政府引导基金对企业盈余持续性的影响研究

王怀明，吴勇飘

（南京农业大学金融学院，南京 210095）

摘要：立足经济高质量发展的战略全局，政府引导基金作为重要的政策性金融工具，其引导效应与放大作用受到高度重视。基于 2011—2023 年沪深 A 股上市公司数据，研究发现政府引导基金能够显著提升企业盈余持续性，这一效应主要通过缓解融资约束和激励企业创新两条路径实现。异质性分析表明，该提升效应在国有企业、高科技行业及东部地区更为突出。上述结论不仅厘清了企业盈余持续性的提升路径，也为优化基金投向、提升财政资金效能提供了依据。

关键词：政府引导基金；盈余持续性；融资约束；激励创新

中图分类号：F270.7 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)16－0222－07

在中国经济迈向高质量发展的重要节点，党中央、国务院高度重视发挥政府引导基金的引导作用和放大效应。党的二十届三中全会提出“更好发挥政府投资基金作用，发展耐心资本”，凸显了国家通过引导基金服务国家战略、推动产业升级与区域经济协调发展的明确导向。与传统政府补贴的直接转移支付方式不同，政府引导基金是政府以投资方身份介入风险投资市场并通过市场化方式运作的政策性金融工具，其核心在于以权益性资本供给发挥“杠杆效应”和“引导效应”，撬动更多社会资本投向高风险、前瞻性的技术创新领域，弥补市场失灵[1-3]。截至 2024 年底，政府引导基金数量已达 1 627 只，累计规模已突破 3.35 万亿元，为中国经济高质量发展提供了重要支撑。

在我国经济全面迈向高质量发展的关键阶段，企业作为微观经济运行主体，其发展质量直接影响整体经济转型成效。而企业高质量发展关键在于盈利能力的稳定与可持续，这正是衡量其竞争韧性和长期价值的关键所在。在此背景下，盈余持续性作为衡量企业盈利质量与未来价值创造能力的核心指标[4]，成为学术界与实务界关注的焦点。

现有关于盈余持续性影响因素的研究主要从内外两个层面展开：一方面，学者关注企业内部治理与战略行为对盈余持续性的影响，包括内部控制质量[5]、ESG 表现[6]、技术并购[7]及数字化转型[8]等因素；另一方面，外部环境因素如利率市场化[9]、碳排放权交易制度[10]和薪酬延付政策[11]等对企业盈余持续有重要影响。政府引导基金作为政府与市场结合的重要金融工具，其对企业微观行为的影响受到学界广泛关注。研究表明，引导基金能够通过“信号传递”效应，改善外部融资环境，缓解企业融资约束[12-13]，同时，其较高的风险容忍能激励企业增加研发投入、促进核心技术突破[14]，从而提升企业创新水平与全要素生产率[15-16]。此外，引导基金通过发挥“监督治理效应”推动企业聚焦主业[17]，并在改善企业韧性、提升供应链话语权等方面发挥积极作用[18-19]。

然而，尽管已有文献分别对盈余持续性的影响因素和政府引导基金的微观效应进行了较为充分的探讨，但少有研究将二者纳入同一分析框架，系统考察政府引导基金是否以及如何影响企业的盈余持续性，这一研究缺口为本文提供了重要的切入点。基于此，以 2011—2023 年沪深 A 股上市公司数据为样本展开研究，探究政府引导基金与盈余持续性的关系，不仅能厘清企业盈余持续性的提升路径，还能基于多维度异质性分析，为优化基金投向、提升财政资金效能提供政策依据。

1 理论分析与研究假设

1.1 政府引导基金与盈余持续性

根据资源基础理论，企业资源禀赋的异质性最

收稿日期：2026-04-16

基金项目：教育部人文社会科学研究规划基金项目(23YJA630093)；中央高校基本科研业务费专项资金(SKYZ2024020)

作者简介：王怀明(1963—)，男，江苏泰州人，博士，教授，博士研究生导师，研究方向为公司金融与财务管理；吴勇飘(2001—)，女，湖南娄底人，硕士研究生，研究方向为公司金融与财务管理。

