工程与管理科学
Engineering and Management Science
第 8 卷◆第 3 期◆版本 1.0◆2026 年
文章类型：论文|刊号（ISSN）：2705-0637(P) / 2705-0645(O)

乡村特色产业发展对农民就近就业的影响：基于福建省县域面板数据的实证分析

张嘉淇[1] 周毕芬[2]
福建农林大学公共管理与法学院 福建福州 350002

DOI:10.32629/ems.v8i3.18724

[摘 要] 基于 2014—2023 年福建省县域面板数据，对乡村特色产业发展与农民就近就业之间的关系及其异质性特征展开实证分析。通过构建综合特色产业发展指数，并运用双向固定效应模型进行回归分析，结果显示乡村特色产业发展水平对农民就近就业存在显著正向影响。进一步异质性检验表明，该就业促进效应存在明显的区域差异，具体表现为在低收入县域和沿海地区作用更为突出。基于结果分析，揭示了乡村特色产业带动就业的内在机制，为因地制宜制定差异化产业政策提供了实证依据，对推动乡村振兴、促进农民就近就业增收具有政策启示意义。

[关键词] 乡村特色产业；农民就近就业；异质性分析；福建省

1引言

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化重要特征。随着乡村振兴战略不断深入实施，形成农民就近就业、收入提高的良性互动是政策工作的基本目标。2023 年的中央农村工作会议提出了要“拓宽农民就近就业创业渠道”，2024 年的中央一号文件再次明确提出“要落实农民增收促进行动，扩大乡村富民产业”。两项政策都以“乡村产业”为载体，强调了它的在连接农民就近就业提供端和收入增长中间的作用。国家统计局 2024 年的数据显示，2023 年全国农村居民人均可支配收入实际增幅 7.7%，增速连续 11 年高于城镇居民，而且工资性收入占比较 2015 年提升了 12.3 个百分点达到了 56.2%，就业对农民增收支撑作用也更加明显。

现有研究在乡村产业与就业、增收领域取得丰富成果，但是仍然存在着三点不足：第一，缺少针对福建的特色农产品进行细致研究，无法反映福建山水相宜所造成的特殊经济版图对就业的影响[1]；第二，更多关注增收而非就业规模结构优化的机理[2]；第三，较少使用长面板数据来分析，难以获取 2018 年以来产业和就业动态变化之间的联系[3]。在外出务工人员越来越多而本地的就业同比减少，结构上的矛盾愈发显著，农民就近就业的供给缺口也成为了影响农村劳动力稳定就业的关键性瓶颈问题，迫切需要通过发展特色产业的链条延伸和业态创新来破解。

基于上述不足与现实需求，本研究利用 2014－2023 年福建省县域面板数据，构建乡村特色产业发展综合指标体系，重点探讨以下两个问题：第一，乡村特色产业发展是否对农民就近就业具有显著促进作用；第二，该促进作用在不同经济水平和不同地理类型的县域中是否存在显著差异。通过实证检验上面的问题，希望从整体关系以及差异两个角度来说明特色产业对农村就业的带动以及区别化的影响。成果不仅可以填补文献上对地区聚焦和异质性分析不周详的问题，也可以给福建制定有针对性就业政策提供实证基础，从而有助于提高当地就业率、助力精准实现乡村振兴战略。

2理论分析与研究假说

当县域特色产业基于本地禀赋形成空间集聚时，其就业促进效应主要通过三大微观机制实现：第一，知识外溢与劳动力池效应降低了企业的信息与人力成本，激发了创业活力，从而创造新岗位[4][5]；第二，产业链的本地化布局将研发、生产、物流、服务等多环节保留在当地，形成了多层次、多技能要求的岗位组合，直接扩大了就业容量[6]；第三，龙头企业带动“链主-配套”协作网络，为中小企业创造了市场机会，使规模经济转化为持续的用工需求[7]。这一过程并非孤立发生，县域交通网络与市场可达性作为关键外部条件，通过降低交易成本与扩大需求半径，显著影响“产业增长-就业创造”的传导效率[8]。同时，农村劳动力在面对充足的本地非农就业机会时，往往会优先选择成本更低、兼顾家庭的就近转移模式，从而完成劳动力资源的就地重新配置[9][10]。综上，本文提出核心研究假说：

