot P_x(t) \quad (A3)$$

$$\frac{\partial H(\cdot)}{\partial \theta \dot{K}(t)} = 0 \Rightarrow q(t) \cdot r(t) = -\dot{q}(t) + \rho q(t) \quad (A4)$$

以及横截条件:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} [q(t) \cdot e^{-\rho t} \cdot \theta K(t)] = 0 \quad (A5)$$

其中, $Z_\theta(j, t)$ 为居民 θ 对创新产品 j 的支付意愿, 因为只有 $Z_\theta(j, t)$ 不小于 $P(j, t)$ 时, 居民才购买 1 单位创新产品 j , 在均衡时 $Z_\theta(j, t)$ 与 $P(j, t)$ 相等。

将 (A2) 式除以 (A3) 式可以得到创新产品与同质产品的价格关系, 即:

$$\frac{Z_\theta(j, t)}{P_x(t)} = \frac{\chi_\theta(t) \cdot j^{-\gamma}}{\nu \int_0^{N_\theta(t)} j^{-\gamma} c(j, t) dj} = \frac{(1-\gamma) j^{-\gamma} \cdot \chi_\theta(t)}{\nu [N_\theta(t)]^{1-\gamma}} \quad (\text{A6})$$

对 (A6) 式取自然对数, 然后对时间求导:

$$\frac{\dot{Z}_\theta(j, t)}{Z_\theta(j, t)} = \frac{\dot{\chi}_\theta(t)}{\chi_\theta(t)} - (1-\gamma) \cdot g(t) = \gamma \cdot g(t) \quad (\text{A7})$$

对 (A2) 式取自然对数并对时间求导, 然后将 (A4) 式代入, 可得欧拉方程, 即正文中 (8) 式:

$$\frac{\dot{Z}_\theta(j, t)}{Z_\theta(j, t)} = r(t) - \rho + \nu \frac{\dot{\chi}_\theta(t)}{\chi_\theta(t)} - \frac{\sigma}{1-\sigma} \cdot \frac{\dot{U}_\theta(t)}{U_\theta(t)} \quad (\text{A8})$$

附录 B: 创新价值

将帕累托收入分布和创新产品价格代入垄断利润表达式 ((14) 式) 可得创新产品 j 的垄断利润为:

$$\pi_j(t) = \Pr\{y(t) \geq \hat{y}(t)\} \cdot L \cdot [\hat{P}_j(t) - \omega] = [\hat{y}(t)]^{-1/\xi} \cdot L \cdot \left[\frac{(1-\gamma) \cdot (\hat{y}(t) - \hat{\theta} \dot{K}(t))}{(1+\nu) \cdot N_\theta(t)} - \omega \right] \quad (\text{B1})$$

第 j 种创新产品的创新价值定义为该产品在无穷时间区间上垄断利润的折现和, 即:

$$\begin{aligned} V(j, t) &= \int_t^\infty \left\{ \Pr[y(t) \geq \hat{y}(t)] \cdot L \cdot (\hat{P}_j(t) - \omega) + \int_t^{t+\Delta} e^{-\bar{r} \cdot (s-t)} \cdot \Pr[y(t) \cdot e^{g(t) \cdot (s-t)} \geq \hat{y}(t)] \cdot \right. \\ &\quad \left. L \cdot (\hat{P}_j(t) - \omega) ds \right\} \cdot e^{-\bar{r} \cdot (t-t)} d\tau \\ &= \frac{\xi \omega L}{\bar{r} [1-s(t) - \xi]} \cdot [\hat{y}(t)]^{\frac{1}{\xi}} \cdot \left[\frac{\xi}{g(t) - \bar{r} \xi} (n^{\frac{1}{\xi} - \frac{\bar{r}}{g(t)}} - 1) + 1 \right] \end{aligned} \quad (\text{B2})$$

(B2) 式中: 大括号内第一项为创新产品在 t 时刻刚出现时, 由临界收入以上居民立即购买产生的利润; 大括号内第二项为在 $t+\Delta$ 内由临界收入以下居民购买产生的并折现到 t 时刻的利润; 大括号外一项将无穷时间区间上利润折现到 t 时刻。

附录 C: 同质产品的总需求与同质产品部门的劳动力需求

(1) 同质产品的总需求 $X(t)$

同质产品的总消费支出 (也为同质产品总需求, 因为同质产品价格已标准化为 1) 为经济体中个体消费支出 $\chi_\theta(t)$ 的加总, 其表达式为:

$$X(t) = \int_0^1 \chi_\theta(t) d\theta \quad (\text{C1})$$

利用式 (5), 将居民 θ 对同质产品的消费支出 $\chi_\theta(t)$ 转化为居民 θ 的消费支出 $E_\theta(t)$, 然后利用投资率 $s(t)$ 将 $E_\theta(t)$ 转化为居民 θ 的收入 $\theta[w(t) \cdot L + r(t) \cdot K(t)]$, 则 (C1) 式可变形为:

$$X(t) = \frac{\nu [1-s(t)]}{1+\nu-\gamma} \int_0^1 d\theta \{ \theta [w(t) \cdot L + r(t) \cdot K(t)] \} = \frac{\nu [1-s(t)]}{1+\nu-\gamma} [w(t) \cdot L + r(t) \cdot K(t)] \quad (\text{C2})$$

(C2) 式即为正文中 (19) 式。

2. 同质产品部门的劳动力需求 $L_x(t)$

同质产品市场出清要求供需平衡, 即 $Y_x(t) = X(t)$, 同时将正文中 (11)、(12) 式代入 (10) 式可得 $Y_x(t) = [w(t) \cdot L_x(t)] / (1-\beta)$ (详见同质产品平均生产成本的推导), 从而同质产品总需求可整理为:

$$X(t) = \frac{w(t) \cdot L_x(t)}{1-\beta} \quad (\text{C3})$$

根据同质产品资本劳动比关系 ((11) 式) 可知资本收入:

$$r(t) \cdot K(t) = \frac{\beta w(t) \cdot L_x(t)}{1-\beta} \quad (\text{C4})$$

将(C3)、(C4)式代入(C2)式即可得同质产品部门的劳动需求 $L_x(t)$,即正文中(20)式。

附录 D: 社会福利函数

将消费支出((5)式)代入居民效用函数((2)式),并利用投资率 $s(t)$ 将消费支出转化为居民收入,最终将居民 θ 的效用函数整理为:

$$U_{\theta}(t) = \frac{\nu^{\nu} \cdot (1-\gamma)^{\gamma}}{(1-\sigma) \cdot (1-\gamma)} \left(\frac{1-s(t)}{1+\nu-\gamma} \right)^{1+\nu-\gamma} [y_{\theta}(t)]^{1+\nu-\gamma} \quad (D1)$$

用 $y_H(t)$ 、 $y_L(t)$ 表示经济体中的最高收入和最低收入, $F(y)$ 表示帕累托收入分布,则 $L \cdot dF(y)$ 表示微小收入区间 dy 内居民的数量,社会福利函数可以对居民收入进行 Riemann-Stieltjes 积分:

$$SW = L \cdot \int_{y_L}^{y_H} U_{\theta}(t) \cdot dF(y) = \frac{\lambda L}{1-\zeta \cdot (\nu-\gamma+1)} [y_H(t)^{\nu-\gamma+1-\frac{1}{\zeta}} - y_L(t)^{\nu-\gamma+1-\frac{1}{\zeta}}] \quad (D2)$$

附录 E: 同质产品和创新产品的实际消费

根据同质产品生产函数((10)式),由利润最大化对资本的一阶必要条件(正文脚注),可得资本收入:

$$r(t) \cdot K(t) = r(t)^{\beta/(1-\beta)} [\beta A(t)]^{1/(1-\beta)} L_x(t) \quad (E1)$$

通过同质产品资本劳动比((11)式)消除(E1)式中的 $r(t) \cdot K(t)$,则由(E1)式可得工资水平:

$$w(t) = (1-\beta) [\beta \cdot r(t)]^{\beta/(1-\beta)} A(t)^{1/(1-\beta)} \quad (E2)$$

经济体总收入 $T(t)$ 为资本收入 $r(t) \cdot K(t)$ 和劳动收入 $w(t) \cdot L$ 之和,结合(20)、(E1)和(E2)式可得经济体总收入:

$$T(t) = r(t)K(t) + w(t)L = [(1-\gamma) - \beta(1+\nu) + \nu\beta(1-s(t)) (1-2\beta)] (\beta r)^{\beta/(1-\beta)} A(t)^{1/(1-\beta)} L \quad (E3)$$

通过(E3)式替换掉(19)式和(21)式中的经济体总收入,即可得正文中(25)式和(26)式。

参考文献:

- 安同良、千慧雄,2014:《中国居民收入差距对企业产品创新的影响机制研究》,《经济研究》第9期。
- 蔡跃洲、付一夫,2017:《全要素生产率增长中的技术效应与结构效应——基于中国宏观和产业数据的测算及分解》,《经济研究》第1期。
- 范红忠,2007:《有效需求规模假说、研发投入与国家自主创新能力》,《经济研究》第3期。
- 郭凯明,2019:《人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动》,《管理世界》第7期。
- 郭凯明、罗敏,2021:《有偏技术进步、产业结构转型与工资收入差距》,《中国工业经济》第3期。
- 郭凯明、颜色、杭静,2020:《生产要素禀赋变化对产业结构转型的影响》,《经济学(季刊)》第19卷第4期。
- 康志勇、张杰,2008:《有效需求与自主创新能力影响机制研究——来自中国1980—2004年的经验证据》,《财贸研究》第5期。
- 罗楚亮、李实、岳希明,2021:《中国居民收入差距变动分析(2013—2018)》,《中国社会科学》第1期。
- 欧阳晓、傅云海、王松,2016:《居民消费的规模效应及其演变机制》,《经济研究》第2期。
- 孙巍、苏鹏,2013:《中国城镇居民收入分布的变迁研究》,《吉林大学社会科学学报》第3期。
- 张同斌、陈婷玉,2020:《中国制造业需求驱动研发模式及创新效应研究》,《系统工程理论与实践》第6期。
- 朱平芳、项歌德、王永水,2016:《中国工业行业间 R&D 溢出效应研究》,《经济研究》第11期。
- 朱天、张军、刘芳,2017:《中国的投资数据有多准确?》,《经济学(季刊)》第16卷第3期。
- Acemoglu, D. 2009. *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Acemoglu, D., and P. Restrepo. 2018. "The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment." *American Economic Review* 108(6): 1488–1542.
- Aghion, P., and P. Howitt. 2007. "Capital, Innovation and Growth Accounting." *Oxford Review of Economic Policy* 23(1): 79–93.
- Aoki, M., and H. Yoshikawa. 2002. "Demand Saturation—creation and Economic Growth." *Journal of Economic Behavior & Organization* 48(2): 127–154.
- Blanchet, T., J. Fournier, and J. Piketty. 2022. "Generalized Pareto Curves: Theory and Applications." *The Review of Income and Wealth* 68(1): 263–288.
- Boppart, T., and F. Weiss. 2013. "Non-homothetic Preferences and Industry Directed Technical Change." UZH Working Paper, No. 123.
- Buera, F. J., J. P. Kaboski, R. Rogerson, and J. I. Vizcaino. 2022. "Skill-biased Structural Change." *Review of Economic Studies* 89(2): 592–625.

21. Foellmi, R., and J. Zweimüller. 2006. "Income Distribution and Demand – induced Innovations." *Review of Economic Studies* 73(4) : 941–960.
22. Foellmi, R., and J. Zweimüller. 2008. "Structural Change, Engel's Consumption Cycles and Kaldor's Facts of Economic Growth." *Journal of Monetary Economics* 55(7) : 1317–1328.
23. Foellmi, R., and J. Zweimüller. 2017. "Is Inequality Harmful for Innovation and Growth? Price versus Market Size Effects." *Journal of Evolutionary Economics* 27(2) : 359–378.
24. Foellmi, R., T. Wuegler, and J. Zweimüller. 2014. "The Macroeconomics of Model T." *Journal of Economic Theory* 153 : 617–647.
25. Grossman, M., and E. Helpman. 1992. *Innovation and Growth in the Global Economy*. London: The MIT Press.
26. Hatipoglu, O. 2012. "The Relationship between Inequality and Innovative Activity: A Schumpeterian Theory and Evidence from Cross-Country Data." *Scottish Journal of Political Economy* 59(2) : 224–248.
27. Jones, I. 2015. "Pareto and Piketty: The Macroeconomics of Top Income and Wealth Inequality." *The Journal of Economic Perspectives* 29(1) : 29–46.
28. Jones, I., and J. Kim. 2018. "A Schumpeterian Model of Top Income Inequality." *Journal of Political Economy* 126(5) : 1785–1826.
29. Kleiber, C., and S. Kotz. 2003. *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*. Princeton, New Jersey: John Wiley & Sons.
30. Matsuyama, K. 2002. "The Rise of Mass Consumption Societies." *Journal of Political Economy* 110(5) : 1035–1070.
31. Murphy, M., A. Shleifer, and R. Vishay. 1989. "Income Distribution, Market Size, and Industrialization." *The Quarterly Journal of Economics* 104(3) : 537–564.
32. Romer, M. 1990. "Endogenous Technological Change." *The Journal of Political Economy* 98(5) : 71–102.
33. Schmookler, J. 1966. *Invention and Economic Growth*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
34. Zweimüller, J. 2000. "Schumpeterian Entrepreneurs Meet Engel's Law: The Impact of Inequality on Innovation-driven Growth." *Journal of Economic Growth* 5(2) : 185–206.

Income Distribution, Demand-induced Innovation and Economic Growth

Sun Wei¹ and Xia Haili²

(1: Center for Quantitative Economics, Jilin University;

2: School of Business and Management, Jilin University)

Abstract: This paper introduces the Pareto income distribution, hierarchic preferences, and homogeneous products which inseparable from the utility of innovative products into the innovation-driven growth model, then studies the impacts of income disparity on economic growth through demand – induced innovation. The theoretical model analyses the demand – induced innovation mechanism completely, in which the shape parameter of Pareto income distribution directly determines the price effect and market scale effect of innovative products. Numerical simulations find that, given the large income gap, market scale effect plays a leading role in demand-induced innovation, and a more even income distribution helps the economy to enter a higher growth trajectory; for the established income distribution, adjusting the consumption structure of residents also has an impact on the economic growth rate and investment rate through demand-induced innovation; the Gini coefficient has a non-linear decreasing relationship with social utility, and excessive income disparity can cause serious welfare losses. This paper provides theoretical value and reference signification for expanding domestic demand, upgrading both consumption and industry, and constructing a higher-level dynamic balance of supply and demand.

Keywords: Income Distribution, Demand-induced Innovation, Price Effect, Market Scale Effect, Economic Growth

JEL Classification: C62, D31, O41

(责任编辑:彭爽)

国内市场一体化下的企业竞争策略调整:广告优先还是创新优先?

卿 陶 黄先海*

摘要: 本文分析了国内市场一体化对企业广告和创新两种竞争策略的影响。研究发现:(1)企业的创新行为和广告行为之间存在互补关系,企业更多的创新行为会导致更多的广告行为,反之亦然;(2)当国内市场一体化增强时,企业会出现有偏于创新的市场竞争策略调整;(3)异质性检验发现,中东部地区企业和非国有企业的竞争策略在国内市场一体化增强时都会偏向于创新,而西部地区企业和国有企业不受其影响;(4)机制分析表明,广告和创新当期都能提高企业销售额和加成率,但广告的动态衰减速度明显快于创新,企业基于最优市场绩效的考虑,会采用有偏于创新的竞争策略调整。本文研究结果表明,国内市场一体化能够推动企业内资源配置优化,促进企业创新,对于实现创新驱动发展具有重要启示意义。

关键词: 国内市场一体化;创新;广告;企业竞争策略

中图分类号: F270;F713

一、引言

中国正处在以创新驱动实现高质量发展的关键时期,《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中强调,要“把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,以创新驱动、高质量供给引领和创造新需求”,可见提升国内市场一体化程度、畅通国内大循环是实现创新驱动发展的重要着力点。企业在创新发展中居于主体地位,但企业作为利润最大化的追寻者,通过创新提升核心竞争力只是企业参与市场竞争的策略之一;通过大量投放广告,提升产品受众范围,以此来实现销售额和利润增加也是企业参与市场竞争的重要方式。虽然广告和创新都是企业参与市场竞争的重要方式,但二者存在比较明显的差异。首先,就其作用时期来看,广告见效快但有效作用时期短,广告通过信息传递功能和说服功能在较短时期内对消费者购买行为产生影响,但广告一旦停止,或者受到其他企业广告的影响,就可能很快失去对消费者购买行为的影响;而创新见效慢但有效作用时间长,创新活动本身需要较长时间积累,形成市场美誉度也需要时间

*卿陶(通讯作者),西南政法大学经济学院,邮政编码:401120,电子信箱:qingtao_2010@126.com;黄先海,浙江大学经济学院,邮政编码:310058。

本文获得教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“新发展格局下数字产业链发展战略研究”(项目编号:21JZD022)的资助。作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,当然文责自负。

积淀,但在获得消费者的认可后更容易维持。其次,从两种竞争策略对企业竞争力的影响来看,广告行为本身不能提升企业生产率或产品质量等市场绩效,更多的是通过信息传递功能或者说说服功能使消费者产生购买冲动;而创新则可以通过提升企业生产率或产品质量等市场绩效,从而实现企业竞争力的提升。因此,就其实质而言,广告行为对提升企业市场竞争力的影响较小,更多的是一种短期营销行为;而创新则是一种企业增强内力的修炼过程,是长期中企业提高竞争力的重要方式。

创新和广告作为企业两种主要的市场竞争策略,都需要企业投入大量资源,但二者并不是完全对立的关系,为了避免“酒香也怕巷子深”的问题出现,广告和创新之间具有较强的互补性(Srinivasan et al., 2009;寇宗来等, 2020)。因此,对于企业而言,在资源有限的情况下,如何在广告和创新之间最优配置资源、实现经济效益最大化是企业实践中不得不权衡的选择。不同于已往文献在单独研究国内市场一体化对企业创新的影响时,主要关注企业竞争资源投入的绝对变化,本文纳入企业多种市场竞争方式,考察企业在多种竞争策略之间的资源配置效应,从资源配置的角度进一步理解国内市场一体化对企业创新的影响。研究发现,在国内市场一体化程度提高后,企业竞争策略会有偏于创新,产生更多的创新行为,并减少广告行为,说明国内市场一体化能够通过企业内部的资源优化配置,促进企业创新发展。本文的研究结论丰富和放大了国内市场一体化对企业创新的促进作用,凸显了畅通国内大循环的优化资源配置功能,对于实现创新驱动发展具有重要意义。

二、相关文献综述

本文研究内容主要涉及以下相关文献:

一是国内市场一体化对企业创新的影响。市场需求带来的利润是企业创新的内在动力,Scherer(1982)提出的“需求拉动说”认为需求导向变化是新产业兴起最有效的内在激励,大量重要创新都是受需求拉动而产生;Aoki和Yoshikawa(2002)也发现需求所引致的创新是推动一个国家经济长期增长的重要因素;Zweimüller和Brunner(2005)基于微观数据的检验发现企业销售市场扩张能有效推动企业创新。企业销售规模受到国内市场一体化程度的影响,市场分割会抑制企业销售市场扩张,这既是导致中国地区创新差异的重要原因(白俊红、刘怡, 2020;李雪、陈瑜, 2020;周文韬等, 2021),也是导致中国企业创新水平较低的重要原因(吕越等, 2021;卞元超、白俊红, 2021)。

二是国内市场一体化对企业广告的影响。由于广告行为可以通过传递产品信息(Bagwell, 2007)或改变消费者认知偏好(Becker and Murphy, 1993)对企业销售量(Brian, 2003)和利润率(Gisser, 2010)产生促进作用,因此广告已然成为企业参与市场竞争的重要组成部分。现有文献从经济学角度分析国内市场一体化对企业广告影响的文献较少,与本文研究内容最为相关的是关于市场势力与企业广告的相关研究,但这方面的研究结论一直存在争论,比如Fallahi等(2011)认为更强的市场势力会产生更多的广告,国内市场一体化会加剧市场竞争,削弱企业市场势力,因而会抑制企业广告行为;但Nelson(2015)则认为市场势力与广告密度之间存在非线性关系。

三是企业创新和广告对企业经营绩效的影响及其相互关系。Chu和Keh(2006)发现广告和创新都会提升企业资产回报率,并且广告的作用更大一些;孙维峰和黄祖辉(2013)发现

研发支出与企业绩效显著正相关,而广告支出对企业绩效没有显著影响。创新和广告作为企业常采用的市场竞争策略,很多企业并不是单独采用,大量研究表明,二者之间具有很强的互补性(Kwong and Norton,2007;Srinivasan et al.,2009;寇宗来等,2020),在资源有限的情况下,二者的权衡是实现企业最大化经营绩效的关键。Greve(2003)发现当市场搜索成本很低时,企业创新会增多;宋铁波等(2018)发现当企业实际绩效低于经营期望水平时,经营期望落差与创新投入负相关,与广告投入正相关。

本文的主要工作和可能的边际贡献有以下三个方面:(1)相较于前置研究中多关注哪些因素会单独影响企业创新行为或者广告行为,忽略了企业创新和广告策略本身具有的互补性和替代性,本文同时考察国内市场一体化对企业创新和广告两种竞争策略的影响,研究的视域更加宽广,能够较为准确地考察国内市场一体化对企业竞争策略选择是否具有资源再配置效应;(2)相较于前置研究中多为实证研究,缺乏理论分析,本文通过构建包含创新和广告行为的异质性企业模型,分析国内市场一体化对企业两种市场竞争策略的影响,既证实了创新与广告之间的互补关系,又发现了国内市场一体化下的企业竞争策略偏向性调整特征,并且采用中国工业企业数据库相关数据的实证检验结果与理论分析具有较好的一致性,有助于从理论与实证相结合角度,进一步证实国内市场一体化对企业市场竞争策略的偏向性影响特征;(3)相较于前置研究中多关注总体影响,缺乏机制刻画,本文通过分析广告和创新对企业销售额和加成率的短期影响和长期影响,以及加入国内市场一体化与企业两种竞争策略的交互项后对企业销售额和加成率的影响,发现广告和创新当期都会显著提升企业销售额和加成率,但长期看广告的动态效应衰减速度明显快于创新,并且在国内市场一体化增强的情况下,广告对企业销售额和加成率的影响都不显著,而创新的促进作用仍然存在,从而能够较好地解释为什么国内市场一体化增强时企业会出现偏向创新的竞争策略调整。

三、广告与创新:一个理论框架

本部分将在 Melitz (2003) 异质性企业模型基础上,将企业创新和广告行为纳入该分析框架,考察国内市场一体化对企业两种竞争策略选择的影响。

(一) 消费者行为

代表性消费者效用函数为:

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\rho d\omega \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

式(1)中: $0 < \rho < 1$,为消费者多样化偏好程度,其值越小说明消费者的多样化偏好程度越大, Ω 为所有产品的变体集合。 $\sigma = \frac{1}{1-\rho}$ 为产品间的替代弹性,其值越大说明企业的替代弹性越大,产品竞争程度越激烈。 R 为代表性消费者的总消费量,由消费者约束条件下的效用最大化可得消费者对每种产品的需求为:

$$q(\omega) = \frac{R}{P} \left[\frac{p(\omega)}{P} \right]^{-\sigma} = R P^{\sigma-1} p(\omega)^{-\sigma} \quad (2)$$

式(2)中: $P = \left[\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 为价格指数, $p(\omega)$ 为产品价格。

(二) 企业广告行为

遵循 Ishigaki (2000) 思路,企业可以通过广告提升消费者受众面,从而扩大企业销售市场,并且广告投入越多,市场覆盖面越广。同时,本文将国内市场一体化因素考虑进来,当国内市场一体化程度较低时,企业面临的市场是由许多细碎的小市场构成,企业通过大量广告投放带来的销售促进作用应当越明显;而当国内市场一体化程度较高时,企业进入各个市场的难度将会下降,较少的广告投入就能使企业的产品销售覆盖整个市场。因此,结合广告的作用机制和国内市场一体化对企业广告行为的影响,假定企业销售覆盖面与广告投入满足如下关系:

$$R^f = \frac{R^0(\xi) + [\bar{R} - R^0(\xi)] z_i}{\xi} \quad (3)$$

式(3)中: ξ 为国内市场一体化程度,其值越大,表明国内市场一体化水平越高; R^f 为企业实际的销售覆盖面; $R^0(\xi)$ 代表企业在没有广告行为时拥有的基础市场,该值与国内市场一体化程度(ξ)相关,国内市场一体化程度越高,企业拥有的基础市场规模越大,即 $\frac{\partial R^0(\xi)}{\partial \xi} > 0$; \bar{R}

为名义的最大市场规模(即全国总市场),则 $[\bar{R} - R^0(\xi)]$ 为企业*i*可以通过广告来争取的市场规模; $z_i \in [0, 1]$ 为企业*i*广告投入努力程度,根据式(3)的设定,企业最大的广告投入努力程度为1,即通过广告将全部市场覆盖。此外,考虑到国内市场一体化虽然降低了每个企业进入市场的难度,但在行业所有企业都扩大覆盖范围的情况下,企业的实际竞争程度会增加。即随着国内市场一体化水平提高,企业产品的实际覆盖面可能会缩小,因此,通过除以 ξ 刻画国内市场一体化带来的市场竞争效应。成本方面,随着企业广告投入的增多,广告的效用会越来越弱,即广告存在边际递减效应,广告投放的边际成本随着广告投入努力程度增大而增大,因此假设每一单位广告投入努力程度的成本为 $\frac{1}{2}z_i^2$ 。

(三) 企业创新行为

企业生产的总成本函数为:

$$TC(\varphi) = F + \frac{q(\varphi)}{\varphi} \quad (4)$$

式(4)中: F 为固定成本, φ 为企业生产率。在垄断竞争条件下,可以求得企业的最优定价为:

$$p(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \frac{1}{\varphi} \quad (5)$$

由企业产品的需求函数、单位价格、生产率和企业实际的市场覆盖面,可以求得企业的利润函数为:

$$\pi(\varphi) = \frac{R^f}{\sigma} \left(P \varphi \frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^{\sigma-1} - F \quad (6)$$

遵从 Atkeson 和 Burstein (2010) 设定的思路,企业可以通过创新来实现生产率提升。如果企业创新成功,则能够将生产率从 φ_0 提升到 φ_i 。生产率的提升程度取决于创新投入努力程度 I_i ,且满足如下关系:

$$\frac{d\varphi_i}{dt} = \lambda I_i \quad (7)$$

式(7)中: I_i 为企业*i*的创新投入努力程度, $I_i \in [0, 1]$ 。同样,随着企业创新投入的增多,创新的难度也越大,为了刻画创新的边际效用递减,假设每一单位创新投入努力程度的成本为 $\frac{1}{2}I_i^2$ 。 λ 为创新的产出系数。企业在基期的生产率为 φ_{i0} ,在有创新情况下,企业*t*期的生产率为:

$$\varphi_i(t) = \varphi_{i0} e^{\lambda I_i} \quad (8)$$

将企业创新和广告行为代入企业利润函数(式(6)),综合的企业利润函数为:

$$\pi(\varphi_i(t)) = \frac{R^0(\xi) + [\bar{R} - R^0(\xi)] z_i}{\sigma \xi} \left[P \varphi_{i0} e^{\lambda I_i} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \right]^{\sigma - 1} - F - \frac{1}{2} I_i^2 - \frac{1}{2} z_i^2 \quad (9)$$

通过对式(9)求 z_i 偏导,能够得到企业的最优广告投入努力程度为:

$$\frac{[\bar{R} - R^0(\xi)]}{\sigma \xi} \left(P \varphi_{i0} e^{\lambda I_i} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \right)^{\sigma - 1} = z_i \quad (10)$$

通过对式(9)求 I_i 偏导,可以求得企业的最优创新投入努力程度为:

$$\frac{R^0(\xi) + [\bar{R} - R^0(\xi)] z_i}{\sigma \xi} \left(P \varphi_{i0} e^{\lambda I_i} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \right)^{\sigma - 1} [\lambda(\sigma - 1)] = I_i \quad (11)$$

为了表达式简化,令 $\frac{R^0(\xi) + [\bar{R} - R^0(\xi)] z_i}{\sigma \xi} \left(P \varphi_{i0} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \right)^{\sigma - 1} = \psi$,并对 $e^{\lambda(\sigma - 1)I_i}$ 进行线性化处理,可将式(11)简化为:

$$\psi [\lambda(\sigma - 1)] + \psi [\lambda(\sigma - 1)]^2 I_i = I_i \quad (12)$$

对式(12)做进一步化简,可得企业最优创新投入水平为:

$$I_i = \frac{\psi [\lambda(\sigma - 1)]}{1 - \psi [\lambda(\sigma - 1)]^2} \quad (13)$$

由式(13)的性质可得 $\frac{\partial I_i}{\partial \psi} > 0$,由于 λ 和 σ 都是外生系数,因此影响企业创新的主要因素都包含在 ψ 当中,比如企业基期生产率(φ_{i0})和国内市场一体化程度(ξ)。

(四) 企业竞争策略关系及其变动特征

1. 企业创新与广告行为的互补关系分析

当给定国内市场一体化程度时,其为外生参数。根据企业最优广告投入努力程度(式(10)),对其求创新投入努力程度(I_i)的偏导,可得 $\frac{\partial z_i}{\partial I_i} > 0$,即企业创新投入越多,广告投入也越多。根据企业最优创新投入努力程度(式(13)),对其求广告投入努力程度(z_i)的偏导,可得

$\frac{\partial I_i}{\partial z_i} = \frac{\partial I_i \partial \psi}{\partial \psi \partial z_i}$,其中 $\frac{\partial I_i}{\partial \psi} > 0$,且 $\frac{\partial \psi}{\partial z_i} > 0$,综合可得 $\frac{\partial I_i}{\partial z_i} > 0$,即企业广告投入越多,创新投入也越多。

可见,当给定国内市场一体化程度时,企业的创新行为和广告行为之间存在互补关系。

命题1:给定国内市场一体化程度,企业的广告行为和 innovation 行为之间存在互补性,更多的广告投入会带来更多的创新投入,同样更多的创新投入也会带来更多的广告投入。

2. 市场一体化变动时企业竞争策略的变动特征^①

在市场一体化程度增强情形下,企业创新相对于广告行为会有怎样的变动特征呢?将式(11)除以式(10),经过化简可以得到如下关系:

$$\frac{R^0(\xi) [\lambda(\sigma-1)]}{[R-R^0(\xi)]} = \frac{I_i}{z_i} - [\lambda(\sigma-1)] z_i \quad (14)$$

由式(14),根据函数性质可以看出,等式右边 $\frac{I_i}{z_i} - [\lambda(\sigma-1)] z_i$ 随着 I_i 单调递增,随着 z_i 单调递减。当国内市场一体化程度增强时, $R^0(\xi)$ 增大,使得等式左边 $\frac{R^0(\xi) [\lambda(\sigma-1)]}{[R-R^0(\xi)]}$ 增大,

这样等式右边 $\frac{I_i}{z_i} - [\lambda(\sigma-1)] z_i$ 也必须增大。要满足该条件,有三种可能:一是企业广告增加($z_i \uparrow$)且企业创新增加($I_i \uparrow$),且必须满足创新增长幅度远远大于广告增长幅度(即 $\Delta I_i \gg \Delta z_i$);二是企业广告减少($z_i \downarrow$)且企业创新增加($I_i \uparrow$);三是企业广告减少($z_i \downarrow$)且企业创新减少($I_i \downarrow$),且必须满足创新减少程度远远小于广告下降幅度(即 $\Delta I_i \ll \Delta z_i$)。不论何种情形,都表明国内市场一体化会使得企业资源配置更倾向于创新而不是广告。

命题2:当国内市场一体化程度增强时,企业的竞争策略会偏向于创新,企业创新行为相对于广告行为会明显增加。

四、数据来源与实证策略

(一) 数据来源

本文主要数据来自中国工业企业数据库(2005—2007年)。该数据库包含了中国所有国有企业及“规模以上”非国有企业的多个数据,其中本文主要关注的企业广告和创新相关数据都包含其中。之所以选择2005—2007年间的工业企业数据,主要基于两点原因:一是这段时期数据质量最高,各种数据最齐,同时包含了企业的“研究开发费”和“广告费”支出,便于同时考察企业的创新行为和广告行为,分析本文的研究命题,而其他时段的中国工业企业数据相关指标都有缺失,无法验证本文命题;二是本文的研究内容主要是企业在国内市场一体化情形下的竞争策略调整问题,是一个相对一般的经济现象,对于数据的时效性并没有特别要求,基于2005—2007年的大样本数据能够分析企业在国内市场一体化情形下的竞争策略调整状况,其结论具有一般性,对于当前的政策选择也具有一定的参考意义。因此,本文选择该时段的中国工业企业数据分析相关命题。

本文对数据库进行了如下清理:一是删除了企业核心控制变量缺失的样本;二是删除了工业总产值1000万元以下、工业销售额500万元以下、用工人数小于10人的样本;三是针对核心变量“研究开发费”和“广告费”,删除有缺失值或负值的样本,最终得到313444个企业的704422个样本。

(二) 国内市场一体化的测量

国内市场一体化的测量主要有三种思路:(1)贸易法,通过采用省际贸易流量变化来衡

^①根据式(10)和式(11),可以解出企业最优广告行为和创新行为的解析式,但由于无法化简,不利于判断企业竞争策略的变动趋势。

量区域市场一体化程度(赵永亮、才国伟,2009);(2)相对价格法,通过求解各地区商品价格差异度量市场分割程度,并选取市场分割的反向指标得到市场一体化程度(张学良等,2021);(3)综合指数法,王小鲁等(2017)通过构建综合指数来刻画各地的市场化指数,也是度量国内市场一体化程度的重要方式(魏楚、郑新业,2017)。第二种方法运用更为普遍,因此,本文同样采用这一方法,并结合王小鲁等(2017)的市场化指数作为稳健性检验。

根据一价定律,如果商品流动没有障碍,同样商品在不同地区的价格应该相同,则相对价格等于1;而当商品流动有障碍时,相对价格不等于1,并且会在一定范围内上下波动,其波动区间取决于商品跨地区流动的成本。采用“冰山贸易成本”来衡量贸易障碍时,假设每单位价值商品在交易过程中的损耗比例为 c (其中 $0 < c < 1$), c 表示所有阻碍交易的贸易壁垒和成本总和,某种商品在 h 地与 f 地的价格分别为 P_h 和 P_f ,则两地该种商品的长期均衡价格一定满足 $P_h(1-c) \leq P_f$ 或 $P_f(1-c) \leq P_h$,即相对价格会在 $[1-c, 1/(1-c)]$ 区间内波动,一旦相对价格在此区间外,套利行为会使得相对价格回到该区间。当 c 变大时,相对价格波动更加发散,表明两地间的贸易壁垒提高,反之,则降低。因此,相对价格波动范围与 c 正相关,由两地间相对价格的变动趋势即可知两地间的一体化程度和贸易壁垒的变化情况。采用相对价格法计算地区一体化程度具体步骤为:(1)计算相邻省(自治区、直辖市) m 和 n 之间的相对价格绝对值, $|P_{mnt}^w| = |\ln(P_{mt}^w/P_{nt}^w) - \ln(P_{mt-1}^w/P_{nt-1}^w)|$, w 表示第 w 类商品;(2)消除固定效应导致的系统偏差,即 $|P_{mnt}^w| - |P_t^w|$;(3)计算相对价格方差,即 $VP_{mnt} = \text{Var}(|P_{mnt}^w| - |P_t^w|)$;(4)按地区求均值,得到该地区的市场分割程度($segm_{mt}$);(5)取反向指标衡量地区市场一体化程度,即 $\ln integ_{mt} = \ln(1/segm_{mt})$ 。

(三) 实证策略

基于本文理论分析提出的研究命题,企业的广告行为和创新行为之间存在互补性(命题1);同时在国内市场一体化程度增强时,企业会产生有偏于创新的竞争策略调整(命题2)。其中,企业广告行为和创新行为间的互补性已经得到大量前置文献的证明(Kwong and Norton,2007;寇宗来等,2020),本文特别感兴趣的是命题2,即国内市场一体化程度增强是否会导致企业竞争策略偏向于创新。但由于广告和创新两种行为之间存在明显互补性,直接采用OLS模型的估计结果可能是有偏的,因此,本文基准回归主要采用多项式选择模型检验相关结论,并采用固定效应模型进行稳健性检验。

多项式选择模型常被用于多个离散被解释变量的分析,由于多项式选择模型无法估计边际影响,因此在使用该模型时,本文采用企业是否有广告行为和创新行为作为被解释变量的确定标准。在创新 and 广告之间,企业面临着4种选择方案,分别是无创新-无广告、有创新-无广告、无创新-有广告、有创新-有广告,并且四种方案是相互排斥的,各方案的概率之和为1。在实证中,当企业没有创新、也没有广告时,用 $S_{00} = 1$ 表示;当企业有创新、没有广告时,用 $S_{10} = 2$ 表示;当企业没有创新、有广告时,用 $S_{01} = 3$ 表示;当企业既有创新、又有广告时,用 $S_{11} = 4$ 表示。在多值选择模型中,需要将某种方案作为参考方案(base category),则企业选择 k 方案的概率为:

$$P(S_{ab} = k) = \begin{cases} \frac{1}{1 + \sum_{k=2}^4 \exp(x_i' \beta_k)} & (k = 1) \\ \frac{\exp(x_i' \beta_b)}{1 + \sum_{k=2}^b \exp(x_i' \beta_k)} & (k = 2, 3, 4) \end{cases} \quad (15)$$

(15)式中: $k=1$ 为参考方案, $P(S_{ab}=k)$ 表示企业选择策略 k 相对于参考方案的概率变动, x_i' 为影响企业竞争策略选择的主要控制变量,包括本文关注的核心解释变量国内市场一体化程度(\lninteg)以及其他控制变量。其他控制变量具体如下:

(1)企业生产率对数值($\ln tfp$)。生产率是企业市场竞争力重要指标,一般来讲,企业生产率越高,企业创新会更多。企业生产率测量的常用方法有 OP 法、LP 法和 ACF 法,本文采用 OP 法计算得到企业全要素生产率。

(2)企业生产规模($\ln k$)。生产规模越大,企业广告收益和创新收益就越多,从而对企业广告行为和 innovation 行为产生影响。一般采用企业劳动力投入或资本投入衡量企业生产规模,本文选取企业“固定资产合计”对数值衡量。

(3)企业中间产品投入程度($input_r$)。中间品的技术溢出效应会显著影响企业创新行为,从而对企业市场竞争策略产生影响。为了克服由于企业规模不同带来的横向不可比性,本文采用“中间品合计”占“工业总产值”比重衡量企业中间产品投入程度。

(4)企业获取补贴情况($\ln sub$)。创新补贴会显著影响企业创新行为进而影响企业市场竞争策略的选取。本文采用企业“补贴收入”对数值衡量。

(5)企业出口情况(exp)。出口也是影响企业市场竞争策略的重要因素,一方面出口的“市场扩张效应”会增加企业创新收益,影响企业创新;另一方面,出口对国内市场的“替代效应”会影响企业开拓国内市场的动力。本文中如果企业出口交货值大于 0,该值为 1,反之为 0。

(6)企业性质(soe)。由于国有企业的预算软约束和超越行政边界特性,使得国有企业的广告和创新行为明显异于非国有企业。国有企业为 1,非国有企业为 0。

(7)市场竞争程度(hhi)。市场竞争会产生“逃离竞争效应”和“气馁效应”,从而影响企业市场竞争策略。本文通过计算 4 位码测量的赫芬达尔-赫希曼指数衡量市场竞争程度。

(8)企业年龄(age)。处于不同生命周期的企业可能会有不同的市场竞争策略。本文采用企业存续年限衡量企业年龄。

表 1 为主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量的统计特征

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>inno</i>	704 422	0.11	0.31	0	1
<i>ggyx</i>	704 422	0.17	0.38	0	1
<i>lnrd</i>	704 422	0.61	1.90	0	15.78
<i>lnggyx</i>	704 422	0.71	1.77	0	15.33
<i>lninteg</i>	704 422	8.38	0.55	6.54	9.35
<i>ln tfp</i>	704 422	4.12	0.89	-1.76	11.57
<i>lnk</i>	704 422	4.81	1.06	2.30	13.25
<i>lnsub</i>	704 422	0.74	2.03	0	14.14
<i>Input_r</i>	704 422	0.55	0.09	0	1.18
<i>exp</i>	704 422	0.27	0.45	0	1
<i>hhi</i>	704 422	0.02	0.03	0	1
<i>age</i>	704 422	7.61	6.85	1	40
<i>soe</i>	704 422	0.06	0.23	0	1

五、计量结果与说明

(一) 基准结果分析

表2为采用多项式选择模型的基准回归结果。其中,第(1)一(3)列是以企业没有创新没有广告作为参考方案的检验结果,从第(1)列可以看出,在国内市场一体化程度提升情况下,企业同时选择创新和广告策略相对于参考方案会显著下降,计算可得其相对风险系数为-0.031%,表明当国内市场一体化程度提升1%,企业同时选择创新和广告的概率会下降0.031%;从第(2)列可以看出,在国内市场一体化程度提高时,企业选择有创新没有广告的概率显著为正,其相对风险系数为0.912%^①,表明当国内市场一体化程度提升1%时,企业选择有创新没有广告的概率会增加0.912%;从第(3)列可以看出,国内市场一体化对企业选择无创新有广告策略的影响并不显著。综合第(1)一(3)列的结果可以看出,在国内市场一体化程度提高的情形下,企业创新和广告行为并不是同步调整的,因为相对于无创新无广告的参考方案,企业选择有创新无广告(S_{10})的概率显著增加,而选择无创新有广告(S_{01})的概率没有显著增加,说明总体上国内市场一体化对企业竞争策略的影响是偏向于创新的,并且根据企业选择有创新有广告(S_{11})的概率明显下降,表明国内市场一体化增强后,企业不但没有增加广告,反而减少了广告行为,否则在企业创新行为总体增加的情形下,企业同时选择创新和广告的概率不应当下降。

表2 基准回归结果

	Base(S_{00})			Base(S_{10})		Base(S_{01})
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{11} S_{10}$	$S_{01} S_{10}$	$S_{11} S_{01}$
<i>lninteg</i>	-0.031 * (-1.95)	0.087 *** (5.37)	-0.003 (-0.28)	-0.118 *** (-5.59)	-0.091 *** (-4.75)	-0.028 (-1.49)
<i>lnifp</i>	0.433 *** (67.92)	0.259 *** (38.14)	0.176 *** (37.60)	0.174 *** (20.12)	-0.083 *** (-10.58)	0.257 *** (34.90)
<i>lnk</i>	0.592 *** (110.31)	0.352 *** (59.06)	0.306 *** (72.75)	0.241 *** (32.85)	-0.045 *** (-6.63)	0.286 *** (46.09)
<i>exp</i>	0.330 *** (26.11)	0.339 *** (24.26)	0.097 *** (10.00)	-0.008 (-0.48)	-0.242 *** (-15.10)	0.234 *** (15.91)
<i>lnsub</i>	0.146 *** (71.93)	0.103 *** (42.35)	0.078 *** (43.19)	0.043 *** (15.58)	-0.025 *** (-9.13)	0.068 *** (29.02)
<i>input_r</i>	1.824 *** (24.91)	1.071 *** (14.00)	1.483 *** (26.33)	0.753 *** (7.63)	0.412 *** (4.56)	0.341 *** (3.95)
<i>age</i>	0.013 *** (17.78)	0.004 *** (5.14)	0.006 *** (10.09)	0.009 *** (8.62)	0.002 * (1.75)	0.007 *** (8.23)
<i>hhi</i>	2.902 *** (18.50)	2.284 *** (13.16)	1.538 *** (10.73)	0.618 *** (3.02)	-0.746 *** (-3.65)	1.364 *** (7.35)
<i>soe</i>	0.761 *** (37.99)	0.948 *** (44.36)	0.229 *** (12.50)	-0.188 *** (-7.34)	-0.719 *** (-28.03)	0.531 *** (22.11)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.1112	0.1112	0.1112	0.1112	0.1112	0.1112
obs.	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422

注:括号里为z值,标准误聚类到企业层面,***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,下同。

第(4)一(6)列是更换参考方案后的检验结果。第(4)、(5)列是以企业有创新无广告

①限于篇幅,相对风险系数的完整回归结果备索。

(S_{10})作为参考方案,由于 $S_{00} | S_{10}$ 与 $S_{10} | S_{00}$ 是镜像关系, $S_{10} | S_{00}$ 系数为 0.087, 则 $S_{00} | S_{10}$ 的系数为 -0.87, 因此不再汇报。在以有创新无广告 (S_{10}) 作为参考方案后, 企业选择有创新有广告 (S_{11}) 和无创新有广告 (S_{01}) 相对于参考方案显著下降, 进一步说明在国内市场一体化提高后, 企业广告行为会绝对下降。第(6)列是以企业无创新有广告 (S_{01}) 作为参考方案的结果, 可以看出, 相对于无创新有广告策略, 企业同时选择创新和广告的策略虽然会下降但是不显著。通过比较第(2)、(5)列的回归结果可以发现, 国内市场一体化会明显促进企业创新, 没有创新和广告行为的企业会增加只选择创新的概率(第(2)列), 有广告无创新企业也会向有创新无广告方向转变(第(5)列); 通过比较第(3)、(5)、(6)列的回归结果可以发现, 国内市场一体化程度提高无论在何种情形下都没有促进企业偏向广告的竞争策略增加, 并且第(1)、(4)列说明, 有广告有创新的策略在企业创新行为增多背景下还会相对下降, 表明当国内市场一体化增强时, 企业的广告行为事实上是绝对下降了。因此, 综合表 2 的回归结果, 可以证明本文的核心观点: 国内市场一体化增强会导致企业竞争策略偏向创新, 企业会有更多创新、更少广告, 其更深层次含义是国内市场一体化具有资源再配置效应, 可以通过优化企业内的竞争资源配置促进企业创新。

(二) 稳健性检验

首先, 国内市场一体化指标是否准确是本文结论是否稳健的关键, 本文继续选取王小鲁等(2017)的市场化指数对数值 ($\ln market$) 作为核心解释变量, 检验基准回归结果是否依然成立。由表 3 可以发现, 在使用市场化指数衡量地区的市场一体化程度后, 除了第(3)列结果以外, 回归结果与表 2 的基准回归结果一致。第(3)列结果与表 2 的基准回归结果不一致, 并不是否定了基准回归结果, 而是进一步强化了基准回归结果, 因为企业选择无创新有广告 (S_{01}) 的概率显著下降, 说明企业在市场一体化程度提高后, 先前有广告行为的企业退出广告行为的概率会显著增加, 企业越来越不倾向于通过广告参与市场竞争, 由此进一步强化了国内市场一体化下企业竞争策略偏向创新的调整程度。

表 3 基于市场化指数的检验结果

	Base (S_{00})			Base (S_{10})		Base (S_{01})
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{11} S_{10}$	$S_{01} S_{10}$	$S_{11} S_{01}$
$\ln market$	-0.763 ** (-1.96)	1.249 *** (2.93)	-1.057 *** (-3.72)	-2.013 *** (-3.72)	-2.306 *** (-4.73)	0.293 (0.65)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R^2	0.1112	0.1112	0.1112	0.1112	0.1112	0.1112
obs.	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422

其次, 由于“采掘业”和“电力、燃气及水的生产和供应业”等资源型垄断行业的企业与其他制造类企业行为差别较大(聂辉华等, 2012), 删除这些行业之后再次检验相关结论。由表 4 可以发现, 与基准回归结果相比, 除第(6)列外, 其余各项回归结果与基准回归结果一致。第(6)列的负向关系其实也是进一步强化了本文的结论, 即国内市场一体化会促使企业增加创新行为, 减少广告行为。

表 4 删除特殊资源型垄断行业的检验结果

	Base(S_{00})			Base(S_{10})		Base(S_{01})
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{01} S_{10}$	$S_{11} S_{10}$	$S_{11} S_{01}$
<i>lninteg</i>	-0.028* (-1.72)	0.085*** (5.14)	0.006 (0.52)	-0.113*** (-5.25)	-0.079*** (-4.05)	-0.034* (-1.81)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pseudo R</i> ²	0.1113	0.1113	0.1113	0.1113	0.1113	0.1113
obs.	652 156	652 156	652 156	652 156	652 156	652 156

再次,内生性问题处理。本文采用两种方式来解决可能存在的内生性问题:(1)借鉴大多数使用多项式选择模型的处理方法(寇宗来等,2020),采用核心解释变量前一期作为解释变量。从表 5 可以看出,相关检验结果与基准检验结果一致。(2)借鉴吕越等(2018)做法,采用各省份平均海拔作为国内市场一体化的工具变量。海拔高度会影响交通等基础设施的建设难度,客观上增加省份间的贸易成本,阻碍地区市场一体化进程,而地理因素并不会明显受到经济行为本身的影响,因此是一个较好的工具变量。由于多项式选择模型没有现成的工具变量实现命令,本文分步实施工具变量法,即先将国内市场一体化程度作为被解释变量与省份海拔高度和其他控制变量作为解释变量进行回归,得到国内市场一体化的拟合值,再将第一阶段得到的拟合值作为解释变量代入多项式选择模型,回归结果见表 6。

表 5 滞后一期的检验结果

	Base(S_{00})			Base(S_{10})		Base(S_{01})
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{01} S_{10}$	$S_{11} S_{10}$	$S_{11} S_{01}$
<i>L.lninteg</i>	-0.033** (-1.97)	0.116*** (6.80)	-0.019 (-1.60)	-0.148*** (-6.75)	-0.135*** (-6.85)	0.013 (0.69)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pseudo R</i> ²	0.1113	0.1113	0.1113	0.1113	0.1113	0.1113
obs.	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422

表 6 工具变量法的检验结果

变量	Base(S_{00})			Base(S_{10})		Base(S_{01})
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{01} S_{10}$	$S_{11} S_{10}$	$S_{11} S_{01}$
<i>lninteg</i>	-0.262*** (-7.66)	0.509*** (13.50)	-0.412*** (-16.55)	-0.248*** (-5.21)	-0.922*** (-21.50)	-0.674*** (-17.19)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段回归系数	-0.055*** (-25.13)					
第一阶段 F 值	3 260.41					
<i>Pseudo R</i> ²	0.1112	0.1112	0.1112	0.1112	0.1112	0.1112
obs.	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422

可以看出,在使用工具变量后,表6第(1)一(5)列的回归结果与基准回归结果是一致的,唯一的区别是第(6)列,当以企业无创新有广告(S_{01})作为参考方案时,企业同时选择创新和广告的概率会显著下降,与表4结果相似,这其实是进一步强化了国内市场一体化对企业广告行为的抑制作用,使得企业竞争策略偏向创新的程度更高。

最后,采用固定效应模型作进一步分析和检验。由于多项式选择模型以企业不同选择策略作为被解释变量,无法考察国内市场一体化对企业创新和广告行为投入程度的边际影响。虽然理论模型中推导了二者具有互补性,但仍无法从前面的多项式选择模型中得到直接证据,因此本文采用固定效应模型作进一步分析。表7中,第(1)一(4)列的被解释变量是企业是否有创新行为(*inno*)和广告行为(*ggyx*)的哑变量,可以发现,当国内市场一体化程度提高后,企业的创新参与行为显著增加,而企业的广告参与行为显著下降,这与基准回归结果是一致的。第(3)、(4)列考察企业创新与广告行为之间的互补关系,可以发现,与理论分析一致,企业有创新行为时,企业广告参与的概率越大,而当企业有广告行为时,企业参与创新的概率也更高,说明企业创新和广告之间确实有互补性。第(5)一(8)列是以企业创新和广告投入程度作为被解释变量的检验结果,其中采用企业“研究开发费+1”对数值(*lnrd*)衡量企业创新投入程度,采用企业“广告费+1”对数值(*lnggyx*)衡量企业广告投入程度。由第(5)一(7)列可以发现,国内市场一体化对企业创新投入程度也具有显著的促进作用,而对广告投入程度的影响不显著,主要是由于企业创新和广告之间的互补性;第(8)列在加入企业创新影响后,国内市场一体化对企业广告支出的影响也显著为负,回归结果同样表明市场一体化会导致企业竞争策略创新偏向;从第(7)、(8)列来看,企业广告和创新投入程度之间同样具有互补性。

表7 基于固定效应模型的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>inno</i>	<i>ggyx</i>	<i>inno</i>	<i>ggyx</i>	<i>lnrd</i>	<i>lnggyx</i>	<i>lnrd</i>	<i>lnggyx</i>
<i>lninteg</i>	0.006*** (7.35)	-0.002* (-1.71)	0.006*** (7.81)	-0.003*** (-3.26)	0.051*** (11.43)	-0.002 (-0.38)	0.051*** (11.70)	-0.011*** (-2.75)
<i>ggyx</i>			0.154*** (77.81)					
<i>inno</i>				0.249*** (81.31)				
<i>lnggyx</i>							0.204*** (65.56)	
<i>lnrd</i>								0.188*** (65.57)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Within R²</i>	0.005	0.002	0.043	0.041	0.009	0.004	0.047	0.042
obs.	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422	704 422

六、机制探讨与异质性分析

(一) 机制探讨

理论和实证分析表明,在国内市场一体化增强的情况下,企业的竞争策略会出现创新偏

向,企业会有更多创新,更少广告。那么是什么原因导致企业这样的选择呢?从模型分析可以看出,销售额变动是企业决定选择何种策略的重要因素。当国内市场一体化增强后,一方面,企业通过广告能够扩张的市场份额有限,加上市场竞争效应,削弱了广告提升企业销售额的促进作用;另一方面,基础市场份额增加会增强企业创新动力,并且由于市场竞争的倒逼机制,使得企业更倾向于通过创新提升竞争力,维持生存。为了检验这一机制是否存在,本文主要考察在国内市场一体化增强的情况下,企业创新和广告对两个核心绩效指标的影响:一是对企业销售额的影响,采用企业销售总额对数值($\ln sale$)衡量;二是对企业竞争力的影响,选择企业加成率($markup$)衡量(诸竹君等,2018),加成率代表了企业的市场势力,其值越高,表明企业市场竞争力越强,加成率计算采用 De Loecker 和 Warzynski (2012)方法。

表8中,第(1)—(3)列是以企业销售额为被解释变量的计量结果。其中,第(1)列主要考察当期企业创新和广告投入对企业销售额的影响,可以看出,国内市场一体化对企业销售额的影响显著为负,主要原因可能是由于国内市场一体化带来了更强的市场竞争,从而降低了企业销售额;而企业的两种市场竞争策略不论是创新还是广告都会显著促进销售额增加,并且从系数看,广告对企业销售额的促进作用要更大一些,这也解释了为什么总体上企业的广告行为要多于创新行为。第(2)列主要考察企业前一期创新和广告投入对企业销售额的影响,可以看出,虽然企业创新和广告都仍然会促进企业销售额的增加,但影响大小却出现了显著变化,并且前一期广告投入对企业销售额的促进作用要明显小于前一期创新投入对企业销售额的促进作用,说明广告效应的衰减速度更快一些,也印证了广告对企业销售额的影响是相对短期的,随着时间推移,广告效应下降更快。第(3)列为了进一步解释国内市场一体化增强为什么会致企业竞争策略的创新偏向,本文引入广告和创新与国内市场一体化程度的交互项检验相关机制,可以发现在加入交互项后,企业创新对销售额的影响仍然显著为正,并且系数明显增大,而广告行为对企业销售额的影响不再显著。这表明国内市场一体化增强后,创新更有利于企业提升销售额、增加利润,因此,企业会偏向于选择创新而不是广告。第(4)—(6)列是以企业加成率作为被解释变量的检验结果,考察创新和广告对企业市场竞争力的影响。其中,第(4)列可以发现,国内市场一体化会降低企业加成率,而创新和广告会提升企业加成率,并且从影响系数看,广告和创新对企业加成率的影响是相当的;第(5)列考察前一期创新和广告行为对企业加成率的影响,可以发现,创新和广告对企业加成率的影响都不显著,说明在市场竞争加剧背景下,企业的创新和广告行为并未促进企业长期竞争力的形成,企业必须持续地投入创新和广告;第(6)列加入了创新和广告与国内市场一体化程度的交互项,考察国内市场一体化增强会对企业创新和广告的市场加成绩效产生怎样的影响,可以发现在引入交互项以后,创新对企业加成率的促进效应仍然存在,而广告并不会提升企业加成率,可见在国内市场一体化增强的背景下,企业能够通过创新提升市场竞争力,而广告则不能提升企业市场竞争力。

机制分析可以看出:(1)就创新和广告的当期效应看,创新和广告都能增加企业销售额和加成率,因此对于企业而言两种竞争策略都是有效的;(2)就创新和广告的长期效应看,广告对企业销售额的促进作用随时间衰减很快,而创新对企业销售额的促进作用衰减速度明显小于广告;(3)当引入国内市场一体化程度交互影响后,广告对企业销售额和加成率的影响都不显著,但创新对企业销售额和加成率的影响仍然显著,说明在国内市场一体化增强背景下,广告对企业销售额和加成率的促进效应进一步减弱,而创新对企业销售额和加成率的

影响则进一步增强。因此,从动态效应和交互影响都可以看出,不论是单纯地从市场占有率角度考虑,还是从长期市场竞争角度来看,企业都会偏向于创新,而不是广告,这就解释了为什么国内市场一体化增强时,企业竞争策略会出现创新偏向。

表 8 影响机制的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnsale	lnsale	lnsale	markup	markup	markup
lninteg	-0.013*** (-14.51)	-0.013*** (-14.00)	-0.013*** (-14.10)	-0.001*** (-3.13)	-0.001* (-1.65)	-0.002*** (-3.10)
lnrd	0.004*** (13.28)		0.006** (2.00)	0.001*** (4.88)		0.002* (1.79)
lnggyx	0.006*** (15.94)		0.000 (0.02)	0.001*** (3.60)		-0.001 (-0.78)
L.lnrd		0.002*** (3.73)			0.000 (1.23)	
L.lnggyx		0.001** (2.50)			-0.000 (-0.01)	
lnrd×lninteg			-0.000 (-0.55)			-0.000 (-0.77)
lnggyx×lninteg			0.001 (1.61)			0.000 (1.16)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Within R ²	0.738	0.630	0.738	0.746	0.762	0.746
obs.	700 266	387 735	700 266	696 537	386 545	696 537

(二) 异质性分析

1. 分要素密集度的异质性检验

前述理论模型表明,不同要素密集度企业的创新行为和产品替代弹性存在显著差异,这会使得国内市场一体化对不同要素密集型企业的竞争策略选择产生差异化影响。参照阳立高等(2014)分类,本文将所有企业区分为技术密集型、资本密集型和劳动密集型。表9的相关检验结果具有以下特点:从第(2)、(5)、(8)列和第(3)、(6)、(9)列来看,不论是哪种要素密集型企业,国内市场一体化程度提高都会显著地增加企业选择有创新无广告策略(S_{10})的概率,而对企业选择有广告无创新策略(S_{01})的影响不显著。从系数来看,国内市场一体化程度提高对劳动密集型企业的创新促进作用最大,说明市场一体化程度提高带来的市场竞争效应导致劳动密集型企业通过创新维持企业生存的需求更加迫切。从第(1)、(4)、(7)列来看,国内市场一体化程度提高会显著降低劳动密集型企业选择有创新有广告策略(S_{11})的概率,而对技术密集型和资本密集型企业的竞争策略选择不显著。由此可见,在国内市场一体化增强后,劳动密集型企业会显著减少广告行为,通过技术创新提升企业市场竞争力;而对于技术密集型和资本密集型企业,国内市场一体化程度提高对其广告行为的抑制作用较小,主要是由于消费者对这些企业产品并不熟悉,企业在创新增加的同时,还会保持一定的广告宣传力度,以发挥广告的信息传递功能。

表9 基于要素密集度差异的异质性检验

	技术密集型企业			资本密集型企业			劳动密集型企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$
<i>lninteg</i>	0.008 (0.26)	0.078** (2.27)	0.015 (0.45)	-0.019 (-0.83)	0.068*** (2.95)	0.014 (0.84)	-0.081** (-2.54)	0.145*** (4.55)	-0.029 (-1.49)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pseudo R</i> ²	0.1070	0.1070	0.1070	0.0957	0.0957	0.0957	0.10320	0.1030	0.1030
obs.	95 785	95 785	95 785	325 793	325 793	325 793	282 844	282 844	282 844

2.分地区的异质性检验

由于我国地域辽阔,不同地区的市场一体化程度存在较大差异,因此对企业竞争策略的选择也会呈现差异化影响。表10是相关检验回归结果,有以下特征:从第(2)、(5)、(8)列来看,国内市场一体化程度提高会显著提升东部和中部地区企业选择有创新无广告策略(S_{10})的概率,但不会显著影响西部地区企业选择该策略,说明国内市场一体化程度提高主要会促进中东部地区企业创新,对于西部地区企业创新的促进作用不显著。从(3)、(6)、(9)列来看,国内市场一体化程度对中东部地区企业选择无创新有广告策略(S_{01})的概率没有显著影响,但对西部地区企业却有显著的抑制作用,说明国内市场一体化程度提高会降低西部地区企业的广告行为。从第(1)、(4)、(7)列来看,国内市场一体化程度提高会显著降低中部地区企业选择有创新有广告策略(S_{11})的概率,但对东部和西部地区企业的影响不显著。总体而言,在国内市场一体化增强时,东部和中部地区企业的竞争策略都会偏向创新,并且中部地区企业创新偏向程度更大;而西部地区企业在国内市场一体化增强时,只会减少广告行为,并不会显著增加创新行为。之所以国内市场一体化对不同地区企业的竞争策略产生如此大的差异,可能与不同地区的国内市场一体化程度有关。在国内市场一体化程度较低的西部地区,国内市场一体化带来的竞争效应会加剧企业生存风险,企业用于市场竞争的资源更加紧张,导致企业不但不会增加创新行为,还会减少广告行为;而对于一体化程度较高的中东部地区,国内市场一体化对企业创新的促进作用存在边际递减现象,因此,中部地区企业的创新偏向相较东部地区企业更大一些。

表10 基于地区差异的异质性检验

	东部地区企业			中部地区企业			西部地区企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$
<i>lninteg</i>	0.008 (0.45)	0.063*** (3.49)	0.014 (1.03)	-0.277*** (-5.71)	0.332*** (6.41)	-0.044 (-1.15)	-0.052 (-0.96)	-0.095 (-1.55)	-0.074* (-1.80)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pseudo R</i> ²	0.1065	0.1065	0.1065	0.1190	0.1190	0.1190	0.1526	0.1526	0.1526
obs.	507 281	507 281	507 281	124 403	124 403	124 403	72 738	72 738	72 738

3.分企业性质的异质性检验

不同性质企业用于市场竞争的资源丰裕程度存在较大差异,这会使得国内市场一体化程

度对不同性质企业的竞争策略选择产生差异化影响。从表 11 回归结果可以看出,对于国有企业而言,国内市场一体化程度提高对企业竞争策略的选择影响都不显著(第(1)一(3)列),可能的解释是国有企业的预算软约束导致其用于市场竞争的资源并不具有稀缺性,国有企业的创新和广告行为较少受到外部因素的影响,因此,国内市场一体化程度对其影响也不显著。而国内市场一体化程度提高对外资企业和民营企业的竞争策略选择都会产生创新偏向(第(4)一(9)列),并且民营企业的创新偏向程度更大,可能的解释是民营企业相对于外资企业,其用于市场竞争的资源更加稀缺,因此,国内市场一体化程度对其竞争策略选择的创新偏向影响更大。

表 11 基于企业性质的异质性检验

	国有企业			外资企业			民营企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$	$S_{11} S_{00}$	$S_{10} S_{00}$	$S_{01} S_{00}$
<i>lninteg</i>	-0.051 (-1.47)	-0.003 (-0.11)	-0.028 (-0.98)	-0.073*** (-3.54)	0.185*** (8.62)	-0.023 (-1.55)	-0.259*** (-3.02)	0.482*** (4.51)	0.015 (0.32)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pseudo R</i> ²	0.1476	0.1476	0.1476	0.1045	0.1045	0.1045	0.0931	0.0931	0.0931
obs.	88 242	88 242	88 242	438 188	438 188	438 188	177 993	177 993	177 993

七、结论与启示

本文通过构建一个包含广告和创新行为的异质性企业模型,分析国内市场一体化对企业两种竞争策略选择的影响。理论分析发现:给定国内市场一体化程度,企业的创新和广告策略之间存在互补关系,更多的创新会导致更多的广告,更多的广告也会导致更多的创新;但当国内市场一体化程度增强时,企业会出现有偏于创新的竞争策略变动,即企业会有更多的创新和更少的广告。基于 2005—2007 年中国微观企业数据的实证检验发现:(1)企业创新和广告两种市场竞争策略之间确实存在明显的互补关系,企业创新增加会导致广告增加,反之亦然。(2)在国内市场一体化增强的情况下,相对于没有创新没有广告的参考策略方案,企业选择有创新没有广告策略的概率会显著增加,选择有创新有广告策略的概率会显著下降,而选择没有创新有广告策略的概率没有明显变化,证明国内市场一体化会导致企业竞争策略偏向创新,增强创新,同时减少广告。(3)异质性考察发现,从要素密集度差异看,国内市场一体化对所有企业竞争策略选择的影响都是显著偏向创新的,但对劳动密集型企业的的影响最大;从地区差异看,国内市场一体化对中西部地区企业会产生有偏于创新的影响,而西部地区企业在国内市场一体化增强时,只会减少广告行为,并不会显著增加创新行为;从企业性质差异看,国内市场一体化对非国有企业会产生有偏于创新的影响,但对国有企业影响不显著。(4)影响机制分析表明,企业广告和创新当期都会显著提升企业销售额和加成率,是企业参与市场竞争的有效方式,但是长期来看,广告的动态效应衰减速度明显快于创新,并且在国内市场一体化增强的情况下,广告对企业销售额和加成率的影响都不显著,不能显著提升企业销售额,也不能增强企业市场势力;相反,企业创新对企业销售额和加成率的促进作用仍然存在。因此,基于最优市场绩效的考虑,企业会选择有偏于创新的竞争策略。本文的研究结果表明,国内市场一体化会推动企业内的竞争资源再配置,企业会将更多

资源用于创新活动,对中国创新驱动发展具有重要意义。

本文研究的政策启示如下:

1. 推进国内市场一体化,充分释放其资源再配置功能,促进企业创新发展。本文研究表明即使企业用于市场竞争的资源不变,国内市场一体化也能通过引导企业竞争资源重新配置,促进企业创新,由此进一步放大了国内市场一体化对企业创新的促进作用,更加凸显了畅通国内大循环、建设国内统一大市场对企业创新发展的重要意义。因此,不断推进国内市场一体化是促进中国企业创新发展的重要着力点。

2. 引导企业采取合理市场竞争策略,提高企业资源配置效率,增强企业核心竞争力。本文在机制分析中发现,虽然企业的广告行为和 innovation 行为都是企业参与市场竞争的有效手段,但是,广告行为的影响较为短期,而创新行为的影响更加长期,相比较而言,将更多资源用于创新是一种更加高效的资源配置方式。因此,通过提高国内市场一体化程度等政策手段,引导企业采取更加长期化的市场竞争策略,进而协调企业的短期利益和长期利益,鼓励企业进一步通过创新参与市场竞争,将有利于提升企业资源配置效率,增强企业核心竞争力。

3. 推进国内市场一体化要补齐短板,重点推动西部地区市场整合。本文异质性分析表明,在国内市场一体化增强时,西部地区企业只是单纯地减少广告行为,并未显著地增加创新行为,国内市场一体化对企业竞争资源的再配置功能较弱。因此,推动国内统一大市场建设的重点和难点在西部地区,只有补齐西部地区的市场一体化短板,才能真正建成国内统一大市场。构建国内统一大市场既要求进一步完善基础设施,也要求地方政府转变观念,主动作为,通过体制机制建设推进国内市场一体化。

参考文献:

1. 白俊红、刘怡,2020:《市场整合是否有利于区域创新的空间收敛》,《财贸经济》第1期。
2. 卞元超、白俊红,2021:《市场分割与中国企业的生存困境》,《财贸经济》第1期。
3. 寇宗来、毕睿思、查存,2020:《融资约束对企业广告和研发策略的影响:理论与经验证据》,《世界经济》第4期。
4. 李雪、陈瑜,2020:《长三角地区产业技术创新的空间效应研究》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第1期。
5. 吕越、盛斌、吕云龙,2018:《中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗?》,《中国工业经济》第5期。
6. 吕越、田琳、吕云龙,2021:《市场分割会抑制企业高质量创新吗?》,《宏观质量研究》第1期。
7. 聂辉华、江艇、杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
8. 宋铁波、钟熙、陈伟宏、吴小节,2018:《研发投入还是广告投入?——绩劣企业战略性行为的选择》,《研究与发展管理》第1期。
9. 孙维峰、黄祖辉,2013:《广告支出、研发支出与企业绩效》,《科研管理》第2期。
10. 王小鲁、樊纲、余静文,2017:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社。
11. 魏楚、郑新业,2017:《能源效率提升的新视角——基于市场分割的检验》,《中国社会科学》第10期。
12. 阳立高、谢锐、贺正楚、韩峰、孙玉磊,2014:《劳动力成本上升对制造业结构升级的影响研究——基于中国制造业细分行业数据的实证分析》,《中国软科学》第12期。
13. 张学良、程玲、刘晴,2021:《国内市场一体化与企业内外销》,《财贸经济》第1期。
14. 赵永亮、才国伟,2009:《市场潜力的边界效应与内外部市场一体化》,《经济研究》第7期。
15. 周文韬、杨汝岱、侯新烁,2021:《高铁网络、区位优势与区域创新》,《经济评论》第4期。
16. 诸竹君、黄先海、余骁,2018:《金融业开放与中国制造业竞争力提升》,《数量经济技术经济研究》第3期。
17. Aoki, M., and H. Yoshikawa. 2002. "Demand Saturation—Creation and Economic Growth." *Journal of Economic Behavior & Organization* 48(2):127-154.
18. Atkeson, A., and A.T. Burstein. 2010. "Innovation, Firm Dynamics, and International Trade." *Journal of Political Economy* 118(3):433-484.
19. Bagwell, K. 2007. "The Economic Analysis of Advertising." *Handbook of Industrial Organization* 3(6):1701-1844.
20. Becker, S., and K.M. Murphy. 1993. "A Simple Theory of Advertising as a Good or Bad." *Quarterly Journal of*

- Economics* 108 (4):941-964.
21. Brian, C.B.2003. "The Influence of Market Structure on Industry Advertising Intensity." *Journal of Industrial Economics* 25(1):55-67.
 22. Chu, S., and H.T.Keh.2006. "Brand Value Creation: Analysis of the Interbrand-Business Week Brand Value Rankings." *Marketing Letters* 17(4):323-331.
 23. De Loecker, J., and F.Warzynski.2012. "Markups and Firm-Level Export Status." *American Economic Review* 102(6):2437-2471.
 24. Fallahi, F., F. Majid, and M. Siab. 2011. "Advertising, Concentration and Profitability in Iran Industry: Seemingly Unrelated Regression Approach." *Iranian Economic Research* 15(45):49-75.
 25. Gisser, M.2010. "Advertising, Concentration and Profitability in Manufacturing." *Economic Inquiry* 29(1):148-165.
 26. Greve, H.R.2003. "A Behavioral Theory of R&D Expenditures and Innovations: Evidence from Shipbuilding." *Academy of Management Journal* 46(6):685-702.
 27. Ishigaki, H. 2000. "Informative Advertising and Entry Deterrence: A Bertrand Model." *Economics Letters* 67(3):337-343.
 28. Kwong, W. J., and E. C. Norton. 2007. "The Effect of Advertising on Pharmaceutical Innovation." *Review of Industrial Organization* 31(3):221-236.
 29. Melitz, M.J.2003. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica* 71(6):1695-1725.
 30. Nelson, S. 2015. "Market Concentration and Persuasive Advertising: A Theoretical Approach." *Journal of Economics* 114(2):127-151.
 31. Scherer, F. M. 1982. "Inter-Industry Technology Flows and Productivity Growth." *Review of Economics and Statistics* 12(64):627-634.
 32. Srinivasan, S., K. Pauwels, J.M.Silva-Risso, and D.M.Hanssens.2009. "Product Innovations, Advertising, and Stock Returns." *Journal of Marketing* 73(1):24-43.
 33. Zweimüller, J., and J. K. Brunner. 2005. "Innovation and Growth with Rich and Poor Consumers." *Metroeconomica* 56(2):233-262.

