

企业定点结对帮扶与乡村振兴

——来自上市公司-县域匹配的证据

摘要 基于 2016 年证监会有关企业精准扶贫披露政策的准自然实验，本文手工整理上市公司年报中定点帮扶县域的信息，构建双重差分模型实证检验了企业社会责任的正外部性。研究发现：企业定点结对帮扶能有效推动县域经济增长。在宏观层面，企业帮扶能够有效促进对口县域产业升级与金融发展，并吸引外资流入。结合县域和企业特征数据，帮扶企业基于自身禀赋与过往经验，助力乡村振兴。本文首先揭示了以定点帮扶为典例的企业社会责任的社会效益。

关键词 企业结对帮扶，乡村振兴，经济增长

Firm Pair Assistance and Rural Revitalization

——Evidence from Firm-county Match

Abstract Using listed firm poverty alleviation disclosure policy issued by China Securities Regulatory Commission in 2016 as a quasi-natural experiment, we manually collect the information in annual reports of listed firms and construct a difference-in-difference model to empirically test positive externalities of corporate social responsibility. Results show that corporate paired assistance can significantly improve economic development in county level. In terms of macro environment, paired assistance can effectively promote industrial upgrading, financial development and foreign direct investment of paired countries. Combined with county and firm characteristics data, this paper reveals that firms can encourage rural revitalization based on their own endowments and past experience.

Keywords paired assistance, rural revitalization, economic growth.

JEL Classification O11, M14, R11

一、引言

2015年9月,联合国通过了以17个可持续发展目标为核心的可持续发展议程,消除贫困作为其中的首要目标,一直备受世界各国政府高度关注。自党的十八大以来至2020年底,我国已经实现了脱贫攻坚战的全面胜利,精准扶贫的成功实践不仅依靠各级政府的资源投入,还受益于社会各方力量的积极参与。其中,作为市场化的天然主体,上市公司对县域定点帮扶,开拓了扶贫新方式,降低了扶贫社会成本,也是实现脱贫和防止返贫长效机制的重要支撑(吕鹏和刘学,2021)。因此,在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接阶段,明晰上市公司结对帮扶对县域的具体影响和潜在机制,有助于持续提升社会力量改善社会福利、服务乡村振兴的能力。

福利经济学研究认可企业社会责任实践属于公共品的私人供给,能够有效改善社会福利(Becker,1976;Besley and Ghatak,2001,2007)。尽管现有研究充分探究了公共品私人供给的主体和成效,但对可能的影响机制与实现途径缺乏足够关注(Meier and Cassar,2021)。随着ESG(Environmental,Social,Governance)思潮的盛行,越来越多的企业履行社会责任实践,参与到公共品的私人供给过程中;在此过程中,企业将公共品提供与生产经营活动相结合,不仅有助于提高自身声誉,还能够与公共品的政府供给互补,实现帕累托改进

(Kitzmueller and Shimshack,2012;Elliott and Golub,2019)。同时,企业社会责任的实证文献主要聚焦于其对企业绩效的影响(邓博夫等,2020;甄红线和王三法,2020;Bertrand et al.,2021;袁诚等,2021),而社会福利受益主体及实现途径始终难以识别(Besley and Ghatak,2001;Chen et al.,2018)。因此,亟需合适的实证情境来检验企业社会责任正外部性的实现途径(王鹤丽和童立,2020;Wang and Zander,2020)。

脱贫攻坚战中上市公司定点帮扶对口县域,为探究社会力量流入影响地区经济发展的研究提供了机会。证监会与沪深交易所支持、鼓励上市公司履行社会责任,服务国家脱贫攻坚战略,于2016年先后颁布文件要求上市公司充分、详尽披露参与扶贫的信息,是本文检验企业社会责任对口县域的正外部性准自然实验场景¹。基于此,本文手工整理上市公司年报相关部分有关帮扶地点、帮扶方式的内容,并将企业结对帮扶地点信息与县域代码一一对应,构建了2014至2018年企业-县域结对帮扶综合数据集,以探究企业对口帮扶对县域经济增长的影响与可能机制。

对口帮扶实践中,企业自身的知识与经验可以作为盘活地区经济增长的联结和纽带(吕鹏和刘学,2021)。因此,在参与帮扶过程中,企业基于当地资源禀赋扶持特色产业,鼓励并引领当地企业优化产业结构;同时,借助金融市场为产业链赋能,降低农户和小微企业授信难度,并引领当地居民和组织使用数字金融工具进行支付、销售等;在优化营商环境的同时,吸引外资流入,最终有利于县域经济增长。

实证结果发现,企业定点结对帮扶促进了被帮扶县域经济增长,这一结论在考虑了内生性问题与可能影响结论的情况后依然成立。宏观层面上,企业帮扶对口县域能够有效改善当地宏观环境,通过优化产业结构、助力金融发展、吸引外资流入,以推动县域经济增长。微

¹ 具体而言,证监会在2016年9月发布了《中国证监会关于发挥资本市场作用服务国家脱贫攻坚战略的意见》;随后,同年12月,沪深交易所在原有社会责任报告指引基础上,全面细化了上市公司扶贫相关社会责任工作的信息披露要求,发布了《关于进一步完善上市公司扶贫工作信息披露的通知》。

观层面上,结合企业微观数据,本文揭示企业基于自身禀赋与过往经验的帮扶能有效促进增长。进一步分析表明:在参与特征上,企业结对帮扶存在协同效应;在扶贫地点上,企业结对帮扶存在本地知识效应,并且当对口县域位于中部地区时帮扶成效更好。

本研究的贡献主要体现在以下三个方面。首先,本文拓宽了企业精准扶贫与结对帮扶的研究维度,丰富了其正外部性的相关研究。目前文献大多关注企业是否参与精准扶贫,从微观层面探究企业履行精准扶贫的社会责任对企业自身影响(邓博夫等,2020;甄红线和王三法,2021);而本文基于手工整理的独特数据,首先从县域维度揭示了企业精准扶贫结对帮扶如何助力被帮扶地区的经济增长,因而能更全面地评估脱贫攻坚战中企业结对帮扶的效益。

其次,本文从研究内容上拓展了地区经济增长,特别是县域经济发展影响因素的文献。现有文献更多关注转移支付等政府主导的资金流入对县域的影响;本文聚焦社会力量,探究作为市场主体的企业如何通过知识溢出和经验传递助力地区经济增长并改善社会福利,从而补充了地区经济增长前因的文献(陈思霞和张冬连,2021)。

第三,本文补充了目前企业社会责任文献中正外部性与社会福利检验的不足。由于企业社会责任正外部性的受益主体难以识别,以往研究主要关注企业社会责任对其自身的影响与助益(王鹤丽和童立,2020)。而本文利用精确到县级层面的企业精准扶贫地点披露,为更全面考察企业社会责任的正外部性与社会福利做出了有益的尝试。