H1：乡村特色产业发展水平对农民就近就业具有显著的正向促进作用。

进一步地，这一效应在不同县域可能存在结构性差异。一方面，在低收入县域，其劳动力资源丰富且产业基础相对薄弱，特色产业初期的规模扩张往往能带来更显著的边际就业创造弹性，资本深化程度较低也使得增长更倾向于劳动吸纳型[11]。而在高收入县域，产业升级与资本深化可能使得等量产值增长的就业带动效应减弱[12]。另一方面，考虑地理区位因素，沿海地区凭借成熟的产业网络与优越的交通可达性，其产业链条更完整、市场半径更大，使得特色产业增长能更高效、更直接地转化为本地就业[4][7]。相比之下，山区县受限

Copyright © This work is licensed under a Commons Attibution-Non Commercial 4.0 International License.

于交通摩擦与市场分割，产业增长对就业的传导效率和强度可能较弱[8]。基于此，本文提出：

H2：乡村特色产业的就业促进效应在低收入地区比在高收入地区更加显著。

H3：乡村特色产业的就业促进效应在沿海地区比在山区地区更加显著。

3研究设计

3.1 数据来源

本研究采用 2014－2023 年福建省 71 个县（市、区）的面板数据作为研究样本。为确保数据完整性，剔除了关键变量缺失的 3 个样本单元。所有原始数据均来源于公开出版的《福建统计年鉴》以及部分地市统计年鉴。对于其余样本中存在的少量数据缺失，采用线性插值法进行填补，以保证面板数据的平衡性。经过上述处理，最终得到一个包含 71 个县域 10 年观测值的平衡面板数据，总计 710 个观测值，为后续实证分析提供了可靠的数据基础。

3.2 变量选取与说明

3.2.1 被解释变量

本文被解释变量为农民就近就业规模，用《福建统计年鉴》上的“乡村从业人员数（万人）”来表示，其直接反映了某地农村劳动力就业水平，是观测乡村经济活力和就业吸纳能力的重要指标。

3.2.2 核心解释变量

本文的核心解释变量为乡村特色产业发展水平。为了克服单一产业指标的不足之处，并能够综合反映县域层面特色产业的专业化与集聚程度，本文从经济学角度中广泛使用的产业集群测度方法出发[13][14]，建立了综合特色产业发展指数。该指数以赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）[15]为基础设计变体进行计算。HHI 本就用于衡量市场集中度，用在区域产业发展分析上，可以反映某一地区经济资源在不同产业间的分布情况，取值越大，表明产业越集中于少数部门，显示出更强的专业化和集聚特性。

因此本文所构建指数不仅可以反映一定产业的规模情况，还可以从整体上反映出农村产业结构的集聚与专业化状况，同时也可以规避单一产值数据所带来的失真结果。这一基于“份额平方和”的测度逻辑与赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）的核心思想一致，已被多类农村特色产业研究证实有效性[16][17]。指数值越大就代表乡村经济资源更多地集中在几个优势产业上，显示出了较高的特色产业发展水平。这个度量方式与专业化通过规模经济以及知识溢出促进产业集群、外部性等等一系列理论思想一致，也被广泛应用到区域产业结构等相关的研究中[18][19]，成为测度区域产业“特色化”程度可靠而有效的方法。基于此，本研究构建的综合特色产业发展指数具体计算公式如下：

$$Specialty_{it}=\sum_{k=1}^{4}\left(\frac{S_{kit}}{Y_{it}}\right)^2$$

其中，$Specialty_{it}$表示第 i 个县第 t 年的特色产业发展水平；S_{kit}代表第 k 项特色产业的产值，本文涵盖茶叶、水产、园林水果与食用菌四大产业；Y_{it}为该县同期的地区生产总值。该指数本质上是四大特色产业产值占 GDP 比重的平方和。同时，选取茶叶、水产、园林水果、食用菌等四大产业作为指数构建的基础。

3.2.3 控制变量

为尽可能准确地识别乡村特色产业对就业的净效应，参考已有的研究成果来控制影响县域就业水平的其他方面，包括经济发展的水平、政府规模、投资的水平、对外开放的程度、人的素质、基础设施水平。所有变量的设置与描述性统计如下表所示：

