

产业关联视角下农产品加工业集聚对农业现代化的影响分析

雷雨亮 肖琳

摘要：农产品加工业的集聚是推动农业现代化重要动力来源。基于2012年—2020年中国各省份的面板数据，利用空间杜宾模型检验农产品加工业集聚对农业现代化水平的影响。研究表明：总体上，农产品加工业集聚对农业现代化具有显著的正向影响，但存在区域异质性；本地区农产品加工业集聚能显著带动邻近省份的农业现代化水平，具有正向空间溢出效应；并且，当农产品加工业与本地农业强产业关联时，农产品加工业集聚才能显著促进农业现代化水平提升。

关键词：农产品加工业；农业现代化；产业关联

DOI: 10.3773/j.issn.1006-4885.2024.04.139

中图分类号: F303.3 文献标识码: A 文章编号: 1002-9753(2024)04-0139-14

1 引言

党的二十大报告指出要坚持农业农村优先发展，扎实推动乡村产业振兴，全面推进乡村振兴。在这一背景下，农产品加工业作为延伸农业产业链的重要一环，通过对农产品进行加工转化，促进农业生产提质增效，在现代农业产业体系和生产模式中扮演着不可或缺的角色（潘经韬等 2023^[1]）。然而，由于市场主体之间的信息不对称，农产品供给与市场需求往往难以有效匹配（但斌等, 2024^[2]）。2023年中央一号文件明确指出“引导农产品加工企业向产地下沉、向园区集中”，鼓励企业向优势地区集聚，充分发挥农产品加工业的辐射带动作用，以加速农业现代化的实现。因此，改变农产品的供给逻辑、加快农产品加工业发展成为促进我国农业现代化的潜在驱动力，深入探究农产品加工业集聚对农业现代化的影响机制具有重要意义。

关于农产品加工业集聚影响现代农业发展的这一议题，已有的研究并不多。大多数研究认为农产品加工业作为与农业生产紧密联系的产业，不仅有助于农业现代化发展，且能通过延伸产业链推动农村一二三产业协同发展（陈进栋等^[3]；姜长云, 2016^[4]）。同时，农产品加工业的集聚发展能反向作用于其上游产业，对农产品的产量与质量提出了更高的要求（平璞和施文杰, 2023^[5]）。然而，农产品加工业在区域间的集聚与分散很大程度上受到资源禀赋、经济发展水平、市场环境和政策作用等多方面因素的影响。更为重要的是，农产品加工业与当地农业关联程度的高低，也影响其集聚效应的发挥，这使得农产品加工业集聚对农业

基金项目：湖南省自然科学基金（项目编号：2023JJ40335）；中国博士后基金（项目编号：2022M711121）；湖南省教育厅科学研究项目（项目编号：22B0233）。

作者简介：雷雨亮（1993-），女，湖南常德人，湖南农业大学经济学院讲师，研究方向：产业经济。

肖琳（2000-），女，湖南永州人，湖南农业大学经济学院硕士研究生，研究方向：乡村产业发展。

现代化的作用方向可能存在不确定性。

综上所述，已有文献大多从产业集聚出发，研究其对农业经济增长或产业竞争力的影响。但鲜有学者基于产业关联视角，探究农产品加工业集聚对农业现代化的影响效应。此外，农产品加工业集聚对农业现代化的影响是否存在区域异质性？产业关联在两者之间发挥着怎样的作用？鉴于此，本文借鉴已有研究成果，充分考虑农产品加工业集聚的空间特征，从理论层面厘清农产品加工业集聚对农业现代化的影响机制，并利用2012-2020年中国省级面板数据，深入探究农产品加工业集聚对农业现代化的影响效应，以期为地区农业现代化发展政策、产业结构优化、全面实现乡村产业振兴提供重要参考。

相对于已有研究，本文的创新之处和可能的边际贡献在于：一是在产业关联视角下，讨论农产品加工业在具有区域经济地理属性差异下，对农业现代化的影响。为农产品加工业和农业现代化提供了新的视角和分析框架。二是本文通过揭示农产品加工业集聚对农业现代化的空间溢出效应，加深农产品加工业集聚对农业现代化影响机制的理解，为农产品加工业促进农业现代化发展提供经验证据。