二、文献回顾与理论假说

(一) 文献回顾

企业社会责任可以被视作超出典型商业范畴,但满足社会需要的公共品私人供给行为(Besley and Ghatak,2007)。福利经济学的研究视野中,在公共品供给主体方面,相关研究起初认为政府应该提供公共品,并对公共品的私人供给持怀疑态度(Pigous,1920;Friedman,1970)。这支文献最初聚焦于企业社会责任行为为何存在,因为公共品存在外部性,其价格信号不能完全反应其社会价值,造成了公共品提供的市场失灵(Coase,1970;Besley and Ghatak,2001)。但政府公共品供给行为也受到了文献的诸多挑战,比如种类单一,难以满足个体不同的需求;并且效率较低,缺少完善供给成效、降低供给成本的激励(Besley and Ghatak,2003)。在认可企业社会责任实践存在的必要性后,福利经济学研究开始探讨企业的公共品供给与其他供给主体相比,是否具有比较优势(Besley and Ghatak,2007)。Kitzmüller and Shimshack(2012)、Kaul and Luo(2018)等基于理论模型推导得出,当企业公共品提供行为与其自身生产经营行为相关,或者与政府及非盈利组织的公共品供给互补时,企业的公共品提供行为能更高效地改善社会福利。企业对公共品的提供实现了帕累托改进(Elliott and Golub,2019)。

然而,企业的公共品供给改善社会福利的具体机制与途径,仍缺乏理论分析的支持与实证检验。实证研究中对企业社会责任实践的关注视角包括:企业社会责任报告是否披露、慈善捐赠、环保投入、各机构发布的上市公司社会责任综合评分等(袁诚等,2021;Bertand et al.,2021);此类研究主要关注其对企业的价值提升与声誉保险作用(顾雷雷等,2020;Bae et al.,2021)。而在脱贫攻坚战中,以企业为代表的市场化力量积极参与帮扶工作,缔造

了新兴的社会责任实践方式，相关探讨方兴未艾。具体而言，企业参与扶贫的众多影响因素被广泛探索（杜世风等，2019）。最近的研究则从企业扶贫的经济后果出发，揭示了企业履行扶贫实践能降低企业风险，缓解企业融资约束，提升企业信息透明度，提高投资效率，最终促进了绩效提升（邓博夫等 2020；祝丽敏等，2021；甄红线与王三法，2021）。

总体来看，目前以参与扶贫和结对帮扶为代表的企业社会责任研究仍有充分拓展空间：首先，在脱贫攻坚战中，企业参与精准扶贫的“精准”体现在结对帮扶上，但目前文献大多从是否参与扶贫展开探究，对企业结对帮扶这一形式的重视不够。更重要的是，社会责任实践在诸多层面上的正外部性影响途径被忽略（Kitzmueller and Shimshack, 2012）。理论上，作为公共品的私人供给行为，企业参与社会责任实践，目的是回应社会和其他非股东利益相关者的诉求（Besley and Ghatak, 2003）。而目前企业社会责任的研究更多关注企业社会责任工具性的自身效益，忽略了社会从 CSR 中受益的条件和过程（Wang and Zander, 2020）。主要原因在于，企业社会责任行为社会绩效的受益主体难以精确识别，数据可得性上也存在一定的局限。仅有少数研究将企业社会责任披露政策视作准自然实验，分析其对企业总部所在地空气质量的改善作用（Chen et al., 2018），但这仍非对企业社会责任行为正外部性与社会福利的直接分析。

另一支与本文相关文献是经济增长的影响因素。现有研究普遍认为经济增长是摆脱贫困的重要力量来源（夏庆杰等，2011），通过外部支持助贫，从理论而言，有利于实现缓解贫困、缩小收入差距、改善社会福利、促进地区内生发展的目标（Anderson, 1964; Barrett and Carter, 2013）。具体来说，已有研究多从地方财政视角，探究转移支付的经济增长效应。尽管转移支付可以增强地方财力，增加公共品供给，进而推动地方经济增长并改善社会福利（Pennings, 2021）；但是在中国的实践情境中，转移支付的社会成本较高；学者们更多发现转移支付会抑制地方征税努力，弱化税收竞争，抑制私人投资，并且诱发软预算约束问题，降低地方政府的支出效率；这表明转移支付在追求公平的同时牺牲效率的可能性，难以推动落后地区的经济增长与改进社会福利（胡祖铨等，2013；安虎森和吴浩波，2016；吴敏等，2019）。

对于上述问题，一个可能的解决办法是以市场化的方式引导社会资金流入。企业作为市场主体在资源筹措、配置和运营上具有比较竞争优势，这意味着社会资金能更好地融资、产业引导和精细化管理等，其进入参与地区经济活动时，可以提供配套服务、协调市场各方关系，进而创造更高的效率（吕鹏和刘学，2021）。实证上，仅有陈思霞和张冬连（2021）发现社会资本与政府合作项目能够有效推动县域经济增长，部分考察了社会力量的作用。

综上所述，为检验企业社会责任实践的正外部性，并识别社会力量推动县域经济增长的方式和效果具有明确的研究意义，而本文基于企业精准扶贫信息披露的外生政策冲击，考察上市公司结对帮扶县域的影响。

（二）理论假说

作为一种社会力量，企业参与结对帮扶可以发挥市场导向优势，基于自身的资源禀赋与过往经验等，能有效改善县域宏观环境，从而提升县域经济增长的潜力。

在产业结构方面，企业结对帮扶立足对口地区的资源禀赋和产业规划，选定覆盖人口广、

当地资源足、带贫能力强的产业，通过产业帮扶等方式鼓励贫困地区居民参与加工制造等产业，或是给对口地区带来较为先进的发展理念与技术，促进第二产业发展（叶敬忠和贺聪志，2021）。具体而言，企业具有价值创造的需求、知识与经验，在参与帮扶活动时，结合自身禀赋进行产业投资，培育地方特色产业与相关技术人才，拓展农业多维发展渠道，形成生产、加工、销售链条，提高初级农产品附加值，助力农民尤其是贫困人口创收²（Jeanneney, and Kpodar, 2011; Gillan et al., 2021）。

在金融发展方面，企业购买对口地区农特产品时，引导当地居民和组织使用数字普惠金融工具，丰富支付手段，降低交易成本，并借助网络技术与数字金融平台，扩大交易范围（Nadkarni and Prugl, 2021）。同时，帮扶企业将分散的农户经济带入有组织的产业经济，建立“企业+合作社+农民”组织模式，帮助农户对接大市场，发展授信、担保一体化的普惠金融服务，降低农户授信的难度，并引导当地农户和组织使用保险、期货等金融工具进行风险控制³（张海洋和颜建晔，2020）。

在利用外资方面，企业对外投资经验的联结和网络，通过知识溢出和经验传递，提升当地外资流入。具体而言，有对外投资经历的企业给对口地区带来了国际市场信息、国际投资经验、先进技术等，这意味着对口地区能够了解吸引外资所需的关键要素（李磊等，2018）。这种有关国际贸易的知识溢出和经验传递降低当地知识获得的成本，同时惠及扶贫企业行业内和上下游的产业，使地区内生出“引进来”的实力（Kee, 2015; Perla et al., 2021）。

综上，企业对口帮扶县域可以通过产业升级、金融赋能、外资流入三个渠道，促进对口县域经济增长。基于此，本文提出如下假说：

假说 1：企业结对帮扶对县域经济增长有正向影响。

三、 研究设计

（一）政策背景

2021 年 2 月 21 日，中央一号文件《中共中央国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》发布。脱贫攻坚是消除绝对贫困的基础工程，而乡村振兴能够激发脱贫之后的动能并巩固成效，带领县域迈向共同富裕。自中华人民共和国成立以来，中国减贫事业的发展一直没有停下脚步。习近平总书记 2013 年在湖南湘西考察时提出了精准扶贫的方略，并强调在各级政府将资源投入乡村进行“输血”的同时，社会多方力量应共同参与和支持扶贫工作，通过产业帮扶、资源整合、市场赋能等方式，借助市场化力量培育地区发展的“造血”能力，形成更多创新性的脱贫方式。