表 1 变量设置与描述性统计

核心解释变量 乡村特色产业发展水平	$Specialty_{it}=\sum_{k=1}^{4}\left(\frac{S_{kit}}{Y_{it}}\right)^2$	0.014	0.081	0.000	0.921
控制变量					
政府规模	ln(人均 GDP)	0.117	0.057	0.023	0.353
投资水平	$\frac{\text{地方财政一般预算支出}}{\text{GDP}}$	0.979	0.487	0.055	4.199
对外开放度	$\frac{\text{固定资产投资额}}{\text{GDP}}$	0.004	0.004	0.000	0.027
人力资本水平	$\frac{\text{实际利用外资资金}}{\text{GDP}}$	0.056	0.027	0.018	0.227
基础设施水平	$\frac{\text{普通中学在校学生人数}}{\text{总人口}}$	0.782	0.370	0.149	1.979
经济发展水平	$\frac{\text{公路里程}}{\text{土地面积}}$	11.309	0.404	10.174	12.334

3.3 模型设定

为实证检验乡村特色产业发展对就业的影响，并缓解不可观测的个体异质性与时间趋势可能带来的遗漏变量偏差，本文构建以下双向固定效应面板模型：

Copyright © This work is licensed under a Commons Attibution-Non Commercial 4.0 International License.

$$Employment_{it} = \alpha + \beta \cdot Specialty_{it} + \gamma \cdot X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中，下标 i 和 t 分别表示第 i 个县（市、区）和第 t 年。各变量的具体含义如下：$Employment_{it}$ 为模型的被解释变量，表示第 i 个县（市、区）在第 t 年的乡村从业人员数（万人），用以衡量农民就近就业规模。$Specialty_{it}$ 为模型的核心解释变量，表示第 i 个县（市、区）在第 t 年的乡村特色产业发展水平，即通过 HHI 变体计算得出的综合特色产业发展指数。X_{it} 代表一组控制变量，包括经济发展水平（人均 GDP）、政府规模、投资水平、对外开放程度、人力资本水平和基础设施水平，用于控制其他可能影响县（市、区）就业的因素。μ_i 个体固定效应，用于捕捉不随时间变化的各县（市、区）固有特征对就业的潜在影响。λ_t 时间固定效应，用于捕捉所有县（市、区）共同经历的随时间变化的宏观因素对就业的冲击。ε_{it} 随机误差项。β 是本研究最关心的核心系数，它反映了在控制了其他变量以及个体和时间效应后，乡村特色产业发展水平对农民就近就业规模的净影响。

4实证分析

4.1 基准结果分析

本文用双向固定效应模型进行基准回归分析乡村特色产业发展对农民就近就业的影响。模型（1）到（3）分别控制个体固定效应、时间固定效应和双向固定效应，逐步缓解遗漏变量的问题，增强估计结果的可靠性。

核心解释变量乡村特色产业发展的水平的系数在所有的模型里面都在 5%水平上为正显著，并且数值都在 1.574 到 1.792。同时控制住个体与时间的固定效应模型（3）下，系数为 1.753，代表乡村特色产业的发展水平每增加 1 个单位，县域乡村从业人员平均增加约 1.75 万人，结果在 5%的水平下有显著。这就说明了特色产业的发展能扩大农民就近就业的规模，验证了本文研究假设 H1。

在控制变量上，在不控制时间效应模型（1）中经济发展水平是显著为正的，但是在控制了时间效应之后就不再显著了。这就说明了经济发展水平的影响可能是被宏观经济的时间趋势所吸收了。在一部分的模型中，投资水平表现出正向的影响但是不稳定。在控制时间效应之后，对外开放程度系数变得非常大，且达到了 10%的显著性水平，说明外贸活动对于就业有一定的拉动作用。人力资本水平三个模型中均显著为负，可能表明教育水平提升，导致部分劳动力转移出去，也说明了产业技术升级对低技术劳动力替代作用。政府规模、基础设施水平等等并未显现出影响。

