

私募股权投资对中国三次产业 创新增长的影响研究^①

肖 宇

(中国社会科学院亚太与全球战略研究院)

研究目标：探究金融支持中国三次产业创新增长的策略。**研究方法：**利用省级面板数据，测算分析 2000~2018 年中国三次产业创新增长指标及私募股权投资对其影响。**研究发现：**中国三次产业创新增长情况差异显著。私募股权投资能够优化现有金融结构，是对现有直接融资体系的有益补充。其改善了金融资源配置效率，继而通过聚焦关键核心技术领域，并为创新主体提供增值服务，最终促进了整个三次产业的创新增长。**研究创新：**利用半参数 OP 法将三次产业置于同一测算口径下进行比较，填补了利用产业层面私募股权投资数据对中国三次产业创新增长指标进行测算和研究的空白。**研究价值：**揭示了私募股权投资与创新增长的关系，为金融支持实体经济发展提供了有益借鉴。

关键词 私募股权 风险投资 金融支持 创新增长 全要素生产率

中图分类号 F832 **文献标识码** A

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2022.08.009

引 言

随着我国进入新发展阶段，生产要素约束趋紧，增强科技进步对经济增长贡献度，形成新的增长动力源已迫在眉睫。这对创新增长提出了更高的要求，对此，“十四五”规划指出，要深入实施创新驱动发展战略。但不管是底层技术突破还是商业模式创新，都意味着较大的投入和不确定性。在间接融资模式居主导地位的现有金融体系下，较长回报周期、较大前期投入和未来回报的不确定性叠加，使得大量创新主体面临融资难、融资贵和融资慢等问题 (Chan 和 Lin, 2013; 赵忠滨, 2018; Astarkina 等, 2019)。在探索对创新增长更为友好的金融模式研究中，私募股权投资 (PE/VC)^② 日渐引起了学术界的广泛关注。华姗姗 (2019) 认为，风险投资作为一种权益性投资，与技术创新的特点相契合，能够弥补间接融资体系对创新型企业贷款积极性不高的短板。就被投企业而言，VC 进入能够显著促进被投资企业创新，并且投资期限越长对创新促进作用也越明显 (陈思等, 2017)。在宏观层面，华岳等 (2019) 采用地级市数据发现，风险投资能够提升城市创新水平，在我国东部尤为

^① 本文获得中国社会科学院青年科研启动项目“双循环与中国周边经济战略体系构建”(2022YQNQD054)的资助。

^② 在私募股权投资行业实践中，根据投资项目的进入时间，细分为天使投资、风险投资或创业投资。英国风险投资协会 (BVCA) 将对未上市公司进行的长期股权投资均统称为私募股权投资，这实际上采用的是一种广义的概念，本文也延续了这一做法。

明显。

这些研究均指向了一个发现，即私募股权投资有利于提升创新主体的创新水平。比如，斯坦福商学院一项关于风投和银行如何介入创新活动的研究就发现，如果该研究成功率为100%，乃至50%，银行都会进入；但如果成功率只有10%，则只有风投愿意进入（刘燕华，2019）。从影响机制来看，金融是实体经济的血液，对于作为创新创业主要载体的中小企业而言，VC进入能够显著降低银行与中小企业（SME）之间的信息不对称，从而帮助其更易获得银行授信支持（Wu和Xu，2020），这促进了创新主体的发展。此外，私募股权投资机构关注的大都是具有广阔市场前景和具有较高科技水平的新兴行业，中国证券投资基金业协会统计显示，近年来私募股权投资主要集中在高新科技、生物医药、新型设备、高端制造、5G和数字经济等战略性新兴产业，这些又恰好是中国产业转型升级中被“卡脖子”较为集中的领域。

至此，私募股权投资影响创新增长的路径已十分清晰，其一方面通过为创新主体提供发展初期所需的融资支持，以及提供现代企业管理、市场开拓和辅助上市等一系列增值服务帮助创新企业发展壮大，这最终促进了中小企业发展及科研成果市场转化。另一方面，技术进步是创新增长的重要源泉，私募股权机构通过投资中国高质量发展过程中迫切需要的关键核心技术及相关产业，为中国经济转型升级和产业链供应链自主可控提供了坚实支撑，最终推动了中国创新增长。实际上，私募股权投资能够支持创新增长属性也日渐得到国家高度认可。2016年9月20日《国务院关于促进创业投资持续健康发展的若干意见》（国发〔2016〕53号）明确指出，我国创业投资快速发展激发了创业创新，增强了经济发展新动能。

而至于如何界定创新增长，《二十国集团创新增长蓝图》^①认为，创新增长理念涵盖支持创新、新工业革命和数字经济的行动，这些行动可以提升生产力、创造就业、释放新的经济潜力。从这个范畴出发，很容易引申出一个经济学名词，即全要素生产率（TFP）。在新古典学派经济增长理论分析框架下，TFP被认为可以用来衡量包括一国在技术进步、规模经济和管理改善等方面的发展成效，TFP高意味着经济发展潜力更大、可持续性更强（Qu等，2018；于斌斌，2015）。蔡昉（2015）认为，增长动力转换的核心是从投入驱动的经济增长转向依靠创新驱动，使创新真正成为引领经济发展的第一动力，而创新是否成功最终要以能否提高TFP为衡量标准。从这些研究可以看出，TFP作为衡量无法被有形投入要素衡量的产出，所以有时也被称为技术进步率。其作为用来衡量生产中纯技术进步作用的指标，主要来源于技术进步、规模效应的改善和资源配置效率提升，而这些又恰好是观察一个经济体创新增长的主要维度。因此，以TFP作为创新增长替代指标是国内外学术界的一种常见思路。

本文边际创新之处在于：第一，和当前围绕私募股权投资的研究聚焦于投资机构内部治理、资本市场建设和被投资企业绩效评估（王茵田等，2017；何顶和罗炜，2019；王兰芳和胡悦，2017）等文献相比，本文通过私募通数据库（PE-Data）手工整理的细分行业和对应省级行政区投资数据，填补了从产业角度观察私募股权投资与三次产业创新增长关系的空白。第二，近年来半参数方法在制造业TFP测算中已被广泛应用（李平和刘建，2006；肖宇等，2019a；贾伊萌和张旭亮，2020），但服务业和农业TFP测算大多还在采用较为早期的DEA

^① 人民网：《二十国集团创新增长蓝图》，<http://world.people.com.cn/n1/2016/0906/c1002-28693128.html>。

法。本文首次将三次产业 TFP 置于同一研究范式下进行横向比较和分析，拓展了应用半参数法测算 TFP 并进行因果关系研究的边界。第三，现有关于金融支持实体经济的研究，多是从银行业竞争和区域金融市场改革出发（邝玉珍和李秉成，2021；韩瑞栋和薄凡，2020），本文将研究视角聚焦于私募股权投资，为使用市场化方式推动金融支持中国实体经济创新发展提供了另一种视角。

一、测算方法和分析

1. 测算方法

延续前文分析，本文用 TFP 作为创新增长的替代指标。长期以来，国内外学者围绕 TFP 测算，开发出了一系列方法。如指数方法（IN）（Abramvitz, 1956；贺菊煌，1992）；OLS（索洛残值法）（Solow, 1957；刘建华，2012）；随机前沿分析（SFA）（Hildreth 和 Houck, 1968；王志刚等，2006）；数据包络分析（DEA）（梁泳梅和董敏杰，2015；田友春等，2017）；非参数的 Malmquist 指数法（孙巍和叶正波，2002；生延超和钟志平，2010；陈超凡，2016）；固定效应法 FE（李盛竹和叶子荣，2009；史常亮等，2016）；广义矩估计 GMM 法（彭国华，2005）等。近年来，又出现了半参数的 LP 法和 OP 法。

在这些不同测算方法中，OLS 方法最为基础，其基本原理是索洛残差法，估计方法如下：

首先，建立柯布—道格拉斯生产函数（Cobb-Douglas Production Function）：

$$Y_{c,t} = A_{c,t} K_{c,t}^{\alpha} L_{c,t}^{\beta} \quad (1)$$

其中， $Y_{c,t}$ 表示 c 行业 t 年总产出， $K_{c,t}$ 和 $L_{c,t}$ 分别表示 c 行业在 t 年投入资本和劳动量。其次，对式（1）取对数，则得：

$$\ln Y_{c,t} = \alpha \ln K_{c,t} + \beta \ln L_{c,t} + \mu_{c,t} \quad (2)$$

最后，对式（2）进行 OLS 回归，即可得到 TFP 值。

此外，常用的还有数据包络分析法，即 DEA 法，由于可以凭借 DEAP 软件轻松获得，因而是目前应用范围最广的测算方法。其基本原理为：

第一步，定义 A 期 Malmquist 指数：

$$Malmquist_A(I_{A+1}, O_{A+1}, I_A, O_A) = \frac{J^A(I_{A+1}, O_{A+1})}{J^A(I_A, O_A)} \quad (3)$$