2 理论分析与研究假说

农产品加工业集聚能对农业现代化产生规模效应、技术溢出效应、市场效应和结构效应。首先，产业集聚有助于形成规模效益，产生资源共享，从而降低生产成本。农产品加工业集聚发展吸引相关企业迁入，有效实现产业规模的扩大，降低加工成本，并提高土地和公用基础设施等生产要素的利用率，进一步提升加工效率（平璜和施文杰，2023^[5]）。其次，农产品加工业集聚形成的紧密产业链和产业集群能推动相关产业之间的技术交流合作，促进技术创新和知识积累（Marshall, 2016^[6]；方敏等，2019^[7]）。先进的技术和管理经验向农业领域传播，在生产过程中提供更准确、及时的信息反馈和技术支持，有效提高农业生产效率和质量，推动农业信息化发展（谷国锋等，2015^[8]；张康洁，2023^[9]）。第三，市场效应方面，集聚经济能有效引导农业生产朝着市场需求进行调整，推动农产品结构的优化与升级，以满足消费者对农产品的需求。集聚区域健全的市场体系为农民提供更多就业机会，同时吸引更多农产品流入集聚区进行加工和销售，为农民拓宽销售渠道和销售机会，提高他们的收入水平（洪岚和邢晓岩，2024^[10]）。最后，产业集聚的结构效应也在农业现代化过程中发挥着重要作用。当多个相关企业在一个区域内形成价值链网络和供给关系时，集聚经济能加快产业升级与转型，有助于加强农产品的综合利用和资源循环利用，减少农产品的浪费和污染，推动农业生产向更加环保、可持续的方向发展（刘煦和陈焱彤，2024^[11]）。企业间通过密切合作可促进生产环节的高效衔接，推动供给产业链的优化调整，使传统农产品向深度加工、精细制造等高附加值领域迈进，进而推动了农村一二三产业的协同发展。此外，产业集聚还有助于吸引更多的人才和资本投入，进而培育一批专业化、精细化的农业企业和农技人才，提升产业人员的整体素质和水平（于斌斌和吴丹，2021^[12]）。

然而，农产品加工业集聚也可能带来一些负面效应。一方面，盲目的集聚可能导致农产品加工业在某一特定领域过度集中，从而导致农业生产结构单一。这种单一性可能增加农业面临的市场风险，使整个农业体系对市场波动更为敏感，阻碍农业现代化的全面发展。另一方面，集聚区域可能会面临资源过度开发的问题（王京等，2023^[13]），尤其是水资源和土地资源的过度利用，可能导致资源枯竭和环境压力的增大对农业的可持续发展构成威胁（刘西涛和王盼，2022^[14]）。综上，农产品加工业集聚对农业现代化的直接效应可能存在不确定性。基于上述分析提出假设1。

假设 1a: 农产品加工业集聚对农业现代化水平具有正向的促进作用。

假设 1b: 农产品加工业集聚对农业现代化水平具有负向的促进作用。

新古典贸易学理论强调要素禀赋异质性在产业分布中的决定性作用，主张产业更易集聚在具有比较优势和资源丰富的地区（Olin, 1957^[15]）。然而，现阶段农产品加工业的空间分布格局显示，尽管中国西部地区自然资源丰富，但该地区的产业集聚水平和农业现代化水平并不高（何安华和秦光远，2016^[16]）。中国的产业区域空间结构是随着经济发展和政策改革而逐步调整（罗胤晨和谷人旭，2014^[17]）。在经济发展水平较低时，产业往往呈现相对分散的状态；随着经济的增长，产业开始向具有比较优势和区位优势的地区集聚；而随着经济发展到较高阶段，城市化水平不断上升，产业也开始向外扩散（贺灿飞等，2010^[18]）。农

产品加工业部门也出现了一定的转移趋势,从先期改革开放政策、产业基础较好的东部沿海地区向原发展滞后的沿海欠发达地市和具有一定产业基础的中西部转移。核心—边缘模型以及地方产业链理论指出,不同地区的产业集聚程度和产业链的发展水平存在差异,也会影响农业现代化水平。核心地区集聚了更多的农产品加工业和相关服务产业,其技术创新能力、人才流动和市场规模等要素更有利于农业现代化的推进。而边缘地区产业集聚程度较低,面临技术传播不畅、市场需求不足等问题,限制了农业现代化的发展(朱纪广和李小建,2024^[19])。新贸易理论强调产业的交通运输依赖程度也影响着产业地理格局。交易和运输费用的下降会促进农产品加工业在地域上进一步聚集(路江涌和陶志刚,2007^[20])。综上,农产品加工业的集聚水平在不同区域因资源禀赋、经济发展水平、产业基础、基础设施等条件而呈现出不一致,对当地农业现代化水平产生差异影响。基于以上分析,提出假设2。