The Adjustment of Enterprise Competitive Strategy under the Domestic Market Integration: Advertising Priority or Innovation Priority?

Qing Tao¹ and Huang Xianhai²

(1: School of Economics, Southwest University of Political Science and Law;

2: School of Economics, Zhejiang University)

Abstract: This paper analyzes the impact of domestic market integration on the two competitive strategies of enterprise, advertising and innovation. It is found that: (1) There is a complementary relationship between innovation behavior and advertising behavior of enterprises, more innovation will lead to more advertising, and vice versa; (2) When domestic market integration is strengthened, enterprises will adjust their market competition strategies biased towards innovation; (3) The heterogeneity test finds that the competitive strategies of enterprises in the Middle and East of China, non-state-owned enterprises will tend to innovation when the domestic market integration is strengthened, while the enterprises in the West and state-owned enterprises are not affected by it; (4) Mechanism analysis shows that both advertising and innovation can increase the sales volume and markup rate of enterprises in the current period, but the dynamic attenuation speed of advertising is significantly faster than innovation. Enterprises will adjust their competitive strategies biased towards innovation based on the consideration of optimal market performance. The results of this paper show that domestic market integration can promote the optimization of resource allocation in enterprises and promote enterprise innovation, which has important enlightenment significance for realizing innovation driven development.

Keywords: Domestic Market Integration, Innovation, Advertising, Enterprise Competitive Strategy

JEL Classification: E61, M37, O32

(责任编辑:陈永清)

规模、效率还是创新：产业政策工具对战略性新兴产业作用效果的研究

李 娅 官令今*

摘要：战略性新兴产业战略实施以来，中央和地方政府出台了一系列产业政策，整体上推动了我国战略性新兴产业的发展。本文选取2011—2019年战略性新兴产业的企业样本构建面板数据，细分四种产业政策工具并探讨其对七大战略性新兴产业在不同维度上的影响。实证研究结果表明：(1)当前政府补贴仍然是促进战略性新兴产业发展的重要政策工具；(2)宽松的市场准入是下一步战略性新兴产业发展的政策需求；(3)税收优惠和信贷机制对战略性新兴产业的作用主要反映为规模效应而非对效率和创新的提升；(4)产业政策在不同战略性新兴产业间存在较大的政策效果差异。因此，有针对性地应用产业政策工具，提高政策工具的针对性和精准性是保障产业政策有效性的内生要求。

关键词：产业政策；战略性新兴产业；政策工具

中图分类号：F062.9

一、引言

自2010年《国务院关于加快培育和发展战略性新兴产业的决定》(以下简称《决定》)发布至今，我国战略性新兴产业快速发展；2015—2019年全国战略性新兴产业规模以上工业增加值保持年均10.4%的增速，较同期全国规模以上工业增加值高4.3个百分点；2019年全国战略性新兴产业工业增加值占GDP比重接近13%，比2014年提高4—5个百分点。^①战略性新兴产业已成为促进新旧动能转换、落实创新驱动战略的重要抓手。随着《决定》的发布，国家针对战略性新兴产业又先后出台了一系列综合性政策和针对具体产业的支持政策作为配套和补充，国家发展改革委、财政部、科技部、工信部、国务院国有资产监督管理委员会等中央部委及地方政府发布了细分领域专题规划、产业发展指导意见、重点产品和服务目录、产业分类指导、产业结构调整规划、重大工程实施方案等宏观指导政策，以及服务战略性新兴产业发展的金融、财税等相关政策，发挥了规划及政策引领作用。“十二五”时期，国务院及

*李娅，云南大学经济学院，邮政编码：650504，电子信箱：liyaynu@163.com；官令今，云南大学经济学院，邮政编码：650504，电子信箱：lingjin-guan@qq.com。

本文得到国家社会科学基金项目“供给侧结构性改革背景下产业政策对产业升级的有效性研究”(项目编号：18BJL052)的资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见。作者文责自负。

①资料来源：国家发展改革委，2021：《战略性新兴产业形势判断及“十四五”发展建议》，https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/jd/wsdwhfz/202101/t20210104_1264124_ext.html。

各部委出台的政策多达 550 多条,各省级政府以及计划单列市、省辖市也发布了培育与发展战略性新兴产业的政策,为战略性新兴产业的发展提供政策保障。“十三五”时期,针对战略性新兴产业细分领域,先后有 20 多项政策文件相继出台^①,已经形成一个较为完备的政策体系。在新一轮全球竞争态势下,各国已将政府引导产业发展作为一种策略导向和政策工具加以使用(韩超等,2017)。政府通过产业政策工具对微观经济进行调控,改变产业间资源分配,以政府补贴、税收优惠为主的产业政策体系和政策工具成为提升我国科技创新水平的重要制度安排(陈强远等,2020)。

从特征事实来看,规模层面,“十二五”时期国家重点关注战略性新兴产业的总体规模,战略性新兴产业增加值占国内生产总值的比重达到 8%，“十三五”时期进一步上升至 15%；“十四五”规划纲要也提出扩大战略性新兴产业规模的要求,在融合化、集群化、生态化的发展理念下,实现其增加值占国内生产总值比重高于 17%^②。在效率层面,战略性新兴产业在实现规模扩张的同时,产业盈利能力也同步提升。根据微观企业数据,我国上市企业中,战略性新兴产业上市公司在 2015—2018 年间实现了 7.7% 的年平均利润,相比去除金融行业上市企业的总样本高 1 个百分点^③。在创新层面,受创新驱动发展战略的激励,研发投入在战略性新兴产业的行业和企业层面都有显著增长,根据上市企业数据,2018 年企业平均研发投入达 2.2 亿元,较上一期增长 19.4%；2018 年企业研发强度为 6.88%,较 A 股总样本高 1.82 个百分点。其中,研发强度较高的产业为:新一代信息技术(9.07%)、新能源汽车(8.55%)、高端装备制造(7.32%)。^④

与此同时,从现实情况来看,产业政策仍需进一步完善和优化。首先,虽然世界主要经济体都将新兴产业政策视为重要的政策选择,但产业政策目标和产业实际发展状况之间的“匹配偏差”仍要求对产业政策进行全面的分析(Shao et al., 2021);战略性新兴产业在价值链中仍处于低端位置,缺乏自主创新、核心技术、自主知识产权和品牌打造,产品仍多受限于跟踪仿制。部分领域产业结构不合理,产业链接不顺畅。战略性新兴产业逐渐暴露出“高端产业、低端环节、重复建设、低层次竞争”的产业发展矛盾。其次,由于政策分层指导不足,政府在确定重点扶持产业时缺乏精准的市场需求判定和完善的准入制度支持,致使部分行业中,创新产品因达不到最低规模有效需求而无法投入市场。产学研用紧密结合的创新机制没有形成,技术创新成果转化机制亟待完善。最后,产业政策工具介入机制不清晰,虽然国家从宏观层面出台了一系列产业政策扶持战略性新兴产业发展,但政策工具介入存在较大的不确定性。因此,研究如何更好地利用产业政策助推战略性新兴产业高质量发展具有重要现实意义。

产业政策的有效性取决于政策实施的针对性和政策工具运用的精准性。上述现实情况要求产业政策设计更加清晰,产业政策工具的选择和实施更加精准,从而更有针对性地支持引导战略性新兴产业的发展。因此,本文关心的问题是:从微观企业视角,不同的产业政策

①资料来源:中国工程科技发展战略研究院,2019:《2020 中国战略性新兴产业发展报告》,科学出版社。

②资料来源:国家统计局。

③资料来源:国家统计局。

④资料来源:中国工程科技发展战略研究院,2019:《2020 中国战略性新兴产业发展报告》,科学出版社。

工具在规模、效率和创新三个维度上,是否对战略性新兴产业产生了差异化的作用?本文将通过细分政策工具的影响效果来发现不同产业的政策需求,以期更综合地认识当前我国战略性新兴产业扶持政策,并得到相应的政策启示。

二、文献综述

在对战略性新兴产业发展的研究中,政策扶持是一个重要的考察视角,同时也是战略性新兴产业发展重要的推动力量(韩超等,2017)。自《决定》发布后,众多文献都开始关注如何通过产业政策激励和引导战略性新兴产业发展(Lu et al., 2014; Dan, 2016; 白恩来、赵玉林, 2014; 逯东、朱丽, 2018; 邢会等, 2019; 陈文俊等, 2020)。

第一,从政策工具来看,不同的政策工具对产业发展的作用机理和作用效果存在差异。根据现有文献,财政补贴在支持企业创新发展中起到重要作用(Lee and Cin, 2010);补贴最广泛地应用于促进产业发展,因此也受到学界关注(余东华、吕逸楠, 2015)。资金的直接注入对企业研发新产品具有激励作用,可以提升新兴产业的创新能力,税收优惠则是间接影响企业现金流。余明桂等(2016)提出通过降低税负减少企业现金流出,增强企业的内源融资能力;袁海等(2020)指出税收的调节能通过影响销售收入和营业利润进而影响企业的绩效。也有研究指出,除了政府补贴,税收优惠等产生“资源效应”的政策工具,产业政策还可以通过产生“竞争效应”的环境型政策工具发挥鼓励企业创新的作用(王海、尹俊雅, 2021)。一些研究文献表明税收优惠的政策效应优于政府补贴(耿强等, 2011; 桂黄宝、李航, 2019);另外一些学者认为政府补贴的效果高于税收优惠(宋丽颖、钟飞, 2019);同时也有学者认为,由于政策扶持可能加剧产能过剩或引致寻租,从而可能产生严重的负向社会效应(张同斌、高铁梅, 2012),或是在企业绩效方面存在负向激励(周燕、潘遥, 2019)。

第二,从产业政策的作用效果来看,现有研究主要集中在对技术创新、全要素生产率、生产率等方面的评估:Aghion等(2015)通过中国工业企业数据,观察到了利率调整、补贴、关税政策等产业政策工具对企业TFP的促进作用;桂黄宝和李航(2019)分析上市公司微观数据发现,现阶段我国战略性新兴产业政府补贴对企业绩效具有负向激励作用,且政府补贴对企业绩效的影响因企业产权性质不同存在异质性;宋凌云和王贤彬(2013)研究发现产业政策工具总体上显著提高了地方产业的生产率。从已有的研究来看,产业规模的扩张是战略性新兴产业立足国内市场,拓展国际市场的阶段性基础(申俊喜、叶春梅, 2020),规模化集聚发展也是战略性新兴产业摆脱低端化的重要路径(申俊喜、匡倩, 2020);战略性新兴产业的效率关系到产业结构能否顺利转型升级(蔡伟等, 2021);战略性新兴产业创新能力有显著正向的空间溢出效应(毛炜圣等, 2020),然而其整体创新能力尚且不足,且存在区域短板,受到“木桶效应”的限制(邵云飞等, 2020)。也有部分文献认为产业政策的效果微乎其微(王昀、孙晓华, 2017)。

第三,从针对战略性新兴产业的研究来看, Lu等(2014)认为,作为支持战略性新兴产业发展的主要手段,政府对这些产业进行了巨额补贴,为研究这种补贴的效果如何,建立了一个包含溢出效应的超越对数CDM模型,采用迭代三阶段最小二乘法(IT3SLS)估计了2010年以来中国战略性新兴产业企业创新补贴对产出绩效的影响,认为R&D溢出和补贴创新对企业绩效都有正向影响,且企业治理机制和财务状况与创新补贴绩效显著相关。Dan(2016)基于经济分权理论,对截至2010年中央政府新指定的七大战略性新兴产业中各省的

专业化定量指标进行分析,认为大部分省份在实施追赶策略时采用了推行战略性新兴产业发展战略,但却也很难判定这些战略中存在的风险及战略本身的有效性。韩超(2013)认为对于战略性新兴产业,产业政策的首要目标应该是帮助企业在创新层面降低风险和提高收益。邢会等(2019)将“寻租”的概念引入“产业政策-企业创新”框架中,将企业创新按动机划分,采用 DID 模型研究产业政策对企业实质性创新的有效性,得出产业政策显著正向有效的结果。还有一些研究,如逯东和朱丽(2018)发现了“战略性新兴产业政策→政府补贴→创新”的传导路径,但其只是基于总量进行分析,没有区分产业的异质性。陈文俊等(2020),则关注一个独立且明确的“战略性新兴产业政策”对所作用的企业的影 响,采用 DID 和 PSM-DID 方法,将所研究的“战略性新兴产业政策”作为政策实验,分析其对所作用企业的创新的影响,均得到显著正向的结果。袁海等(2020)认为产业政策工具对战略性新兴产业的激励效应会因产业而异,并运用陕西省 2015—2018 年的数据得出研究结论:税收优惠在新材料、新能源和节能环保产业具有显著的正向促进作用,政府补贴对高端装备制造业和生物产业激励效应为正且显著,但目前还没有基于全国层面的研究。余长林等(2021)在研究产业政策对数字经济行业的影响时,对产业政策工具进行了区分,并探讨了这些政策在不同行业中的异质性作用效果,为本文的研究思路奠定了基础。

从已有的研究文献来看:第一,学界对于产业政策对战略性新兴产业具有促进作用的观点是基本一致的,但对作用效果的研究主要集中于企业创新和企业绩效,而忽视了产业政策工具对企业规模和企业效率的影响;第二,在研究方法的选取上,一些文献采用 DID 模型进行政策效果的评价,研究产业政策对企业技术创新的影响,基于政策实验思想的 DID 模型的研究结论可以对产业政策效果做出整体的判断,但没有区分具体产业政策工具,因而无法辨析出不同政策工具可能存在的作用效果的差异;第三,多数文献将战略性新兴产业作为一个大类进行分析,缺乏深入地探讨七大战略性新兴产业受产业政策影响的异质性,不同的产业政策工具在不同的产业是否都存在规模、效率和创新促进效果,针对不同产业应当如何选择政策工具,如何“因业施策”,尚缺乏系统深入的探讨。

基于以上分析,本文提出产业政策的有效性取决于政策工具实施的准确性。大量特征事实表明,同样的政策工具对于不同的战略性新兴产业产生的效果大不相同。产业政策工具的复杂性和战略性新兴产业的行业异质性的叠加是从理论上探讨产业政策实施效果面临的难题。从理论上厘清产业政策及其政策工具与战略性新兴产业政策需求的适应性,明确在规模、效率和创新三个维度上,不同政策工具对战略性新兴产业作用效果的差异性具有重要的理论和现实意义。

综上,本文首先将产业政策实施效果的评价维度从单一目标扩展到规模、效率、创新三个维度,以期更符合战略性新兴产业发展的根本特征和政策促进其发展的基本要求;其次,基于对政策工具自身复杂性和政策工具间差异性的考虑,对政策工具进行区分,选择实践中常用的政府补贴、税收优惠、信贷机制、准入制度四个政策工具作为解释变量;第三,由于政策工具作用于不同产业可能因产业特征存在结果上的显著差异,本文分别对样本企业按七大战略性新兴产业细分,呈现出不同产业下政策工具介入的有效性和作用效果差异性,对精准施政、“因业施策”提供一个系统的参照系以供参考。第四,在研究方法的选择上,以微观企业为样本,选取 2011—2019 年中国 A 股上市公司中属于战略性新兴产业的企业,首先采用 DID 模型验证产业政策与规模、效率、创新之间的因果关系,为后文的实证研究奠定逻辑

基础,然后采用动态面板的系统 GMM 模型对不同政策工具的作用效果进行异质性检验,并以 KLS 估计作为对系统 GMM 模型的稳健性检验和弱工具变量检验,以进一步规避可能出现的内生性问题,从而得到更为科学准确的估计结果。

三、政策工具作用原理分析

借鉴 Rothwell 和 Zegveld(1985)的产业政策分析框架,将战略性新兴产业扶持政策体系分解为三种基本政策类型:需求型、供给型、环境型。其中,需求型政策工具指向市场和需求,以政府采购、用户补贴、价格指导等方式降低市场风险,拓展新技术和新产品的市场,从而激励企业研发和创新。供给型政策工具旨在从产业供给层面,以人才培养、资金技术支持等方式为企业研发活动提供直接驱动力,从生产角度促进企业投入研发。环境型政策工具主要影响企业的生产环境,包括法规规范、目标规划、税收优惠、准入制度、公共服务和基础设施建设等影响科技发展的环境因素,从而间接影响并促进产业发展。2010—2019 年我国战略性新兴产业政策工具分布中,环境型政策工具所占比例为 52%,供给型政策工具占比 32%,需求型政策工具占比 16%,说明中央政府的政策着力点主要在于改善产业环境和调整产业供给^①。总的来看,供给型、需求型和环境型政策工具对新兴产业分别起到直接推动、市场拉动和环境间接影响的作用。

上述三种基本政策类型通过相互关联又存在阶段性差异的政策工具影响和促进战略性新兴产业的发展。作为产业政策“工具箱”的重要政策工具,以税收优惠、财政补贴为核心的—揽子激励政策为微观主体技术创新提供了激励性的重要制度安排(陈强远等,2020)。税收优惠、信贷供给、技术支持、人才培养旨在为企业扩大生产要素供给,进而激励企业开展核心的研发创新活动,并在产品商业化过程中获得收益,从而发挥政策的激励作用。环境型政策主要参与约束调节,任何产业的发展总会面临着企业竞争有效性和总体资源有限性之间的权衡取舍,众多企业的进驻可能会使产业产生规模经济和集聚效应,也可能在一定时期受资源容量的限制造成资金分散不利于产业整体水平提升。

本文选取政府补贴、税收优惠、信贷机制和准入制度四个常用政策工具作为重点分析对象,考察其对战略性新兴产业的作用原理(如图 1):

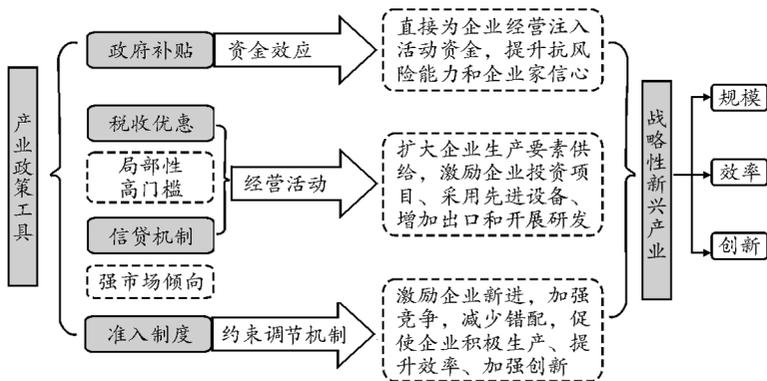


图 1 政策工具作用原理

①资料来源:中国工程科技发展战略研究院,2019:《2020 中国战略性新兴产业发展报告》,科学出版社。

政府补贴作为产业政策中最为直接的政策工具,具有明确的“资金增加效应”(刘立刚、肖志武,2021)。企业在政府补贴的加持下,具备了更强的资金周转和抗风险能力,企业家信心也会因政策补贴的导向而增加,进而加大投入、扩张规模、提高经营效率。此外,政府补贴为微观主体技术创新提供了激励性的重要制度安排(陈强远等,2020)。战略性新兴产业自身技术方向选择难度大、投资回报期长、投资风险高,政府补贴可以熨平市场风险,为企业经营活动注入资金,鼓励企业从事新产品的研发,促进企业创新。基于此,预期政府补贴在规模、效率和创新三个维度上将对战略性新兴产业产生更直接和更具效能的促进作用。

税收优惠、信贷机制与企业的经营活动本身具备更密切的关系,旨在为企业扩大生产要素供给,进而激励企业投资项目、采用先进设备、增加出口和开展研发。然而,作为一种事后激励,税收优惠的适用性集中在有限的空间范围和产业门类上,由于进入门槛高,税收优惠事实上排除了大量不能享受优惠政策的企业。与此相对,信贷机制更加指向市场。信贷支持政策一方面为企业降低了融资成本,放松了企业的外部融资约束,促使企业扩大规模和提升效率;另一方面有助于改变企业研发活动的外部经营环境(唐荣,2020)。因此,预期信贷机制要比税收优惠表现出更好的规模、效率和创新促进作用。

准入制度属于约束调节机制。政府放松准入条件会激励产业内企业新进,加强市场竞争,减少资源错配,企业在这一激励下会更积极地投入生产、提升效率和增强自身创新能力(余明桂等,2016)。战略性新兴产业作为先导性、高技术的产业代表,具有其特殊性,宽松的市场环境有利于这些具有未来战略意义、代表了高技术高生产水平的企业开展竞争、活跃市场,而规模效应和集聚效应也促使这些具有产业带动能力的企业间相互拉动、相互促进,从而提高其经营和创新能力。因此,预期宽松的准入制度对战略性新兴产业的企业的规模、效率和创新也会表现出较强的促进作用。

然而,以上四类政策工具是否对七大战略性新兴产业都发挥了相同的促进效果、不同政策工具的作用效果是否存在产业异质性以及如何“因业施策”,则需要设计实证研究,对产业政策的差异性作用效果进行检验,以期提供一个系统的参照系。

四、研究设计

(一) 变量设定

1. 被解释变量

(1) 企业规模($\ln as$)。参考李震林等(2021)以及众多相关文献的一般做法,选取最具代表性的企业总资产(元),取其对数作为企业规模变量。

(2) 企业效率($\ln bc$)。企业效率一般用企业 TFP 衡量,其估计一般采用 OP 法、LP 法、数据包络分析(DEA)法和随机前沿(SFA)法。Guo 等(2021)认为 SFA 方法在估计中考虑了企业无效率的影响,在误差和统计干扰处理方面具有优势。基于此,本文采用企业收入作为产出代理变量,企业员工人数和固定资产净额作为投入要素,采用时变 SFA 模型估计企业 TFP,并取对数表示企业效率。

(3) 创新指标。参考余明桂等(2016)、Hall 和 Harhoff(2012)、Dosi 等(2006),取企业专利总数的对数($\ln pat$)衡量企业创新。同时,为进一步探讨产业政策工具对战略性新兴产业不同类型创新活动的影响,在分产业分析时,借鉴唐松等(2020),将专利指标拆分为发明专利总数的对数($\ln pat_i$),实用新型和外观设计专利数之和的对数($\ln patud$),以表示产业政策

工具对不同类型创新的影响。

2. 核心解释变量

(1) 双重差分变量。借鉴逯东和朱丽(2018),选取“十二五”规划和“十三五”规划作为政策冲击,以是否持续得到产业政策支持作为处理组和对照组的区分标准。当企业所属战略性新兴产业在“十二五”规划和“十三五”规划中都得到政策支持,即被提及“鼓励”、“支持”、“推动”等支持性表述,则将该企业归入处理组, $tred = 1$; 当企业于“十二五”期间得到政策支持,但“十三五”期间不再得到支持,则归入对照组, $tred = 0$ ^①。分期变量以“十三五”规划开始实施的2016年为界,2016年之前 $post = 0$, 2016年及之后 $post = 1$ 。根据上述设定,构造 DID 交互项 $tvar$, 该交互项的系数是模型关注的核心。

(2) 政府补贴($lnsub$)。借鉴余长林等(2021)的做法,用企业获得的政府补贴总额(元)的对数来表示。

(3) 税收优惠($lnetr$)。税收政策主要通过直接减免等方式扩大企业现金流,刺激企业生产经营(Duchin et al., 2010),选取企业实际税率(所得税费用除以息税前利润)的对数作为税收优惠政策的度量指标。该指标为反向指标,越小说明税收优惠政策越强。

(4) 信贷机制($lnlgra$)。信贷机制主要通过作用于企业可获得的贷款规模影响企业的生产经营决策。参考余长林等(2021),采用企业长期贷款占总资产比重的对数作为信贷机制的衡量指标。指标越大,说明信贷机制越宽松。

(5) 准入制度($lnhhi$)。参考余长林等(2021),用行业竞争程度来反映和衡量准入水平,行业准入限制越宽松,市场竞争程度越高;准入限制越严格,市场竞争程度越低。计算企业赫芬达尔指数: $HHI = \sum_{i=1}^N (X_i/X)^2 = \sum_{i=1}^N S_i^2$ 。其中, X_i 表示企业 i 的规模; X 反映市场总规模; $S_i = X_i/X$ 反映企业 i 的市场占有率; N 表示该产业的企业数量。此处进一步采用赫芬达尔指数的对数反映准入制度。该指标是一个反向指标,越小对应越宽松的准入制度。

3. 控制变量

(1) 企业年龄(age)。经营时间更长的企业倾向于拥有更多资本、经验和技術积累,对应于拥有更大的规模、更高的效率和更强的创新能力,因此对企业年龄加以控制。具体以企业注册成立到取样点之间经历的年份表示。

(2) 产权性质($prop$)。不同产权性质的企业在经营目标、经营能力和决策倾向上存在差异,进而对自身的规模、效率和创新要求有所不同,因此对企业产权性质加以控制。构建民营企业、地方国有企业、中央企业三种产权性质的企业虚拟变量(分别赋值为: $prop = 0, 1, 2$)来表示。

(3) 净利润(np)。净利润反映企业的盈利能力。盈利能力的强弱影响企业对未来的判断。对未来不同的预期会影响企业对未来经营模式的判断,同时也会促使企业调整当期存量和当期研发投入。故将净利润作为控制变量,用企业年净利润(元)表示。

(4) 资产结构($tang$)。不同的资产组合形式会对企业产生不同的风险和流动性影响,对

^①此处以企业是否持续得到产业政策支持作为区分处理组和对照组的依据,故“十二五”规划中没有得到政策支持,但“十三五”规划中得到政策支持的企业,将和两次规划中都未得到政策支持的企业一样不再纳入样本。

风险和流动性的判断影响着企业的经营决策,使得企业在不同的规模、效率和研发强度上进行权衡取舍。因而控制企业资产结构,用企业固定资产净额和存货净额之和占总资产比重表示。

(5) 现金量(*cash*)。现金量能反映企业是否正常经营及其收益质量,经营状况良好且收益质量高的企业通常具有更高的效率,同时倾向于维持较大的规模和研发投入。因此对企业现金量加以控制,用货币资金和交易性金融资产之和占总资产比重表示。

(6) 行业虚拟变量(*ind*)。除企业的个体特征以外,由于样本企业来自不同行业,受行业特征的影响,企业会反映出行业固有的规模、效率和创新能力,因此,需要对企业的行业固定效应加以控制,用样本企业所在行业的代码作为虚拟变量来表示。

变量定义归纳如表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量符号	变量意义	变量计算
被解释变量	<i>lnas</i>	企业规模	企业总资产的对数
	<i>lnbc</i>	企业效率	SFA 方法估计的企业 TFP
	<i>lnpat</i>	企业创新	企业专利总数的对数
	<i>lnpati</i>	发明创新	企业发明专利的对数
	<i>lnpatud</i>	实用新型和外观设计创新	企业实用新型和外观设计专利之和的对数
核心解释变量	<i>tred</i>	实验分组	同时得到“十二五”、“十三五”规划支持的企业记为 1;只得到“十二五”规划支持的企业记为 0
	<i>post</i>	实验分期	2016 年之前记为 0;2016 年及之后记为 1
	<i>tvar</i>	交互项	<i>tred</i> × <i>post</i>
	<i>lnsub</i>	政府补贴	政府补贴总额的对数
	<i>lnetr</i>	税收优惠	实际税率的对数
	<i>lnlgra</i>	信贷机制	企业长期贷款占总资产比重的对数
	<i>lnhhi</i>	准入制度	企业 HHI 的对数
控制变量	<i>age</i>	企业年龄	从企业注册成立到取样点经历的年份
	<i>prop</i>	产权性质	民营企业、地方国有企业、中央企业三种产权性质的企业虚拟变量
	<i>np</i>	净利润	企业年净利润
	<i>tang</i>	资产结构	企业固定资产净额和存货净额之和占总资产比重
	<i>cash</i>	现金量	货币资金和交易性金融资产之和占总资产比重
	<i>ind</i>	行业虚拟变量	以企业行业代码作为虚拟变量

(二) 模型设定

1. DID 因果效应检验

在讨论产业政策工具的分产业作用效果前,先确定产业政策在战略性新兴产业的企业规模、效率和创新上发挥作用的因果效应,同时为了规避其中可能存在的内生性问题,构建 DID 模型如(1)式:

$$FI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 tvar_{it} + \beta_2 post_{it} + \beta_3 tred_{it} + \varphi_1 X_{it} + \lambda_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中: FI_{it} 表示企业规模(*lnas*)、企业效率(*lnbc*)、企业创新(*lnpat*)^①。 X_{it} 为模型一系列控

①(1)式重点关注产业政策在战略性新兴产业微观企业三个维度总体上的影响,故暂不对创新进行更细致的区分。而由于战略性新兴产业的“战略性”和“新兴”的性质,决定了对其发展的引导要十分注重企业创新,故在对政策工具作用效果进行分行业探讨时,进一步将创新区分为发明创新、实用新型和外观设计创新。

制变量; λ_t 和 u_i 分别控制了时间和个体固定效应; ε_{it} 为扰动项。

2. 系统 GMM 模型

基于(1)式的结果,再具体分析四种产业政策工具在七大战略性新兴产业中的作用效果。按七大产业将企业进行分类,将四个政策工具分别放入模型中回归。

模型设定上,为了提高识别效率,避免可能出现的内生性问题,同时为了规避静态面板模型可能产生的估计偏误和组内估计量非一致性(Arellano and Bond, 1991),采用动态面板的系统 GMM 模型,具体形式如下:

$$SI_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 SI_{i,t-1} + \beta_1 PT_{it} + \varphi_1 X_{it} + \varphi_2 IV_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中: SI_{it} 为被解释变量:企业规模(lnas)、企业效率(lnbc)、发明创新(lnpati)、实用新型和外观设计创新(lnpatud); $SI_{i,t-1}$ 为被解释变量的一阶滞后项; PT_{it} 表示四类政策工具:政府补贴(lnsub)、税收优惠(lnetr)、信贷机制(lnlgra)、准入制度(lnhhi); X_{it} 为控制变量; IV_{it} 为工具变量; λ_t 和 u_i 分别为时间固定效应和个体固定效应, ε_{it} 为扰动项。

针对(2)式,采用两阶段系统 GMM 进行估计。此外,采用较 $SI_{i,t-1}$ 更高阶的滞后项作为模型工具变量,具体来说,即令 $IV_{it} = SI_{i,t-2}, SI_{i,t-3}$ 。根据 Arellano 和 Bond(1991), $SI_{i,t-2}, SI_{i,t-3}$ 为有效的工具变量。系统 GMM 方法的一致性依赖于扰动项 ε_{it} 不存在自相关,为此在模型估计后进行“Arellano-Bond”二阶序列相关检验,在扰动项差分存在一阶自相关,不存在二阶自相关的情况下,可接受原假设“扰动项 ε_{it} 无自相关”。此外,为确保工具变量的有效性,同时考虑可能出现异方差的情况,采用异方差稳健的 Hansen 检验进行过度约束识别,Hansen 统计量不显著时接受原假设“工具变量有效”。

3. KLS 估计

为验证系统 GMM 方法的稳健性,同时进一步规避可能的弱工具变量问题,引入 Kripfganz 和 Kiviet(2021)提出的 KLS 估计。KLS 方法对解释变量内生性相关程度做出假设,通过将内生变量的内生性相关程度限制在合理范围内,在无须工具变量的情况下即可实现对回归系数的有效识别。此外,KLS 估计得到的置信区间比工具变量法更窄,包含更多的信息,通过设定内生性相关程度范围可以将结果的置信区间与工具变量法估计的置信区间进行对比,对弱工具变量进行检验。

模型具体形式如下:

$$SI_{it} = \gamma_1 SI_{i,t-1} + \beta_1 EV_{it} + \varphi_1 X_{it} + \varphi_2 IV_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式与(2)式形式相似,但在处理时采用非正交条件: $E[EV_{it}\varepsilon_{it}] = \rho\sigma_{EV}\sigma_{\varepsilon}$,其中 EV_{it} 为所关注的政策工具变量,将其视为内生解释变量, ε_{it} 为扰动项, σ_{EV} 和 σ_{ε} 分别为二者的标准差;与内生性相关的 ρ 未知,但假设 $\rho \in [r_l, r_u]$,且受如下可行性限制:

$$|r| < \sqrt{1 - \frac{\hat{\sigma}_c' \hat{\Sigma}_e^{-1} \hat{\sigma}_c}{\hat{\sigma}_{EV}^2}} \leq 1 \quad (4)$$

(4)式中: $\hat{\sigma}_c$ 为内生解释变量和外生解释变量的协方差估计值; $\hat{\Sigma}_e$ 为外生解释变量协方差矩阵估计值。那么在显著性水平 α 的条件下,KLS 置信区间至少有 $1-\alpha$ 的渐进覆盖率。

(三) 样本选择与数据说明

选取 2011—2019 年中国 A 股上市公司中属于七大战略性新兴产业的企业为样本,同时:(1)剔除 ST 和 *ST 企业;(2)剔除企业年龄不超过 5 年的企业;(3)剔除缺失核心变量的

样本;(4)在微观连续变量 2.5%和 97.5%分位水平进行 Winsorize 处理。所涉及的企业财务数据和专利数据均来自国泰安数据库。

特别地,(1)式的回归采用了所有样本,而在(2)式和(3)式中,由于假设处理组样本才是得到产业政策支持的样本,故先根据七大产业将企业样本分组,再保留 $tred=1$ 的企业,删除 $tred=0$ 的企业。

表 2 给出了所有变量的描述性统计。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>tred</i>	4 932	0.613	0.487	0	1
<i>post</i>	6 318	0.444	0.497	0	1
<i>age</i>	6 318	16.87	4.774	7	36
<i>prop</i>	5 218	0.447	0.703	0	2
<i>np</i>	5 321	4.8e+08	2.1e+09	-1.1e+10	4.8e+10
<i>tang</i>	5 373	0.333	0.155	0	0.877
<i>cash</i>	5 373	0.187	0.135	0	0.984
<i>ind</i>	6 318	38.18	14.03	1	90
<i>tvar</i>	4 932	0.273	0.445	0	1
<i>lnas</i>	5 317	22.16	1.284	16.16	27.47
<i>lnbc</i>	5 317	-2.266	0.584	-3.751	-0.0171
<i>lnpat</i>	2 958	4.675	1.585	0	11.21
<i>lnpati</i>	2 804	3.182	1.564	0	10.00
<i>lnpatud</i>	1 550	3.620	1.602	0	8.785
<i>lnsub</i>	5 239	16.62	1.613	7.305	22.27
<i>lnetr</i>	4 943	-1.698	0.749	-9.869	5.311
<i>lnlgra</i>	2 495	-3.491	1.591	-9.210	-0.315
<i>lnhhi</i>	6 318	-2.614	0.391	-3.562	-1.992

五、产业政策对战略性新兴产业的作用效果——企业层面的讨论

(一) DID 模型估计

表 3 呈现了(1)式 DID 模型估计结果。其中,列(1)、(3)、(5)为不带控制变量的回归,列(2)、(4)、(6)则加入了控制变量。关注 *tvar* 的估计系数,在 6 个回归中,该系数都是正且显著的,说明产业政策对样本内七大战略性新兴产业上市企业在规模、效率和创新上都产生了显著的促进作用。考虑加入了控制变量的回归,控制变量基本都呈显著,而 *tvar* 的显著性却没有因为控制变量的加入而改变,因此可以初步认为 DID 的结果是稳健的。

再从数值上来看,伴随控制变量的加入,产业政策对 3 个被解释变量的解释力度都有所下降,但这些系数仍然反映出产业政策在很大程度上促进了战略性新兴产业的企业规模增长,在一定程度上也推动了其效率的提高和创新的增长。这也符合“十三五”规划实施以来,在各级各类产业政策的支持下,战略性新兴产业呈现规模迅速扩大,经营能力和创新能力平稳较快发展的观察事实。表 3 的结果为分产业检验产业政策工具的作用效果提供了实证依据,以产业政策对处理组企业在三个维度有效为前提,分析政策工具的分产业作用效果,就能更好地回答本文提出的“产业政策的有效性取决于政策工具实施的准确性”问题。

表 3 DID 模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnas	lnas	lnbc	lnbc	lnpat	lnpat
<i>tvar</i>	0.745*** (7.83)	0.458*** (6.63)	0.173*** (4.13)	0.117*** (2.99)	0.359*** (2.81)	0.246* (1.92)
<i>tred</i>	0.001 (0.01)	0.083 (1.59)	-0.072** (-2.14)	-0.095*** (-3.04)	0.496*** (4.89)	0.453*** (4.37)
<i>post</i>	-0.056 (-0.66)	-0.075 (-1.24)	-0.021 (-0.57)	-0.072** (-2.02)	0.399*** (3.87)	0.240** (2.17)
<i>age</i>		0.047*** (12.22)		0.016*** (7.57)		0.033*** (4.40)
<i>prop</i>		0.581*** (22.85)		0.182*** (15.21)		0.139*** (3.27)
<i>np</i>		0.000*** (8.65)		0.000*** (7.65)		0.000*** (4.58)
<i>tang</i>		0.075 (0.57)		-0.510*** (-7.97)		-1.689*** (-7.02)
<i>cash</i>		-1.509*** (-11.00)		-0.370*** (-5.50)		-1.242*** (-4.61)
<i>ind</i>		0.010*** (8.77)		0.003*** (5.08)		-0.008*** (-3.33)
常数项	21.982*** (321.05)	20.697*** (176.58)	-2.246*** (-73.30)	-2.449*** (-40.94)	4.114*** (47.56)	4.652*** (20.75)
观测值	4 138	4 054	4 137	4 053	2 406	2 353
R ²	0.064	0.434	0.013	0.182	0.078	0.148

注：***、**、* 对应的显著性水平分别为 1%、5%、10%。系数下方报告了 *t* 统计量。时间固定效应、个体固定效应已控制。下同。

(二) 平行趋势检验

DID 模型需要满足平行趋势假定,故进行平行趋势检验。具体来说,采用事件研究法,以 2016 年作为政策冲击时点,估计以下模型:

$$FI_{it} = \alpha_0 + \delta_j \cdot tred_i \times YEAR_j + \varphi_1 X_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5) 式中: *YEAR_j* 为样本考察期内的年份虚拟变量; *tred_i × YEAR_j* 为实验分组变量与年份虚拟变量的交互项,其余的变量设定与 (1) 式一致。根据 (5) 式的回归结果绘制平行趋势检验图 (见图 2—图 4)。从中可以看出,发生政策冲击前,交互项系数 δ_j 的置信区间内都包含 0,说明处理组和对照组在政策冲击发生前不存在显著差异;而在政策冲击后系数 δ_j 正向显著,表明 DID 模型满足平行趋势假定,可以得到无偏估计量。

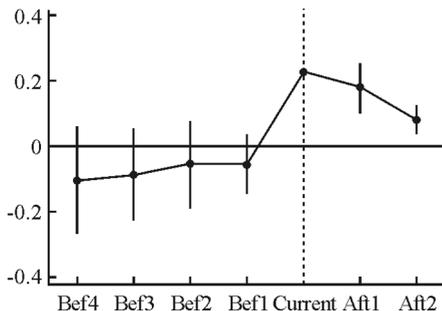


图 2 lnas 平行趋势检验图

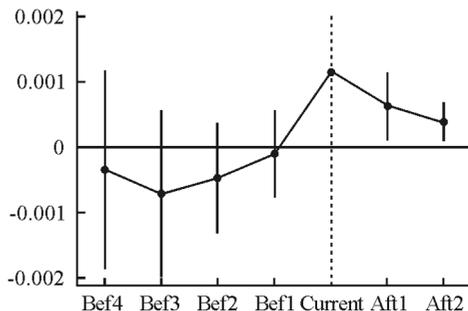


图 3 lnbc 平行趋势检验图

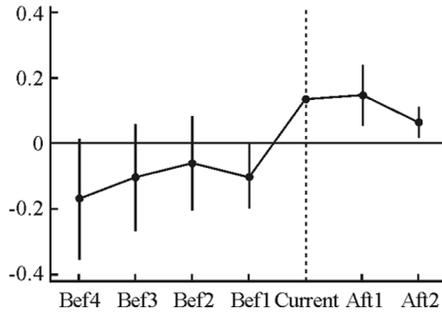


图 4 Inpat 平行趋势检验图

(三) 安慰剂检验

除了满足平行趋势假定外, DID 模型估计结果还可能受到非观测因素的影响而产生偏误。借鉴李青原和章尹赛楠(2021),对处理组进行随机化处理,再考察随机化后 DID 交互项系数的核密度图是否集中分布于 0 附近并显著偏离其真实值,以此来判断原模型的估计是否受安慰剂效应影响。具体来说,估计以下模型:

$$FI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 tfake_{it} + \beta_2 post_{it} + \beta_3 tred_{it} + \varphi_1 X_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(6)式中:变量 $fired_{it}$ 是 1 000 次随机抽样生成的虚构的处理组变量;变量 $tfake_{it}$ 是 $fired_{it}$ 和 $post_{it}$ 的 DID 交互项,其系数的显著性是安慰剂检验的核心;其余变量设定与(1)式相同。对 FI_{it} 所代表的 3 个被解释变量分别做(6)式的回归,并分别绘制变量 $tfake_{it}$ 对 3 个被解释变量的回归系数核密度图、 t 值核密度图以及 p 值-系数散点图(如图 5—图 7)。

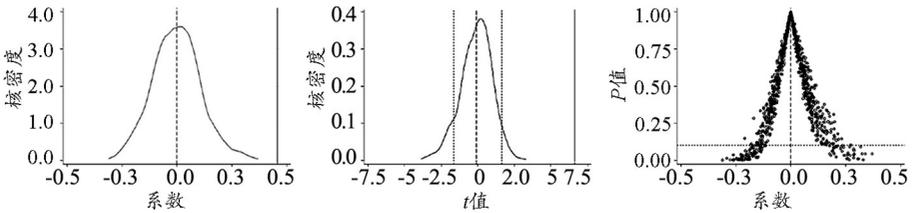


图 5 Inas 对 tfake 的系数、 t 值、 p 值检验

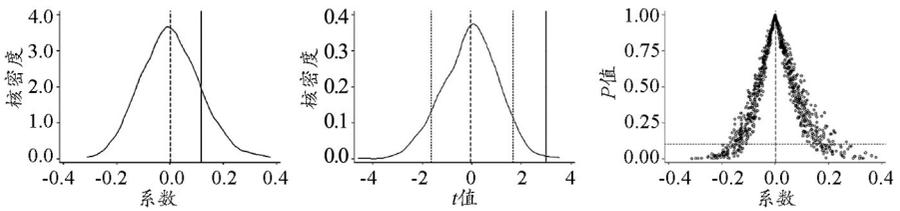


图 6 Inbc 对 tfake 的系数、 t 值、 p 值检验

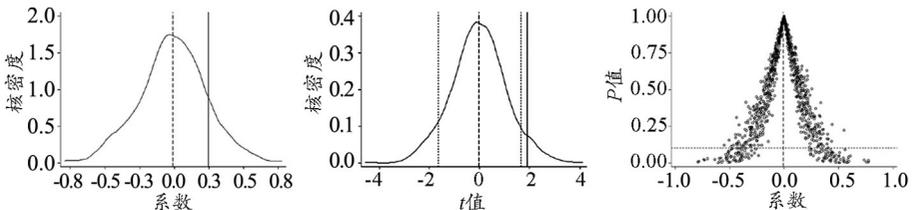


图 7 Inpat 对 tfake 的系数、 t 值、 p 值检验

系数核密度图中垂直于 x 轴的虚线表示分布的均值,实线表示 DID 交互项系数估计的

真实值; t 值核密度图中垂直于 x 轴的实线表示 DID 交互项 t 值估计的真实值^①,位于中间位置的虚线为分布的均值,其两侧关于均值对称的虚线则表示 $tfake_{it}$ 系数的 t 值在90%置信度下的置信区间; p 值-系数散点图中平行于 x 轴的虚线为 $p=0.1$ 。

由图5—图7可知:(1)在对3个被解释变量的安慰剂检验回归中, $tfake_{it}$ 系数分布的均值和 t 值分布的均值都近乎为0,且距离其真实值都较远;(2)在3组安慰剂检验中, t 值90%的置信区间内并没有包含其真实估计值;(3)3组安慰剂检验中, p 值-系数散点图也反映出 $tfake_{it}$ 系数的估计值集中在0附近,且绝大部分散点都分布在 $p=0.1$ 之上,即在10%的水平上不显著。

上述结果表明,基于1000次随机生成的处理组得不出 DID 交互项显著的结果。据此,可以认为表3所呈现出的 DID 交互项显著的估计结果不受非观测因素的影响,即表3的估计结果通过了安慰剂检验。

(四) 稳健性检验

DID方法还可能受样本选择性偏误的影响,造成表3的估计结果不稳健。故引入PSM-DID方法,对表3的结果进行稳健性检验。具体来说,以研究的控制变量作为匹配协变量,对原样本进行1:1最近邻匹配,得到PSM结果后,再对匹配后的样本进行(1)式DID模型的估计。

PSM匹配结果的平衡性检验、共同支撑检验以及核密度分别如图8—图11。平衡性检验结果反映匹配后所有协变量的标准化偏差都较匹配前有明显缩小,且都小于10%;共同支撑检验结果反映处理组和对照组绝大部分样本均在共同取值范围内,不在范围内的样本倾向匹配得分值较为极端;核密度图反映匹配后处理组和对照组的均值和分布都更加接近了。总体而言,PSM方法得到了较好的匹配结果。

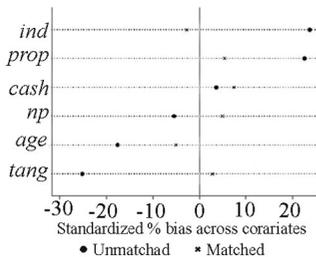


图8 平衡性检验图

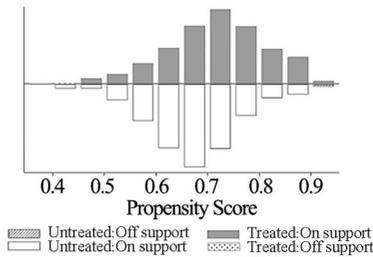


图9 共同支撑检验图

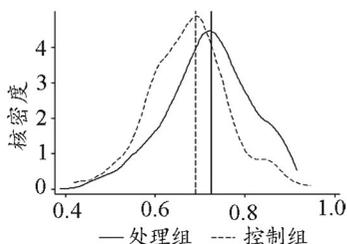


图10 匹配前核密度图

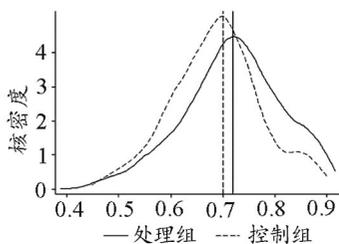


图11 匹配后核密度图

^①此处 DID 交互项系数估计的真实值和 t 值估计的真实值,选用带控制变量的 DID 模型回归结果,即表3第(2)、(4)、(6)列中变量 $tvar$ 的系数和对应的 t 值。

为进一步规避不满足共同支撑样本的影响,以及单个对照组样本作为多个处理组样本匹配对象的影响,分别采用满足共同支撑的样本以及频数加权回归进行 PSM-DID 检验,所得结果如表 4 所示。其中,列(1)、(3)、(5)采用了满足共同支撑的样本,列(2)、(4)、(6)采用了频数加权回归。关注 *tvar* 的估计系数值与显著性,其在 3 个被解释变量上的回归结果与表 3 的结果基本一致,由此可以认为表 3 得到的结果是稳健的。

表 4 PSM-DID 检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnas	lnas	lnbc	lnbc	lnpat	lnpat
<i>tvar</i>	0.414*** (4.89)	0.187*** (2.66)	0.126*** (2.68)	0.104** (2.20)	0.243* (1.81)	0.227** (2.05)
<i>tred</i>	0.197*** (2.91)	0.365*** (7.09)	-0.108*** (-2.86)	-0.148*** (-4.32)	0.455*** (4.23)	0.493*** (6.09)
<i>post</i>	-0.128* (-1.72)	0.026 (0.81)	-0.070* (-1.67)	-0.067*** (-3.15)	0.233** (1.96)	0.286*** (5.61)
<i>age</i>	0.057*** (10.52)	0.068*** (17.26)	0.014*** (4.67)	0.025*** (9.73)	0.037*** (4.32)	0.026*** (4.16)
<i>prop</i>	0.515*** (19.19)	0.493*** (25.77)	0.177*** (11.85)	0.209*** (17.05)	0.130*** (3.04)	0.196*** (6.52)
<i>np</i>	0.000*** (27.73)	0.000*** (41.77)	0.000*** (14.28)	0.000*** (15.73)	0.000*** (10.22)	0.000*** (9.45)
<i>tang</i>	-0.534*** (-3.47)	0.261** (2.44)	-0.626*** (-7.30)	-0.010 (-0.16)	-1.774*** (-7.27)	-1.054*** (-6.27)
<i>cash</i>	-1.823*** (-11.00)	-1.549*** (-13.35)	-0.538*** (-5.83)	-0.641*** (-8.61)	-1.293*** (-4.92)	-0.036 (-0.20)
<i>ind</i>	0.002 (1.22)	0.007*** (6.69)	0.003*** (3.47)	0.001* (1.91)	-0.009*** (-3.10)	0.008*** (4.64)
常数项	20.976*** (137.65)	20.084*** (223.56)	-2.379*** (-28.04)	-2.731*** (-51.51)	4.618*** (19.10)	3.730*** (26.41)
观测值	2 346	3 936	2 345	3 936	2 346	3 936
R^2	0.491	0.547	0.211	0.100	0.151	0.111

六、产业政策工具作用效果分析

基于表 3 结果,取持续得到产业政策支持的企业样本($tred=1$),按七大战略性新兴产业分组,采用(2)式和(3)式的模型对不同产业政策的作用效果进行回归分析。针对(2)式的系统 GMM 模型,在得到系数估计结果的基础上进一步进行扰动项自相关检验和工具变量有效性的 Hansen 检验。针对(3)式的 KLS 模型,参考 Kripfganz 和 Kiviet (2021),假定内生性相关程度的范围为 $(-0.75, 0.75)$,内生性范围可行性限制在 $r \in [-0.4, 0]$,并以 KLS 模型的系数和置信区间估计结果,作为对系统 GMM 模型的估计系数稳健性检验和弱工具变量检验。结果表明系统 GMM 模型能通过扰动项自相关检验,并且其工具变量只在估计系数不显著的结果中表现出弱工具变量问题。此外,为了保证系数估计的稳健性,只有当系统 GMM 模型和 KLS 模型的估计系数同时显著时,才认为该项政策工具对被解释变量产生了显著的作用效果。

受限于文章篇幅,详尽的模型估计及检验结果,读者可向作者索取。下文仅汇报七大战略性新兴产业下,四类产业政策工具的系统 GMM 模型和 KLS 模型核心系数估计结果,并对各个产业的回归结果进行分析。

(一) 高端装备制造产业

表 5 反映政府补贴和信贷机制对高端装备制造产业的规模、效率和创新都有显著的正

向促进作用。税收优惠则表现出了创新激励效应。准入制度并没有表现出对高端装备制造产业三个维度上显著的影响。

表 5 高端装备制造产业系统 GMM 和 KLS 回归结果

	lnas		lnbc		lnpati		lnpatud	
	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS
lnsub	0.178*** (4.77)	0.791*** (10.44)	0.159*** (3.67)	0.311*** (7.39)	0.359** (2.26)	0.896*** (5.67)	0.728** (2.34)	0.706*** (3.24)
lnetr (-)	-0.032 (-0.77)	0.106 (1.28)	-0.000 (-0.52)	0.059 (1.48)	-0.366*** (-4.14)	-0.696* (-1.75)	-0.917** (-2.03)	-0.933*** (-2.71)
lnlgra	0.102*** (4.52)	0.538*** (6.98)	0.066** (2.46)	0.154*** (3.82)	0.219** (2.14)	0.799** (2.36)	1.668* (1.79)	1.539*** (2.59)
lnhhi (-)	0.641 (1.44)	1.017 (1.23)	-0.002 (-1.52)	-0.598 (-1.51)	0.722 (1.36)	1.767 (0.68)	2.140 (1.47)	1.951 (1.59)

注:lnetr 和 lnhhi 两个变量下标有(-),表示这两个变量是反向指标。由于分产业、分变量回归时,每组回归所对应的样本容量有所不同,同时 KLS 估计不汇报 R^2 ,故每组回归的观测值和系统 GMM 估计结果的 R^2 保存在详尽的估计结果中备索,此处表格中将其省略。下表 6—表 11 同。

(二)节能环保产业

表 6 反映政府补贴对节能环保产业三个维度都产生了显著的促进作用。税收优惠和信贷机制只促进了节能环保产业规模的扩大,对其效率和创新则没有影响。与高端装备制造产业相同,准入制度对节能环保产业也没有产生显著的影响。

表 6 节能环保产业系统 GMM 和 KLS 回归结果

	lnas		lnbc		lnpati		lnpatud	
	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS
lnsub	0.263** (2.55)	0.713*** (10.84)	0.106*** (3.59)	0.235*** (6.39)	0.442** (1.99)	0.870*** (5.18)	0.808*** (6.43)	0.860*** (7.46)
lnetr (-)	-0.052* (-1.67)	-0.684*** (-5.04)	-0.000 (-0.25)	-0.027 (-0.82)	0.072 (0.42)	-0.089 (-0.53)	0.009 (0.05)	-0.235 (-1.11)
lnlgra	0.071** (2.30)	0.373*** (4.33)	0.000 (1.16)	0.018 (0.60)	-0.020 (-0.11)	0.093 (0.44)	-0.207 (-0.39)	0.101 (0.93)
lnhhi (-)	0.124 (0.26)	0.085 (0.07)	0.009 (0.72)	-1.041 (-1.55)	3.310 (1.19)	-0.893 (-0.24)	-0.915 (-0.65)	-2.534 (-0.87)

(三)生物产业

表 7 反映政府补贴在三个维度上激励了生物产业发展。税收优惠对生物产业具有发明创新促进作用。信贷机制对生物产业仅有规模促进作用。准入制度对生物产业除了有规模和效率促进作用,还促进了其实用新型和外观设计创新进步。

表 7 生物产业系统 GMM 和 KLS 回归结果

	lnas		lnbc		lnpati		lnpatud	
	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS
lnsub	0.064** (2.12)	0.534*** (13.07)	0.052*** (4.42)	0.176*** (6.49)	0.102** (2.16)	0.833*** (5.59)	0.183*** (8.64)	0.791*** (4.45)
lnetr (-)	0.051 (1.53)	0.058 (0.91)	0.000 (1.28)	-0.011 (-0.29)	-0.106** (-2.45)	-0.898** (-1.91)	-1.487 (-0.70)	-0.367 (-1.58)
lnlgra	0.071*** (2.70)	0.310*** (5.38)	-0.000 (-1.51)	-0.018 (-0.59)	-0.376 (-1.16)	0.260 (0.92)	0.310 (1.44)	-0.122 (-0.45)
lnhhi (-)	-0.343* (-1.74)	-1.495*** (-4.81)	-0.005* (-1.81)	-0.468** (-2.34)	0.232 (0.36)	-0.625 (-0.43)	-1.969*** (-8.58)	-2.718** (-2.18)

(四) 新材料产业

表 8 反映政府补贴能在规模、效率和发明创新上促进了新材料产业发展。税收优惠和信贷机制并没有对新材料产业产生促进作用。宽松的准入制度可以同时促进新材料产业规模、效率和创新的发展。

表 8 新材料产业系统 GMM 和 KLS 回归结果

	lnas		lnbc		lnpati		lnpatud	
	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS
lnsub	0.122*** (2.87)	0.544*** (8.60)	0.151*** (10.60)	0.313*** (4.38)	0.727*** (3.03)	1.084*** (5.90)	0.195 (0.87)	0.248 (0.69)
lnetr	0.122 (1.08)	-0.091 (-1.10)	-0.011 (-0.97)	0.032 (0.59)	-0.055 (-0.05)	-0.632 (-0.98)	-0.326 (-0.42)	0.112 (0.24)
lnlgra	0.047 (1.04)	-0.167 (-1.34)	-0.011 (-1.06)	0.030 (0.95)	-0.249 (-0.45)	0.012 (0.01)	0.022 (0.04)	0.988 (0.48)
lnhhi	-0.726*** (-16.84)	-1.643** (-2.06)	-0.005*** (-3.82)	-1.297** (-1.99)	-4.554* (-1.74)	-8.130** (-2.55)	-5.478* (-1.85)	-6.530** (-1.99)

(五) 新能源产业

表 9 反映政府补贴同时促进了新能源产业的规模、效率和创新。税收优惠和信贷机制对新能源产业的三个维度并没有产生显著的影响。准入制度则在规模、效率和发明创新三个层面对新能源产业发挥了促进作用。

表 9 新能源产业系统 GMM 和 KLS 回归结果

	lnas		lnbc		lnpati		lnpatud	
	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS
lnsub	0.109*** (6.58)	0.474*** (15.16)	0.150*** (7.41)	0.237*** (5.36)	0.348** (2.48)	0.686*** (5.95)	0.930*** (9.82)	1.124*** (4.14)
lnetr	-0.027 (-1.29)	-0.052 (-0.75)	-0.001 (-1.15)	0.001 (0.02)	0.256 (1.34)	0.314 (1.07)	-0.325 (-0.75)	-0.303 (-1.10)
lnlgra	-0.036 (-1.05)	0.193 (1.20)	-0.000 (-0.54)	0.101 (0.93)	-0.162 (-1.21)	0.296 (1.51)	0.117 (0.32)	1.716 (1.38)
lnhhi	-5.481*** (-3.68)	-3.526*** (-4.70)	-0.229** (-2.01)	-1.138*** (-2.74)	-3.717*** (-3.82)	-5.773*** (-3.02)	-0.763 (-0.97)	-2.787 (-1.08)

(六) 新能源汽车产业

表 10 反映政府补贴对新能源汽车产业三个维度均有显著的促进作用。税收优惠和信贷机制对新能源汽车产业分别只有规模促进作用和效率促进作用。宽松的准入制度可以在规模、效率和创新三个维度同时对新能源汽车产业产生促进作用。

表 10 新能源汽车产业系统 GMM 和 KLS 回归结果

	lnas		lnbc		lnpati		lnpatud	
	系统 GMM	KLS						
lnsub	0.099*** (3.45)	0.655*** (10.60)	0.205*** (3.30)	0.266** (6.56)	0.145*** (2.08)	0.698*** (5.75)	0.356*** (8.86)	0.766*** (5.08)
lnetr	-0.035* (-1.67)	-0.344*** (-4.97)	-0.062 (-1.24)	-0.036 (-1.33)	0.149 (0.73)	0.023 (0.22)	0.016 (0.14)	0.264 (1.29)
lnlgra	-0.038 (-1.08)	0.042 (1.03)	0.108*** (2.80)	0.125*** (2.99)	0.025 (0.69)	-0.077 (-0.51)	-0.272 (-1.48)	-0.032 (-0.30)
lnhhi	-0.851*** (-3.55)	-0.790*** (-3.03)	-0.119*** (-2.62)	-0.702*** (-5.25)	-1.793*** (-3.20)	-1.558*** (-3.61)	-2.126*** (-4.12)	-1.952*** (-2.68)

(七) 新一代信息技术产业

表 11 反映政府补贴对新一代信息技术产业三个维度上都有显著的促进作用。税收优惠对新一代信息技术产业三个维度都没有表现出显著的影响。信贷机制可以促进新一代信息技术产业的规模和发明创新增长。准入制度在规模、效率和创新上都对新一代信息技术产业产生了显著的推动作用。