第二步，则 $A+1$ 期的指数可以表示为：

$$Malmquist_{A+1}(I_{A+1}, O_{A+1}, I_A, O_A) = \frac{J^{A+1}(I_{A+1}, O_{A+1})}{J^{A+1}(I_A, O_A)} \quad (4)$$

其中， (I_A, O_A) 表示当期的投入和产出向量，而 (I_{A+1}, O_{A+1}) 表示下一期投入和产出向量，而 $\frac{J^A(I_{A+1}, O_{A+1})}{J^A(I_A, O_A)}$ 则表示距离函数。

如此一来，在距离函数中，分子表示以 A 期作为参考值， $A+1$ 期的投入产出效率；而分母表示在 A 期技术水平条件下的当期效率。

第三步，从 A 期到 $A+1$ 期的生产率几何平均值可表示为：

$$\begin{aligned}
 AVE_{\text{malmquist}} &= Mal_A \times Mal_{A+1} / 2 \\
 &= \frac{[Mal_A(I_{A+1}, O_{A+1}, I_A, O_A) \times Mal_{A+1}(I_{A+1}, O_{A+1}, I_A, O_A)]}{2} \\
 &= \frac{1}{2} \left[\frac{J^A(I_{A+1}, O_{A+1})}{J^A(I_A, O_A)} \times \frac{J^{A+1}(I_{A+1}, O_{A+1})}{J^{A+1}(I_A, O_A)} \right] \tag{5}
 \end{aligned}$$

最后，这个几何平均值就是 TFP 值，借助于现代计量软件，Malmquist 指数法可以通过 DEAP 软件进行计算而轻松得到。

就几种方法比较来看，OLS 法在生产函数变量方面存在较强的假设和约束，使其不可避免地面临着样本选择误差和模型内生性等问题。尤其是随着样本观测量的递增和较多异质性行业测算的需要，但这种较强的约束和假设，并不能很好地克服有效信息损失和回归模型可能存在的内生性等问题。在这种背景下，半参数的 OP 法逐渐进入研究者的视野。

就方法论而言，半参数 OP 法 (Olley 和 Pakes, 1996) 主要是为了解决 OLS 样本选择误差和模型内生性问题，其基本原理如下：

设立半参数估计模型如下：

$$y = \Psi X + r(t) + \theta \tag{6}$$

其中， Ψ 为包含了生产率在内的所有影响因素变量，而 x 为回归系数向量，非参数部分 $r(t)$ 是未知函数， θ 为随机误差项。

在这种情况下，只要根据已知的观测数据，测算回归系数向量 x 、 $r(t)$ 和 $E(\theta^2)$ ，则可测算 TFP。实际测算过程如下：

首先，将生产函数设定为：

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 k_{it} + \alpha_2 l_{it} + \mu_{it} + \theta_{it} \tag{7}$$

其中， y_{it} 表示 i 个企业（行业、省份）在 t 年的总产出； k_{it} 和 l_{it} 分别为其资本和劳动的投入量；而 μ_{it} 为已知的生产率。

此外，考虑到一个现实情况是，当前生产率水平与新增投资量二者可能存在正相关。因此，若当前生产率水平越高，则企业新增投资量就越大。如此，则生产率 $\mu_{it} = d_t(i_{it}, k_{it})$ 。沿着这个逻辑出发，则式 (7) 可以修正为：

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 k_{it} + \alpha_2 l_{it} + d_t(i_{it}, k_{it}) + \theta_{it} \\
 &= \beta_{it} + \Psi(l_{i,t-1}, i_{it}, k_{it}) + \theta_{it}
 \end{aligned} \tag{8}$$

这样一来，利用式 (8)，对 y 和 l_{it} 多项式函数 $\Psi(l_{i,t-1}, i_{it}, k_{it})$ 进行回归，即可得到 β 和反映资本与效率水平共同作用下的 Ψ 函数的一致性估计值。

其次，进一步修正式 (8)，对资本系数进行估价，可得：

$$y_{it} - \beta_{it}^l = \alpha k_{it} + \Psi(\Psi_{i,t-1} - \alpha k_{i,t-1}, T_{i,t-1}) + \theta_{it} \tag{9}$$

其中， $T_{i,t-1}$ 表示滞后一期的生存概率， $\Psi(\Psi_{i,t-1} - \alpha k_{i,t-1}, T_{i,t-1})$ 为滞后一期的多项式函数。

最后，对式 (9) 中 $y_{it} - \beta_{it}^l$ 和资本及多项式 Ψ 进行回归，即可估算出生产函数的未知参数。随后采用余值法即可得到 TFP。

整体来看，OP 法实际上是为解决固定效应存在的问题而发展起来的一个新方法，其认

为,虽然企业的生产率不可观测,但可根据每个企业的当期投资情况进行分析,因此企业投资可以作为生产率的代理变量。此外,OP方法还考虑了企业的进入和退出,在一定程度上控制了样本选择的偏误,这样在一定程度上解决了生产要素的内生性问题。

但是,考虑到在实际经济生产中,投资无法完全反映TFP的变化,因此可能导致OP方法估计的TFP存有偏误(罗朝阳和李雪松,2020)。为了解决上述问题,Levinsohn和Petrin(2003)在OP法的基础上,将中间投入引入模型,提出了LP方法。

根据LP法基本假定,其回归模型设定如下:

$$\ln(y_{c,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(l_{c,t}) + \alpha_2 \ln(k_{c,t}) + \alpha_3 \ln(\text{Midput}_{c,t}) + \lambda_t + \Psi_t \quad (10)$$

该方法将中间投入作为代理变量,能够有效地解决OP法中,投资无法准确反映全要素生产率的可能变化等问题。对比来看,LP法和OP法的最大区别在于引入了中间投入变量。即在产出、劳动力和资本之外,增加一个中间投入变量,如在微观企业样本中,将销售额减去折旧和劳动者报酬等来表示生产的中间投入要素。因此,LP法更适用于微观企业样本的测算。

不管是OP法还是LP法,目前学术界较为主流的观点认为,半参数方法能够较好地解决传统计量方法中的内生性和样本选择问题(鲁晓东和连玉君,2012)。在对各种方法进行综合比较并结合数据可得性之后,本文参考江艇等(2018)、夏杰长等(2019)的研究,将测算方法最终确定为半参数OP法。这主要是因为,本文拟测算的是中国行业层面的TFP,和适用于微观数据的LP法测算不同,赵子健和傅佳屏(2020)通过OP、LP两种方法对各省份TFP进行测度后发现,OP法适用性更好。

值得强调的是,以半参数法计算TFP和DEA法不同之处在于:DEA测算的TFP值,大多在自然数1上下。其经济含义是,以1为参考值,当TFP大于1时,说明TFP呈增长态势。反之,当其小于1时,表示TFP下降。与1之间的差值,分别表示增长率和下降率。而用半参数OP法测算的TFP,可以为正值,也可以为负值。前者说明技术进步率提高,而后者说明配置效率的下降(陆旸,2016)。

2. 数据来源和说明

本文计算省级行政区三次产业TFP的主要数据,来自中国国家统计局和全国各省级行政单位历年统计年鉴。在遵循基本规律并权衡了数据可得性之后,本文将产出数据界定为分省份分行业的三次产业增加值,资本数据为分省份分行业的全社会固定资产投资数据,劳动力投入数据为分省份分行业的城镇单位就业人员^①。

3. 测算结果分析

本文根据计算结果绘制了2009~2018年全国三次产业创新增长的均值变化趋势。如图1所示。在此期间,第一产业先升后降并在2017年之后再次走上上升通道。第二产业在2012年开始出现回调,并在2013年之后再次步入上升通道。第三产业,虽然在2011年之后缓慢下降,但2014年之后,也再次进入上升区间。整体来看,就三次产业走势而言,除第一产业外,第二产业和第三产业,虽然中途出现过回调和波动,但整个趋势向好态势非常明显。

由半参数OP法经济含义可知,图1横轴上方代表技术提高或效率改善,横轴下方则相

^① 具体处理过程备索。

反。就三次产业对比而言,在2009~2018年期间,第三产业的技术改善和资源配置效率提升态势最为稳定。相比之下,第二产业改善趋势最为明显。但第一产业发展态势不及二产和三产,甚至在2015~2017年还一度有下降趋势。