假设2:农产品加工业集聚对农业现代化水平的影响具有区域异质性。

产业关联效应指某一产业由于自身的发展而引起其它相关产业发展的作用效果。在农业生产过程中,农产品加工业集聚通过前向关联与后向关联的产业关联效应推动农业现代化发展(黄悦等,2023^[21])。前向关联方面,农产品加工业集聚带动对农产品的直接需求增加,驱动农业生产者调整种植结构以满足加工业的需求,从而推动农业生产向市场化、高附加值方向转型。后向关联方面,农产品加工业集聚的发展促使其对农业生产要素的需求增加,同时为农业生产提供相关技术支持与管理服务,进一步提升农业生产效率与质量(关冠军,2023^[22])。因此,农产品加工业与农业关联程度的增强不仅能有效促进同一产业内部公共资源的分配与共享,同时,与本地农业高度关联的农产品加工业集聚,一方面能形成的巨大的市场需求,对农业高质高效生产提出要求,成为推动农业现代化的重要助推器(Markusen和Venables,1998^[23])。另一方面,高度的产业关联带动产业协同发展,推动农产品深度加工和价值链的进一步延伸。基于以上分析,提出假设3。

假设3:农产品加工业集聚通过产业关联效应有助于提升农业现代化水平。

3 变量说明与模型选择

3.1 变量说明

本文被解释变量为农业现代化水平(agr)。根据党的二十大报告关于建设农业现代化的论述,并参考了国内相关文献对其指标的选择,综合考虑指标的系统性、代表性、可比性和可获得性,从农业投入水平、农业产出水平、信息化水平、农民生活、农业绿色生产水平5大维度,选取16个指标来评价各地区的农业现代化水平。采用熵值法计算各具体指标权重(见表1),计算研究各省农业现代化水平得分。

表1 农业现代化指标构建

| 一级指标 | 二级指标 | 三级指标 | 数据说明 | 方向 | 权重 |
|---------|----------|----------|------------------|------------------|-------|
| 农业现代化水平 | 农业投入水平 | 农林水事务占比 | 农林水事务支出/财政一般预算支出 | + | 0.069 |
| | | 有效灌溉率 | 有效灌溉面积/耕地面积 | + | 0.174 |
| | | 粮食播种面积比重 | 粮食播种面积/农作物播种面积 | + | 0.070 |
| | | 农业投入规模 | 农作物播种面积/第一产业就业人数 | + | 0.131 |
| | | 耕地面积 | 人均耕地面积 | + | 0.411 |
| | | 机械化水平 | 农业机械总动力/耕地面积 | + | 0.144 |
| | | 农业产出水平 | 劳动生产率 | 第一产业总产值/第一产业就业人数 | + |
| | 粮食单位面积产量 | | 粮食总产量/总面积 | + | 0.107 |
| | 农业土地产出率 | | 第一产业增加值/农作物播种面积 | + | 0.337 |
| | 人均粮食产量 | | 人均粮食产量 | + | 0.354 |
| | 信息化水平 | 网络普及程度 | 农村宽带接入用户/农村总人口 | + | 0.672 |
| | | 网络基础设施 | 长途光缆线路长度 | + | 0.328 |
| | 农民生活 | 城镇化率 | 城镇人口/总人口 | + | 0.391 |
| | | 可支配收入 | 农村人均可支配收入 | + | 0.609 |
| | 农业绿色生产水平 | 农药施用强度 | 农药施用量/农作物播种面积 | - | 0.313 |
| | | 化肥施用强度 | 农业化肥折纯用量/农作物播种面积 | - | 0.687 |

本文的核心解释变量为农产品加工业集聚 (clu)。参考于斌斌 (2016)^[24] 研究中基于区位熵的方法, 计算农产品加工业集聚指数。

$$clu = \text{Max}(S_{ji}/S_j) = \text{MAX} \frac{emp_{ji}/emp_i}{emp_i/emp} \quad (1)$$

如式 (1) 所示, 其中clu表示农产品加工业集聚指数, emp_{ji}表示农产品加工业中某一指标资产总计, emp_i表示某地区农产品加工业资产总计, emp表示制造业资产总计, 农产品加工业集聚指数是取所有指标中的最大值。

中介变量为产业关联度。投入产出分析最早由美国经济学家 Leontief 于 20 世纪 30 年代提出。该方法主要用于系统分析经济实体中各产业之间广泛、复杂和密切的相互依存和相互制约的技术经济联系。本研究基于各省市地区 2012 年和 2017 年投入产出表, 采用了直接投入系数 a_{ij}、a_{ji} 和直接分配系数 b_{ij}、b_{ji} 的算术平均值来衡量产业间的投入产出联系, 即产业关联度, 作为中介变量。