终导致其竞争力的差异。政府引导基金作为一种外部战略性资源,不同于传统政府补贴的一次性转移支付,它是以长期权益资本的方式注入、通过市场化机制运作的政策性金融工具,能够为企业提供长期资金支持[20]。通过财政注资和政策信用背书,不仅能够直接为企业提供长期稳定的权益资本,还能吸引金融机构跟进投资[12],为企业突破技术瓶颈、实现稳定盈利奠定坚实基础。这种资源赋能有助于企业优化资源配置,聚焦主营业务,减少因资金短缺导致的短期行为[17],进而增强盈余的稳定性和可预测性。此外,政府引导基金还能通过监督治理效应,改善内部治理结构,抑制管理层短视行为,降低代理成本,提升全要素生产率[15]。

根据信号传递理论,政府引导基金在投资活动中能够传递积极信号,有效缓解由于信息不对称导致的经营问题。政府引导基金凭借其政府背景,发挥认证效应和信号传递功能[19],向市场传递企业发展前景良好的信号,有助于吸引风险资本跟投,增强银行信贷意愿[21-23],从而缓解融资困境,进而激励企业开展技术创新。融资困境的缓解使企业得以维持稳定现金流,抑制盈余管理动机[24],支持长期投资,最终提升盈余持续性。基于此,提出以下假设。

H1:政府引导基金有助于提升企业盈余持续性。

1.2 政府引导基金、融资约束与盈余持续性

稳定的资金是企业持续经营与抵御外部冲击的基础。一旦这一基础动摇,企业将被迫放弃或缩减长期研发及资本性支出,转向短平快的变现项目,导致核心竞争力培育停滞。尤其对于初创和转型期企业,私人资本出于风险收益考量,往往倾向于规避此类项目,从而导致投资不足[25]。资金短缺不仅限制企业扩张,还可能诱发盈余操纵等短期行为,进而损害盈余质量、削弱市场信任,加剧融资困难[26]。政府引导基金能有效缓解这一困境。一方面,政府引导基金以直接股权注资的方式,为企业提供长期稳定的权益性资本,直接从源头缓解企业现金流压力;另一方面,基金的入股行为本身具有"认证信号"作用,可提升企业信用、降低融资成本,获得更多的私人投资[27]。这不仅为企业提供了稳定的资金基础,更重要的是推动其聚焦核心业务与关键技术。随着主业竞争力增强,盈利结构得以优化,核心利润占比提升[28],当盈利主要源于具备竞争优势的主业时,盈余的稳定性和可预测性便得以巩固。基于此,提出以下假设。

H2:政府引导基金能通过缓解融资约束提升企业盈余持续性。

1.3 政府引导基金、激励创新与盈余持续性

创新是企业打造持久竞争力、保持长远发展的关键驱动力,但其高投入、长周期与高不确定性的特征,导致企业尤其是科技型中小企业在研发投入上陷入困境。政府引导基金具有长期投资视野,注重企业的长远发展,而非短期投资收益[18,29],能够为企业提供持续稳定的研发资金,缓解关键创新阶段的资金困难。在引导基金的长期支持下,企业的研发投入强度显著提升,创新活动得到有效激励[30]。持续的、战略性的研发投入逐步内化为企业的核心技术能力,并外显为具有市场竞争力的创新成果,帮助企业构建起难以被模仿的技术壁垒与差异化竞争优势[7]。这种由创新驱动的核心竞争力,能够有效抵御外部经济周期波动和行业竞争冲击,确保企业盈利增长的韧性,最终显著提升企业的盈余持续性水平。基于此,提出以下假设。

H3:政府引导基金能通过激励企业创新提升企业盈余持续性。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

选取2011—2023年沪深A股上市公司作为研究样本,并剔除了金融行业、ST及*ST公司以及主要变量数据缺失的样本,同时对所有连续性变量进行上下1%的缩尾处理,最终得到28 610个样本数据。其中,政府引导基金数据来源于清科私募通数据库,财务等相关数据来源于国泰安数据库,专利申请数据来源于中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services Platform,CNRDS)。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量:盈余持续性(EP)

参考席龙胜和赵辉[31]的方法,选择主营业务利润率(主营业务利润/平均资产)衡量企业盈余,构建线性一阶段自回归模型[32]测算盈余持续性,计算公式为

$$CROA_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CROA_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