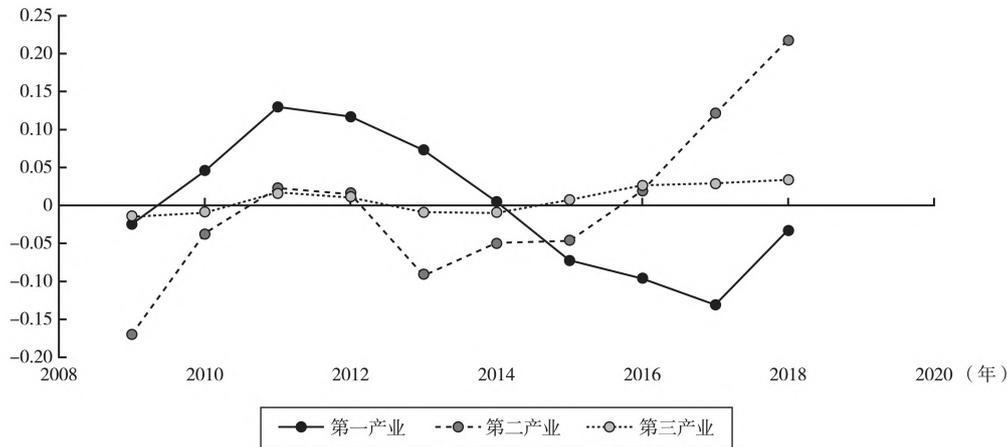


图1 2009~2018年中国三次产业创新增长的趋势变化

注:作者计算并绘制。

造成这一现象的一个可能原因是,自2008年美国次贷危机后,中国逐渐意识到了产业转型升级重要性。在服务经济时代全面来临的大趋势下,中国大力发展生产性服务业,依托创新驱动和制造业强国战略,走上了一条服务业与制造业互相融合并良性互动的发展道路。根据生产性服务业在全球生产分工“微笑曲线”中附加值较高的行业属性,大力发展与制造业转型升级密切相关的生产性服务业,从而改善了中国在全球价值链中的位置。实现了发展方式的可持续性变革,从而推动了二产和三产的创新增长。

相比之下,我国第一产业的创新增长情况与二产和三产相比,还存在较大提升空间。这主要可能是由于我国国土空间广阔,地形地貌决定了采用机械化耕种的普及程度不高,影响了效率改善。加之改革开放后大量农民工进城务工,在二元经济模式下,这种生产要素向城市流动加剧了农村地区生产要素流失。虽然截至目前,第一产业还停留在横轴线下,但令人欣喜的是,在脱贫攻坚和乡村振兴等一系列政策强有力推动下,自2017年开始,图1中第一产业走势已扭头向上,呈现日趋向好的趋势。

此外,为科学反映我国不同区域的社会经济发展状况,为党中央、国务院制定区域发展政策提供依据,国家统计局根据《中共中央、国务院关于促进中部地区崛起的若干意见》《国务院发布关于西部大开发若干政策措施的实施意见》以及党的十六大报告精神,将我国经济区域划分为东部、中部、西部和东北四大地区^①。考虑到不同区域的生产要素禀赋差异,采用同一范式对四大区域的创新增长情况进行对比分析和原因探究,具有极强的实践价值。

如图2所示,以2018年为例,在东部地区,三次产业皆位于横轴线上,说明在东部

^① 国家统计局:《东西中部和东北地区划分方法》, http://www.stats.gov.cn/ztjc/zthd/sjtr/dejtkfr/tjzp/201106/t20110613_71947.htm。

地区，三次产业的技术提升和资源配置效率改善效应非常明显。在中部地区，第二产业和第一产业的创新增长情况要优于第三产业。在西部地区，第二产业和第三产业要优于第一产业。东北地区，三次产业创新增长的均值显示，第三产业略微高于第二产业，但第二和第三产业要明显高于第一产业。

不难发现，三次产业创新增长情况在我国东、中、西和东北地区呈现出明显地域异质性。从全国区域对比来看，第二产业要普遍高于第三产业。除了在东部和中部地区外，第一产业在中国三次产业对比中均处于最低位置。整体来看，第二产业的创新增长情况最好，第三产业其次，第一产业最低。但是，中国东部和中部地区，第一产业要明显高于西部和东北地区。

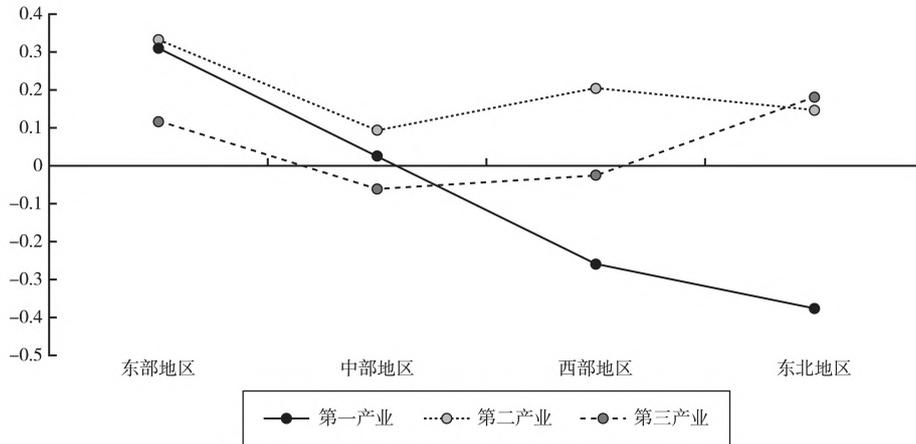


图 2 2018 年中国四大区域三次产业创新增长的对比分析

注：作者计算。

通过纵向对比可知，在 2009~2018 年期间，虽然中途有所回调，但整体来看，第二产业和第三产业创新增长整体向好的发展趋势较为明显。值得强调的是，虽然农业自 2011 年以来明显下降，但自 2017 年开始，其再次步入上升通道。这一发现基本可以得出，我国三次产业创新增长整体向好。此外，一个值得注意的信号是，在 2009~2018 年期间，中国三次产业中，第二产业的改善效应最为明显，这在很大程度上印证了我国从制造业大国向制造业强国转型的经济事实。

而省级层面的截面数据还显示。在第一产业中北京、天津、东北地区和内蒙古、西藏等地的农业创新增长情况在全国排名靠后，而浙江、上海、山东、江苏、广东等地的同类指标位居全国前列。在第二产业中，广东和浙江的创新增长情况要明显高于西部地区、东北地区和部分内陆省份。在第三产业中，除了部分沿海地区外，一些旅游资源丰富的西部省份，第三产业创新增长指标也相对较高，这一发现再次提醒我们，充分发挥好本地的资源优势，做大“长板”可能是促进本地区创新增长的重要手段。

二、模型设定

1. 回归模型

为探究私募股权投资与三次产业创新增长之间的关系，在参考高帆（2015）、宣烨和余

泳泽 (2017)、肖宇等 (2019b) 研究的基础上, 本文构建如下基础回归模型:

$$\{TFPA_{p,t}; TFPM_{p,t}; TFPS_{p,t}\} = \alpha_0 + \alpha_1 \{PEA_{p,t}; PEM_{p,t}; PES_{p,t}\} + \alpha_2 digital_{p,t} + \alpha_3 education_{p,t} + \alpha_4 foreign_{p,t} + \alpha_5 service_{p,t} + \alpha_6 control_{p,t} + \epsilon_{p,t} \quad (11)$$

其中, $TFPA_{p,t}$; $TFPM_{p,t}$; $TFPS_{p,t}$ 分别表示 p 省份第一产业 (农业, Agriculture)、第二产业 (工业, Manufacturing) 和第三产业 (服务业, Service industry) 在 t 年的创新增长指标, 本文用三次产业的 TFP 来表示; $PEA_{p,t}$; $PEM_{p,t}$; $PES_{p,t}$ 分别表示 p 省份三次产业私募股权投资的实际金额; $digital_{p,t}$ 表示 p 省份数字技术发展水平; $education_{p,t}$ 表示 p 省份劳动力素质; $foreign_{p,t}$ 表示对外开放水平; $service_{p,t}$ 表示经济服务化水平; $control_{p,t}$ 表示可能用到的控制变量; $\epsilon_{p,t}$ 为误差和遗漏项。

2. 数据说明和变量选择依据

(1) 数据说明。本文数据主要来源于国家统计局和各省级行政区统计局历年统计年鉴, 其中私募股权投资数据来自私募通 (PE-Data) 数据库。为平缓数据波动, 本文对所有解释变量进行了对数化处理。主要变量描述性统计结果如表 1 所示:

表 1 主要变量描述性统计

变 量	含 义	样本量 (个)	均 值	标准误	最小值	最大值
$TFPA_{p,t}$	农业创新增长指标	310	-0.0000003	0.6607052	-1.4954090	1.2443200
$TFPM_{p,t}$	制造业创新增长指标	310	-0.0000001	0.2310145	-0.6482776	0.6818830
$TFPS_{p,t}$	服务业创新增长指标	310	0.00792480	0.1374658	-0.2800443	0.3450145
$PEA_{p,t}$	农业私募股权投资额	310	2.5399510	1.6649620	-2.5639500	7.1847060
$PEM_{p,t}$	制造业私募股权投资额	310	3.1575960	1.6578090	-1.9414200	7.8072360
$PES_{p,t}$	服务业私募股权投资额	310	3.0598260	1.6649620	-2.0440740	7.7045820
$digital_{p,t}$	数字技术发展水平	310	6.7953070	1.1449520	2.7536610	9.0056630
$education_{p,t}$	劳动力素质	310	4.0846250	0.9537692	1.1085630	5.3663500
$foreign_{p,t}$	对外开放水平	310	8.7697230	1.3931220	5.3375380	12.0492300
$service_{p,t}$	经济服务化水平	310	-0.8194337	0.1914799	-1.251237	-0.2109468