表 11 新一代信息技术产业系统 GMM 和 KLS 回归结果

	lnas		lnbc		lnpati		lnpatud	
	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS	系统 GMM	KLS
lnsub	0.089*** (3.18)	0.473*** (12.72)	0.198*** (5.66)	0.224*** (5.87)	0.118*** (3.05)	0.873*** (7.44)	0.194*** (3.15)	0.601*** (4.91)
lnetr (-)	0.050 (1.04)	-0.038 (-0.39)	-0.003 (-0.12)	0.015 (0.33)	-0.162 (-1.50)	0.244 (1.20)	0.213 (1.07)	0.123 (0.76)
lnlgra	0.051*** (4.24)	0.340*** (4.75)	-0.000 (-0.89)	0.059 (1.61)	0.216* (1.73)	0.916*** (3.23)	0.002 (0.01)	0.030 (0.16)
lnhhi (-)	-0.560* (-1.95)	-1.790*** (-4.00)	-0.349** (-2.34)	-0.569*** (-2.56)	-0.987*** (-3.04)	-2.881** (-2.37)	-1.311*** (-4.92)	-1.723* (-1.83)

(八) 小结

基于表 5—表 11 的回归,提取其中系数显著为正的结果,整理为表 12。表中的数字为该产业政策工具在不同维度上所促进的产业的数目。可以根据某一产业在表中出现的总次数,即受到政策工具显著正向影响的总量反映产业政策在该产业上的作用力度。

由表 12 可知,政府补贴是在三个维度上对战略性新兴产业的企业发展最具效能的政策工具,对七大产业的三个维度都有正向作用。其次,宽松的准入制度在规模、效率和创新上也表现出了较好的政策效果,生物、新材料、新能源、新能源汽车和新一代信息技术产业在三个维度上都反映出对宽松准入制度的需求。政策效能次之的工具是信贷机制,可以发现其政策效能多反映在对企业规模的促进作用,但并不能很好地促进企业效率提升和激发企业创新。税收优惠在战略性新兴产业微观企业层面反映出最弱的政策效果,只有高端装备制造业和生物产业才能在税收优惠下表现出创新的增长趋势,其余政策效力只微弱地反映在对规模的促进作用上。

从对产业政策作用效果在不同产业的作用力度上看,以各产业在表中出现的总次数从高到低排序依次为:高端装备制造(10)、新能源汽车(10)、新一代信息技术(10)、生物(9)、新材料(7)、新能源(7)、节能环保(6)。而从产业政策创新激励效果作用力度来看,以各产业受到产业政策工具创新激励总量从高到低排序依次为:高端装备制造(6)、新一代信息技术(5)、生物(4)、新能源汽车(4)、新能源(3)、新材料(3)、节能环保(2)。可见,产业政策在各产业的作用力度不是均衡的,产业政策作用效果最集中的高端装备制造业和受产业政策影响最少的节能环保产业之间显然存在较大的政策效能差异,这就表明对七大战略性新兴产业的“因业施策”应该考虑政策工具的设计和产业之间的匹配,以弥合产业间受产业政策激励效能的差异。

表 12 政策工具作用效果总结

		lnas	lnbc	lnpati	lnpatud
政府补贴	作用产业	高端装备制造 节能环保 生物 新材料 新能源 新能源汽车 新一代信息技术	高端装备制造 节能环保 生物 新材料 新能源 新能源汽车 新一代信息技术	高端装备制造 节能环保 生物 新材料 新能源 新能源汽车 新一代信息技术	高端装备制造 节能环保 生物 新能源 新能源汽车 新一代信息技术
	合计(个)	7	7	7	6
税收优惠	作用产业	节能环保 新能源汽车	-	高端装备制造 生物	高端装备制造
	合计(个)	2	0	2	1
信贷机制	作用产业	高端装备制造 节能环保 生物 新一代信息技术	高端装备制造 新能源汽车	高端装备制造 新一代信息技术	高端装备制造
	合计(个)	4	2	2	1
准入制度	作用产业	生物 新材料 新能源 新能源汽车 新一代信息技术	生物 新材料 新能源 新能源汽车 新一代信息技术	新材料 新能源 新能源汽车 新一代信息技术	生物 新材料 新能源汽车 新一代信息技术
	合计(个)	5	5	4	4

七、结论与启示

产业政策的有效性取决于政策工具实施的准确性,选择恰当的政策工具“精准发力”是政策实施中需要重点关注的问题。从本文的研究结论可以看出:首先,在当前的发展阶段,政府补贴仍然是促进战略性新兴产业发展的重要政策工具,对七大产业微观企业层面发展的三个维度都有正向作用;其次,宽松的市场准入是下一步战略性新兴产业发展的政策需求;第三,税收优惠和信贷机制对战略性新兴产业的作用主要反映在对规模的促进上,对创新和效率提升作用效果不是很显著;第四,产业政策的作用力度在各产业间不是均衡的,产业政策作用效果最集中的高端装备制造业和受产业政策影响最少的节能环保产业之间显然存在较大的政策效能差异,进一步表明了“因业施策”的重要性。

在现实的产业发展实践中,政府采购、用户补贴应用示范等政策工具可以用于熨平战略性新兴产业所面临的商业化风险,为企业带来更高的赶超收益,助推企业开拓国内外市场;人才培养、公共服务、技术支持等政策工具可以引导创新要素流向企业,从而支持企业的技术研发,提高企业的研发能力和效率;通过目标规划、金融支持、税收优惠、产权保护、市场准入等政策工具可以为战略性新兴产业的赶超发展提供良好的制度环境,减少企业赶超过程中所面临的不确定性成本和失败成本,引导企业将发展重点回归到技术追赶,激励企业投入研发和创新。同时,除了直接的政府补贴,针对战略性新兴产业,应该同时从准入制度、退出机制、金融环境和产业引导等角度搭建适合战略性新兴产业发展的制度环境;通过信贷、税收等政策放宽对战略性新兴产业的市场资源约束,助推新兴技术的商业化进程;尤其是要突出技术供给政策,例如基础技术研发支持政策、技术引进政策和研发资金支持政策,利用公共研发投入为技术赶超进程中的龙头企业提供资金支持,提高其创新能力和带动能力。通过运用恰当的政策工具体系助推新兴企业攀升至全球价值链的高端,推动战略性新兴产业

的技术升级与高质量发展。

进一步的研究展望是,现实中产业政策工具被广泛地使用,不同政策工具的作用机制不是完全独立的,会有相互关联和重叠的部分,可能是作为一个政策组合或“一揽子的政策”来发挥作用。本文的工作是在区分政策工具的主要功能的基础上检验和厘清每种政策工具的作用效果,为政策工具的选择提供理论依据,后续可以进一步研究各类政策工具与预期政策目标之间的匹配度。此外,本文发现产业政策作用力度在不同产业是不均衡的,这可能是由于七大产业各自具有独特的内在产业特征,导致相同政策工具在不同产业发挥作用的内在机制不同。对于这类机制的探讨,需要在后续的研究中紧扣产业现实情况,深入分析不同产业内在特征,从机制分析的视角对产业政策效能的差异性进行更深入的研究。

参考文献:

- 1.白恩来、赵玉林,2014:《战略性新兴产业发展的政策支持机制研究》,《科学学研究》第3期。
- 2.蔡伟、赵西超、才凌惠、钟宇春,2021:《中国战略性新兴产业经济效率的统计测度》,《统计与决策》第7期。
- 3.陈强远、林思彤、张醒,2020:《中国技术创新激励政策:激励了数量还是质量》,《中国工业经济》第4期。
- 4.陈文俊、彭有为、胡心怡,2020:《战略性新兴产业政策是否提升了创新绩效》,《科研管理》第1期。
- 5.耿强、江飞涛、傅坦,2011:《政策性补贴、产能过剩与中国的经济波动——引入产能利用率RBC模型的实证检验》,《中国工业经济》第5期。
- 6.桂黄宝、李航,2019:《政府补贴、产权性质与战略性新兴产业创新绩效——来自上市挂牌公司微观数据的分析》,《科技进步与对策》第14期。
- 7.韩超,2013:《基于政策传导机制的战略新兴产业“政策扶持悖论”研究》,《产业组织评论》第3期。
- 8.韩超、肖兴志、李姝,2017:《产业政策如何影响企业绩效:不同政策与作用路径是否存在影响差异?》,《财经研究》第1期。
- 9.李青原、章尹赛楠,2021:《金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据》,《中国工业经济》第5期。
- 10.李震林、刘晓剑、张强,2021:《混改背景下上市公司规模及绩效的动态演变》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 11.刘立刚、肖志武,2021:《产业政策能否提升战略性新兴产业投资效率?》,《金融与经济》第10期。
- 12.逯东、朱丽,2018:《市场化程度、战略性新兴产业政策与企业创新》,《产业经济研究》第2期。
- 13.毛炜圣、钟业喜、吴思雨,2020:《长江经济带战略性新兴产业创新能力时空演化及空间溢出效应》,《长江流域资源与环境》第6期。
- 14.邵云飞、穆荣平、李刚磊,2020:《我国战略性新兴产业创新能力评价及政策研究》,《科技进步与对策》第2期。
- 15.申俊喜、叶春梅,2020:《市场规模对战略性新兴产业TFP增长的影响——基于长三角地区上市公司数据》,《南大商学评论》第1期。
- 16.申俊喜、匡倩,2020:《生态视角下长三角地区战略性新兴产业高质量发展研究》,《南京工业大学学报(社会科学版)》第6期。
- 17.宋丽颖、钟飞,2019:《税收优惠政策激励战略性新兴产业发展的效应评价》,《税务研究》第8期。
- 18.宋凌云、王贤彬,2013:《重点产业政策、资源重置与产业生产率》,《管理世界》第12期。
- 19.唐荣,2020:《产业政策促进企业价值链升级的有效性研究——来自中国制造企业微观数据的证据》,《当代财经》第2期。
- 20.唐松、伍旭川、祝佳,2020:《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,《管理世界》第5期。
- 21.王海、尹俊雅,2021:《地方产业政策与行业创新发展——来自新能源汽车产业政策文本的经验证据》,《财经研究》第5期。
- 22.王昀、孙晓华,2017:《政府补贴驱动工业转型升级的作用机理》,《中国工业经济》第10期。
- 23.邢会、王飞、高素英,2019:《战略性新兴产业政策促进企业实质性创新了吗?——基于“寻租”调节效应的视角》,《产经评论》第1期。
- 24.余长林、杨国歌、杜明月,2021:《产业政策与中国数字经济行业技术创新》,《统计研究》第1期。
- 25.余东华、吕逸楠,2015:《政府不当干预与战略性新兴产业产能过剩——以中国光伏产业为例》,《中国工业经济》第10期。
- 26.余明桂、范蕊、钟慧洁,2016:《中国产业政策与企业技术创新》,《中国工业经济》第12期。
- 27.袁海、李航、武增海,2020:《产业异质性视角下政策工具对战略性新兴产业的激励效应研究》,《产业经济

评论》第7期。

- 28.张同斌、高铁梅,2012:《财税政策激励、高新技术产业发展与产业结构调整》,《经济研究》第5期。
- 29.周燕、潘遥,2019:《财政补贴与税收减免——交易费用视角下的新能源汽车产业政策分析》,《管理世界》第10期。
- 30.Aghion, P., J. Cai, M. Dewatripont, L. Du, A. Harrison, and P. Legros. 2015. "Industrial Policy and Competition." *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(4): 1-32.
- 31.Arellano, M., and S.Bond.1991."Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *The Review of Economic Studies* 58(2): 277-297.
- 32.Dan, P.2016."Dynamics of China's Provincial-level Specialization in Strategic Emerging Industries." *Research Policy* 45(8): 1586-1603.
- 33.Dosi, G., L.Marengo, and C.Pasquali.2006."How Much Should Society Fuel the Greed of Innovators?: On the Relations between Appropriability, Opportunities and Rates of Innovation." *Research Policy* 35(8): 1110-1121.
- 34.Duchin, R., O.Ozbas, and B.A.Sensoy.2010."Costly External Finance, Corporate Investment, and the Subprime Mortgage Credit Crisis." *Journal of Financial Economics* 97(3): 418-435.
- 35.Guo, H., T.S.Legesse, J.Tang, and Z.Wu.2021."Financial Leverage and Firm Efficiency: The Mediating Role of Cash Holding." *Applied Economics* 53(18): 2108-2124.
- 36.Hall, B.H., and D.Harhoff.2012."Recent Research on the Economics of Patents." *Annual Review of Economics* 4(1): 541-565.
- 37.Kripfganz, S., and J.F.Kiviet.2021."Kinkyreg: Instrument-free Inference for Linear Regression Models with Endogenous Regressors." *The Stata Journal* 21(3): 772-813.
- 38.Lee, E.Y., and B.C.Cin.2010."The Effect of Risk-sharing Government Subsidy on Corporate R&D Investment: Empirical Evidence from Korea." *Technological Forecasting and Social Change* 77(6): 881-890.
- 39.Lu, G.Q., Z.Wang, and C.Y.Zhang.2014."Research on the Performance of Subsidizing Innovation for Chinese Strategic Emerging Industry." *Economic Research Journal* 49(7): 44-55.
- 40.Rothwell, R., and W.Zegveld.1985.*Reindustrialization and Technology*. Armonk, N.Y.:M.E.Sharpe.
- 41.Shao, W., K.Yang, and X.Bai.2021."Impact of Financial Subsidies on the R&D Intensity of New Energy Vehicles: A Case Study of 88 Listed Enterprises in China." *Energy Strategy Reviews* 33(4): 1-8.

Scale, Efficiency or Innovation: Research on the Effect of Industrial Policy Tools on Strategic Emerging Industries

Li Ya and Guan Lingjin

(School of Economics, Yunnan University)

Abstract: Since the implementation of the strategies of strategic emerging industries, the central and local governments have issued a series of industrial policies, which has promoted the development of China's strategic emerging industries as a whole. This paper selects samples of strategic emerging industry enterprises from 2011 to 2019 to construct panel data, then subdivides four industrial policy tools and discusses their impacts on the seven strategic emerging industries in different dimensions. The empirical results show that: (1) At present, government subsidy is still an important policy tool to promote the development of strategic emerging industries; (2) Loose market access is the policy demand for the development of strategic emerging industries in the next step; (3) The effects of preferential taxation and credit mechanism on strategic emerging industries are mainly reflected in the scale effect rather than the improvement of efficiency and innovation; (4) There are great differences in the effectiveness of industrial policies among different strategic emerging industries. Therefore, applying the industrial policy tools purposefully, improving the pertinence and accuracy of policy tools are endogenous requirements to ensure the effectiveness of industrial policies.

Keywords: Industrial Policy, Strategic Emerging Industries, Policy Tool

JEL Classification: L52, O25

(责任编辑:彭爽)

新结构经济学视角下产业结构的绿色转型:事实、逻辑与展望

王勇 陈诗一 朱欢*

摘要: 新结构经济学强调禀赋驱动的结构转型与产业升级,本文利用区域-行业-年份与微观企业数据,对这一理论机制与产业绿色发展之间的关系进行定量事实的整理与潜在逻辑机制的探讨。将工业细分行业按照资本密集度和污染排放强度交叉分为四大类,并从静态和动态视角考察四大类产业间和产业内的相关特征。研究发现:四大类产业在绿色转型上存在较大差异性;相对资本密集度是影响绿色转型的重要因素;从产业结构来看,中国整体上以资本密集型且污染密集型产业占主导,东中西部三大区域的四大产业分布存在发展阶段的差异性。最后,基于本文所梳理的定量事实,对未来如何从新结构经济学的视角进一步研究产业绿色转型的问题提出若干研究建议。

关键词: 新结构经济学;产业升级;绿色转型;有为政府

中图分类号: F062.2;F421;X322

一、引言

伴随着四十多年的改革开放,我国的工业取得了长足的发展。按2015年不变价格计算,工业增加值从1979年的1 039.45亿美元增加到2021年的62 394.07亿美元,年均增速达到10.33%。自2010年起,我国成为全球第一大工业国,工业增加值占世界的份额在2021年达到26.26%,成为驱动全球工业增长的重要引擎。^①但是,总体而言我国工业仍旧处于高投入、高消耗、高排放的发展阶段,资源能源消耗量过大,生态环境问题比较突出。如何有效促进我国产业的绿色转型、建设人与自然和谐共生的现代化已经成为实现我国经济社会高质量发展的重要时代命题。我国不同地区的各级政府都面临着如何结合自己的发展阶段与产业结构的特点,更好地发挥因势利导的“有为政府”作用,结合“有效市场”的力量,妥善处理与解决在经济发展与产业升级过程中的绿色转型问题。

*王勇,北京大学新结构经济学研究院,邮政编码:100871,电子信箱:yongwang@nsd.pku.edu.cn;陈诗一,复旦大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:shiyichen@fudan.edu.cn;朱欢(通讯作者),上海大学经济学院,邮政编码:200444,电子信箱:huanzhu@shu.edu.cn。

本文得到国家社会科学基金重点项目“新形势下我国制造业转型升级路径与对策研究”(项目批准号:20AJL017)、国家自然科学基金创新研究群体项目“中国经济发展规律与治理机制研究”(项目批准号:72121002)的资助。作者感谢匿名评审专家的宝贵意见,作者文责自负。

①资料来源:World Development Indicators(WDI)。

作为我国经济学领域自主理论创新的重要尝试,新结构经济学以要素禀赋结构作为切入点,以企业自生能力为微观基础,强调在不同发展阶段经济结构的内生性差异及其动态变迁(林毅夫等,2012;林毅夫,2017,2019a,2019b)。在不同发展阶段,要素禀赋结构不同,反映要素稀缺程度的市场价格也不同,从而具有不同资本密集度的产业之间的构成亦不同,内生的最适宜产业结构也不同,并且随着经济的增长,要素禀赋结构发生动态变化,从而进一步推动产业结构升级,这个机制被称为禀赋驱动的产业升级机制(Ju et al., 2015; 王勇, 2021)。例如,在较低收入阶段时,经济体的禀赋结构是劳动力相对丰裕,资本相对稀缺,因此工资利率比较低,对应最适宜的产业结构是较高比重的劳动密集型产业和较低比重的资本密集型产业;在较高收入阶段时,经济体的禀赋结构是劳动力相对稀缺,资本相对丰裕,由此对应的最适宜产业结构是较低比重的劳动密集型产业和较高比重的资本密集型产业。从新结构经济学视角研究产业结构和产业升级,除了理解其驱动机制外,还需要明确地识别所要考察的问题所涉及到的产业之间最为关键的异质性维度。具体到环境经济学领域,学者重点关注的是不同产业在污染排放强度、政府环境规制程度等维度上的异质性。因此,按照新结构经济学的研究方法,我们根据产业的资本密集度、污染排放强度和面临政府环境规制程度这三个维度上的异质性,对产业进行交叉分类,然后研究不同产业之间、产业内部不同企业之间的差异性,以及相应的动态特征,再根据这些结构化的定量事实,探求如何从禀赋驱动的产业升级与结构转型的机制中引申出动态内生的最适宜的绿色转型路径,以及政府应该如何因地制宜、因时制宜、因结构制宜地发挥好在绿色转型上的有为作用。

本文后续结构安排如下:第二部分是对已有新古典环境经济学文献和新结构经济学视角下环境问题文献的梳理;第三部分从静态角度,基于行业的资本密集度、环境污染排放强度、环境规制强度三方面的异质性分析中国各个工业行业的具体特征和产业内企业的分布特征;第四部分从动态角度分析中国工业的结构变迁、不同产业绿色转型的变化和产业内企业污染排放的影响因素,以及东中西部地区工业行业的结构变迁;第五部分则基于前三部分的特征性事实的相关分析提出新结构环境经济学未来可能的研究方向;第六部分为研究总结。

二、文献综述

自20世纪50年代环境库兹涅茨曲线(以下简称EKC)提出以来,新古典环境经济学致力于经济增长与能源消耗、污染排放的研究,对EKC假说的理论机制进行探讨、对其实证有效性进行检验(Grossman and Krueger, 1995; He and Wang, 2012; 包群、彭水军, 2006; 王敏、黄滢, 2015)。从供给角度来看,有三种效应影响环境污染:经济增长效应、产业结构效应和技术进步效应,而经济增长本身并不会自动降低环境污染,之所以会出现环境污染的倒U型曲线的原因在于,经济增长所带来的产业结构转型升级、生产技术和节能减排技术的进步以及政府的环境治理(Brock and Taylor, 2005)。从需求角度来看,消费者在一般消费品和环境质量之间进行权衡取舍,当经济发展到一定阶段后,消费者愿意减少一般消费品以增加对环境治理的投资,从而使得EKC跨过拐点,达到经济增长与环境质量改善的双重红利阶段(马本等, 2017; Zhang et al., 2017)。从政府治理角度来看,合理有效的环境治理不仅可以促使EKC拐点的尽早到来(王芳等, 2019),而且还可以通过“波特创新补偿效应”、“挤出效应”、

“成本增加效应”、“学习效应”和“竞争效应”等来影响企业、产业和宏观经济绩效(Acemoglu et al., 2012; Cai et al., 2016; Shi and Xu, 2018; 童健等, 2016; 李虹、邹庆, 2018; 陈诗一、陈登科, 2018)。

新结构经济学强调不同发展阶段各种经济维度结构的内生性差异。不同产业对应的能源消耗和污染排放具有异质性,而在不同发展阶段各产业的比重构成,即产业结构,是内生不同的,由此带来的环境问题也呈现阶段性特征(王勇、汤学敏, 2021)。新结构经济学目前在能源与环境经济学领域开展的研究总体上可以分为三类:(1)关于赶超发展战略的概念在能源效率、环境污染和环境治理等方面的运用。例如王坤宇(2017)基于1980—2007年间59个经济体的面板数据,实证检验发现若一国采用违背比较优势的重工业优先发展的赶超战略,则会导致经济体内的微观企业缺乏自生能力,因此政府需要采用补贴等措施来扶持这些企业,从而扭曲了市场的最优资源配置并造成了能源使用效率的降低;郑洁等(2019)、郑洁和付才辉(2020)等一系列实证研究也证实了如果采取违背比较优势的发展战略,则会导致严重的环境污染并造成环境治理能力不足等问题。(2)新结构经济学主张对于环境污染的最适宜政府治理应该内生决定于相应的发展阶段,并且研究经济增长对能源结构转型和二氧化碳排放的关联等问题。杨洲木等(2017)基于新结构经济学理论框架分析了低碳绿色型产业升级过程中政府的干预机理,认为政府在制定产业政策扶持低碳绿色型产业发展时,应遵循各区域的比较优势;Wang等(2019)基于中国2000—2012年省际面板数据检验了经济增长与清洁能源转型之间的关系,发现从地区层面来看,人均GDP与能源转型之间呈现U型的非线性关系,但是从分部门来看,居民部门中人均GDP与能源转型呈现倒U型关系,而农业部门中二者的关系不明朗,在工业和服务业中人均GDP则与能源转型无关。沿着这一逻辑,朱欢等(2020b)考察经济增长对清洁能源转型和二氧化碳减排的异质性作用,并使用全球67个经济体1990—2018年的面板数据分析发现,人均GDP与清洁能源发展呈现“U型”关系,与二氧化碳排放呈现“倒U型”关系,并且前者的拐点对应的人均GDP小于后者。以上文献侧重于从经济的不同发展阶段分析地区或国家的能源结构转型与二氧化碳排放的相关问题。由于环境污染物排放的外部性等问题,因此需要发挥政府积极有为的作用。朱欢等(2020a)利用2003—2016年中国221个地级及以上城市数据,采用SBM-DDF方法估算了城市绿色全要素生产率,作为环境政策实施效果的评价指标,然后结合地区要素禀赋结构、环境承载力和中国五年规划数据,确定组内最适宜环境政策以及偏离最适宜环境政策的程度系数,并结合多种计量模型检验了偏离最适宜环境政策对经济增长的负向影响等。(3)运用新结构经济学关于五大类产业划分以及产业升级与产业政策的分析方法,对于与能源环境直接相关的产业本身的发展进行学术梳理与研究。例如,于佳和王勇(2020)对我国的光伏产业进行了案例分析,发现光伏产业发展要获得成功,必须发挥禀赋比较优势,既需要“有效市场”,也需要“有为政府”。

已有文献主要基于跨国或中国省际或地级城市面板数据从宏观层面验证发展战略、发展阶段等因素对能源转型与环境污染的影响,然而现有非常缺乏直接从新结构经济学关于产业异质性的视角、内生产业结构的视角、以及禀赋驱动的产业升级的视角直接切入去分析

环境质量与相关政策问题。本文基于新结构经济学的理论框架,即给定时点要素禀赋结构决定产业技术结构,而各个产业在环境污染强度和环境治理上存在异质性,环境结构的变迁进一步会影响要素禀赋结构变迁,以此循环累积实现产业升级。同时本文对我国产业绿色发展进行了典型事实刻画,从微观企业、中观二位数行业分析产业在资本密集度、污染强度和环境治理上的异质性,然后到相对宏观视角的四大类产业的静态和动态变化。

本文的主要贡献在于:(1)较为全面地梳理了目前学术文献中新结构经济学对于环境问题的主要研究以及不足之处;(2)基于新结构经济学倡导的禀赋驱动的结构转型与产业升级理论,按照资本密集度和环境污染排放强度这两个维度的异质性将中国工业内部各个子行业分组为四大类,即劳动密集型且清洁型、劳动密集型且污染密集型、资本密集型且污染密集型、资本密集型且清洁型,并结合微观企业数据考察了四大类产业内企业的污染强度、污染治理等特征分布,为将来更好地从新结构经济学视角深入分析环境与产业升级的互动问题提供定量特征事实,而这样的结构分类也是以往环境经济学重视不够的地方;(3)梳理了中国这四大类产业在产出份额、污染排放强度和环境规制强度三个主要方面如何随发展阶段的演变而发生动态变化,以及各产业中企业绿色转型的内在动因,并且分析了东中西三大区域中四大类产业结构的变迁,从新结构经济学视角解析其因果逻辑;(4)基于对行业-区域与企业分布的特征性定量事实的系统梳理,对于未来如何更好地从新结构经济学视角对这些事实与现象进行分析提出具体建议,尤其是对如何结合赶超发展战略、垂直结构、产业升级、有为政府、发展阶段的结构性差异等新结构经济学所强调的分析元素或崭新视角对环境问题进行经济学分析,为中国产业结构的绿色转型提供更加坚实的学理支撑。

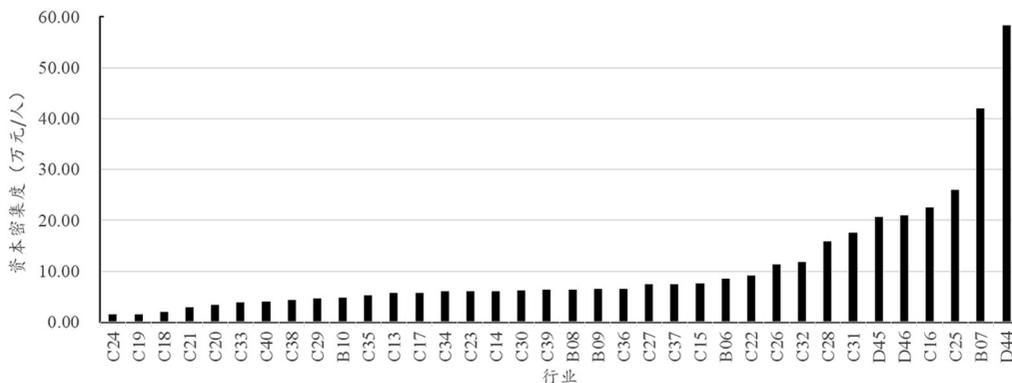
三、中国工业细分行业的异质性:静态视角

(一)各个细分行业的资本密集度

新结构经济学非常关注产业之间在资本密集度上的异质性,因此我们首先测算工业内部每个细分行业的资本密集度 kl_i ^①,采用资本存量与劳动力的比值来表征,其中资本存量根据固定资产价值采用永续盘存法计算得到,并且以1990年为基期进行价格指数平减(陈诗一,2011),劳动力采用各工业行业规模以上工业企业平均用工人数衡量。按照2001—2016年中国36个工业行业资本密集度均值的中位数分为劳动密集型行业和资本密集型行业。换言之,若 $\overline{kl_i} < 4.7639$ 万元/人,则该产业属于劳动密集型,若 $\overline{kl_i} \geq 4.7639$ 万元/人,则该产业属于资本密集型。从图1中我们可以看出文教、工美、体育和娱乐用品制造业,皮革、毛皮、

^①需要说明的是:本文的样本期为2001—2016年,其中2002年和2011年中国国民经济行业分类与代码出现了部分调整,本文对此进行了相应调整,一是删去部分行业,保留36个细分行业;二是某些行业的名称发生变化,其行业实质没有改变,此类行业不做处理;三是某些行业合并,如“橡胶制品业”、“塑料制品业”合并为“橡胶和塑料制品业”,都属于劳动密集型产业和清洁型产业,对应下文提到的四大类产业的第Ⅰ类产业“劳动密集型且清洁型产业”;四是某些行业拆分,如“交通运输设备制造业”拆分为“汽车制造业”和“铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业”,都属于资本密集型且清洁型产业,对应下文提到的四大类产业的第Ⅳ类,在本文的分析中以2011年国民经济行业分类为准。

羽毛及其制品和制鞋业,纺织服装、服饰业等行业的资本密集度较低,属于劳动密集型行业,而石油加工、炼焦及核燃料加工业,石油和天然气开采业,电力、热力生产和供应业的资本密集度相对较高,属于资本密集型行业。^①



注:行业代码名称见表1。

图1 工业细分行业资本密集度均值

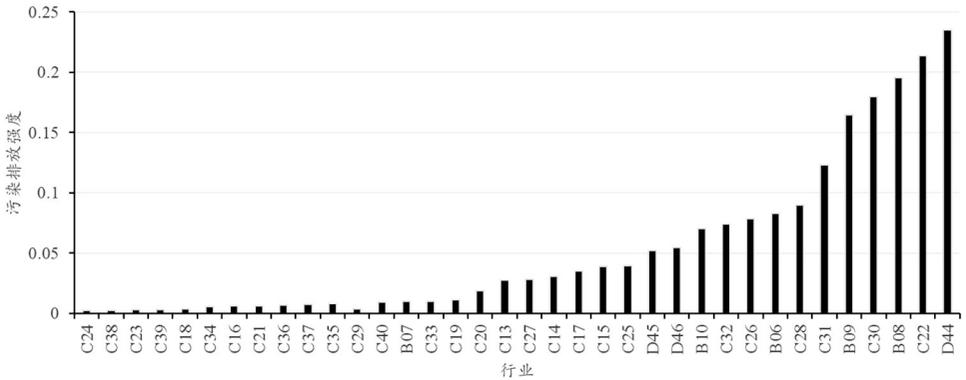
(二) 各个细分行业的污染排放强度

不同工业行业在污染排放强度上也存在较大差异,要厘清各行业的减排潜力,我们有必要从行业特征着手,分析行业特征与污染排放的相关性。我们对各行业的工业废水排放强度和工业废气排放强度数据进行线性标准化并通过等权加和法计算各个行业的无量纲污染指数 npi_i ^②(沈能,2012)。按照2001—2015年中国36个工业行业污染排放强度均值的中位数将行业划分为清洁型行业和污染密集型行业。换言之,当 $\overline{npi}_i < 0.0333$ 时,该行业属于清洁型行业,如,文教、工美、体育和娱乐用品制造业,电气机械和器材制造业,印刷和记录媒介复制业等属于清洁型行业;而当 $\overline{npi}_i \geq 0.0333$ 时,该行业属于污染密集型行业,如,非金属矿物制品业,造纸和纸制品业,电力、热力生产和供应业等属于污染密集型行业^③(见图2)。

①我们也分别对每年资本密集度指标进行划分,结果显示有的行业一直是劳动密集型行业(如,专用设备制造业,仪器仪表制造业,皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业等),有的行业一直是资本密集型行业(如,汽车制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,化学原料和化学制品制造业,化学纤维制造业等),有的行业出现跳跃(如,农副食品加工业,印刷和记录媒介复制业,计算机、通信和其他电子设备制造业,非金属矿物制品业,食品制造业,黑色金属矿采选业),对于出现跳跃的行业我们使用出现次数为权重,加权以后我们的分类结果是稳健的。

②我们以工业废水排放强度和工业废气排放强度作为行业污染属性的基础是基于以下考虑:一是受限于数据可得性,分行业工业固体废物排放量2010年以后不再统计并且缺失分行业工业固体废物治理运行费用;二是我们基于2001—2010年的三废排放强度进行测算,得到的估计结果基本一致,为了保证研究的一致性我们使用2001—2015年分行业工业废水排放强度和工业废气排放强度测算污染指数。

③我们也分别对每年污染排放强度指标进行划分,发现有的行业一直是清洁型行业(如,专用设备制造业,汽车制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业等),有的行业一直是污染密集型行业(如,化学原料和化学制品制造业,化学纤维制造业等),但是也有部分行业分类出现跳跃(如,农副食品加工业,医药制造业,木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业,橡胶和塑料制品业,水的生产和供应业,煤炭开采和洗选业,燃气生产和供应业),对于出现跳跃的行业我们使用出现次数为权重,加权以后我们的分类结果是稳健的。



注:行业代码名称见表1。

图2 工业细分行业污染排放强度均值

综上,根据行业资本密集度划分的劳动密集型行业 and 资本密集型行业与根据污染指数划分的清洁型行业和污染密集型行业,可以将行业的分类交叉重新划分为如下四大类,分别是: I 类的劳动密集型且清洁型、II 类的劳动密集型且污染密集型、III 类的资本密集型且污染密集型、IV 类的资本密集型且清洁型,见表 1 所示。平均来看,资本密集度越高的行业对应的污染指数也较高。但是也有部分行业属于劳动密集型且污染密集型的产业(例如:非金属矿采选业,纺织业,食品制造业,非金属矿物制品业)与资本密集型且清洁型产业(例如:计算机、通信和其他电子设备制造业,交通运输设备制造业,烟草制品业,石油和天然气开采业)。

表 1 中国工业行业的再分类:四大类分法

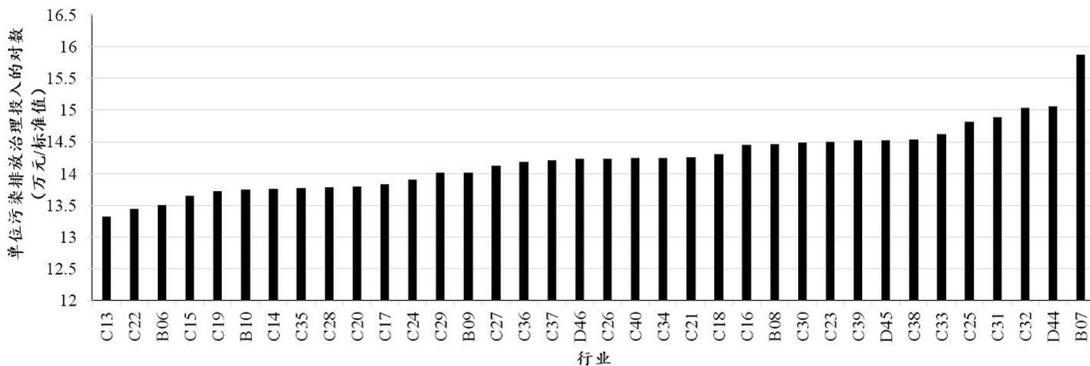
类型	行业分类	行业名称
第 I 类	劳动密集型且清洁型产业	文教、工美、体育和娱乐用品制造业(C24);皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业(C19);纺织服装、服饰业(C18);家具制造业(C21);木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业(C20);金属制品业(C33);仪器仪表制造业(C40);电气机械和器材制造业(C38);橡胶和塑料制品业(C29);专用设备制造业(C35);农副食品加工业(C13);通用设备制造业(C34);印刷和记录媒介复制业(C23)。
第 II 类	劳动密集型且污染密集型产业	非金属矿采选业(B10);纺织业(C17);食品制造业(C14);非金属矿物制品业(C30)。
第 III 类	资本密集型且污染密集型产业	黑色金属矿采选业(B08);有色金属矿采选业(B09);医药制造业(C27);酒、饮料和精制茶制造业(C15);煤炭开采和洗选业(B06);造纸和纸制品业(C22);化学原料和化学制品制造业(C26);有色金属冶炼及压延加工业(C32);化学纤维制造业(C28);黑色金属冶炼及压延加工业(C31);燃气生产和供应业(D45);水的生产和供应业(D46);石油加工、炼焦及核燃料加工业(C25);电力、热力生产和供应业(D44)。
第 IV 类	资本密集型且清洁型产业	计算机、通信和其他电子设备制造业(C39);汽车制造业(C36);铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业(C37);烟草加工业(C16);石油和天然气开采业(B07)。

(三) 各个细分行业的环境规制强度

新结构经济学强调“有为政府”的积极作用,如何在环境治理领域发挥政府的有为作用也是新结构经济学研究的重点。国家宏观政策层面相继提出了“五位一体”、“河长制”、“三

大攻坚战”等一系列相关政策。然而,各个行业的环境规制强度具有差异性,污染排放量、污染控制与治理投入息息相关。相较于以单位产值为基础测度的污染治理投入相对指标,以单位污染排放的治理投入来衡量环境规制强度更加准确(朱金生、李蝶,2019)。为了解决不同污染物计量单位差异导致的不可直接相加性,我们对污染物进行无量纲标准化处理,并使用分行业废水和废气设施运行费用表示污染治理投入,分行业废水和废气排放量作为主要污染物。最终,得到分行业的环境规制指数,即一单位标准污染物的治理投入。具体计算公式为 $er_{ijt} = cost_{ijt} / p_{ijt}$, 其中, $cost_{ijt}$ 、 p_{ijt} 和 er_{ijt} 分别表示 i 行业在 t 时期 j 污染物的治理投入、污染排放和环境规制强度。为了解决不同污染物计量单位差异导致的不可直接相加性,我们对污染物进行无量纲标准化处理,得到 p_{ij}^* 。最终,得到分行业的环境规制指数: $er_{it}^* = \sum_j cost_{ijt} / p_{ij}^*$ 。根据该指数,我们分析了2001—2015年各个细分行业的环境规制强度(见图3)。

图3显示,农副食品加工业、造纸和纸制品业、煤炭开采和洗选业的环境规制强度相对较低,而黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、石油和天然气开采业的环境规制强度较高。换言之,各个细分行业的环境规制强度与行业污染属性存在非对称关系。相较于部分清洁行业的环境规制强度而言,一些污染密集型行业的环境规制强度较低。特别的,造纸和纸制品业,煤炭开采和洗选业,酒、饮料和精制茶制造业,化学纤维制造业这些资本密集型且污染密集型产业环境规制强度低于仪器仪表制造业,通用设备制造业,家具制造业等劳动密集型且清洁型产业的环境规制强度。这可以解释尽管部分行业的污染治理取得了较好的成效,但中国工业企业的治理整体上仍然不足。该图也启示我们,未来环境规制方面的政策应该注重在不同行业间进行结构调整,尤其是资本密集型且污染密集型行业可能需要增加投入力度,以期实现各个行业的绿色发展。



注:行业代码名称见表1。

图3 工业细分行业环境规制强度均值

(四) 四大类产业中企业的分布特征

即使在相同的地区和相同的行业,不同企业之间的污染排放强度也存在巨大差异(陈诗一、林伯强,2019)。为了进一步度量上述四大类产业内企业间污染排放强度的异质性,我们分别检验了工业废水排放强度和工业废气排放强度的异质性。本文匹配了1998—2012年中国工业企业污染排放数据库数据与中国工业企业数据库数据,匹配后的这套数据是中国当前最全面、最可靠的环境微观经济数据(Zhang et al., 2018; 徐志伟等, 2020)。同时,参照

Brandt 等(2012)和聂辉华等(2012)的方法对其进行处理。我们使用 2007 年数据从静态视角分析上述四大类产业内企业特征。这样做是基于如下考虑:中国工业企业污染排放数据统计年份为 1998—2012 年,而 2007 年以后的中国工业企业数据存在较大误差,因此,我们使用其中 2007 年作为截面分析保障了可得数据的时效性。此外,为了剔除异常值影响,我们对企业相关特征变量处于 1%分位数以下和 99%分位数以上的数据进行缩尾处理。

借鉴 Syverson(2011)、陈钊和陈乔伊(2019)的做法,按照国民经济行业中类代码将企业匹配到 169 个细分行业,其中 82 个属于劳动密集型且清洁型行业,24 个属于劳动密集型且污染密集型行业,46 个属于资本密集型且污染密集型行业,17 个属于资本密集型且清洁型行业。从表 2 中可以看出全样本中工业废水排放强度和工业废气排放强度标准差的均值分别为 1.3994 和 0.5840。由此可见,中国工业细分行业内在工业废水排放强度上的异质性非常大。与此同时,从四大类产业各自的标准差指标可以看出:在工业废水排放强度方面,行业内企业异质性按照从高到低顺序依次为:第Ⅱ类、第Ⅲ类、第Ⅳ类、第Ⅰ类。在废气排放强度方面,则依次为第Ⅱ类、第Ⅲ类、第Ⅰ类、第Ⅳ类。总体上,污染性行业(第Ⅱ类、第Ⅲ类)的异质性都显著超过清洁型行业(第Ⅰ类和第Ⅳ类)。考虑到四大类产业中产业数量从而企业数量可能有较大差异,我们还使用每类产业内部的 75%分位数和 25%分位数之差的均值来识别每个细分行业内企业污染排放强度的异质性。可以看到,位于行业废水排放强度分布 75%分位数的工业企业比位于 25%分位数的企业废水排放量多出 6.14 倍($e^{1.9655} - 1$);而位于行业废气排放强度分布 75%分位数的工业企业比位于 25%分位数的企业废气排放量多 0.65 倍($e^{0.4995} - 1$)。此外,以这种指标衡量的四大类产业内部的企业异质性排序与之前按照总体标准差的排序相比,对于废气排放强度而言,两种排序是完全一致的;对于废水排放强度而言,虽然四大类产业的排序有所变化,但是依然是污染性行业(第Ⅱ类、第Ⅲ类)的异质性显著超过清洁型行业(第Ⅰ类和第Ⅳ类)。

表 2 四大类产业内污染排放强度的企业异质性

	ln(工业废水排放量/工业总产值) 单位:吨/万元					ln(工业废气排放量/工业总产值) 单位:标立方米/万元				
	全行业	第Ⅰ类	第Ⅱ类	第Ⅲ类	第Ⅳ类	全行业	第Ⅰ类	第Ⅱ类	第Ⅲ类	第Ⅳ类
	行业内标准差									
Mean	1.3994	1.2806	1.5650	1.5693	1.2795	0.5840	0.4801	0.7966	0.7279	0.4103
Sd	0.3042	0.2067	0.3408	0.3226	0.2895	0.2640	0.2095	0.2674	0.2351	0.1949
N	169	82	24	46	17	169	82	24	46	17
	75%分位数-25%分位数									
Mean	1.9655	1.7856	2.2925	2.2628	1.5668	0.4995	0.3074	0.9558	0.7330	0.1755
Sd	0.7379	0.4219	1.0110	0.9047	0.5432	0.5029	0.3284	0.5592	0.5485	0.2400
N	169	82	24	46	17	169	82	24	46	17

注:数据来源于 2007 年中国工业企业污染排放数据库与中国工业企业数据库,其中 N 表示国民经济中类行业个数。表 3 同。

即便在同一产业内,企业在环保治理设施上的能力也具有差异性。我们依然使用 2007 年数据中的废水治理设施处理能力和废气治理设施处理能力这两个单量指标衡量企业的环境治理能力。由表 3 可知,中国四大类产业在环境治理能力上也存在显著的异质性。在废水治理设施处理能力上,污染密集型产业内(第Ⅱ类和第Ⅲ类)企业差异巨大。在废气治理设施处理能力上,资本密集型且清洁产业内(第Ⅳ类)企业差异较大。

表3 四大类产业内环境污染治理能力的企业异质性

	ln(废水治理设施处理能力) 单位:吨/日					ln(废气治理设施处理能力) 单位:标立方米/时				
	全行业	第I类	第II类	第III类	第IV类	全行业	第I类	第II类	第III类	第IV类
	行业内标准差									
Mean	2.7412	2.4710	2.9450	3.0701	2.8665	4.2372	4.0318	4.4184	4.4078	4.5324
Sd	0.5103	0.3322	0.4798	0.5645	0.4295	0.5449	0.5364	0.3222	0.5145	0.5691
N	169	82	24	46	17	169	82	24	46	17
	75%分位数-25%分位数									
Mean	4.5252	3.7393	5.4416	5.2681	5.0124	6.7990	5.9873	8.3181	7.6042	6.4858
Sd	2.0522	1.6981	2.3011	2.2402	1.2784	3.2784	3.2986	1.5017	3.3683	3.7201
N	169	82	24	46	17	169	82	24	46	17

四、中国产业结构绿色转型的变迁

(一) 中国工业结构变化的特征性事实一:时间

1. 四大类产业产出份额的动态变化

在1990—2017年间中国工业结构发生了深刻的变化(如图4所示),以工业总产值占比为例,污染密集型产业(第II类和第III类)的占比呈现下降趋势,而清洁型产业(第I类和第IV类)的占比呈现显著上升趋势,说明产业结构越来越符合绿色发展的趋势。尤其是计算机、通信和其他电子设备制造业的工业总产值从2001年的8990.25亿元增长到2015年的93172.9亿元。从工业增加值占比来看,上述结论大部分都成立。

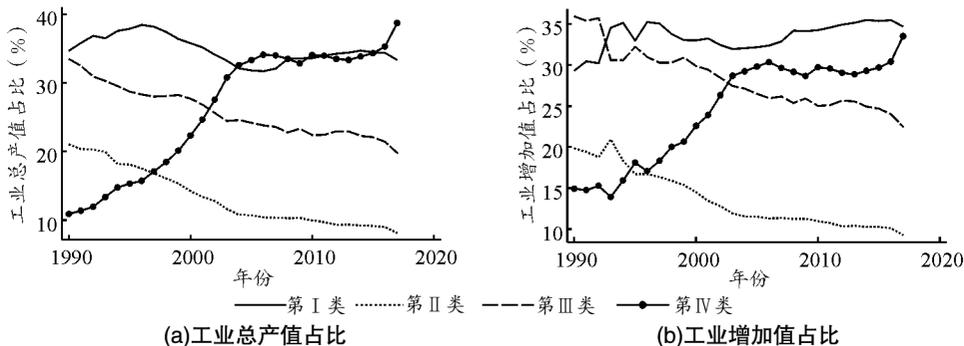


图4 中国工业行业I类—IV类产出份额的变化^①

(数据来源:历年《中国工业统计年鉴》。)

2. 四大类产业绿色转型的动态变化

我们基于前文的分析,通过工业废水排放强度和工业废气排放强度的线性标准化构建无量纲的污染排放指数。从图5可以看出,2001年以来,四大类行业污染排放强度的变化呈现显著的差异性,污染密集型产业(第II类和第III类)的污染排放强度下降趋势明显,其下降的年均速度超过10%;而清洁型产业(第I类和第IV类)的污染排放强度虽然也在下降,但是变化趋势较为平缓。

^①需要说明的是由于工业总产值指标统计到2011年,2012—2016年的工业总产值指标参考卢梅和王科(2019),采用如下方法进行估算:工业总产值=工业销售产值×工业总产值(2011)/工业销售产值(2011)。

这段时期,政府出台了《节能减排综合性工作方案》(国发[2007]15号),将污染物排放的降低以及单位 GDP 的能耗作为约束性指标,强调“十一五”期间,主要污染物排放总量减少 10%,二氧化硫排放量由 2005 年的 2 549 万吨减少到 2 295 万吨,化学需氧量由 1 414 万吨减少到 1 273 万吨,相应的,各级政府也加强了对高耗能高污染行业的治理投入。图 6 显示,资本密集型且清洁型产业(第Ⅳ类)的环境规制强度明显高于其他三大类产业,劳动密集型且污染密集型产业(第Ⅱ类)的环境规制强度最低。事实上,2001—2015 年间四大类产业在工业废水和工业废气治理上投入总额不断增加,尤其是污染密集型产业的治理投入总额远远高于清洁型产业。

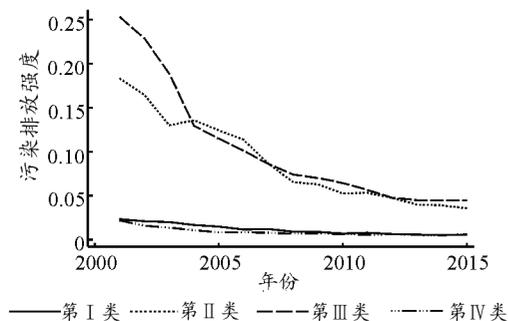


图 5 四类产业污染排放强度的变化

(数据来源:历年《中国环境统计年鉴》。)

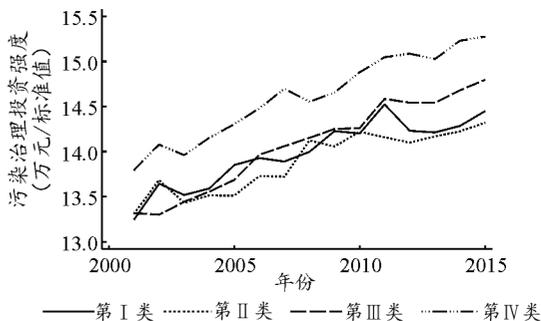
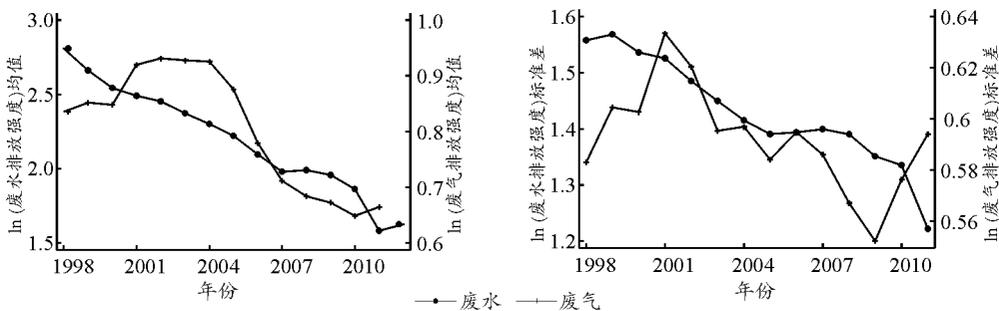


图 6 四类产业环境规制强度的变化

(数据来源:历年《中国环境统计年鉴》。)

3. 四大类产业内微观企业绿色转型的动态变化

上述分析使用产业层面数据,我们看到四大类产业的污染排放强度呈现下降趋势。基于微观企业层面的数据也证实了这种变化趋势(如图 7)。



(a) 企业污染排放强度均值的动态变化

(b) 企业污染排放强度标准差的动态变化

图 7 全行业企业污染排放强度异质性的动态变化趋势

(数据来源:1998—2012 年中国工业企业污染排放数据库和中国工业企业数据库。)

一方面,企业废水排放强度均值不断下降,企业废气排放强度均值呈现先递增后递减的趋势,尤其是在 2005 年以后下降趋势明显(如图 7(a)所示),可能的原因在于 2006 年开始执行的“十一五”节能减排政策^①(余泳泽等,2020);另一方面,由图 7(b)可知,同行

^①此外,我们基于 1998 年、2003 年、2007 年和 2012 年中国工业企业数据与中国工业企业污染排放数据刻画了四大类产业内企业污染排放强度核密度的动态分布图,也间接证实了随着时间的推移,企业污染排放强度不断下降。

业内企业废水排放强度的标准差不断变小,但是同行业内企业废气排放强度的标准差并没有随着时间逐渐缩小,尤其是在1998—2001年期间以及2009年之后标准差反而有所增加。

同样,本文利用1998—2012年中国工业企业污染排放数据和工业企业数据,从新结构经济学视角考察相对资本密集度对企业污染排放强度的影响,有助于进一步了解中国产业实现绿色转型的根本动因。企业的污染排放不仅会受到企业自身特征的影响,尤其是企业自身的资本密集度是否与所处地区的要素禀赋结构相一致,而且还会受到所在地区发展阶段以及环境政策等方面的影响。由此,本文构建如下计量模型:

$$\ln p_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln rk_{ijkt} + \alpha_2 \ln rk_{ijkt}^2 + \beta \cdot X + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

(1)式中:下标*i*、*j*、*k*、*t*分别代表企业、行业、省份和年份;被解释变量 $\ln p_{ijkt}$ 代表企业污染排放强度的自然对数;核心解释变量 $\ln rk_{ijkt}$ 代表企业相对资本密集度的自然对数,用于衡量企业的资本密集度是否与所在省份的要素禀赋结构相一致,具体计算公式为:

$$\ln rk_{ijkt} = \ln \left(\frac{k_{ijkt} / l_{ijkt}}{K_{kt} / L_{kt}} \right) \quad (2)$$

(2)式中: k_{ijkt} 表示企业资本存量,采用永续盘存法,以1998年为基期,折旧率为9.6%, l_{ijkt} 表示企业从业人员, K_{kt} 和 L_{kt} 分别由 k_{ijkt} 和 l_{ijkt} 加总而得。 $\ln rk_{ijkt}$ 数值越大,表示企业的资本密集度越偏离地区要素禀赋结构,那么也偏离给定时点要素禀赋结构所决定的比较优势,换言之,企业越不具备自生能力。 X 是一组控制变量,包括企业层面的年龄($\ln age$)、规模($\ln asset$)、效率($\ln tp$)、出口($export$)、所有制类型(soe)和污染治理($\ln sa$),省份层面的环境规制程度($\ln g$)和经济发展阶段($\ln pgdp$)^①; λ_i 和 δ_t 分别为企业个体固定效应和时间固定效应, ε_{ijkt} 为误差项。若 $\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0$,即企业的污染排放强度与相对资本密集度呈现“U”型关系,即当企业的资本密集度与所在地区的要素禀赋相一致时,企业的环境绩效较好,否则企业的环境绩效较差。

以废气为例,表4汇报了相应的估计结果,除了第(4)列,其结果显示相对资本密集度的系数均显著,一次项为负数,二次项为正数,说明企业的二氧化硫排放强度与相对资本密集度呈现“U”型关系。从全样本的控制变量来看,企业规模、劳动效率、出口、企业环境治理投入和政府环境规制均显著降低了二氧化硫排放强度,而企业年龄、所有制类型和地区经济发展阶段的估计系数不显著。进一步计算发现全样本、第I类、第II类和第IV类产业相对资本密集度对数的U型拐点分别是0.855、0.568、1.091和1.783。^②这表明资本密集度越高的产

①控制变量指标度量说明:企业年龄($\ln age$)采用研究年份减去企业成立年份加1取对数表示;规模($\ln asset$)采用企业总资产加1取对数表示;效率($\ln tp$)采用人均工业增加值加1取对数表示;出口($export$)采用出口交货值与工业销售产值的百分比表示;所有制类型(soe)采用0和1虚拟变量表示,当企业为国有企业时取值为1,否则为0;污染治理($\ln sa$)采用废气治理设施处理能力加1取对数表示;省份环境规制($\ln g$)采用环保机构数加1取对数表示;经济发展阶段($\ln pgdp$)采用人均实际GDP的对数表示。

②拐点的计算公式分别为: $0.0573 / (2 \times 0.0335)$, $0.0697 / (2 \times 0.0613)$, $0.2359 / (2 \times 0.1081)$, $0.2964 / (2 \times 0.0831)$ 。

业对应的最优相对资本密集度也越高。

表 4 资本相对密集度对企业二氧化硫排放强度的影响

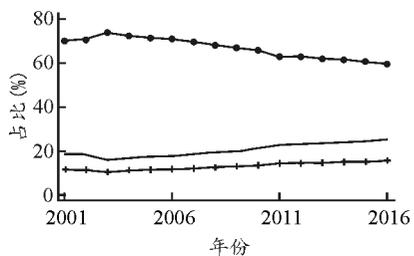
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	第 I 类	第 II 类	第 III 类	第 IV 类
<i>lnrk</i>	-0.0573* (0.0314)	-0.0697* (0.0403)	-0.2359*** (0.0738)	-0.0126 (0.0479)	-0.2964*** (0.0941)
<i>lnrk</i> ²	0.0335** (0.0167)	0.0613** (0.0291)	0.1081*** (0.0412)	0.0348 (0.0241)	0.0831* (0.0443)
<i>lnage</i>	-0.0011 (0.0054)	-0.0020 (0.0085)	-0.0067 (0.0118)	0.0095 (0.0086)	-0.0144 (0.0148)
<i>lnasset</i>	-0.0165*** (0.0063)	-0.0075 (0.0098)	0.0241* (0.0144)	-0.0479*** (0.0099)	-0.0151 (0.0190)
<i>ln_{tp}</i>	-0.0176*** (0.0038)	-0.0174*** (0.0058)	-0.0065 (0.0088)	-0.0238*** (0.0060)	-0.0304*** (0.0110)
<i>export</i>	-0.0004* (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0005 (0.0004)	-0.0004 (0.0004)	-0.0004 (0.0005)
<i>soe</i>	0.0044 (0.0178)	-0.0048 (0.0282)	-0.0830* (0.0451)	0.0437 (0.0270)	0.0054 (0.0408)
<i>lnsa</i>	-0.0334*** (0.0008)	-0.0218*** (0.0013)	-0.0413*** (0.0017)	-0.0352*** (0.0013)	-0.0178*** (0.0023)
<i>lng</i>	-0.1193*** (0.0228)	-0.0232 (0.0340)	-0.1946*** (0.0487)	-0.1095*** (0.0386)	0.0296 (0.0686)
<i>lnpgdp</i>	0.0380 (0.0544)	0.0638 (0.0832)	-0.0054 (0.1277)	0.0666 (0.0853)	0.3180** (0.1535)
常数项	1.2931** (0.5578)	-0.0913 (0.8510)	2.3116* (1.3150)	1.2074 (0.8797)	-2.9158* (1.5621)
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.8796	0.7758	0.8835	0.8399	0.7330
观测样本量	81 656	19 329	24 132	32 046	4 761

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

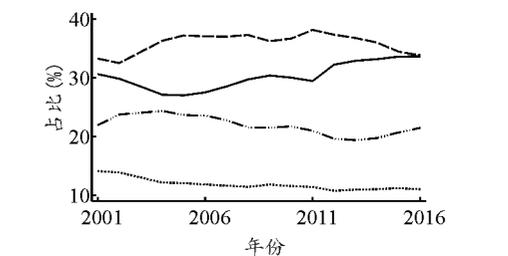
(二) 中国工业结构变化的特征性事实二:空间

中国工业产业在 2001—2016 年呈现蓬勃发展的态势。在空间上集中布局于东部地区,该地区的工业总产值占全国工业总产值的比例维持在 50% 以上,但是这一比例从 2003 年开始稳步下降,而中西部地区工业总产值份额则有上升趋势(如图 8(a)所示)。此外,东部地区的污染排放强度明显低于中西部地区,从东中西三大地区的产业结构视角可以解释这一现象。如图 8(b)—(d)所示,尽管在东中西部三大地区资本密集型且污染密集型产业(第 III 类)占主导,但是区域间以及区域内存在显著的差异。东部地区随着地区要素禀赋结构不断升级,劳动密集型产业的产出份额逐渐下降,而资本密集型产业的产出份额逐渐上升,尤其是资本密集型且清洁型产业(第 IV 类)的产出份额有所上升,即实现了产业结构的绿色转型。东部地区资本密集型且污染密集型产业(第 III 类)主要集中于化学原料和化学制品制造业,黑色金属冶炼及压延加工业,电力、热力生产和供应业,分布地区主要是山东、江苏、广东和

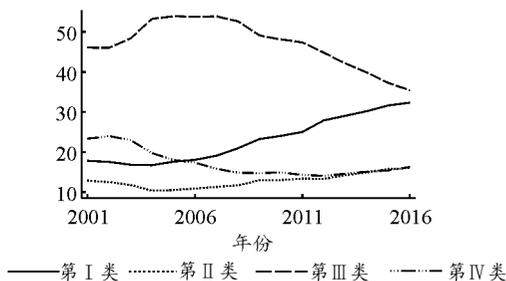
河北。中西部地区第Ⅲ类产业主要以电力、热力生产和供应业,黑色金属冶炼及压延加工业,煤炭开采和洗选业、有色金属冶炼及压延加工业为主,地区集中于河南省、山西省、四川省和内蒙古自治区。



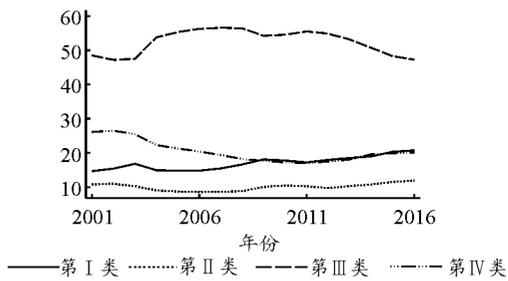
(a)中国工业总产值的区域分布



(b)东部地区的工业结构



(c)中部地区的工业结构



(d)西部地区的工业结构

图8 中国工业结构的变化趋势
(数据来源:历年《中国环境统计年鉴》。)

五、基于上述特征性事实的研究展望

基于上述特征性事实的梳理,我们可以更好地从新结构经济学的视角去研究产业结构的绿色转型。由此,我们得到以下研究启发。

第一,重工业赶超战略对环境污染问题的再解释。已有新结构环境经济学的文献认为违背比较优势的重工业赶超战略造成了环境污染的进一步恶化。事实上,我们从行业异质性角度的梳理分析中就可以清楚地看到,重工业中的能源、钢铁、机械、化工等行业往往也是重度污染型行业,对应前文的资本密集型且污染密集型(第Ⅲ类)产业,因此大力发展这些产业势必造成污染的加剧,从而不难理解重工业赶超战略为何会导致环境污染的加剧。

第二,从“垂直结构”视角分析环境问题。李系等(2014)、王勇(2017)较早提出了中国经济发展的垂直结构。我们按照 Antràs 等(2012)的方法,基于中国 2005 年 42 个部门的投入产出表计算出各个行业的上游度指数,按照每个大类产业的平均上游度指数从高到低依次是:资本密集型且污染密集型产业(第Ⅲ类)、劳动密集型且污染密集型产业(第Ⅱ类)、资本密集型且清洁型产业(第Ⅳ类)、劳动密集型且清洁型产业(第Ⅰ类)。污染较为严重的地区往往也是拥有较多上游行业、污染密集型行业的地区。那么,基于“垂直结构”的特点,如何设计合理有效的环境规制手段?例如,是否应该采用“上游征环境税、下游环保补贴”、“上游强监管、下游弱监管”或者“上游行政规制、下游市场激励”等不同方式的组合来更好

地同时实现经济增长和环境质量改善的双重红利?此外,不同地区之间也存在产业上下游关联效应,所以制定环保政策时也应该考虑这些空间与产业间的外溢性。

第三,从绿色发展的角度对新结构经济学所强调的禀赋驱动产业升级与结构转型机制做出更加深入的探讨。新结构经济学不仅关注不同发展阶段经济结构,尤其是产业结构的差异性,而且也非常重视经济结构的内生性与动态性(Lin and Wang, 2019, 2020)。对于不同产业,尤其是工业内部各子产业之间在环境污染与治理维度的异质性尚未从新结构经济学的角度进行系统性的数理建模和对应的实证研究。随着人均收入的提高,人均资本这一要素禀赋结构不断提高,内生驱动产业结构从劳动密集型升级为资本密集型,如何分析产业从污染密集型向清洁型升级的内在驱动力?如果政府不干预,这样的绿色转型是否可以单纯依靠市场的力量去实现?如果可以,机制是什么?主要是要素禀赋驱动,自然禀赋驱动,还是制度禀赋驱动?