3.1.4 控制变量

在充分考虑农业现代化的影响因素与数据可得性的基础上, 选择经济发展水平、产业结构、对外开放程度、农业劳动力投入、农村人力资本水平、自然条件作为控制变量。相关变量的选取与释义如表 2 所示。

表 2 变量选取与释义

| 变量名称 | 变量名称 | 变量代码 | 变量释义 |
|-------|----------|------|--------------------|
| 解释变量 | 农业现代化 | agr | 基于熵值法测算的农业现代化水平 |
| 被解释变量 | 农产品加工业集聚 | clu | 基于区位熵测算的农产品加工业集聚水平 |
| 中介变量 | 产业关联度 | rel | 基于投入产出法测算的产业关联度 |
| 控制变量 | 经济发展水平 | gdp | 人均gdp |
| | 农业比重 | prop | 农业第一产业比重 |
| | 对外开放程度 | ope | 对外进出口总额 |
| | 农业劳动力投入 | lab | 第一产业从业人员人数 |
| | 农村人力资本水平 | edu | 农村高中及以上学历人数的比重 |
| | 自然条件 | tem | 年平均气温 |

3.2 数据来源与描述性统计

本文主要研究对象为中国 30 个省市地区 (所涉及的数据均未包括香港、澳门、台湾、西藏), 相关变量的时间跨度选取为 2012 年—2020 年, 其中农产品加工业集聚指数所涉及数据来源于《中国工业经济数据库》, 农业现代化与相关控制变量的数据主要来源于国家统计局、《中国农村统计年鉴》、《中国统计年鉴》和中国各省统计年鉴。部分缺值以线性插值法补齐。

由于各指标的单位 and 数量级之间差异较大, 直接利用这些数据, 会导致结果存在误差波动幅度较大, 参考价值较低。因此为消除多重共线性及量纲的影响, 对原始数据进行取对数处理, 各变量描述性统计如表 3 所示。

表3 变量描述性统计

| 变量代码 | Mean | Std | Min | Max |
|--------|--------|-------|--------|--------|
| lnagr | 0.266 | 0.723 | 0.142 | 0.531 |
| lnclu | 0.923 | 0.450 | 0.130 | 2.281 |
| lnrel | 2.635 | 0.821 | -0.118 | 3.815 |
| lngdp | 1.621 | 0.424 | 0.639 | 2.798 |
| lnprop | 7.270 | 1.063 | 4.640 | 8.622 |
| lnope | 12.410 | 1.656 | 7.604 | 15.267 |
| lnlab | 0.939 | 0.721 | -1.217 | 1.874 |
| lnedu | 0.302 | 0.320 | -0.486 | 1.280 |
| lnem | 2.547 | 0.474 | 1.074 | 3.237 |

3.3 模型设定

空间计量模型能够结合空间地理因素和经济环境因素进行分析,本文旨在考察农产品加工业集聚水平与农业现代化的空间关联。因此,引入空间计量模型来分析农产品加工业集聚对农业现代化的影响。构建如下空间计量模型:

$$Y = \alpha + \rho WY + \beta X + \theta WX + \varepsilon \quad (2)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (3)$$

式中:其中, X 为解释变量, Y 为被解释变量, β 与 θ 为系数, ρ 为空间自相关系数, W 为空间权重矩阵, ε 为残差扰动项, λ 为空间误差系数。考虑到用单纯的地理距离矩阵不足以表示其空间相关程度,因而本文选用经济距离空间权重矩阵。

4 实证结果分析

4.1 空间自相关检验

本文选取经济地理距离权重矩阵,测算2012年—2020年中国30个省份农业现代化水平的空间相关性水平Moran's I值和Geary's C值,结果如表4所示。Moran's I指数取值在(-1, 1)之间,负值表示离散,正值表示集聚,Geary's C取值(0, 2),0表示集聚,2表示分散,值越大,差异性越大。

表4 2010—2020年农业现代化水平空间自相关检验结果

| 年份 | Moran's I | P值 | 年份 | Geary's c | P值 |
|------|-----------|-------|------|-----------|-------|
| 2012 | 0.257 | 0.002 | 2012 | 0.647 | 0.001 |
| 2013 | 0.262 | 0.002 | 2013 | 0.645 | 0.001 |
| 2014 | 0.267 | 0.001 | 2014 | 0.642 | 0.001 |
| 2015 | 0.279 | 0.001 | 2015 | 0.637 | 0.001 |
| 2016 | 0.301 | 0.000 | 2016 | 0.612 | 0.000 |
| 2017 | 0.283 | 0.001 | 2017 | 0.628 | 0.001 |
| 2018 | 0.282 | 0.001 | 2018 | 0.634 | 0.001 |
| 2019 | 0.234 | 0.004 | 2019 | 0.680 | 0.003 |
| 2020 | 0.157 | 0.038 | 2020 | 0.785 | 0.053 |