党的十九大进一步强调资本市场和企业在脱贫攻坚中的重要作用，证监会与沪深交易所于 2016 年先后颁布相关文件，沪深两市企业积极践行，广泛参与帮扶，脱贫收效丰硕。《企业扶贫蓝皮书（2020）》显示，超九成中国 100 强企业积极参与脱贫攻坚，而这些企业年度

² 比如，“闽宁扶贫协作模式”中，福建企业到宁夏贫困地区建立产业园区、扶贫车间，带动宁夏贫困地区产业发展。

³ 比如，中国平安在贫困地区推出“村官工程”，形成了金融扶贫+产业扶贫模式，实现了“产业扶贫贷款+扶贫政府债券+扶贫企业债券”的全覆盖，并提供信用险+利息补贴实现风险共担。

平均扶贫捐赠过亿元，其中 77% 的企业还通过创新扶贫理念、加强市场运作方式参与扶贫工作。

企业结对帮扶并不始于脱贫攻坚，亦不会止于全面脱贫。事实上，引导企业参与结对帮扶的历史可以追溯至 90 年代中期开展的“光彩事业模式”，作为一种公私合作的框架，公司、农民、政府和非政府组织四个不同的参与者在该模式中都根据各自比较优势发挥作用，共同实现脱贫和经济发展的目标。这种社会力量以市场化机制的方式能够保持项目的持续运转，实现“造血式扶贫”（郭沛源和于永达，2006）。不过，早期的项目缺乏相对完整、持续、规范、标准的披露信息，难以实证评估企业结对帮扶的社会效益与正外部性。而企业精准扶贫的披露政策在实践中逐渐发展出标准规范化、披露完备性和流程全覆盖三个特点，为实证检验结对帮扶的效益提供可能。值得注意的是，企业同时会将结对帮扶的地点放在此披露。结对帮扶对口县域并非完全是待脱贫县，而涵盖了更广泛的乡村建设意义，也能为当前全面脱贫后推进社会力量帮扶、助力乡村振兴提供借鉴。

（二）样本与数据

证监会在 2016 年 9 月发布了《中国证监会关于发挥资本市场作用服务国家脱贫攻坚战略的意见》；随后，同年 12 月，沪深交易所在原有社会责任报告指引基础上，全面细化了上市公司扶贫相关社会责任工作的信息披露要求，规定上市公司应在年度报告“重要事项”章节中，充分、及时、详尽披露报告期内公司履行扶贫社会责任的具体情况。基于此，本文手工收集 2016 年至 2018 年中国上市公司年报中企业社会责任的相关汇报，并整理企业帮扶的相关内容。其中，每条帮扶样本中的关键信息包括企业参与的帮扶项目名称、帮扶地点、公司投资额、后续扶贫计划等。从而，本文建立了一个 2016 年至 2018 年上市公司帮扶信息数据集。由于此数据集并未区分不同被帮扶县，也没有将被帮扶县与县域代码进行匹配，因此本文对该数据库进一步处理。

本文逐个识别上市公司结对帮扶信息数据集中公司帮扶县域名称，并匹配对应的县域行政区划代码和年份。在这里，我们根据上市公司代码和年份匹配了公司特征变量。需要说明的是，某一县级行政单位可能被多个公司帮扶。对此，本文在多个公司帮扶一个县的样本中提取公司特征变量，清除重复值，并构建该县是否被帮扶的哑变量和被帮扶县对应的帮扶公司特征变量。随后，本文将手工构建的 2016 年至 2018 年县域被帮扶信息数据集与县域经济数据进行匹配，将未被帮扶的县级行政单位的信息补充进数据集，其中县域经济数据基础来自《中国县域统计年鉴》，并根据各市、县统计年鉴补充。最后，本文得到了 2014 年至 2018 年同时包含被帮扶县、未被帮扶县相关信息的综合数据集。具体被结对帮扶的县域在各省中分布的个数和比例均展示在表 2。

（三）变量定义

与张俊（2017）、张国建等（2019）、陈思霞和张冬连（2021）所研究的被解释变量一致，本文从两个方面刻画地区经济发展水平：各县实际生产总值（*gdp*）、各县实际人均生产总值（*gdp_per*）。其中，各县实际生产总值是由各县名义生产总值除以 2013 年为基准的居民消费价格指数得出，各县实际人均生产总值的计算方法相同。

本文核心解释变量为县域当年是否被企业结对帮扶（Targeted Poverty Alleviation）。

首先，本文根据渐进式双重差分的设定设置了县域当年是否被企业对口帮扶的核心变量 (*tpa_did*)。其次，我们进一步从被帮扶县域对应的企业特征进行探究：(1) 企业所有权性质；(2) 企业业绩；(3) 企业社会责任捐赠金额；(4) 企业帮扶金额、企业帮扶项目数量。具体的变量定义见表 1。

为控制其他可能影响经济增长的因素，借鉴张国建等 (2019)、陈思霞和张冬连 (2021)，本文控制了如下变量：县域人口 (*pop*)、县域面积 (*area*)、县域教育水平 (*edu*)、县域财政支出 (*fin_expen*)、县域福利水平 (*welfare*)、县域储蓄水平 (*savings*)、县域城镇化水平 (*urban*)。具体的变量定义见表 1。

表 1 变量定义表

	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量			
地区 经济 发展	<i>gdp</i>	县域 GDP	县域当年实际生产总值 (万元) 的对数
	<i>gdp_per</i>	县域人均 GDP	县域当年实际人均生产总值 (元) 的对数
解释变量			
	<i>tpa_did</i>	是否被企业结对帮扶	若县域在当年被企业结对帮扶为 1，反之为 0
其他相关变量			
宏观 层面	<i>gdp2</i>	第二产业生产总值	县域当年第二产业生产总值 (万元) 的对数
	<i>gdp2_per</i>	第二产业产值占比	县域当年第二产业生产总值占 GDP 的比值
	<i>digi_index</i>	数字普惠金融指数	北京大学数字普惠金融总指数 (郭峰等, 2020)
	<i>trad_fin</i>	金融机构贷款余额	县域当年年末金融机构各项贷款余额 (万元) 的对数值
	<i>fdi_amo</i>	外商直接投资金额	县域当年外商直接投资的对数值
	<i>fdi_per</i>	外商直接投资占比	县域当年外商直接投资占 GDP 的比例
企业 层面	<i>soe_dum</i>	是否国企帮扶	县域当年对应的帮扶企业中有国企为 1，反之为 0
	<i>soe_per</i>	国企帮扶占比	县域当年对应的帮扶企业中国有企业所占比例
	<i>roa</i>	帮扶企业平均业绩	县域当年对应的帮扶企业平均资产回报率的均值
	<i>dona_amo</i>	企业捐赠金额	县域当年对应的帮扶企业平均社会捐赠平均额 (万元) 的对数值
	<i>tpa_amo</i>	企业帮扶金额	县域当年对应的帮扶企业帮扶捐赠平均额 (万元) 的对数值
	<i>project</i>	企业帮扶项目数量	县域当年对应的帮扶项目数量
异质 性分 析	<i>mid</i>	中部地区	哑变量，若对口县域属于中部地区则为 1，反之为 0
	<i>tpa_ind</i>	帮扶企业行业数	县域当年对应的帮扶企业所在行业的种类数
	<i>local</i>	本地帮扶	哑变量，若本地企业帮扶本地区则为 1，反之为 0
控制变量			
	<i>pop</i>	县域人口	县域当年户籍人口 (万人) 的对数值
	<i>area</i>	县域面积	县域行政区域面积 (平方公里) 的对数值
	<i>edu</i>	县域教育水平	县域普通中学在校学生数 (人) 的对数值
	<i>fin_expen</i>	县域财政支出	县域当年一般公共预算支出 (万元) 的对数值
	<i>welfare</i>	县域福利水平	县域当年各种社会福利收养性单位数 (个) 的对数值
	<i>savings</i>	县域储蓄水平	县域当年年末居民存款总值占 GDP 的比例