第四,产业的资本密集度与污染强度之间是否存在某种逻辑关联性,而不是完全独立与外生的?比如,对于产业中的一个具体企业来说,可能面临如下技术选择:一个是相对环境友好但是相对昂贵的机器设备,另一个是较容易产生污染但是相对比较便宜的机器设备。此时,如果外部的法律政策对于企业的环保要求比较弱,企业就会选择后一种技术,但是如果外部法律政策足够严格,那么企业就会选择前一种技术。因此,企业的资本密集度与污染强度都是内生的,加总到中观产业层面,资本密集度与污染强度之间也可能就是存在内生关系的。还有一种理论可能性是,在其他条件相同的情况下,对于环境规制比较严格的产业和地区,更有可能加大对环境友好型的新技术的研发,并且会努力降低包含环保新技术的机器设备的成本。如果取得技术突破,那有可能让新的技术变成更加环保同时又更加劳动密集,尤其是当经济体处于资本相对比较昂贵的发展阶段。考虑了这些资本密集度与污染强度之间的相反方向的内在逻辑关系之后,最终产业的资本密集度与污染密集度之间究竟存在正向为主还是反向为主的关系,将取决于哪些因素在定量上占主导地位。这些重要问题都非常值得深入探讨。

第五,在环境治理方面如何发挥“有为政府”的积极作用。一方面,环境污染问题具有显著的负外部性,所以如何克服市场失灵,发挥“有为政府”的积极作用显然是需要研究的。由于不同产业的技术特点差异导致其在污染密集度上具有异质性,而且减排的治理成本也可能存在行业异质性,市场失灵的具体机制与程度也可能存在差异,因此如何在不同产业上最适宜地配置环境治理投入,就必须结合不同发展阶段下该地区的财政能力、产业结构及其变动等一系列因素去动态设计。除了局部均衡的政策分析以外,还应该尽量考虑一般均衡的政策影响。除了使用简约式的回归分析方法以外,还应该尝试使用结构型的方法做反事实的分析。由于禀赋结构可能发生动态变化,所以对于政策分析应该尽可能同时考虑短期与长期的影响。同时,除了应然的政策分析之外,我们还可以做实然的政策分析,包括更好地考虑政府官员激励与行为,更加深入地分析现实中存在的各种政府“乱为”或者“不作为”的原因与表现(王勇、华秀萍, 2017)。

第六,在环境经济学研究中进一步丰富对于微观企业-中观产业-宏观经济三个层次内

在互动机制的结构性分析。新结构经济学视所研究的具体问题分析不同层次的经济结构。在分析某个经济体的宏观发展绩效时,为了更好地突出其结构特点,通常会至少深入到中观的产业结构层次,分析产业间的异质性(比如资本密集度和污染强度的异质性),以及不同发展阶段禀赋结构差异所内生决定的最适宜产业结构的差异。当重点分析某个产业的发展绩效时,我们要深入到该产业的子产业层面,或者微观企业层面,分析这一层次上各主体之间的异质性,以更好地分析结构性问题。微观企业动态的加总得到内生的中观产业动态,而产业动态的加总进一步得到宏观的经济体层面的绩效动态。基于这种结构视角的分析,在制定或者评估一项环境政策时,新结构经济学才可能真正结合不同发展阶段与禀赋结构去做定量的结构性分析,让政策分析变得更加精准与到位。

六、研究总结

结构转型与产业升级是新结构经济学理论体系中的重要内容,然而鲜有新结构经济学研究产业结构的绿色转型。此外,已有的环境经济学文献中鲜有从新结构经济学所主张的内生结构的独特视角去分析环境问题,因而未能充分有效地根据发展阶段的不同对相关环境问题与政策进行分析。因此,本文尝试在新结构经济学的理论框架下,基于中国工业行业的数据梳理与刻画不同子行业在资本密集度、环境污染排放和环境规制强度等方面的异质性特征。本文将工业内部子产业划分为如下四大类产业:劳动密集型且清洁型产业、劳动密集型且污染密集型产业、资本密集型且污染密集型产业以及资本密集型且清洁型产业。研究发现,在平均意义上,劳动密集型产业通常更加可能为清洁型产业,而资本密集型产业通常更倾向于污染密集型产业,并且不同产业在环境治理投入上也体现了差异性。企业相对资本密集度对污染排放强度具有非常重要的作用。考虑到中国东、中、西部地区处于不同的发展阶段,我们将四大类行业分成三大区域进行分析,发现西部地区尽管资本密集型且污染密集型产业占比较高,但是这些产业大多聚焦在资源型产业和采矿业,这与该区域的自然禀赋密不可分。希望上述这些定量的特征性事实可以帮助我们更好地“认识世界”,并且以此为基础更好地引导我们从新结构经济学的视角进行环境经济学分析。为此,本文继而提出了上述六点具体的研究思路与建议,包括如何更好地制定与评估环境政策,达到“改造世界”的目的。

参考文献:

- 1.包群、彭水军,2006:《经济增长与环境污染:基于面板数据的联立方程估计》,《世界经济》第11期。
- 2.陈诗一、陈登科,2018:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期。
- 3.陈诗一、林伯强,2019:《中国能源环境与气候变化经济学研究现状及展望——首届中国能源环境与气候变化经济学者论坛综述》,《经济研究》第7期。
- 4.陈诗一,2011:《中国工业分行业统计数据估算:1980—2008》,《经济学(季刊)》第10卷第3期。
- 5.陈钊、陈乔伊,2019:《中国企业能源利用效率:异质性、影响因素及政策含义》,《中国工业经济》第12期。
- 6.李虹、邹庆,2018:《环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析》,《经济研究》第11期。
- 7.李系、刘学文、王勇,2014:《一个中国经济发展的模型》,《经济学报》第4期。
- 8.林毅夫、蔡昉、李周,2012:《中国的奇迹:发展战略与经济改革(增订版)》,格致出版社、上海三联书店、上

海人民出版社。

- 9.林毅夫,2017:《新结构经济学的理论基础和发展方向》,《经济评论》第3期。
- 10.林毅夫,2019a:《新结构经济学:反思经济发展与政策的理论框架》,北京大学出版社。
- 11.林毅夫,2019b:《新结构经济学视角下的国有企业改革》,《社会科学战线》第1期。
- 12.卢梅、王科,2019:《中国工业两位数行业经济能源环境数据估算》,《环境经济研究》第4期。
- 13.马本、张莉、郑新业,2017:《收入水平、污染密度与公众环境质量需求》,《世界经济》第9期。
- 14.聂辉华、江艇、杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 15.沈能,2012:《环境效率、行业异质性与最优规制强度——中国工业行业面板数据的非线性检验》,《中国工业经济》第3期。
- 16.童健、刘伟、薛景,2016:《环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级》,《经济研究》第7期。
- 17.王芳、曹一鸣、陈硕,2019:《反思环境库兹涅茨曲线假说》,《经济学(季刊)》第19卷第1期。
- 18.王坤宇,2017:《国家发展战略与能源效率》,《经济评论》第5期。
- 19.王敏、黄滢,2015:《中国的环境污染与经济增长》,《经济学(季刊)》第14卷第2期。
- 20.王勇,2017:《“垂直结构”下的国有企业改革》,《国际经济评论》第5期。
- 21.王勇、华秀萍,2017:《详论新结构经济学中“有为政府”的内涵——兼对田国强教授批评的回复》,《经济评论》第3期。
- 22.王勇,2021:《“十四五”时期中国产业升级的新机遇与新挑战:新结构经济学的视角》,《国际经济评论》第1期。
- 23.王勇、汤学敏,2021:《结构转型与产业升级的新结构经济学研究:定量事实与理论进展》,《经济评论》第1期。
- 24.徐志伟、殷晓蕴、王晓晨,2020:《污染企业选址与存续》,《世界经济》第7期。
- 25.杨洲木、王文平、张斌,2017:《低碳绿色型产业升级进程中的政策干预机理——基于新结构经济学理论框架》,《经济评论》第3期。
- 26.于佳、王勇,2020:《中国光伏产业发展与“一带一路”新机遇——基于新结构经济学视角的解析》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第6期。
- 27.余泳泽、孙鹏博、宣烨,2020:《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级》,《经济研究》第8期。
- 28.郑洁、付才辉、赵秋运,2019:《发展战略与环境治理》,《财经研究》第10期。
- 29.郑洁、付才辉,2020:《企业自生能力与环境污染:新结构经济学视角》,《经济评论》第1期。
- 30.朱欢、李欣泽、赵秋运,2020a:《偏离最优环境政策对经济增长的影响:基于新结构经济学视角》,《上海经济研究》第11期。
- 31.朱欢、郑洁、赵秋运、寇冬雪,2020b:《经济增长、能源结构转型与二氧化碳减排——基于面板数据的经验分析》,《经济与管理研究》第11期。
- 32.朱金生、李蝶,2019:《技术创新是实现环境保护与就业增长“双重红利”的有效途径吗?——基于中国34个工业细分行业中中介效应模型的实证检验》,《中国软科学》第8期。
- 33.Acemoglu, D., P. Aghion, L. Bursztyn, and D. Hemous. 2012. “The Environment and Directed Technical Change.” *American Economic Review* 102(1): 131–166.
- 34.Antràs, P., D. Chor, T. Fally, and R. Hillberry. 2012. “Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows.” *American Economic Review* 102(3): 412–416.
- 35.Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. F. Zhang. 2012. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 97(2): 339–351.
- 36.Brock, W. A., and M. S. Taylor. 2005. “Economic Growth and the Environment: A Review of Theory and Empirics.” In *Handbook of Economic Growth*, Vol. 1. Edited by P. Aghion and S. Durlauf, 1749–1821. North-Holland; Elsevier Science Ltd.
- 37.Cai, X. Q., Y. Lu, M. Q. Wu, and L. H. Yu. 2016. “Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China.” *Journal of Development Economics* 123: 73–85.
- 38.Grossman, G. M., and A. B. Krueger. 1995. “Economic Growth and Environment.” *Quarterly Journal of*

Economics 110(2): 353–377.

39. He, J., and H. Wang. 2012. “Economic Structure, Development Policy and Environmental Quality: An Empirical Analysis of Environmental Kuznets Curves with Chinese Municipal Data.” *Ecological Economics* 76: 49–59.
40. Ju, J. D., J. Y. F. Lin, and Y. Wang. 2015. “Endowment Structures, Industrial Dynamics, and Economic Growth.” *Journal of Monetary Economics* 76: 244–263.
41. Lin, J. Y. F., and Y. Wang. 2019. “Remodeling Structural Change.” In *The Oxford Handbook of Structural Transformation*, Vol.1. Edited by J. Y. F. Lin and C. Monga, 1–15. Oxford: Oxford University Press.
42. Lin, J. Y. F., and Y. Wang. 2020. “Structural Change, Industrial Upgrading, and Middle-income Trap.” *Journal of Industry, Competition and Trade* 20(2): 359–394.
43. Shi, X. Z., and Z. F. Xu. 2018. “Environmental Regulation and Firm Exports: Evidence from the Eleventh Five-year Plan in China.” *Journal of Environmental Economics and Management* 89: 187–200.
44. Syverson, C. 2011. “What Determines Productivity?” *Journal of Economic Literature* 49(2): 326–365.
45. Wang, D., A. Mugeru, and B. White. 2019. “China’s Energy Transition and Economic Growth: A National and Sectoral Level Analyses.” USAEE Working Paper, No.19–395.
46. Zhang, B., X. L. Chen, and H. X. Guo. 2018. “Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-experimental Evidence from China.” *Journal of Public Economics* 164: 70–90.
47. Zhang, X., X. B. Zhang, and X. Chen. 2017. “Happiness in the Air: How Does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-being.” *Journal of Environmental Economics and Management* 85(1): 81–94.

The Green Transformation of Industrial Structure from the Perspective of New Structural Economics: Facts, Logics and Prospects

Wang Yong¹, Chen Shiyi² and Zhu Huan³

(1: Institute of New Structural Economics, Peking University;

2: School of Economics, Fudan University; 3: School of Economics, Shanghai University)

Abstract: The new structural economics emphasizes endowment-driven structural transformation and industrial upgrading. This paper makes a factual description of the theoretical mechanism from the green development perspective by using region-industry-year and micro-firm data. We divide sub-industrial industries into four categories based on the capital intensity and pollution emission intensity, and examine the inter-industry and intra-industry related characteristics from static and dynamic perspective. We find that there are large differences in green transformation among the four major categories of industries; relative capital intensity is an important factor influencing green transformation; in terms of industrial structure, China as a whole is dominated by capital-intensive and pollution-intensive industries, and there are differences in development stages in the distribution of the four major industries in the three regions of east, central and west. Finally, based on the quantitative facts sorted out in this paper, several research suggestions are made on how to further study the issue of industrial green transformation from the perspective of new structural economics in the future.

Keywords: New Structural Economics, Industry Upgrading, Industry Heterogeneity, Firm Characteristics, Facilitating State

JEL Classification: Q56, Q58, D22

(责任编辑:赵锐、彭爽)

DOI: 10.19361/j.er.2022.04.05

FDI 技术溢出的收入分配效应检验研究

——基于内外资企业间工资差距的视角

陈 岑 张彩云 沈扬扬*

摘要: 工资作为劳动报酬的主要组成部分,缩小企业间工资差距是从初次分配领域着手实现共同富裕的重要途径。本文就 FDI 技术溢出对我国内外资企业间工资差距的影响进行了探讨:通过构建理论模型,将 FDI 的水平溢出效应和垂直溢出效应对东道国企业间工资差距的影响纳入统一理论框架,从而得出若干可供检验的理论假说和推论。基于中国工业企业数据库,工资分解结果表明,水平溢出效应和前向关联效应对内外资企业间工资差距的作用均由扩大变成缩小,后向关联效应虽然对工资差距的贡献依旧为正,但贡献度已大幅下降。机制检验结果表明,FDI 技术溢出有助于强化生产率对企业工资的提升作用,但来自非港澳台地区 FDI 后向关联效应通过影响企业生产率水平进而提高内资企业工资水平的路径并不成立。本文的研究结论对如何在高水平对外开放中提升共同富裕的水平有所启发。

关键词: FDI;水平溢出效应;垂直溢出效应;工资差距

中图分类号: F061.3;F244.2;F273.7

一、引言

在持续推进更高水平对外开放的背景下,如何缩小不同群体间的收入差距进而使人民共享发展成果是值得深入研究的重要问题。我国“十四五”时期利用外资的发展目标是:利用外资结构持续优化,为促进国内经济大循环、联接国内国际双循环发挥更加积极作用^①。但需要特别重视的是,外商投资在促进东道国经济发展的同时,也可能在一定程度上拉大东道国不同群体间的收入差距。传统的开放经济理论诸如“两缺口模型”认为,FDI 的流入可改变东道国要素禀赋状况,从而提高东道国居民的收入水平、改善东道国福利。然而,由于外资企业在资本和技术等方面的优势,有能力且愿意支付比内资企业高得多的工资,这就造成了东道国内外资企业间工资差距。已有研究表明,改革开放以来 FDI 流入所引起的内外

*陈岑,南开大学中国特色社会主义经济建设协同创新中心,邮政编码:300071,电子信箱:cenchen@nankai.edu.cn;张彩云,中国社会科学院经济研究所,邮政编码:100732,电子信箱:zhangcayunlisa@163.com;沈扬扬,北京师范大学经济与资源管理研究院,邮政编码:100875,电子信箱:yshen@bnu.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金青年项目“贸易自由化对国有企业杠杆率的影响研究”(项目编号:71903029)、中国博士后科学基金面上项目“环境规制对我国工业企业工资水平及差异的影响研究”(项目批准号:2016M600181)以及南开大学中国特色社会主义经济建设协同创新中心的资助,特此表示感谢。非常感谢匿名评审专家的宝贵意见,当然文责自负。

①资料来源:商务部《“十四五”利用外资发展规划》。

资企业间工资差距对居民收入差距扩大起到了重要的推动作用(周云波等,2015)。在此背景下,研究和探讨 FDI 对我国收入分配的影响路径、寻找缩小不同群体间收入差距的方法,对进一步丰富开放经济条件下我国收入分配领域的研究具有重要的理论和现实价值。

基于经验事实的研究显示,外资企业的工资水平要明显高于内资企业。从统计层面讲,可能外资大量流入的行业或地区本身工资水平相对较高,这就使得自选择效应影响到典型事实的提炼。但部分研究通过控制一系列可能干扰统计结果的因素,如地域、行业和个人特征变量后,依旧发现外资企业的工资水平要高于内资企业(许和连等,2009;陈岑、周云波,2016)。已有研究表明 FDI 对内外资企业间工资差距影响的渠道很多,包括挤出效应、竞争效应、劳动力转移效应以及技术溢出效应等。而随着技术创新越来越占据世界各国经济竞争的焦点地位,中国也越发注重高技术水平 FDI 的引入,技术溢出效应的重要性愈发凸显。所谓 FDI 的技术溢出效应,是指随着外资企业的进入或扩张,本土企业受其直接或间接影响所获得的技术水平提升。Caves(1974)首次对 FDI 的技术溢出效应进行了总结,他认为 FDI 的技术溢出效应可通过先进的生产技术和管理经验产生的示范效应促使本土企业加快技术进步,但其归纳的溢出途径主要是指同一行业内企业间的水平溢出,该溢出效应大小取决于外资企业在东道国开展研发活动的程度和内资企业的消化吸收能力。还有一种技术溢出途径是不同行业的企业间通过产品买卖产生的垂直溢出,主要是指外资企业在产品的购买和销售过程中与本土企业发生联系,继而产生的技术溢出效应,具体包括两方面:一是前向关联效应,是指上游的外资企业通过为下游的内资企业提供中间品而产生的技术关联效应;二是后向关联效应,是指下游的外资企业为购买到高质量的中间品,为上游内资企业提供技术支持、购买生产设备、协助员工培训等等,从而提升其技术水平。

目前 FDI 技术溢出对工资差距影响的相关研究大多局限于技术溢出效应通过影响不同技能劳动力市场的供求,进而影响技能劳动力间的工资差距。从技术溢出的异质性角度来看,Wu(2001)认为,当外资企业的技术溢出属于技能偏向型时,高低技能劳动力之间的工资差距会扩大;反之,如果外资企业在东道国的定位仅仅是为了出口,这种类型的 FDI 大多会投资于技术水平较低的劳动力密集型部门,因而会缩小高低技能劳动力之间的工资差距。此外,也有研究关注 FDI 对东道国企业的工资溢出效应。罗伟等(2018)将 FDI 对企业工资的影响分解为技术外溢和市场竞争两种途径,结果表明在控制其他影响工资因素的情况下,FDI 对制造业企业工资具有显著的负向影响,其中市场竞争途径所引起的负向工资溢出远大于技术外溢途径。

与本文主题相关的研究十分匮乏,仅有周云波等(2015)构建了一个两部门模型详细分析了 FDI 通过劳动力转移效应和技术溢出效应对东道国内外资企业间工资差距的影响机制,理论推导结果表明,水平溢出效应会缩小内外资企业间工资差距,但该研究未涉及垂直溢出效应的讨论。有文献指出 FDI 的垂直溢出效应尤其是后向关联效应对东道国企业的技术水平有着非常显著的正向影响,而水平溢出效应对东道国企业的技术水平可能无影响甚至影响为负(Jeon et al.,2013)。这主要是由于为保持行业上的技术领先优势,外资企业会采取尽可能多的手段来减少行业内水平溢出效应的发生,但外资企业很难控制通过上下游企业间的产品交换所产生的垂直溢出效应。从这个角度来说,研究垂直溢出对微观企业工资的影响更具现实意义,但已有文献鲜有涉及。此外,理论分析方面,随着内生增长理论的发展,构建包含技术进步变量的模型变得越来越普遍,很多学者的分析表明,无论是中性技

术进步还是偏向型技术进步都可在不同程度上影响不同群体间的收入差距 (Acemoglu, 2002), 而 FDI 带来的技术溢出效应如何通过改变不同部门的技术水平进而影响工资差距是一个值得深入研究的理论问题。但目前尚未有一个完善的理论框架阐释 FDI 的技术溢出效应对内外资企业间工资差距的影响及其机理。

通过对已有文献进行梳理可以发现, FDI 的技术溢出效应对企业间工资差距影响的研究存在进一步深化的可能性: 第一, 关于理论分析, 多数理论研究针对的是高低技能劳动力之间的工资差距或者 FDI 的工资溢出效应。第二, 关于研究视角, 相关实证研究仅测度了 FDI 的水平溢出效应对不同技能劳动力工资差距的影响, 少数区分了水平溢出和垂直溢出的研究只是涉及了 FDI 的工资溢出, 尚未有文献从水平溢出和垂直溢出两个维度出发, 对 FDI 的技术溢出效应如何影响企业间的工资差距进行实证分析。第三, 关于异质性分析, 多数研究未涉及两个重要问题, 一是外资企业技术水平的异质性, 因外资技术水平不同, 其溢出效应大小会不一致; 二是产业链位置, 即产业链异质性, 在产业链上处于不同位置的企业受 FDI 技术溢出效应的影响不同, 进而决定了工资差距的行业异质性。鉴于此, 本文的贡献包含如下三个方面: (1) 构建了包含 FDI 的水平溢出效应和垂直溢出效应的理论模型, 从而将两种效应纳入统一框架以推导分析技术溢出效应对企业间工资差距的影响, 并提出若干可供检验的理论假说和推论。(2) 使用 Oaxaca-Blinder 分解方法测算了基于不同来源地和不同溢出方式等异质性 FDI 的技术溢出效应对我国内外资企业间工资差距的贡献度。(3) 基于产业链异质性和工资分布的不同区间, 从多角度、多层面实证检验异质性 FDI 技术溢出对企业间工资差距的影响。本文拟基于上述几方面的工作, 对该研究领域的理论分析基础与实证研究做进一步的文献补充, 进而在现实层面为未来引资政策的制定提供文献参考。

二、理论模型与研究假说

(一) 基本设定

在借鉴现有研究的基础上, 本文构建一个包含 FDI 的水平溢出效应和垂直溢出效应的理论模型, 以分析两种效应对东道国内外资企业间工资差距的影响机制。模型的基本假设如下: 社会最终产品由内资和外资两个生产部门进行生产, 总产出 Y 等于内资部门产出 Y_d 和外资部门产出 Y_f 之和, 即:

$$Y = (Y_d^\rho + \gamma Y_f^\rho)^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

(1) 式中: $\rho \leq 1$, Y_d 与 Y_f 之间的替代弹性为 $1/(1-\rho)$, γ 为外资部门产出 Y_f 对社会总产出 Y 的重要程度, 为了简化分析, 标准化 Y 的价格为 1。 Y_d 、 Y_f 的生产均服从 C-D 生产函数, 即:

$$Y_n = A_n K_n^\alpha L_n^\beta \quad (2)$$

(2) 式中: $n=f, d$, 表示部门类型 (f 表示外资部门、 d 表示内资部门), A 表示技术水平, K_f 和 K_d 分别为外资部门和内资部门所使用的资本, L_f 和 L_d 分别为两部门所使用的劳动力。内资部门的平均工资为 W_d , 外资部门的平均工资为 W_f , 基于经验事实假设外资部门的技术水平和工资水平均高于内资部门, 即两部门间的工资差距 $w = W_f/W_d > 1$ 。

(二) 水平溢出对内外资企业间工资差距的影响

水平溢出主要是指行业内的外资部门通过示范效应、竞争效应以及人员流动带来的技术扩散效应等, 对行业内内资部门的技术水平产生影响。参照 Saglam 和 Sayek (2011), 内资部门受到溢出效应影响后的技术水平可以表示为 $\tau_1 A_d K_f^{\delta_1}$, 其中, τ_1 表示外资部门对内资部

门技术水平的影响系数,是一个常量; δ_1 为水平溢出效应系数,表示内资部门受到外资水平溢出的影响程度。

通过最大化外资和内资部门的利润水平可分别求出两部门的工资水平(推导过程略),外资部门和内资部门之间的工资差距可以表示为:

$$w = \frac{W_f}{W_d} = \frac{K_f^{\rho(\alpha-\delta_1)} \left(\frac{A_f}{A_d}\right)^\rho \left(\frac{L_f}{L_d}\right)^{\beta\rho-1}}{\gamma\tau_1^\rho K_d^{\rho\alpha}} \quad (3)$$

为考察 δ_1 的变化所引起的内外资工资差距的变化,通过简单求导可得到:

$$\frac{\partial w}{\partial \delta_1} = \frac{-\rho\gamma K_f^{\rho(\alpha-\delta_1)} \ln K_f \left(\frac{A_f}{A_d}\right)^\rho \left(\frac{L_f}{L_d}\right)^{\beta\rho-1}}{\tau_1^\rho K_d^{\rho\alpha}} \quad (4)$$

根据(4)式可知,其中各变量都是正值,由此可以得到 $\partial w/\partial \delta_1 < 0$,即外资部门对内资部门水平溢出程度的增加,能够缩小两部门间的工资差距,这与已有文献(周云波等,2015)的定性分析是基本一致的,也基本符合现实情况。由此得出如下假说:

假说1:FDI的水平溢出效应可通过影响内资企业生产率水平的方式影响企业工资,进而缩小内外资企业间工资差距。

根据本文的假设条件,很容易得到假说1,但需要注意的是上述分析中的两个重要假设:外资部门 A_f 是不变的以及只有外资部门对内资部门产生技术溢出效应。在现实经济生活中,外资企业 A_f 的大小是不一样的,即外资企业间也存在着技术水平的差异,这种差异对解释企业间工资差距具有十分重要的作用。一方面,当外资企业 A_f 的水平较低时,(4)式的绝对值会变小,即技术水平较低的FDI水平溢出效应对内外资企业间工资差距影响较小;另一方面,由于外资企业之间技术差异的存在,低技术水平外资企业必然也会受到高技术水平外资企业的水平溢出效应的影响,这种影响同样会提升低技术水平外资企业的工资水平。也就是说在技术溢出效应的影响下,内资企业和低技术水平外资企业的工资水平都会受到影响,工资增长的快慢则取决于两者技术水平的高低和受影响程度的大小,这直接弱化了水平溢出对内外资企业间工资差距的影响程度,甚至可能改变影响方向。由此可以得到如下推论:

推论1:水平溢出效应对企业间工资差距的影响程度取决于外资企业技术水平的高低;低技术水平外资企业也会受到水平溢出效应的影响,这可能弱化水平溢出对工资差距的影响程度,甚至改变影响方向。

(三)垂直溢出对内外资企业间工资差距的影响

接下来,考察FDI的垂直溢出效应对内外资企业间工资差距的影响,为此在最终产品部门模型中引入中间品部门,即最终产品部门处于产业链的下游,而中间品部门处于产业链的上游。中间品也是由内资和外资两个生产部门进行生产,所生产的中间品规模报酬不变,市场结构为完全竞争。上下游企业进行着中间品的交换,进而相互间会受到垂直溢出效应的影响。垂直溢出效应分为两类:下游内资企业会受到上游外资企业前向关联效应的影响,而上游内资企业会受到下游外资企业后向关联效应的影响。首先分析前向关联效应对内外资企业间工资差距的影响机制。

假定最终产品部门除劳动、资本等要素的投入外,生产过程中还需要中间品部门提供的中间品,因此,最终产品部门生产函数表示为 $Y_n = A_n K_n^\alpha L_n^\beta X_n^{1-\alpha-\beta}$,其中中间品 X 由内外资部门共同提供,参照Halpern等(2015),其数量总和可表示为:

$$X = \left[(BX_{mf})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + X_{md}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (5)$$

(5)式中: X_{mf} 和 X_{md} 分别表示外资部门和内资部门提供的中间品。 $\eta > 1$ 表示替代弹性, η 的值越大,两种中间品的区别越小。因外资部门中间品的技术水平和产品质量高于内资部门中间品,效率参数 $B > 1$ 。由于受到来自上游中间品外资部门前向关联效应的影响,此时最终产品内资部门的技术水平可表示为 $\tau_2 A_d X_{df}^{\delta_2}$ 。其中, X_{df} 表示下游内资部门所使用的来自上游外资部门的产品; τ_2 表示上游外资部门对下游企业技术水平的影响系数,为常量; δ_2 则表示下游企业受到上游外资部门垂直溢出效应的影响程度,即前向关联效应系数, δ_2 是关于 X_{df} 的增函数,即 $\partial \delta_2 / \partial X_{df} > 0$ 。

最大化下游内外资部门的利润可求得两部门的工资,下游部门间的工资差距可以表示为:

$$w = \frac{W_f}{W_d} = \frac{\gamma}{\tau_2^\rho X_{df}^{\rho \delta_2}} \left(\frac{L_f}{L_d} \right)^{\beta \rho - 1} \left(\frac{A_f K_f^\alpha X_f^{1-\alpha-\beta}}{A_d K_d^\alpha X_d^{1-\alpha-\beta}} \right)^\rho \quad (6)$$

为考察 δ_2 的变化所引起的工资差距的变化,对工资溢价求 δ_2 的导数,得到:

$$\frac{\partial w}{\partial \delta_2} = \frac{-\gamma \rho \ln X_{df}}{\tau_2^\rho X_{df}^{\rho \delta_2}} \left(\frac{L_f}{L_d} \right)^{\beta \rho - 1} \left(\frac{A_f K_f^\alpha X_f^{1-\alpha-\beta}}{A_d K_d^\alpha X_d^{1-\alpha-\beta}} \right)^\rho \quad (7)$$

根据求导结果可以发现 $\partial w / \partial \delta_2 < 0$,即下游内资部门受到上游外资部门前向关联效应程度的增加,能够缩小下游两部门间的工资差距。

接下来,进一步分析内外资企业间工资差距受后向关联效应影响的机制。假定中间品部门只需要投入劳动、资本等要素,中间品的生产服从C-D生产函数,即 $X_{mn} = A_{mn} K_{mn}^\alpha L_{mn}^\beta$ 。 P_{mf} 和 P_{md} 分别表示外资中间品和内资中间品的价格,最大化(5)式,可得到:

$$\frac{P_{mf}}{P_{md}} = B \left(\frac{X_{md}}{X_{mf}} \right)^{\frac{1}{\eta}} \quad (8)$$

通过向下游企业提供中间品,内资企业会受到来自下游外资企业的技术溢出影响,技术水平可表示为 $\tau_3 A_{md} X_{mdf}^{\delta_3}$ 。其中, X_{mdf} 表示上游内资企业提供给下游外资企业的中间品集; τ_3 表示下游外资企业对上游内资企业生产率的影响系数,是常量; δ_3 则表示上游内资企业受到下游外资企业垂直溢出的影响程度,即后向关联效应系数, δ_3 是关于 X_{mdf} 的增函数,即 $\partial \delta_3 / \partial X_{mdf} > 0$ 。

最大化上游部门的利润,求得外资企业相对内资企业的工资溢价:

$$w_m = \frac{W_{mf}}{W_{md}} = B (\tau_3 X_{mdf}^{\delta_3})^{\frac{1-\eta}{\eta}} \left(\frac{L_{mf}}{L_{md}} \right)^{\frac{\beta(\eta-1)}{\eta} - 1} \left(\frac{A_{mf} K_{mf}^\alpha}{A_{md} K_{md}^\alpha} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \quad (9)$$

同样为考察 δ_3 的变化所引起的工资差距的变化,对工资溢价求 δ_3 的导数,得到:

$$\frac{\partial w_m}{\partial \delta_3} = B \frac{(1-\eta) \ln X_{mdf}}{\eta} (\tau_3 X_{mdf}^{\delta_3})^{\frac{1-\eta}{\eta}} \left(\frac{L_{mf}}{L_{md}} \right)^{\frac{\beta(\eta-1)}{\eta} - 1} \left(\frac{A_{mf} K_{mf}^\alpha}{A_{md} K_{md}^\alpha} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \quad (10)$$

由于 $\eta > 1$,求导结果可以发现 $\partial w_m / \partial \delta_3 < 0$,即上游内资部门受到下游外资部门后向关联效应程度的增加,能够缩小上游两部门间的工资差距。

由以上推导可得到如下假说:

假说2:FDI的前向关联效应和后向关联效应可通过影响上下游内资企业生产率水平的方式影响企业工资,进而缩小内外资企业间工资差距。

同理,以上关于垂直溢出效应的假设均基于上下游的外资企业之间不存在垂直溢出效应,但考虑到外资企业之间存在的技术水平差异以及低技术水平外资企业必然也会受到来自高技术水平的外资企业垂直溢出效应的影响,因此可以进一步放松假设。假定下游最终产品部门的外资企业在使用中间品时,也会受到来自上游外资企业前向关联效应的影响,受到影响后的技术水平可表示为 $\tau_2 A_f X_{ff}^{\delta_2}$ 。其中, X_{ff} 表示下游外资企业所使用的上游外资企业的产品。同时,上游的外资企业通过向下游企业提供中间品会受到来自下游外资企业的技术溢出影响,受影响后的技术水平可表示为 $\tau_3 A_{mf} X_{mff}^{\delta_3}$ 。其中, X_{mff} 表示上游外资企业提供给下游外资企业的中间品集。 τ_2 、 δ_2 、 τ_3 和 δ_3 含义与上文一致。

此时,上下游两部门的生产函数可分别表示为:

$$\begin{aligned} Y_d &= \tau_2 A_d X_{df}^{\delta_2} K_d^\alpha L_d^\beta X_d^{1-\alpha-\beta} \\ Y_f &= \tau_2 A_f X_{ff}^{\delta_2} K_f^\alpha L_f^\beta X_f^{1-\alpha-\beta} \\ X_{md} &= \tau_3 A_{md} X_{mfd}^{\delta_3} K_{md}^\alpha L_{md}^\beta \\ X_{mf} &= \tau_3 A_{mf} X_{mff}^{\delta_3} K_{mf}^\alpha L_{mf}^\beta \end{aligned} \tag{11}$$

对工资溢价分别求 δ_2 和 δ_3 的导数,得到:

$$\frac{\partial w}{\partial \delta_2} = \gamma \rho \ln \left(\frac{X_{ff}}{X_{df}} \right) \left(\frac{X_{ff}}{X_{df}} \right)^{\rho \delta_2} \left(\frac{A_f K_f^\alpha L_f^{\beta-1} X_f^{1-\alpha-\beta}}{A_d K_d^\alpha L_d^{\beta-1} X_d^{1-\alpha-\beta}} \right)^\rho \tag{12}$$

$$\frac{\partial w_m}{\partial \delta_3} = B \frac{(\eta - 1)}{\eta} \ln \left(\frac{X_{mff}}{X_{mfd}} \right) \left(\frac{X_{mff}}{X_{mfd}} \right)^{\delta_3 \left(\frac{\eta-1}{\eta} \right)} \left(\frac{L_{mf}}{L_{md}} \right)^{\frac{\beta(\eta-1)}{\eta}-1} \left(\frac{A_{mf} K_{mf}^\alpha}{A_{md} K_{md}^\alpha} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \tag{13}$$

根据求导结果可以发现 $\partial w / \partial \delta_2$ 的符号取决于 $\ln(X_{ff}/X_{df})$, 当 $X_{ff} > X_{df}$ 时, $\partial w / \partial \delta_2 > 0$, 当 $X_{ff} < X_{df}$ 时, $\partial w / \partial \delta_2 < 0$, 即当下游外资企业所使用的上游外资企业中间品数量超过下游内资企业所使用的外资中间品数量时,前向关联效应扩大内外资企业间的技术差距,进而扩大两者之间的工资差距;反之亦然。 $\partial w_m / \partial \delta_3$ 的符号主要取决于 $\ln(X_{mff}/X_{mfd})$, 当 $X_{mff} > X_{mfd}$ 时, $\partial w_m / \partial \delta_3 > 0$, 当 $X_{mff} < X_{mfd}$ 时, $\partial w_m / \partial \delta_3 < 0$, 即当上游外资企业提供给下游外资企业的中间品数量超过上游内资企业提供给外资企业的中间品数量时,中间品交易带来的后向关联效应会扩大上游内外资企业间工资差距;反之亦然。由此可得到如下推论:

推论 2: 低技术水平的外资企业也会受到来自上游或下游垂直溢出效应的影响,这有可能导致垂直溢出效应对内外资企业间工资差距的影响程度减弱,甚至改变影响方向。

三、实证研究设计

(一) 计量模型设定与指标选择

根据上文的理论模型,构建包含 FDI 的技术溢出效应的工资决定方程:

$$\ln W_{ijt} = \alpha + \beta_{1t} H_{jt} + \beta_{2t} B_{jt} + \beta_{3t} F_{jt} + \beta_{it} X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \tag{14}$$

(14) 式中:被解释变量 W_{ijt} 为 j 行业中 i 企业在 t 年的平均工资,用中国工业企业数据库中企业的工资总额(应付工资和应付福利费总额)除以企业的从业人数计算得到。 H_{jt} 、 B_{jt} 和 F_{jt} 表示 FDI 的三种技术溢出效应,参照 Javorcik (2004) 构造,其中:

H_{jt} 是衡量企业 i 所处 j 行业的外资参与度指标,用以表示行业 j 的 FDI 水平溢出效应,构造公式为:

$$H_{jt} = \left(\sum_{i \in j} \text{Foreignshare}_{it} \times Y_{it} \right) / \sum_{i \in j} Y_{it} \quad (15)$$

(15)式中: Foreignshare_{it} 表示企业 i 第 t 年的 FDI 占实收资本的比重, Y_{it} 表示企业 i 第 t 年的产值。

B_{jt} 是企业 i 所处行业 j 受到后向关联效应影响的指标, 表示该企业受到下游外资企业的垂直溢出效应的影响程度, 计算公式为:

$$B_{jt} = \sum_{k \neq j} \alpha_{jk} \times H_{kt} \quad (16)$$

(16)式中: α_{jk} 是投入系数, 当行业 j 位于上游行业时, 用行业 j 向下游行业 k 提供的中间品占行业总产出的比重来表示。本文使用《中国 2002 年投入产出表》计算 1999—2003 年的 α_{jk} , 使用《中国 2007 年投入产出表》计算 2004—2007 年的 α_{jk} 。 H_{kt} 是下游行业 k 的外资参与度, 需要注意的是, 由于 H_{jt} 已包含行业 FDI 的水平溢出效应, 所以在计算垂直溢出效应时同一行业企业间中间品的投入应被剔除。

F_{jt} 是企业 i 所处行业 j 受到前向关联效应影响的指标, 表示下游企业所受到的上游外资企业技术溢出效应的影响。上游外资企业通过向下游企业提供高质量的中间品, 进而影响下游企业的生产工艺水平。其计算公式表示为:

$$F_{jt} = \sum_{m \neq j} \theta_{jm} \left\{ \left[\sum_{i \in m} \text{Foreignshare}_{it} \times (Y_{it} - E_{it}) \right] / \left[\sum_{i \in m} (Y_{it} - E_{it}) \right] \right\} \quad (17)$$

当行业 j 位于下游行业时, (17)式中 θ_{jm} 表示行业 j 从上游行业 m 获取的中间品占行业总投入的比重, 同样使用《中国 2002 年投入产出表》和《中国 2007 年投入产出表》来计算。 E_{it} 表示 m 行业的企业 i 在时间 t 的出口值, Javorcik (2004) 认为上游企业的出口部分与下游内资企业之间没有产品流联系, 也就不会产生溢出效应, 因此在计算前向关联时有必要从上游行业的总产出中剔除出口部分。同时, 与计算后向关联效应时一样, 同一行业内部中间品的投入应被剔除。

其他影响企业工资水平的控制变量 X_{ijt} 包括: Export 为衡量企业出口规模的指标, 用企业出口交货值占工业销售值的比重来表示, 用来衡量该企业对国际市场的依赖程度; CLR 为企业的资本劳动比 (Capital-labor Ratio), 是企业的资产总额 (总资产) 与从业者人数的比值 (单位为千元每人), 该指标用以反映企业的资本密集度; PCP 为企业的人均利润 (Per Capita Profit), 用企业的年度净利润总额与从业者人数之比表示 (单位为千元每人), 该指标可用来考察企业的经济效益; MON 为垄断虚拟变量, 主要用于表示企业是否属于垄断行业, 当企业所属行业为非垄断性时, 用 0 表示^①, 否则为 1; Age 为企业的成立年限, 用观测年度与企业成立时间的差来表示, 可反映企业的经营经验; Size 为企业规模, 用企业的固定资产总额表示 (单位为千元, 取对数); NPR 为企业新产品产值与工业总产值的比重表示 (New Product Ratio), 用来反映企业的创新能力; TFP 为企业的全要素生产率 (Total Factor Productivity), 本文选择 OP 方法对企业的生产率进行测算, 根据效率工资理论, 企业的生产率越高, 越有能力支付给员工较高的工资。

(二) 数据来源说明

本文使用的微观数据来自中国工业企业数据库。该数据库包括全部国有工业企业以及

^①参照周云波等 (2015), 本文将中国工业企业数据库中的石油和天然气开采业, 石油加工、炼焦及核燃料加工业, 煤炭开采和洗选业, 有色金属矿采选业, 烟草制品业, 电力、热力的生产和供应业, 燃气生产和供应业, 水的生产和供应业等归为垄断性行业。

规模以上非国有工业企业,制造业企业占样本全部企业的90%以上。由于我国自2003年开始使用新的行业分类代码,本文对新旧行业代码一一对照,通过合并或删除进行了标准化处理。根据本文研究目的,并参照聂辉华等(2012)和Brandt等(2012)等的做法进一步对数据进行了清洗。剔除了企业的应付工资、产值、实收资本、销售额等重要变量有缺失的企业样本;删除员工数少于8个人的企业样本;删除流动资产大于总资产、当年折旧大于累计折旧、总资产小于固定资产净值、销售额低于500万元、利润率低于0.1%或高于99%、企业识别代码缺失的企业样本。为消除价格因素的影响,以1999年为基期的居民消费价格指数、各行业的工业品出厂价格指数以及固定资产投资价格指数等指标对相关变量进行了平减。由于2007年后数据库有很多关键指标缺失,本文选择1999—2007年的样本作为研究对象。

表1提供了内资企业和外资企业主要变量的描述性统计特征^①,均值差异的 T 检验结果显示,两种类型的企业间存在着明显的变量特征差异,从均值来看,外资企业的工资水平明显高于内资企业,且外资企业具有更高的生产率、人均利润、资本劳动比、企业规模、出口比重以及创新能力。

表1 主要变量的描述性统计

变量	内资企业			外资企业			均值差异	T 值
	观测值数	均值	标准差	观测值数	均值	标准差		
$\ln W$	497 877	9.3084	0.6433	140 871	9.6762	0.6578	-0.368	-188.533***
TFP	497 259	5.9176	1.0474	140 803	6.2582	0.9164	-0.341	-110.605***
PCP	497 896	0.6042	10.7128	140 872	1.4731	24.6228	-0.869	-19.274***
CLR	497 895	5.7101	1.8798	140 872	6.0342	2.0469	-0.324	-55.993***
$Size$	497 671	15.6056	1.7259	140 831	16.0951	1.6870	-0.49	-94.435***
Age	497 892	13.2912	48.4086	140 871	8.1620	35.9429	5.551	50.120***
MON	497 896	0.1986	0.3989	140 872	0.1094	0.3121	0.089	77.464***
$Export$	497 660	0.0982	0.2612	140 845	0.4384	0.4355	-0.34	-365.694***
NPR	497 797	0.0342	0.1437	140 849	0.0363	0.1581	-0.002	-4.752***

注:***表示1%的显著性水平。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

理论分析已经明晰了一个问题:技术溢出效应会对内外资企业的技术水平产生影响,并必然导致企业间工资差距的变化。由于工资水平的变动是工资差距发生变动的前提和直接原因,本文基准回归将对三类溢出效应与内外资企业工资水平之间的关系进行初判。

外资企业异质性的一个重要维度是理论模型中提到的技术水平的不同。已有文献一致认为,中国大陆引入的FDI中,来自港澳台地区的企业在寻求本地配套、所处行业特征等方面与来自其他国家或地区的企业相比存在很大差异,总体技术水平相对较低(Buckley et al., 2007; 罗伟、葛顺奇, 2015),笔者通过简单的统计分析,也得出相似的结论。虽然有研究认为来自港澳台地区的外资企业由于与大陆的文化差异和技术差异较小,并且模仿壁垒更低,因此技术溢出效应会更明显(钟昌标等, 2015)。但绝大部分研究显示,相对于来自港澳台地区的FDI,来自欧美等发达国家的FDI在研发能力、技术所有权、组织管理、人员培训等方面更

^①本文基于中国工业企业数据库的企业登记注册类型划分内外资企业。

具优势,技术外溢的空间和机会也就更大,因而技术溢出效应更加明显(毛日昇、魏浩,2007)。因此,为检验理论模型的推论中所提到的不同技术水平的 FDI 对内外资企业间工资差距的影响,本文遵循已有研究将外资企业的技术溢出效应按照来源地的不同进行划分: H_{gat} 、 B_{gat} 和 F_{gat} 分别表示港澳台地区外资企业的水平溢出效应、后向关联效应和前向关联效应, H_{no-gat} 、 B_{no-gat} 和 F_{no-gat} 分别表示非港澳台地区外资企业的水平溢出效应、后向关联效应和前向关联效应。

基于公式(14)进行计量回归后,表2报告了基准回归的结果。全样本的估计结果如第(1)列所示,水平溢出效应和前向关联效应对工资的影响显著为正,而后向关联效应对工资有显著负向的影响。根据外资来源地对溢出效应进行异质性区分后,可以看出几种溢出效应对工资水平的影响系数和显著性均有了明显变化,说明企业工资水平对不同来源地 FDI 的技术溢出程度非常敏感,按来源地对 FDI 进行划分非常有必要。基准回归结果主要有如下几点发现:

(1)非港澳台地区 FDI 的水平溢出对所有类型企业工资水平的影响为正且显著性水平很高,说明行业内技术水平更高的非港澳台地区 FDI 增加会显著提升行业的整体工资水平。港澳台地区 FDI 仅对外资企业工资水平有显著负向影响,对全样本和内资企业的工资水平无显著影响。

(2)两种类型外资企业的后向关联效应对内外资企业工资的影响多显著为负,只有非港澳台地区 FDI 的后向关联效应对外资企业工资水平有正向显著影响。根据 Meyer(2004)的研究结论,跨国公司一般会对上游中间品供货商的供货质量和效率提出更高要求,甚至还会帮助供货商进行人员管理和技术培训,提升其技术水平,而技术水平更高的外资企业供货商更容易被苛刻的跨国公司选中,这可能就是为什么只有技术水平更高的非港澳台地区 FDI 后向关联效应会明显提升外资企业的工资水平。

(3)两种类型前向关联效应对所有企业工资水平均有正向影响,只有非港澳台地区 FDI 对外资企业工资水平的影响不显著。上游行业生产的中间品被下游行业购入后,直接构成了下游产品的一部分,技术溢出的途径更直接、溢出空间更大,高技术水平 FDI 的技术溢出优势会体现得更明显。但对于技术水平本就较高的外资企业而言,行业整体使用中间品质量的提升,可能会削弱其原本的技术优势,因而不会带来额外的工资溢价。

根据基准回归结果得到的初步结论是:技术溢出对企业的工资水平有显著影响,且各种类型的溢出效应对内外资企业工资影响方向和影响程度各异,总体来看,只有技术水平更高的非港澳台地区 FDI 技术溢出在绝大多数情况下对企业工资有显著的提升作用。下一步将通过量化影响因素的贡献度来阐释影响机制,测算技术溢出效应在内外资企业间工资差距的变化中所起的作用,其结果不仅可从机理上验证假说,也可为经验结果分析提供深层次的依据。

此外,考察其他控制变量的回归结果可以发现,无论是对内资企业还是外资企业而言,与已有文献结论一致,企业的全要素生产率、人均利润、资本劳动比、新产品比重和出口占比越高,企业的工资水平也越高;企业规模对工资的影响为负,本文的企业规模衡量指标为固定资产,一般来讲,企业的生产成本是一定的,若不变成本较高则可能会压低可变成本,作为不变成本的重要组成部分,固定资产投资规模的扩大,可能会挤占劳动力成本,这将会压低工资;企业成立的时间越长对企业工资的影响为负,成立时间较短的企业正处于成长期,为迅速发展壮大,可能更愿意使用高水平的工资以吸引有经验的人才;处于垄断行业企业的平

均工资水平要高于非垄断行业企业。

表 2 工资决定方程的基准回归结果

变量	全样本		内资企业		外资企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>H</i>	0.2884*** (0.0145)		0.2052*** (0.0157)		0.0960*** (0.0297)	
<i>H_{gat}</i>		0.0399 (0.0267)		-0.0169 (0.0300)		-0.2119*** (0.0507)
<i>H_{no-gat}</i>		0.4116*** (0.0194)		0.3241*** (0.0216)		0.2545*** (0.0372)
<i>B</i>	-0.1389*** (0.0161)		-0.1821*** (0.0188)		-0.0910*** (0.0293)	
<i>B_{gat}</i>		-0.3108*** (0.0506)		-0.1224** (0.0619)		-0.7010*** (0.0871)
<i>B_{no-gat}</i>		0.0329** (0.0116)		-0.1352*** (0.0395)		0.2926*** (0.0512)
<i>F</i>	0.1109*** (0.0322)		0.2099*** (0.0365)		0.0173 (0.0637)	
<i>F_{gat}</i>		0.4258*** (0.0493)		0.5204*** (0.0556)		0.3344*** (0.1019)
<i>F_{no-gat}</i>		0.1686*** (0.0321)		0.2712*** (0.0363)		0.0538 (0.0640)
<i>TFP</i>	0.1634*** (0.0013)	0.1623*** (0.0013)	0.1587*** (0.0015)	0.1572*** (0.0014)	0.1589*** (0.0029)	0.1586*** (0.0028)
<i>PCP</i>	0.0007*** (0.0001)	0.0007*** (0.0001)	0.0008*** (0.0002)	0.0008*** (0.0002)	0.0004*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)
<i>CLR</i>	0.2560*** (0.0014)	0.2535*** (0.0014)	0.2215*** (0.0015)	0.2182*** (0.0015)	0.2791*** (0.0028)	0.2797*** (0.0027)
<i>Size</i>	-0.0436*** (0.0008)	-0.0431*** (0.0008)	-0.0440*** (0.0009)	-0.0435*** (0.0009)	-0.0475*** (0.0018)	-0.0467*** (0.0018)
<i>Age</i>	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001** (0.0000)
<i>MON</i>	0.0004*** (0.0000)	0.0004*** (0.0000)	0.0007*** (0.0000)	0.0007*** (0.0000)	0.0012*** (0.0002)	0.0012*** (0.0002)
<i>Export</i>	0.1495*** (0.0029)	0.1493*** (0.0028)	0.1191*** (0.0037)	0.1174*** (0.0036)	0.0063 (0.0051)	0.0056 (0.0051)
<i>NPR</i>	0.1481*** (0.0066)	0.1440*** (0.0065)	0.1869*** (0.0071)	0.1831*** (0.0069)	0.1121*** (0.0138)	0.1060*** (0.0138)
常数项	7.5436*** (0.0124)	7.5576*** (0.0123)	7.6982*** (0.0133)	7.7175*** (0.0131)	7.9576*** (0.0532)	7.9510*** (0.0530)
年份、地区、行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	594 830	637 441	460 082	496 731	134 748	140 710
adj. <i>R</i> ²	0.355	0.361	0.333	0.343	0.340	0.354

注：括号内数值为经企业层面聚类调整的稳健标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。下表同。

(二) 内生性问题的处理

在实证研究过程中,反向因果关系、遗漏变量所导致的内生性问题对实证研究结果的提炼造成了极大干扰。本文的核心解释变量是行业层面的技术溢出指标,被解释变量则是企业层面的工资水平。行业层面的解释变量能够影响到企业层面的被解释变量,但单个企业层面的被解释变量很难反过来影响行业层面的解释变量,因而两者存在较弱的反向因果关系。但考虑到因遗漏变量或样本选择而导致的内生性问题,本文使用了两种方法来处理可能存在的内生性:一是将核心解释变量均滞后一期,从结果可以看出各变量系数的正负号均

没有变化,只有个别变量的显著性水平显著提高,说明结果稳健;二是使用倾向匹配得分法(PSM)基于反事实的逻辑,把外资企业作为处理组,以特征相同或相近为基本原则为处理组中的样本匹配对照组(内资企业),以消除控制变量可能存在的系统性差异,并对匹配后的样本进行回归,从结果来看核心解释变量对工资的影响方向和显著性均未发生明显改变,说明结果稳健(表略,备索)。

(三) Oaxaca-Blinder 分解结果

本部分的主要工作是测度分类型技术溢出效应对内外资企业间工资差距的影响程度,笔者选用常见的基于回归方程的 Oaxaca-Blinder 工资分解方法。其基本思想是将内外资企业的工资差距分解为特征差异和系数差异:特征差异是指由企业的特征禀赋差异造成的工资差距,是工资差距的可解释部分;系数差异或者称为禀赋的回报差异是指由除企业特征以外的不可测因素导致的工资差距的不可解释部分。表 3 报告了分三个时期的 Oaxaca-Blinder 分解结果。总体来说,1999—2007 年内外资企业间的工资差距在 0.2859~0.5664 的区间浮动,说明内外资企业间存在着非常显著的工资差距,外资企业的工资水平远高于内资企业,但随着时间的推移,工资差距在逐渐缩小。六种溢出指标特征差异对工资差距的影响非常小,但系数差异比例都非常大,系数差异意味着工资回报率的不同,这就说明溢出效应指标对内资企业和外资企业的工资影响程度和方向均不相同,进而对工资差距产生影响。考察期初期三种效应对工资差距贡献的总比例和均为正数,即都拉大了工资差距,而期末总比例和或下降或变为负值,说明溢出效应对工资差距的贡献度在下降或起到缩小工资差距的作用。水平溢出效应总比例和的绝对值一直是三种效应中最大的,即从总比例来看,水平溢出效应是三种效应中影响内外资企业间工资差距的最大变量。

细分来看,港澳台地区 FDI 的水平溢出效应对内外资企业间工资差距的贡献度为负且绝对值不断增大,根据分时期工资回归结果(表略,备索),后期其对外资企业工资影响为负而对内资企业影响为正,这就缩小了工资差距;而非港澳台地区 FDI 的水平溢出效应对工资差距的贡献度为正且期末出现小幅上升,即其对内外资企业工资水平影响均为正但对外资的影响更大。笔者认为由于我国在引资的过程中越来越重视 FDI 的质量,非港澳台地区外资企业的技术水平、产业结构都要优于港澳台地区外资企业,且进入的行业也大多为技术密集型行业,技术水平相近的外资企业间溢出的效率和空间更大,因此对外资企业工资提升作用更明显。综合两种类型 FDI 的水平溢出对企业间工资差距的总贡献值,由 10.84%降至 -6.14%,对工资差距的作用由扩大转为缩小,与假说 1 结论一致。

港澳台地区 FDI 的后向关联效应对内外资企业间工资差距的总贡献度由正转负,说明其对工资差距的作用由扩大变为缩小,根据分时期回归结果,后期其对内外资企业的工资水平影响均为负;与此相反,非港澳台地区 FDI 的后向关联效应对内外资企业间工资差距的贡献度由负转正,根据回归结果,后期其对内外资企业工资的影响均为正,但对内资企业的影响不显著,对外资企业工资水平的提升明显,对工资差距的作用由缩小变为扩大。由于港澳台地区 FDI 的后向关联效应对工资差距的贡献度下降的幅度更大,综合两种类型 FDI 后向关联效应的贡献值,总比例从期初的 3.09%下降到期末的 1.94%,说明考察期内由 FDI 后向关联效应引起的工资差距在不断下降。

港澳台地区 FDI 的前向关联效应对内外资企业间工资差距的贡献度由期初的 2.9%大幅增长到期末的 29.28%,根据分时期回归结果,其对内外资企业工资水平均有显著提升作

用;与此同时,非港澳台地区 FDI 前向关联效应的贡献度由 0.5%降至-31.46%,根据分时期回归结果,后期非港澳台地区 FDI 前向关联效应对外资企业工资影响显著为负,但对内资企业工资有大幅提升作用,这就导致了工资差距的缩小。综合两种类型 FDI 前向关联效应对工资差距的贡献值,总比例由正转负,即期末 FDI 后向关联效应对工资差距有缩小的作用。

综合两种垂直溢出效应对内外资企业工资差距的影响,虽然考察期末后向关联效应对工资差距的贡献依旧为正,但贡献度整体呈现下降的趋势,工资差距分解检验的结论与假说 2 的结论基本一致。

表 3 内外资企业工资差距的 Oaxaca-Blinder 分解结果

变量	1999—2001 年				2002—2004 年				2005—2007 年			
	差异值	总比例	特征差异比例	系数差异比例	差异值	总比例	特征差异比例	系数差异比例	差异值	总比例	特征差异比例	系数差异比例
H_{gat}	-0.0295	-0.78	-5.20	4.42	-0.0113	-11.46	-2.86	-8.59	-0.0152	-18.6	-5.33	-13.22
H_{no-gat}	-0.0188	11.62	-3.32	14.94	-0.0110	2.01	-2.80	4.80	0.0020	12.46	0.70	11.76
B_{gat}	-0.0449	14.79	-7.93	22.71	-0.0038	-8.82	-0.96	-7.86	-0.0036	-4.14	-1.26	-2.88
B_{no-gat}	0.0521	-11.70	9.20	-20.90	0.0130	6.53	3.30	3.24	0.0064	6.08	2.23	3.84
F_{gat}	0.0070	2.90	1.24	1.65	0.0134	30.31	3.41	26.89	0.0065	29.28	2.27	27.01
F_{no-gat}	0.0029	0.50	0.52	-0.02	0.0185	-39.4	4.70	-44.09	0.0157	-31.46	5.51	-36.97
TFP	0.1045	29.22	18.44	10.77	0.0657	28.22	16.73	11.48	0.0274	38.26	9.59	28.67
PCP	0.0035	0.13	0.62	-0.49	0.0007	0.31	0.18	0.13	0.0005	0.43	0.19	0.24
CLR	0.1226	318.4	21.65	296.7	0.1038	87.29	26.43	60.86	0.0450	173.8	15.75	158.1
$Size$	-0.0042	-107.9	-0.75	-107.2	-0.0204	-62.6	-5.20	-57.41	-0.0166	-75.6	-5.79	-69.79
Age	0.0011	-0.04	0.20	-0.24	0.0003	1.48	0.08	1.40	-0.0091	9.55	-3.17	12.73
MON	-0.0049	-5.90	-0.86	-5.04	-0.0083	-9.80	-2.10	-7.70	-0.0114	-5.71	-3.99	-1.72
$Export$	0.0076	-0.27	1.34	-1.61	0.0320	-7.05	8.16	-15.21	0.0188	-2.32	6.59	-8.91
NPR	0.0014	-0.82	0.24	-1.06	-0.0001	-0.29	-0.02	-0.27	0.0006	-0.90	0.20	-1.10
常数项	-0.8504	-150.1	0.00	-150.1	0.3271	83.26	0.00	83.26	-0.0893	-31.2	0.00	-31.22
总计	0.5664	100.0	35.39	64.61	0.3928	100.0	49.05	50.95	0.2859	100.0	23.48	76.52

注:总比例、特征差异比例和系数差异比例均指百分比。

(四) 工资差距分位数回归结果

不同于传统的 OLS 只对条件均值进行估计,分位数回归则是通过利用被解释变量的条件分位数来建模,能够更精确地描述解释变量对被解释变量的变化范围及条件分布形状的影响。该部分内容拟从工资分布的角度研究不同类型技术溢出效应对工资差距的影响,也可看作是对上文分解结果的一种稳健性检验。为分析技术溢出对工资差距的影响,在公式(14)的基础上引入虚拟变量 Foe ,当企业是外资企业时用 1 表示,否则为 0,同时引入六种类型溢出效应与 Foe 的交互项,以分析溢出效应对工资差距的影响。

表 4 报告了内外资企业工资差距的分位数回归结果,各个分位数上内资企业的工资水平平均小于外资企业且工资差距的系数差别不大。与上文 Oaxaca-Blinder 分解的结果基本一致,港澳台地区 FDI 的水平溢出效应对各个分位数上的工资差距均有显著的缩小作用,而非港澳台地区 FDI 的水平溢出效应则在各个分位数上扩大了工资差距,并且随着工资水平分布分位数越高系数绝对值越大,即内外资企业间工资差距在工资分布的高分位区间更易受到水平溢出效应的影响。根据工资决定方程的分位数回归结果(表略,备索),水平溢出效应对内资企业各个分位数上的工资均有显著正向影响。

港澳台地区 FDI 后向关联效应对工资分布低分位企业间的工资差距有明显的缩小作用,对位于工资分布高分位企业间的工资差距无明显影响,据工资决定方程的分位数回归结

果,其对高分位的内外资企业工资水平的影响均显著为负。非港澳台地区 FDI 后向关联效应拉大了工资分布低分位区间企业间的工资差距,对高分位区间企业间的工资差距影响则显著为负,低分位内资企业的工资水平受到非港澳台地区 FDI 后向关联效应的影响不显著,而低分位外资企业工资水平所受的影响则显著为正,且随着分位数的增加系数值逐渐变小。

前向关联效应对工资分布各个分位数上的企业间工资差距均有显著的负向影响,即缩小了工资差距。从工资决定方程的分位数回归结果来看,前向关联效应对内外资企业各个分位数上的工资水平均有显著的正向影响,并且内资企业工资受影响的程度更大。

总的来看,分位数回归结果显示,除非港澳台地区 FDI 的水平溢出效应对工资差距的贡献显著为正以外,其他五种细分类型技术溢出效应在绝大多数分位数上均缩小了工资差距。

表 4 内外资企业工资差距的分位数回归结果

变量	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
F_{oe}	0.2687*** (0.0076)	0.2702*** (0.0050)	0.2827*** (0.0042)	0.2960*** (0.0051)	0.2821*** (0.0075)
$H_{gat} \times F_{oe}$	-0.2264*** (0.0458)	-0.2815*** (0.0302)	-0.3633*** (0.0253)	-0.4370*** (0.0304)	-0.3669*** (0.0452)
$H_{no-gat} \times F_{oe}$	0.0883** (0.0380)	0.1647*** (0.0251)	0.3208*** (0.0210)	0.5669*** (0.0253)	0.7731*** (0.0376)
$B_{gat} \times F_{oe}$	-0.8679*** (0.1519)	-0.6155*** (0.1004)	-0.1527* (0.0839)	0.0471 (0.1009)	0.1174 (0.1501)
$B_{no-gat} \times F_{oe}$	0.2224*** (0.0816)	0.1233** (0.0539)	-0.0868* (0.0450)	-0.1873*** (0.0542)	-0.3374*** (0.0806)
$F_{gat} \times F_{oe}$	-0.8257*** (0.1056)	-0.7838*** (0.0698)	-0.8344*** (0.0583)	-0.8898*** (0.0702)	-1.0452*** (0.1044)
$F_{no-gat} \times F_{oe}$	-1.0789*** (0.0662)	-0.9671*** (0.0438)	-0.8326*** (0.0366)	-0.8846*** (0.0440)	-0.9626*** (0.0654)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
N	637 441	637 441	637 441	637 441	637 441
Pseudo R^2	0.1967	0.1891	0.1869	0.2070	0.2349

五、扩展性分析:基于异质性的视角

技术溢出本身与产业有关,这也是企业异质性的重要来源。技术溢出本质上是基于生产链的纵向或横向分工差异进而分为横向的水平溢出效应和纵向的垂直溢出效应。FDI 的垂直溢出效应中,上游企业可能主要受到后向关联效应的影响,同时,下游企业可能受到前向关联效应的影响较大。此外,下游生产环节相对拥有更高的技术密集度,产业链末端行业的技术水平和产业结构均高于产业链前端的行业,水平溢出效应的发挥空间也必不相同。可见,当行业处于产业链的不同位置时,技术溢出效应必然会对工资水平造成不同的影响,为得到更稳健的分析结果,有必要根据企业在产业链的不同位置进行分类。

判断行业在产业链中的位置需用到的指标是上游水平值(Upstreamness),该指标是由 Antràs 等(2012)基于投入产出的视角提出,通过计算行业与最终需求之间的距离来确定该行业在产业链中所处的相对位置。令 d_{ij} 表示投入产出表中的投入系数,即行业 j 的单位产出中所直接消耗的行业 z 的产品, Y_z 和 Y_j 分别表示行业 z 和行业 j 的总产值, $d_{ij}Y_j/Y_z$ 则表示

行业 j 所消耗的行业 z 的产品占行业 z 总产值比重。使用矩阵代数法,在不考虑对外贸易的情况下,行业 z 的上游度水平值 U_z 可表示为: $U_z = [I - d_j Y_j / Y_z]^{-1} \cdot 1$, 1 是单位列向量,很明显 $U_z \geq 1$ 。当考虑进出口贸易时,需要对投入系数进行调整, $d'_{zj} = d_{zj} [Y_z / (Y_z - X_z + M_z)]$,从行业 z 的总产出中去掉出口 X_z 加上进口部分 M_z 。本文使用《中国 2007 年投入产出表》,计算出我国 135 个三位数行业的上游水平值,该指标的最小值为 1,越是接近产业链末端的行业其上游水平值越接近 1;行业越是接近产业链前端,距离最终消费品的距离越远,则该指标值越大。

由于本文使用的工业企业数据库绝大多数行业均属于制造业,较靠近产业链的末端,参照陈钊和杨红丽(2015)的划分方法,将样本的上游水平值位于 90% 以上的行业划分为产业链前端,上游水平值位于 25% 以下的行业归为产业链的末端,其他位于 25% ~ 90% 的行业归为产业链的中端。

表 5 显示了根据产业链位置分组后 FDI 的技术溢出效应对工资差距影响的回归结果,同时为分析工资差距变动的原因,对基于产业链不同位置的工资决定方程进行了回归(表略,备索)。从结果来看:

(1) 位于产业链前端的内外资企业间工资差距相对较小。笔者将生产率按产业链分组后发现,位于产业链前端的内外资企业间生产率水平相近(外资企业生产率水平稍高),且相比其他位置的企业具有更低水平的生产率。根据工资决定方程,六种溢出效应对位于产业链前端外资企业工资水平的影响均不显著。

(2) 港澳台地区 FDI 的水平溢出效应对位于产业链中末端的内外资企业间工资差距有显著的缩小作用,而对产业链前端的企业间工资差距无明显影响。而非港澳台地区 FDI 的水平溢出效应对位于产业链前端和末端的企业间工资差距有着显著的扩大作用,因为非港澳台地区外资企业本就具有相对较高的工资水平,当其在行业中的占比增加时工资差距会显著扩大。

(3) 由于后向关联效应对产业链末端的企业而言溢出空间较小、路径较短,重点分析其对产业链中前端企业间工资差距的影响。港澳台地区 FDI 产生的后向关联效应对位于产业链中前端的内外资企业间工资差距有着显著的缩小作用,与之正好相反的是,非港澳台地区 FDI 的后向关联效应对产业链中前端的企业间工资差距则有显著的扩大作用。据工资决定方程,港澳台地区 FDI 的后向关联效应对前端和中端的内外资企业工资水平的影响要么为负要么无影响,这可能是由于港澳台地区的外资企业需要的是大量同质且技术含量较低的中间品,同质化的竞争会迫使生产中间品的内外资企业压缩生产(劳动)成本。非港澳台地区 FDI 后向关联效应对产业链前端内外资企业工资水平影响均不显著,对中端内资企业工资水平的影响为负,但对中端外资企业的工资有正向影响。笔者认为本文的考察期为 1999—2007 年,期间外资进驻的主要目的是来料加工和进料加工,使用我国廉价的生产资料和劳动力,有技术含量或者规格要求较高的中间品依旧选择进口或本土技术水平较高的外资企业,对上游和中游内资企业的技术溢出影响十分有限。