资料来源: 各省份历年统计年鉴及私募通 (PE-Data) 数据库。

(2) 变量选择依据。被解释变量 $TFPA_{p,t}$ 、 $TFPM_{p,t}$ 、 $TFPS_{p,t}$ 分别为第一、第二和第三产业的创新增长指标。之所以将其纳入模型, 主要是考虑到私募股权投资具有支持创新创业和优化资源配置的行业属性, 而这恰好是 TFP 改善的主要渠道。因此, 探讨私募股权投资对中国三次产业全要素生产率可能存在的数量关系, 有助于从定量视角加深对私募股权投资本质属性的全面认知, 厘清私募股权投资对中国经济创新增长的作用渠道。在具体处理过程中, 本文采用的是半参数 OP 法计算的中国三次产业 TFP。

解释变量 $PEA_{p,t}$ 、 $PEM_{p,t}$ 、 $PES_{p,t}$ 分别为中国三次产业私募股权投资金额, 这也是本文最为关注的核心解释变量。将其纳入模型主要考量在于, 私募股权投资的内在属性和运作规律, 决定了其可以影响被投资企业乃至在对整个行业的投资达到一定规模之后, 影响整个被投行业的技术创新和资源配置效率。私募股权投资的这一属性, 已有部分学者进行了探索, 如 VC 持股能够显著提高企业创新投入, 与非 VC 相比以及与非 VC 的普通机构投资者相比, VC 在促进企业提高创新投入方面的效率更高 (付雷鸣等, 2012)。在进一步研究中,

Sun 等 (2019) 基于风险投资可以将弱势创新系统转变为富有成效的健康创新系统假说为基础, 发现本土风险投资对中国创新系统形成的直接影响不断增加。因此, 将行业私募股权投资数据纳入模型, 考察对整个行业全要素生产率的影响, 不仅有助于我们更好认识私募股权投资本质属性, 而且能够为切实解决金融系统“脱实向虚”和金融支持实体经济的路径取向给出参考。

解释变量 $digital_{p,t}$ 为各省份数字技术发展水平, 之所以将其纳入模型, 主要原因在于: 新增长理论 (Romer, 1986) 和新古典增长理论虽然在技术进步是内生还是外生的假设上有所区别, 但无一例外都强调技术进步对经济增长的重要作用。而在现代经济中, 数字技术以及与此相关的 IT 技术, 对经济社会生产生活方式的改变最为深远。因此, 考察数字技术发展水平对全要素生产率的可能影响, 具有较为厚重的现实基础。在具体指标选择上, 本文参考 Shen 等 (2019)、张海洋 (2005) 研究, 并结合省级层面面板数据可得性, 将互联网宽带接入端口作为数字技术发展替代指标。互联网宽带接入端口作为数字基础设施, 能在很大程度上观察中国数字技术的发展水平和所处阶段。因此, 将其纳入模型, 衡量数字技术发展水平对 TFP 的影响, 具有较强的理论和现实意义。

解释变量 $education_{p,t}$ 为本模型中表征劳动力素质指标。具体处理过程中, 本文参考颜鹏飞和王兵 (2004) 的研究并结合细分行业省级面板数据可得性, 最终使用普通高等学校在校学生人数, 包括专科和本科两个层次在校生人数 (单位: 万人) 来表示。延续前文分析思路, 提高全要素生产率需要技术进步、管理效率改善和资源配置效率提升, 而实现这些目标, 高素质劳动力是前提。而本专科在校学生数量, 在很大程度上是高素质劳动力基础。因为在实际经济生活中, 这些学生要么升学从事更高水平科学研究, 要么直接就业, 成为三次产业中拥有一定技术水平的劳动工人。用其作为劳动者素质替代指标, 具有一定合理性。

解释变量 $foreign_{p,t}$ 为本文衡量对外开放水平指标。1978 年以来, 中国依托对内改革, 对外开放, 逐渐融入世界市场。尤其是进入新千年, 加入世贸组织, 使得中国融入全球价值链的深度和广度进一步加深。中国企业“走出去”和外国企业“引进来”成为这段时间, 中国经济最亮丽的名片之一。外资企业凭借其在资金、技术、管理、品牌运行及全球配置资源的能力, 在中国获得丰厚利润的同时, 也为中国带来了发展初期所需的宝贵资金, 先进的企业管理经验, 一定程度就业, 以及居民生活方式深刻变化。中国企业也在承接国际技术换代过程中, 获得了宝贵的发展时机。在中国改革开放过程中, 外资扮演的作用不容置疑。本文参考 Andersson (2001)、何枫和陈荣 (2004) 的研究并结合数据可得性, 使用 2009~2018 年外商投资企业数 (户) 作为中国对外开放水平替代指标。我国“十四五”规划提出, 要建设更高水平开放型经济新体制。而外向型经济发展水平的一个重要观察维度, 就是外资企业进入中国的数量。因此, 用外资企业数作为衡量对外开放水平替代指标, 有着改革开放 40 余年的丰富经济实践支撑。

解释变量 $service_{p,t}$ 为经济服务化水平。在具体处理过程中, 本文参照 Abizadeh 和 Pardey (2009)、Xie 等 (2019) 的研究, 采用各省份第三产业增加值在整个地区生产总值中的比重来表示。将其纳入模型主要原因在于, 中国改革开放实践和发达国家的经验告诉我们, 从农业社会向工业社会, 继而再向服务经济社会演变, 是现代经济社会发展基本规律。而服务经济的全面来临, 不仅是现代产业结构演化最终归宿, 也是制造业寻求更高附加值的必然路径。主要原因在于, 从产品附加值“微笑曲线”来看, 生产制造环节附加值, 往往处于

“微笑曲线”底部，而研发、设计、金融、物流和品牌管理等服务业部门，往往处于“微笑曲线”两端。也就是说，从整个生产分工来看，服务业占据了最终消费市场利润的绝大部分。这也就是为什么发达国家愿意将生产制造环节向发展中国家转移。实际上，全球价值链理论也支撑了这一观点，即高度发达的服务业是实现全球价值链位置攀升的重要基础和保证。当前，中国在全球价值链分工中，还存在较为明显的“低端锁定”现象（刘维林，2012），而破解这一困境关键就是依托服务业，尤其是生产性服务业的大发展。因此，将各省份经济服务化水平纳入模型，具有一定合理性。

三、回归结果分析

1. 私募股权投资对农业创新增长的影响效应

为了实证分析私募股权投资对农业创新增长的影响，则式（11）可以写为：

$$TFPA_{p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PEA_{p,t} + \alpha_2 digital_{p,t} + \alpha_3 education_{p,t} + \alpha_4 foreign_{p,t} + \alpha_5 service_{p,t} + \alpha_6 control_{p,t} + \epsilon_{p,t} \quad (12)$$

（1）面板回归分析。如表2所示，先看固定效应面板回归结果，在单个解释变量与被解释变量回归分析中，无论是本文重点关注的行业私募股权投资金额变量 $PEA_{p,t}$ ，还是表示数字技术发展水平的变量 $digital_{p,t}$ ，直到表示经济服务化水平变量 $service_{p,t}$ ，与创新增长指标的回归系数都为负值并且显著。如果简单地从单个变量回归结果来看，不管是私募股权投资，还是数字技术等变量都不能改善中国农业的创新增长情况。这些从经济直觉上认为能推动行业创新增长的制约因素，回归后发现在农业领域并没有明显成效。但结合前文三次产业中农业全要素生产率不高之事实，似乎可以在某种程度上解释这一发现，一个原因可能是与中国农业创新增长指标不高并且改善效应相对不太明显有关。但是有意思的是，如表2第（六）列所示，在将所有变量纳入模型之后，私募股权投资变量回归系数由负转正，并且在一定程度上显著。这说明本文回归模型设定具有一定的科学性。

当然，考虑到固定效应面板回归模型可能存在的内生性等问题，这一回归分析可能并不具有足够的参考价值，突出表现就是回归方程拟合优度都比较低。为此，本文继续采用系统GMM方法进行分析，进一步探究农业私募股权投资与农业创新增长指标的数量关系。

表2 私募股权投资对农业创新增长的影响（面板固定效应回归）

	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
$PEA_{p,t}$	-0.0299** (0.011)					0.0045* (0.092)
$digital_{p,t}$		-0.0797*** (0.000)				-0.0026 (0.953)
$education_{p,t}$			-0.4641*** (0.000)			-0.3139 (0.118)
$foreign_{p,t}$				-0.3053*** (0.004)		-0.2401** (0.028)
$service_{p,t}$					-0.4760*** (0.000)	-0.2147 (0.239)