	<i>urban</i>	县域城镇化水平	县域当年非农业人口数量占总户籍人口的比例
--	--------------	---------	----------------------

注：(1) 县域经济及其他相关数据来自 2014-2019 年《中国县域统计年鉴》，县域数字金融指数来自“北京大学数字普惠金融指数”，企业层面数据来自国泰安（CSMAR）。

（四）计量模型

为检验企业结对帮扶是否有助于地区经济发展，参考 Chen et al. (2018)，本文将证监会和沪深交易所为促进企业参与精准扶贫而出台的相关政策视为准自然实验，由于企业结对帮扶县域是一个渐进的过程，此处构建如下渐进式双重差分模型进行检验：

$$gdp_{i,t} = \alpha + \beta \times tpa_did_{i,t} + \gamma \times control_{i,t} + \delta_t + \tau_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $gdp_{i,t}$ 为县域 i 在 t 年的经济增长水平，包含县域实际生产总值和县域实际人均生产总值。 $tpa_did_{i,t}$ 是本文的核心解释变量，代表 i 县在第 t 年是否被企业定点结对帮扶。 $control_{i,t}$ 为上文所述的控制变量， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

为了减少地区内部特性对结论的影响，本文采用面板回归方法，并控制县域固定效应 (τ_i) 和年度固定效应 (δ_t)。为控制潜在的截面相关问题，本文在所有回归中对标准误进行县域维度的聚类处理。后续检验均采用面板固定效应来进行。根据研究假设部分的分析可知，我们主要关心 $tpa_did_{i,t}$ 的系数，并预期为正，即企业的精准扶贫信息披露能够提升地区经济增长。

四、实证结果

（一）描述性统计

表 2 报告了被企业结对帮扶的县域所在省份分布情况，总体上，30.84% 的县域被企业结对帮扶。从地域分布来看，被结对帮扶的县分布比较平均。在三区三州地区，云南、四川、甘肃、青海被帮扶县域比例达到 41.34%，36.07%，35.66%，29.16%。

表 2 被帮扶县域样本省份分布表

省份	被帮扶县个数				被帮扶县比例 (%)			
	2016	2017	2018	Total	2016	2017	2018	Total
北京	1	5	10	16	6.25	31.25	62.50	33.33
天津	2	1	6	9	12.50	6.25	37.50	18.75
河北	17	27	42	86	10.12	16.07	25.00	17.06
山西	14	29	32	75	11.76	24.37	27.35	21.16
内蒙古	9	18	42	69	8.74	17.48	40.78	22.33
辽宁	8	13	16	37	8.00	13.00	16.00	12.33
吉林	9	11	14	34	15.00	18.33	23.33	18.89
黑龙江	4	14	21	39	3.13	10.94	16.41	10.16
上海	4	7	6	17	25.00	43.75	37.50	35.42
江苏	21	27	46	94	21.88	28.13	47.92	32.64
浙江	10	29	43	82	11.24	32.58	48.31	30.71
安徽	27	39	45	111	25.71	37.14	42.86	35.24

福建	14	26	40	80	16.47	30.59	47.06	31.37
江西	25	40	49	114	25.00	40.00	49.00	38.00
山东	11	27	33	71	8.03	19.71	24.09	17.27
河南	28	28	39	95	17.72	17.72	24.68	20.04
湖北	28	40	48	116	27.18	38.83	46.60	37.54
湖南	27	45	65	137	22.13	36.89	53.28	37.43
广东	22	45	53	120	18.18	37.19	43.44	32.94
广西	19	30	33	82	17.12	27.03	29.73	24.62
海南	9	10	15	34	39.13	43.48	65.22	49.28
重庆	12	20	28	60	31.58	52.63	73.68	52.63
四川	43	64	91	198	23.50	34.97	49.73	36.07
贵州	30	43	69	142	34.09	48.86	78.41	53.79
云南	34	58	68	160	26.36	44.96	52.71	41.34
西藏	10	29	31	70	13.51	39.19	41.89	31.53
陕西	15	39	41	95	14.02	36.45	38.32	29.60
甘肃	13	37	42	92	15.12	43.02	48.84	35.66
青海	10	11	17	38	23.26	25.58	38.64	29.16
宁夏	6	10	8	24	27.27	45.45	36.36	36.36
新疆	19	40	46	105	18.10	38.10	43.81	33.33
总计	501	862	1140	2503	18.62	31.61	42.29	30.84

表 3 报告了变量的描述性统计结果。 tpa_did 的均值为 0.20, 表明在样本期间内, 有 20%的年度-县域样本受到了市场力量的扶贫支持。样本中 gdp 的均值为 13.84, 中位数为 13.91; gdp_per 均值为 10.27, 中位数为 10.21, 与现有研究一致(陈思霞和张冬连, 2021)。同时, 本文地区层面变量相关变量与控制变量的均值、方差均与已有研究一致(郭峰等, 2020; 吴敏等, 2021)。

表 3 描述性统计

	变量名	样本量	均值	方差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	gdp	9,474	13.84	1.09	10.70	13.91	16.18
	gdp_per	9,474	10.27	0.64	8.92	10.21	12.18
解释变量	tpa_did	9,474	0.20	0.40	0.00	0.00	1.00
控制变量	pop	9,474	3.56	0.91	0.35	3.69	5.14
	$area$	9,474	7.72	0.93	2.89	7.64	10.72
	edu	9,474	9.59	1.06	0.00	9.75	11.42
	fin_expen	9,474	12.49	0.60	0.00	12.49	13.91
	$welfare$	9,474	2.42	0.98	0.00	2.48	4.88
	$savings$	9,474	0.78	0.37	0.00	0.73	2.04
	$urban$	9,474	0.27	0.15	0.00	0.25	0.80

(二) 回归分析

本文采用面板固定效应模型进行实证回归, 实证结果如表 4 所示。从表中可知, 第 (1)