(4) 同样重点分析前向关联效应对产业链中端和末端企业间工资差距的影响。两种类型的前向关联效应对位于产业链中端的内外资企业间工资差距均具有显著的缩小作用,港澳台地区 FDI 的前向关联效应对位于产业链末端的工资差距有着显著的缩小作用,与之相反,非港澳台地区 FDI 的前向关联效应扩大了产业链末端的工资差距。据工资决定方程,中端外资企业的工资水平不受前向关联效应的影响,因而内外资企业间工资差距缩小的效果比较显著。比较意外的是生产率水平较低的港澳台地区 FDI 的前向关联效应对中末端内资

企业工资的正向影响均超过生产率水平更高的非港澳台地区 FDI,这可能是由于若上游港澳台地区外资进入的越多,意味着对本行业市场份额的挤占越多,同质性竞争引发中间品价格下降,进而降低了下游企业的生产成本。

综合来看,来自港澳台地区 FDI 的水平溢出效应、前向关联效应对产业链中下游内外资企业间的工资差距有明显的缩小作用,同时该类型 FDI 的后向关联效应对产业链中上游企业间工资差距也有显著的缩小作用。而非港澳台地区 FDI 的技术溢出效应对按产业链位置分组后的工资差距影响并无明显规律。

表 5 按产业链位置分组后技术溢出对工资差距影响的回归结果

变量	产业链前端	产业链中端	产业链末端
	(1)	(2)	(3)
F_{oe}	0.0637 ** (0.0295)	0.3237 *** (0.0055)	0.3158 *** (0.0086)
$H_{gat} \times F_{oe}$	0.6753 (0.6975)	-0.4349 *** (0.0393)	-0.3578 *** (0.0448)
$H_{no-gat} \times F_{oe}$	1.2196 *** (0.3073)	-0.0182 (0.0260)	0.1079 ** (0.0475)
$B_{gat} \times F_{oe}$	-3.6503 *** (0.8458)	-0.4453 *** (0.0959)	1.6683 *** (0.4509)
$B_{no-gat} \times F_{oe}$	2.4547 *** (0.6284)	0.1027 ** (0.0483)	-1.3504 *** (0.2426)
$F_{gat} \times F_{oe}$	6.2357 ** (2.4659)	-0.5495 *** (0.0667)	-2.4068 *** (0.2269)
$F_{no-gat} \times F_{oe}$	-2.8918 *** (1.0923)	-0.4907 *** (0.0417)	0.6263 *** (0.1489)
控制变量	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y
N	78 094	407 894	151 336
adj. R^2	0.398	0.373	0.377

六、进一步研究:机制分析

通过上述分析可知技术溢出对内外资企业间工资差距有着显著的影响,根据理论分析结果可知这一现象的背后原因是技术溢出通过改变生产率进而影响了工资水平。上文实证检验的结果表明生产率对企业的工资均有显著的正向提升作用,为进行进一步的机制分析,在公式(14)的基础上加入技术溢出和企业生产率的交互项以对技术溢出、生产率与企业工资之间的关系进行检验。

$$\ln W_{ijt} = \alpha + \beta_1 H_{jt} + \beta_2 B_{jt} + \beta_3 F_{jt} + \beta_4 TFP_{ijt} + \gamma_1 H_{jt} \times TFP_{ijt} + \gamma_2 B_{jt} \times TFP_{ijt} + \gamma_3 F_{jt} \times TFP_{ijt} + \omega X_{ijt} + \mu_{ijt} \quad (18)$$

表 6 报告了机制检验结果,从结果来看绝大多数技术溢出效应与企业生产率交互项的系数均在 1% 水平上显著为正,表明技术溢出与企业生产率之间存在显著的互补效应,技术溢出有助于强化生产率对企业工资的提升作用。只有非港澳台地区 FDI 后向关联效应与内资企业生产率交互项的系数不显著,即非港澳台地区 FDI 后向关联通过影响企业生产率水平并进而提高内资企业工资水平的机制路径并不成立。究其原因,本文的考察期是 1999—2007 年,期间外资企业尤其是技术水平较高的非港澳台地区企业本土采购率依然维持在较

低的水平,主要是因为:一是跨国公司出于防止技术扩散的考虑,往往更多从公司内部或者母国进口中间品;二是国内中间品生产部门缺乏适当的激励机制及融资渠道,导致中间品规格和质量不稳定;三是当时实施的加工贸易政策偏向鼓励贸易中间品进口(廖涵,2003)。较低的本土采购率阻碍了外资企业通过购买中间品对本土企业产生技术溢出效应。根据分组回归后的系数值大小来看,相比外资企业,技术溢出对内资企业生产率提升工资具有更强的强化作用。表6的第(5)列是经由 Bootstrap 法得到的经验 P 值,绝大多数在 5% 的水平上显著,说明分组系数差异在统计上具有显著性,分组后的系数具有可比性。

表 6 技术溢出影响企业工资的机制检验

变量	内资企业		外资企业		经验 P 值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$H \times TFP$	0.0863*** (0.0027)		0.0774*** (0.0044)		0.020**
$H_{gat} \times TFP$		0.0571*** (0.0051)		0.0245*** (0.0080)	0.000***
$H_{no-gat} \times TFP$		0.0861*** (0.0037)		0.0921*** (0.0057)	0.142
$B \times TFP$	0.0545*** (0.0032)		0.0340*** (0.0045)		0.000***
$B_{gat} \times TFP$		0.1820*** (0.0103)		0.0285** (0.0130)	0.000***
$B_{no-gat} \times TFP$		0.0079 (0.0065)		0.0653*** (0.0076)	0.000***
$F \times TFP$	0.2559*** (0.0073)		0.1370*** (0.0099)		0.000***
$F_{gat} \times TFP$		0.4396*** (0.0094)		0.3039*** (0.0149)	0.000***
$F_{no-gat} \times TFP$		0.2506*** (0.0063)		0.1306*** (0.0095)	0.000***
N	459 966	496 615	134 747	140 709	
adj. R^2	0.300	0.313	0.314	0.329	

七、结论

新发展理念下的对外开放要求坚持实施更大范围、更宽领域、更深层次的对外开放,依托我国大市场优势,促进国际合作,实现互利共赢,未来中国经济高质量发展必须在更加开放的条件下进行。随着中国开放的大门越开越大,外资会源源不断的涌入,充分利用外资在技术方面的优势,从微观市场主体层面缩小收入差距,将会从源头上防止收入差距扩大,对于构建实现共同富裕的制度,稳步推进并扎实巩固共同富裕的成果而言,大大节省了人力、财力和物力,有助于营造出利于实现共同富裕的经济、社会大环境。改革开放以来,中国一直在实行“以市场换技术”的战略,这在当时是与国家发展和人民需要相适应的,而外资也的确增加了就业岗位,有助于解决最大的民生问题。随着引进外资步伐加快、规模扩大、领域增多、合作层次变深,关于引进外资的标准也实现了从“量”到“质”的变化,中国近年来对外资的技术水平、技术溢出程度及其所带来的影响也逐步展开细致考察和深入探索,以此为出发点,本文的研究主题是,FDI 的技术溢出效应是否以及如何改善企业间收入分配的格局,从而缩小收入差距。

本文的主要研究结论是:(1)理论模型的推导结果表明,若是基于外资企业之间无技术溢出的假设,FDI 的水平溢出效应和垂直溢出效应均可缩小内外资企业间工资差距;若是基

于外资企业间也存在技术溢出的假设,技术溢出效应对工资差距的影响程度可能会减弱,甚至改变影响方向。(2) Oaxaca-Blinder 的分解结果表明,FDI 的水平溢出效应和前向关联效应对工资差距的影响均由扩大变成缩小,后向关联效应虽然对工资差距的贡献依旧为正,但贡献度已大幅下降。分位数回归结果显示,除了非港澳台地区 FDI 的水平溢出效应对工资差距的贡献显著为正,其他五种类型技术溢出效应在绝大多数分位数上均缩小了工资差距。(3) 当企业位于不同产业链位置时,来自港澳台地区 FDI 的水平溢出效应、前向关联效应对产业链中下游内外资企业间的工资差距有明显的缩小作用,同时该类型 FDI 的后向关联效应对产业链中上游企业间工资差距也有显著的缩小作用。(4) 机制分析表明,技术溢出有助于强化生产率对企业工资的提升作用,但来自非港澳台地区 FDI 后向关联效应通过影响企业生产率水平并进而提高内资工资水平的机制路径并不成立。

上述结论对于我国引资政策的制定具有一定参考意义:

第一,未来的引资工作中应更重视高质量外资的引进工作,一般来说引资项目的技术含量越高,其技术溢出效应可能越大,对内资的带动力量也越充足,对于缩小企业间工资差距进而推动共同富裕的作用也越大。要结合国家产业结构调整方向、经济发展需要以及国家战略布局来修订《外商投资产业指导目录》,鼓励和支持具备先进技术的外资项目的进入,并搭建相关平台激励内资企业与外资企业间展开交流合作,学习其先进技术,从而提高经营效率、增加员工工资,缩小内外资企业间工资差距。

第二,外资不同类型的技术溢出效应对缩小收入差距带来的影响是不同的,水平溢出效应和前向关联效应对缩小企业间工资差距的贡献较大。对单个企业而言,内资企业要多与高技术水平的外资企业展开横向技术合作,学习其先进的生产技术,提高生产效率,进而增加员工工资。从整个产业链来看,企业自身要创造与上下游产业间产品互通的机会,强化内外资企业间的产业关联,内外资企业间的产业关联越密切,越有利于垂直溢出效应的发挥。相关部门可采取措施来优化本土企业的生产配套服务、鼓励上下游内外资企业间的研发合作、鼓励外资的本土化采购等等。此外,对于国内产业链上游传统的劳动和资源密集型行业,应适当提高这些行业外资进入的技术门槛,以提高其技术溢出效应。

第三,未来应更注重利用外资的技术溢出效应来提高本土企业的生产率。企业工资水平的提高离不开生产率的不断提升,内资企业在与外资企业展开交流合作、学习外资企业先进技术时,要有的放矢,根据自身发展阶段,针对性学习外资先进技术,抓住机会提高生产率。这些技术包含范围比较广泛,有节能技术、管理技术、运输技术等等,在开展技术合作和技术学习活动时,要做好技术甄别、技术效果评估工作,以做到在节省人力、财力和物力的同时,消化、吸收好这些技术,提高生产率、减少内外资之间工资差距。

参考文献:

1. 陈岑、周云波, 2016:《我国内外资企业间工资差距的分解研究》,《经济学动态》第 4 期。
2. 陈钊、杨红丽, 2015:《解开 FDI 垂直溢出效应之谜——产业链的视角》,《经济社会体制比较》第 1 期。
3. 廖涵, 2003:《论我国加工贸易的中间品进口替代》,《管理世界》第 1 期。
4. 罗伟、葛顺奇, 2015:《跨国公司进入与中国的自主研发:来自制造业企业的证据》,《世界经济》第 12 期。
5. 罗伟、刘晨、葛顺奇, 2018:《外商直接投资的工资溢出和关联效应研究》,《世界经济》第 5 期。
6. 毛日昇、魏浩, 2007:《所有权特征、技术密集度与 FDI 技术效率外溢》,《管理世界》第 10 期。
7. 聂辉华、江艇、杨汝岱, 2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第 5 期。
8. 许和连、亓朋、李海峥, 2009:《外商直接投资、劳动力市场与工资溢出效应》,《管理世界》第 9 期。
9. 钟昌标、黄远浙、刘伟, 2015:《外资进入速度、企业异质性和企业生产率》,《世界经济》第 7 期。
10. 周云波、陈岑、田柳, 2015:《外商直接投资对东道国企业间工资差距的影响》,《经济研究》第 12 期。

11. Acemoglu, D. 2002. "Technical Change, Inequality, and the Labor Market." *Journal of Economic Literature* 40(1): 7-72.
12. Antràs, P., D. Chor, and T. Fally. 2012. "Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows." *American Economic Review* 102(3): 412-416.
13. Brandt, L., J. Biesebroeck, and Y. Zhang. 2012. "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing." *Journal of Development Economics* 97(2): 339-351.
14. Buckley, P. J., J. Clegg, and C. Wang. 2007. "Is the Relationship between Inward FDI and Spillover Effects Linear? An Empirical Examination of the Case of China." *Journal of International Business Studies* 38(3): 447-459.
15. Caves, R. E. 1974. "Multinational Firms, Competition, and Productivity in Host-country Markets." *Economica* 41(162): 176-193.
16. Halpern, L., M. Koren, and A. Szeidl. 2015. "Imported Inputs and Productivity." *American Economic Review* 105(12): 3660-3703.
17. Javorcik, B. S. 2004. "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages." *American Economic Review* 94(3): 605-627.
18. Jeon, Y., B. I. Park, and P. N. Ghauri. 2013. "Foreign Direct Investment Spillover Effects in China: Are They Different across Industries with Different Technological Levels?" *China Economic Review* 26: 105-117.
19. Meyer, K. E. 2004. "Perspectives on Multinational Enterprises in Emerging Economies." *Journal of International Business Studies* 35(4): 259-276.
20. Saglam, B., and B., Sayek. 2011. "MNEs and Wages: The Role of Productivity Spillovers and Imperfect Labor Markets." *Economic Modelling* 28(6): 2736-2742.
21. Wu, X. 2001. "The Impact of Foreign Direct Investment on the Relative Return to Skill." *Economics of Transition* 9(3): 695-715.

FDI's Technology Spillover and Income Distribution: A Perspective on the Wage Gap between Domestic and Foreign Firms

Chen Cen¹, Zhang Caiyun² and Shen Yangyang³

(1: Collaborative Innovation Center for China Economy, Nankai University;

2: Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences;

3: School of Economics and Resource Manage, Beijing Normal University)

Abstract: Wages are the main component of labor remuneration, and narrowing the wage gap between firms is an important way to achieve common prosperity from the field of primary distribution. The paper discusses the impact of the technological spillover effect of FDI on the wage gap between domestic and foreign firms in China. By integrating FDI's horizontal technology spillover and vertical technology spillover into a unified theoretical framework to explain the mechanism of wage gap between domestic and foreign firms, the paper deduces several theoretical hypotheses and inferences. Based on the China Industrial Enterprise Database, the wage decomposition results show that both the horizontal technology spillover effect and the forward linkage effect on the wage gap between domestic and foreign firms have changed from widening to narrowing, while the backward linkage effect's contribution to wage gap is still positive but already has been greatly reduced. The results of the mechanism test show that the technical spillover of FDI helps to strengthen the effect of productivity on wages, however, the backward linkage effect of FDI from non-Hong Kong, Macao and Taiwan regions increases the wage level of domestic firms by affecting the productivity of firms is not significant. The research conclusions of this paper have enlightenment on how to improve the level of common prosperity in the context of high-level opening to the outside world.

Keywords: FDI, Horizontal Technology Spillover, Vertical Technology Spillover, Wage Gap

JEL Classification: D39, F66, J31

(责任编辑:彭爽)

DOI: 10.19361/j.er.2022.04.06

巩固脱贫成果的政治经济学解析与多维动态评估

——基于秦巴山区和大小凉山地区的抽样调查

贺立龙 朱方明 张承文*

摘要: 本文基于脱贫层次与稳定性、实效与真实性、动能与人本性、能力与多维性、结构与协调性五个涵义向度构建巩固脱贫成果的多维动态评估框架,将静态的绝对贫困标准转换为动态的巩固脱贫标准,形成基于巩固脱贫标准的多维贫困指数,考察多维贫困指数变化以评估巩固脱贫成果成效。对秦巴山区和大小凉山地区的研究表明:两地多维贫困指数降幅超过80%,但收入脱贫层次与稳定性有待提升;在职中和高中入学、有效技能培训、老年人照料、因房负债及脱贫动能等维度(指标)上存在不足;居住在山地的家庭、文化技能欠缺家庭、临界脱贫家庭以及半劳动力家庭更易出现返贫风险;劳动力富集区家庭成员进城务工、特色资源富集区家庭开展农业经营有助于巩固脱贫成果。这一研究是巩固脱贫攻坚成果分析的多维探索,也是多维贫困方法在巩固脱贫成果评估领域的应用与拓展,为做好巩固脱贫成果后评估、推动脱贫地区全面振兴提供方法论参考。

关键词: 巩固脱贫成果;多维动态评估;多维贫困指数;秦巴山区;大小凉山地区
中图分类号: F323.8;F124.7

一、引言

中国脱贫攻坚战取得了全面胜利,但脱贫摘帽不是终点,解决发展不平衡不充分问题、实现人的全面发展和共同富裕仍然任重道远。新的发展阶段,贫困治理的战略重心转向实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接,让脱贫基础更加稳固、成效更可持续。巩固拓展脱贫攻坚成果是乡村振兴的前提,为此对易返贫致贫人口要加强监测,做到早发现、早干预、早帮扶,对脱贫地区产业要长期培育和支持,促进内生可持续发展。习近平总书记指出,党中央决定,适时组织开展巩固脱贫成果后评估工作,压紧压实各级党委和政府巩固脱贫攻坚成果责任,坚决守住不发生规模性返贫的底线。^①

*贺立龙,四川大学经济学院,成都市哲学社会科学研究中心中国特色社会主义政治经济学研究中心,邮政编码:610065,电子邮箱:helilong2002@163.com;朱方明,四川大学经济学院,邮政编码:610065,电子邮箱:zhfm79@163.com;张承文,四川大学公共管理学院,邮政编码:610065,电子邮箱:861892988@qq.com。

本研究是国家社科基金一般项目“风险冲击视角下规模性返贫的预警、阻断与长效治理研究”(项目编号:21BJL060)的阶段性成果,并受到四川省社科“十四五规划”课题“绝对贫困与相对贫困的结构转换与协同治理研究”(项目编号:SC21B054)的资助。感谢审稿专家的宝贵建议,但文责自负。

①习近平,2021:《在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话》,《人民日报》2月26日。

贫困治理方略的转变要求贫困度量范式的拓展:一是治贫目标由按现行标准全面脱贫迈向巩固拓展脱贫攻坚成果,重在防止规模性返贫,从而推动脱贫达标考核转向巩固脱贫成果评估;二是治贫主线从解决整体贫困转为缩小区域差距,强调脱贫政策落实和短板补齐,因此巩固脱贫成果评估更重视对脱贫“协调性、平衡性”的考察。如何理解巩固脱贫成果的涵义与要求?能否找到一种“区域可比”的巩固脱贫成果评估方法?这是本文要研究的问题。

相关文献主要聚焦对脱贫质量或脱贫稳定性的界定与测度。一是基于脱贫需求的满足层次界定脱贫质量,提出了收入脱贫质量标准(左停等,2021)、多维脱贫质量指数(郑长德,2018)、村户脱贫质量评价体系(王汉杰等,2020;郭军等,2021)。二是运用脆弱性理论以及抗逆力、韧性概念阐释脱贫持续性,即在非贫困状态“待下去”或保持不返贫的能力,并设计了多维贫困脆弱性指标(张栋浩等,2020)、脱贫韧性指标(李志平、吴凡夫,2020)。三是关注综合脱贫成效,构建了由脱贫真实性(由“错退率”或“漏评率”刻画)与脱贫可持续性(涵盖资本、制度、产业结构、人的发展)指标组成的脱贫质量测度框架,从经济、社会和环境等多个维度构建区域扶贫质量指数(斯丽娟、王超群,2020)。

上述文献从收入与可行能力、脆弱性与抗逆力、脱贫精准性与真实性、农户生计与区域发展等不同视角界定和测度脱贫成效,为脱贫效果量化评估提供了研究参考,但也存在一定局限性:第一,未能严格区分脱贫达标与脱贫成效,提出一个涵盖脱贫层次(深度)、维度(广度)、结构、动能的综合度量框架,难以用于巩固脱贫成果的系统评估;第二,尽管引入多维架构,但较少运用多维贫困指数(MPI)等国际通用的方法及指数进行贫困的精准识别与综合测算,从指标选择到阈值设定都缺乏相对严谨的公理化论证,有些指数甚至将宏观指标与微观指标混用,降低了多维贫困指数运用的系统性和科学性;第三,评估测算所用数据库信息和田野调查数据大都停留于脱贫攻坚中后期,不能及时反映全面脱贫之后的最新情况。

本文立足新发展阶段,进行巩固脱贫成果涵义的政治经济学解析,构建巩固脱贫成果的多维动态评估框架,用于不同区域的脱贫成果评估比较,为做好巩固脱贫成果后评估、推进脱贫地区全面振兴提供一种分析框架与度量方法。

二、巩固脱贫成果的解析与评估:对多维贫困范式的借鉴与超越

在度量和评估巩固脱贫成果之前,要全面、准确地理解巩固脱贫成果的涵义和要求。从脱贫的程度、稳定性、持续性等“成效”内涵看,巩固脱贫效果的量化基准是什么?作为一个综合范畴,地区(农户群体)脱贫成果巩固的实现程度、价值取向如何诠释?内部结构因素对总体脱贫成果有何影响?传统的贫困陷阱、可行能力理论难以回答上述问题。

(一) 巩固脱贫成果的政治经济学解析

从概念的内涵看,巩固脱贫成果重在“巩固”。脱贫是“摆脱绝对贫困”,巩固脱贫成果则是“更高质量、更加稳固、更可持续地”摆脱绝对贫困。巩固脱贫成果是巩固收入脱贫与多维脱贫的统一,是客观标准与主观评价的结合,是政策实效与主体能力的耦合,最终指向农户家庭(人口)脱贫获得感与幸福感的提升,人的全面发展与共同富裕的扎实推进。

从概念的外延看,巩固脱贫成果涵盖人口脱贫的稳定与脱贫产业的内生可持续,既反映为个体层面的“单位农户”的脱贫质量,也体现为区域层面的“农户集合体”的脱贫成

效。本文研究“人”的脱贫成果巩固,即以个体农户及其家庭成员的脱贫成果巩固为基本分析单元,通过贫困识别与综合测度,进行区域人口即“农户集合体”的脱贫成果巩固状况分析与评估。

据此,脱贫地区巩固脱贫成果可解析为,基于帮扶政策有效落实和受扶对象能力培育,脱贫地区农户(人口)实现“两不愁三保障”等各个维度的脱贫效果持续巩固,以及脱贫发展平衡性、协调性的不断提升。具体可将巩固脱贫成果诠释为五个涵义向度:

一是脱贫的层次与稳定性。巩固脱贫成果的本质是巩固(提升)脱贫需求的满足成效(层次),对这种成效或层次的评估要依托于一定的脱贫衡量基准。从收入标准看,Haveman等(2015)基于贫困线上下一定比例区分了浅层贫困(50%~100%)和临界脱贫(100%~150%),巩固脱贫成果意义上的脱贫标准应高于临界脱贫上限(即贫困线的150%);《国务院扶贫开发领导小组关于建立防止返贫监测和帮扶机制的指导意见》(国开发[2020]6号)提出,监测范围包括人均可支配收入低于国家扶贫标准1.5倍左右的家庭,据此可将贫困标准(贫困线)的1.5倍设为巩固脱贫标准下的收入指标阈值。从能力标准看,“两不愁三保障”、住房、用水等指标阈值应由绝对贫困标准升级为巩固脱贫标准。巩固脱贫成果还要求保持脱贫的稳定和可持续。习近平总书记强调,脱贫既要看数量,更要看质量,不能到时候都说完成了脱贫任务,过一两年又大规模返贫。^①

二是脱贫的实效与真实性。脱贫实效与真实性是指义务教育、基本医疗、住房安全“三保障”的政策落实成效与覆盖广度,体现为帮扶政策对农户的直达性、惠及程度及范围。一些“三保障”政策可能存在落实不足或执行偏差情况,如儿童因病失学、不能及时就医等。一些保障政策对“弱势群体”产生隐性排斥,形成留守儿童、家庭老年成员等一些隐性贫困群体。

三是脱贫的动能与人本性。人的发展动力和活力决定脱贫的内生性与可持续性。习近平总书记指出,激发脱贫内生动力,脱贫必须摆脱思想意识贫困。^② 脱贫动能可用劳动力生产积极性(健康家庭成员是否“穷懒”)衡量。此外,随着绝对贫困解决,主观感受的贫困成为政策关注重点(陈志钢等,2019;李小云等,2019),巩固脱贫成果最终反映在人的脱贫获得感的提升。

四是脱贫的能力与多维性。从马克思政治经济学的观点看,工人生活改善不等于经济和社会地位的提升(王峰明,2016)。脱贫必须满足人的多方面需要,“使社会的每一个成员都能完全自由地发展和发挥他的全部才能和力量”^③。Sen(1999)将脱贫能力获得的内容从收入增长拓展到教育、健康和生活质量改进。联合国开发计划署(UNDP)与牛津大学贫困和人类发展研究中心(OPHI)开发了多维贫困指数,将健康、教育和生活质量等维度纳入其中。

五是脱贫的结构与协调性。整体贫困解决后,脱贫地区发展不平衡不充分成为巩固脱

① 习近平,2019:《在解决“两不愁三保障”突出问题座谈会上的讲话》,《求是》第16期。

② 习近平,2021:《在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话》,《人民日报》2月26日。

③ 中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局,1972:《马克思恩格斯选集(第一卷)》,人民出版社,第217页。

贫成果的结构性制约因素。研究区域脱贫成果巩固,必然涉及对脱贫人口的结构分析,特别是对边缘易致贫与脆弱易返贫群体的考察。只有厘清区域(群体)各类型贫困脆弱人口的结构分布,才能精准施策,提升各类群体脱贫的成效、稳定性和持续性(贺立龙等,2020)。

脱贫层次与稳定性反映巩固脱贫的“程度”,要求指标与阈值体现脱贫层次与持续性;脱贫能力与多维性反映巩固脱贫的“广度”,要求评估范式多维化;脱贫实效与真实性反映巩固脱贫的“有效实现”,要求评估对象精准化;脱贫动能与人本性反映巩固脱贫的“价值取向”,要求纳入主观指标;脱贫结构与协调性反映巩固脱贫的“结构属性”,要求综合指数可分解。

政治经济学视域下巩固脱贫成果的五个涵义向度构成,见图1所示。

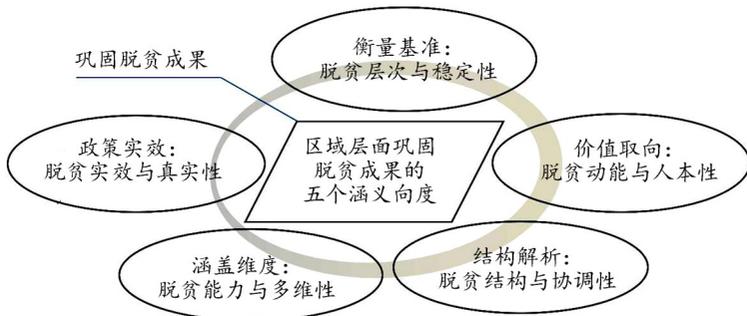


图1 巩固脱贫成果的五个涵义向度

(二) 巩固脱贫成果的多维动态评估框架:对多维贫困方法的借鉴与超越

巩固脱贫成果的政治经济学解析和五个涵义向度的诠释,为巩固脱贫成果评估提供了学理依据,也推动新阶段的巩固脱贫成果度量与评估思路出现如下转变:

第一,评估基准从脱贫攻坚时期的“脱贫达标”升级为巩固拓展脱贫攻坚成果时期的“巩固脱贫”,这要求评估指标及阈值的设置需反映脱贫层次与稳定性。以超过贫困线一定比例的“巩固脱贫”基准取代绝对贫困线等最低达标基准,将年度静态标准扩展为连续N年(如2-3年)动态标准,可以更好地度量脱贫层次与稳定性。如,伍艳(2020)借鉴 Foster(2007)的跨期贫困度量方法构建了农户稳定脱贫指数。

第二,评估靶点从“帮扶政策完备性”落实为“受扶个体的脱贫实效”。在“四不摘”背景下^①,重点评估政策指向的精准性和政策落实的效果,即农户及家庭成员的脱贫实效。特别是在“三保障”方面,着重识别因政策执行偏差所致的隐性贫困或事实贫困,可选择因病失学、上学便利性、因房负债等实效性指标。如,张全红和周强(2015)在显性脱贫指标之外,提出了儿童和青少年生活条件,就业、医疗服务可及性等隐性指标。

第三,评估取向从物质脱贫拓展为物质与精神脱贫的耦合,维度(指标)设置要涵盖脱贫内生动能与脱贫获得感、满意度评价。贫困也是一种主观感受,多维贫困测度若忽视内在价值维度则不利于人类全面发展目标的实现(阿尔基尔,2007)。增加反映脱贫动能大小、脱贫获得感和满意度的维度(指标),有助于全面评估农户的脱贫发展质量。如罗玉辉和侯亚景(2019)将生活满意度、社会公平感和信心纳入贫困测度框架,评估了中国农村减贫质量。

^①2020年3月6日,习近平总书记在决战决胜脱贫攻坚座谈会上强调,要保持脱贫攻坚政策稳定,过渡期内,要严格落实摘帽不摘责任、摘帽不摘政策、摘帽不摘帮扶、摘帽不摘监管的要求。

第四,评估维度从收入脱贫延伸到能力脱贫。AF方法^①以及UNDP-MPI等多维贫困指数的提出与运用(Alkire and Foster, 2011; UNDP, 2010; World Bank, 2016^②)为脱贫成果的多维评估提供了基础范式。一些学者运用涵盖“教育、健康、生活水平”三维度的MPI指数,开展中国贫困的多维度量(杨龙、汪三贵, 2015)。中国脱贫攻坚贯彻多维赋能理念,形成“两不愁三保障”的全面脱贫体系,以此为主线可构建巩固脱贫成果的多维评估框架。

第五,评估视角从基本面的脱贫指标统计深入到不同区域、群体的脱贫成果比较。对区域巩固脱贫成果进行多维评估,应形成基于不稳定脱贫户识别而构建的区域综合指数。对这一综合指数进行细分维度、地区和群体的分解,可以发现脱贫不稳定的脆弱区域或人口,识别脱贫工作短板和返贫致贫风险隐患。如李博等(2018)、沈扬扬等(2018a, 2018b)通过对中国农村多维贫困的结构化度量发现,脱贫短板存在于深度贫困人口,弱项是健康与教育。

基于上述思路转变,本文构建中国巩固脱贫成果的多维动态评估框架:首先构造基于巩固脱贫标准的MPI,进而利用村户抽样数据计算特定区域(群体)的MPI值,观察MPI值及内部结构(不同维度或人口子群)的变化,获得区域巩固脱贫成果的多维动态评估结果。

之所以借鉴多维贫困方法构建巩固脱贫成果的多维评估框架,一方面是因为中国精准扶贫行动构成了多维减贫的成功实践(黄承伟, 2018);另一方面,AF方法及UNDP-MPI范式为巩固脱贫成果的多维评估、结构考察与区域比较提供了量化标准和分析框架。借鉴AF方法及UNDP-MPI框架,将静态的绝对贫困标准转换为动态的巩固脱贫标准,就可构建起基于巩固脱贫标准的MPI体系。^③但是,上述多维评估框架并非多维贫困方法的简单应用,而是基于政治经济学涵义解析的巩固脱贫成果评估方法创新:其一,该框架突破UNDP-MPI范式下的“教育、健康、生活水平”三维度限制,以“两不愁三保障”为主线,建构反映中国巩固脱贫成果要求的多维评估框架。其二,传统的MPI指数衡量的是静态的多维贫困,而基于巩固脱贫标准的MPI值变化衡量了动态的多维脱贫成效。其三,相比UNDP-MPI多维贫困度量体系,本文构建的多维评估框架具有中国巩固脱贫成果语境下的区域适用性和可比性。^④本文的研究拓展与边际贡献如下:

第一,以往脱贫度量大多基于“脱贫达标”选择维度指标及阈值,如收入达标、“三保障”政策实施即完成脱贫,而针对脱贫层次、稳定性、政策实效则缺乏精准测度。本文聚焦“巩固脱贫”进行指标与阈值设计,构建一个可进行区域比较的巩固脱贫成果多维动态评估框架。

第二,以往贫困测度的实证研究大都选用全国性农户数据库,难以覆盖脱贫攻坚全周期,且专门用于脱贫效果测度的指标较少。本文数据来自作者对大小凉山地区与秦巴山区

^①AF方法是Alkire和Foster(2011)提出的多维贫困测度方法,成为MPI等多维贫困指数构建的方法依据。

^②具体见 <http://www.ophi.org.uk/world-bank-multidimensional-poverty-measurement-workshop/>和 http://www.ophi.org.uk/ophi_stories/measuring-global-poverty-atkinson-report-launch-4-november-2016-characterised-by-honesty/。

^③将UNDP-MPI等多维贫困指数进行适度调整,运用于多维贫困度量,在学界已有先例,如王小林和冯贺霞(2020)选择收入、就业、教育、健康和生活水平五个维度,构建了相对贫困的多维测度指数。

^④本文将这一评估框架用于大小凉山地区和秦巴山区两类脱贫区域的巩固脱贫效果评估,是为验证这一框架的区域适用性与可比性,而非用于推出普遍性脱贫评估结论,因此不苛求区域评估结果的“外推性”。

的对照抽样调研,除能追踪到全面脱贫之后的最新情况,还围绕收入、“两不愁三保障”与饮水安全进行问卷设计,得到反映脱贫层次和稳定性、政策实效、满意度等方面的指标信息。

第三,已有脱贫评估以全国农村面上评估为主,较少有反映脱贫平衡性的结构化考察,本文区分深度贫困退出地区和一般贫困退出地区,进行巩固脱贫成果的评估比较,为推动脱贫地区全面振兴提供参考。一些多维贫困度量文献(沈扬扬等,2018a)基于城乡区域及家庭类型进行MPI值的子群分解,本文按照地理分布、劳动力结构、生计方式考察MPI值的子群贡献,重点评估脆弱性强的脱贫村户,以及老年人等潜在的隐性贫困者的脱贫稳定性。

三、基于巩固脱贫标准的MPI构造与数据来源

一般认为,多维贫困指数(如UNDP-MPI)取值变化可反映减贫或脱贫效果,如一些学者计算MPI值的跨期变化,评估农村多维减贫成效、农民工多维返贫状况(侯亚景,2017;蒋南平、郑万军,2017)。本文将静态的绝对贫困标准转换为动态的巩固脱贫标准,进行巩固脱贫导向的维度、指标遴选与剥夺阈值设计,从而建构起基于巩固脱贫标准的多维贫困指数(MPI);进而通过观察MPI值变化,对巩固脱贫成果进行多维动态评估。后文将利用秦巴山区和大小凉山地区的抽样农户调查数据,进行巩固脱贫成果的区域评估与比较。

(一) 巩固脱贫成果评估的多维方法借鉴:MPI的引入

国际上有FGT(Foster et al.,1984)、MPI(Alkire and Foster,2014)等多种贫困指数。考虑指标的直观性和政策指向性,本文参照AF-MPI,构建巩固脱贫成果评估的多维动态框架。

多维贫困识别依托两个临界值:一是 z 值,令 g_{ij} 为个体 i 在指标 j 上的剥夺状态,若 g_{ij} 低于 z_j ,则判定被剥夺即 $g_{ij}=1$,反之为0。二是 k 值,将个体 i 在 d 个指标上的“加权剥夺得分” c_i 与 k 对比,若 $c_i \geq k$,判定 i 处于多维贫困, $c_i(k) = c_i$;若 $c_i < k$ 时,判定 i 未处于多维贫困, $c_i(k) = 0$ 。

据此可合成多维贫困指数(MPI):

$$MPI = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n c_i(k) \quad (1)$$

MPI可分解为贫困广度与贫困深度:

$$MPI = \frac{q}{n} \times \frac{1}{q} \sum_{i=1}^n c_i(k) = H \times A \quad (2)$$

(2)式中: n 、 q 分别为全部人口、识别为多维贫困的人口数量; H 为多维贫困发生率,反映贫困广度; A 为多维贫困人口的平均被剥夺程度,反映贫困深度。

MPI具有子群(subgroup)可分解性,若将全部人口分解为 g 个子群 $l(l=1, \dots, g)$, l 的人口规模为 n_l ,在全部人口 n 中占比为 $\frac{n_l}{n}$,则MPI可分解为:

$$MPI = \sum_{l=1}^g \frac{n_l}{n} MPI(n_l) \quad (3)$$

MPI也可从维度或指标上分解,以考察各个指标的剥夺发生率或致贫贡献,某一指标在全部人口上的剥夺发生率表示为:

$$h_j = \frac{\sum_i g_{ij}}{n} \times 100\% \quad (4)$$

(二) 基于巩固脱贫标准的 MPI 构造:维度、指标及剥夺阈值

按四个原则构造基于巩固脱贫标准的 MPI:(1)可比性,借鉴 AF 及 UNDP-MPI 框架,构造具有区域适用性和可比性的 MPI;(2)实践性,基于中国巩固脱贫的现实语境,以收入、“两不愁三保障”为核心维度构造 MPI;(3)巩固脱贫成果导向,从巩固脱贫成果涵义向度出发,设计维度指标及剥夺阈值;(4)数据可及,维度与指标遴选考虑数据可得性(郭建宇、吴国宝,2012)。具体维度、指标及剥夺阈值设计如下:

1.在维度选择上,突出脱贫的能力与多维性,确立收入、“吃穿”、教育、健康、住房、用水等基本维度;考虑脱贫动能与人本性,设置脱贫动能、脱贫认可度与满意度等主观维度;参照 UNDP-MPI 范式包含的生活水平维度——资产、电力、燃料,着眼于中国农户脱贫生计可持续所需的物质条件与公共服务保障,纳入家庭资产、基础设施与公共服务维度。

2.在指标与剥夺阈值设定上,强调对脱贫层次与稳定性、脱贫政策实效与脱贫真实性的度量,设计反映脱贫层次、稳定性、真实性和实效性的指标,一旦达不到质量基准,或无法获得政策惠及,认定为剥夺。为突出巩固脱贫这一衡量标准,各指标的剥夺阈值设置如下:

收入指标、“吃穿”指标的剥夺阈值分别设定为,未实现“人均收入连续两年稳居当年贫困线的 1.5 倍之上”^①、未实现“每天可吃肉,一般衣服都买得起”。由于义务教育普及中仍存在儿童因病失学或厌学等隐性失学现象,加之教育条件存在区域和家庭差异,本文选择儿童因病失学辍学、上学便利性及条件、家庭学习环境指标测度教育保障实效。考虑到义务教育完成后的职(高)中教育、技能培训对提升扶智扶志成效与生计能力的作用,本文也将职(高)中入学机会、有效技能培训作为巩固教育脱贫成果的指标。

为测度儿童和老年人两类脆弱群体(潜在或隐性贫困成员)的健康保障实效,选择是否病残、家庭关爱(心)、精神风貌三个主客观指标,考虑两类群体的健康隐患,分别增加营养状况、个体事实贫困(与子女感情淡漠、缺乏赡养)两个指标;选择病(伤)后获得医治的及时性与条件、医疗负担及压力两个指标,测度“基本医疗有保障”的个体实效。

聚焦“住房安全有保障”的真实性和实效性,设置住房是否宽裕、有无独立厨房、是否有较重的因房负债三个指标。参照《农村饮水安全评价准则》^②,考虑到合格自来水饮用成为全面保障脱贫户饮水安全的标准,本文将是否用上合格的自来水作为饮水安全的衡量标准。

在资产、基础设施与公共服务维度上,一方面选用 AF-MPI 范式常见的生活水平度量指标,如大件资产、电力保障、炊事燃料,并考虑中国农村家庭脱贫发展现实情形,设定巩固脱贫标准的剥夺阈值——即“没有机动车或彩电冰箱类的大件资产”,“有时出现停电情况”,“日常炊事烧柴或使用劣质煤”;另一方面增加旱厕还是水厕、经营资金可得性、农用地、网络稳定性、交通便利性等反映中国农户生活水平高低的敏感性指标,

^①原国务院扶贫办(现国家乡村振兴局)将人均收入低于扶贫标准 1.5 倍的家庭列为易返贫监测对象,本文着眼于动态可持续性考量,将连续 N 年(考虑数据可及,设为 2 年)人均收入不低于扶贫标准 1.5 倍,视为稳定脱贫的指标阈值。

^②参见《水利部 国务院扶贫办 国家卫生健康委员会关于坚决打赢农村饮水安全脱贫攻坚战的通告》(水农[2018]188 号),http://www.sac.gov.cn/xw/bzhdt/201808/t20180809_342824.htm。

设定剥夺阈值。

在脱贫动能、脱贫满意度与认可度等维度上,用健康劳动力生产就业积极性测度脱贫动能,检验是否存在“福利陷阱”,^①一旦家中存在闲置劳动力(有成年健康劳动力长期无缘由不参与生产就业),即认定脱贫动能不足;用“贫困自评”(自评未脱贫或相对贫困)测度脱贫认可度;用农户脱贫获得感及其对所在区域脱贫状况评价来测度脱贫满意度。

(三) 基于巩固脱贫标准的 MPI 构造: 指标权重与识别临界值

在基于巩固脱贫标准的 MPI 构造中,从多维贫困农户识别,到 MPI 的加权生成,都需设置合理权重。涉及 MPI 构建,学界大都采用维度间、指标间“等权重”赋权方法(UNDP, 2010;郭建宇、吴国宝,2012;郭熙保、周强,2016;沈扬扬等,2018a)。尽管有研究认为福利指标间可能是非线性关系,等权重法有局限性(Nardo et al., 2008;王汉杰等,2020),但考虑到聚类-粗糙集法(王汉杰等,2020)等一些较新的赋权方法在 MPI 构建中未广泛运用,而主成分分析(Ram, 1982)、多分格主成分分析(Larochelle et al., 2014)等更具稳健性的统计方法对数据及贫困类型划分的要求更严苛,因此本文仍采用等权重方法,并考虑巩固脱贫重(难)点所在,对等权重法做一些调整。具体而言,将前述选定的维度归为收入与“吃穿”,教育,健康,住房与用水,家庭资产、基础设施与公共服务,脱贫动能、脱贫认可度与满意度六类,分别做等量赋权 1/6;再进行指标均分赋权。针对职(高)中入学机会、有效技能培训、饮水安全等关键指标,将权重设定为同维度其他指标的 2 倍。^② MPI 的构造见表 1。

在基于巩固脱贫标准的多维贫困农户识别上,以家庭为识别单元,样本家庭某一指标被剥夺,赋值为 1;将所有指标赋值加权求和,看是否达到多维贫困识别临界值。本文借鉴国内外研究惯常标准^③,将识别临界值定为 $K = 1/3$,即:若加权剥夺得分 $c_i \geq 1/3$,则将该农户识别为基于巩固脱贫标准的多维贫困家庭,或未达到巩固脱贫成果的标准。如,一个家庭在教育、健康各项指标上被剥夺,得分为 $1/6 \times 1 + 1/6 \times 1 = 1/3$,则被判定未达到巩固脱贫成果标准。尽管识别单元为家庭,但在指标剥夺测算上要考察儿童、老年人等所有成员。如,家庭任何一个成员未能实现“每天可吃肉,一般衣服都买得起”,吃穿指标就判为被剥夺。

基于权重和临界值设定,构造出基于巩固脱贫标准的 MPI。为检验指数的区域适用性,运用其对秦巴山区和大小凉山地区两个典型区域进行巩固脱贫成果的动态评估,即计算两地在 2015—2016 年与 2019—2020 年两时段的 MPI 值,观察其下降态势以得到两地巩固脱贫成果的多维动态评估结果,并进行细分指标、子群的结构性考察。

①“福利陷阱”形容贫困户不愿意脱贫、不愿意摘帽的现象。《中共中央国务院关于打赢脱贫攻坚战三年行动的指导意见》(2018年6月15日)指出,脱贫帮扶要量力而行,避免陷入“福利陷阱”,防止产生贫困村和非贫困村、贫困户和非贫困户待遇的“悬崖效应”,留下后遗症。

②对于同维度内指标赋权,学界未有统一标准。本文基于三个核心指标重要性,对其 2 倍赋权处理。考虑到等权重法稳健性有所不足,加之对核心指标 2 倍赋权存在主观性,我们分别采用调整权重法(如增加收入与“吃穿”、“三保障”等核心维度权重)、缩减维度和指标法(如去掉贡献大的维度“教育”和贡献小的维度“脱贫动能、认可度与满意度”;或去掉非核心指标,缩减为 6 个维度 13 个指标),运用样本数据进行稳健性检验,结果显示, MPI、A、H 变动的态势和相对幅度未发生根本变化,说明本文所构造的 MPI 及多维评估方法是稳健可靠的,但限于篇幅,检验结果未在正文中呈现,如有需要可与作者联系。

③k 值选取,本文与多数学者一样(如沈扬扬等,2018a),参照全球多维贫困指数(GMPI)等国际标准。

表1 基于巩固脱贫标准的MPI构造:维度、指标、剥夺阈值与权重

维度	基于巩固脱贫标准的指标选择	基于巩固脱贫标准的剥夺阈值设定	权重	
收入与“吃穿”	收入脱贫的层次与稳定性	家庭年人均收入未实现“连续两年稳居当年收入贫困线1.5倍以上”(2019年、2020年贫困线分别为3218元、4000元) ^①	1/12	
	“吃穿”的层次与稳定性	未实现“每天可吃肉,一般衣服都买得起”	1/12	
教育	义务教育保障实效	因病失学辍学	因病残或家庭原因而无法入学、得不到必要教育	1/42
		上学便利性 & 条件	上学不方便,学校条件或教学质量不佳	1/42
		家庭学习环境	基本无家庭辅导,家庭学习环境不佳	1/42
	义务教育之后的职中、高中入学	受限于家庭或自身条件而未能接受职中、高中教育	1/21	
	有效的技能培训	家庭户主或支柱成员得不到有效的技能培训	1/21	
健康	儿童身心健康	是否病残	有儿童患有残疾或重病、慢性病	1/60
		营养状况	有儿童过度瘦弱或肥胖	1/60
		家庭关爱	有儿童留守,父母很少打电话关心或给予关爱	1/60
		精神风貌	儿童衣着打扮、言行举止、精神状态不佳	1/60
	老年人身心健康或隐性贫困	是否病残	有老年人患有残疾或重病、慢性病	1/60
		家庭关心	有老年人处于空巢状态,或非空巢但与子女感情淡漠	1/60
		精神风貌	有老年人衣着打扮、言行举止、精神状态不佳	1/60
	老年家庭成员的事实贫困	有老年家庭成员在居住或医疗保障上存在事实不足	1/60	
	病(伤)获医治的及时性与条件	生病或受伤不能及时入院,或得不到有效治疗	1/60	
	医疗负担及压力	存在较重的医疗负担,或因病负债,或医疗报销困难	1/60	
住房与用水	住房是否宽裕	住房过小,居住拥挤,不宽裕	1/30	
	有无独立厨房	无独立的、条件较好的厨房	1/30	
	是否有较重的因房负债	因新(改)建安安全住房而产生较重的债务负担	1/30	
	饮水安全	未用上合格的自来水	1/15	
家庭资产、基础设施与公共服务	大件资产	没有机动车或彩电冰箱类的大件资产	1/48	
	经营资金可得性	难以得到可用于生产经营的信贷资金	1/48	
	农用地	人均可使用或流转的农用地极少	1/48	
	电力保障	有时会出现停电情况	1/48	
	炊事燃料	日常炊事仍然烧柴或使用劣质煤,未用气	1/48	
	旱厕还是水厕	家中使用旱厕而未使用水冲厕所	1/48	
	网络稳定性	日常没有稳定网络,信息不灵通	1/48	
	交通便利性	交通出行不便	1/48	
脱贫动能、脱贫认可度与满意度	健康劳动力生产就业情况	存在成年健康劳动力长期无故不参与生产就业的情况	1/18	
	脱贫认可度(家庭贫困自评)	自评未脱贫或相对贫困	1/18	
	脱贫满意度	脱贫获得感不强,对自身及所在区域脱贫状况不满意	1/18	

注:(1)《国务院扶贫开发领导小组关于建立防止返贫监测和帮扶机制的指导意见》(国开发[2020]6号)要求监测“脱贫不稳定户,收入略高于建档立卡贫困户的边缘户”,主要是“人均可支配收入低于国家扶贫标准1.5倍左右的家庭”。据此,本文将扶贫标准1.5倍作为收入脱贫质量的剥夺标准,突出对脱贫不稳定户和边缘户的度量;(2)儿童和老年人等家庭成员指标存在适用性局限问题,如有些家庭没有学龄儿童或老年人。按照全球多维贫困指数(GMPI)的通用做法,对该家庭此类指标进行统一未受剥夺赋值处理。

(四)数据的获取:来自大小凉山地区与秦巴山区的村户抽样调查

中国解决绝对贫困问题,经历了全国性精准扶贫和深度贫困地区脱贫攻坚两个阶段。在中国进行巩固脱贫成果的全面评估,要考虑区域差异,对象应涵盖一般贫困退出地区与深度贫困退出地区,本文选择秦巴山区和大小凉山地区作为两类区域的典型代表。

^①贫困标准见国家统计局网站, http://www.stats.gov.cn/tjsj/cjwjtj/201308/t20130829_74325.html。

秦巴山区作为十四个集中连片贫困地区之一,包括河南、湖北、重庆、四川、陕西、甘肃六省市的80个县(市、区)^①,过去是精准扶贫主战场。秦巴山区所代表的一般贫困退出区域,过去致贫主因是资源禀赋差、产业层次低、生产就业机会有限。以四川秦巴山区15县为例,该区域缺乏资本与技术,产业“低位循环”,农户分散种植药材、核桃等作物,附加值低、增收有限。^②秦巴山区脱贫退出之后,农户务工收入增加,交通、医疗、教育短板补强,但当前巩固脱贫成果面临脱贫户“等靠要”、扶贫项目依赖“财政输血”等内生动能不足问题。^③

大小凉山地区作为“三区三州”深度贫困退出区域的典型代表,覆盖四川凉山州17县(市)及其他省市6县。过去该地区基础设施与公共服务存在巨大缺口,乡镇规模小、居住分散,农户生计能力弱。以四川凉山州为例,通过实施精准扶贫,7.44万户35.32万人搬离贫瘠之地,彝家新寨建设让12.42万户62.2万人改善了居住;通过发展特色种养业,人均纯收入从2015年2291元提高到2020年8884元;普及“一村一幼”,解决了儿童厌学辍学问题;建设乡镇卫生院使群众告别“小病靠拖、大病靠扛”状态;推进移风易俗,打破厚葬薄养、高额彩礼等陈规陋习。当前农户收入来源主要有三个:一是种养业,每户有五六亩地,种植土豆、花椒等,养少量牲畜;二是务工,年收入2万元左右,村里安排护林员、保洁员等公益岗;三是政策兜底,老人领取养老金和高龄补贴,残疾人有专项补贴,加上退耕还林补助,能达到脱贫最低标准。^④当前大小凉山地区巩固脱贫成果也面临一些新问题,如,搬迁群众农耕生产的交通组织问题,一些帮扶政策引致的“福利效应”和“悬崖效应”。

比较秦巴山区和大小凉山地区两类区域贫困特征与脱贫情况:^⑤(1)在致贫成因上,秦巴山区是“生存发展条件有限”、“基础设施差”和“老弱病残人口多”,大小凉山地区是“文化知识水平低,就业能力差”、“生存发展条件有限”和“基础设施差”;(2)两地收入大都来自种植、务工和养殖,但大小凉山地区相比秦巴山区务工收入的比重稍低,生计更依赖“低保、社保”;(3)大小凉山地区相比秦巴山区人均住房面积偏小,彩电、冰箱等耐用消费品拥有率更低;(4)秦巴山区交通基建、医疗文化设施比大小凉山地区完善,但幼儿园、小学建设存在劣势;(5)两地都以扶贫开发为主要脱贫路径,其次是完善社保,对“老弱病残”人口进行兜底帮扶。

两地在一般贫困退出地区和深度贫困退出地区脱贫和巩固脱贫成果的实践进展上具有代表性。作者团队于2019年9月对两地实施第一次抽样调查。调查采取分层整群随机抽样方法和入户问卷调查方式,选择可涵盖各种典型的脱贫县和脱贫户,采集2015—2016年和2019年两个时段的村户特征及脱贫质效信息。按抽样要求,样本村户应在县城近郊圈层乡村和偏远圈层乡村呈随机分布,应有一定数量的未建档立卡户即非贫困户的随机存在。抽样过程如下:第一步,在大小凉山地区选取了大凉山的X县和小凉山的M县,二者过去均为国家贫困县,实施精准扶贫后从基础设施到群众生活质量均实现跨越式提升,是大小凉山

①参见《秦巴山片区区域发展与扶贫攻坚规划(2011—2020年)》。

②郭晓鸣、高杰,2017:《秦巴山区精准扶贫的创新路径》,《中国西部》第3期。

③康虎生,2020:《建立长效机制 巩固脱贫成果——贫困县摘帽后稳脱贫防返贫面临的难题及对策》, <https://www.ishaanxi.com/c/2020/0713/1745785.shtml>。

④彭清华,2021:《凉山脱贫攻坚回访调查》,《学习时报》2月26日第2版。

⑤四川省社情民意调查中心,2016:《四川省扶贫攻坚摸底专项调查报告》, <http://www.sc.gov.cn/10462/10771/10795/12401/2016/9/5/10395159.shtml>。

地区脱贫的生动缩影;考虑地理区位和资源禀赋的均衡性,抽样确定了3个城镇近郊贫困村和3个偏远贫困村。在秦巴山区选取国家贫困县Y和G县,抽样确定了3个近郊贫困村和2个偏远贫困村。第二步,在抽样选取的11个样本村中,考虑居住分布和建档立卡均衡性,抽样选取调查对象910户。其中,建档立卡贫困户都在2019年实现脱贫退出。

调研团队于2019年9月前往11个抽样村的910个样本户进行访谈,对象为户主(家庭支柱)或配偶,两个调查员一组,一人访问,一人录问卷APP,设核查员对信息进行数值和逻辑检验,得到涵盖2015—2016年、2019年两个时段信息的有效样本846份,举行县、乡、村三级干部座谈访谈会,得到110份座谈及访谈记录,形成混合型调查研究的基础信息。

脱贫攻坚战取得全面胜利之后,作者团队于2021年3月—4月前往样本县(村、户)进行第二轮跟踪调研,补充了2019—2020年的指标信息,以满足脱贫稳定性指标赋值需求;并查阅了样本农户在2015—2016年的建档立卡资料及平台信息,作为问卷调查的佐证和补充。

四、巩固脱贫成果的综合评估与指标分解

本部分给出基于巩固脱贫标准MPI的区域测算值及其跨期变动结果,并进行多维脱贫与收入脱贫比较,进而考虑MPI作为综合指数的“黑箱”属性,^①进行细分指标的剥夺发生率分析,以厘清各指标贡献,识别可能的脱贫工作短板或易返贫风险隐患。

(一) 巩固脱贫成果综合评估:基于巩固脱贫标准的MPI测算及其跨期变动

基于调研数据,对秦巴山区和大小凉山地区村户的多维贫困剥夺值进行指标赋值与计算,根据公式(1)、(2)计算两个区域MPI值、平均剥夺值(A)以及多维贫困发生率(H),结果见表2所示。MPI值的跨期变动反映出秦巴山区和大小凉山地区总体的多维脱贫效果:秦巴山区降幅达到81.45%,大小凉山地区达到83.62%,MPI值均降至0.1之下,全面脱贫取得显著成效。大小凉山地区MPI值高于秦巴山区,但MPI降幅更大。需要说明的是,基于巩固脱贫标准的MPI值高于基于绝对贫困标准的MPI值。一些学者(沈扬扬等,2018b)以“两不愁三保障”达标为中心构建多维贫困指数,测算2013—2014年中国农村地区、西部地区以及贫困县的MPI值,结果为0.028、0.034、0.035,低于本文测算的2015—2016年巩固脱贫MPI值(0.2~0.6之间),甚至低于2019—2020年巩固脱贫MPI值(0.05~0.09之间)。这表明脱贫地区巩固脱贫成果还有较大提升空间,尤其是在大小凉山地区等“三区三州”地区更为突出。采用Bootstrap方法,通过SPSS软件模拟有放回重复抽样,参考沈扬扬等(2018b)的做法,设定抽样次数为1000次,估算所有结果在95%置信水平的置信区间,结果稳健,表明MPI测算在统计上显著。

基于巩固脱贫标准的多维贫困发生率(H)对MPI值下降起主导作用:秦巴山区H值下降77.97%,大小凉山地区H值下降78.86%。平均剥夺(A)降幅较小,对MPI值下降贡献小。巩固脱贫成果的成效更多归因于脱贫“广度”而非“深度”,即更多农户的脱贫状态得到巩固。

(二) 基于巩固脱贫标准的收入贫困发生率与MPI发生率动态比较

表2给出基于巩固脱贫标准的收入贫困与多维贫困发生率交叠变动情况。^②收入贫困

^①综合性指数的构建存在一定隐患,有时它像一个黑箱,通过诸多子指标的加总而形成综合指数,很难明确测算结果反映哪些具体内容,其包含的维度指标越多,一些核心内容越可能被淡化。

^②此处的收入贫困发生率,用“收入脱贫的层次与稳定性”这一指标的剥夺发生率来衡量。

与多维贫困交叉发生率显著下降,两地 2015—2016 年分别有 14.14%、61.20% 的村户同时处于收入和多维贫困,2019—2020 年降到 2.02% 和 18.03%,降幅 85.71% 和 70.54%,这与收入贫困降幅低于多维贫困有关。多维贫困户中的收入贫困户占比不降反升,在大小凉山地区由 64% 升到 89.19%,反映收入脱贫与多维脱贫进展不同步,收入脱贫成效低于多维脱贫。

大小凉山地区收入脱贫成果和多维脱贫成果的巩固成效均低于秦巴山区,特别是在收入脱贫方面差距较大。2019—2020 年,大小凉山地区基于巩固脱贫标准的收入贫困发生率,以及多维贫困户中的收入贫困户占比分别为 34.97%、89.19%,远高于秦巴山区的 8.08%、23.73%。收入脱贫层次较低、稳定性不足成为大小凉山地区等“三区三州”地区巩固拓展脱贫攻坚成果的主要制约因素。

表 2 基于巩固脱贫标准的多维贫困(MPI、H、A)、收入贫困的测算结果及其跨期变动

地区	指数	2015—2016 年			2019—2020 年			跨期变动率	
		指标值	95%下界	95%上界	指标值	95%下界	95%上界		
秦巴山区 (一般贫困退出地区)	MPI	0.2808	0.2342	0.3233	0.0521	0.0235	0.0772	-81.45%	
	平均剥夺(A)	0.4713	0.4457	0.4983	0.3969	0.3604	0.4323	-15.79%	
	多维贫困发生率(H)	59.59%	0.4932	68.01%	13.13%	5.62%	21.03%	-77.97%	
	收入贫困发生率	17.17%	10.01%	25.70%	8.08%	3.21%	15.33%	-52.94%	
	收入贫困与多维贫困交叉发生率	14.14%	7.98%	20.01%	2.02%	0.00%	5.21%	-85.71%	
	多维贫困户中收入贫困户占比		23.73%			23.73%			0.00%
	收入贫困户中多维贫困户占比		82.35%			25.00%			-69.64%
大小凉山地区 (深度贫困退出地区)	MPI	0.5365	0.5145	0.5608	0.0879	0.0658	0.1171	-83.62%	
	平均剥夺(A)	0.5611	0.5432	0.5807	0.4351	0.4106	0.4621	-22.46%	
	多维贫困发生率(H)	95.63%	92.21%	98.11%	20.22%	14.00%	26.01%	-78.86%	
	收入贫困发生率	62.30%	54.33%	69.27%	34.97%	28.37%	42.31%	-43.87%	
	收入贫困与多维贫困交叉发生率	61.20%	54.12%	68.01%	18.03%	13.11%	25.71%	-70.54%	
	多维贫困户中收入贫困户占比		64.00%			89.19%			39.36%
	收入贫困户中多维贫困户占比		98.25%			51.56%			-47.52%

说明:收入贫困发生率是指,未实现收入稳定脱贫的农户量与总样本量的比值;多维贫困户中收入贫困户占比是指,识别为(基于巩固脱贫标准)多维贫困的样本农户中,同时识别为收入贫困户所占比例;收入贫困户中多维贫困户占比是指,识别为收入贫困样本农户中,同时识别为多维贫困户的比例。

数据来源:作者对秦巴山区与大小凉山地区农户抽样调查所得,其中,秦巴山区样本 297 份,大小凉山地区 549 份,合计 846 份。下同。

(三) 基于巩固脱贫标准的 MPI 指标分解:贡献与隐患

如表 3 所示,进行细分维度指标的剥夺发生率分析,识别各指标上的脱贫贡献或隐患。两地收入脱贫层次与稳定性的指标剥夺均有较大缓解:秦巴山区从 2015—2016 年的 17.17% 下降到 2019—2020 年的 8.08%,降幅达到 52.94%,大小凉山地区则从 62.30% 下降到 34.97%,降幅达到 43.86%。相比秦巴山区,大小凉山地区的收入脱贫层次较低,跨期改进幅度也较小。

表3 细分维度、指标的剥夺发生率及其跨期变动

维度	指标	地区	2015—2016年	2019—2020年	跨期变动率	
收入与“吃穿”	收入脱贫的层次与稳定性	秦巴山区	17.17%	8.08%	-52.94%	
		大小凉山地区	62.30%	34.97%	-43.86%	
	“吃穿”的层次与稳定性	秦巴山区	55.56%	34.34%	-38.18%	
		大小凉山地区	76.50%	25.14%	-67.14%	
教育	义务教育保障实效	因病失学辍学	秦巴山区	5.05%	0.00%	-100.00%
			大小凉山地区	10.38%	1.09%	-89.47%
		上学便利性及条件	秦巴山区	38.38%	10.10%	-73.68%
			大小凉山地区	14.75%	3.28%	-77.78%
	家庭学习环境	秦巴山区	33.33%	24.24%	-27.27%	
		大小凉山地区	48.09%	48.63%	1.14%	
	义务教育之后的职中、高中入学	秦巴山区	28.28%	31.31%	10.71%	
		大小凉山地区	61.75%	53.55%	-13.27%	
	有效的技能培训	秦巴山区	30.30%	46.46%	53.33%	
		大小凉山地区	73.22%	39.34%	-46.27%	
健康	儿童身心健康	是否病残	秦巴山区	1.01%	2.02%	100.00%
			大小凉山地区	2.19%	1.64%	-25.00%
		营养状况	秦巴山区	2.02%	1.01%	-50.00%
			大小凉山地区	2.73%	3.28%	20.00%
		家庭关爱	秦巴山区	6.06%	5.05%	-16.67%
			大小凉山地区	6.01%	1.09%	-81.82%
	精神风貌	秦巴山区	3.03%	2.02%	-33.33%	
		大小凉山地区	2.19%	1.09%	-50.00%	
	老年人身心健康或隐性贫困	是否病残	秦巴山区	52.53%	60.61%	15.38%
			大小凉山地区	35.52%	37.70%	6.15%
		家庭关心	秦巴山区	72.73%	70.71%	-2.78%
			大小凉山地区	34.43%	32.79%	-4.76%
		精神风貌	秦巴山区	8.08%	4.04%	-50.00%
			大小凉山地区	1.64%	2.19%	33.33%
老年家庭成员的事实贫困		秦巴山区	38.38%	36.36%	-5.26%	
		大小凉山地区	46.99%	22.95%	-51.16%	
病(伤)获医治的及时性 with 条件	秦巴山区	11.11%	6.06%	-45.45%		
	大小凉山地区	63.93%	10.38%	-83.76%		
医疗负担及压力	秦巴山区	26.26%	6.06%	-76.92%		
	大小凉山地区	57.38%	19.67%	-65.71%		
住房与用水	有无独立厨房	秦巴山区	82.83%	29.29%	-64.63%	
		大小凉山地区	46.99%	3.83%	-91.86%	
	是否有较重的因房负债	秦巴山区	22.22%	12.12%	-45.45%	
		大小凉山地区	4.37%	9.84%	125.00%	
	住房是否宽裕	秦巴山区	38.38%	10.1%	-73.68%	
		大小凉山地区	58.47%	9.29%	-84.11%	
	饮水安全	秦巴山区	73.74%	19.19%	-73.97%	
		大小凉山地区	63.39%	13.66%	-78.45%	

续表3 细分维度、指标的剥夺发生率及其跨期变动

维度	指标	地区	2015—2016年	2019—2020年	跨期变动率
家庭资产、基础设施与公共服务	大件资产	秦巴山区	/	89.90%	/
		大小凉山地区	/	98.91%	/
	经营资金可得性	秦巴山区	/	87.88%	/
		大小凉山地区	/	90.16%	/
	农用地	秦巴山区	/	41.41%	/
		大小凉山地区	/	46.45%	/
	电力保障	秦巴山区	21.21%	1.01%	-95.24%
		大小凉山地区	43.72%	4.37%	-90.00%
	炊事燃料	秦巴山区	74.75%	60.61%	-18.92%
		大小凉山地区	92.90%	47.54%	-48.82%
	旱厕还是水厕	秦巴山区	67.68%	19.19%	-71.64%
		大小凉山地区	85.79%	28.96%	-66.24%
	网络稳定性	秦巴山区	63.64%	31.31%	-50.79%
		大小凉山地区	97.27%	20.22%	-79.21%
交通便利性	秦巴山区	58.59%	15.15%	-74.14%	
	大小凉山地区	79.78%	13.11%	-83.56%	
脱贫动能、脱贫认可度与满意度	健康劳动力生产就业情况	秦巴山区	32.32%	32.32%	0.00%
		大小凉山地区	36.07%	42.08%	16.67%
	脱贫认可度(家庭贫困自评)	秦巴山区	41.41%	14.14%	-65.85%
		大小凉山地区	48.63%	4.92%	-89.89%
	脱贫满意度	秦巴山区	/	14.14%	/
		大小凉山地区	/	7.65%	/

注:脱贫满意度指标只涉及2019—2020年脱贫满意度评价;家庭资产指标受限于受访者回忆困难,只用2019—2020年数据。

在“吃穿”的层次与稳定性这一指标上的剥夺也有显著缓解:秦巴山区从2015—2016年的55.56%下降到2019—2020年的34.34%,降幅为38.18%,大小凉山地区从76.50%下降到25.14%,降幅达67.14%。大小凉山地区在“吃穿”层次上提升更快。