式中:i为企业;t为年份;$CROA_{i,t+1}$为i企业第$t+1$年的企业盈余;α_1为计算得到的盈余持续性,设定为EP,α_1越大,代表盈余的可持续性越高;μ_{it}为随机扰动项。

2.2.2 解释变量:政府引导基金(GGF)

参考吴超鹏和严泽浩[14]的做法,获得政府引导基金的当年及以后年份取值为1,否则取值为0。

2.2.3　机制变量：融资约束与激励创新

（1）融资约束（SA）。借鉴鞠晓生等[33]的研究方法，采用 SA 指数衡量企业融资约束（SA）。

（2）激励创新。从研发投入（Research）和创新成果（Patent）两个维度检验激励创新，其中研发投入使用企业研发支出除以总资产衡量；创新成果选取申请专利加 1 后取自然对数。

2.2.4　控制变量

借鉴已有文献，控制变量包括企业规模、杠杆水平、成长能力、净资产收益率、公司年龄、现金流比率、股权制衡度、两职合一、内部控制水平和产权性质。同时，还控制了年份和个体固定效应。

变量定义如表 1 所示。

2.3　模型构建

2.3.1　基准回归模型

为了检验政府引导基金对盈余持续性的影响，构建模型（2）检验 H1。

$$EP_{it} = \beta_0 + \beta_1 GGF_{it} + \beta_i Controls_{it} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中：EP_{it} 为盈余持续性；GGF_{it} 为是否获得政府引导基金投资；$Controls_{it}$ 为控制变量；$\sum Year$、$\sum Firm$ 分别为年份固定效应和企业固定效应；ε_{it} 为随机扰动项。

表 1　变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	盈余持续性	EP	由式（1）计算得到
解释变量	政府引导基金	GGF	获得政府引导基金的当年及以后年份取值为 1，否则取值为 0
机制变量	融资约束	SA	SA 指数
	研发投入	Research	企业研发支出/总资产
	创新成果	Patent	选取申请专利数量加 1 后的自然对数
控制变量	公司规模	Size	企业员工人数的自然对数
	杠杆水平	Lev	年末总负债/总资产
	成长能力	Growth	本期营业收入/上期营业收入－1
	净资产收益率	ROE	净利润/股东权益平均余额
	公司年龄	Age	企业年龄＋1 的自然对数
	现金流比率	Cashflow	经营活动产生的现金净流量/总资产
	股权制衡度	Balance	第二大股东持股比例/第一大股东持股比例
	两职合一	Dual	董事长和总经理是同一人为 1，否则为 0
	内部控制水平	IC	迪博内部控制指数/1000
	产权性质	Soe	国有企业取值为 1，其他为 0

2.3.2　中介效应模型

借鉴江艇[34]、张娆和储佩佩[18]的研究方法，构建模型（3）检验政府引导基金对企业盈余持续性的影响机制，以验证 H2 和 H3。

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GGF_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中：M_{it} 为机制变量。

3　实证结果与分析

3.1　描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。盈余持续性（EP）的均值为 0.305 6，标准差为 0.520 3，最小值为－1.107 5，最大值为 1.905 6，这表明不同企业之间盈余持续性存在较大差异。政府引导基金（GGF）的均值为 0.041 5，即获得政府引导基金的年度企业样本约占 4.15%。

3.2　基准回归分析

基准回归结果如表 3 所示，其中列（1）是未加入控制变量的回归结果，列（2）是加入控制变量后的回归结果。可以发现，无论是否加入控制变量，GGF 的估计系数均在 1%的水平上显著为正，表明政府引导基金能显著提升企业盈余持续性，H1 得到验证。

3.3　稳健性检验

为保证结论的可靠性，采用多种方法进行稳健性检验。首先，为克服样本选择性偏误对估计结果可能产生的干扰，采用倾向得分匹配法对样本进行处理，使用 1∶3 最近邻匹配方法进行匹配，结果如表 4 列（1）所示，政府引导基金（GGF）的估计系数仍显著为正，表明结论具有稳健性。其次，采用 Heckman 两阶段模型缓解样本选择偏差可能带来的内生性问题，第一阶段以企业是否获得政府引导