(续)

	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
常数	0.0759** (0.019)	0.5417*** (0.000)	1.8957*** (0.000)	2.6778*** (0.004)	-0.3900*** (0.000)	3.2184*** (0.007)
R ²	0.1085	0.3534	0.2926	0.2625	0.0333	0.2979
F 值	6.57 (0.011)	18.00 (0.000)	19.44 (0.000)	8.28 (0.004)	17.36 (0.000)	5.55 (0.000)
观测值	310	310	310	310	310	310

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。

(2) 系统 GMM 回归分析。为解决模型中可能存在的内生性问题, 本文采用系统 GMM 方法进行进一步估计, 在式 (12) 基础上, 推算出以下公式:

$$TFPA_{p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TFPA_{p,t-1} + \alpha_2 PEA_{p,t} + \alpha_3 digital_{p,t} + \alpha_4 education_{p,t} + \alpha_5 foreign_{p,t} + \alpha_6 service_{p,t} + \alpha_7 control_{p,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (13)$$

其中, $TFPA_{p,t-1}$ 表示滞后一期的农业创新增长指标, 其他变量含义同式 (12)。

如表 3 所示, 首先, 滞后一期的农业创新增长指标 $TFPA_{p,t-1}$, 在逐渐添加解释变量的过程中, 其与被解释变量回归系数都为正并且显著。这说明, 农业创新增长情况具有连续性, 上期创新增长情况会对当期产生重要影响。

再看本文最为关注的解释变量私募股权投资对农业创新增长的影响, 表 3 中, 在采用系统 GMM 模型进行逐步回归过程中, 其与农业创新增长之间的回归系数虽然显著性略有差异, 但是回归系数都显著为正。这一发现验证了面板固定效应回归模型中最后一列回归结果发现的趋势, 即农业行业私募股权投资, 确实促进了本行业创新增长的实现。以表 3 中第 (六) 列回归结果为例, 回归系数为 0.0189 并且显著。也就是说, 农业行业私募股权投资每提高 1 个百分点, 将会推动农业创新增长 1.89 个百分点。

其次, 再看其他几个解释变量。和面板固定效应回归结果有所不同的是, 对外开放水平 $foreign_{p,t}$ 此时回归系数为正并且显著。这说明, 对外开放有利于农业创新增长。此外, 表示经济服务化水平的指标 $service_{p,t}$ 对其影响始终为负, 说明经济服务化并没有推动农业创新增长。造成这一现象的主要原因, 一方面可能与服务业发展对生产要素带来的“虹吸效应”有关, 大量农业生产要素进入服务业领域, 造成了农业投入相对不足; 另一方面可能在于, 服务业对农业形成“反哺效应”还较为有限, 需要真正推动中国三次产业协调融合与高质量发展。

回归系数同样为负并且显著的变量, 还有劳动力素质指标 $education_{p,t}$, 回归结果显示劳动力素质提升, 并没有促进农业创新增长。造成这种现象的一个可能原因是由本文劳动力素质指标的范畴界定所决定的。在目前中国就业市场, 本专科毕业生可能大都在毕业后流向了服务业和工业部门。在二元经济模式尚未彻底终结的大背景下, 农业部门一直扮演着向工业和服务业输出生产要素的角色, 在大部分农村地区, 农业吸收高素质劳动力的比例还较低。这也提示我们, 想要实现农业的创新增长, 农业领域人才培养至关重要。

最后, 看数字技术发展水平变量 $digital_{p,t}$, 在表 3 回归结果中, 没有将所有解释变量纳入模型时, 其回归系数为负并且显著, 这说明数字技术发展, 并没有推动农业创新增长。

这一原因，可能与中国广大的农村地区数字化发展水平不高，数字技术应用范围有限，进而数字化对产业升级和资源配置效率改善的作用没有得到完全释放有关。但是，值得注意的是，在将所有解释变量纳入模型之后，这一回归系数开始为正。虽然显著性并不高，但也再次验证了表2的方向性信号，即数字技术能够改善农业的创新增长情况。

表3 私募股权投资对农业创新增长的影响（系统GMM回归）

	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
$TFPA_{p,t-1}$	0.7796*** (0.000)	0.8238*** (0.000)	0.8329*** (0.000)	0.8169*** (0.000)	0.7693*** (0.000)	0.7355*** (0.000)
$PEA_{p,t}$		0.0448*** (0.000)	0.0455*** (0.000)	0.0429*** (0.000)	0.0178** (0.022)	0.0189** (0.011)
$digital_{p,t}$			-0.0890*** (0.000)	-0.1054*** (0.000)	-0.0596*** (0.000)	0.0404 (0.123)
$education_{p,t}$				0.0820*** (0.001)	-0.0477 (0.143)	-0.2093*** (0.000)
$foreign_{p,t}$					0.0917*** (0.000)	0.1715*** (0.000)
$service_{p,t}$						-0.5716*** (0.000)
常数	0.3723*** (0.000)	0.5144*** (0.000)	0.5002*** (0.000)	0.2773*** (0.006)	-2.2519** (0.024)	-1.4299*** (0.000)
AR (1)	-2.8816 (0.004)	-3.2029 (0.001)	-3.2083 (0.001)	-3.1687 (0.001)	-3.03 (0.003)	-3.0465 (0.0023)
AR (2)	0.6094 (0.5422)	0.8280 (0.408)	0.8158 (0.415)	0.8722 (0.383)	0.6867 (0.492)	0.7044 (0.4812)
Sargan 检验	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.9995
观测值	279	279	279	279	279	279

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著；系统 GMM 估计采用两步法。

综合来看，利用系统 GMM 进行回归之后，基本可以得到如下发现：在农业领域，本行业的创新增长情况同样具有持续性，当期的农业创新增长值，会受到上期影响，并且这种影响显著为正。就核心解释变量私募股权投资来说，其对农业创新增长指标的影响系数为正并且显著。就其他解释变量而言，经济服务化水平、劳动力素质都没有显著促进农业创新增长指标的改善；但是对外开放水平的提升，对其有显著的提升效应，二者呈正相关关系；数字技术发展水平虽然对农业创新增长指标有优化效应，但从回归系数来看，这一作用并不显著。

2. 私募股权投资对制造业创新增长的影响效应

为了实证分析私募股权投资对制造业创新增长的影响，式 (11) 进一步确定为：

$$TFPM_{p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PEM_{p,t} + \alpha_2 digital_{p,t} + \alpha_3 education_{p,t} + \alpha_4 foreign_{p,t} + \alpha_5 service_{p,t} + \alpha_6 control_{p,t} + \epsilon_{p,t} \quad (14)$$

其中，下标 p 和 t ，分别表示省级行政区和年份； $TFPM_{p,t}$ 表示制造业创新增长指标； $PEM_{p,t}$ 表示工业私募股权投资金额；其他变量含义同式 (11)。延续前文思路，下文同样采用面板固定效应加 GMM 方法进行回归分析。

(1) 面板回归分析。回归结果如表 4 所示。

表 4 私募股权投资对制造业创新增长的影响 (面板固定效应回归)

	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
$PEM_{p,t}$	0.0622** (0.000)					0.0279*** (0.001)
$digital_{p,t}$		0.1175*** (0.000)				0.1541*** (0.000)
$education_{p,t}$			0.6255*** (0.000)			0.1879* (0.099)
$foreign_{p,t}$				0.2280*** (0.003)		0.1440** (0.021)
$service_{p,t}$					0.2804*** (0.001)	-0.7382*** (0.000)
常数	-0.1964** (0.000)	-0.7983*** (0.000)	-2.5548*** (0.000)	-1.9994*** (0.003)	0.2298*** (0.001)	-0.203*** (0.000)
R ²	0.2183	0.2634	0.2366	0.1335	0.1495	0.4161
F 值	66.11 (0.000)	99.39 (0.000)	86.17 (0.000)	9.32 (0.000)	11.79 (0.000)	39.05 (0.000)
观测值	310	310	310	310	310	310

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

如表 4 所示，和农业创新增长指标的面板固定效应回归结果存在不同之处，在单个变量回归分析中，制造业的创新增长指标与制造业私募股权投资，以及回归模型 (14) 中的数字技术发展水平、劳动力素质、对外开放水平和经济服务化水平都呈显著正相关关系。就经济含义而言，说明这些变量都是推动制造业创新增长的积极因素。