列以县域实际 GDP 为被解释变量，报告了控制县域和年份固定效应的结果， tpa_did 的系数为 0.0324，在 1% 的水平上显著为正；第(2)列进一步控制城市-年份交互固定效应后， tpa_did 的系数为 0.0108，在 1% 的水平上显著为正，95% 的置信区间为 0.0047 到 0.0170，就经济意义而言，这表明与未被帮扶的县相比，被企业结对帮扶的对口县域 GDP 会提升约 0.47% 至 1.70%。第(3)和第(4)列中以县域人均实际 GDP 为被解释变量，分别汇报了仅控制县域、年份固定效应，与进一步加入交互固定效应的结果， tpa_did 的系数均在 1% 的水平上显著为正；第(4)列 tpa_did 系数 0.0078，95% 置信区间为 0.0020 至 0.0137，这表明在控制了随时间变化的遗漏变量对本文结论造成的影响后，与未被帮扶的县相比，企业结对帮扶能够提升对口县域人均 GDP 约 0.20% 至 1.37%。从控制变量方面看，县域财政支出对 GDP 的影响显著为正；县域面积对人均 GDP 的影响显著为正，县域人口、储蓄率对人均 GDP 有显著负向影响，与现有研究结论相符（张俊，2017）。

在考虑上述经济意义同时，本文通过成本收益分析框架，进一步估算企业结对帮扶对口县域的成本和收益。数据显示：平均而言，本文大致估算得到企业每年对县域结对帮扶金额约为 7276 万元，拉动县域 GDP 约为 11183 万元。具体地，2016 年、2017 年和 2018 年企业结对帮扶的平均投入分别约为 2435 万元、6387 万元和 8104 万元，带来的县域经济增长约为 10611 万元、11193 万元和 11782 万元。这表明企业结对帮扶的收益大于成本，其对对口县域经济增长的提升在经济意义上非常显著。

表 4 企业结对帮扶与县域经济增长

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>gdp</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>	<i>gdp_per</i>
<i>tpa_did</i>	0.0324*** (0.00)	0.0108*** (0.00)	0.0281*** (0.00)	0.0078*** (0.00)
<i>pop</i>	0.0635 (0.04)	0.0853* (0.05)	-0.3858*** (0.12)	-0.6528*** (0.11)
<i>area</i>	0.0080 (0.01)	-0.0128 (0.02)	0.0983*** (0.03)	0.3036*** (0.05)
<i>edu</i>	-0.0050 (0.01)	-0.0081 (0.01)	0.0142 (0.02)	0.0093 (0.01)
<i>fin_expen</i>	0.0434* (0.02)	0.0285** (0.01)	0.0308* (0.02)	0.0195 (0.01)
<i>welfare</i>	0.0011 (0.00)	-0.0015 (0.00)	0.0029 (0.00)	0.0017 (0.00)
<i>savings</i>	-0.5923*** (0.04)	-0.3228*** (0.05)	-0.5699*** (0.04)	-0.3060*** (0.04)
<i>urban</i>	0.0452 (0.03)	0.0613* (0.04)	0.1132*** (0.04)	0.1051*** (0.03)
常数项	13.3864*** (0.29)	13.5992*** (0.22)	10.6580*** (0.30)	10.1364*** (0.23)
固定效应	Year County	Year County Year×City	Year County	Year County Year×City
观测值	9,474	9,140	9,474	9,140

R ²	0.533	0.998	0.531	0.993
县域数量	2,018		2,018	

注：（1）括号中报告的是聚类到县的稳健标准误；（2）***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%和 10%的统计检验；（3）R²为拟合优度。

（三）内生性与稳健性检验

1. 内生性问题

（1）测量误差：调整处理组样本

在基准回归中，我们依据上市公司年报中企业结对帮扶地点的信息来识别某县级行政单位是否被对口帮扶。然而少部分县域样本中存在仅有一年被披露扶贫的情况，政策具有连续性，企业精准扶贫也可能持续产生影响，因此，对于少部分某年曾被企业结对帮扶的县域，此处同一将被帮扶年份及之后的年份均视作处理组，回归结果表明 *tpa_did* 的系数均显著为正，表明在调整处理组样本后，企业定点帮扶仍能够显著提升县域经济发展水平。

（2）逆向因果

首先，由于宏观环境改善对县域经济的影响可能存在滞后，本文将县域实际 GDP 与县域人均实际 GDP 滞后一期进行回归，回归结果中 *tpa_did* 的系数依旧显著为正。

其次，为进一步缓解可能存在的逆向因果问题，即当地经济发展状况驱动企业选择帮扶该地，借鉴 Bartik 工具变量（Bartik, 1991）的思路的研究，本文构建了一个份额移动法构造的工具变量。该变量由滞后一期县域被结对帮扶概率在省份层面均值（*share*）与被企业结对帮扶的县域总数量的增长率（*shift*）的乘积，作为地区是否被帮扶的工具变量。其基本思想是，用分析单元初始的份额构成和总体的增长率来模拟出历年的估计值。

然而该工具变量可能存在满足相关性而外生性不足的担忧，因此本文进一步使用帮扶企业所在地区的省政府是否出台企业结对帮扶支持政策作为工具变量（*support*）。为了进一步引导企业进行扶贫投资，部分省级政府提供了具体的企业扶贫支持政策，包括税收优惠等，与对口县域经济增长不直接相关，但直接影响企业参与结对帮扶的意愿。全国有 8 个省份自 2016 年起制定了鼓励政策。

表 6 展示了两阶段回归结果，列（1）为第一阶段回归，结果表明移动份额工具变量与县域被结对帮扶在 1% 的水平上显著正相关，符合预期。由弱工具变量检验的 F 值为 136，可以拒绝存在弱工具变量的原假设，因此本文使用的工具变量较为合适。列（2）和列（3）显示了在采用工具变量之后，*tpa_did* 仍在 1% 的水平上与县域 GDP、县域人均 GDP 显著正相关，结论依然成立。同样地，列（4）至列（6）用省份是否出台支持政策哑变量（*support*）作为工具变量进行回归，结果依旧稳健。

（3）样本选择偏误：安慰剂检验

为缓解可能存在的样本选择偏误，借鉴王奇等（2021），本节利用随机生成结对帮扶县域和政策时间的方法作为安慰剂检验。此处，本文根据随机生成的处理组和时间进行回归分析，并将该随机过程循环 500 次，得到的估计展示在图 1，其中，估计值的均值为 0，并且明显远离在实际结对帮扶县域中基准回归模型估计的系数（图 1 中的垂直虚线）。这表明本文结果稳健。

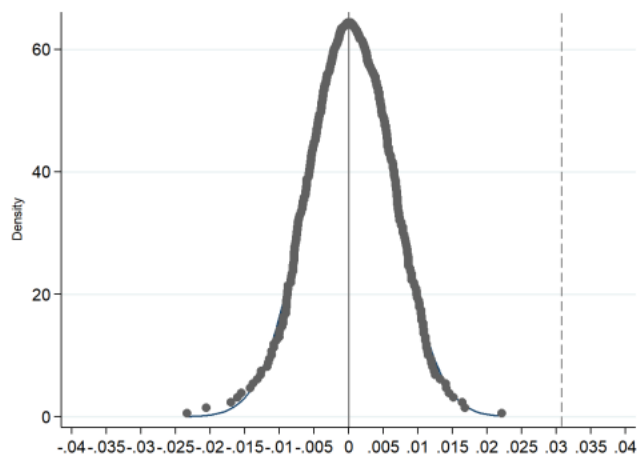


图 1 安慰剂检验

注：横坐标为使用随机生成的结对帮扶县域和政策时间回归后的核心变量（县域被结对帮扶）系数。

2. 稳健性检验

(1) 平行趋势分析

由于本文将 2016 年沪深交易所出台有关企业精准扶贫披露的规定视为拟自然实验，在检验企业结对帮扶对经济增长的影响时，需要考虑样本是否满足平行趋势假说。渐进式双重差分估计的前提是在冲击发生前，处理组和对照组具有平行性趋势。因此，本节以县域 GDP 作为被解释变量进行回归，以县域是否被帮扶定义政策冲击变量。图 2 表明在县域被结对帮扶之前，处理组和对照组没有显著差别，而在县域被结对帮扶后，处理组和对照组的经济增长水平具有显著差别。这表明本文样本满足平行趋势条件。