表 2　描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
EP	28 610	0.305 6	0.520 3	－1.107 5	1.905 6
GGF	28 610	0.041 5	0.199 3	0.000 0	1.000 0
Size	28 610	7.782 2	1.269 0	4.304 1	10.989 5
Lev	28 610	0.458 1	0.202 2	0.058 3	0.912 1
Growth	28 610	0.139 3	0.405 2	－0.612 9	2.354 1
ROE	28 610	0.044 2	0.154 1	－0.773 7	0.350 9
Age	28 610	3.029 0	0.282 0	1.609 4	3.610 9
Cashflow	28 610	0.045 6	0.069 2	－0.173 3	0.248 7
Balance	28 610	0.697 0	0.582 4	0.020 2	2.719 9
Dual	28 610	0.248 7	0.432 2	0.000 0	1.000 0
IC	28 610	0.626 1	0.145 1	0.000 0	0.903 7
Soe	28 610	0.408 2	0.491 5	0.000 0	1.000 0

表 3　基准回归结果

变量	(1)	(2)
	EP	EP
GGF	0.103 2***	0.089 1***
	(0.032 5)	(0.032 8)
Size		0.029 0***
		(0.009 2)
Lev		0.011 7
		(0.043 1)
Growth		−0.028 8***
		(0.008 2)
ROE		0.026 2
		(0.030 5)
Age		0.131 8
		(0.094 3)
Cashflow		−0.253 8***
		(0.059 2)
Balance		0.029 8**
		(0.013 4)
Dual		−0.003 2
		(0.012 9)
IC		0.005 9
		(0.026 8)
Soe		−0.017 7
		(0.028 1)
常数项	0.301 4***	−0.330 5
	(0.001 3)	(0.290 6)
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	28 610	28 610
调整后 R^2	0.154 7	0.156 5

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为聚类到企业层面的稳健标准误。

表 4　其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	PSM	Heckman 两阶段模型	时滞性检验	调整样本时间窗口
GGF	0.099 9***	0.091 4***	0.065 1**	0.081 9***
	(0.035 0)	(0.032 9)	(0.032 6)	(0.031 7)
Imr		0.129 4		
		(0.393 4)		
常数项	−0.121 4	−0.820 0	0.165 9	−0.000 8
	(0.448 2)	(1.488 3)	(0.334 0)	(0.258 3)
Controls	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	8 239	27 080	24 017	31 789
调整后 R^2	0.151 8	0.156 2	0.170 8	0.142 5

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为聚类到企业层面的稳健标准误。

基金投资作为被解释变量,选取基准回归中的全部控制变量作为解释变量建立 Probit 选择模型并计算逆米尔斯比率,第二阶段将逆米尔斯比加入原模型重新回归,结果如表 4 列(2)所示,GGF 的估计系数仍显著为正,结论依旧稳健。再次,考虑到政府引导基金的政策效果可能存在时滞,将盈余持续性指标前置一期重新进行估计,结果如表 4 列(3)所示,GGF 的估计系数仍显著为正,进一步验证了研究结论的稳健性。最后,为避免样本时间窗口选择对结果的影响,将样本区间扩展至 2008—2023 年重新进行回归,结果如表 4 列(4)所示,GGF 的估计系数仍显著为正,结论依然成立。

表 5　变换固定效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	EP	EP	EP	EP
GGF	0.089 5***	0.087 3***	0.088 7***	0.080 2**
	(0.032 7)	(0.032 7)	(0.033 9)	(0.033 2)
常数项	−0.380 0	−0.358 7	−0.32 0	−0.313 7
	(0.290 0)	(0.289 6)	(0.303 3)	(0.297 0)
Controls	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	未控制	未控制
省份固定效应	未控制	控制	未控制	未控制
年份-行业交互	未控制	未控制	控制	未控制
年份-省份交互	未控制	未控制	未控制	控制
观测值	28 606	28 606	28 542	28 610
调整后 R^2	0.158 2	0.159 1	0.176 1	0.157 6

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为聚类到企业层面的稳健标准误。

此外,除了企业层面因素,地区和行业层面的因素也可能影响盈余持续性。为控制潜在遗漏变量干扰,在基准模型中逐步加入行业、省份固定效应以及“年份-行业”“年份-省份”高阶固定效应。结果如表 5 所示,核心解释变量的估计系数均显著为正,表明结论稳健。