从收入和“吃穿”(“两不愁”)脱贫效果的区域比较看,秦巴山区收入脱贫层次高(剥夺发生率降到8.08%),但“吃穿”层次较低(剥夺发生率高居34.34%);大小凉山地区尽管“吃穿”层次有较快提升,但收入脱贫层次较低(剥夺发生率仍居34.97%)。

从教育保障看,两地因病失学辍学、上学便利性及条件两个指标的剥夺较轻,但家庭学习环境的剥夺发生率较高(秦巴山区24.24%,大小凉山地区48.63%),其中,留守儿童缺乏足够的家庭教育和课后辅导。两地在职中、高中教育与有效技能培训两个指标上存在较严重的剥夺,“扶智”成效有待提升,特别是秦巴山区剥夺发生率不降反升,而大小凉山地区两个指标的初始剥夺率高(分别为61.75%和73.22%),脱贫后有所缓解(分别下降到53.55%和39.34%)。

从健康与医疗保障看,两地儿童在是否病残、营养状况、精神风貌、家庭关爱上的剥夺发生率较低,特别是大小凉山地区儿童精神风貌和家庭关爱剥夺进一步缓解;老年人身心健康或隐性贫困指标的剥夺程度较高,秦巴山区老年成员在是否病残、所受家庭关心上的剥夺发生率超过了60%和70%,存在家庭老年成员隐性贫困(居住或医疗保障存在不足,难以从子女处得到照料),秦巴山区该指标剥夺率维持在36%以上。这与一些学者(周绍杰等,2019)

的研究相印证,农村老年人正成为 2020 年之后巩固脱贫的重点帮扶对象。两地在病(伤)之后获医治及时性与条件、医疗负担及压力上的剥夺总体有所缓解,但是,大小凉山地区医疗保障基础薄弱,两个指标反映的医疗保障实效仍有提升空间。

两地在住房是否宽裕、有无独立厨房,以及饮水安全与质量指标上,剥夺发生率均有显著下降,特别是大小凉山地区降幅尤为明显;但是,在因房负债指标上,秦巴山区剥夺发生率较高,大小凉山地区剥夺发生率不降反升,因此应关注潜在的“因房负债、因债返贫”风险。

从家庭资产、基础设施与公共服务保障看,两地在大件资产、经营资金可得性以及农用地资源上存在较严重剥夺,生计资产不足制约了脱贫质量持续提升;电力保障、炊事燃料、厕所条件、网络稳定性以及交通便利性的指标剥夺发生率均显著下降,作为脱贫攻坚“普惠”成果,基础设施和公共服务改善提升了贫困人口福利水平(孙久文、夏添,2019)。秦巴山区炊事燃料、网络稳定性指标的剥夺发生率仍然较高,大小凉山地区在厕所条件上存在不足,这表明,能源减贫、数字脱贫、厕所革命将是新阶段进一步巩固脱贫成果的重要议题。

在劳动力参与生产的动能指标上,两地剥夺发生率处于较高水平(秦巴山区 32.32%,大小凉山地区 42.08%),大小凉山地区剥夺值不降反升(36.07%上升到 42.08%),“扶贫扶志”成效有待提升,可能存在一定“福利效应”。在脱贫认可度指标上,两地剥夺发生率显著下降,大小凉山地区脱贫满意度和认可度相对更高。

综上所述,“三保障”维度下的儿童入学、病(伤)医治的及时性及条件、医疗负担、住房与安全用水,基建维度下的交通便利性以及脱贫认可度的剥夺发生率降幅大,对巩固脱贫成果做出了关键贡献。但是,两地职(高)中入学机会、有效技能培训、老年人家庭照料、因房负债等“三保障”实效指标,以及脱贫动力指标的剥夺发生率处于较高水平;此外,生计资产不足制约两地村户脱贫发展能力。大小凉山地区“吃穿”层次稳步提升,但收入脱贫的层次与稳定性存在不足,秦巴山区与之相反;秦巴山区留守儿童家庭教育、老年人照料等隐性指标存在持续剥夺,老年成员隐性贫困现象值得关注。这表明,巩固脱贫成果评估结果并非只是指标的加总值,而是不同维度指标的有机体,应关注 MPI 的结构内涵及核心指标贡献。

五、不同子群的巩固脱贫成果评估

本部分基于区位、家庭、生计、建档立卡认定、致贫成因与贫困(脱贫)程度,进行基于巩固脱贫标准的 MPI 值的子群分解,识别与评估边缘贫困户、临界脱贫户以及潜在的“隐性贫困”群体的脱贫隐患和返贫风险。

(一) 基于地理与家庭特征的子群分解

表 4 按照距县城远近、居住地的地理地质类型、劳动力结构及规模、生计方式等标准,对两地村户进行子群分组,比较各组 MPI 值的跨期变动。

秦巴山区县城近郊村户两个时段 MPI 值为 0.306 和 0.054,均高于偏远乡村 MPI 值(0.264和 0.049);大小凉山地区近郊村户 2015—2016 年时段 MPI 值为 0.559,高于偏远乡村 MPI 值(0.519),但到 2019—2020 年时段 MPI 值降到 0.064,低于偏远乡村 MPI 值(0.107)。巩固脱贫成果存在空间不平衡性,秦巴山区近郊乡村“灯下黑”^①和大小凉山地区偏远乡村“边角穷”现象值得关注。

^①“灯下黑”通常形容,越是条件好的乡村,如靠近县城的地方,脱贫成效水平反而越低。

表4 基于地理与家庭特征进行的子群分解

分类	秦巴山区(原一般贫困地区)						大小凉山地区(原深度贫困地区)					
	2015—2016年 统计时段			2019—2020年 统计时段			2015—2016年 统计时段			2019—2020年 统计时段		
	MPI	H	A									
基于距离县城远近的子群分组												
远	0.264	0.566	0.466	0.049	0.132	0.373	0.519	0.922	0.563	0.107	0.245	0.437
近	0.306	0.622	0.492	0.054	0.133	0.407	0.559	1.000	0.559	0.064	0.150	0.426
基于地理地质类型的子群分组												
山地	0.309	0.649	0.477	0.100	0.250	0.401	0.519	0.953	0.545	0.095	0.232	0.410
平坝	0.205	0.417	0.491	0.035	0.095	0.374	0.576	0.964	0.597	0.085	0.197	0.431
基于家庭劳动力结构的子群分组												
无劳动力	0.360	0.778	0.463	0.059	0.111	0.533	0.565	1.000	0.565	0.119	0.273	0.435
半劳动力	0.315	0.649	0.486	0.066	0.175	0.374	0.517	0.915	0.564	0.098	0.225	0.437
全劳动力	0.200	0.438	0.457	0.023	0.063	0.370	0.548	0.980	0.559	0.077	0.180	0.429
基于家庭成员规模的子群分组												
成员数≤3	0.268	0.596	0.451	0.064	0.162	0.395	0.507	0.925	0.548	0.066	0.175	0.375
成员数>3	0.289	0.590	0.489	0.044	0.115	0.383	0.545	0.965	0.565	0.094	0.218	0.431
基于主要生计方式的子群分组												
政策兜底	0.395	0.571	0.692	0.080	0.250	0.320	0.633	0.977	0.648	0.111	0.262	0.424
乡村经营	0.333	0.651	0.512	0.091	0.216	0.421	0.612	1.000	0.612	0.083	0.176	0.472
进城务工	0.372	0.561	0.663	0.026	0.063	0.413	0.431	0.951	0.453	0.112	0.210	0.533

山地或高海拔地区村户脱贫成果有待巩固。2019—2020年秦巴山区山地村户MPI值为0.100,高于平坝村户MPI值(0.035);大小凉山地区山地村户MPI值为0.095,也高于平坝MPI值(0.085)。海拔高、地理条件差的山地村户应成为巩固脱贫成果的重点关注群体。

家庭劳动力越匮乏,脱贫稳定性越差。从全劳动力家庭到半劳动力家庭,再到无劳动力家庭,^①MPI值依次变大。半劳动力家庭MPI值下降“势能”最弱:秦巴山区半劳动力家庭MPI值由2015—2016年的0.315下降到2019—2020年的0.066,仍高于全劳动力家庭的MPI值(0.023)和无劳动力家庭的MPI值(0.059);大小凉山地区半劳动力家庭MPI值由0.517(三组家庭中最低,与民族地区福利政策有关)下降到0.098,超过全劳动力家庭MPI值(0.077)。半劳动力家庭人口负担重,一旦帮扶政策退出,可能成为最易返贫的农户群体。

家庭成员多的农户MPI值较高,这可能与这类家庭人口抚养负担重有关。从MPI值的跨期变动看,在秦巴山区样本村户中,成员超过3人的家庭反而有较为稳定的脱贫效果,MPI值从2015—2016年的0.289下降到2019—2020年的0.044,相比成员在3人及以下的家庭(MPI值从0.268降到0.064)降幅更大。结合在秦巴山区村户走访发现,实施精准扶贫以来,家庭成员超过3人的农户有更多劳动力外出务工,脱贫的内生动能更强,脱贫效果更为稳定。

秦巴山区和大小凉山地区村户在乡村经营和进城务工上有不同的脱贫效果:秦巴山区以乡村经营为生计的样本组初始MPI值为0.333,低于政策兜底和进城务工样本组,全面脱贫后的MPI值为0.091,高于政策兜底和进城务工样本组,从事乡村经营的脱贫效果低于预

^①原国务院扶贫办(现国家乡村振兴局)将贫困家庭的劳动力区分为全劳动力、半劳动力和弱劳动力,参考这一分类,本文将不存在“老弱病残”成员的家庭界定为全劳动力家庭,将存在一些“老弱病残”成员,但家庭户主或支柱成员健康的家庭界定为半劳动力家庭,将没有健康劳动力的家庭界定为无劳动力家庭。

期;大小凉山地区以乡村经营为生计的样本组初始 MPI 值为 0.612,高于进城务工样本组,但全面脱贫后的 MPI 值为 0.083,低于进城务工样本组,而进城务工样本组初始 MPI 值为 0.431,在三组中最低,全面脱贫后变为 0.112,成为三组最高。上述结果表明,在大小凉山地区等特色农产品资源丰富地区,农户开展特色产业经营融入乡村产业振兴有助于巩固脱贫成果;而在秦巴山区等劳动力丰富地区,进城务工表现出巩固脱贫成果的显著效应,但产业脱贫的稳定性有待市场检验。

(二) 基于贫困类型与贫困(脱贫)层次的子群分解

表 5 按照是否建档立卡、致贫成因、初始贫困深度、收入脱贫层次,对两地的样本村户进行分组,比较各组 MPI 值的跨期变动情况。

表 5 基于贫困异质性进行的子群分解

分类	秦巴山区(原一般贫困地区)						大小凉山地区(原深度贫困地区)					
	2015—2016 年 统计时段			2019—2020 年 统计时段			2015—2016 年 统计时段			2019—2020 年 统计时段		
	MPI	H	A									
是否建档立卡												
非建档立卡	0.274	0.575	0.477	0.046	0.115	0.400	0.526	0.952	0.552	0.093	0.214	0.433
建档立卡	0.335	0.727	0.460	0.092	0.273	0.339	0.663	1.000	0.007	0.030	0.071	0.421
致贫成因												
“老弱病残”	0.032	0.627	0.051	0.061	0.164	0.371	0.543	0.941	0.577	0.113	0.265	0.425
缺文化、技能	0.328	0.667	0.492	0.065	0.152	0.427	0.558	0.968	0.576	0.173	0.381	0.454
缺资金、机会	0.297	0.611	0.486	0.021	0.056	0.383	0.553	0.971	0.569	0.093	0.214	0.433
初始贫困深度(2015—2016 年的收入/贫困线,均值)												
<0.5 (深度贫困)	0.530	0.939	0.006	0.066	0.137	0.005	0.630	0.972	0.648	0.129	0.278	0.465
≥0.5 (浅层贫困)	0.231	0.556	0.004	0.047	0.131	0.004	0.514	0.952	0.540	0.078	0.185	0.421
收入脱贫层次(2019—2020 年的收入/贫困线,均值)												
<1.5 (较低层次)	0.309	0.689	0.005	0.084	0.250	0.003	0.590	1.000	0.590	0.225	0.578	0.004
≥1.5 (较高层次)	0.252	0.549	0.005	0.009	2.000	0.005	0.499	0.913	0.005	0.014	3.360	0.004

第一,2015—2016 年非建档立卡户与建档立卡户 MPI 值差异不大,非建档立卡户(未建档立卡的边缘贫困村户)MPI 值略低于建档立卡户。经过精准扶贫,两类村户 MPI 变动出现分化:秦巴山区非建档立卡户 MPI 值由 0.274 降到 0.046,降幅大于建档立卡户;大小凉山地区非建档立卡户 MPI 值由 0.526 降到 0.093,降幅小于建档立卡户,以至于 2010—2020 年的 MPI 值(0.093)超过建档立卡户(0.030),此类边缘贫困村户脱贫基础不够稳固,甚至相对贫困程度在加深,这可能与贫困户和非贫困户待遇的“悬崖效应”有关^①,亟需强化监测和帮扶。

第二,在致贫成因不同的各组村户中:因缺少资金与市场机会而致贫的村户,多维脱贫效果更为显著;因缺少文化与技能而致贫的村户,2015—2016 年和 2019—2020 年两个时段 MPI 值均为最大,降幅最小。人力资本贫困仍是制约脱贫效果的顽疾,智力扶贫的成效有待提升。

^①《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战三年行动的指导意见》(2018 年 6 月 15 日)强调,防止产生贫困村和非贫困村、贫困户和非贫困户待遇的“悬崖效应”,留下后遗症。

第三,按初始收入贫困程度进行分组,样本村户2015—2016年时段的收入/贫困线均值 <0.5 ,则属于收入深度贫困,收入/贫困线 ≥ 0.5 则属于收入浅层贫困。表5结果表明,在大小凉山地区,初始收入贫困较深的村户的多维脱贫的成效与稳定性相对不足。

第四,按收入脱贫层次进行分组,收入临界脱贫村户缺乏多维意义上的脱贫稳定性,这在大小凉山地区的样本村户中更为显著。

六、结论与启示

本文建构了一个可进行区域比较的巩固脱贫成果多维动态评估框架,通过考察基于巩固脱贫标准MPI值的跨期变动,评估以秦巴山区与大小凉山地区为代表的两类区域巩固脱贫成果状况:两地MPI值降幅均超过80%,大小凉山地区MPI降幅更大,但收入脱贫层次、稳定性和持续性较低,MPI值下降的主因在于多维减贫规模(H)而非平均剥夺(A)。两类地区尤其是大小凉山地区在职(高)中入学、有效技能培训、老年人家庭照料、因房负债等“三保障”实效以及脱贫内生动力指标上,存在多维脱贫方面的短板与隐患。山地村户相比平坝村户脱贫稳定性较差,半劳动力主导的家庭具有更大的返贫致贫风险;在秦巴山区等劳动力丰富区域,进城务工群体的脱贫生计基础更为稳固,在大小凉山等特色农业资源富集区域,农户参与乡村产业振兴产生了较为显著的脱贫效果;家庭成员缺乏文化技能的农户、初始收入贫困程度高的农户,以及临界脱贫农户亟需进一步巩固脱贫成果,提升多维脱贫的稳定性和持续性。

通过巩固脱贫成果多维动态评估的框架构建及区域应用,本文得到如下启示与建议:

第一,积极拓展以巩固脱贫成果为导向的中国特色多维治贫理论与方法,引领全球高质量、可持续减贫的研究探索。基于巩固脱贫标准的MPI动态评估框架反映了脱贫层次与稳定性、实效与真实性、动能与人本性、能力与多维性、结构与协调性五个涵义向度,是中国巩固脱贫成果评估的多维探索,也是全球多维贫困范式在巩固脱贫成果问题上的研究拓展。

第二,因地制宜运用巩固脱贫MPI动态评估框架,科学、高效地推动巩固脱贫成果后评估。正确认识和把握巩固脱贫成果的涵义与要求,强化脱贫稳定性、真实性和可持续性监测评估,识别不同类型区域、人口的返贫致贫风险,关注脱贫户参与乡村产业经营的成效和潜在风险。

第三,探索人的全面发展的多维评估方法,引导脱贫人口基于可持续生计内生融入乡村振兴、新型城镇化和城乡经济循环,确保人的现代化随中国式现代化而取得实质性进展。

第四,将巩固脱贫成果评估与区域发展质量评估相结合,补齐脱贫短板、夯实发展弱项,缓解区域相对贫困,推动脱贫地区全面振兴,扎实推进区域协调发展与共同富裕。

第五,因地制宜引导不同类型脱贫农户优化生计策略,激发其脱贫增收内生动力活力,保证收入脱贫的稳定性。在毗邻都市圈或城镇化基础较好的地区,提升脱贫劳动力进城务工的质量层次;在特色资源丰富地区构建贯通县乡村的电子商务体系和物流配送体系,强化技能培训的针对性和有效性,完善病虫害防治体系,为脱贫农户开展适度规模经营提供环境赋能和风险应对保障。有序普及职中、高中教育,强化扶志扶智成效,减少帮扶依赖和福利陷阱。

第六,有效甄别脱贫基础不稳固的易致贫返贫村户,识别“隐性贫困”人口,健全监测预警与应急兜底“一体化识贫治贫”机制。运用低保、特困供养、社区帮扶手段,完善“失依”老人(儿童)综合保障体系。加强资产与生计赋能,缓解半(弱)劳动力家庭、临界脱贫家庭的脆弱性。完善气象灾害与疫情常态化防控体系,防止规模性因疫因灾致贫返贫。

参考文献:

1. 陈志钢、毕洁颖、吴国宝、何晓军、王子妹一, 2019:《中国扶贫现状与演进以及 2020 年后的扶贫愿景和战略重点》,《中国农村经济》第 1 期。
2. 郭建宇、吴国宝, 2012:《基于不同指标及权重选择的多维贫困测量——以山西省贫困县为例》,《中国农村经济》第 2 期。
3. 郭军、张琛、马彪, 2021:《贫困地区脱贫质量及其影响因素研究》,《宏观质量研究》第 3 期。
4. 郭熙保、周强, 2016:《长期多维贫困、不平等与致贫因素》,《经济研究》第 6 期。
5. 贺立龙、朱方明、刘丸源, 2020:《结构视角下的深度贫困研究进展》,《经济学动态》第 2 期。
6. 侯亚景, 2017:《中国农村长期多维贫困的测量、分解与影响因素分析》,《统计研究》第 11 期。
7. 黄承伟, 2018:《论习近平新时代中国特色社会主义思想扶贫思想》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第 3 期。
8. 蒋南平、郑万军, 2017:《中国农民工多维返贫测度问题》,《中国农村经济》第 6 期。
9. 李博、张全红、周强、Mark Yu, 2018:《中国收入贫困和多维贫困的静态与动态比较分析》,《数量经济技术经济研究》第 8 期。
10. 李小云、于乐荣、唐丽霞, 2019:《新中国成立后 70 年的反贫困历程及减贫机制》,《中国农村经济》第 10 期。
11. 李志平、吴凡夫, 2020:《继续增加财政转移性支出可以提高脱贫质量吗——基于生计抗逆力和 CFPS 数据的实证》,《农业经济问题》第 11 期。
12. 罗玉辉、侯亚景, 2019:《中国农村多维贫困动态子群分解、分布与脱贫质量评价——基于 CFPS 面板数据的研究》,《贵州社会科学》第 2 期。
13. 萨比娜·阿尔基尔, 2007:《贫困的缺失维度》, 中译本, 科学出版社, 2010。
14. 沈扬扬、Sabina Alkire、詹鹏, 2018a:《中国多维贫困的测度与分解》,《南开经济研究》第 5 期。
15. 沈扬扬、詹鹏、李实, 2018b:《扶贫政策演进下的中国农村多维贫困》,《经济学动态》第 7 期。
16. 斯丽娟、王超群, 2020:《区域扶贫质量测度及其时空演变——基于贫困县夜间灯光数据的研究》,《宏观质量研究》第 6 期。
17. 孙久文、夏添, 2019:《中国扶贫战略与 2020 年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析》,《中国农村经济》第 10 期。
18. 王峰明, 2016:《悖论性贫困:无产阶级贫困的实质与根源》,《马克思主义研究》第 6 期。
19. 王汉杰、温涛、韩佳丽, 2020:《深度贫困地区农户借贷能有效提升脱贫质量吗?》,《中国农村经济》第 8 期。
20. 王小林、冯贺霞, 2020:《2020 年后中国多维相对贫困标准:国际经验与政策取向》,《中国农村经济》第 8 期。
21. 伍艳, 2020:《生计资本视角下农户稳定脱贫的动态测度》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第 2 期。
22. 杨龙、汪三贵, 2015:《贫困地区农户的多维贫困测量与分解——基于 2010 年中国农村贫困监测的农户数据》,《人口学刊》第 2 期。
23. 张栋浩、尹志超、隋钰冰, 2020:《金融普惠可以提高减贫质量吗? ——基于多维贫困的分析》,《南方经济》第 10 期。
24. 张全红、周强, 2015:《中国贫困测度的多维方法和实证应用》,《中国软科学》第 7 期。
25. 郑长德, 2018:《深度贫困民族地区提高脱贫质量的路径研究》,《西南民族大学学报(人文社科版)》第 12 期。
26. 周绍杰、杨骅骝、张君忆, 2019:《中国 2020 年后扶贫新战略——扶贫成就、主要目标、总体思路与政策建议》,《中国行政管理》第 11 期。
27. 左停、李泽峰、林秋香, 2021:《相对贫困视角下的贫困户脱贫质量及其自我发展能力——基于六个国家级贫困县建档立卡数据的定量分析》,《华南师范大学学报(社会科学版)》第 2 期。
28. Alkire, S., and J. Foster. 2011. "Counting and Multidimensional Poverty Measurement." *Journal of Public Economics* 95(7-8):476-487.
29. Alkire, S., and M.E.Santos. 2014. "Measuring Acute Poverty in the Developing World: Robustness and Scope of the Multidimensional Poverty Index." *World Development* 59:251-274.
30. Foster, J.E., J.Greer, and E.Thorbecke. 1984. "A Class of Decomposable Poverty Measures." *Econometrica* 52(3):761-766.
31. Foster, J.E. 2007. "A Class of Chronic Poverty Measures." Vanderbilt University Department of Economics

Working Paper, No.07-W01.

32. Haveman, R., R. Blank, R. Moffitt, T. Smeeding, and G. Wallace. 2015. "The War on Poverty: Measurement, Trends, and Policy." *Journal of Policy Analysis and Management* 34(3): 593-638.
33. Larochelle, C., J. Alwang, and N. Taruvinga. 2014. "Inter-temporal Changes in Well-being during Conditions of Hyperinflation: Evidence from Zimbabwe." *Journal of African Economies* 23(2): 225-256.
34. Nardo, M., M. Saisana, A. Saltelli, S. Tarantola, A. Hoffman, and E. Giovannini. 2008. "Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide." OECD Statistics Working Papers.
35. Ram R. 1982. "Composite Indices of Physical Quality of Life, Basic Needs Fulfillment, and Income: A Principal Component Representation." *Journal of Development Economics* 11(2): 227-247
36. Sen, A.K. 1999. *Development as Freedom*. Oxford: Oxford University Press.
37. UNDP. 2010. "Human Development Report 2010." <https://hdr.undp.org/content/human-development-report-2010>.

The Political Economy Analysis and the Multidimensional Dynamic Evaluation of Consolidating the Achievements of Poverty Alleviation: Based on a Sample Survey of Qinba Mountain Area and Liangshan Area

He Lilong¹, Zhu Fangming¹ and Zhang Chengwen²

(1: School of Economics, Sichuan University;

2: School of Public Administration, Sichuan University)

Abstract: According to five connotative dimensions, which are the level and stability of poverty alleviation, effectiveness and authenticity, kinetic energy and human nature, ability and multidimensionality, structure and coordination, this paper builds a multi-dimensional dynamic evaluation framework for consolidating the achievements of poverty alleviation. This paper transforms the static absolutely poverty standard into the dynamic consolidated poverty alleviation standard, forms a multi-dimensional poverty index based on the consolidated poverty alleviation standard, and inspects the changes of the multi-dimensional poverty index to evaluate the results of consolidating poverty alleviation. The research of Qinba mountain area and Liangshan area shows that: the MPI value of the two places has dropped by more than 80%, but the level of income poverty alleviation and stability are insufficient; there are deficiencies in several sectors, including the enrollment opportunities of vocational and high schools, effective skills training, care for the elderly, debt due to housing and the energy for poverty alleviation; households in mountainous villages, households who lack cultural skills, marginal poverty alleviation households and half-labor households have more risks of returning to poverty; households in labor-rich areas who worked in city and the households in featured resource-rich area who developed agricultural operations help consolidate the achievements of poverty alleviation. The above evaluation framework is a multi-dimensional exploration of analysis on consolidating the achievements of poverty alleviation, and also an application and an expansion of multi-dimensional poverty method in the field of consolidating the evaluation of poverty alleviation achievements. It provides a methodological reference for post-evaluation methods for consolidating the results of poverty alleviation and promoting the comprehensive revitalization of poverty alleviation areas.

Keywords: Consolidating the Achievements of Poverty Alleviation, Multidimensional Dynamic Evaluation, MPI, Qinba Mountain Area, Liangshan Area

JEL Classification: I32, O15

(责任编辑:彭爽)

DOI: 10.19361/j.er.2022.04.07

中国系统性金融风险及其对金融周期、经济周期的影响动态

赵修仪 邓 创*

摘要: 基于“市场活性”和“谐振强度”两个方面,本文提出系统性金融风险指数 SFRI 构建方法。在考察 1998 年 1 月至 2019 年 9 月我国金融风险变动态势的基础上,运用非线性动态计量模型进一步分析我国金融风险变动对金融周期、经济周期的影响机理。研究发现:(1)本文构建的系统性金融风险指数不仅反映了我国金融风险“快积聚、慢消融”的非对称性特征,而且与宏观经济和金融形势存在密切的关联动态。(2)金融风险变动对金融周期、经济周期的非对称性影响存在明显差异,金融风险上升对金融周期的负向影响强于金融风险下降对金融周期的正向影响;而其对经济周期的影响相对较弱且存在时变性。(3)金融风险对金融周期、经济周期的影响存在区制效应,在高金融风险区制内金融风险上升对金融周期、经济周期的负向影响显著强于低金融风险区制,而在所有区制下金融风险对金融周期的负向影响均显著强于其对经济周期的影响。上述结论为建立金融风险防范预警体系、进一步完善宏观审慎政策提供了新的经验依据和有益的政策启示。

关键词: 系统性金融风险;市场活性;谐振强度;经济周期;金融周期

中图分类号: F224.0

一、引言

自 2008 年国际金融危机爆发以来,学界和决策部门普遍意识到以维持价格稳定为核心的传统宏观调控政策难以兼顾金融体系的稳定,以防范系统性金融风险为目标的宏观审慎监管逐渐成为各主要经济体政策实践的重要组成部分。目前,我国经济正处于转变经济增长方式、优化经济结构、转换增长动力的转型期和攻关期,与此同时,金融体系中的各类风险因素和不确定因素也表现出快速聚集和集中暴露的演变态势。在此背景下,我国明确提出了“牢牢守住不发生系统性金融风险底线”这一目标。然而,由于系统性金融风险蕴藏于金融体系运转的多个层面,其内生性决定了系统性金融风险无法从根源上被消除(张晓朴,2010)。因此,正确识别和评估系统性金融风险,不仅是深入理解系统性金融风险传染机制和扩散效应的

*赵修仪,吉林大学数量经济研究中心,邮政编码:130012,电子信箱:xiuyi18@jlu.edu.cn;邓创(通讯作者),吉林大学数量经济研究中心,邮政编码:130012,电子信箱:dengchuang@jlu.edu.cn。

本文受国家自然科学基金面上项目“中国金融周期的波动特征、形成机理及其与经济周期的动态关联机制研究”(项目编号:71873056);教育部“春晖计划”合作科研项目“中国经济与金融不确定性的动态评估与交互影响机制研究”(2020);吉林省教育厅科学研究重大项目“‘双循环’新格局下吉林省经济下行风险的定量评估与应对策略”(项目编号:JKH20220938SK)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵修改意见,作者文责自负。

重要基础,更是全面监测和有效防控系统性金融风险、科学制定金融监管措施和宏观经济调控政策的关键前提,因而是近年来经济学界和决策部门共同关注的热点和难点问题。

本文将在厘清系统性金融风险内涵的基础上,首先提出一种新的系统性金融风险测度方法,从时域和频域两个维度全面考察金融体系内各指标之间的交互作用和谐振关系,突出对系统性金融风险破坏性和传染性两个方面的考虑,以期在进一步丰富现有系统性金融风险测度方法的基础上,合理评估我国金融体系的风险状态;其次,运用时变参数向量自回归(TVP-VAR)模型、平滑迁移向量自回归(LSTVAR)模型等系列经济计量模型,多角度地深入考察系统性金融风险对金融周期、经济周期的影响动态和作用机理,刻画出系统性金融风险对经济金融体系冲击影响的时变特征、非对称性和门限效应等系列非线性特征,以期在进一步理解系统性金融风险的顺周期特性的基础上,得到有关系统性金融风险防控与经济金融协调稳定发展的政策启示。

二、文献综述

关于系统性金融风险,目前学术界尚无明确定义。早期研究认为系统性金融风险是金融市场中影响所有资产且不能通过投资组合进行消除的风险,即不可分散风险。后续文献从不同视角对系统性风险的内涵进行了拓展或重新界定,例如 Minsky(1992)从影响结果的角度阐述了系统性金融风险将引发金融市场信息中断并可能导致金融功能丧失;De Bandt 和 Hartmann(2000)认为系统性金融风险在导致部分金融体系信心崩溃的基础上,加剧经济不确定性甚至对实体经济造成严重危害;Bernanke(2009)从危害范围的角度强调了系统性金融风险的爆发将对整个金融体系和宏观经济构成威胁,而非仅仅对部分金融机构稳定产生影响;以 Kaufman(1994)为代表的一些学者则从风险传染的角度指出,系统性金融风险的主要特点是其冲击将引起多米诺骨牌效应,迅速扩散至一连串的金融机构和市场。由此可见,尽管已有大量学者对系统性金融风险展开了多角度的深入探讨,但在系统性金融风险的内涵界定方面仍然存在一些分歧。

由于对系统性金融风险概念的界定不同,现有研究中有关系统性金融风险的测度方法也存在明显差异。文献中常见的测度方法主要有以下两类:第一类方法基于 Adrian 和 Brunnermeier(2016)提出的条件在险价值(CoVaR),即整个金融部门在某一机构处于特定状态下的在险价值(VaR),并以其在困境时期和正常时期整个系统的在险价值差(ΔCoVaR)定义金融系统因单一机构所处状态不同而引起的风险水平变化。他们还进一步将 ΔCoVaR 条件倒置,定义风险敞口($\text{Exposure}-\Delta\text{CoVaR}$)以评估系统遭遇危机时某一机构面临威胁的强度。基于这一方法,陈守东和王妍(2014)以极端分位数回归方法估计的 CoVaR 模型对 33 家上市金融机构进行了分析,研究表明银行业是中国系统性金融风险最重要的来源,且股票市场波动越剧烈,金融机构面临的损失越大;李政等(2019)同时以 ΔCoVaR 和 $\text{Exposure}-\Delta\text{CoVaR}$ 方法考察国内 33 家上市金融机构的系统重要性和脆弱性,结果表明商业银行和保险公司的系统重要性高于证券公司,而证券公司的脆弱性则相对更高。此类方法具有计算复杂度低而适用范围广的优势,但不具备可加性,可能难以准确反映整个金融体系的全局风险,并且随着研究的推进,已有学者对 ΔCoVaR 方法的可靠性提出了质疑(杨子暉等,2018)。

另一类研究则根据 Acharya 等(2017)提出的系统期望缺口(SES),其定义为整个金融体系资本短缺时单一机构的资本缺口水平,但由于 SES 数值基于事后观测,需要通过金融体系

收益率处于尾部时单个机构的边际期望损失 (*MES*) 和当期杠杆率对 *SES* 的回归关系测算 *SES* 期望值以指示风险,同时此方法还忽略了金融机构规模这一重要因素。Brownlees 和 Engle (2011) 对此作出改进,构造包含机构规模、杠杆水平和长期边际期望缺口的函数,用来反映金融市场长期下行时金融机构的预期资本缺口,以此作为系统性风险指数 (*SRISK*) 的测度依据。该方法不仅可以衡量整个金融体系的系统性风险水平,同时也可以测算单个金融机构的系统性风险,通过评估其在整个金融体系中的重要程度,对不同类型的金融机构实施差异化监管。梁琪等 (2013) 借助 *SRISK* 方法测算中国 34 家上市金融机构风险值,给出了金融机构系统重要性的判断标准,并指出影响金融机构系统重要性的首要因素是规模;陈湘鹏等 (2019) 对常用的系统性金融风险指标进行了比较分析,认为只有 *SRISK* 综合反映了规模、杠杆率和关联紧密性三个层面的信息,更适合中国金融体系,且整体 *SRISK* 值能够有效预测中国宏观经济活动,而整体 *MES* 值、整体 *SES* 值则不能。尽管 *SRISK* 可以反映金融体系的系统性风险,但其测度结果合理性在一定程度上依赖于对目标金融机构的选择,且存在计算复杂度较高的问题,因而近年来部分学者尝试探索新的系统性金融风险测度方法以克服上述局限性。

此外,一些学者从其他角度入手对系统性金融风险展开了测度。如 Lehar (2005) 以资产收益正态分布原假设下的联合违约概率度量系统性金融风险;Billio 等 (2012) 通过格兰杰因果检验分析金融市场内部和部分市场间关联程度,以此反映金融风险;Diebold 和 Yilmaz (2014) 基于股票收益率模型对美国主要金融机构进行了定向波动连通性测度并以此作为金融风险的指示;孙彦林和陈守东 (2019) 通过直接在金融景气指数中加入风险修正因素对系统性金融风险进行测算;等等。尽管这些研究丰富了系统性金融风险的测度方法,也得出了一些有益结论,但总的来看,关于系统性金融风险的测度问题尚未形成统一框架,在指标体系构建、测度方法等方面仍有较大的开拓空间。

除了系统性金融风险的测度问题以外,明确系统性金融风险对经济金融体系的影响也是当前学界和监管部门共同关注的热点问题之一,更是深入理解系统性金融风险 and 有效制定应对政策的关键所在。事实上,金融风险与宏观经济之间关系的研究可追溯到 Fisher (1933) 的债务-通缩理论,然而传统的真实经济周期理论坚持认为宏观经济波动并不受金融因素的影响,直到 Bernanke 和 Gertler (1989) 提出金融加速器理论后,金融风险对宏观经济波动的影响效应及其传导机制才开始受到学术界的广泛关注。特别是美国次贷危机席卷全球并引发多国实体经济衰退后,系统性金融风险对宏观经济与金融体系的影响开始成为新的研究热点。例如,Bullard 等 (2009) 研究发现系统性金融风险将在作用于金融体系后进一步危及到实体经济领域,给经济稳定带来严重的冲击影响;陈雨露和马勇 (2013) 构建金融失衡指数用于衡量系统性金融风险,并检验发现其先行于产业和价格的变动,同样证实了金融层面的失衡要先于宏观经济失衡的发生;Allen 等 (2012) 发现银行体系内较高的系统性风险水平将通过信贷渠道对宏观经济产生影响;Jim 和 Zeng (2014) 指出银行风险的变动会导致整体宏观经济活动的波动,且通过建立金融安全网和提高风险分担可以部分缓解银行风险冲击的不利影响;Chiu 等 (2015) 指出金融机构可以通过债权债务关联影响实体企业,因而金融机构风险在冲击整个金融体系的同时也会危及到实体经济部门;等等。尽管学界已普遍认同系统性金融风险积聚将对经济金融体系产生负向影响,但多数文献仍停留在定性分析层面,对于这一负向影响的定量刻画,特别是关于系统性金融风险对经济金融体系影响的非线性特征分析相对较少。

综上所述,尽管国内外学者针对系统性金融风险的测度及其对经济金融体系的影响展开了大量研究,并且得到了许多有益的结论和政策启示,但目前学者们对于系统性金融风险的界定和研究视角存在较大差异,并且就已有相关文献来看,在系统性金融风险测度方面仍有进一步探索的空间:首先,在系统性金融风险的测度过程中,考虑金融体系内部共生关系甚至与宏观经济之间交互反馈机制的研究较为少见;其次,在测度系统性金融风险的基础上,进一步深入讨论其与实体经济、金融体系之间影响机制的研究并不多见。

通过梳理现有文献,系统性金融风险的爆发可以大致描述为单个冲击事件直接或间接威胁金融市场中的多个主体(Bernanke, 2009),使其同时遭受重大损失(Benoit et al., 2017),并可能溢出到实体经济层面引起经济衰退(De Bandt and Hartmann, 2000)的现象。系统性金融风险至少具有以下四个方面的特性:其一是具有内生性,金融体系结构特征、合约性质以及基本制度等均可能蕴涵引发系统性金融风险的基本要素,这使得系统性金融风险无法从根本上消除;其二是具有破坏性或负外部性,即系统性金融风险不仅会削弱金融机构功能,而且其最后导致的社会财富损失将远大于金融机构的损失;其三是具有传染性,系统性金融风险可通过金融业务往来、预期影响等途径在金融机构甚至整个金融体系内迅速传递扩散;其四是具有顺周期性,即系统性金融风险可借由金融系统传导至实体经济领域,加速并放大宏观经济波动。鉴于上述特性,本文认为,系统性金融风险的识别和测度应源自金融体系内部各领域指标的系列变化,并突出考虑其对经济金融体系的冲击强度和传染范围两个方面。为此,作为一项有益尝试,本文将运用频域溢出指数方法和小波方法,从时域和频域两个维度综合考察风险冲击事件的发生概率和影响范围,提出一种新的系统性金融风险指数合成方法,并在分析其变动特征的基础上,进一步深入探讨系统性金融风险对金融周期、经济周期波动的影响动态与作用机理,以期有效防范系统性金融风险、实现经济与金融协调稳定发展提供有益的经验依据和政策启示。

三、基于“市场活性”与“谐振强度”的系统性金融风险指数合成方法

鉴于系统性金融风险的破坏性和传染性等特性,识别和测度系统性金融风险至少应重点关注以下两个方面:一是单个冲击事件发生的概率和冲击强度;二是冲击对金融体系影响的广度和深度。很显然,第一方面反映了金融体系中滋生冲击事件的可能性及其影响强度,金融市场越“活跃”,发生风险或异常事件的可能性越大。Barunik 和 Krehlik(2018)认为,金融体系内部的交互影响是系统性金融风险的重要来源之一,例如存款利率的变动将引起实际股票收益率期望的变化,从而对股票市场造成偏离趋势的永久性冲击。然而在一个金融体系中,不同来源的冲击可能引发不同频率的震荡从而在多个频段导致金融风险的累积,因此,本文将借鉴 Barunik 和 Krehlik(2018)的思路,将不同频域范围内金融体系内部的总溢出效应定义为“市场活性”,以此对金融市场的活跃程度进行评估。

本文在 Barunik 和 Krehlik(2018)研究基础上进行改进的原因有二:第一,从理论上,尽管上述“市场活性”可以描述风险事件发生后对金融体系造成的总溢出影响,但金融体系各领域之间的关联强度仍然可能对风险冲击的影响产生不容忽视的加速和放大效应。因此,衡量系统性金融风险时还应考虑金融体系中风险的传播速度和影响范围,即单个冲击引发整个金融体系振荡的可能性。Tse 和 Tsui(2002)研究股票市场和外汇市场、Bae 等(2003)分析不同地区股票市场时均观测到了市场间负回报高度一致的现象,Forbes 和 Rigobon(2002)

以及 Diebold 和 Yilmaz(2012)认为这一现象源于金融市场内部密切的相互关联,而非简单的传染。目前,市场间关联与金融风险传导相关的观点已得到学界比较广泛的认可,并在大量文献中作为衡量系统性金融风险或其他风险的依据之一(Benoit et al.,2017;李政等,2019)。虽然不同频域内的冲击影响渠道和传播特性可能不尽相同,但在金融体系内部关联更为紧密时,单一事件冲击对整个金融体系无疑会产生更为迅速和广泛的影响,特别是在金融体系内各频段的关联强度均普遍较高时,发生系统性金融风险的可能性也将显著增加。第二,在实际应用中,Barunik 和 Krehlik(2018)使用分频动态溢出指数法,以美国金融机构的超高频数据测度美国系统性金融风险,得到的结果具有较好的风险指示能力,而此类超高频数据在我国金融市场中难以获得,多数相关研究基于周数据或月数据展开,在测度精度上有所损失。因此,为了更为全面地考察金融体系内各类风险冲击事件带来的影响,本文参照物理学中的概念,将系统内全频域的关联强度称为整个金融体系的“谐振强度”,以此评估风险冲击的系统性影响,在理论层面使得本文测度的系统性金融风险指数能够同时反映系统性金融风险的破坏性和传染性,不仅与定义相符,而且在应用层面契合我国金融市场实际情况,对研究中使用低频数据造成的精度损失进行补偿。

本文基于上述“市场活性”和“谐振强度”两个方面,提出如下的系统性金融风险指数 $SFRI$ 构建方法:

$$SFRI_t = [FDCM_t \times FCOH_t]^{1/2} \quad (1)$$

(1)式中: $FDCM_t$ 表示第 t 期金融体系内各子市场之间分频动态总溢出指数,用于反映市场活性; $FCOH_t$ 表示第 t 期各金融子市场之间小波相关程度,用以反映金融体系全频域范围内的谐振强度。由于二者分别衡量金融体系中冲击事件的发生概率和冲击事件在金融子市场间传递并最终形成系统性金融风险的可能性,基于统计学原理,可将二者简单相乘得到系统性金融风险指数 $SFRI$ 。

(一) 市场活性

本文中市场活性的评估方法为利用由各金融指标构成的广义向量自回归系统,计算出该内生体系中各频域范围内的总动态溢出指数,即考察金融体系中单个冲击对各金融指标所产生的影响强度。考虑一个 s 阶 N 变量 VAR 模型:

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

(2)式中: Y_t 为包含 N 个内生变量的向量, $\Phi(L)$ 为产生稳定 VAR 系统的滞后多项式, $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ 为独立同分布的扰动向量。在满足平稳性假设时,(2)式可表示为:

$$Y_t = \Psi(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

(3)式中:多项式矩阵 $\Psi(L) = \Phi(L)^{-1}$ 。预测误差方差分解度量了 VAR 系统中一个变量的预测误差方差受其他变量冲击影响部分所占比例。在广义 VAR 框架中,变量 Y_j 能够解释 Y_i 的 H 步预测误差方差的比例 $\varphi_{ij}(H)$:

$$\varphi_{ij}(H) = \sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^H (\Psi_h \Sigma)_{ij}^2 / \sum_{h=0}^{H-1} (\Psi_h \Sigma \Psi_h') \quad (4)$$

(4)式中: Σ 为扰动项 ε 的协方差矩阵, σ_{jj} 为扰动项协方差矩阵的第 j 个对角元素。在广义预测误差方差分解下, $\sum_{j=1}^H \varphi_{ij}(H) \neq 1$ 时可对其进行标准化处理如下:

$$\tilde{\varphi}_{ij}(H) = \varphi_{ij}(H) / \sum_{j=1}^H \varphi_{ij}(H) \quad (5)$$

系统的动态总溢出效应水平,即所有变量冲击对总体预测误差方差分解的平均贡献为:

$$DCM(H) = 100 \times \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\varphi}_{ij}(H)}{\sum_{i,j=1}^N \varphi_{ij}(H)} = 100 \times \sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\varphi}_{ij}(H) / N \quad (6)$$

在此基础上,Barunik 和 Krehlik (2018)以频率响应代替广义预测误差方差分解脉冲响应,得出了广义预测误差方差分解的频谱表示。通过对(3)式中系数进行傅立叶变换,频率 ω 下 Y_t 的功率谱为:

$$S_Y(\omega) = \Psi(e^{-i\omega\theta}) \Sigma \Psi'(e^{i\omega\theta}) \quad (7)$$

(7)式中:频率响应函数 $\Psi(e^{-i\omega\theta}) = \sum_h \Psi_h e^{-i\omega\theta}$ 。功率谱 $S_Y(\omega)$ 描述了 Y_t 的方差在频率 ω 上的分布情况,据此可得到频率 ω 上广义预测误差方差分解为:

$$\theta_{ij}(H) = \frac{\sigma_{ij}^{-1} \sum_{h=0}^{\infty} (\Psi(e^{-ih\omega}) \Sigma)_{ij}^2}{\sum_{h=0}^{\infty} (\Psi(e^{-ih\omega}) \Sigma \Psi(e^{ih\omega}))_{ij}^2} \quad (8)$$

进一步可将其标准化为如下形式:

$$\tilde{\theta}_{ij}(\omega) = \theta_{ij}(\omega) / \sum_{j=1}^N \theta_{ij}(\omega) \quad (9)$$

由于单一频率点携带信息有限,在实际应用中通常将频率点积聚成频率带,测算不同频段的分频溢出指数,从而考察某一变量冲击在短、中、长期的影响。因此,在任一频率带 $b = (low, up)$ ^①上的总溢出指数可以表示为:

$$FDCM(b) = \tilde{\theta}_{ij}(b) = \int_{low}^{up} \tilde{\theta}_{ij}(\omega) d\omega \quad (10)$$

(二) 谐振强度

考虑到各金融领域之间的重要性存在差异,本文对(1)式中的谐振强度 $FCOH_t$ 采用以下加权公式计算:

$$FCOH_t = \sum_{i,j=1, i < j}^n (w_{ij,t} \times COH_{ij,t}) \quad (11)$$

(11)式中: $COH_{ij,t}$ 表示第 t 期 n 维指标体系中金融指标 i 与金融指标 j 之间的小波相关系数,对应的权重值 $w_{ij,t} = (w_{i,t} + w_{j,t}) / 2$,其中单个金融指标 i 的权重 $w_{i,t}$ 根据各金融指标与 CPI 构成的 VAR 系统中指标 i 的单位冲击对 CPI 所产生的累计影响(30 期脉冲响应累计值)来计算。

上述小波相关系数是将两个金融时间序列指标 i 和 j 分别经连续小波变换后所得序列的相关系数。一般地,小波变换是基于一个特定的母小波将时间序列数据分解为一系列波形的叠加,从而将其映射到一个时频二维空间,以使得分解后的序列可以同时携带时域和频

①由于可获得的统计数据长度有限,为兼顾频域覆盖范围和频带划分的置信度,本文选择略低于样本区间长度 50% 的 10 年作为 $FDCM_t$ 和 $COH_{ij,t}$ 最低频率,最高频率为一个月。

域两方面的特征。对于一个函数 $\Gamma(t)$, 若其傅立叶变换在全时域能量有限, 则可称其为一个母小波, 而一个包含伸缩平移的母小波序列可表示为:

$$\Gamma_{\tau,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \Gamma\left(\frac{t-\tau}{s}\right); \tau, s \in R; s \neq 0 \quad (12)$$

(12) 式中: s 为小波伸缩尺度, τ 为平移尺度。基于此, 可对任意函数 $f(t)$ 进行如下的连续小波变换:

$$W_f(\tau, s) = \langle f | \Gamma_{\tau,s} \rangle \frac{1}{\sqrt{s}} \int f(t) \Gamma\left(\frac{t-\tau}{s}\right) dt \quad (13)$$

Morlet 小波 $\Gamma_{\omega_0}(\omega) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0 t} e^{-t^2/2}$ 具有优异的数学性质, 在应用时适用范围广, 计算复杂度低, 并能够同时满足从时频两个维度分析时间序列的需求 (Daubechies, 1992), 因而广泛应用于经济金融领域的研究 (苏治、陈杨龙, 2012; 邓创等, 2021)。本文选取 Morlet 小波对各时间序列指标进行连续小波变换^①, 并进一步基于一个在时域和频域都光滑的算子 V 计算出小波相关系数 (Aguilar-Conraria and Soares, 2014):

$$COH_{i,j} = \frac{V(W_{ij})}{V(|W_i|^2)V(|W_j|^2)} \quad (14)$$

(14) 式中: 矩阵 W_i 和 W_j 描述的是参与相关性计算的两个小波, $W_{ij} = W_i W_j^*$ 。综合上述 (10) 和 (11) 式, 我们得到全样本下市场活性和谐振强度的评估方式, 在此基础上, 进一步采用滚动时窗方法即可计算出不同子样本期间的权重值 $w_{ij,t}$ 、小波相关系数 COH_{ij} , 以及动态溢出指数 $FDCM_t$, 合成出 (1) 式中的时变系统性金融风险指数。其中滚动时窗的窗口大小设定为 6 年 (72 期), 以兼顾对样本容量和时变特征的考虑。

与现有相关测度方法相比, 本文提出的系统性金融风险指数构建方法具有以下优势: 首先, 得益于动态溢出指数测度方法的优点, 进行预测误差方差分解时结果不受变量排序的影响 (Diebold and Yilmaz, 2012), 因而本文的合成结果有助于合理揭示金融市场中错综复杂的内部关系; 其次, 无论是溢出指数还是小波相关系数的计算, 在样本容量较大的情况下, 即可利用滚动时窗方法便利地对市场活性和谐振强度进行动态评估, 综合单一事件或风险的冲击强度和扩散速度两个方面考察系统性金融风险的时变特征; 最后, 相比 Barunik 和 Krehlik (2018) 等单纯利用分频动态溢出指数对金融风险进行刻画的方法而言, 本文还将全频域范围内小波相关性纳入考量, 一方面综合考虑了风险传播速度和影响范围, 另一方面在一定程度上回避了分频动态溢出指数测度结果波动较大且对低频波动序列 (如经济周期等宏观经济指标) 预警能力较弱的问题, 因而可以有效降低测度结果的偏误。

四、中国系统性金融风险指数的测度及其变动特征

本部分将根据上文所述原理, 以中国金融市场数据指标合成中国系统性金融风险指数。在选择金融子市场时, 本文参照现有研究的做法 (Goodhart and Hofmann, 2001; 邓创、徐曼,

^①作为稳健性检验, 本文研究过程中使用墨西哥帽小波和 DB4 小波代替 Morlet 小波进行指数合成, 得到结果与 $SFRI$ 数值上略有差异, 但整体上具有相似的变化趋势, 指示出的高 (低) 风险极值时点以及各极值点的相对水平也基本一致, 同样与中国历史经济金融形势相符。限于篇幅不在文中列出, 如有兴趣可与作者联系。

2014),选用涵盖股票市场、外汇市场、债券市场、信贷市场、货币市场和房地产市场共六个金融领域的代表性指标,分别为上海证券综合指数、人民币名义有效汇率、各类债券发行总量、金融机构贷款余额、银行间7天期同业拆借利率和国房景气指数;同时还选取CPI和工业增加值计算出通货膨胀和经济增长率,用于对系统性金融风险指数的合理性进行检验。以上指标数据来源于WIND数据库,样本区间为1998年1月至2019年9月^①。

图1描绘了本文合成得到的系统性金融风险指数SFRI的变动态势。结合样本期间内我国经济金融运行的现实情况来看,2003年末不良资产剥离初步完成,国有银行不良贷款率明显下降,系统性金融风险指数表现出下降趋势。2003年至2005年上半年,伴随着我国经济快速发展,出现了内外发展不均衡的问题,一方面国内经济出现局部过热,另一方面对外贸易依存度不断升高,特别是2005年基于汇率法统计计算的中国对发达国家外贸依存度高达63.6%,为同期发展中国家最高值,加之人民币被严重低估的国际舆论和贸易纠纷不断涌现,系统性金融风险指数于2005年3月起迅速攀升至同年6月的极值点,不少学者认为此时中国经济已陷入外部失衡状态(李昕、徐滇庆,2013)。随后我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度,取代了人民币汇率钉住美元的临时政策,人民币汇率定价更趋合理。同时,我国还对四大国有商业银行不良资产进行了又一次核销和剥离。在一系列措施影响下,系统性金融风险指数回落,可见汇率改革和银行体系风险治理有效化解了由内外部发展不平衡、外贸依存度偏高、贸易壁垒强化和人民币升值压力等诸多因素共同孕育的系统性金融风险。此次汇率制度改革后,人民币汇率基本保持稳定,即便在2008年国际金融危机期间也未出现大幅贬值的情况。四大国有商业银行不良贷款率也随着风险治理的深入和国家注资逐步降至合理范围内,为现代商业银行体系的建立打下了坚实基础。

2006年开始,我国股票市场不断升温,物价水平也随着经济高速增长和金融市场繁荣持续攀升,系统性金融风险指数自2006年3月开始上升,并于2007年初达到样本区间内的第二个高点。为防范经济金融过度繁荣带来的系统性风险,中央经济工作会议提出了“双防”宏观调控目标,中国人民银行先后16次上调存款准备金率。在稳健型财政政策与紧缩型货币政策等一系列调控措施的共同作用下,物价攀升得到遏制,系统性金融风险指数也开始迅速下降。

2008年下半年,国际金融危机全面爆发,世界经济陷入衰退。此时我国刚刚经历了经济周期和金融周期的上行阶段,巨大的外部金融风险向国内溢出导致我国股票市场泡沫迅速破灭,金融市场形势急转直下,实体经济也遭受严重打击,系统性金融风险指数从2008年10月起快速攀升至较高水平。期间,我国出台了包括“四万亿”计划在内的积极财政政策和适度宽松的货币政策以防止经济增速过快下滑,并积极治理地方债务风险。尽管在一系列政策的刺激下,经济增速在2009年1季度降至低点后迅速反弹,但国内通货膨胀水平仍处于高位,世界范围内金融危机的余波也尚未平息。从图1中可以看到,系统性金融风险指数在“高位”持续超过两年之久,足见此次危机对我国经济金融产生了持久性的冲击影响。但即便如此,系统性金融风险指数一直未突破0.7,表明这一阶段我国宏观调控有效抵御和化解了国际金融危机的冲击。

^①文中各项指标均在EViews 10中利用X12法进行了季节调整,并经过ADF检验后对存在单位根的序列进行了必要的对数差分处理,用于构建VAR模型的指标和VAR模型整体均通过平稳性检验。为节约篇幅,此处省略了对相关检验及数据处理过程的详细描述。

2014年末,以场内和场外融资交易为代表的杠杆资金进入股票市场,引起股价迅速上涨,其上涨之快、幅度之大均预示着崩盘风险的出现。2015年下半年至2016年间,我国A股市场先后发生了三次大规模的崩盘事件,股票价格暴跌,市值大幅蒸发。此次“股灾”时期,系统性金融风险指数出现了两次大幅涨落,第一次在2015年6月监管部门宣布“清场”时已高达0.755,“清场”行为及时地避免了系统性金融风险的继续积聚攀升,然而此后由国内21家券商组建的救市团队直接在二级市场的救市行动在遏制股市继续下跌、阻止股票市场危机向整个金融体系蔓延的同时,也致使股票市场定价效率降低、股价同步性上升、交易成本提高,在一定程度上伤害了市场质量(李志生等,2019),这可能也是系统性金融风险指数在2015年12月至2016年12月再度出现剧烈波动的原因。此后直至样本末期,我国系统性金融风险指数保持在较低水平。

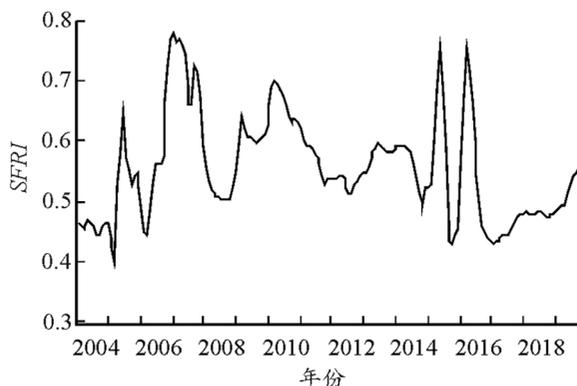


图1 系统性金融风险指数 SFRI

进一步地,为考察系统性金融风险指数的变动特征,本文借鉴经济周期波动分析中常用的“谷-谷”划分方法,将样本期间内系统性金融风险指数的峰值(极大值点)和谷值(极小值点)、以及对应的上升阶段与下降阶段的长度、坡度等特征加以整理,如表1所示。

表1 系统性金融风险指数变化阶段划分及统计特性表

阶段	谷点 (谷值)	峰点 (峰值)	谷点 (谷值)	上升阶段长度 (坡度)	下降阶段长度 (坡度)
1	2005M03 (0.400)	2005M06 (0.646)	2006M03 (0.445)	3个月 (8.20%)	9个月 (-2.23%)
2	2006M03 (0.445)	2007M01 (0.781)	2008M08 (0.503)	12个月 (2.80%)	7个月 (-3.97%)
3	2008M08 (0.503)	2010M03 (0.699)	2012M08 (0.513)	19个月 (1.03%)	29个月 (-0.64%)
4	2012M08 (0.513)	2013M06 (0.595)	2014M11 (0.496)	10个月 (0.82%)	17个月 (-0.58%)
5	2014M11 (0.496)	2015M05 (0.755)	2017M01 (0.430)	6个月 (4.32%)	20个月 (-1.63%)

由表1可见,样本期间内系统性金融风险指数呈现出较为明显的周期性变化特征,两次峰值间隔约为两年。从过去5轮周期性变化过程来看,除第2轮变化过程中上升阶段的长度长于下降阶段的长度外,其余4轮中上升阶段均明显短于下降阶段;并且除第2轮外,其余4轮变化中上升的坡度也均明显大于下降的坡度。如果严格统计系统性金融风险指数相比于上一期的变化情况,也可以发现整个样本期间,系统性金融风险指数上升阶段和下降阶

段分别为91个月(次)和97个月(次),所有上升阶段和下降阶段的平均坡度分别为1.97%和-1.75%。由此可见,无论从时间跨度还是从变化坡度来看,我国系统性金融风险整体上都表现出“快积聚、慢消融”的非对称性统计特征。这也强调了金融风险预警的紧迫性。

综合上述分析可知,尽管观测区间内历次金融风险成因各有差异,但本文构建的系统性金融风险指数在风险趋势和时间节点上均与事实相符。这表明该指数具备正确指示金融风险的能力,且其准确性不受金融风险成因的影响,因而可以作为系统性金融风险预警和变动态势分析的实用工具。

五、中国系统性金融风险对金融周期、经济周期影响的动态计量分析

探究中国系统性金融风险对金融周期和经济周期的影响特征,有助于进一步理解系统性金融风险对经济、金融体系的影响动态和传导机制,为有效防范金融风险冲击、推动经济金融平稳健康发展提供重要的经验依据与政策启示。本部分基于上文构建的系统性金融风险指数(*SFRI*),并分别以金融形势指数(*FCI*)和中国宏观景气一致指数(*CI*)刻画金融周期和经济周期的波动态势^①,借助TVP-VAR、LSTVAR等模型,依次从时变特征、非对称性以及门限效应等方面,考察系统性金融风险对金融周期与经济周期的影响特征。

(一) 系统性金融风险对金融周期、经济周期影响的时变特征

为考察不同时期系统性金融风险对金融周期与经济周期冲击影响的时变特征,本文首先构建由*SFRI*、*FCI*、*CI*组成的三变量时变向量自回归(TVP-VAR)模型,运用时变脉冲响应函数模拟出系统性金融风险对金融周期与经济周期的冲击动态。模型参数估计和时变脉冲响应函数的计算过程均在MATLAB R2017a中实现,为节省篇幅,本文省略对模型形式和估计结果的相关描述,直接绘制出时变脉冲响应结果如图2和图3所示。

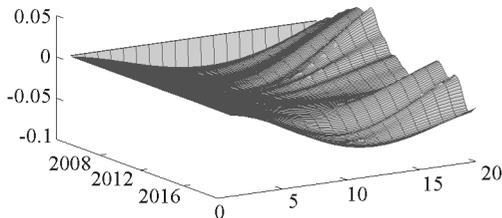


图2 *FCI*对*SFRI*冲击的时变响应

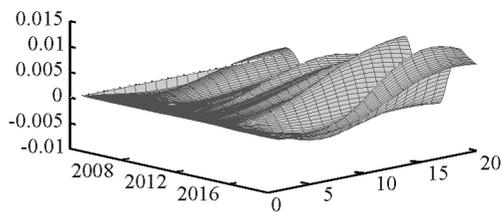


图3 *CI*对*SFRI*冲击的时变响应

由图2可知,当对*SFRI*施加一单位标准差的正向冲击时,在整个样本区间内,*FCI*均作出了负向响应。这一现象不难理解,金融风险的增加会使得部分极度厌恶风险的投资者率先抛售金融资产,导致金融资产价格下降进而使得金融周期呈现下行势头,越来越多的投资者开始对盈利预期持悲观态度并纷纷抛售金融资产,进一步拉低资产价格,从而引发资本投资市场的羊群效应,金融资产价格不断被拉低,金融周期持续下行。因此,金融风险的增加会对金融周期产生负向影响。

由图3可知,当对*SFRI*施加一单位标准差的正向冲击时,在短期内,大部分样本时点的*CI*均作出了负向响应;在中长期,部分样本时点的*CI*由负向响应转换为正向响应。结合上

^①金融形势指数*FCI*利用邓创和徐曼(2018)的测算方法进行计算,宏观景气一致指数*CI*进行了减100再除以100的处理,为节约篇幅并突出重点,本文省略了对金融周期、经济周期测量方法和波动态势的描述与分析。

文 *SFRI* 形势分析可知,在系统性金融风险指数较高时段,*CI* 的负向响应强度相对更大,响应持续期相对更长,而其余时段 *CI* 的负向响应强度相对较小,响应持续期相对较短,且累计响应并非显著小于 0。这表明在金融风险较高时,风险继续积聚将会溢出并对实体经济造成负向冲击,而在系统性金融风险较低时,风险积聚对实体经济的抑制效应相对较小。

此外,对比图 2 和图 3 可知,当对 *SFRI* 施加一单位标准差的正向冲击时,*FCI* 的响应强度明显大于 *CI* 的响应强度。这表明系统性金融风险上升对金融周期的影响相较经济周期更为显著。对比图 2 和图 3 还可发现,无论所处时点金融风险形势如何,系统性金融风险上升几乎总对金融周期产生负向影响;而系统性金融风险对经济周期的影响与所处时点风险值相关,当系统性金融风险水平较高时,风险继续上升对经济周期产生负向影响,而当系统性金融风险水平较低时,风险上升对经济周期的负向影响相对较小。在系统性金融风险水平较高时,风险会向实体经济溢出的结论与现有文献结论相符(De Bandt and Hartmann, 2000),其原因可能有二:(1)企业持有的金融资产是金融市场的重要组成部分,高金融风险引致金融周期快速下行将对这些主体造成严重打击;(2)金融资产缩水造成社会财富流失,消费能力下降,引起经济周期下行。而在市场金融风险水平较低时,风险对实体经济的影响相对较小的原因可能是,由于国内企业持有金融资产配置主要基于“蓄水池”动机,即在市场环境宽松时购入金融资产,提升未来的流动性,而在市场环境趋紧时适当出售资产换取资金以舒缓压力、维持企业运营,因此,系统性金融风险在较低水平上升不足以对实体经济造成显著冲击(胡奕明等,2017)。

(二) 系统性金融风险对金融周期、经济周期影响的非对称性特征

接下来,本文进一步考察在金融风险积聚阶段和消散阶段,金融风险对金融周期和经济周期的影响。我们对序列 *SFRI* 进行差分得到序列 *DSFRI*,根据 *DSFRI* 取值的正负将序列划分为 $DSFRI_t^+ = \max(DSFRI_t, 0)$ 和 $DSFRI_t^- = |\min(DSFRI_t, 0)|$,二者分别代表金融风险积聚和金融风险消散。本文以 $DSFRI_t^+$ 、 $DSFRI_t^-$ 、*FCI* 和 *CI* 四变量构建 TVP-VAR 模型,以模型的脉冲响应函数模拟 $DSFRI_t^+$ 和 $DSFRI_t^-$ 对 *FCI* 和 *CI* 的冲击动态。以系统性金融风险指数差分构建 $DSFRI_t^+$ 和 $DSFRI_t^-$ 的方法与邓创和徐曼(2014)的研究一致,旨在研究系统性金融风险积聚和消散对经济金融周期双向影响的同时,也对我国系统性金融风险的演化特征加以分析。具体结果如图 4 和图 5 所示,二者分别代表在不同样本时点 *FCI* 与 *CI* 在第 2 期的响应。

由图 4 可以看出,当分别对 $DSFRI_t^+$ 和 $DSFRI_t^-$ 施加一单位标准差正向冲击时,*FCI* 均作出了负向响应,且响应强度具有显著的非对称性,*FCI* 对 $DSFRI_t^+$ 冲击的响应强度在整个观测区间均接近于 *FCI* 对 $DSFRI_t^-$ 冲击的响应强度的两倍,即系统性金融风险上升时期风险值进一步增加对金融周期造成的负向影响明显强于风险下降时期的风险值进一步降低对金融周期的正向影响。这意味着即便未发生系统性金融风险,金融风险下降对金融周期的提升效应也是相对较弱的。产生这种现象的原因在于:一方面,金融风险积聚造成的信贷紧缩和不确定性增加,从而使得企业面临更强的流动性约束、更加动荡的市场经营环境,进而导致企业的产出下降。与此同时,家庭部门的金融资产价值缩水,收入水平下降,家庭部门在面临更低的收入水平和更强的信贷约束时,消费能力也随之下降。金融风险积聚对实体经济造成的这些损失无法在风险消散后立刻回复到金融体系平稳运作时的水平。另一方面,由于市场参与者无法精准判断金融风险何时消散,因此,其对市场的信心不会在金融形势好转时立刻回到高位,而是会在较长一段时间持观望态度,从而导致即使在金融风险消散之后,实体经济的投资也难以回复到金融体系稳定时的水平。上述两方面的原因共同导致系统性