从以上分析可以得出乡村特色产业发展对促进农民就近就业有稳健的正向影响，也为以后研究提供了可靠实证依据。

表 2　基准回归结果

	（1） 乡村从业人员数（万人）	（2） 乡村从业人员数（万人）	（3） 乡村从业人员数（万人）
乡村特色产业发展水平	1.574**	1.792***	1.753**
	（0.719）	（0.682）	（0.694）
政府规模	-0.796	-2.658	-2.253
	（1.626）	（1.792）	（1.766）
投资水平	0.369*	0.287	0.284
	（0.207）	（0.207）	（0.204）
对外开放程度	32.705	48.284*	51.117*
	（25.039）	（28.604）	（28.765）
人力资本水平	-15.249**	-13.139**	-14.023**
	（5.929）	（5.978）	（6.227）
基础设施水平	2.062	2.014	1.778
	（2.127）	（2.142）	（2.231）
经济发展水平	0.910***	-0.041	0.027
	（0.230）	（0.305）	（0.303）
常数项	10.873***	21.299***	20.714***
	（2.805）	（4.204）	（3.725）
个体固定效应	Yes	NO	Yes
时间固定效应	NO	Yes	Yes
观测数	710	710	710
调整后 R^2	0.296		0.324

注：* p < 0.1，** p < 0.05，*** p < 0.01；括号内数值为标准误差。

4.2 异质性分析

为深入研究乡村特色产业发展对就业影响的差异化表

Copyright © This work is licensed under a Commons Attibution-Non Commercial 4.0 International License.

现，本文进一步从经济发展水平与地理条件两个维度进行异质性分析。采用分组回归的检验方法来区分乡村特色产业就业效应在不同类型的地区间所体现出的不同表现差异，进而给出差异化以及精确化的地方发展战略政策依据。

4.2.1 收入异质性分析

如表 3 第（1）、（2）列结果所示，乡村特色产业发展对就业的影响具有明显的收入异质性，假设 H2 得到支持。在低收入地区，乡村特色产业发展系数为 2.102，在 5%水平上显著，表明该类产业能够有效激活本地资源、吸纳就业，缓解这些地区劳动力富余的问题。而在高收入地区，该系数虽高达 6.556，却未通过显著性检验。这可能由于高收入地区就业市场相对饱和、产业结构多元，乡村特色产业若未能与本地资本、技术优势结合，其就业带动效应易被稀释。因此，在推行乡村特色产业政策时，应注重与地区发展阶段相适应，在发达地区需更注重产业附加值提升与结构融合。

4.2.2 地区异质性分析

如表 3 第（3）列、第（4）列所示，乡村特色产业的发展对就业的影响存在着区域差异，地区条件对乡村产业发展的效果起到了基础性限制的作用。沿海地区乡村产业特色因子为 2.556，在 1%水平上为高度显著，因此本文假设 H3 成立。而在山区，乡村特色产业系数为-7.080 并且不显著，说明当前这些地区特色产业没能有效带动就业，这和山区自然具备的区位弱势相关。所以在推动农村特色产业发展的过程中要充分重视地理条件对发展的作用，通过改善基础设施和加强区域合作来弥补区位劣势，才能发挥产业就业带动的功能。

表 3　异质性分析

	（1）	（2）	（3）	（4）
	高收入地区	低收入地区	沿海地区	山区地区
乡村特色产业发展水平	6.556	2.102**	2.556***	-7.080
	（5.187）	（0.916）	（0.778）	（8.504）
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	23.485***	12.918	24.854***	13.900**
	（3.976）	（11.315）	（5.916）	（5.507）
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
观测数	340	370	390	320
调整后 R^2	0.310	0.289	0.371	0.460

注：* p < 0.1，** p < 0.05，*** p < 0.01；括号内数值为标准误差。

4.3 稳健性检验

稳健性检验是基准回归结果是否可靠的必要步骤。本文分别采用滞后一期处理和调整样本的时间范围进行检验，结果显示乡村特色产业的发展可以推动农民就近就业的效果仍然稳健成立。

表 4 第（1）列报告了滞后一期的估计结果。乡村特色产业发展水平滞后项的系数为 2.022，在 1%的水平上显著为正，且略高于基准回归系数，表明产业发展对就近就业的促进作用具有持续性。第（2）列展示了将样本限制在 2020 年之前的估计结果。乡村特色产业发展水平的系数为 1.149，仍在 1%的水平上显著，说明核心结论不受新冠疫情等特殊事件的干扰。因此综上两项稳健性检验都支持基准回归结论，说明乡村特色产业发展对就地就业具有稳健的影响，提升了研究结论的可信度。

表 4　稳健性检验

	（1）	（2）
	滞后效应 乡村从业人员数（万人）	调整样本时间（year<2020） 乡村从业人员数（万人）
L.乡村特色产业发展水平	2.022***	
	（0.599）	
乡村特色产业发展水平		1.149***
		（0.382）
控制变量	已控制	已控制
_cons	20.562***	20.789***
	（3.593）	（4.101）
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES

Copyright © This work is licensed under a Commons Attibution-Non Commercial 4.0 International License.