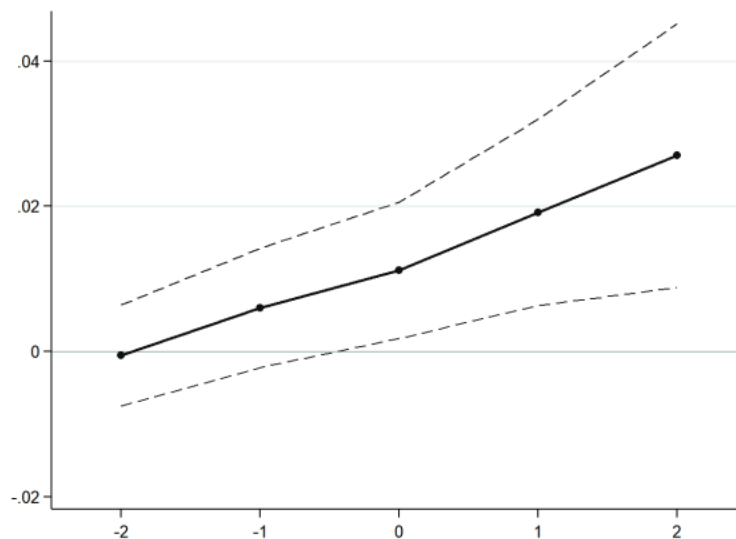


图 2 平行趋势检验

(2) 剔除直辖市和省会城市附属县的样本

由于较为发达的直辖市或省会城市也有一定概率被企业结对帮扶，而这些城市对应的县基础设施较好，经济发展的潜力更高，可能会影响本文实证结果。因此，我们设置去除直辖市和省会城市的子样本，并对该子样本进行回归，表 5 中 tpa_did 的系数仍旧显著为正。

表 5 稳健性检验

	调整处理组样本		将解释变量滞后一期		去除直辖市和省会城市	
	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>
<i>tpa_did</i>	0.0293*** (0.00)	0.0255*** (0.00)	0.0317*** (0.00)	0.0261*** (0.00)	0.0317*** (0.00)	0.0276*** (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County
观测值	9,474	9,474	9,121	9,121	8,764	8,764
R ²	0.532	0.531	0.373	0.352	0.531	0.530
县域数量	2,018	2,018	2,001	2,001	1,856	1,856

注：（1）括号中报告的是聚类到县的稳健标准误；（2）***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%和 10%的统计检验；（3）R²为拟合优度。

表 6 工具变量

	第一阶段	第二阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第二阶段
	<i>tpa_did</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>	<i>tpa_did</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>
<i>tpa_did</i>		0.5630*** (0.06)	0.5110*** (0.06)		0.0448*** (0.01)	0.0371*** (0.01)
<i>Bartik</i>	9.7206*** (1.05)					
<i>support</i>				0.6867*** (0.01)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
First-stage F	135.61			3623.85		
p 值	0.00			0.00		
固定效应	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County
观测值	9,474	9,474	9,474	9,474	9,474	9,474
Cragg-Donald Wald F statistic		159.64	159.64		1780.10	1780.10
Kleibergen-Paap rk LM statisticss		131.60	135.61		3623.85	3623.85
Stock-Yogo weak ID test		16.38	16.38		16.38	16.38
critical values: 10% maximal IV						

注：（1）括号中报告的是聚类到县的稳健标准误；（2）***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%和 10%的统计检验；（3）R²为拟合优度。

五、 机制检验

（一）宏观地区层面

本文从第二产业发展、金融发展和外资流入三个宏观层面维度，探究企业结对帮扶影响县域经济增长的机制。

首先，本文认为企业结对帮扶能够通过促进地区第二产业发展，进而提升地区经济增长

水平。在实证方面，本文选用第二产业增加值的对数 (*gdp2*) 与第二产业增加值和地区产业总增加值的比例 (*gdp2_ratio*) 作为被解释变量。回归结果表明，由于扶贫前第二产业占 GDP 比重均值为 43.7%，企业结对帮扶的确能够将地区第二产业增加值提升约 4.46%，将地区第二产业占 GDP 的比重提升约 1.26%，并且此影响在 1% 的水平上显著为正。

其次，企业精准扶贫能够通过促进地区数字普惠金融发展与传统金融发展，进而助力县域经济增长。在实证方面，本文使用北京大学数字金融中心编制的“数字普惠金融指数”（郭峰等，2020）中的数字普惠金融指数 (*digi_index*) 作为被解释变量。回归结果表明，由于扶贫前地区数字普惠金融总指数和覆盖广度均值为 57.6，企业结对帮扶能够提升地区数字普惠金融总指数约 3.31%，并且此影响均在 1% 的水平上显著为正。在传统金融方面，本文选用年末金融机构各项贷款余额的对数 (*trad_fin*) 作为被解释变量。回归结果表明，企业结对帮扶的确能够促进地区传统金融发展，提升金融机构贷款余额约 4.92%，并且此影响均在 1% 的水平上显著为正。

第三，企业结对帮扶也能通过促进被帮扶地区的外资流入，进而提升该地区经济增长。在实证方面，本文使用县域外资流入金额的对数值与外资流入占 GDP 比重作为被解释变量。回归结果均显著为正。这表明在控制了可能的影响因素后，企业结对帮扶能够提升县域 15.42% 的外资流入金额，增加 0.37% 的外资占比。

表 7 宏观层面机制

变量	(1) <i>gdp2</i>	(2) <i>gdp2_ratio</i>	(3) <i>digi_index</i>	(4) <i>trad_fin</i>	(5) <i>fdi_amo</i>	(6) <i>fdi_ratio</i>
<i>tpa_did</i>	0.0446*** (0.01)	0.0055*** (0.00)	1.9291*** (0.27)	0.0489*** (0.01)	0.1542*** (0.05)	0.0037* (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County
观测值	9,474	9,474	8,820	9,447	9,474	9,474
R ²	0.357	0.342	0.933	0.560	0.122	0.065
县域数量	2,018	2,018	1,919	2,016	2,018	2,018

注：（1）括号中报告的是聚类到县的稳健标准误；（2）***、**、* 分别表示通过显著水平为 1%、5% 和 10% 的统计检验；（3）R² 为拟合优度。

（二）微观企业层面

本节在企业层面分析结对帮扶促进对口县域经济发展的微观机制，分别探究企业产权性质、自身禀赋、社会责任经验能否发挥匹配效应。

国有企业本身需要承担更多的社会责任，也在结对帮扶上具有更多经验，因此结对帮扶的积极效果应在国有企业中更显著。本文设置了县域对应的帮扶企业中是否有国企

(*soe_dum*)、县域对应的帮扶企业中国企占比 (*soe_mean*) 两个变量。实证结果表明，与非国企相比，国有企业能够更好地助力地区经济增长，帮扶企业中国企占比更高的地区在经济增长方面业有更好的表现，此影响均在 1% 的水平上显著为正。