金融风险水平下降对金融周期的提升效应相对较弱。

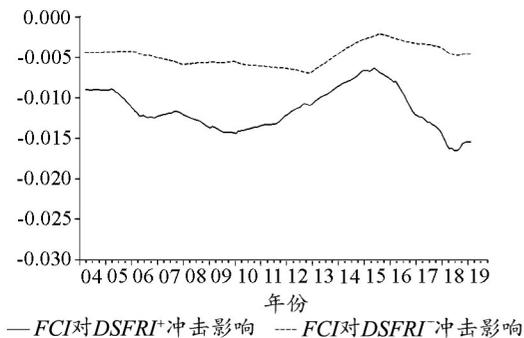


图4 FCI对DSFRI冲击的响应图

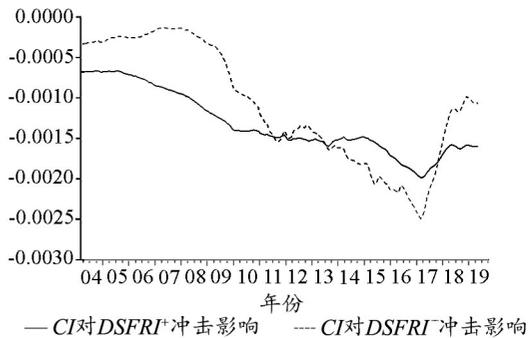


图5 CI对DSFRI冲击的响应图

由图5可知,当分别对 $DSFRI_t^+$ 和 $DSFRI_t^-$ 施加一单位标准差的正向冲击时, CI 均作出了负向响应,且响应强度同样具有明显的非对称特征,具体表现为在2013年5月至2017年9月样本期间, CI 对 $DSFRI_t^-$ 冲击的响应强于其对 $DSFRI_t^+$ 冲击的响应,其余样本期间则与此相反。这表明,2013年5月至2017年9月,系统性金融风险积聚对经济周期的负向影响要弱于风险消散对经济周期的正向影响,而在其余时间段,系统性金融风险积聚对经济周期的负向影响要强于风险消散对经济周期的正向影响。其原因可能是当时刺激性的宏观调控政策缓和了国际金融危机影响向国内溢出造成的金融风险,并促使经济周期迅速转入上行,从而放大了金融风险消散对实体经济的正向影响。

(三) 系统性金融风险对金融周期、经济周期影响的门限效应

最后,本文借助门限向量自回归(TVAR)模型和LSTVAR模型进一步考察不同区制下系统性金融风险对金融周期和经济周期的影响。首先,本文以 $SFRI$ 为门限变量构建关于 $SFRI$ 、 FCI 和 CI 三变量的TVAR模型,测算结果显示模型存在一个门限,且门限值为0.575^①。然后,本文以 $SFRI$ 作为迁移变量构建关于 $SFRI$ 、 FCI 和 CI 三变量的LSTVAR^②模型,并以TVAR计算出的门限值作为迁移门限值,分别计算高风险区制、低风险区制下 FCI 、 CI 对 $SFRI$ 冲击的响应函数,以模拟不同风险区制下金融风险对金融周期和经济周期的影响,结果如图6和图7所示:

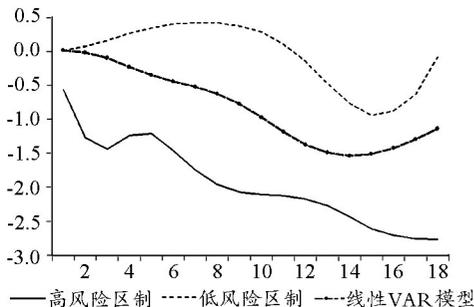


图6 不同风险区制下SFRI对FCI的影响

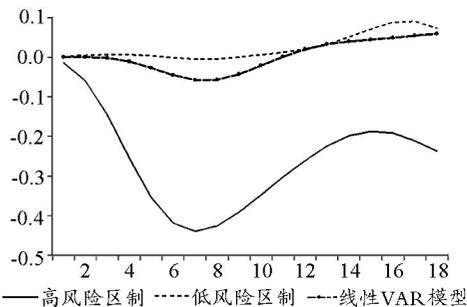


图7 不同风险区制下SFRI对CI的影响

①TVAR模型门限数量及数值通过R语言tsDyn工具包门限回归计算得出。

②由于LSTVAR模型假定样本到达区制边缘仍然停留一段时间,相比TVAR模型更适合分析波动幅度大的金融时间序列,因此,本文选取LSTVAR进行后续分析。

由图 6 可知,当对 $SFRI$ 施加一单位标准差正向冲击时,在高风险区制模型中, FCI 产生了负向影响;而在低风险区制模型中, FCI 最开始产生了正向响应,并在 11 期后转变为了负向响应。这表明当金融风险处于高区制时,风险上升会对金融周期产生较强的负向影响;而当金融风险处于低区制时,在短期内,金融风险上升对金融周期产生正向影响,而在中长期,金融风险上升则对金融周期产生负向影响。当金融风险处于高区制时,金融风险上升对金融周期的影响与上文所述情形相同,但其响应强度更大,响应持续期也 longer。由于金融风险往往伴随着金融市场的过度繁荣,在风险水平相对较低时,投资者的盲目乐观情绪会进一步哄抬金融资产价格,推动金融周期上升,最终导致杠杆率攀升至警戒水平,平衡杠杆率的资产出售行为引起金融资产价格下降,从而对金融周期造成下行压力。

由图 7 可知,当对 $SFRI$ 施加一单位标准差正向冲击时,在高风险区制模型中, CI 作出了负向响应;在低风险区制模型中, CI 的响应则十分微弱,且接近于 0。这再次印证了上文“在金融风险较高时,风险继续积聚将会溢出并对实体经济造成负向冲击,而在金融风险较低时,风险积聚对实体经济的抑制效应相对较小”的结论。

另外,本文以 $DSFRI$ 为迁移变量构建包含 $SFRI$ 、 FCI 和 CI 的三变量 LSTVAR 模型,以进一步探究不同风险增速下金融风险对金融周期和经济周期的影响。具体脉冲响应结果如图 8 和图 9 所示。其中图 8 表示 FCI 对 $SFRI$ 冲击的响应结果,图 9 表示 CI 对 $SFRI$ 冲击的响应结果。

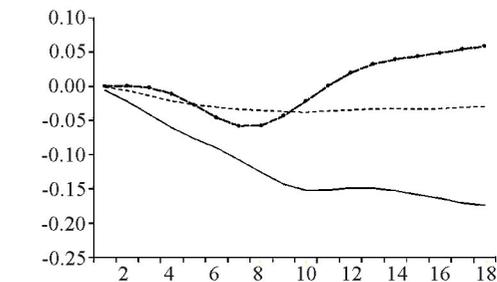
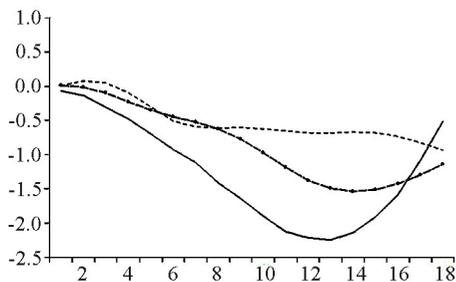


图 8 不同风险增速区制下 $SFRI$ 对 FCI 的影响

图 9 不同风险增速区制下 $SFRI$ 对 CI 的影响

由图 8 可知,无论是在高风险增速区制还是在低风险增速区制中,当对 $SFRI$ 施加一单位标准差的正向冲击时, FCI 均作出了显著的负向响应,且在高风险增速区制中的响应强度高于低风险增速区制。由图 9 可知,当对 $SFRI$ 施加一单位标准差的正向冲击时,在高风险增速区制中, CI 作出了负向响应,但在低风险增速区制模型中, CI 的负向响应则十分微弱。本文认为金融市场的非理性繁荣和繁荣情绪的社会传染是这一现象的成因。考虑一个风险快速积聚的过程:某一事件(如技术创新、政策变化或某一重大事件)导致金融市场大量微观主体对盈利前景盲目乐观,增加投资头寸,短期内大量资金进入市场致使市场进入非理性繁荣状态,金融泡沫形成,与此同时,认为资产价格将长期持续上涨的观点会在大众范围传播,再次助长盲目的繁荣情绪,如此循环往复,即便金融市场在初始阶段处于风险较低水平,金融杠杆率也可能迅速攀升;而当金融机构抛售资产以平衡杠杆率时,微观主体的情绪又容易转向悲观,随之抛售资产导致价格下跌。在过度繁荣时期,资产价格又通过风险偏好与信贷联结,彼此交互增强影响,推动泡沫急速膨胀。一旦资产价格泡沫破灭,经济金融形势将立刻由盛转衰,导致资产价格下降,信贷紧缩程度也进一步放大,从而致使经济、金融周期下行。

六、结论与政策启示

本文基于对系统性金融风险代表性定义的归纳总结,提出了新的包含时频联合特征的系统性金融风险指数测度方法,以此考察我国金融风险的变动态势。在此基础上,本文进一步借助 TVP-VAR 和 LSTVAR 等模型从时变特征、非对称性以及区制效应等方面分析金融风险对金融周期和经济周期的动态影响。得出的主要结论如下:(1)我国金融风险变动呈现出“快积聚、慢消融”的非对称性特征,且近年来呈现出上升态势。(2)金融风险上升和下降对金融周期与经济周期均存在非对称性影响,具体表现为金融风险上升对金融周期的负向影响强于金融风险下降对金融周期的正向影响;2013年5月至2017年9月,金融风险增加对经济周期的负向影响要弱于金融风险减少对经济周期的正向影响,而在其余时间段,金融风险增加对经济周期的负向影响要强于金融风险减少对经济周期的正向影响。(3)金融风险对金融周期和经济周期的影响存在区制效应,在高金融风险区制内,金融风险上升对金融周期和经济周期的负向影响显著强于低金融风险区制的影响;当以金融风险增速划分高低区制时,上述结论同样成立。此外,在不同区制下,金融风险对金融周期的负向影响均显著强于其对经济周期的影响。

依据上述结论,本文得出如下政策启示:

第一,政府部门应密切关注金融风险积聚水平,并对不同金融子市场实施分类、差异化监管,从而在金融市场发生冲击事件时及时溯源,并通过科学合理的宏观政策予以控制。因此,积极探寻符合我国国情的系统性金融风险测度方法,并在此基础上建立有效的金融风险防控体系,对于切实保障经济金融体系平稳运行、有效防控系统性金融风险具有至关重要的作用。本文基于“市场活性”和“谐振强度”合成的系统性金融风险指数兼顾理论基础与我国金融市场实践,是反映金融风险变动态势的合理指标之一,可为政府相关部门监测金融风险动态、保障金融体系平稳运行提供参考依据。

第二,金融风险上升对金融周期和经济周期的负向影响强度明显大于金融风险下降对金融周期和经济周期的正向影响,且当金融风险水平或者增速较高时,金融风险对金融周期和经济周期的负向影响也相对较强,由此可知,金融风险在攀升积聚阶段对金融体系和实体经济的危害相对较大,并且即使在消散阶段,实体经济也需要相对较长的过程才能回复到正常水平。这意味着在宏观审慎政策实践中,风险防控策略要优于风险治理策略,因此,政府应关注金融市场运行态势,通过法律法规完善经济金融体系并与时俱进深化改革,对金融风险抬头态势保持警惕,着力防控金融风险于未然,以避免其攀升积聚进而影响金融体系和实体经济的良性发展。

第三,本文研究表明,金融风险对实体经济的破坏强度要大于风险退去后实体经济的自我恢复能力。我国经济、金融市场实践表明,当金融市场冲击出现时,及早遏制可以有效避免金融风险扩散并威胁实体经济;当金融冲击引致经济下行时,则需要适当提振经济避免陷入衰退。因此,应建立经济金融防火墙体系,早发现早处置,尽可能避免金融风险向实体经济溢出,而当金融风险水平突破管控底线时,则可以通过行政干预与市场定向扶持相结合的一系列举措,迅速抬升经济运行态势,提振市场参与者的投资信心,稳定市场预期,防止经济陷入持续衰退;并在重建市场信心后适时调整宏观政策,尽快回复市场运行常态,避免经济增长出现大起大落。

第四,在不同区制下,金融风险变动对金融周期的负向影响均显著强于其对经济周期的影响。这表明我国金融体系对金融风险有一定的吸收能力,从而可在一定程度上降低金融风险对实体经济的冲击效应,金融体系能够相对较好地服务于实体经济。因此,政府在完善金融市场体制的同时还应继续坚持金融服务实体经济的原则,以保障金融体系充分发挥“蓄水池”作用。

参考文献:

- 1.陈守东、王妍,2014:《我国金融机构的系统性金融风险评佔——基于极端分位数回归技术的风险度量》,《中国管理科学》第7期。
- 2.陈湘鹏、周皓、金涛、王正位,2019:《微观层面系统性金融风险指标的比较与适用性分析——基于中国金融系统的研究》,《金融研究》第5期。
- 3.陈雨露、马勇,2013:《构建中国的“金融失衡指数”:方法及在宏观审慎中的应用》,《中国人民大学学报》第1期。
- 4.邓创、徐曼,2014:《中国的金融周期波动及其宏观经济效应的时变特征研究》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- 5.邓创、徐曼,2018:《中国金融周期与经济周期的交互影响作用分析——基于动态溢出指数方法的实证研究》,《上海财经大学学报》第6期。
- 6.邓创、赵修仪、赵珂,2021:《中美两国金融子市场的周期波动特征与传导机制研究——基于频域视角的比较分析》,《数量经济研究》第1期。
- 7.胡奕明、王雪婷、张瑾,2017:《金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》第1期。
- 8.李昕、徐滇庆,2013:《中国外贸依存度和失衡度的重新估算——全球生产链中的增加值贸易》,《中国社会科学》第1期。
- 9.李政、涂晓枫、卜林,2019:《金融机构系统性风险:重要性与脆弱性》,《财经研究》第2期。
- 10.李志生、金凌、张知宸,2019:《危机时期政府直接干预与尾部系统风险——来自2015年股灾期间“国家队”持股的证据》,《经济研究》第4期。
- 11.梁琪、李政、郝项超,2013:《我国系统重要性金融机构的识别与监管——基于系统性风险指数SRISK方法的分析》,《金融研究》第9期。
- 12.苏治、陈杨龙,2012:《基于Morlet小波时频互相关的股指期货价格发现效率研究》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 13.孙彦林、陈守东,2019:《基于关键性风险因素的中国金融状况指标体系构建研究》,《南方经济》第5期。
- 14.杨子晖、陈雨恬、谢锐楷,2018:《我国金融机构系统性金融风险度量与跨部门风险溢出效应研究》,《金融研究》第10期。
- 15.张晓朴,2010:《系统性金融风险研究:演进、成因与监管》,《国际金融研究》第7期。
- 16.Acharya, V. V., L.H.Pedersen, T.Philippon, and M.P.Richardson.2017.“Measuring Systemic Risk.” *The Review of Financial Studies* 30(1): 2-47.
- 17.Adrian, T., and M.K.Brunnermeier.2016.“CoVaR.” *American Economic Review* 106(7): 1705-1741.
- 18.Aguiar-Contraria, L., and M. J. Soares. 2014. “The Continuous Wavelet Transform: Moving Beyond Uni- And Bivariate Analysis.” *Journal of Economic Surveys* 28(2): 344-375.
- 19.Allen, L., T.G.Bali, and Y.Tang.2012.“Does Systemic Risk in the Financial Sector Predict Future Economic Downturns?” *Review of Financial Studies* 25(10): 3000-3036.
- 20.Bae, K.H., G.A.Karolyi, and R.M.Stulz.2003.“A New Approach to Measuring Financial Contagion.” *Review of Financial Studies* 16(3): 717-763.
- 21.Barunik, J., and T. Krehlik. 2018. “Measuring the Frequency Dynamics of Financial and Macroeconomic Connectedness.” *Journal of Financial Econometrics* 16(2): 271-296.
- 22.Benoit, S., J. Colliard, C. Hurlin, and C. Perignon.2017.“Where the Risks Lie: A Survey on Systemic Risk.” *Review of Finance* 21(1): 109-152.
- 23.Bernanke, B.2009.“A Letter to Sen.Bob Corke.” *The Wall Street Journal*, 2009-11-18.
- 24.Bernanke, B., and M.Gertler.1989.“Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations.” *American Economic Review* 79(1): 14-31.
- 25.Billio, M., M.Getmansky, A.W.Lo, and L.Pelizzon.2012.“Econometric Measures of Connectedness and Systemic Risk in the Finance and Insurance Sectors.” *Journal of Financial Economics* 104(3): 535-559.

26. Brownlees, T. C., and R. Engle. 2011. "Volatility, Correlation and Tails for Systemic Risk Measurement." New York University Working Paper.
27. Bullard, J., J. C. Neely, and C. D. Wheelock. 2009. "Systemic Risk and the Financial Crisis: A Primer." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 91: 403-417.
28. Chiu, W. C., J. I. Pena, and C. W. Wang. 2015. "Industry Characteristics and Financial Risk Contagion." *Journal of Banking & Finance* 50(C): 411-427.
29. Daubechies, I. 1992. *Ten Lectures on Wavelets*. Montpellier: Capital City Press.
30. De Bandt, O., and P. Hartmann. 2000. "Systemic Risk: A Survey." CEPR Discussion Papers, No. 2634.
31. Diebold, F. X., and K. Yilmaz. 2012. "Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers." *International Journal of Forecasting* 28(1): 57-66.
32. Diebold, F. X., and K. Yilmaz. 2014. "On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms." *Journal of Econometrics* 182(1): 119-134.
33. Fisher, I. 1933. "The Debt Deflation Theory of Great Depression." *Econometrica* 1: 337-357.
34. Forbes, K. J., and R. Rigobon. 2002. "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements." *The Journal of Finance* 57(5): 2223-2261.
35. Goodhart, C., and B. Hofmann. 2001. "Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy." *Proceedings* 114(2): 198-230.
36. Jin, Y., and Z. Zeng. 2014. "Banking Risk and Macroeconomic Fluctuations." *Journal of Banking & Finance* 48: 350-360.
37. Kaufman, G. 1994. "Bank Contagion: A Review of the Theory and Evidence." *Journal of Financial Service Research* 8: 123-150.
38. Lehar, A. 2005. "Measuring Systemic Risk: A Risk Management Approach." *Journal of Banking & Finance* 29(10): 2577-2603.
39. Minsky, H. P. 1992. "The Financial Instability Hypothesis." The Levy Economics Institute Working Paper, No. 74.
40. Tse, Y. K., and A. K. C. Tsui. 2002. "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations." *Journal of Business & Economic Statistics* 20(3): 351-362.

China's Systemic Financial Risk and Its Dynamic Impact on Financial and Business Cycles

Zhao Xiuyi and Deng Chuang

(Center for Quantitative Economics, Jilin University)

Abstract: In this article, a new financial risk measurement, Systemic Financial Risk Index (SFRI) was proposed. Further, on the basis of measuring China's systemic financial risk in recent decades, the dynamic impact of financial risk on business and financial cycles are empirically analyzed with non-linear models. It is revealed that (1) China's systemic financial risk gathers rapidly and scatters rather slowly, and is closely connected with financial system and macroeconomy; (2) the change of financial risk affects financial market and macroeconomy in a non-symmetric way, the increasing of SFRI draws negative impact on finance cycle which is significantly stronger than that of the positive impact drawn by its decreasing, while it affects business cycle in a much weaker as well as time-varying pattern; (3) the growth of financial risk exerts non-linear impact on financial market and macroeconomy, negative impact observed in the high regime is far more severe than that in low regime, besides, its impact on financial cycle is stronger than business cycle in all regimes. The mentioned results could provide new empirical basis and beneficial policy enlightenment for the establishment of financial risk alarming system and probable improvement of macro-prudential policy.

Keywords: Systemic Financial Risk, Market Activity, Resonance Intensity, Business Cycle, Financial Cycle

JEL Classification: C32, E32, G20

(责任编辑:陈永清)

DOI: 10.19361/j.er.2022.04.08

“多轨制”养老金与家庭消费相对剥夺

李晓飞 臧旭恒*

摘要:我国“多轨制”养老金与消费不平等特征共存。本文利用中国家庭金融调查2013年、2015年和2017年面板数据实证分析“多轨制”养老金对家庭消费相对剥夺的影响。研究发现,“多轨制”养老金不平衡显著加剧了家庭消费相对剥夺。影响机制为:不同养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,进而加剧了家庭消费相对剥夺。这种影响在食品、生活用品及服务 and 医疗保健等消费类型上更显著。异质性分析表明,“多轨制”养老金对女性户主、养老金依赖度高、农村和中西部地区的家庭消费相对剥夺影响更大。扩展分析结果显示,“多轨制”养老金通过预期效应加剧了未退休家庭的消费相对剥夺,养老金制度并轨改革通过调节效应减弱了未退休家庭的预期效应。因此,应加快健全覆盖全民、统筹城乡、公平统一的多层次社会养老保障体系。

关键词:“多轨制”养老金;养老金不平衡;消费不平等;消费相对剥夺

中图分类号: F840.67; F063.2

一、引言

“十四五”规划指出我国发展不平衡不充分问题仍然突出,城乡区域发展和收入分配差距较大,民生保障存在短板。虽然我国已经建立了世界上规模最大的养老保障网络,实现了养老保险制度的全覆盖,但养老保险制度碎片化严重,横向表现为制度性分割,纵向表现为低统筹层次。我国针对不同工作性质群体分别建立了:机关事业单位养老保险制度、城镇企业职工基本养老保险制度(以下简称为企业职工基本养老保险)、城镇居民社会养老保险制度(以下简称为城镇居民养老保险)和新型农村社会养老保险制度(以下简称为新农保),城居保和新农保于2015年合并为城乡居民养老保险。不同养老保险制度在筹资模式、财政补贴、计发办法和待遇调整等方面存在较大差异,最终导致依赖不同养老保险制度的参保家庭的养老金收入存在较大差距(王亚柯等,2013)。本文基于中国家庭金融调查(CHFS)2013年、2015年和2017年数据测算发现,我国老年退休家庭养老金收入基尼系数一直维持在0.51~0.58之间。并且,在2020年,职工

* 李晓飞,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:lixfsdu@163.com;臧旭恒,山东大学经济学院,邮政编码:250100,山东师范大学经济学院,邮政编码:250358,电子信箱:xhzhang@sdu.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金重大项目“中国家庭经济风险测度、成因及外溢性研究”(项目编号:21&ZD088)、国家自然科学基金青年项目“预期不确定性影响家庭异质性消费行为的机理与政策优化研究”(项目编号:20CJL034)的资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见,作者文责自负。

和居民养老保险人均养老金的绝对差距达到了38 110元^①。这些指标数据客观说明我国养老金不平衡程度较高,对我国老年群体公平构成威胁。

养老保险制度差异导致的养老金福利分配不均是养老金领取者收入不平等的重要原因(Li et al., 2020),而收入不平等是消费不平等的重要影响因素(Jappelli and Pistaferri, 2010; 邹红等, 2013)。我国居民消费在群体、城乡和区域等维度均存在显著的不平等特征,既不利于居民幸福感和经济福利的提升,也不利于增强消费对经济发展的基础性作用(臧旭恒、李晓飞, 2021)。消费相对剥夺(relative deprivation)是指,将个体与参照群中消费水平更高的其他个体进行比较,所得到的相对消费地位或消费状况。由于个体的相对剥夺程度能够直接反映其与所在群体内其他个体之间的真实福利差异,在一定程度上可作为个体层面消费不平等的衡量指标(Fehr and Schmidt, 1999)。本文构建家庭消费相对剥夺指标来刻画个体间的消费不平等,以便我们更清晰地了解居民福祉水平和差异性表现。

我国人口老龄化日趋严重,老年不平等受到决策层和学者们的深切关注。对于退休群体,居民的主要收入来源为养老金收入,“多轨制”养老金不平衡可能通过提高收入不平等程度加剧老年群体消费相对剥夺。现有文献大多单独分析我国养老金不平衡或基于总体消费不平等的视角展开探讨,一是忽视了“多轨制”养老金对家庭消费不平等的影响,二是无法刻画个体在群体中的相对剥夺程度。基于此,本文利用CHFS 2013年、2015年和2017年微观数据,对“多轨制”养老金不平衡与家庭消费相对剥夺的互动关系展开实证分析。首先,从微观角度利用泰尔指数、基尼系数和Kakwani相对剥夺指数测度了我国“多轨制”养老金不平衡和家庭消费相对剥夺的水平及其在2013—2017年的演变趋势。然后,利用双向固定效应模型等方法研究“多轨制”养老金对家庭消费相对剥夺的影响,从消费类型、家庭特征以及区域差异等多角度进行异质性分析,并采用中介效应模型和分样本回归方法进行影响机制分析。最后,扩展分析了未退休家庭对于“多轨制”养老金的预期效应以及养老金制度并轨改革的调节效应。

相对已有研究,本文的贡献在于:第一,本文将个体消费相对剥夺指数引入分析框架,从微观视角揭示了“多轨制”养老金对家庭消费相对剥夺的加剧作用和影响机制。第二,本文扩展分析发现“多轨制”养老金通过预期效应加剧了未退休家庭的消费相对剥夺,养老金制度并轨改革具有一定的调节效应,能够降低未退休家庭的预期效应。本文研究结论为降低养老金不平衡、减缓个体消费相对剥夺以及促进我国养老保险制度并轨提供政策依据,有助于社会公平和民生福祉的增进。

二、文献综述与研究假说

消费是居民对美好生活需要的直接体现,能够更好地反映社会福利状况。在度量经济不平等时,消费不平等相较于收入不平等具有更好的特质(Deaton and Paxson, 1994)。消费不平等分为群体消费不平等和个体消费不平等(任国强等, 2014)。目前,对于消费不平等的

^①职工人均年度养老金收入=城镇职工养老金年度支出总额/年度离退休人数,居民人均年度养老金收入=城乡居保养老金年度支出总额/领取养老金人数。数据来源于2021年《中国统计年鉴》,由相关数据整理计算获得。

测度已经有了多种成熟的技术手段。其中,对数方差、基尼系数(Gini Index)和泰尔指数(Theil Index)等可以从宏观整体层面测度消费不平等。如周龙飞和张军(2019)利用相关指标对我国总体消费不平等演变趋势进行探究。而决策层、学者们以及个人,往往更关心的是个体的消费剥夺情况。基于社会比较理论和分配公平理论,群体中相对地位的差异会对消费者的消费行为产生较大影响(Jacob et al., 2020)。消费者会与参照群中消费水平更高的其他个体进行比较,个体的消费相对剥夺水平能够更直接地反映现实中的福利差距,一定程度上可作为个体层面不平等的衡量指标。一些学者研究了消费不平等的影响因素,主要集中于以下方面:收入不确定性(Blundell and Preston, 1998)、收入不平等(Jappelli and Pistaferri, 2010; 邹红等, 2013)、人口老龄化(Ohtake and Saito, 1998)、房价(刘靖、陈斌开, 2021)以及养老保险(周广肃等, 2020)等。

我国各项养老保险制度针对不同群体分别先后建立,职工与居民之间、城乡之间、城市内部不同就业人群之间在养老金方面形成待遇鸿沟,逐渐形成了养老保险“多轨制”格局(中国社会科学院经济研究所社会保障课题组、朱玲, 2013)。一些学者对比分析了不同养老保险的制度参数,评估了养老保险制度间的待遇差距。一般认为机关事业单位养老保险的保障程度高于企职保,更是显著高于城居保和新农保,表现为养老保险制度间的非均衡发展(王亚柯等, 2013)。我国养老保险制度模式更加强调收益与缴费的关联,使得具有人力资本和家庭资本等优势的居民受益更多(Zhu and Walker, 2018)。贾晗睿等(2021)发现老年群体的养老金收入差距扩大的主要原因是不同养老保险制度的待遇水平增速不统一,高收入人群总体上增速更快。养老保险“多轨制”使不同制度的参保居民拥有不同的养老金财富、面临不同的养老收入不确定性及预防性储蓄。

“多轨制”养老金不平衡是否加剧了家庭消费不平等?鲜有文献从微观视角探究我国“多轨制”养老金不平衡对家庭消费不平等的影响,部分学者研究发现不同养老保险制度对家庭消费具有差异性影响。机关事业单位养老保险制度与20世纪90年代后期建立的城镇企业职工基本养老保险制度构成了养老保险“双轨制”。学者们研究发现,若将企职保的替代率提升至公务员水平,企业职工的消费可有所提高(徐舒、赵绍阳, 2013)。养老保险“双轨制”使得不同职业个体未来基于养老金的稳定收入明显不同,退休冲击对不同参保居民消费具有显著的异质性影响(王增文、何冬梅, 2016)。考虑到城乡二元结构的存在,“多轨制”养老金的提法更符合实际情况。城乡二元结构下的养老保险制度抑制了农村居民消费(胡宏兵、高娜娜, 2017),与户籍相关的养老保险状况扩大了农户消费差异(曲玥等, 2019)。臧旭恒和李晓飞(2021)通过实证研究发现,养老保险“多轨制”显著引起了不同参保家庭间的消费差距。据此分析,本文提出假说1。

假说1:“多轨制”养老金不平衡加剧了家庭消费相对剥夺(家庭消费不平等)。

在宏观总体层面,养老保险“多轨制”及其导致的养老金不平衡扩大了收入不平等程度。首先,养老保险制度差异引起的养老保险缴费不平衡扩大了城镇居民收入差距(李实等, 2019)。其次,居民养老金和职工退休金的差异扩大了家庭间的转移性收入差距,弱势群体的转移性收入相对更低(杨天宇, 2018)。最后,养老保险制度差异导致的养老金福利分配不均是养老金领取者收入不平等的主要原因(Li et al., 2020)。而收入不平等是消费不平等的重要影响因素(Jappelli and Pistaferri, 2010; 邹红等, 2013),因此,“多轨制”养老金不平衡

可能通过扩大家庭收入不平等,进而扩大家庭消费不平等。

从相对剥夺的角度来看,退休金或养老金有利于降低家庭收入相对剥夺程度(杨晶、邓悦,2020),但不同养老保险制度的养老保障水平存在较大差距,导致不同养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,因此,“多轨制”养老金扩大了家庭收入不平等。养老金收入偏低的老年家庭缺乏充分参与社会所必需的商品或资源(Adjaye-Gbewonyo and Kawachi,2012),往往容易陷入贫困,位于收入分布的底端。因此,“多轨制”养老金不平衡对养老金禀赋处于劣势地位、生计能力缺失的弱势群体的相对剥夺要更加强烈,加剧了家庭消费相对剥夺。据此分析,本文提出假说2。

假说2:“多轨制”养老金降低家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,进而加剧了家庭消费相对剥夺。

三、研究方法、数据来源与发展趋势

(一)研究方法

为了缓解由不随时间变化的不可观测因素导致的内生性问题,本文采用双向固定效应模型作为基准回归模型。具体模型设定如下:

$$RD(c)_{it} = \alpha_0 + \beta \times penineq_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: $RD(c)_{it}$ 为被解释变量,代表第*i*个家庭在第*t*年的家庭消费相对剥夺程度。 $penineq_{it}$ 为主要解释变量,代表第*i*个家庭在第*t*年面临的“多轨制”养老金不平衡。 Z_{it} 为户主及家庭层面随时间变化的相关控制变量。 μ_i 为不随时间变化的个体固定效应, λ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

在家庭消费支出方面,本文按照国家统计局分类标准,将CHFS中相关家庭消费支出归为食品及在外就餐、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健和其他类支出等八大类别。家庭人均消费支出(c)为这八大类别消费支出的总和除以家庭成员数量。

1.被解释变量

家庭消费相对剥夺程度($RD(c)$)。Kakwani指数满足无量纲性和正规化特性,对其取均值即为基尼系数(Kakwani,1984)。因此,与已有研究从宏观整体层面测度消费不平等不同,本文利用Kakwani指数测度家庭消费相对剥夺,以此体现家庭个体层面的消费不平等。

根据相对剥夺理论,在特定组群内,家庭消费水平越高,则消费劣势越低,遭受的消费相对剥夺越低,表现为家庭个体消费不平等程度越低。在测算时,本文选取家庭所在省份样本为参照群,每个家庭与参照群中比其消费支出高的其他家庭进行比较,从而得出该家庭消费相对剥夺程度。参考任国强和尚金艳(2011)对个体相对剥夺的研究,家庭消费相对剥夺程度(Kakwani指数)的测度方法如下:令*X*代表一个组群,组群内家庭数量为*n*,将组群内家庭按人均消费的升序排列,得到这个参照群的总体家庭消费分布 $X = (c_1, c_2, \dots, c_n)$, $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_n$ 。根据定义,将每个家庭和其他参照家庭比较,该家庭消费相对剥夺可表示为:

$$RD(c_j, c_i) = \begin{cases} c_j - c_i, & \text{若 } c_j > c_i \\ 0, & \text{若 } c_j \leq c_i \end{cases} \quad (2)$$

(2)式中:第*i*个家庭的相对剥夺 $RD(c_j, c_i)$ 意味着 c_j 对 c_i 的相对剥夺,将 $RD(c_j, c_i)$ 对*j*求和,并除以组群内家庭消费的均值,经过分解、简化计算等步骤,得到第*i*个家庭的平均相对剥夺为:

$$RD(c_i) = \frac{1}{n\mu_X} (n_{c_i}^+ \times \mu_{c_i}^+ - n_{c_i}^+ \times c_i) = \frac{1}{\mu_X} \gamma_{c_i}^+ (\mu_{c_i}^+ - c_i) \quad (3)$$

(3)式中: μ_X 是组群内所有家庭消费的均值, $n_{c_i}^+$ 是样本组群*X*中消费水平超过 c_i 的样本家庭数, $\mu_{c_i}^+$ 是组群内家庭消费超过 c_i 的样本家庭消费的平均值, $\gamma_{c_i}^+$ 是样本组群*X*中消费水平超过 c_i 的样本数占总样本数的百分比。家庭消费相对剥夺 $RD(c_i)$ 满足如下性质: $RD(c_i)$ 是家庭消费的严格递减函数; $RD(c_i)$ 的最大值为1,最小值为0。

2. 核心解释变量

“多轨制”养老金不平衡(*penineq*)。这里首先确定家庭参保类型,然后介绍测度方法,最后阐述具体测算步骤。

家庭参保类型。本文以家庭作为研究单位,由于家庭中不同成员的参保类型可能不同,为确定家庭的参保类型,首先参考王小龙和唐龙(2013)的方法,以家庭中养老保障待遇最高的家庭成员的参保类型作为家庭参保类型。然后,按照家庭参保类型的差异,将家庭区分为机关事业单位模式家庭、企职保模式家庭、城居保模式家庭以及新农保模式家庭四类。另外,由于户主工作性质的不同在很大程度上代表了家庭养老保障差异,并且户主在家庭消费决策中起重要作用,本文还以户主的参保类型作为家庭参保类型对实证结果进行稳健性检验。

在测度方法方面,本文主要采用泰尔指数及其分解方法测度不同参保类型家庭间的养老金不平衡(组间差距)。假设总体可以分为 $S_g (g = 1, \dots, G)$ 等*G*个分组,其中每个分组的家庭数目为 n_g ,总数为 $\sum_{g=1}^G n_g = n$,用 y_i 表示家庭*i*的养老金收入占总养老金收入的比重,用 Y_g 表示第*g*组的养老金收入占总养老金收入的比重, T_b 和 T_w 分别为组间差距(between-set inequality)和组内差距(within-set inequality),则泰尔指数的分解表达式为:

$$T = T_b + T_w = \sum_{g=1}^G Y_g \log \frac{Y_g}{n_g/n} + \sum_{g=1}^G Y_g \left(\sum_{i \in S_g} \frac{y_i}{Y_g} \log \frac{y_i/Y_g}{1/n_g} \right) \quad (4)$$

在稳健性检验中,本文还利用基尼系数及其分解方法(Mookherjee and Shorrocks, 1982)测算了家庭面临的“多轨制”养老金不平衡。基尼系数在多个组群之间的分解表达式为:

$$G = \sum_{e=1}^k M_e P_e G_e + \frac{1}{\mu} \sum_{e=1}^k \sum_{f=e+1}^k M_e M_f |\mu_e - \mu_f| + \sum_{e=1}^k \sum_{f=e+1}^k \varepsilon_{ef} \quad (5)$$

(5)式中:等式右边第一项代表组内养老金不平衡程度,第二项代表组间养老金不平衡程度,第三项代表各组家庭养老金分布的重叠项。其中, M_e 表示第*e*个组群的人口百分比, P_e 表示第*e*个组群的养老金百分比, G_e 表示第*e*个组群的养老金不平衡程度,用该组群的基尼系数表示, G 表示总体的养老金不平衡程度, μ_e 表示第*e*个组群的平均养老金, k 为组群数。

具体测算时,考虑到我国养老金高龄倾斜政策以及低统筹层次的现实情况,首先利用年

龄段和省份分组。第一步,将样本家庭按照户主年龄分为70岁以下和70岁及以上两个组群。第二步,在户主年龄小于70岁的样本中,利用省份继续划分样本,可将户主年龄小于70岁的样本划分为29个子组群^①。在户主年龄大于等于70岁的样本中,同样利用省份划分样本得到29个子组群。因此,利用年龄段和省份可将总样本划分为 $2 \times 29 = 58$ 个子组群。第三步,在分组得到58个子组群后,小组内为同一省份同一年龄段参加不同养老保险制度的家庭。进而,我们利用泰尔指数的分解方法将每个子组群的养老金不平衡分解为组内不平衡(同一年龄段同一区域同一制度下的养老金不平衡)和组间不平衡(同一年龄段同一区域不同制度间的养老金不平衡,此即本文要测算的不同养老保险制度间的养老金不平衡)。在此基础上,以2013年为基准构建面板数据,则2013年、2015年和2017年共计174个样本小组,最后与相应年份、年龄段和省份的家庭数据进行匹配。本文直接利用家庭成员公布的养老金数额测算家庭养老保障,若有家庭成员未公布自己的养老金收入,利用样本中同一省份同一年龄段参加同一养老保险制度的居民人均养老金收入代替。

3. 控制变量

根据已有研究(张雅淋、姚玲珍,2020;周广肃等,2020),本文加入了性别(男性为1,女性为0)、年龄、受教育程度(学历为大专及以上学历赋值为1,其余为0)、健康状况(健康与一般赋值为1,其余为0)和婚姻状况(在婚赋值为1,其余为0)等5个户主个人层面的控制变量,以及家庭收入相对剥夺(测度方法同家庭消费相对剥夺)、家庭人均净财富(家庭住房价值、现金、存款、股票、债券、基金和其他理财产品与相应家庭负债之差)、老年抚养比(家庭中65岁以上人口数与16-64岁劳动人口数之比)、少儿抚养比(0-15岁人口数与16-64岁劳动人口数之比)、家庭规模(利用家庭成员人数衡量)、是否为农村家庭^②(农村家庭为1,城镇家庭为0)等6个家庭层面的控制变量。共计11个影响家庭消费相对剥夺的控制变量。

(二) 数据来源与描述性统计

本文利用西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织实施的CHFS(China Household Finance Survey)2013年、2015年和2017年的数据作为实证研究的数据集。本文提取了家庭成员参加机关事业单位养老保险、城镇企业职工基本养老保险、城镇居民社会养老保险和新型农村社会养老保险的样本,并以老年退休群体为研究对象,因此,只保留了户主年龄大于55岁且开始领取养老金的样本家庭。

为降低参保家庭由于职级、工龄导致的养老金差异对“多轨制”养老金不平衡的影响,本文分别剔除四种养老保险参保家庭中养老金最高和最低3%的样本。并且,为避免异常值的影响,剔除家庭人均消费支出和家庭人均收入最高和最低1%的样本。考虑到数据的完整性,本文剔除了存在缺失值的样本。最终以2013年为基准,取三期平衡面板得到10722个样本。

变量描述性统计结果见表1。

^①本文利用CHFS数据进行实证研究,CHFS中不包括西藏和新疆的数据,因此这里仅利用中国29个省(自治区、直辖市)的相关数据。

^②本文按照户主的户口类型划分城镇家庭和农村家庭,若户主的户口类型为农业,则为农村家庭;若户主的户口类型为非农业,则为城镇家庭。

表 1 变量描述性统计

变量	变量说明	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>RD(c)</i>	家庭消费相对剥夺	10 722	0.483	0.268	0	1
<i>RD(y)</i>	家庭收入相对剥夺	10 722	0.504	0.283	0	1
<i>penineq(theil)</i>	“多轨制”养老金不平衡(泰尔指数)	10 722	0.464	0.182	0.329	0.561
<i>penineq(gini)</i>	“多轨制”养老金不平衡(基尼系数)	10 722	0.432	0.132	0.324	0.583
<i>gender</i>	户主性别	10 722	0.785	0.411	0	1
<i>age</i>	年龄(岁)	10 722	66.497	7.388	55	95
<i>edu</i>	受教育程度	10 722	0.085	0.279	0	1
<i>health</i>	健康状况	10 722	0.751	0.432	0	1
<i>married</i>	婚姻状况	10 722	0.852	0.355	0	1
<i>lnay</i>	家庭人均收入对数	10 722	9.364	1.261	2.803	13.032
<i>lnam</i>	家庭人均净财富对数	10 722	10.904	2.210	-1.609	16.402
<i>fo</i>	老年抚养比	10 722	0.318	0.514	0	2
<i>fy</i>	少儿抚养比	10 722	0.168	0.331	0	4
<i>rural</i>	城乡类别	10 722	0.400	0.490	0	1
<i>holdsize</i>	家庭规模(人)	10 722	3.130	1.811	1	7

(三) 退休家庭“多轨制”养老金不平衡和消费相对剥夺的程度、趋势

1. “多轨制”养老金不平衡(基于泰尔指数和基尼系数的分解)

我国养老金不平衡主要表现在机关事业单位养老保险、企职保、城居保和新农保不同制度间。若将参加同一种养老保险制度的参保人划分为一组,可将同一制度下的养老金不平衡视为组内不平等,将不同制度间的养老金不平等视为组间不平等。本文分别计算出 174 个样本小组的“多轨制”养老金不平衡(组间不平等)并求其均值,用以分析 2013—2017 年间我国“多轨制”养老金不平衡的演变趋势。

表 2 基于泰尔指数和基尼系数分解方法测度的我国“多轨制”养老金不平衡的结果表明,“多轨制”养老金不平衡为总体养老金不平衡的主要部分,占 69% 以上。但随着我国养老金制度并轨改革以及城乡居民养老金水平不断提高,“多轨制”养老金不平衡占总养老金不平衡的比例略有下降。在养老金绝对水平方面,由相关年份《中国统计年鉴》数据整理可得,城镇职工与城乡居民基本养老保险月人均养老金差距由 2013 年的 1 834 元增长至 2017 年的 2 873 元。因此,2013—2017 年间,表示不同养老保险制度间养老保障差异的泰尔指数和基尼系数均略有提高。

表 2 “多轨制”养老金不平衡

年份	泰尔指数	组间不平等占总不平等比例(%)	基尼系数	组间不平等占总不平等比例(%)
2013	0.394	75.640	0.435	79.258
2015	0.353	73.762	0.396	77.945
2017	0.400	69.493	0.439	77.285

2. 老年退休家庭消费相对剥夺

CHFS 2017 年,全国层面退休家庭消费相对剥夺指数的平均值为 0.4833,城镇家庭消费相对剥夺指数的平均值为 0.3669,而农村家庭消费相对剥夺指数的平均值达到了 0.6580。^①本文还利用核密度图分析城镇和农村家庭消费相对剥夺的概率分布(见图 1)。

^①此段内容提及的家庭消费相对剥夺指数的平均值均为作者测算得到。

图1由两部分图形构成,分别为农村家庭消费相对剥夺核密度图和城镇家庭消费相对剥夺核密度图。两部分图形的横坐标均为家庭消费相对剥夺程度,范围均是从0到1;纵坐标为家庭处于某种消费相对剥夺程度的概率密度。农村家庭消费相对剥夺的波峰处于右侧,大多分布在0.6~0.9之间。这主要是因为农村家庭的消费水平较低,同时家庭消费相对剥夺是家庭消费的严格递减函数,因此,农村家庭的消费相对剥夺程度较高,核密度图的波峰偏右侧。同理,城镇家庭的消费水平较高,消费相对剥夺程度较低,大多分布在0~0.5之间,城镇家庭消费相对剥夺的波峰处于左侧。

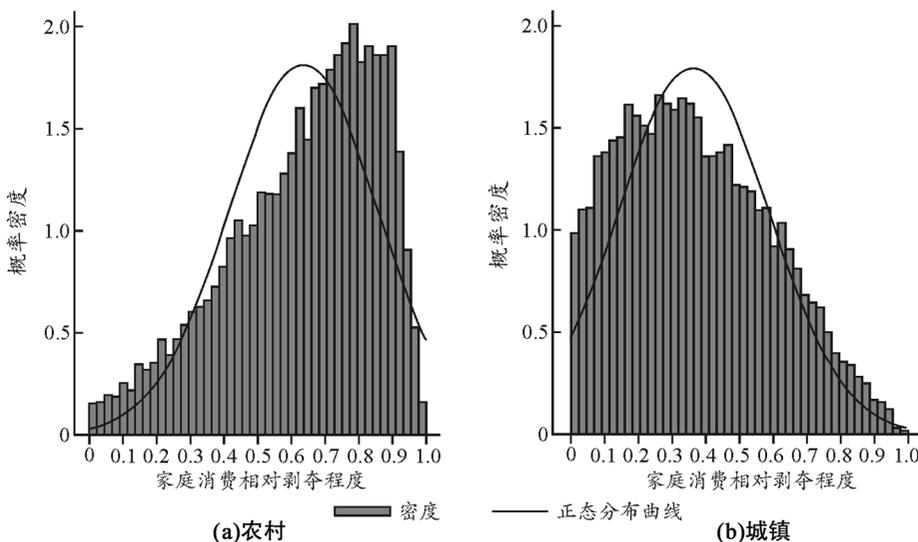


图1 城乡家庭消费相对剥夺分布对比图

总体而言,农村家庭消费相对剥夺程度大于城镇家庭,我国存在明显的家庭消费相对剥夺及城乡二元结构现象。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

本文采用面板数据双向固定效应模型进行基准回归分析。表3基准回归结果显示,“多轨制”养老金不平衡显著加剧了家庭消费相对剥夺,假说1得以验证。机关事业单位退休金高于城镇企业职工养老金,更显著高于城乡居民养老保险参保居民的养老金。“多轨制”养老金不平衡对养老金禀赋处于劣势地位、生计能力缺失的弱势群体的相对剥夺要更加强烈,加剧了家庭消费相对剥夺。

在户主控制变量方面,随着年龄增长,考虑未来养老风险增加,家庭会增加预防性储蓄,降低消费支出水平,因此户主年龄对家庭消费相对剥夺的影响为正。相较于户主身体状况较差的家庭,户主身体健康显著提高了消费相对剥夺程度。可能的解释为:户主身体状况较差的家庭不得不承担较高的医疗保健支出,提高了家庭的总消费支出水平,使得其家庭消费相对剥夺呈现较低的假象,而户主身体健康的家庭与此相反。在婚姻状况方面,相较于没有配偶或者丧偶家庭,有配偶能够在一定程度上缓解家庭消费相对剥夺。

在家庭控制变量方面,收入是消费的主要影响因素,家庭收入相对剥夺显著正向影响了

家庭消费相对剥夺。家庭财富越高,家庭面临的流动性约束越小,有利于降低家庭消费相对剥夺程度。老年抚养比对家庭消费相对剥夺的影响显著为正,这与已有研究认为人口老龄化是家庭消费不平等的重要影响因素的结论一致(Ohtake and Saito,1998)。农村家庭消费相对剥夺程度显著高于城镇家庭,再次验证了我国家庭消费相对剥夺的城乡二元结构。家庭人口规模越大,亲戚帮扶带来的转移性收入及物质支持越丰富,家庭平滑消费的能力越强,有利于降低家庭消费相对剥夺程度。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
“多轨制”养老金不平衡	0.2216 ^{***} (0.0217)	0.0842 ^{***} (0.0206)	0.0616 ^{***} (0.0147)
年龄		0.0282 ^{***} (0.0005)	0.0244 ^{***} (0.0012)
受教育程度		0.0064 (0.0166)	-0.0270 (0.0203)
健康状况		0.0101 ^{**} (0.0040)	0.0114 ^{**} (0.0049)
婚姻状况		-0.0537 ^{***} (0.0090)	-0.0182 ^{**} (0.0075)
家庭收入相对剥夺			0.2156 ^{***} (0.0198)
家庭人均净财富对数			-0.0156 ^{***} (0.0014)
老年抚养比			0.0133 ^{**} (0.0062)
少儿抚养比			-0.0029 (0.0112)
城乡类别			0.0467 ^{***} (0.0122)
家庭规模			-0.0381 ^{***} (0.0020)
常数项	0.3784 ^{***} (0.0113)	2.3027 ^{***} (0.0513)	2.2179 ^{***} (0.0690)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	10 722	10 722	10 722
R ²	0.1270	0.2051	0.2746

注:***、**、*分别表示 $P<0.01$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.10$;括号中数值为估计系数的稳健标准误。下同。

(二) 异质性分析

1. 家庭消费类型异质性分析

本文对七类分项消费支出进行分组回归,这有助于我们分析“多轨制”养老金不平衡主要在哪些消费类型上引起了家庭消费相对剥夺。

表 4 回归结果显示,“多轨制”养老金不平衡主要对退休家庭的食品及在外就餐、生活用品及服务及医疗保健等消费类型产生了显著影响。随着食品和生活用品及服务的极大丰富,适用于不同收入阶层的商品及服务涌现,当家庭养老金收入充裕,居民会选择更高营养价值、更安全卫生的食品,以及更智能方便的生活用品及服务,而养老金收入较低的家庭则与此相反。因此,养老金不平衡显著扩大了家庭在食品及在外就餐、生活用品及服务方面的

消费相对剥夺。老年退休群体对于医疗保健消费需求逐渐增多,医疗保健消费占家庭总消费的比例逐渐提高,“多轨制”养老金不平衡对家庭医疗保健消费相对剥夺的影响最大。

表4 家庭消费类型异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	食品及在外就餐	衣着	居住	生活用品及服务	交通通信	教育文化娱乐	医疗保健
养老金不平衡	0.0613*** (0.0207)	0.0091 (0.0284)	-0.0040 (0.0237)	0.1642*** (0.0294)	-0.0242 (0.0254)	0.0451 (0.0295)	0.1872*** (0.0316)
常数项	0.8354*** (0.0619)	0.9241*** (0.0847)	0.9614*** (0.0664)	4.2467*** (0.0843)	1.5341*** (0.0817)	1.2184*** (0.0759)	3.2178*** (0.0856)
控制变量	Yes						
年份固定效应	Yes						
家户固定效应	Yes						
样本量	10 722	10 722	10 722	10 722	10 722	10 722	10 722
R ²	0.2106	0.1170	0.1826	0.3542	0.1556	0.1682	0.3085

注:为节约篇幅,表中的解释变量养老金不平衡指“多轨制”养老金不平衡,下文同。

2. 家庭特征异质性分析

(1)户主性别异质性。由于年轻时期劳动力市场的性别差异和退休年龄等原因,女性养老金收入水平和替代率一般低于男性。并且,相较男性,户主为女性的家庭消费观念与习惯趋于保守节约。因此,表5户主性别异质性检验结果显示,相较男性户主家庭,“多轨制”养老金不平衡对女性户主家庭消费相对剥夺的影响更大更显著。

(2)家庭养老金依赖度异质性。养老金收入占退休家庭总收入比重越大,家庭对养老金的依赖度会越高,则家庭受“多轨制”养老金不平衡的影响就越大。本文在国家统计局分类标准的基础上,将家庭总收入定义为:家庭总收入=养老金收入+家庭内部转移性收入+其他社会转移收入+工资性收入+经营净收入+财产性收入。并定义家庭养老金依赖度=养老金收入/家庭总收入,以此较为准确地反映养老金对退休家庭收入的重要性。为了研究“多轨制”养老金不平衡对不同养老金依赖度家庭的异质性影响,本文计算出所有样本家庭的养老金依赖度的平均值,高于平均值的为养老金高依赖度家庭,低于平均值的为养老金低依赖度家庭。CHFS 2013年家庭养老金依赖度的平均值为0.457。在所有样本家庭中,高依赖度家庭为6 957个,低依赖度家庭为3 765个。

表5 家庭特征异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性户主家庭	女性户主家庭	养老金低依赖度家庭	养老金高依赖度家庭
养老金不平衡	0.0371** (0.0156)	0.0728*** (0.0139)	0.0152 (0.0237)	0.0625*** (0.0123)
常数项	1.4254*** (0.0751)	2.7064*** (0.0841)	1.5326*** (0.0546)	1.1725*** (0.0617)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	7 068	3 654	3 765	6 957
R ²	0.2871	0.2923	0.2044	0.2856

表5 家庭养老金依赖度异质性分析回归结果显示,“多轨制”养老金对养老金高依赖度

家庭消费相对剥夺的加剧作用更大。家庭养老金依赖度高,说明家庭的非养老金收入偏低,家庭收入来源构成较为简单,应对风险冲击的能力较弱。通过丰富家庭收入来源和提高非养老金收入占比,有利于降低家庭消费相对剥夺程度。

3. 区域异质性分析

(1) 城乡异质性。城镇家庭的参保类型主要是机关事业单位养老保险、企职保和城居保,养老保障程度相对较高。并且,城镇家庭的收入和财富水平相对较高,平滑消费的能力较强。因此,“多轨制”养老金不平衡对城镇家庭消费相对剥夺的影响较小且不显著(见表6列(1))。农村家庭的主要参保类型为新农保,在“多轨制”养老保险体系中,新农保参保家庭处于明显的劣势地位,养老金收入水平较低,每月仅有100多元,家庭消费受到抑制。并且,农村居民的其他收入和财富水平相对较低,“多轨制”养老金不平衡显著加剧了农村家庭消费相对剥夺(见表6列(2))。

(2) 东中西部地区异质性。利用泰尔指数分解法测得西部地区“多轨制”养老金不平衡程度在CHFS 2017年为0.5507,中部地区为0.5337,东部地区为0.3515。由此可见,东部地区的“多轨制”养老金不平衡程度较小。同时,东部地区经济发展形势好,吸引大量年轻劳动力就业并缴纳养老保险,社保基金资金充裕,政府对城乡居民的养老金补贴较高,居民对养老金不平衡的感受相对较弱。并且,东部地区居民收入来源多元化,收入及财富水平相较于中西部地区更高。因此,“多轨制”养老金不平衡对东部地区家庭消费相对剥夺的影响不显著(见表6列(3))。而中西部地区在经济发展水平、养老金补贴等方面均弱于东部地区,居民对养老金不平衡的感受较强烈,“多轨制”养老金不平衡对家庭消费相对剥夺的影响也较大(见表6列(4)、(5))。

表 6 区域异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城镇	农村	东部地区	中部地区	西部地区
养老金不平衡	0.0284 (0.0357)	0.0986*** (0.0301)	0.0471 (0.0384)	0.1219** (0.0484)	0.1472*** (0.0346)
常数项	2.3359*** (0.0806)	2.2422*** (0.1208)	2.4331*** (0.1507)	2.3267*** (0.1337)	2.0816*** (0.1259)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	6 216	4 506	4 677	3 492	2 553
R ²	0.2178	0.3070	0.2908	0.2305	0.2431

(三) 稳健性检验

本文主要从改变回归方法、替换变量和调整样本三方面进行稳健性检验。

1. 改变回归方法

(1) 考虑到本文测算得到的家庭消费相对剥夺指数的取值范围在0~1之间,且原始数据存在消费零值或左边删失数据,一些被解释变量被压缩在一个点上,属于受限被解释变量的归并回归情形,因此,本文使用Tobit模型进行稳健性检验。

(2) 内生性处理。考虑到“多轨制”养老金不平衡与家庭消费相对剥夺可能会受到某些不可观测因素的影响,从而使模型存在遗漏变量或测量误差导致的内生性问题。本文采用

工具变量法对上文实证结论进行内生性处理,利用与城镇职工人均养老金支出^①最为接近的所属区域(东、中、西部地区)内三个其他省(自治区、直辖市)的同一年龄段的“多轨制”养老金不平衡均值,作为该家庭面临的“多轨制”养老金不平衡的工具变量(IV)。三个其他省(自治区、直辖市)的同一年龄段的“多轨制”养老金不平衡均值可能与该家庭面临的利用本省同一年龄段样本测度的“多轨制”养老金不平衡正相关,满足工具变量相关性条件。而其他省(自治区、直辖市)的“多轨制”养老金不平衡均值与该家庭层面的特征变量无关,满足工具变量的外生性条件。

表7列(1)为使用Tobit模型的检验结果,列(2)、(3)为利用工具变量法的回归结果。在考虑受限被解释变量以及解释变量内生性的情况下,利用不同回归方法进行稳健性检验和内生性处理的结果均表明,“多轨制”养老金不平衡显著加剧了家庭消费相对剥夺,说明本文结论不受回归方法干扰。

表7 基于不同回归方法的稳健性检验和内生性处理

	(1)	(2)	(3)
	Tobit 模型	工具变量法	
	家庭消费相对剥夺	养老金不平衡	家庭消费相对剥夺
养老金不平衡	0.0876*** (0.0072)		0.1094*** (0.0071)
工具变量		0.3278*** (0.0716)	
常数项	1.1949*** (0.0321)	0.9431*** (0.0817)	1.0641*** (0.0469)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	No	Yes	Yes
样本量	10 722	10 722	10 722
R ²		0.2184	0.4762

注:列(2)、(3)工具变量的结果显示,第一阶段的F值大于10,工具变量的系数显著异于0,表明本文选取的工具变量较为有效,不存在弱工具变量问题。

2. 替换变量

(1)本文利用基尼系数分解方法测算家庭面临的“多轨制”养老金不平衡,并将其作为解释变量进行稳健性检验。(2)本文将家庭消费相对剥夺程度每隔0.2划分一个等级,划分为0-0.2、0.2-0.4、...、0.8-1.0共5个消费剥夺等级,并使用Ordered Logit模型估计“多轨制”养老金对家庭主观消费剥夺等级的影响。(3)相对剥夺指数还包括Yitzhaki指数和Podder指数,本文利用这两个指数测度家庭消费相对剥夺程度,并将其作为被解释变量进行稳健性检验。

3. 调整样本数据

本文利用用户主参保类型代表家庭参保类型,并利用泰尔指数分解方法测算“多轨制”养老金不平衡,同样利用双向固定效应模型对本文结论进行稳健性检验。

表8列(1)为替换解释变量的回归结果,列(2)—(4)为替换被解释变量的回归结果,列(5)为调整样本数据的回归结果。结果显示,“多轨制”养老金不平衡均显著加剧了家庭消

①城镇职工人均养老金支出=城镇职工基本养老保险基金年度支出总额/年度城镇职工离退休人数。

费相对剥夺,进一步证实本文结论是稳健可信的。

表 8 基于替换变量和调整样本数据的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	家庭消费相对剥夺	Ordered Logit 模型	Yitzhaki 相对剥夺指数/10000	Podder 相对剥夺指数	户主参保类型
基尼系数分解测度的“多轨制”养老金不平衡	0.0825*** (0.0169)				
养老金不平衡		1.2821*** (0.1064)	0.1547*** (0.0326)	0.1049*** (0.0250)	0.0627*** (0.0105)
常数项	1.9734*** (0.0372)		1.8772*** (0.0441)	1.9108*** (0.0353)	1.9461*** (0.0654)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	No	Yes	Yes	Yes
样本量	10 722	10 722	10 722	10 722	10 722
R ²	0.3247		0.2874	0.3021	0.2862

(四) 影响机制分析

“多轨制”养老金降低不同参保家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,加剧了家庭消费相对剥夺。为了检验这一影响机制,本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的中介效应检验方法,以及周广肃等(2020)的分样本回归方式进行影响机制检验。具体思路为:(1)检验家庭收入相对剥夺在养老金或退休金(*lnpension*)减小家庭消费相对剥夺中的中介效应,以此验证养老金能够减小家庭收入相对剥夺,进而降低家庭消费相对剥夺。(2)分别在机关事业单位养老保险家庭分样本、企职保家庭分样本、城居保家庭分样本和新农保家庭分样本中,令家庭收入相对剥夺对家庭养老金或退休金收入回归,并对比各分样本的回归系数大小,以此分析不同养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的差异。

本文构建如下实证模型,检验养老金或退休金、家庭收入相对剥夺与家庭消费相对剥夺三者之间的关系。(6)式检验养老金或退休金对家庭消费相对剥夺的影响,(7)式检验养老金或退休金对家庭收入相对剥夺的影响,(8)式用来证实养老金或退休金、家庭收入相对剥夺对家庭消费相对剥夺的影响。如果检验系数 *c'* 显著,则为“部分”中介效应显著。本文仍然利用 Kakwani 相对剥夺指数从个体层面测度家庭收入相对剥夺 (*RD(y)*)。

$$RD(c)_{ii} = \theta_1 + c \times \lnpension_{ii} + \eta X_{ii} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_1 \tag{6}$$

$$RD(y)_{ii} = \theta_2 + a \times \lnpension_{ii} + \eta X_{ii} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_2 \tag{7}$$

$$RD(c)_{ii} = \theta_3 + c' \times \lnpension_{ii} + b \times RD(y)_{ii} + \eta X_{ii} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_3 \tag{8}$$

表 9 列(1)—(3)的回归结果显示,中介效应模型的 sobel 检验结果在 1%的显著性水平上显著,中介效应占比达到 17.56%。因此,家庭收入相对剥夺的部分中介效应得以验证,养老金或退休金通过降低家庭收入相对剥夺,进而缓解家庭消费相对剥夺。列(4)—(7)的分样本回归结果显示,机关事业单位养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的作用最大最显著,其次为企职保,但城居保和新农保对家庭收入相对剥夺的影响并不显著。因此,不同养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,提高了家庭收入不平等程度,进而加剧了家庭消费相对剥夺。假说 2 得以验证。

表 9 影响机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	家庭消费 相对剥夺	家庭收入 相对剥夺	家庭消费 相对剥夺	被解释变量:家庭收入相对剥夺			
				机关事业单位 退休家庭	企职保 家庭	城居保 家庭	新农保 家庭
养老金或退休金对数	-0.0417*** (0.0021)	-0.0176*** (0.0009)	-0.0344*** (0.0022)	-0.0123*** (0.0032)	-0.0047** (0.0023)	-0.0051 (0.0088)	-0.0055 (0.0036)
家庭收入相对剥夺			0.3164*** (0.0281)				
常数项	2.5182*** (0.0909)	2.5851*** (0.0417)	2.0292*** (0.1347)	3.0821*** (0.0909)	3.3767*** (0.0366)	2.6443*** (0.2339)	2.2235*** (0.0776)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10 722	10 722	10 722	1 683	3 405	672	4 962
R ²	0.2742	0.8137	0.2796	0.9141	0.9411	0.8781	0.8320
sobel 检验		-0.0073*** (0.0006)					
中介效应占比		17.56%					

五、扩展分析

(一) 研究对象的扩展：“未退休家庭”的预期效应

家庭养老保险参保状态和消费状况往往与其所处的家庭生命周期阶段有关。依据生命周期中的劳动就业期(未退休阶段)和老年期(退休阶段)的划分逻辑,本文分析“多轨制”养老金不平衡对未退休家庭消费相对剥夺的影响,并与退休家庭的回归结果进行对比分析。按照户主年龄将未退休家庭样本划分为:年龄<45岁和45岁≤年龄<55岁两组分样本进行回归分析,检验不同生命周期阶段“多轨制”养老金不平衡对家庭消费相对剥夺的差异化影响。对于尚未退休的家庭,本文以该家庭所在省份退休家庭养老金数据测度的“多轨制”养老金不平衡作为未退休家庭预期退休后面临的养老金不平衡。

表 10 回归结果显示,“多轨制”养老金不平衡对未退休家庭消费剥夺的影响显著为正,本文认为影响机制为预期效应。未退休家庭预期退休后会面临“多轨制”养老金不平衡,不同类型参保家庭会做出不同的消费反应,预期养老金收入较低家庭偏好更多储蓄以平滑退休后的消费支出,加剧家庭消费相对剥夺。但未退休家庭的回归系数小于退休家庭,这主要是由于退休家庭对于“多轨制”养老金不平衡的感受更为强烈,因此影响较大。

表 10 家庭生命周期异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	未退休家庭	退休家庭	年龄<45	45≤年龄<55
养老金不平衡	0.0431** (0.0184)	0.0616*** (0.0147)	0.0152 (0.0207)	0.0525** (0.0218)
常数项	1.9855*** (0.0631)	2.2179*** (0.0690)	1.7326*** (0.0546)	2.0725*** (0.0617)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	8 640	10 722	3 921	4 719
R ²	0.2839	0.2746	0.2044	0.2556

随着年龄段的提高，“多轨制”养老金不平衡对家庭消费相对剥夺的影响逐渐增强。户主年龄<45岁的相对年轻家庭对于未来养老金收入的考虑较少，家庭主要考虑事业发展和子女的教育投资等，养老金不平衡对年轻家庭的影响较小且不显著。而户主年龄处于45岁至55岁之间的家庭，逐渐接近退休年龄，不同工作性质的参保居民具有不同的养老金收入预期和预防性储蓄，这进一步加大了家庭间的消费差距。

(二) 养老金制度并轨改革的调节效应

为了降低不同参保群体间的养老保障差距，我国养老保险制度不断改革和并轨。2014年，机关事业单位养老保险制度改革，与企业职工实行相同的养老金缴费模式和计发办法。2015年，城镇居民社会养老保险和新型农村社会养老保险合并为城乡居民社会养老保险。由于养老金制度改革一般实行“老人老办法”，改革对退休家庭的养老保障待遇影响很小。因此，本文从未退休家庭视角剖析养老保险制度并轨改革在“多轨制”养老金影响家庭消费相对剥夺中的调节效应，为进一步的养老金制度改革与完善提供政策依据。

本文构建年份虚拟变量 $reform = \begin{cases} 0, & \text{if } year = 2013 \\ 1, & \text{if } year = 2015 \text{ or } 2017 \end{cases}$ 代表养老金制度改革变量。

然后以家庭所在省份退休家庭样本数据测度的“多轨制”养老金不平衡作为未退休家庭预期面临的养老金不平衡，并与改革变量形成交互项 ($penineq \times reform$) 作为调节变量。最后分别利用双向固定效应模型及 Tobit 模型检验养老金制度并轨改革的调节效应。

表 11 列(1)、(2)和列(3)、(4)分别对应利用泰尔指数和基尼系数分解测算得到的“多轨制”养老金不平衡的回归结果。

表 11 调节效应分析

	被解释变量:家庭消费相对剥夺			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	Tobit	OLS	Tobit
养老金不平衡(Theil)	0.0472** (0.0214)	0.0945*** (0.0072)		
调节效应(Theil)	-0.0886*** (0.0065)	-0.1175*** (0.0069)		
养老金不平衡(Gini)			0.0972*** (0.0263)	0.1167*** (0.0113)
调节效应(Gini)			-0.1064*** (0.0083)	-0.1263*** (0.0077)
常数项	1.8348*** (0.0582)	1.2681*** (0.0249)	2.0255*** (0.0549)	1.3848*** (0.0276)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	No	Yes	No
样本量	8 640	8 640	8 640	8 640
R ²	0.2840		0.2983	

表 11 结果显示，调节效应显著为负，说明两次养老金制度改革降低了“多轨制”养老金不平衡对未退休家庭消费相对剥夺的加剧作用。已有研究表明，一方面，机关事业单位养老保险制度改革一定程度上促进了职工养老保险制度的公平性，提高了企业职工的参保积极性及制度并轨预期(白重恩等,2014)。改革还降低了机关事业单位职工的家庭消费水平(宁光杰、范义航,2020)。这有利于降低机关事业单位与企业职工间的养老保障差距和家庭消

费差距。另一方面,城居保与新农保合并为城乡居保,打破了养老保险城乡二元结构,提高了农村居民的参保积极性和养老保障。并且,城乡居保能够提高农村居民进行非农就业和创业的概率,对农村居民收入的促进作用更大(卢洪友等,2019)。因此,城乡居保合并降低了城乡居民间的养老金不平衡和家庭消费相对剥夺。

综上,养老金制度并轨改革有利于降低未退休家庭对于“多轨制”养老金不平衡的预期程度,释放养老金收入低预期家庭的消费水平,改革减弱了养老金不平衡对未退休家庭消费相对剥夺的加剧作用。

六、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

本文基于个体相对剥夺的微观视角,利用中国家庭金融调查(CHFS)2013年、2015年和2017年三期面板数据实证分析了我国“多轨制”养老金不平衡对家庭消费相对剥夺的影响。主要结论如下:(1)“多轨制”养老金不平衡显著加剧了家庭消费相对剥夺。从改变回归方法、替换变量和调整样本三个角度进行稳健性检验的回归结果均支持本文的主要结论。影响机制分析表明,不同养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,进而加剧了家庭消费相对剥夺。(2)“多轨制”养老金和消费相对剥夺间的关系也会因消费类型、家庭特征和地区特征的不同而有所差异。具体而言,“多轨制”养老金不平衡主要在食品及在外就餐、生活用品及服务以及医疗保健消费类型上提高了家庭消费相对剥夺。“多轨制”养老金对女性户主、养老金依赖度高、农村和中西部地区的家庭消费相对剥夺的扩大效应更显著。(3)将研究对象扩展至未退休家庭的分析表明,“多轨制”养老金不平衡通过预期效应加剧了未退休家庭的消费相对剥夺;养老保险制度并轨改革起到了调节作用,能够减弱未退休家庭的预期效应。

(二) 政策启示

为降低“多轨制”养老金不平衡及其对家庭消费相对剥夺的影响,我国应加快健全覆盖全民、统筹城乡、公平统一的多层次社会养老保障体系。具体建议如下:

第一,应逐步提高城乡居民基础养老金标准,引导政府和相关机构加大对居民参保的政策扶持与补贴,完善缴费标准与养老金补贴的正向激励机制,提高城乡居民养老金收入水平。降低居民与职工间的养老金收入差距以及城乡居民家庭消费相对剥夺,不断增强城乡居民的获得感、公平感、幸福感。

第二,目前,我国养老保险制度已初步整合为“城镇职工(就业人员)基本养老保险”和“城乡居民基本养老保险”。未来应全面深化养老保险制度改革,继续推进不同养老保险制度并轨,可将目前针对就业人员和非就业人员的两类养老保险进一步整合成普惠制养老金制度和职业养老金制度。普惠制养老金制度面向全体公民,提供相当于社会平均工资一定比例的养老金,保障居民基本生活需求(“底线公平”)。职业养老金制度面向就业人群,按照个人工资的一定比例缴纳养老保险费用,多缴多得,长缴多得。最终实现养老保险制度一体化,消除养老保险“多轨制”。

第三,针对本文异质性分析的结果,首先,应将医疗保险政策向基层延伸、向农村覆盖、向边远地区和生活困难群众倾斜,降低老年家庭医疗保健消费相对剥夺程度。其次,应通过维护女性合法权益、促进工作场所性别平等、逐步延长女性退休年龄等办法,合理提高女性

职工和居民的养老金收入水平,降低“多轨制”养老金不平衡对女性户主家庭的消费相对剥夺。再次,应促进退休家庭收入来源多元化发展,提高家庭经营性收入和财产性收入等收入来源占比,降低家庭养老金依赖度,增强家庭应对风险冲击的能力。最后,应实现基本养老保险全国统筹,完善全国统一的社会保险公共服务平台,降低区域间养老金不平衡和消费不平等程度。

参考文献:

- 1.白重恩、赵静、毛捷,2014:《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》,《世界经济》第9期。
- 2.胡宏兵、高娜娜,2017:《城乡二元结构养老保险与农村居民消费不足》,《宏观经济研究》第1期。
- 3.贾晗睿、詹鹏、李实,2021:《“多轨制”养老金体系的收入差距——基于中国家庭收入调查数据的发现》,《财政研究》第3期。
- 4.李实、徐晓静、贾晗睿,2019:《基本养老保险缴费不平衡对居民收入不平等的影响》,《北京工商大学学报(社会科学版)》第5期。
- 5.刘靖、陈斌开,2021:《房价上涨扩大了中国的消费不平等吗?》,《经济学(季刊)》第21卷第4期。
- 6.卢洪友、王云霄、杜亦譞,2019:《城乡居民基本养老保险、家庭异质性决策和收入差距——基于风险分担的视角》,《财政研究》第9期。
- 7.宁光杰、范义航,2020:《我国养老保险并轨制改革的收入和消费效应分析》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 8.曲玥、都阳、贾朋,2019:《城市本地家庭和农村流动家庭的消费差异及其影响因素——对中国城市劳动力市场调查数据的分析》,《中国农村经济》第8期。
- 9.任国强、尚金艳,2011:《基于相对剥夺理论的基尼系数子群分解方法研究》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- 10.任国强、尚明伟、潘秀丽,2014:《参照群与群间相对剥夺:理论与实证》,《财经研究》第8期。
- 11.王小龙、唐龙,2013:《养老双轨制、家庭异质性与城镇居民消费不足》,《金融研究》第8期。
- 12.王亚柯、王宾、韩冰洁、高云,2013:《我国养老保障水平差异研究——基于替代率与相对水平的比较分析》,《管理世界》第8期。
- 13.王增文、何冬梅,2016:《退休冲击、消费动态支出变动及消费结构优化——基于企业、机关事业单位退休人员消费影响因素的比较》,《经济理论与经济管理》第3期。
- 14.温忠麟、叶宝娟,2014:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 15.徐舒、赵绍阳,2013:《养老金“双轨制”对城镇居民生命周期消费差距的影响》,《经济研究》第1期。
- 16.杨晶、邓悦,2020:《中国农村养老保险制度对农户收入不平等影响研究》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 17.杨天宇,2018:《中国居民转移性收入不平等成因的实证分析》,《中南财经政法大学学报》第1期。
- 18.臧旭恒、李晓飞,2021:《养老保险“多轨制”与家庭消费差距》,《现代经济探讨》第3期。
- 19.张雅淋、姚玲珍,2020:《家庭负债与消费相对剥夺——基于住房负债与非住房负债的视角》,《财经研究》第8期。
- 20.中国社会科学院经济研究所社会保障课题组、朱玲,2013:《多轨制社会养老保障体系的转型路径》,《经济研究》第12期。
- 21.周广肃、张玄逸、贾坤、张川川,2020:《新型农村社会养老保险对消费不平等的影响》,《经济学(季刊)》第19卷第4期。
- 22.周龙飞、张军,2019:《中国城镇家庭消费不平等的演变趋势及地区差异》,《财贸经济》第5期。
- 23.邹红、李奥蕾、喻开志,2013:《消费不平等的度量、出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较》,《经济学(季刊)》第12卷第4期。
- 24.Adjaye-Gbewonyo, K., and I. Kawachi. 2012. “Use of the Yitzhaki Index as a Test of Relative Deprivation for Health Outcomes: A Review of Recent Literature.” *Social Science and Medicine* 75(1): 129-137.
- 25.Blundell, R., and I. Preston. 1998. “Consumption Inequality and Income Uncertainty.” *Quarterly Journal of Economics* 113(2): 603-640.