观测数	639	426
调整后 R^2	0.333	0.313

注：* p < 0.1，** p < 0.05，*** p < 0.01；括号内数值为标准误差。

4.4 内生性检验

本文用工具变量法来解决模型存在内生性的问题，生成“综合特色产业发展指数”的滞后项作为工具变量（IV），利用变量的滞后项来规避与当期扰动项的相关性，满足工具变量的外生性假设。

如表 5，第一阶段回归显示，工具变量对内生变量的系数为 0.6267，在 1%水平上高度显著。Anderson LM 统计量与 Cragg-Donald Wald F 统计量均表明工具变量有效，且不存在弱工具变量问题。第二阶段估计结果显示，在控制内生性后，乡村特色产业发展水平的系数为 3.2266，在 5%水平上显著为正。该值高于基准回归结果，说明若不处理内生性，会低估产业对就业的促进作用。

控制变量的结果与基准回归基本一致。综上，在有效解决内生性问题后，本文主要结论“乡村特色产业发展有利于农民就近就业”仍然成立，并且上述结果有很强的可信度。

表 5 内生性检验

	（1）	（2）
	乡村特色产业发展水平	乡村从业人员数（万人）
IV	0.6267***	
	（0.0124）	
乡村特色产业发展水平		3.2266**
		（1.4676）
控制变量	已控制	已控制
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
Anderson canon. corr. LM statistic	389.734***	
Cragg-Donald Wald F statistic	864.628	
	{16.38}	
N	639	639
R^2	0.989	0.086

注：* p < 0.1，** p < 0.05，*** p < 0.01；括号内数值为标准误差。

5结论与建议

5.1 结论

本研究通过实证分析来证实乡村特色产业的发展可以显著的增加农民就近就业，此核心观点经过了一系列稳健性检验并控制住内生性问题仍成立，凸显了特色产业吸引农村劳动力、推动当地城镇化进程的核心作用。进一步的研究发现，就业创造效应并不是均匀的，存在明显的异质性。特色产业的政策效果在低收入地区表现得更加明显和稳健，显示了其对于经济发展落后县级区域的就业增长起到了重要作用；另一方面沿海地区利用其区位优势与良好的产业基础，将特色产业转化为就业能力；山区因为交通运输、物流、市场接近度等方面的原因，没有充分发挥出产业就业促进功能。上面的结果验证了本文的核心假设，也说明乡村特色产业的就业效应，很大程度上取决于地区经济基础、地理条件所提供的支撑环境。推动乡村特色产业的发展要成为实现城乡一体化、促进乡村振兴的可行之路，但是政策的设计要考虑到地区间存在的差异以及相应的限制。

5.2 建议

根据本研究的结论，要有效的推动乡村特色产业的发展，并获得最大的就业带动效益，提出如下建议：

第一，实行分区域实施产业政策的策略。政策制订可以抛弃一刀切的模式，推行精准分类指导。对于低收入的县应加大产业扶持力度，要重点支持劳动密集型特色产业，充分发挥其吸纳就业的作用；沿海地区，则要促进特色产业转型升级，强化品牌的建设和价值链的延伸，进而提高就业质量；对山地县来说，政策重心首先应该放在改善交通、物流、信

Copyright © This work is licensed under a Commons Attibution-Non Commercial 4.0 International License.

息服务设施上，克服产业发展短板，为之后的就业发展打下基础。

第二，加强产业升级同县里相对优势的结合，培养出长期就业的驱动力。各个地方在发展特色经济的时候必须科学地做可行性分析，选择出的产业要符合当地自然资源、文化传统、人口素质等方面的比较优势。劳动力多的地方可以大力发展劳动密集型特色产业，生态资源很丰富但是位置偏的地方就可以去探索一些新的模式，“特色产品＋电商”和“生态+旅游”，轻量、网络化，规避掉劣势，开辟出新型就业空间。

第三，构建多元化配套支持政策体系。特色产业发展的就业促进效应要充分发挥出来，必须要有系统的政策支持。建议整合财政、金融、土地等政策工具，形成支持合力。可以设产业发展的专项基金对重点的产业和主要环节提供贴息贷款和信贷担保，保障特色产业发展合理用地，鼓励科技特派员等各类人才下基层为特色产业注入技术革新活力，通过提高全要素生产效率使产业更具竞争力及就业稳定性。

[参考文献]

[1]林凤. 福建省农产品加工业发展现状问题及对策浅析[J]. 南方农业，2024，18（13）：168-171.