进一步分析发现，在将所有解释变量纳入模型进行回归后，除了经济服务化水平外，其他所有解释变量对制造业创新增长指标的影响依旧为正并且显著。唯一不同是，服务经济发展水平回归系数为 -0.7382，在 1% 的水平下显著。这说明在此期间，中国服务业并不是改善制造业创新增长的积极变量。但众所周知的是，考虑到在服务经济全面来临时代，与制造业密切相关的生产性服务业，是促进制造业转型升级的重要力量。并且考虑到同一个产品生产中，服务业增加值与制造业中纯制造环节增加值存在差异，大量制造业企业开始将生产环节向服务环节延伸。突出表现是制造业服务化和服务型制造、柔性生产等。故服务业发展应该有利于制造业的技术进步和创新增长 (顾乃华等，2006；张建华和程文，2019)。

因此，表 4 中服务业发展水平对制造业创新增长影响为负的主要原因，可能是在样本选择期间，我国服务业发展水平并不高，生产性服务业没有对制造业转型升级形成有效支撑 (夏杰长和肖宇，2019)。这也再次提示我们，推动制造业创新发展，需要高度重视服

务业的力量，推动二者融合发展，也符合现代产业演进的一般规律（夏杰长和肖宇，2022）。

(2) 系统 GMM 回归分析。延续前文分析思路，在式 (14) 基础上设定如下模型：

$$TFPM_{p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TFPM_{p,t-1} + \alpha_2 PEM_{p,t} + \alpha_3 digital_{p,t} + \alpha_4 education_{p,t} + \alpha_5 foreign_{p,t} + \alpha_6 service_{p,t} + \alpha_7 control_{p,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (15)$$

其中， $TFPM_{p,t-1}$ 表示滞后一期的制造业创新增长指标，其他变量含义同式 (14)。

回归结果如表 5 所示。首先，从制造业滞后一期的创新增长情况来看，无论是单独进行回归还是不断加入解释变量，滞后一期的制造业创新增长指标，都对当期具有积极正向效应。这再次说明，和农业相似，制造业创新增长的变化同样具有连续性，在其他条件不变的情况下，其表现出“强者恒强”典型特征。这提示我们，若要推动制造业创新增长，要从当下做起并兼顾长远，并重视政策的连续性和稳定性。

其次，本文最重点关注的解释变量，制造业私募股权投资的回归系数在不断加入解释变量过程中都显著为正。在第 (六) 列中，在所有解释变量都纳入回归模型情况下，其回归系数为 0.0527，并且在 1% 的水平上显著。这说明，制造业私募股权投资能够显著促进制造业创新增长，制造业私募股权投资每增加 1 个百分点，会推动制造业创新增长 5.27 个百分点。

再次，看其他解释变量。表示数字技术发展水平变量 $digital_{p,t}$ ，在系统 GMM 回归情况下，呈现与面板固定效应回归不同的系数，表 5 第四行，其回归系数开始为负值。在所有解释变量纳入模型后，虽然显著性有所降低，但回归系数为负趋势没有变。回归系数同样为负变量还有，表示劳动力素质指标 $education_{p,t}$ 和经济服务化指标 $service_{p,t}$ 。这说明，数字技术发展水平、劳动力素质和服务经济发展，都没有促进制造业的创新增长。

造成这种现象的主要原因，有可能是样本选择期间，我国数字技术本身发展水平并不高等导致。此外，改革开放以来，我国高等教育蓬勃发展，劳动力素质不断提升，劳动力素质提高没有有效地改善制造业创新增长有可能是由劳动力结构导致。比如，高等教育培养毕业生更多进入了服务部门，而制造业发展所需的熟练工人依然相对匮乏。当然，这一原因是否成立，还需要结合后文服务业的分析进行交叉验证。

最后，在所有解释变量中，对制造业创新增长为正的变量，还有对外开放水平 $foreign_{p,t}$ ，在表 5 回归中，第 (六) 列回归系数为 0.0458，并且在 1% 的水平上拒绝原假设。这说明对外开放水平每提高 1 个百分点，制造业创新增长指标将提高 4.58 个百分点。这一发现，也再次验证了表 4 的发现。

表 5 私募股权投资对制造业创新增长的影响 (系统 GMM 回归)

	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
$TFPM_{p,t-1}$	0.8425*** (0.000)	0.7457*** (0.000)	0.7445*** (0.000)	0.6959*** (0.000)	0.6882*** (0.000)	0.0708*** (0.000)
$PEM_{p,t}$		0.0610*** (0.000)	0.0606*** (0.000)	0.0606*** (0.000)	0.0531*** (0.000)	0.0527*** (0.000)
$digital_{p,t}$			-0.0225*** (0.000)	-0.0090 (0.259)	-0.0015 (0.895)	-0.0248 (0.167)

(续)

	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
<i>education_{p,t}</i>				-0.0507*** (0.000)	-0.0967*** (0.000)	-0.0701*** (0.002)
<i>foreign_{p,t}</i>					0.0527*** (0.000)	0.0458*** (0.001)
<i>service_{p,t}</i>						-0.1026 (0.149)
常数	-0.1557*** (0.000)	0.0001 (0.997)	-0.0070 (0.825)	0.1071** (0.025)	-0.1888* (0.048)	0.0036 (0.981)
AR (1)	-3.7724 (0.000)	-4.050 (0.000)	-4.05 (0.000)	-4.0342 (0.000)	-4.0356 (0.000)	-4.0922 (0.000)
AR (2)	-1.084 (0.278)	-0.051 (0.959)	-0.057 (0.954)	-0.0637 (0.949)	-0.1678 (0.867)	-0.0980 (0.922)
Sargan 检验	0.999	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000
观测值	279	279	279	279	279	279

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著；系统 GMM 估计采用两步法。

3. 私募股权投资对服务业创新增长的影响效应

为研究私募股权投资对服务业创新增长的影响，根据式 (11) 确定如下模型：

$$TFPS_{p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PES_{p,t} + \alpha_2 digital_{p,t} + \alpha_3 education_{p,t} + \alpha_4 foreign_{p,t} + \alpha_5 service_{p,t} + \alpha_6 control_{p,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (16)$$

其中， $TFPS_{p,t}$ 和 $PES_{p,t}$ 分别表示服务业创新增长值和本产业的私募股权投资金额，其他变量含义同式 (11)。

(1) 面板回归分析。首先，如表 6 所示，列 (一) 至列 (五)，分别为解释变量与被解释变量单项回归结果。可以看出，服务业私募股权投资、数字技术发展水平、劳动力素质，以及对外开放水平几个解释变量，虽然在显著性上存在差异，但是回归系数都为正。说明，包括服务业私募股权投资在内的这几个解释变量，都是促进服务业创新增长的重要因素。唯一回归系数为负的解释变量，是经济服务化水平，这说明经济服务化趋势并不能必然促进服务业创新增长。结合服务业在 GDP 中占比过半的这一事实，再次提示我们实现创新增长更多还是需要依赖技术进步和效率改善，要重视“量”和“质”的辩证关系。

其次，在表 6 列 (六) 中，在将所有解释变量纳入回归模型后，此时所有解释变量中，除了经济服务化外，对外开放水平变量 $foreign_{p,t}$ 也开始为负，这说明对外开放并没有推动中国服务业创新增长。值得强调的是，截至目前，在对中国三次产业的各自分析中，对外开放水平对农业和制造业都存在积极正向效应。但对比来看，对外开放并没有助力服务业实现创新增长。造成这一现象的原因，如果排除我国服务业本身国际竞争力不高的事实，另一种更可能的解释则是，在这轮经济全球化分工中，西方国家就是凭借服务业高附加值的行业属性，汲取经济全球化果实，“微笑曲线”两端被发达国家牢牢掌握在自己手里。因此，服务

业大概率会继续成为未来国家间竞争的重要阵地。

最后,就本文最为关注的解释变量 $PES_{p,t}$ 来说,服务业私募股权投资,不管是单独考察其与服务业创新增长的关系,还是将所有解释变量纳入模型之后,其回归系数都为正。这说明,服务业私募股权投资是促进服务业创新增长的重要积极变量。

表 6 私募股权投资对服务业创新增长的影响(面板固定效应回归)

	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
$PES_{p,t}$	0.0085*** (0.001)					0.0034 (0.187)
$digital_{p,t}$		0.0175*** (0.000)				0.0109 (0.179)
$education_{p,t}$			0.0233 (0.310)			0.2039** (0.000)
$foreign_{p,t}$				0.0184 (0.418)		-0.0224 (0.254)
$service_{p,t}$					-0.1928*** (0.000)	-0.2727*** (0.000)
常数	-0.0181** (0.022)	-0.1108*** (0.000)	-0.0871 (0.352)	-0.1531 (0.441)	0.1659*** (0.000)	1.1761*** (0.000)
R ²	0.0111	0.0786	0.2366	0.0001	0.2287	0.2875
F 值	12.25 (0.000)	19.62 (0.000)	1.04 (0.310)	0.66 (0.418)	77.41 (0.000)	27.06 (0.000)
观测值	310	310	310	310	310	310