26. Deaton, A., and C. Paxson. 1994. "Intertemporal Choice and Inequality." *Journal of Political Economy* 102(3): 437-467.
27. Fehr, E., and K. M. Schmidt. 1999. "A Theory of Fairness, Competition, and Cooperation." *Quarterly Journal of Economics* 114(3): 817-868.
28. Jacob, I., M. Khanna, and K. A. Rai. 2020. "Attribution Analysis of Luxury Brands: An Investigation into Consumer-brand Congruence through Conspicuous Consumption." *Journal of Business Research* 116: 597-607.
29. Jappelli, T., and L. Pistaferri. 2010. "Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy?" *Review of Economic Dynamics* 13(1): 133-153.
30. Kakwani, N. 1984. "The Relative Deprivation Curve and Its Applications." *Journal of Business and Economic Statistics* 2(4): 384-394.
31. Li, Jinjing, Xinmei Wang, Chang Yuan, and Jing Xu. 2020. "The Role of Public Pensions in Income Inequality among Elderly Households in China 1988-2013." *China Economic Review* 61(3): 1-23.
32. Mookherjee, D., and A. Shorrocks. 1982. "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality." *Economic Journal* 92(368): 886-902.
33. Ohtake, F., and M. Saito. 1998. "Population Aging and Consumption Inequality in Japan." *Review of Income and Wealth* 44(3): 361-381.
34. Zhu, H., and A. Walker. 2018. "Pension System Reform in China: Who Gets What Pensions?" *Social Policy and Administration* 52(7): 1410-1424.

“Multi-Track” Pension Insurances and Relative Deprivation of Household Consumption

Li Xiaofei^{1,2} and Zang Xuheng^{1,2}

(1: School of Economics, Shandong University;

2: School of Economics, Shandong Normal University)

Abstract: The characteristics of “multi-track” pension and consumption inequality occurred together in China. This paper used CHFS panel data in 2013, 2015 and 2017 to conduct an empirical analysis on the impact of “multi-track” pension on relative deprivation of household consumption. We found that the pension imbalance caused by the “multi-track” systems had significantly expanded relative deprivation of household consumption. The impact mechanism was that different pension systems had great differences in reducing the relative deprivation of household income, which exacerbated the relative deprivation of household consumption. And the impact was more significant in consumption types such as food, daily necessities, services and medical care. The heterogeneity analysis showed that the “multi-track” pension had a greater impact on the relative deprivation of household consumption which headed by women, people who were highly dependent on pensions, people who were in rural, central and western regions. Extended analysis showed that, the “multi-track” pension exacerbated the relative deprivation of consumption of non-retirement households through the expected effect. The reform of pension system integration weakened the expected effect of non-retirement households through the adjustment effect. Therefore, it was necessary to accelerate the improvement of a multi-level social old-age security system that covered the whole people, coordinated urban and rural areas, and was fair and unified.

Keywords: “Multi-Track” Pension Insurances, Pension Imbalance, Consumption Inequality, Relative Deprivation of Consumption

JEL Classification: D12, H55

(责任编辑:陈永清)

DOI: 10.19361/j.er.2022.04.09

地方经济考核压力与企业短贷长投

谢获宝 黄大禹 邹梦婷*

摘要: 本文基于2009—2019年沪深两市A股上市企业非平衡面板数据,研究地方经济考核压力对企业短贷长投行为的影响。研究发现,地方经济考核压力越大,则会加剧企业的短贷长投行为,上述核心结论在经过多重稳健性检验后仍保持不变。渠道机制检验发现,地方经济考核压力越大,会造成企业在金融市场中的融资约束增强和融资成本提高,并迫使企业有着更强的脱实向虚偏好,进而带来显著的财务不稳定,这些变化都会冲击企业的正常财务行为,带来短贷长投行为强度的增大。从企业和地区异质性来看,地方经济考核压力能够显著推升国有企业、高科技企业和东中部地区企业的短贷长投水平。本文可以为明晰经济高质量发展背景下地方政府经济增长偏好的影响提供经验证据的支持,为理解企业财务投融资行为提供来自政府制度层面的相关启示。

关键词: 地方经济考核压力;短贷长投;融资行为;财务稳定

中图分类号: F062.9

一、引言

尽管金融供给侧结构性改革极大地推进了中国金融要素的市场化进程,但当前中国金融体制机制不完善,利率期限结构错配、货币政策波动较大等制度缺陷仍难以从根本上得到扭转,融资难、融资贵依旧是众多实体企业发展的重要制约因素(郑联盛,2019)。特别是国有大中型金融机构出于风险管理的需求,更偏好于提供短期贷款,导致融资渠道匮乏的实体企业部门不得不更多地使用短期贷款来满足技术创新等长期经营决策所需(Campello et al., 2011),从而形成短贷长投的期限结构错配现象。现实而言,由于投资回收期远长于债务偿还期,一旦借新还旧或债务展期行为受挫,相关企业极易陷入流动性风险(Acharya et al., 2011),这一风险可能通过产业链关联影响上下游企业和金融机构,甚至扰动金融系统的稳定性。特别是在近年中国经济增速下行压力增大和国际政治经济不确定性陡增的“灰犀牛”叠加新冠疫情“黑天鹅”的双重冲击下,“短贷长投”的风险敞口进一步暴露,微观层面投融

*谢获宝,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:xie_hb@263.net;黄大禹,清华大学经济管理学院,邮政编码:100083;邹梦婷,武汉理工大学经济学院,邮政编码:430070。

本文得到教育部人文社会科学研究规划基金项目“去杠杆影响企业风险承担的经济后果、机制路径及优化策略研究”(项目批准号:19YJA630093)的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见,当然文责自负。

资的期限错配行为越来越可能成为引发系统性金融风险的根源之一(白云霞等,2016)。因此,对“短贷长投”的成因及影响进行深入剖析,有助于为推动中国要素市场的进一步市场化提供理论依据和经验佐证。

企业部门为何甘冒流动性风险借助短期贷款以实现长期投资?部分研究认为,中国长期的金融抑制是诱发企业“短贷长投”行为的重要制度因素(钟凯等,2016)。具体而言,一方面,金融市场体系不健全导致直接融资市场难以覆盖企业长期融资需求(Frank and Goyal, 2014);另一方面,由于作为信贷供给主体的银行部门出于风险考虑,长期信贷意愿较低(Armstrong et al., 2010),往往通过短期信贷方式控制企业违约风险。此外,企业管理层出于降低贷款成本(短期借贷利率较低)、松释信贷约束(短期借贷更易获得)等目的,也更偏好于短贷长投等激进融资策略(孙凤娥,2019),特别是在母子公司信息偏离的情况下更是如此(丁龙飞等,2020)。毋庸置疑,上述分析为剖析“短贷长投”现象提供了良好的经济金融学理论基础,但这类研究和分析大多集中在市场影响因素层面,尚未对政府层面的影响展开分析,特别是尚未真正将中国新兴加转型的现实制度背景纳入考量,使得基于短贷长投领域的研究还有较大的拓展空间。

地方政府会对微观企业投融资决策进行调控,因此,剖析当前中国企业部门中普遍存在的“短贷长投”现象,将地方政府行为因素纳入考量是必要的。本文创新性地引入地方经济考核压力这一指标,用以度量地方政府对企业投融资决策的影响,构建“地方经济考核压力影响企业短贷长投”研究框架,对企业短贷长投的成因进行深入剖析。

本文可能的创新之处在于,第一,厘清了政府制度激励对中国企业金融期限错配的影响与作用机理。现有文献大多集中在市场因素影响企业短贷长投的层面上,本文将政府经济考核压力纳入企业短贷长投动因的分析框架,就二者的具体机制(资源边界约束、财务风险稳定等)展开识别检验,并发现地方经济考核压力越大大会促进企业短贷长投的经验证据,从而丰富了企业投融资领域的研究文献。第二,识别了政府经济考核压力影响微观结构主体投融资行为的结构性特征,从“企业属性-地区差异”层面识别出了驱动区域经济发展的制度性因素所产生的差异化影响。第三,为政府部门促进经济增长制度设计提供了启示。为推动经济增长,政府通过制度激励的设计为经济增长提供动力,却带来了微观结构主体的投融资扭曲问题,本文为调整政府激励结构导向提供了相应建议。

二、理论分析与假说提出

理论而言,企业短贷长投是一种期限错配的投融资决策和行为,与债务期限匹配理论(Morris, 1976)中的合意决策并不一致。对此,后续研究认为,企业若在风险可控的前提下,主动选择成本更低的短期借款,符合融资优序理论(Myers, 1984)的同时也传递出企业流动性稳定的信息,并通过短期贷款的监督和约束,降低了股东和管理层间的第一类委托代理成本,对企业经营绩效的提升具有正面作用。然而,企业若因外部约束或刺激而被动采取短贷长投的策略,则会在增加其经营风险、降低投资效率、加剧财务困境的同时刺激管理层进行盈余管理的动机(罗宏等,2018),不利于企业核心竞争力的提高。由此可见,对于短贷长投行为的治理,关键在于破解干预企业投融资行为的环境或制度因素,驱动企业根据市场化原

则合理优化自身的投资结构和期限配置。

有鉴于此,大量国内外文献聚焦于引起企业短贷长投的外部因素的研究与治理。其中基于经典市场理论分析的早期国外研究一般认为市场机制将能有效激励企业保持其投融资期限匹配(白云霞等,2016),但这却无法充分解释中国近二十年来普遍存在的短贷长投现象。得益于对中国市场微观主体的长期关注,国内大量研究指出,中国金融市场化改革进程长期滞后于其他市场是诱发微观企业更偏好于短贷长投的重要体制性原因(钟凯等,2016);同时社会信用评估与备案体系构建尚不完善,企业投融资风险难以充分体现于其存贷款利率中也是短贷长投现象难以消除的市场环境因素。而部分文献则指出,近年中国高风险偏好的市场氛围激励往往会诱发管理层在投融资决策上的投机行为,从而引致短贷长投(王东清、刘华南,2020);此外,在这一市场环境的培育下,管理层普遍存在过度自信,这也会加剧企业在投融资方面的激进程度,短贷长投水平上升就不难理解了(孙凤娥,2019)。然而,在中国当前要素市场化程度不高,金融体系发展尚不完善的制度背景下,上述研究忽略了转型经济特征浓厚的市场机制特征,特别是忽略了(地方)政府行为对企业投融资决策的重要影响。因此,以微观企业的期限匹配为切入点,厘清(地方)政府对于企业投融资决策的干预机制具有重要的现实意义。

由于地方政府会通过调节企业部门的外部环境,直接影响其投融资结构和期限结构,改变其投融资决策,从而扭曲企业自身投资的期限配置行为。更为重要的是,在经济考核压力下,地方政府为了增加其在“晋升锦标赛”中胜出的概率会增加基建等方面的支出,以直接促进地区产出规模扩张,这不可避免地对企业部门的金融资源产生了极大挤出。特别是在当前以银行信贷为主的金融体系中,银行部门为了平抑风险,更偏好于将长期贷款配置于有地方政府背景的项目中(苟琴等,2014),从而进一步压缩了企业部门长期借款的容量,使得短贷长投成为符合企业工具理性的次优选择。基于此,本文提出第一个有待检验的假说:

假说1:地方经济考核压力越大,企业短贷长投的强度越高。

从资金供给端来看,由于长期以来利率市场化体制机制的不完善,使得信贷风险与期限结构之间出现了显著错配,以至于长短期信贷之间的利差出现失调,市场中长期借贷供给难以达到合意水平。政府职能部门会引导现有的金融资源直接注入到那些“短平快”的生产项目中去,这类项目大多集中在基础设施建设等领域,投入规模巨大且持续期较长,会吸纳金融市场中的大量长期资金,从而使得那些本应获得融资的企业被政府部门“挤出”(随洪光等,2022)。这会弱化中国(金融)要素市场本身的调节作用,扭曲长期信贷供给的配置方向,增大供需间的缺口(即形成了显著的挤出效应),抬升“融资难融资贵”问题的治理成本,使得企业面临着更突出的资源边界约束。在这种情形下企业在生产决策中也往往会向政府部门偏好的方向进行“转型”(如配合政府部门将生产集中在短期经济绩效明显的项目上),希冀能够获得更多的政府支持(吴非等,2021),从而过多地消耗自身存量资源,加剧融资约束。由此实体企业不得不更多地借助于短期借贷以满足长期经营和投资需求,即提升了其短贷长投的强度和水平。基于此,本文提出有待实证检验的机制性假说:

假说2:地方经济考核压力越大,则会造成企业的融资难和融资贵,进而迫使企业提升短

贷长投的强度。

在地方经济考核压力大的情境下,地方政府在支持项目的选择上更偏好于不确定性低且短周期可见显著产值的生产性投资(郭月梅等,2019)。一方面,银行部门调整贷款流向和期限,从总量上“加杠杆”以实现生产规模扩张,从结构上迫使企业“加短期杠杆”(倪志良等,2019),满足地方政府对于区域GDP增加的需求;另一方面,企业往往还会主动寻求在金融市场中进行“空转”的方式来摄取足够的金融资源,由此增强了自身的“脱实向虚”偏好。不难推论,“脱实向虚”和“加杠杆”的双重叠加影响,会给企业造成愈发沉重的财务费用负担(白雪莲等,2021),对其财务稳定性带来较大冲击,迫使企业进一步提升短贷长投强度,以保证经营和投资的流动性充足。这一正反馈过程不断自我循环,使得在地方经济考核压力下企业会不断通过增加金融杠杆、降低财务稳定性以提高短贷长投的水平。因此,本文提出以下假说:

假说3:地方经济考核压力越大,则会驱动企业加杠杆并降低财务稳定,进而迫使企业提升短贷长投的强度。

三、研究设计

(一)数据来源

本文的核心数据来源于CSMAR数据库,选取2009—2019年沪深A股上市企业数据集,宏观数据源自各省份统计年鉴。本文对原始微观企业数据进行了如下处理:第一,删除金融类企业样本;第二,删除ST、*ST类等财务状况存在异常、数据缺失较大的企业样本;第三,对所有微观层面的非比值型变量进行对数化处理,对所有连续型变量进行上下1%的缩尾处理,以降低异常值的干扰;第四,将上市企业同宏观层面的数据进行匹配,由此得到本文的完整数据集。

(二)变量设定

1.被解释变量

企业短贷长投(*SFLI*)。参考丁龙飞等(2020),在测度短贷长投强度时,采用固定资产投资活动现金支出-(长期借款本期增加额+本期权益增加额+经营活动现金净流量+处置固定资产等收回的现金净额)来测度,最后再以总资产进行标准化处理。该变量设计的一个核心原则在于,基于固定资产等具有长期性的投资活动现金需求,同短期内企业内部净增(可获)的长期现金流的“缺口”来反映企业债务与资产之间存在的期限结构错配问题(钟凯等,2016)。

2.核心解释变量

地方经济考核压力(*GDP_press*)。长期以来,以GDP增长作为地方政府部门的考核标杆最为普遍。因此,如若特定地区GDP增长状况较之于其他地区而言更差,则多意味着该地政府部门面临着较大的竞争考核压力,无法向上级政府部门传递积极信号,政府官员在考核中更容易处于劣势地位。鉴于上述特征,本文将特定省份所处地区板块(东中西部地区)GDP平均增速与特定省份GDP增速之差作为地方经济考核压力的代理变量。显然,该值的大小与考核压力形成正相关关系。

3. 中介变量

融资约束(*SA*)。市场中企业往往面临着外源性融资约束,这成为决定其投融资决策与行为的重要因素。特别是在考核压力尚未实现根本性转变时,地方政府往往更倾向于利用其对金融机构的影响,配置地方信贷资源(吴非等,2021),从而加剧实体企业的融资约束,基于此,本文将融资约束列为可能传递地方政府考核压力的中介变量之一。在具体指标测算上,本文借鉴 Hadlock 和 Pierce(2010)测度上市企业在样本期内的融资约束水平(*SA*),其具体计算公式为:

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04Age \quad (1)$$

(1)式中:*Size*通过企业规模对数化而得,*Age*为企业年龄。需要说明的是,Hadlock 和 Pierce(2010)通过 Ordered Probit 模型对模型系数进行了估计,而本文则直接采用 Hadlock 和 Pierce(2010)的系数计算结果作为表示微观结构主体融资约束的代理指标,这一指标与融资约束程度呈正相关。

融资成本(*F_Cost*)。与融资约束逻辑一致,地方政府应对考核压力而配置信贷资源的特征事实同样也影响了实体企业的融资成本。如果说融资约束反映了企业“融资难”困境,“融资成本”则更多地体现了“融资贵”难题,在这一成本约束的传导作用下,地方经济考核压力可能形成对企业资源边界的有效影响。本文为更好地刻画这一路径,借鉴阮坚等(2020)的算法,将利息支出总额与企业负债总额的比值作为衡量融资成本的参考指标。

金融负债杠杆(*FIN_Lev*)。本文借鉴吴非等(2021),采用年末净金融负债与净资产的比值作为衡量该企业当年金融负债杠杆的指标。

财务风险稳定(*Z_Score*)。在现实中,无论是地方政府的外部过度干预,还是企业自身的偏离合意范畴的投融资行为,都会引起或反映到其财务指标上,因此,本文引入财务稳定(风险)这一中介因素,以更好地刻画经济考核压力影响企业的机制路径。在指标选取上,本文借助了 Altman(1968)的 *Z* 值法刻画企业的财务稳定状况,这一指标值越大,说明该企业当年的财务状况越稳定,其具体计算公式为:

$$Z = 0.012X_1 + 0.014X_2 + 0.033X_3 + 0.006X_4 + 0.999X_5 \quad (2)$$

(2)式中: X_1 — X_5 分别为运营资本、留存收益、息税前收益、权益市值和销售收入与总资产的比值。

4. 控制变量

为了最大限度提升回归的有效性,本文进一步纳入了一系列控制变量。具体来看,控制变量包括了企业年龄(*Age*)及其平方项(Age^2)、基本每股收益(*EPS*,归属于普通股股东的当期净利润除以当期发行并流通在外普通股的加权平均数)、总资产(*lnasset*,年度期末总资产的对数值)、第一大股东股权集中度(*C_D*,第一大股东持股比例)、净利润增长率(*Profit*,净利润增长额与上年净利润之比)、董事长和总经理两职合一(*Mega*,董事长和总经理同时兼任取值为1,否则为0)和审计意见(*Audit*,年报审计为标准无保留意见时为0,否则为1)。

本文主要变量的描述性统计如表1所示。

表 1 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>SFLI</i>	15 585	-0.1115	0.1902	-1.1272	0.2649
<i>GDP_press</i>	18 844	-0.0029	0.0321	-0.1042	0.3006
<i>SA</i>	18 844	0.4743	0.3153	0.0451	1.6252
<i>F_Cost</i>	17 105	0.0234	0.0157	0.0004	0.0679
<i>FIN_Lev</i>	18 844	0.4400	0.2549	0	0.9134
<i>Z_Score</i>	18 832	1.7046	0.7497	0.3852	4.0061
<i>lnAge</i>	18 844	2.7005	0.3841	1.3863	3.3672
<i>EPS</i>	18 834	0.3422	0.4073	-0.6751	2.0400
<i>lnasset</i>	18 844	22.1530	1.2479	19.8400	25.9382
<i>C_D</i>	18 844	0.3519	0.1501	0.0340	0.8998
<i>Profit</i>	18 844	0.0914	3.1400	-18.7284	12.9178
<i>Mega</i>	18 560	0.2203	0.4145	0	1
<i>Audit</i>	18 844	0.0157	0.1245	0	1

(三) 模型设定

本文构造了模型(3)以检验地方经济考核压力对企业短贷长投行为的影响:

$$SFLI_{it} = \alpha + \beta_1 GDP_press_{it-1} + \sum \beta_i CVs + \sum \beta_j Year + \sum \beta_k Ind + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中:被解释变量为企业的短贷长投(*SFLI*),核心解释变量为地方政府经济考核压力(*GDP_press*),*CVs*为前述控制变量集合。特别地,本文考虑到地方政府的行为偏好要影响至辖区内的微观经济主体往往存在一定的时滞,本文对核心解释变量进行了滞后一期处理,以使回归模型更加契合现实特征。当然,这也能在一定程度上克服互为因果的内生性问题。为了更好地吸收固定效应,本文还控制了年度虚拟变量(*Year*)和行业虚拟变量(*Ind*)。 ε_{it} 为模型随机误差项。

本文借助了温忠麟等(2004)的中介效应模型进行渠道识别检验(模型(4)—模型(6))。

$$SFLI_{it+1} = \alpha + \beta_1 GDP_press_{it-1} + \sum \beta_i CVs + \sum \beta_j Year + \sum \beta_k Ind + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Mediator_{it} = \alpha' + \vartheta_1 GDP_press_{it-1} + \sum \vartheta_i CVs + \sum \vartheta_j Year + \sum \vartheta_k Ind + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$SFLI_{it+1} = \alpha + \delta_1 Mediator_{it} + \delta_2 GDP_press_{it-1} + \sum \delta_i CVs + \sum \delta_j Year + \sum \delta_k Ind + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在中介变量(*Mediator*)的选取上,顺延前文的理论逻辑分析,将融资约束(*SA*)、融资成本(*F_Cost*)、金融负债杠杆(*FIN_Lev*)、财务稳定状况(*Z_Score*)作为中介机制变量进行识别检验,其余指标和模型设定皆同模型(3)。特别地,依循前述模型设定的原则,即变量间的传递效应存在时滞,为了体现出在每个环节变动过程中所需要的耗时,本文对于短贷长投变量进行前置1期处理,对于中介变量组保持了当期的数据结构,对于地方经济考核压力指标进行滞后1期处理。同样,该项处理也能够一定程度上减弱互为因果的干扰。

四、地方经济考核压力对企业短贷长投的影响

(一) 基准回归

表2的实证结果是基于“经济考核压力-企业短贷长投”的基本关系进行的回归检验。在回归(1)、(2)中,本文采取了递进式的处理方法进行验证。结果发现,无论是否纳入相关控制变量,地方经济考核压力指标(*L.GDP_press*)的回归系数均为正值且都通过了

1%的统计显著性检验,这为本文的假说1提供了经验证据的支持。在回归(3)中,纳入了经济考核压力指标的平方项以检验其中可能存在的非线性关系,但相关的交互项系数并不显著,意味着二者之间是单向的正向关系。在回归(4)、(5)中,基于地方经济考核压力强度进行了分组检验(以中位数为界),以判定在不同强度的经济考核压力下,原有的基本结论是否会发生变化。在压力较大组别中, $L.GDP_press$ 的回归系数为0.1665且通过了5%的统计显著性检验,而在压力较小组别中,这一变量的回归系数则并不显著(t 值仅为1.36),这意味着,只有较强的地方经济考核压力方能强化企业短贷长投行为,这也与前述实证逻辑保持高度一致。

表 2 基准回归检验:经济考核压力与企业短贷长投

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
	基准检验		非线性关系	经济考核压力较大	经济考核压力较小
<i>L.GDP_press</i>	0.0280*** (3.39)	0.1769*** (2.94)	0.3233*** (3.86)	0.1665** (2.35)	0.1532 (1.36)
<i>L.GDP_press</i> × <i>L.GDP_press</i>			1.4007 (0.61)		
<i>lnAge</i>		0.1075 (1.63)	0.1039 (1.58)	0.1011 (1.23)	0.1156 (1.32)
<i>lnAge</i> ²		-0.0098 (-0.74)	-0.0091 (-0.69)	-0.0098 (-0.58)	-0.0107 (-0.63)
<i>EPS</i>		-0.1298*** (-18.20)	-0.1299*** (-18.24)	-0.1277*** (-13.70)	-0.1324*** (-16.56)
<i>lnasset</i>		0.0893*** (31.83)	0.0893*** (31.87)	0.0846*** (24.12)	0.0935*** (31.03)
<i>C_D</i>		-0.0886*** (-11.51)	-0.0888*** (-11.53)	-0.0904*** (-9.44)	-0.0887*** (-10.37)
<i>Profit</i>		0.3056 (0.47)	0.3412 (0.53)	-0.3053 (-0.32)	0.6546 (0.82)
<i>Mega</i>		-0.0011 (-0.19)	-0.0012 (-0.20)	-0.0074 (-0.93)	0.0042 (0.62)
<i>Audit</i>		0.0908*** (4.46)	0.0907*** (4.44)	0.1135*** (3.93)	0.0845*** (3.64)
<i>_cons</i>	0.3696*** (6.24)	-3.6067 (-0.80)	-4.0007 (-0.88)	0.6676 (0.10)	-6.3020 (-1.13)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	15 263	14 956	14 956	6 000	8 956
R ²	0.1491	0.4633	0.4640	0.4653	0.4720

注:(1)***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平;(2)括号中是经过聚类(企业个体层面)稳健标准误调整的 t 值。下文同。

(二) 稳健性检验与内生性处理

为了进一步强化核心结论的稳健性和可靠性,本文采用了三种方式进行检验。第一,剔

除部分样本,将部分具有特殊性的样本进行剔除并再次检验;第二,延长预测窗口,通过增加核心解释变量的滞后期数来考察地方经济考核压力在较长时间序列中的表现;第三,变更核心解释变量的口径,采用地方经济增长目标来刻画地方政府面临的经济考核压力。详细结果可参见表3—表5。

在表3的稳健性检验中,主要从剔除特殊样本的角度出发进行检验。本部分考量的是,一方面,无论是地方政府的经济考核压力抑或是企业的投融资行为,都会受到“国际-国内”重大外部金融冲击的影响。在本文的研究样本期中,存在两个重大的金融不利事件冲击,一是国际金融危机(2008年),二是中国股灾(2015年)。另一方面,考虑到直辖市在经济考核上可能与其他地区存在差异,本文剔除了这类样本。研究结果发现,无论是从时间序列上剔除了相关样本(回归(1)、(2)),抑或是从地域上剔除了相关样本(回归(3)),原有核心结论并没有发生显著变化。

表3 稳健性检验:剔除部分样本

	(1)	(2)	(3)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
	剔除国际金融危机	剔除国际金融危机+中国股灾	剔除直辖市
<i>L. GDP_press</i>	0.1359** (2.14)	0.5442*** (4.66)	0.2375** (2.15)
<i>lnAge</i>	0.1383* (1.91)	0.1239 (1.32)	0.0323 (0.26)
<i>lnAge</i> ²	-0.0152 (-1.07)	-0.0117 (-0.63)	0.0034 (0.14)
<i>EPS</i>	-0.1388*** (-18.47)	-0.1399*** (-17.02)	-0.1377*** (-15.71)
<i>lnasset</i>	0.0946*** (34.07)	0.0911*** (29.08)	0.0962*** (27.30)
<i>C_D</i>	-0.0907*** (-11.80)	-0.0932*** (-10.37)	-0.0813*** (-8.69)
<i>Profit</i>	0.1427 (0.20)	1.9042** (2.20)	-0.1260 (-0.16)
<i>Mega</i>	0.0037 (0.63)	0.0031 (0.42)	0.0087 (1.26)
<i>Audit</i>	0.0863*** (4.06)	0.1054*** (3.98)	0.0859*** (3.26)
<i>_cons</i>	-2.6351 (-0.52)	-15.0438** (-2.47)	-0.6681 (-0.12)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制
N	11 859	5 727	8 988
R ²	0.4925	0.4889	0.4629

地方经济考核压力对微观企业的影响是否具有一定的持续性特征?原有的不利冲击是否会延续较长的时间,是一个值得关注的问题。表4侧重从考虑地方经济增长考核压力长期影响的角度进行回归检验识别。具体来看,本文将原有的地方经济考核压力变量(*GDP_*

press)分别进行滞后2、3、4期处理以生成新的变量并以此检验长期影响。研究结果发现,四组回归系数均为正值且均呈现出高度显著的状态。这表明地方经济考核压力的负面作用具有显著的可叠加效果,在长期中能够持续对企业投融资决策形成不利影响,这不单验证了前述核心结论的稳健性,也进一步表明变革考核激励制度具有紧迫性和必要性。

表 4 稳健性检验:考虑长期影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
L2. <i>GDP_press</i>	0.4092 ^{***} (4.55)			0.1379 [*] (1.70)
L3. <i>GDP_press</i>		0.4143 ^{***} (4.25)		0.2863 ^{***} (4.30)
L4. <i>GDP_press</i>			0.3888 ^{***} (3.87)	0.1908 ^{**} (2.56)
lnAge	0.0972 (1.13)	0.1031 (0.93)	0.0861 (0.62)	0.0748 (0.54)
lnAge ²	-0.0082 (-0.49)	-0.0094 (-0.45)	-0.0067 (-0.26)	-0.0045 (-0.18)
EPS	-0.1307 ^{***} (-17.57)	-0.1317 ^{***} (-16.90)	-0.1329 ^{***} (-16.04)	-0.1329 ^{***} (-15.99)
lnasset	0.0893 ^{***} (31.37)	0.0893 ^{***} (30.65)	0.0891 ^{***} (29.57)	0.0892 ^{***} (29.67)
<i>C_D</i>	-0.0858 ^{***} (-10.91)	-0.0821 ^{***} (-10.11)	-0.0782 ^{***} (-9.29)	-0.0777 ^{***} (-9.24)
<i>Profit</i>	0.1589 (0.24)	-0.2233 (-0.32)	-0.3431 (-0.45)	-0.2871 (-0.38)
<i>Mega</i>	0.0028 (0.46)	0.0061 (0.97)	0.0089 (1.30)	0.0086 (1.26)
<i>Audit</i>	0.0962 ^{***} (4.47)	0.0927 ^{***} (4.25)	0.0920 ^{***} (3.95)	0.0928 ^{***} (3.98)
<i>_cons</i>	-2.5673 (-0.55)	0.1046 (0.02)	0.9721 (0.18)	0.6059 (0.11)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	13 152	11 330	9 520	9 520
R ²	0.4608	0.4603	0.4579	0.4593

在任晓怡等(2020)的研究中,采用地方政府层面发布的经济增长目标来刻画地方政府在经济发展上的动机和压力,其逻辑在于:地方政府往往会通过较高经济增长目标的设定来向上级部门传递积极的信息,从而不得不面临更大的发展压力。在本部分的稳健性检验中拟借鉴上述方法来重新建构地方经济考核压力指标。具体地,首先以地方省级政府年度工作报告中所提出的经济增长目标(*Eco_target*)来刻画地方经济考核压力。其次在上述指标的基础上细化了对经济增长目标的考察。第一,用某省经济增长目标与同一地区板块(东中西部地区)经济增长目标均值之差,来刻画特定地区“超越”周边地区经济增长目标设定的程度(*Eco_target1*);第二,通过本省份本年度的地方经济增长目标同上年度的经济增长目标

之差,来刻画当地政府对自身的“层层加码”行为(*Eco_target2*)。不难发现,这类指标越大,则多意味着当地政府部门在经济发展上有着更大的压力。表5研究结果表明,三个口径的地方经济增长目标回归系数均为正值且高度显著,这意味着地方经济增长目标设定越高,往往会影响到微观企业的投融资行为,进一步加剧企业的短贷长投行为,上述发现同样为已有的回归结论提供了坚实的支撑。

表5 稳健性检验:变更核心解释变量口径

	(1)	(2)	(3)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
<i>L.Eco_target</i>	0.0127*** (6.06)		
<i>L.Eco_target1</i>		0.0162*** (3.24)	
<i>L.Eco_target2</i>			0.0046** (2.03)
<i>lnAge</i>	0.0901 (1.37)	0.1095* (1.66)	0.1139* (1.72)
<i>lnAge²</i>	-0.0069 (-0.52)	-0.0104 (-0.79)	-0.0111 (-0.84)
<i>EPS</i>	-0.1285*** (-17.94)	-0.1295*** (-18.20)	-0.1295*** (-18.19)
<i>lnasset</i>	0.0896*** (32.42)	0.0894*** (31.91)	0.0892*** (31.71)
<i>C_D</i>	-0.0903*** (-11.84)	-0.0889*** (-11.56)	-0.0890*** (-11.56)
<i>Profit</i>	0.3633 (0.56)	0.3068 (0.48)	0.2862 (0.44)
<i>Mega</i>	0.0006 (0.10)	-0.0008 (-0.14)	-0.0008 (-0.14)
<i>Audit</i>	0.0890*** (4.31)	0.0915*** (4.50)	0.0905*** (4.44)
<i>_cons</i>	-4.1264 (-0.91)	-3.6306 (-0.80)	-3.4838 (-0.77)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制
N	14 803	14 956	14 956
R ²	0.4688	0.4642	0.4627

进一步地,为了减弱可能存在的内生性问题,本文采用“地形起伏度(城市海拔标准差)”作为工具变量展开检验。这是因为,地形起伏度越大,往往意味着当地的基础设施建设难度较大,经济发展空间较为狭窄,这会显著影响当地政府对经济发展的决策导向,满足工具变量的相关性要求。此外,地形起伏度作为一个典型的地理因素,其与上市企业投融资决策(包括但不限于短贷长投)并无明显关联,满足工具变量的外生性要求。表6的实证结果显示,在基于工具变量法减弱了内生性干扰后,原有的核心结论依旧保持稳健。

表 6 内生性检验:工具变量法

	(1)	(2)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
<i>L.GDP_press</i>	0.9045 *** (5.18)	1.1095 *** (7.64)
<i>lnAge</i>		0.0746 (1.00)
<i>lnAge</i> ²		-0.0042 (-0.31)
<i>EPS</i>		-0.1349 *** (-31.85)
<i>lnasset</i>		0.0896 *** (63.95)
<i>C_D</i>		-0.0756 *** (-18.29)
<i>Profit</i>		-0.2413 (-0.38)
<i>Mega</i>		0.0070 * (1.83)
<i>Audit</i>		0.0923 *** (6.25)
<i>_cons</i>	0.4587 *** (27.02)	0.1122 (0.03)
Kleibergen-Paap rk LM statistic (Underidentification test)	21.298 ***	62.824 ***
Cragg-Donald Wald F statistic (Weak identification test)	46.015 ***	55.163 ***
Hansen J statistic (Overidentification test of all instruments)	0.3992	0.1457
年份固定效应	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制
N	9 644	9 520
R ²	0.1592	0.4512

五、渠道机制识别检验

在前部分的实证研究中,本文分析了地方经济考核压力对企业短贷长投的影响,但尚未深入识别检验二者之间的渠道机制。有鉴于此,本部分将进行渠道识别检验。

首先本文从“融资约束与融资成本”的视角进行检验,结果见表 7。研究发现,地方经济考核压力显著恶化了企业的融资约束状况(回归系数为 0.4209 且通过 1% 的统计显著性检验),而企业所面临的融资约束越严重,为了维系正常的生产经营,企业不得不通过强化短贷长投来保证资源的可持续性(SA 的回归系数为正值且通过了 5% 的统计显著性检验)。进一步地,地方经济考核压力的提升,带来了企业融资成本的增加(回归系数为 0.0172 且 *t* 值为 3.05)。这是因为,一方面,地方经济考核压力越大,地方政府往往会积极引导辖区内可用的金融资源投入到相关的经济建设项目中来,这会在一定程度上对企业可用资源形成挤出,企业在金融市场中的融资难度和成本会进一步加大,造成了融资成本的提升;另一方面,地方经济考核压力越大,这种经济责任也会由地方政府转移到企业层面,企业为了契合政府部门的经济增长目标,往往会扩大自身的生产规模。企业与企业之间对金融资源的竞争行为也会得以强化,企业甚至愿意接受较高费用支出的信贷合约,这进一步提升了自身的融资成

本。这种融资成本的提升,会在一定程度上侵蚀企业的可用资源,企业为了确保资源供给能够满足生产需求,往往会通过短贷长投的方式来进行“补缺”。在回归(5)中, F_Cost 的回归系数为正值且高度显著便是明证。从中介效应的占比强度差异来看,地方经济考核压力对融资成本的影响,相较于融资约束有着更为明显的作用效应(占比 $6.0% > 1.7%$)。

表7 地方经济考核压力影响企业短贷长投的机制识别:融资约束与融资成本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	F. <i>SFLI</i>	SA	F. <i>SFLI</i>	<i>F_Cost</i>	F. <i>SFLI</i>
L. <i>GDP_press</i>	0.4746*** (7.79)	0.4209*** (6.34)	0.4662*** (7.64)	0.0172*** (3.05)	0.4839*** (7.59)
lnAge	0.0903** (2.31)	-1.0065*** (-23.44)	0.0724* (1.82)	0.0035 (0.97)	0.0775* (1.95)
lnAge ²	-0.0088 (-1.14)	0.2654*** (31.78)	-0.0040 (-0.50)	-0.0000 (-0.02)	-0.0072 (-0.92)
EPS	-0.1285*** (-33.66)	-0.0382*** (-9.29)	-0.1294*** (-33.75)	-0.0100*** (-28.94)	-0.1065*** (-26.21)
lnasset	0.0853*** (65.33)	0.1399*** (100.21)	0.0879*** (52.05)	0.0014*** (11.69)	0.0804*** (60.41)
C_D	-0.0834*** (-22.67)	-0.0255*** (-6.59)	-0.0839*** (-22.77)	0.0011*** (3.36)	-0.0786*** (-20.62)
Profit	1.8857*** (3.35)	-1.9153*** (-3.15)	1.8675*** (3.31)	0.1038** (2.04)	1.3867** (2.40)
Mega	-0.0026 (-0.72)	-0.0438*** (-11.67)	-0.0034 (-0.94)	0.0001 (0.36)	-0.0027 (-0.71)
Audit	0.0901*** (7.17)	0.0300** (2.43)	0.0906*** (7.22)	0.0040*** (3.92)	0.0753*** (5.94)
SA			0.0194** (2.44)		
<i>F_Cost</i>					1.7340*** (18.12)
_cons	-14.7311*** (-3.71)	12.0400*** (2.81)	-14.6365*** (-3.69)	-0.7378** (-2.06)	-11.0448*** (-2.72)
Sobel test	2.277** 正向传导路径有效			3.008*** 正向传导路径有效	
Proportion of total effect that is mediated	1.7%			6.0%	
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	11 328	14 956	11 328	13 656	10 221
R ²	0.4430	0.6516	0.4433	0.1547	0.4523

在表8的研究中,本文将研究的视角转向“金融杠杆与财务稳定”的渠道机制检验中。研究发现,地方经济考核压力增大时,企业的金融杠杆行为也有所强化(回归系数为0.0288且通过了1%的统计显著性检验)。这说明借助于金融杠杆手段实现企业金融资源的迅速集聚成为政府回应增长压力的主要路径之一。然而这种金融杠杆行为使得企业内部的生产资源出现了错配,更多的生产资源导向了金融领域而非生产领域,为了维系基本的生产经营发展,企业只能采用更为激进的方式来获取融资,由此加剧了短贷长投行为(回归系数为正值且高度显著)。从前述的实证结论来看,地方经济考核压力的增大,会冲击企业的财务状况,甚至带来一定的脱实向虚偏向,这种变化必然会对企业自身的财务稳定造成影响。在回归(4)中,L.*GDP_press*的回归系数为负且高度显著,意味着这种经济偏好的强化会加剧企业内部的财务不稳定,扰乱企业正常的财务决策,使得企业不得不通过多重渠道来融取资金,以

维系财务资源的可持续性。其逻辑结果是,企业被迫通过短贷长投的方式筹措资金确保财务和生产活动的推进。从中介效应的占比强度差异来看,地方经济考核压力通过财务稳定对短贷长投行为有着相对较大的影响(占比 52.6%>1.1%)。

表 8 地方经济考核压力影响企业短贷长投的机制识别:金融杠杆与财务稳定

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	F. <i>SFLI</i>	<i>FIN_Lev</i>	F. <i>SFLI</i>	<i>Z_Score</i>	F. <i>SFLI</i>
<i>L.GDP_press</i>	0.4746 *** (7.79)	0.0288 ** (2.36)	0.4706 *** (8.06)	-1.0981 *** (-5.81)	0.1828 *** (3.91)
<i>lnAge</i>	0.0903 ** (2.31)	0.0981 * (1.89)	0.0678 * (1.81)	-0.1430 (-1.17)	0.0659 ** (2.20)
<i>lnAge</i> ²	-0.0088 (-1.14)	-0.0121 (-1.20)	-0.0058 (-0.78)	-0.0086 (-0.36)	-0.0112 * (-1.89)
<i>EPS</i>	-0.1285 *** (-33.66)	-0.1674 *** (-33.67)	-0.0962 *** (-25.32)	0.5801 *** (49.56)	-0.0206 *** (-6.52)
<i>lnasset</i>	0.0853 *** (65.33)	0.0615 *** (36.42)	0.0739 *** (56.72)	-0.3659 *** (-92.06)	0.0224 *** (18.34)
<i>C_D</i>	-0.0834 *** (-22.67)	0.1194 *** (25.52)	-0.1052 *** (-29.28)	0.0788 *** (7.14)	-0.0711 *** (-25.19)
<i>Profit</i>	1.8857 *** (3.35)	3.2582 *** (4.42)	1.2823 ** (2.37)	0.2519 (0.15)	1.6881 *** (3.91)
<i>Mega</i>	-0.0026 (-0.72)	0.0092 ** (2.03)	-0.0034 (-0.99)	0.0343 *** (3.20)	0.0048 * (1.75)
<i>Audit</i>	0.0901 *** (7.17)	0.0143 (0.96)	0.0846 *** (7.03)	-0.1108 *** (-3.16)	0.0626 *** (6.51)
<i>FIN_Lev</i>			0.1896 *** (31.58)		
<i>Z_Score</i>					-0.1847 *** (-88.95)
<i>_cons</i>	-14.7311 *** (-3.71)	-24.1766 *** (-4.66)	-10.1391 *** (-2.66)	8.0471 (0.66)	-11.5651 *** (-3.80)
Sobel test	2.359 ** 正向传导路径有效			5.797 *** 正向传导路径有效	
Proportion of total effect that is mediated	1.1%			52.6%	
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	11 328	14 956	11 328	14 946	11 320
R ²	0.4430	0.2548	0.4882	0.5152	0.6726

六、进一步研究:异质性检验

前述实证研究从全样本视角进行了识别检验,但中国作为一个典型的经济大国,企业特征与要素禀赋差异会对政府经济决策形成一定的非对称影响。有鉴于此,基于异质性视角下的考察,有助于提出更具有针对性的政策建议,在表 9、表 10 的回归检验中,本文分别从企业和地区层面进行差异化检验。

在表 9 的异质性检验中,本文首先针对“国有企业-非国有企业”进行了分组检验。研究发现,在国有企业组别中,地方经济考核指标的回归系数为 0.1928 且通过了 5% 的统计显著性检验,而在非国有企业中,相关系数的回归结果 *t* 值偏小(仅为 1.57),并不具有统计显著性意义上的影响。本文认为,国有企业能够凭借自身的“制度优势”,在金融市场领域乃至政府部门中获得较大强度的金融、财政资源支持,使得这类企业在不存在政府干预的情形下,的

确具有较为宽裕的金融资源边界^①。从这个角度来看,国有企业的短贷长投期限错配行为是相对较低的。但从另外一个方面来看,国有企业尽管历经了多轮市场化改革,但仍需承载相对较多的社会职能。当地方政府具有较强的经济考核压力时,这一压力更容易转嫁到辖区内国有企业上。在这种情形下,地方政府对经济增长所设计的制度激励,对于驱动国有企业扩大生产规模的幅度往往会超越自身所具有的资源边界,因此国有企业具有较强的动机通过短贷长投的方式来维系金融资源。相比之下,非国有企业受地方经济考核压力影响较小。

表 9 企业异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
	国有企业	非国有企业	高科技企业	非高科技企业
<i>L.GDP_press</i>	0.1928 ** (2.37)	0.1346 (1.57)	0.2058 ** (2.39)	-0.1672 (-1.00)
<i>lnAge</i>	0.3798 *** (3.67)	-0.0601 (-0.78)	0.0491 (0.57)	0.1784 * (1.75)
<i>lnAge</i> ²	-0.0581 *** (-2.84)	0.0185 (1.18)	-0.0013 (-0.08)	-0.0228 (-1.12)
<i>EPS</i>	-0.1101 *** (-11.63)	-0.1615 *** (-16.31)	-0.1295 *** (-14.25)	-0.1277 *** (-11.50)
<i>lnasset</i>	0.0771 *** (20.88)	0.1101 *** (26.69)	0.0966 *** (24.28)	0.0802 *** (19.69)
<i>C_D</i>	-0.0575 *** (-5.03)	-0.1103 *** (-11.42)	-0.1153 *** (-10.18)	-0.0667 *** (-6.14)
<i>Profit</i>	-0.8082 (-0.99)	1.4885 (1.55)	0.0732 (0.08)	0.5292 (0.56)
<i>Mega</i>	-0.0060 (-0.62)	0.0055 (0.81)	-0.0016 (-0.21)	0.0035 (0.36)
<i>Audit</i>	0.0872 *** (2.81)	0.1125 *** (4.24)	0.1173 *** (4.74)	0.0559 * (1.70)
<i>_cons</i>	3.8217 (0.66)	-12.1781 * (-1.80)	-2.1276 (-0.35)	-5.2540 (-0.79)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	7 674	7 282	8 022	6 934
R ²	0.3986	0.4818	0.4490	0.4375

其次本文将视角转移到“高科技企业-非高科技企业”^②的差异化检验中来。研究发现,地方经济考核压力越大,则会显著驱动高科技企业的短贷长投行为(回归系数为 0.2058 且 *t* 值为 2.39),而对非高科技企业的影响并不显著。本文认为,高科技企业的主营业务活动围绕产品、服务的创新展开,呈现长期性、高风险、高投入特征,就回报周期层面而言,与地方政府偏好的短期产出需求存在时间维度的不匹配问题(杨贤宏等,2021)。当地方政府面临着较强的经济增长压力时,往往会引导高科技企业的生产发展向“短平快”的领域集中。为了

①从国有企业和非国有企业的结构来看,国有企业长期信贷占比比非国有企业大(0.111>0.061),短期信贷占比也是如此(0.385>0.321),可见,国有企业不单能拿到更多的长期贷款,也能拿到更多的短期贷款(丁龙飞等,2020)。

②在高科技企业的划分中,本文借鉴彭红星和毛新述(2017)的方法,将上市高科技企业分为 3 个门类和 19 个大类,三个门类为制造业(C),信息传输、软件和信息技术服务业(I),科学研究和技术服务业(M);19 个大类包括 C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、C34、C35、C36、C37、C38、C39、C40、C41、I63、I64、I65 和 M73。

满足地方政府的短期经济发展导向,高科技企业大多只能将有限的生产资料配置到短期生产项目上,而同样在资源边界的约束下(高科技企业面临的资源约束趋紧),高科技企业不仅需要维系自身的技术创新项目,还要兼顾当地政府所支持、鼓励、引导的短期生产项目。由此,这类企业往往只能通过短贷长投的方式来维系自身发展所需的资源。

在表 10 的实证检验中,本文进行地区异质性检验。研究发现,地方经济考核压力对东部和中部地区企业的短贷长投具有显著促进作用(回归系数分别为 0.1314 和 0.2109 且均通过了 1% 的统计显著性检验),而对西部地区企业而言并没有显著影响。之所以呈现出上述差异化现象,本文认为,不同地区之间的要素禀赋存在显著差异,地方政府对经济增长的偏好、考核的要求等也存在不同,这决定了地方经济考核压力的影响存在异质性。其中东中部地区企业面临着较大竞争,企业为了在市场竞争中获取更大的份额,往往会加大资源的投入力度。若当地政府的经济考核压力传导至企业则必然对企业造成影响,迫使企业采用更加激进的方式来获取资源,强化了其对短贷长投行为的偏好。在西部地区,地方政府的经济考核压力并不会过多地影响到辖区内微观经济主体正常的投融资决策,因此对企业短贷长投的影响并不明显。

表 10 地区异质性检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
	东部地区	中部地区	西部地区
<i>L.GDP_press</i>	0.1314*** (2.96)	0.2109*** (3.97)	0.2426 (-0.66)
<i>lnAge</i>	0.0826 (1.14)	-0.0006 (-0.00)	0.3237 (1.40)
<i>lnAge</i> ²	-0.0068 (-0.47)	0.0166 (0.49)	-0.0522 (-1.17)
<i>EPS</i>	-0.1195*** (-14.55)	-0.1496*** (-8.28)	-0.1471*** (-7.25)
<i>lnasset</i>	0.0880*** (26.22)	0.0918*** (12.68)	0.0944*** (13.75)
<i>C_D</i>	-0.1043*** (-11.40)	-0.0667*** (-3.72)	-0.0774*** (-4.33)
<i>Profit</i>	0.6465 (0.76)	0.0492 (0.04)	0.3675 (0.24)
<i>Mega</i>	0.0008 (0.12)	-0.0016 (-0.11)	0.0118 (0.59)
<i>Audit</i>	0.1125*** (4.07)	0.0184 (0.50)	0.0718** (2.35)
<i>_cons</i>	-5.9193 (-0.99)	-1.9801 (-0.23)	-4.4905 (-0.42)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制
N	10 246	2 665	2 045
R ²	0.4799	0.4979	0.4607

七、研究结论及政策建议

政府对经济增长的激励是否会影响到辖区内微观经济主体的投融资行为? 本文借助沪深两市 A 股上市企业 2009—2019 年的数据,实证检验地方经济考核压力对企业短贷长投的

影响、机制及异质性特征。研究结果发现:

第一,地方政府激励会显著影响辖区内的微观主体行为。地方经济考核压力越大,则会驱使企业提升自身的短贷长投水平,上述结论在经过多重稳健性检验后依旧成立。第二,地方经济考核压力一方面导致企业融资约束收紧和融资成本提高;另一方面会驱动企业提高其金融负债杠杆并影响自身财务稳定,这些都会造成企业短贷长投水平提升。第三,地方经济考核压力对微观主体的影响存在显著的差异化特征。具体而言,从企业异质性来看,地方经济考核压力对国有企业和高科技企业的冲击最为明显,能够显著提升这两类企业的短贷长投水平;从地区异质性来看,地方经济考核压力对东中部地区企业的短贷长投行为具有显著的促进作用,从而展现出了显著的异质性特征。

基于前述讨论,本文提出如下政策建议。一方面,进一步完善多层次地方政府考核体系。随着中国经济发展步入新常态,“唯 GDP”增长模式的弊端愈发凸显。尤其是其带来的区域间经济考核压力进一步恶化了辖区内企业的投融资环境。因此,亟需从顶层设计出发,破除“唯 GDP”的考核观念,将除经济增长以外的环境、民生、卫生、教育等多方面和多层次的社会发展指标纳入考量,构建更为科学和综合性的考核体系。以此为契机,引导地方政府的竞争重心从经济增长向综合社会经济发展等多方面转变。尤其是要强化考核体系的稳定性,防止由于考核体系的波动给辖区内企业带来政策环境的不确定性,从而刺激其扭曲贷款期限结构。另一方面,进一步转变政府职能。中国金融体系和要素市场的深化改革离不开政府职能转变,建设服务型政府,各级地方政府做市场经济秩序的守护者,稳步释缓经济考核压力带来的要素配置扭曲,让市场机制在企业决策框架中起决定性作用,使得资源与要素在不同区域的不同企业中自由高效运转起来。在具体施政措施上,应进一步推进“放管服”改革,降低市场准入门槛,简化行政审批程序,让市场在资源配置和流向中起到基础性作用。同时加强对企业行为的事中事后监管和提供更为全面的公共服务,优化企业营商和投融资环境。

参考文献:

- 1.白云霞、邱穆青、李伟,2016:《投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较》,《中国工业经济》第7期。
- 2.白雪莲、贺萌、张俊瑞,2021:《企业金融化与债务融资成本——来自中国A股上市公司的证据》,《金融论坛》第7期。
- 3.丁龙飞、谢获宝、韩忠雪,2020:《子公司自主权、财务公司与短贷长投》,《金融经济学研究》第4期。
- 4.苟琴、黄益平、刘晓光,2014:《银行信贷配置真的存在所有制歧视吗?》,《管理世界》第1期。
- 5.郭月梅、陈平、毛琼枝,2019:《财政分权、投资冲动与地方政府债务增长》,《广西财经学院学报》第1期。
- 6.罗宏、贾秀彦、陈小运,2018:《审计师对短贷长投的信息识别——基于审计意见的证据》,《审计研究》第6期。
- 7.倪志良、高正斌、张开志,2019:《政策性负担与国有企业杠杆率:预算软约束的中介效应》,《产经评论》第3期。
- 8.彭红星、毛新述,2017:《政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据》,《财贸经济》第3期。
- 9.任晓怡、向海凌、吴非,2020:《地方经济增长目标如何影响金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角》,《经济学报》第2期。
- 10.阮坚、申么、范忠宝,2020:《何以驱动企业债务融资降成本——基于数字金融的效用识别、异质性特征与机制检验》,《金融经济学研究》第2期。
- 11.孙凤娥,2019:《“短贷长投”是企业的被迫行为吗?——基于管理者过度自信的视角》,《财经论丛》第6期。
- 12.随洪光、周瑾、张媛媛、张市化,2022:《基础设施投资仍然是有效的扩张性工具吗?——基于增长质量视角的流量效应分析》,《经济评论》第1期。
- 13.王东清、刘华南,2020:《管理者能力影响企业短贷长投吗?》,《金融发展研究》第1期。
- 14.温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云,2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。

15. 吴非、曹铭、任晓怡, 2021:《地方经济增长目标对企业研发投入的影响与机制——基于“发展方式-政绩考核-政府行为-经济效应”范式的分析》,《西部论坛》第5期。
16. 杨贤宏、宁致远、向海凌、陈瑾, 2021:《地方经济增长目标与企业数字化转型——基于上市公司年报文本识别的实证研究》,《中国软科学》第11期。
17. 郑联盛, 2019:《深化金融供给侧结构性改革:金融功能视角的分析框架》,《财贸经济》第11期。
18. 钟凯、程小可、张伟华, 2016:《货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜》,《管理世界》第3期。
19. Acharya, V.V., D. Gale, and T. Yorulmazer. 2011. “Rollover Risk and Market Freezes.” *Journal of Finance* 66(4): 1177–1209.
20. Altman, E.I. 1968. “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy.” *The Journal of Finance* 23(4): 589–609.
21. Armstrong, C.S., W.R. Guay, and J.P. Weber. 2010. “The Role of Information and Financial Reporting in Corporate Governance and Debt Contracting.” *Journal of Accounting and Economics* 50(2–3): 179–234.
22. Campello, M., E. Giambona, J.R. Graham, and C.R. Harvey. 2011. “Liquidity Management and Corporate Investment during a Financial Crisis.” *The Review of Financial Studies* 24(6): 1944–1979.
23. Frank, M.Z., and V.K. Goyal. 2014. “The Effect of Market Conditions on Capital Structure Adjustment.” *Finance Research Letters* 1(1): 47–55.
24. Hadlock, C.J., and J.R. Pierce. 2010. “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index.” *The Review of Financial Studies* 23(5): 1909–1940.
25. Morris, J.R. 1976. “On Corporate Debt Maturity Strategies.” *The Journal of Finance* 31(1): 29–37.
26. Myers, S. 1984. “Capital Structure Puzzle.” *Journal of Finance* 39(1): 573–592.

Pressure of Local Economic Assessment and the Short-term Loans for Long-term Investment of Enterprises

Xie Huobao¹, Huang Dayu² and Zou Mengting³

(1: Economics and Management School of Wuhan University; 2: School of Economics and Management, Tsinghua University; 3: Wuhan University of Technology, School of Economics)

Abstract: Based on the unbalanced panel data of A-share listed companies in stock markets of Shanghai and Shenzhen from 2009 to 2019, this paper studied the impact of local economic assessment pressure on enterprises' short-term loans for long-term investment behavior. The study found that the greater the pressure of local economic assessment was, the more enterprises would intensify the behavior of short-term loans for long-term investment. The above core conclusion remained unchanged after multiple robustness tests. Channel analysis and mechanism inspection found that pressure of local economic assessment would cause the financing constraints of enterprises in the financial market and the increase of financing costs, and would also force enterprises to have a stronger preference for transforming from substantial to fictitious, which in turn brought significant financial unstable. These changes would influence the normal financial behavior of enterprises and increase the intensity of short-term loans for long-term investment behavior. From the perspective of enterprise and regional heterogeneity, local economic assessment pressure could significantly push up the level of short-term loans for long-term investment of state-owned enterprises, high-tech enterprises, East and Middle enterprises in China. This article could provide empirical evidence that supported for understanding the impact of local government economic growth preferences clearly in the era of high-quality economic development, and provided relevant inspiration for understanding corporate financial investment and financing behavior from the government system level.

Keywords: Assessment Pressure of Local Economy, Short-term Loans for Long-term Investment, Financing Behavior, Financial Stability

JEL Classification: G32, G34, G38

(责任编辑:彭爽)