3.4　机制分析

3.4.1　缓解融资约束机制

上文的理论分析表明,政府引导基金通过直接注资与政策信号传递,有效拓宽企业融资渠道、降低融资成本,提升盈余持续性。检验结果如表 6 列(1)所示,GGF 的估计系数在 1%的水平上显著为正,表明引导基金能够有效缓解企业融资约束,从而提升企业盈余持续性。

3.4.2　激励企业创新机制

上文的理论分析表明,政府引导基金能激励企业开展研发活动、构筑核心竞争力,最终提升其盈余持续性。为深入检验该机制,从研发投入与创新成果两个维度展开分析。检验结果如表 6 列(2)和列(3)所示,政府引导基金(GGF)对研发投入(Research)与创新成果(Patent)的估计系数均在 1%

表 6　机制回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	SA	Research	Patent
GGF	0.023 1***	0.229 6***	0.214 5***
	(0.007 1)	(0.058 7)	(0.067 4)
常数项	−3.654 1***	14.401 7***	−0.123 9
	(0.085 4)	(0.593 2)	(0.706 6)
Controls	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	28 610	23 597	28 598
调整后 R^2	0.954 2	0.877 3	0.789 5

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为聚类到企业层面的稳健标准误。

的水平上显著为正，表明引导基金能显著推动企业加大研发投入并提升创新成果产出，进而提升企业盈余持续性。

3.5　异质性分析

3.5.1　产权性质

将全样本划分为国有企业和非国有企业两组进行分组回归。结果如表 7 列(1)和列(2)所示，国有企业组 GGF 系数估计值显著为正，而非国有企业组 GGF 系数估计值不显著。这表明，相对于非国有企业，政府引导基金对国有企业盈余持续性的提升作用更为明显。这可能是因为国有企业的战略定位更注重长期稳健发展，与引导基金“耐心资本”的属性更为匹配，从而能够更有效地将资金与政策支持转化为可持续的盈利能力。

3.5.2　行业特征

参考彭红星和毛新述[35]的做法，将样本划分为高科技行业与非高科技行业分组进行回归。结果如表 7 列(3)和列(4)所示，政府引导基金对盈余持续性的促进作用在高科技行业中显著为正，而在非高科技行业中则不明显。这表明，相对于非高科技行业，政府引导基金对高科技行业盈余持续性的提升作用更明显。这可能是高科技企业通常面临较高的研发投入与较长的回报周期，面临融资约束较大，而政府引导基金能够以稳定的资金和较高的风险容忍度缓解其在研发阶段的融资压力，支持企业创新，最终提升盈利的持续性。

3.5.3　地区差异

将全样本划分为东部地区和中西部地区进行分组回归。结果如表 7 列(5)和列(6)所示，东部地区组的 GGF 系数估计值显著为正，而中西部地区组的系数估计值不显著。这表明，相对于中西部地区，政府引导基金对东部地区企业盈余持续性的提升作用更为明显。这可能源于东部地区市场化程度更高，金融体系与创新生态更为完善，政府引导基金能够更有效地通过市场机制转化为企业持续的竞争优势。

4　结论与建议

基于 2011—2023 年沪深 A 股上市公司数据为样本展开研究，探究政府引导基金对盈余持续性的影响及相关作用机制，得到以下结论：①政府引导基金能够显著提升企业盈余持续性，该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立；②政府引导基金主要通过缓解融资约束和激励企业创新双重路径提升企业盈余持续性；③在国有企业、高科技行业及东部地区，政府引导基金对企业盈余持续性的提升作用更为显著。

基于以上研究结论，提出以下建议。

(1)优化政府引导基金运作机制，强化缓解融资约束与激励创新功能。在融资支持方面，扩大引导基金规模，同时可以改变单纯注资的模式，推动与商业银行、担保机构建立投贷联动和风险分担机制，通过“股权＋债权”组合工具拓宽长期资金来源，重点降低中小企业的融资成本。在创新激励方面，依托专业团队对资金投向进行跟踪引导，促使其