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。

(2) 系统 GMM 回归分析。在式 (16) 的基础上,可得:

$$TFPS_{p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TFPS_{p,t-1} + \alpha_2 PES_{p,t} + \alpha_3 digital_{p,t} + \alpha_4 education_{p,t} + \alpha_5 foreign_{p,t} + \alpha_6 service_{p,t} + \alpha_7 control_{p,t} + \epsilon_{p,t} \quad (17)$$

其中, $TFPS_{p,t-1}$ 表示滞后一期的服务业创新增长指标,其他变量含义同式 (16)。回归结果如表 7 所示。

就本文最为关注的解释变量 $PES_{p,t}$ 而言,无论加入多少解释变量,服务业私募股权投资的回归系数都为正并且显著,在列 (六) 中,其回归系数为 0.0004 并且显著,这说明服务业私募股权投资每提高 1 个百分点,将推动本行业创新增长 0.04 个百分点。此外,显著为正的解释变量还有数字技术发展水平 $digital_{p,t}$, 劳动力素质 $education_{p,t}$ 。这说明,和前文面板固定效应回归模型的结果相吻合,服务业私募股权投资、数字技术发展以及劳动力素质提升,都是促进服务业创新增长的积极变量。

回归系数为负的解释变量主要有对外开放水平 $foreign_{p,t}$, 以及表示经济服务化的变量 $service_{p,t}$, 这说明对外开放和服务业发展并没有促进服务业创新增长。这一结论也再次印证了表 7 的发现。造成这一现象的主要原因,一方面可能是由于在此期间,我国服务业对外开

放水平还相对较低。加入世界贸易组织之后，虽然按照服务贸易承诺减让表^①，中国已逐步兑现了服务业的开放承诺。但是，随着中国经济发展水平提升和外部环境变化，现阶段对外开放水平，已不能完全满足中国产业转型升级需求。与经济发展阶段和中国国力不相适应的较低水平的服务业对外开放，看似是保护了国内服务业企业，但从长远来看，缺乏国际竞争的洗礼，使得中国服务业的国际竞争力普遍不高（吕刚和林佳欣，2019）。突出表现之一，就是这些年来日益扩大的中国服务贸易逆差。另外一方面，则提示我们，发展服务业必须依托科技创新和资源配置效率改善，走高质量发展之路，体量增长和在自身竞争力不强事实下的扩大开放，并不能促进服务业实现创新增长。

表 7 私募股权投资对服务业创新增长的影响（系统 GMM 回归）

	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
$TFPS_{p,t-1}$	1.0098*** (0.000)	0.9978*** (0.000)	0.9968*** (0.000)	1.0010*** (0.000)	0.8887*** (0.000)	0.9230*** (0.000)
$PES_{p,t}$		0.0036*** (0.000)	0.0036*** (0.000)	0.0031*** (0.000)	0.0005** (0.022)	0.0004** (0.037)
$digital_{p,t}$			0.0014** (0.044)	0.0003 (0.604)	0.0108*** (0.000)	0.0170*** (0.000)
$education_{p,t}$				0.0042*** (0.006)	0.0418*** (0.000)	0.0471*** (0.000)
$foreign_{p,t}$					-0.0269*** (0.000)	-0.0284*** (0.000)
$service_{p,t}$						-0.0380*** (0.004)
常数	-0.0251*** (0.000)	-0.0141*** (0.000)	-0.0159*** (0.000)	-0.0233*** (0.002)	-0.1354*** (0.000)	-0.1991*** (0.000)
AR (1)	-4.1735 (0.000)	-4.2379 (0.000)	-4.2377 (0.000)	-4.2305 (0.000)	-4.1768 (0.000)	-4.161 (0.000)
AR (2)	-2.6797 (0.1074)	-2.6365 (0.1084)	-2.6364 (0.1184)	-2.6372 (0.1084)	-2.6533 (0.1080)	-2.6162 (0.1189)
Sargan 检验	0.999	0.999	0.999	1.000	0.999	0.999
观测值	279	279	279	279	279	279

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著；系统 GMM 估计采用两步法。

四、结论及政策建议

经过前文研究，本文得到如下主要结论。其一，中国三次产业创新增长情况尚有一定提升空间。从时间序列来看，在 2009~2018 年期间，虽然发展过程有所波折，但第二产业和第三产业创新增长情况整体向好的趋势非常明显。相比之下，第一产业创新增长情况相对较

^① 参见《中华人民共和国服务贸易具体承诺减让表》，中华人民共和国中央人民政府网站，http://www.gov.cn/gongbao/content/2017/content_5168131.htm。

弱。国内四大经济带对比显示,中国三大产业创新增长情况具有明显的地域异质性特征,第二产业(制造业)最高,第三产业(服务业)其次,第一产业(农业)最低。同时,同一产业不同区域也存在差异,在中国东部和中部,农业的创新增长情况要明显高于西部和东北地区。其二,私募股权投资有利于中国三次产业创新增长。大量中小企业作为“大众创业万众创新”主要载体,在中国现有以银行为主导的融资体系下,这些轻资产的创新创业活动,很难得到银行授信支持。私募股权投资弥补了国内现有金融体系对创新资本和中小企业创业支持的不足。通过对创新创业中小企业进行资金支持和增值服务,以及对战略性新兴产业和科技研发投入,有力地支持了国家创新驱动战略落地,是中国创新驱动战略成功实施的重要保障和支撑。其三,虽然私募股权投资具有支持实体经济发展的天然属性,但在制定政策时,需要考虑行业异质性。就影响因素而言,回归数据显示农业、制造业和服务业领域的私募股权投资,都有力地促进了本产业的创新增长。进一步研究发现,对外开放水平、数字技术的发展、劳动力素质以及服务经济发展,对三次产业创新增长也都存在一定影响,但这种影响在不同行业之间存在差异。比如,对外开放在农业和制造业领域适用,但在服务业领域则相反。劳动力素质能够推动服务业创新增长,但在农业领域效果却截然相反。这提示我们,制定促进不同产业创新增长政策需考虑行业异质性。

推动中国三次产业创新增长,要构建对创新增长更为友好的金融生态。在高质量发展的新时代,资源环境约束,迫使中国必须要寻找一个从过去依靠要素和投资驱动,到更多依靠创新驱动的经济增长新动能。但是,健康的创新生态形成,是一个包含了资本市场和社会管理体制的复杂系统。在当前中国以银行为主导间接融资体系下,现有融资体系对创新创业生态支持的力度不可能达到预期的效果,这主要是由银行的风险厌恶机制和业务模式所决定的。国外成熟经验显示,将非银金融机构和金融机构的行业异质性充分释放,有利于促进创新创业金融生态体系的成型。具体来说,要在创新银行支持方式基础上,大力发展私募股权投资,不断丰富创新创业企业融资渠道。对于风险投资机构来说,拓展资金供给渠道,发挥好国有资本引导作用和杠杆效应,鼓励社保基金进入风险投资行业,放宽私募股权投资行业对境外机构的限制等措施,引导外资进入国内创业投资市场,支持创业企业成长壮大。鼓励符合条件的创业企业发行票据融资和在科创板、北交所上市等。从而逐步构建涵盖银行授信、政府引导基金、创投机构和资本市场的完整创业金融支持体系,真正用市场化的方式推动金融支持中国三次产业创新增长目标的实现。

参 考 文 献

- [1] Abramvitz M., 1956, *Resource and Output Trends in the United States Since 1870* [J], *American Economic Review*, 46 (2), 5~23.
- [2] Astarkina N. R., Kurbatova E. S., Puzanova E. A., 2019, *Algorithm for Assessing the Risks of Small Business Project Financing* [J], *Advances in Economics, Business and Management Research*, 47, 822~825.
- [3] Hildreth C., Houck J. P., 1968, *Some Estimators for a Linear Model with Random Coefficients* [J], *Journal of American Statistical Association*, 63 (322), 584~595.
- [4] Wu L., Xu L., 2020, *The Role of Venture Capital in SME Loans in China* [J], *Research in International Business and Finance*, 51, 101~121.
- [5] Levinsohn J., Petrin A., 2003, *Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables* [J], *Review of Economic Studies*, 70 (2), 317~341.