为度量企业结对帮扶的能力与经验，基于已有研究，本文设置县域对应的帮扶企业平均

业绩 (*roa*) 与平均捐赠金额 (*dona_amo*)。回归结果表明,当县域对应的帮扶企业平均业绩更好、平均捐赠金额更高时,企业结对帮扶对县域经济增长的正向影响更为显著。

在结对帮扶特征方面,本节关注县域对应的企业帮扶金额 (*tpa_amo*) 和企业帮扶项目种类数量 (*project*)。实证结果表明,受到更高帮扶金额与更多帮扶方式的县域,在 GDP 和人均 GDP 的提升方面更显著,此类影响均在 1% 的水平上显著为正。这意味着企业社会责任经历对对口县域经济增长匹配效应的存在。

表 8 微观层面机制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 企业产权性质与业绩						
变量	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>
<i>soe_dum</i>	0.0287*** (0.00)	0.0243*** (0.00)				
<i>soe_mean</i>			0.0258*** (0.00)	0.0220*** (0.00)		
<i>roa</i>					0.1105** (0.05)	0.0865* (0.04)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County
观测值	9,474	9,474	9,474	9,474	9,474	9,474
R ²	0.531	0.530	0.529	0.529	0.528	0.527
县域数量	2,018	2,018	2,018	2,018	2,018	2,018
Panel B: 企业社会责任捐赠金融、扶贫捐赠金额、项目数量						
	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp_per</i>
<i>dona_amo</i>	0.0032*** (0.00)	0.0027*** (0.00)				
<i>tpa_amo</i>			0.0049*** (0.00)	0.0042*** (0.00)		
<i>project</i>					0.0122*** (0.00)	0.0104*** (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County
观测值	9,474	9,474	9,474	9,474	9,474	9,474
R ²	0.530	0.529	0.532	0.531	0.532	0.530
县域数量	2,018	2,018	2,018	2,018	2,018	2,018

注: (1) 括号中报告的是聚类到县的稳健标准误; (2) ***, **, * 分别表示通过显著水平为 1%、5% 和 10% 的统计检验; (3) R² 为拟合优度。

六、 进一步分析

(一) 中部地区

从中国减贫 40 多年的历史经验看,由于各地区拥有的资源禀赋、初始的经济发展水平、

地理和行政特征不同，导致精准扶贫的政策效果也存在很大的地区差异。基于此，本文按照国家统计局的划分方法，将研究样本分为东部、中部和西部三大区域，并分别设置哑变量进行交互回归。结果表明，当被帮扶县域属于中部地区时，企业结对帮扶的积极效果更显著。这意味着在当前定点帮扶工作中，除了进一步深化东西部协作，也可以发挥企业对中部地区县域发展的积极作用。

（二）协同效应

协同是指两个企业通过资源共享实现共生，并且价值创造是企业协同的目的之一。单个企业在自身资源禀赋、技术能力等方面可能存在限制，所以企业结对帮扶中的协同效应可以更好地帮助具有不同资源禀赋的地区提升经济增长潜力。由于协同效应强调企业在资源、纽带方面的异质性，本文根据企业所在行业维度特征对协同效应进行刻画。回归结果表明，帮扶公司所在的行业异质性与对口县域经济增长在 1% 的水平上显著正相关，体现出了结对帮扶的协同效应。

（三）本地知识效应

如果上市公司帮扶公司所在地，那么这些企业可以利用本地网络充分吸收本地知识，了解本地的资源禀赋与发展方式，从而促进地区经济增长。实证结果显示，本地企业帮扶本地区与县域经济增长在 1% 的水平上显著正相关。

表 9 进一步分析

变量	(1) <i>gdp2</i>	(2) <i>gdp2_per</i>	(3) <i>gdp2</i>	(4) <i>gdp2_per</i>	(5) <i>gdp2</i>	(6) <i>gdp2_per</i>
<i>mid*tpa_did</i>	0.0271*** (0.01)	0.0240*** (0.01)				
<i>tpa_ind</i>			0.0146*** (0.00)	0.0117*** (0.00)		
<i>local</i>					0.0205*** (0.00)	0.0190*** (0.00)
<i>tpa_did</i>	0.0248*** (0.00)	0.0215*** (0.00)				
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County	Year County
观测值	9,474	9,474	9,474	9,474	9,474	9,474
R ²	0.535	0.533	0.530	0.529	0.529	0.528
县域数量	2,018	2,018	2,018	2,018	2,018	2,018

注：（1）括号中报告的是聚类到县的稳健标准误；（2）***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%和 10% 的统计检验；（3）R² 为拟合优度。

七、 结论性评述

我国脱贫攻坚的伟大胜利离不开社会各方力量的协同参与。作为市场力量的重要组成部

分，上市公司参与结对帮扶活动的社会成本较低，因而明晰精准扶贫中上市公司结对帮扶产生的正外部性与潜在机制兼具理论和现实意义。

基于此，本文手工整理上市公司结对帮扶的地点，将其与县域基本信息合并，实证检验企业帮扶对县域的影响及其机制。结果表明，上市公司结对帮扶能促进对口县域的经济增长。具体而言，企业基于其帮扶对口县域的意愿、能力，与践行社会责任的知识与经验，引领对口地区居民参与加工制造等，优化产业结构；使用金融市场缓解授信压力，增加产业链活力；并提升地区对外资的吸引力，从而推动县域经济增长。进一步分析发现，就帮扶公司而言，其多样的行业背景对地区发展起到协同效应；就对口地区而言，企业帮扶其所在地区、中部地区，均能更有效地推动经济增长。

在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接阶段，本文具有鲜明的政策意义。首先，上市公司应充分利用市场化机制，根据被帮扶地区的资源禀赋和产业规划开展定点帮扶工作，使其拓展自身业务范围的同时，促进对口县域良性循环，改善社会福利。其次，政府应善于引导和动员多元社会力量参与乡村振兴，强化以企业作为载体的帮扶协作，加大政策保障和激励，拓宽社会力量参与渠道。

最后，本文也提出了一些具体的微观启示。第一，帮扶企业的自身禀赋、社会责任实践经历均会影响结对帮扶的效果，“打铁还需自身硬”，安排有能力的企业承担更多责任。第二，在结对帮扶的过程中，应注意发挥帮扶主体行业背景和帮扶方式多样化的优势。第三，在帮扶地点方面，公司需要了解当地资源禀赋与产业规划，并且被帮扶地区同时需要一定的经济基础与发展空间，才能使企业结对帮扶发挥最佳效果。