表 7　异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	高科技行业	非高科技行业	东部地区	中西部地区
GGF	0.138 5***	0.044 7	0.096 1**	0.073 6	0.085 6**	0.089 4
	(0.046 5)	(0.047 4)	(0.041 2)	(0.056 8)	(0.041 3)	(0.055 4)
常数项	0.554 4	−0.703 3*	−0.489 7	−0.093 0	−0.226 2	−0.507 2
	(0.4635)	(0.394 3)	(0.393 6)	(0.464 2)	(0.340 2)	(0.546 4)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	11 678	16 932	15 955	12 655	19 608	9 002
R^2	0.158 6	0.170 2	0.161 1	0.169 6	0.160 9	0.154 8

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为聚类到企业层面的稳健标准误。

聚焦核心技术攻关与产品迭代,防止资金流向其他短期行为。同时,将企业盈余持续性纳入绩效考核,设置与行业均值对比的盈余稳定指标,引导基金管理人在项目筛选和投后管理中更加关注企业盈利质量的可持续性。

(2)企业主动对接政府引导基金,将外部赋能转化为内生盈利能力。企业经营者应充分认识引导基金区别于传统补贴的权益资本属性和长期耐心特征,积极申请并引入。获投后坚持专款专用,将资金精准配置于核心技术研发、设备升级与主业拓展,切实将资金优势转化为持续的技术壁垒和市场竞争力,实现盈余稳定性的长效提升。

(3)实施差异化区域与行业引导策略,促进均衡发展。在东部地区和高科技行业,适度扩大基金规模与覆盖面,发挥杠杆放大效应,巩固技术优势与盈利基础。在中西部地区和非国有企业,适当提高政府出资比例、延长基金存续期,设立专项子基金定向支持有技术升级潜力的传统产业,弥补市场机制不足导致的资本配置失灵。同时建立与发展阶段、行业特征相适配的动态调整机制,确保政策红利精准覆盖市场失灵领域。

参考文献

[1] 张学超. 政府引导基金可提升数字产业创新效率吗?[J]. 中国流通经济,2023,37(10):79-89.

[2] 夏龙龙,余典范,张宇. 政府引导基金与企业创新边界拓展——基于有为政府和有效市场的协同视角[J]. 上海财经大学学报,2025,27(6):17-32.

[3] 蔡赫君,杨贵军. "破壁"与"立制"何以协同——政府引导基金对企业"脱虚向实"的影响机制[J]. 山西财经大学学报,2026,48(2):101-113.

[4] 钱爱民,张新民,周子元. 盈利结构质量、核心盈利能力与盈利持续性——来自我国A股制造业上市公司的经验证据[J]. 中国软科学,2009(8):108-118.

[5] 张爱美,杨雪宁,吴卫红,等. 内部控制缺陷及修复对盈余持续性的影响研究——基于代理成本视角[J]. 宏观经济研究,2021(11):149-163.

[6] 於流芳,毛雪纯,刘颖. 企业ESG表现如何影响盈余持续性?——基于激进式与渐进式绿色技术创新视角[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2025(6):67-81.

[7] 杨青,周绍妮. 技术并购、技术创新绩效与盈余持续性[J]. 经济经纬,2021,38(6):113-121.

[8] 张咏梅,王晓艳,赵金凯. 以"数"谋"盈":企业数字化转型对盈余持续性的影响研究[J]. 审计与经济研究,2024,39(1):75-84.

[9] 陈坤,黄婉,王攀娜,等. 利率市场化、信贷市场竞争与商业银行盈余持续性[J]. 金融论坛,2023,28(9):36-46.

[10] 郭晓旭,张婈. 碳排放权交易制度对企业盈余持续性的影响研究[J]. 管理学报,2025,22(5):908-916.

[11] 陈坤,宋冰洁,黄婉. 薪酬延付政策对商业银行盈余持续性的影响研究[J]. 金融监管研究,2025(10):78-97.

[12] COLOMBO G M, CROCE A, GUERINI M. The effect of public subsidies on firms' investment-cashflow sensitivity: Transient or persistent? [J]. Research Policy, 2013, 42(9): 1605-1623.

[13] 宫义飞,张可欣,徐荣华,等. 政府引导基金发挥了"融资造血"功能吗[J]. 会计研究,2021(4):89-102.