- [6] Andersson L. , 2001, *Openness and Total Factor Productivity in Swedish Manufacturing, 1980~1995* [J], *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137 (4), 690~713.
- [7] Olley G. S. , Pakes A. , 1996, *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry* [J], *Econometrica*, 64 (6), 1263~1297.
- [8] Solow R. M. , 1957, *Technical Change and the Aggregate Production Function* [J], *Review of Economics and Statistics*, 39 (3), 312~320.
- [9] Romer P. M. , 1986, *Increasing Returns and Long-run Growth* [J], *Journal of Political Economy*, 94 (5), 1002~1037.
- [10] Xie R. , Yao S. , Han F. , Fang J. , 2019, *Land Finance, Producer Services Agglomeration, and Green Total Factor Productivity* [J], *International Regional Science Review*, 42 (5-6), 550~579.
- [11] Chan S. H. , Lin J. J. , 2013, *Financing of Micro and Small Enterprises in China: An Exploratory Study* [J], *Strategic Change: Briefings in Entrepreneurial Finance*, 22 (7-8), 431~446.
- [12] Abizadeh S. , Pandey M. , 2009, *Trade Openness, Structural Change and Total Factor Productivity* [J], *International Economic Journal*, 23 (4), 545~559.
- [13] Sun S. L. , Chen V. Z. , Sunny S. A. , Chen J. , 2019, *Venture Capital as an Innovation Ecosystem Engineer in an Emerging Market* [J], *International Business Review*, 28 (5), 101~125.
- [14] Shen X. , Lin B. , Wu W. , 2019, *R&D Efforts, Total Factor Productivity, and the Energy Intensity in China* [J], *Emerging Markets Finance and Trade*, 55 (11), 2566~2588.
- [15] Qu Y. , Shi Y. , Guo K. , Zheng Y. , 2018, *Has "Intelligent Manufacturing" Promoted the Productivity of Manufacturing Sector? Evidence from China's Listed Firms* [J], *Procedia Computer Science*, 139, 299~305.
- [16] 蔡昉:《全要素生产率是新常态经济增长动力》[N],《北京日报》2015年11月23日。
- [17] 陈超凡:《中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于ML生产率指数及动态面板模型的实证研究》[J],《统计研究》2016年第3期。
- [18] 陈思、何文龙、张然:《风险投资与企业创新:影响和潜在机制》[J],《管理世界》2017年第1期。
- [19] 付雷鸣、万迪昉、张雅慧:《VC是更积极的投资者吗?——来自创业板上市公司创新投入的证据》[J],《金融研究》2012年第10期。
- [20] 高帆:《我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析》[J],《数量经济技术经济研究》2015年第5期。
- [21] 顾乃华、毕斗斗、任旺兵:《生产性服务业与制造业互动发展:文献综述》[J],《经济学家》2006年第6期。
- [22] 何顶、罗炜:《风险投资声誉和股价“传染”效应——来自中国上市公司立案公告的证据》[J],《金融研究》2019年第9期。
- [23] 华岳、唐雅琳、成程:《风险投资如何影响城市创新——基于政府引导基金的工具变量分析》[J],《产业经济评论》2019年第1期。
- [24] 华姗姗:《风险投资、股权集中度与企业创新效率》[D],山东师范大学博士学位论文,2019年。
- [25] 韩瑞栋、薄凡:《区域金融改革能否缓解资本配置扭曲?》[J],《国际金融研究》2020年第10期。
- [26] 贺菊煌:《我国资产的估算》[J],《数量经济技术经济研究》1992年第8期。
- [27] 何枫、陈荣:《经济开放度对中国经济效率的影响:基于跨省数据的实证分析》[J],《数量经济技术经济研究》2004年第3期。
- [28] 贾伊萌、张旭亮:《行业全要素生产率的微观测算——以制造业上市企业为例》[J],《现代管理科学》2020年第2期。
- [29] 江艇、孙鲲鹏、聂辉华:《城市级别、全要素生产率和资源错配》[J],《管理世界》2018年第3期。
- [30] 邝玉珍、李秉成:《银行业竞争与企业资本劳动比》[J],《国际金融研究》2021年第5期。

- [31] 刘燕华:《对科技金融的几点思考》[N],《中国科学报》2019年7月25日。
- [32] 刘建华:《福建省全要素生产率的测算与分析:1978~2010》[J],《北方经济》2012年第21期。
- [33] 梁泳梅、董敬杰:《中国经济增长来源:基于非参数核算方法的分析》[J],《世界经济》2015年第11期。
- [34] 李盛竹、叶子荣:《基于两阶段固定效应法的中国邮政需求关系估计》[J],《统计与决策》2009年第13期。
- [35] 李平、刘建:《FDI、国外专利申请与中国各地区的技术进步——国际技术扩散视角的实证分析》[J],《国际贸易问题》2006年第7期。
- [36] 罗朝阳、李雪松:《金融周期、全要素生产率与债券违约》[J],《经济管理》2020年第2期。
- [37] 鲁晓东、连玉君:《中国工业企业全要素生产率估计:1999~2007》[J],《经济学(季刊)》2012年第2期。
- [38] 陆扬:《中国全要素生产率变化趋势》[J],《中国金融》2016年第20期。
- [39] 刘维林:《产品架构与功能架构的双重嵌入——本土制造业突破GVC低端锁定的攀升途径》[J],《中国工业经济》2012年第1期。
- [40] 吕刚、林佳欣:《中国服务业的实际开放度与国际竞争力:基于FATS和BOP统计口径的全面衡量》[J],《国际经济评论》2019年第5期。
- [41] 彭国华:《中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析》[J],《经济研究》2005年第9期。
- [42] 孙巍、叶正波:《转轨时期中国工业的效率与生产率——动态非参数生产前沿面理论及其应用》[J],《中国管理科学》2002年第4期。
- [43] 生延超、钟志平:《规模扩张还是技术进步:中国饭店业全要素生产率的测度与评价——基于非参数的曼奎斯特(Malmquist)生产率指数研究》[J],《旅游学刊》2010年第5期。
- [44] 史常亮、朱俊峰、揭昌亮:《中国农业全要素生产率增长地区差异及收敛性分析——基于固定效应SFA模型和面板单位根方法》[J],《经济问题探索》2016年第4期。
- [45] 田友春、卢盛荣、靳来群:《方法、数据与全要素生产率测算差异》[J],《数量经济技术经济研究》2017年第12期。
- [46] 王茵田、黄张凯、陈梦:《“不平等条约?”:我国对赌协议的风险因素分析》[J],《金融研究》2017年第8期。
- [47] 王兰芳、胡悦:《创业投资促进了创新绩效吗?——基于中国企业面板数据的实证检验》[J],《金融研究》2017年第1期。
- [48] 王志刚、龚六堂、陈玉宇:《地区间生产效率与全要素生产率增长率分解(1978~2003)》[J],《中国社会科学》2006年第2期。
- [49] 肖宇、夏杰长、倪红福:《中国制造业全球价值链攀升路径》[J],《数量经济技术经济研究》2019a年第11期。
- [50] 夏杰长、肖宇、李诗林:《中国服务业全要素生产率的再测算与影响因素分析》[J],《学术月刊》2019年第2期。
- [51] 肖宇、李诗林、杨健:《风险投资与高质量发展:基于省级面板数据的实证检验》[J],《西南金融》2019b年第6期。
- [52] 宣烨、余泳泽:《生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究——来自230个城市微观企业的证据》[J],《数量经济技术经济研究》2017年第2期。
- [53] 夏杰长、肖宇:《生产性服务业:发展态势、存在的问题及高质量发展政策思路》[J],《北京工商大学学报(社会科学版)》2019年第4期。
- [54] 夏杰长、肖宇:《以制造业和服务业融合发展壮大实体经济》[J],《中国流通经济》2022年第3期。
- [55] 颜鹏飞、王兵:《技术效率、技术进步与生产率增长:基于DEA的实证分析》[J],《经济研究》2004年第12期。
- [56] 于斌斌:《产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分

析》[J],《中国工业经济》2015年第12期。

[57] 赵子健、傅佳屏:《中国装备制造业的区域差异、影响因素与高端化战略》[J],《系统管理学报》2020年第1期。

[58] 张海洋:《R&D两面性、外资活动与中国工业生产率增长》[J],《经济研究》2005年第5期。

[59] 赵忠滨:《国外中小企业融资的政府支持》[J],《中国金融》2018年第20期。

[60] 张建华、程文:《服务业供给侧结构性改革与跨越中等收入陷阱》[J],《中国社会科学》2019年第3期。

Research on the Impact of Private Equity Investment on Innovation Growth of China's Three Industries

Xiao Yu

(National Institute of International Strategy, Chinese Academy of Social Sciences)

Research Objectives: To explore the strategies of finance to support the innovation growth of China's three industries. **Research Methods:** Using provincial panel data, this paper calculates and analyzes the growth of China's three industries innovations from 2000 to 2018 and the impact of private equity investment on it. **Research Findings:** The study finds that the innovation growth of China's three industries is significantly different. Private equity investment can optimize the existing financial structure and is a useful supplement to the existing direct financing system. It improves the efficiency of financial resource allocation, and finally promotes the innovation growth of the entire three industries by gathering key core technology fields and providing value-added services for innovative entities. **Research Innovations:** The semi-parametric OP method is used to compare the three industries under the same measurement caliber, which fills the gap of using industry-level private equity investment data to measure and study China's three industries innovation growth indicators. **Research Value:** Reveals the relationship between private equity investment and innovative growth, and provides a useful reference for financial support for the development of the real economy.

Key Words: Private Equity; Venture Capital; Financial Support; Innovative Growth; Total Factor Productivity

JEL Classification: D24; G24

(责任编辑: 陈星星)