参考文献

- [1] Anderson, W. H. L., “Trickling Down: The Relationship between Economic Growth and the Extent of Poverty among American Families”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1964, 78 (4), 511-524.
- [2] 安虎森、吴浩波, “转移支付与区际经济发展差距”, 《经济学》(季刊), 2016 年第 15 卷第 2 期, 第 675—692 页。
- [3] Bae, K. H., S. E. Ghoul, Z. Gong, and O. Guedhami, “Does CSR Matter in Times of Crisis? Evidence from the COVID-19 Pandemic”, *Journal of Corporate Finance*, 2021, 67.
- [4] Barrett, C. B. and M. R. Carter., “The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: Empirical and Policy Implications”, *Journal of Development Studies*, 2013, 49 (7), 976-990.
- [5] Bartik, T. J., “Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?”, Kalamazoo, M.: W. E. Upjohn Institute. 1991.
- [6] Becker, G. S., “A Theory of Social Interactions”, *Journal of Political Economy*, 1974, 82(6), 1063-1093.
- [7] Bertrand, M., Bombardini, M., Fisman, R., Hackinen, B. and Trebbi, F., “Hall of Mirrors: Corporate Philanthropy and Strategic Advocacy”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2021, 136(4), 2413-2465.
- [8] Besley, T. and M. Ghatak, “Government versus Private Ownership of Public Goods”, *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116(4), 1343-1472.
- [9] Besley, T. and M. Ghatak, “Incentives, Choice, and Accountability in the Provision of Public Services”, *Oxford Review of Economic Policy*, 2003, 19(2), 235-249.
- [10] Besley, T. and M. Ghatak, “Retailing Public Goods: The Economics of Corporate Social Responsibility”, *Journal of Public Economics*, 2007, 91(9), 1645-1663.
- [11] Cassar, L. and S. Meier, “Incentives for Doing Good Matter for Doing Well: The Negative Effects of Prosocial Incentives”, *The Economic Journal*, 2021, 131, 1988-2017.
- [12] Coase, R. H., “The Problem of Social Cost”, *Journal of Law Economics*, 1970, 3, 1-44.
- [13] 陈思霞、张冬连, “产业新城 PPP 项目与县域经济增长”, 《财贸经济》, 2021 年第 42 卷第 4 期, 第 37—52 页。
- [14] Chen, Y., M. Hung, and Y. Wang, “The Effect of Mandatory CSR Disclosure on Firm Profitability and Social Externalities: Evidence from China”, *Journal of Accounting and Economics*, 2018, 65 (1), 169-190.
- [15] 邓博夫、陶存杰、吉利, “企业参与精准扶贫与缓解融资约束”, 《财经研究》, 2020 年第 12 期, 第 138—151 页。
- [16] 杜世风、石恒贵、张依群, “中国上市公司精准扶贫行为的影响因素研究——基于社会责任的视角”, 《财政研究》, 2019 年第 2 期, 第 104—115 页。
- [17] Elliott, M. and B. Golub, “A Network Approach to Public Goods”, *Journal of Political Economy*, 2019, 127(2), 730-766.
- [18] Gillan, S. L., A. Koch, and L. T. Starks, “Firms and Social Responsibility: A Review of ESG and CSR Research in Corporate Finance”, *Journal of Corporate Finance*, 2021, 66.
- [19] 顾雷雷、郭建鸾、王鸿宇, “企业社会责任、融资约束与企业金融化”, 《金融研究》2020 年第 2 期, 第 109—127 页。
- [20] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云, “测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征”, 《经济学》(季刊), 2020 年第 4 期, 第 1401—1418 页。

- [21]郭沛源、于永达,“公私合作实践企业社会责任——以中国光彩事业扶贫项目为案例”,《管理世界》,2006年第4期,第41—47页。
- [22]胡祖铨、黄夏岚、刘怡,“中央对地方转移支付与地方征税努力——来自中国财政实践的证据”,《经济学》(季刊),2013年第12卷第3期,第799—822页。
- [23]Jeanneney, S. G., and K. Kpodar, “Financial Development and Poverty Reduction: Can There be a Benefit without a Cost?”, *Journal of Development Studies*, 2011, 47(1), 143-163.
- [24]Kaul, A., and J. Luo. “An Economic Case for CSR: The Comparative Efficiency of For-profit Firms in Meeting Consumer Demand for Social Goods”, *Strategic Management Journal*, 2018, 39(6), 1650-1677.
- [25]Kee, H. L., “Local Intermediate Inputs and the Shared Supplier Spillovers of Foreign Direct Investment.” *Journal of Development Economics*, 2015, 112, 56-71.
- [26]Kitzmueller, M. and J. Shimshack, “Economic Perspective on Corporate Social Responsibility”, *Journal of Economic Literature*, 2012, 50(1), 51-84.
- [27]李磊、冼国明、包群,““引进来”是否促进了“走出去”?——外商投资对中国企业对外直接投资的影响”,《经济研究》,2018年第3期,第142—156页。
- [28]吕鹏、刘学,“企业项目制与生产型治理的实践——基于两家企业扶贫案例的调研”,《中国社会科学》,2021年第10期,第126—144页。
- [29]Nadkarni, S., and R. Prugl, “Digital Transformation: A Review, Synthesis and Opportunities for Future Research”, *Management Review Quarterly*, 2021, 71, 233-341.
- [30]Pennings, S., “Cross-Region Transfer Multipliers in a Monetary Union: Evidence from Social Security and Stimulus Payments”, *American Economic Review*, 2021, 111(5), 1689-1719.
- [31]Perla, J., C. Tonetti, and M. E. Waugh, “Equilibrium Technology Diffusion, Trade, and Growth”, *American Economic Review*, 2021, 111(1), 73-128.
- [32]Pigou, A. C., “The Economics of Welfare”, 1920, MacMillan, London.
- [33]王鹤丽、童立,“企业社会责任:研究综述以及对未来研究的启示”,《管理学季刊》,2020年第3期,第1—15页。
- [34]Wang, H., and U. Zander, “Editors’ Comments: Is Research on Corporate Social Responsibility Undertheorized?” *Academy of Management Journal*, 2020, 45(1), 1-6.
- [35]王奇、牛耕、赵国昌,“电子商务发展与乡村振兴:中国经验”,《世界经济》,2021年第12期,第55—75页。
- [36]吴敏、刘畅、范子英,“转移支付与地方政府支出规模膨胀——基于中国预算制度的一个实证解释”,《金融研究》,2019年第3期,第74—91页。
- [37]吴敏、刘冲、黄玖立,“开发区政策的技术创新效应——来自专利数据的证据”,《经济学》(季刊),2021年第21卷第5期,第1817—1838页。
- [38]夏庆杰、宋丽娜、Simon Appleton,“经济增长与农村反贫困”,《经济学》(季刊),2010年第9卷第3期,第851—870页。
- [39]叶敬忠、贺聪志,“基于小农户生产的扶贫实践与理论探索——以“巢状市场小农扶贫试验”为例”,《中国社会科学》,2019年第2期,第137—158页。
- [40]袁诚、李越、胡涛,“企业捐赠提高了税收激进性吗?——基于媒体监督效应的证据”,《经济学》(季刊),2021年第21卷第1期,第135—156页。
- [41]张国建、佟孟华、李慧、陈飞,“扶贫改革试验区的增长效应及政策有效性评估”,《中国工业经济》,2019年第8期,第136—154页。
- [42]张海洋、颜建晔,“精准扶贫中的金融杠杆:绩效和激励”,《经济学》(季刊),2020年第20卷第5期,第193—212页。

- [43]张俊,“高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究”,《经济学》(季刊),2017年第16卷第4期,第1533—1562页。
- [44]甄红线、王三法,“企业精准扶贫行为影响企业风险吗?”,《金融研究》,2021年第1期,第131—149页。
- [45]祝丽敏、赵晶、孙泽君,“社会责任承担能提升企业信心吗?——企业参与精准扶贫的实证研究”,《经济管理》,2021年第4期,第71—87页。