[14] 吴超鹏,严泽浩. 政府基金引导与企业核心技术突破:机制与效应[J]. 经济研究,2023,58(6):137-154.

[15] 孟祥瑜,谢获宝,邹梦婷. 政府引导基金提升被投企业全要素生产率了吗?——基于要素投入产出效率视角的检验[J]. 南方金融,2024(11):3-18.

[16] 魏薇,解恩泽,徐铭桔,等. 政府引导基金、产业集聚与制造业企业全要素生产率[J]. 数量经济技术经济研究,2026,43(4):183-210.

[17] 洪娇,牛彪,王建新. 政府引导基金能促进企业聚焦主业吗?——来自创业板上市公司的经验证据[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2025,45(6):95-110.

[18] 张婈,储佩佩. 政府引导基金与企业创新韧性:理论机制与经验证据[J]. 上海经济研究,2026(3):84-99.

[19] 徐玉德,刘晓颖,邓扬. 政府引导基金与企业供应链话语权关系研究[J]. 云南社会科学,2025(5):60-70.

[20] 田雅群,范亚辰,何婧. "脱虚向实"抑或"脱实向虚":政府产业引导基金对企业金融化的影响研究[J]. 中国软科学,2025(10):139-149.

[21] 丛菲菲,李曜,古文臣. 国有创投资本对民营资本的引导效应研究[J]. 财贸经济,2019,40(10):95-110.

[22] GUERINI M, QUAS A. Governmental venture capital in Europe: screening and certification[J]. Journal of Business Venturing, 2016, 31(2): 175-195.

[23] BERTONI F, COLOMBO G M, QUAS A. The role of governmental venture capital in the venture capital ecosystem: an organizational ecology perspective[J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2019, 43(3): 611-628.

[24] 张静娴,冯勇杰,张曾莲. ESG对企业真实盈余管理的影响效应检验[J]. 统计与决策,2025,41(10):166-172.

[25] ALPEROVYCH Y, HÜBNER G, LOBET F. How does governmental versus private venture capital backing affect a firm's efficiency? evidence from Belgium[J]. Journal of Business Venturing, 2015, 30(4): 508-525.

[26] 刘静,刘娟. 融资约束与企业会计盈余持续性研究[J]. 会计之友,2021(14):38-45.

[27] LERNER J. When bureaucrats meet entrepreneurs: the design of effective' public venture capital' programmes[J]. The Economic Journal, 2002, 112: 73-84.

[28] 彭爱武,张新民. 企业资源配置战略与盈余持续性[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2020,35(3):74-85.

[29] COLOMBO G M, CUMMING, et al. Governmental venture capital for innovative young firms[J]. The Journal of Technology Transfer, 2016, 41(1): 10-24.
[30] 陈彤，聂常虹，高翔，等. 政府引导基金参与风险投资对企业创新的影响[J]. 科研管理，2025，46(7)：132-143.
[31] 席龙胜，赵辉. 企业ESG表现影响盈余持续性的作用机理和数据检验[J]. 管理评论，2022，34(9)：313-326.
[32] SLOAN R G. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flowsabout futureearnings? [J]. The Accounting Review, 1996, 71(3): 289-315.
[33] 鞠晓生，卢荻，虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究，2013，48(1)：4-16.
[34] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济，2022(5)：100-120.
[35] 彭红星，毛新述. 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[J]. 财贸经济，2017，38(3)：147-161.

Research on the Impact of Government-guided Funds on the Corporate Earnings Persistence

WANG Huaiming, WU Yongpiao
(School of Finance, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: From the strategic perspective of high-quality economic development, government-guided funds, as an important policy-based financial tool, have received considerable attention for their guiding and amplifying effects. Data was used from A-share listed companies on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2011 to 2023. This research finds that government-guided funds significantly enhance corporate earnings persistence. This effect is primarily achieved through two pathways: alleviating financing constraints and incentivizing corporate innovation. Heterogeneity analysis reveals that the enhancing effect is more pronounced in state-owned enterprises, high-tech industries and the eastern region of China. These findings not only clarify the pathways to improving corporate earnings persistence but also provide a basis for optimizing the allocation of government-guided funds and improving the efficiency of fiscal funds.

Keywords: government-guided funds; earnings persistence; financing constraints; innovation incentives