[2]王亚红,韦月莉. 农业新质生产力对农民增收的影响[J]. 农林经济管理学报，2024，23（4）：446-455.

[3]朱喜安，王慧聪. 数字乡村赋能农民增收：效应与机制 ——基于县域的实证[J]. 统计与决策，2023，39（15）：136-141.

[4]Combes P P，Duranton G，Gobillon L. The identification of agglomeration economies[J]. Journal of Economic Geography，2011，11（2）：253-266.

[5]Greenstone M，Hornbeck R，Moretti E. Identifying agglomeration spillovers：Evidence from winners and losers of large plant openings[J]. Journal of Political Economy，2010，118（3）：536-598.

[6]刘长生，陈昀，简玉峰，董瑞甜. 中国旅游产业发展间接就业带动能力测算及其时空差异[J]. 地理学报，2022，77（4）：918-935.

[7]Delgado M，Porter M E，Stern S. Clusters，convergence，and economic performance[J]. Research Policy，2014，43（10）：1785-1799.

[8]陈舒婷，李裕瑞，潘玮，王武林，金凤君. 中国县域陆路交通优势度格局演化及经济效应[J]. 地理学报，2022，77（8）：1937-1952.

[9]De Brauw A，Huang J，Rozelle S，Zhang L，Zhang Y. The evolution of China’s rural labor markets during the reforms[J]. Journal of Comparative Economics，2002，30（2）：329-353.

[10]Lin J Y. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. American Economic Review，1992，82（1）：34-51.

[11]Wang J. The economic impact of Special Economic Zones:Evidence from Chinese municipalities[J]. Journal of Development Economics，2013，101：133-147.

[12]Lu Y，Wang J，Zhu L. Place-Based Policies，Creation，and Agglomeration Economies：Evidence from China’s Economic Zone Program[J]. American Economic Journal：Economic Policy，2019，11（3）：325-360.

[13]毛昭庆，袁媛，董云峰，李梁，张晓娇，董晓波. 基于县域视角的云南省粮食生产空间布局变迁分析[J]. 西南农业学报，2023，36（08）：1612-1624.

[14]吴松岭. 产业集聚度与市场集中度关系研究——以河南省为例[J]. 地域研究与开发，2009，28（05）：12-15.

[15]Henderson V，Kuncoro A，Turner M. Industrial development in cities[J]. Journal of Political Economy，1995，103（5）：1067-1090.

[16]郭建鑫，王洪彪，于峰，金松青.农产品龙头网商对本地小农网商经营绩效的影响：引领还是挤出？[J].中国农村经济，2024，（08）：166-184.

[17]TAN X，LIN G H. The Influence of Regional Specialization in Agriculture on Farmers’Pest Control Behaviors Based on a Dual Examination of Control Strategies and Control Costs[J]. Agriculture，2024，14（11）：2045.

[18]韩先锋，肖坚，朱承亮.数字乡村政策实施能否激发村庄创业活力[J].中国农村经济，2025，（05）：102-123.

[19]CAO S H，SUN F，WANG L J，et al.“Less is more?”The association between crop specialization and dietary diversity in China[J]. Frontiers in Sustainable Food Systems，2024，8：1439989.

第一作者:张嘉淇，2000 年，女，汉族，福建福州，硕士研究生，公共管理学。

*通讯作者:周毕芬，1971 年，男，汉族，福建龙岩，博士，教授，研究方向:劳动就业与社会保障。

项目基金及项目编号:农业农村部科技发展中心课题“基于科技创新的脱贫地区产业创新促进农民增收的实证研究”（2024C0311）；福州市社科规划项目“福州县（市）发展乡村特色产业促进农民就近就业增收的机制与路径研究”（2025FZC049）

Copyright © This work is licensed under a Commons Attibution-Non Commercial 4.0 International License.