如表4结果显示,2012-2020年的Moran's I指数估计值均为正,Geary's C指数也均处于(0, 1)范围内,总体上在5%水平下通过显著性检验。这意味着相关省市农业现代化水平存在较强的空间正向自相关,

即经济地理距离相近省份的农业现代化水平呈现高-高集聚或低-低集聚。与此同时，Moran's I 指数从 2012 年的 0.257 上升至 2016 年的 0.301 后，降低至 2020 年的 0.157，说明中国各省与临近省份农业现代化水平平均值之间的相似性呈现先小幅上升后，明显下降的趋势。Geary's C 指数从 2012 年的 0.647 小幅下降至 2016 年的 0.612 后，较快速地上升至 2020 年的 0.785，说明本省与相邻省份农业现代化水平之间两两的差异性呈现先下降后上升的趋势。二者数值变化趋势都反映出近年来各省农业现代化水平有集聚程度下降的趋势。

为更直观地分析农业现代化的区域演化特征，通过计算 Getis-Ord G_i^* 指数，并根据自然断裂法 (Jenks)，按照高低值聚类得分，将其细分为冷点 ($-\infty, -1.96$)、次冷点 ($-1.96, -1.648$)、次热点 ($1.648, 1.96$) 以及热点 ($1.96, +\infty$) 等空间类型，生成各省份 G_i^*Z 指数表。要素的 Z 得分高，则表示存在一个高值的空间聚类，反之，则表示存在一个低值的空间聚类。

表 5 2012-2020 各省份 G_i^*Z 指数

| 省份 | 2012 | 2015 | 2017 | 2020 | 省份 | 2012 | 2015 | 2017 | 2020 |
|-----|----------|----------|----------|----------|----|----------|----------|----------|----------|
| 北京 | ↑ 2.091 | ↑ 2.207 | ↑ 2.039 | ○ 1.257 | 河南 | ↗ 1.773 | ↗ 1.713 | ↗ 1.852 | ↗ 1.816 |
| 天津 | ↑ 2.091 | ↑ 2.207 | ↑ 2.039 | ○ 1.257 | 湖北 | ○ -0.152 | ○ 0.038 | ○ 0.323 | ○ 0.440 |
| 河北 | ↗ 1.811 | ↗ 1.870 | ↗ 1.750 | ○ 1.098 | 湖南 | ○ -1.134 | ○ -0.962 | ○ 0.571 | ○ -0.051 |
| 山西 | ○ 1.253 | ○ 1.412 | ○ 1.590 | ○ 1.226 | 广东 | ↓ -2.396 | ↓ -2.287 | ↓ -2.113 | ○ -1.567 |
| 内蒙古 | ↗ 1.937 | ↗ 1.695 | ○ 1.330 | ○ 0.577 | 广西 | ↓ -1.973 | ↓ -1.927 | ↓ 1.759 | ○ -1.199 |
| 辽宁 | ↑ 3.161 | ↑ 3.132 | ↑ 2.826 | ↑ 2.107 | 海南 | ↓ -2.075 | ↓ -2.093 | ↓ -2.008 | ↓ -1.709 |
| 吉林 | ↑ 2.277 | ↑ 2.222 | ↗ 1.871 | ○ 1.229 | 重庆 | ○ -0.038 | ○ 0.012 | ○ 0.313 | ○ 0.842 |
| 黑龙江 | ↗ 1.940 | ↗ 1.760 | ○ 1.460 | ○ 1.071 | 四川 | ○ -0.723 | ○ -0.719 | ○ 0.394 | ○ -0.056 |
| 上海 | ○ 0.813 | ○ 1.043 | ○ 1.190 | ○ 1.144 | 贵州 | ↓ -1.707 | ○ -1.585 | ○ 1.263 | ○ -0.631 |
| 江苏 | ↑ 2.284 | ↑ 2.302 | ↑ 2.319 | ↑ 2.012 | 云南 | ○ -0.497 | ○ -0.453 | ○ 0.252 | ○ -0.016 |
| 浙江 | ○ 0.739 | ○ 0.962 | ○ 1.239 | ○ 1.169 | 陕西 | ○ 0.258 | ○ 0.554 | ○ 1.006 | ○ 0.820 |
| 安徽 | ↑ 1.969 | ↑ 2.047 | ↑ 2.266 | ↑ 2.176 | 甘肃 | ○ -0.471 | ○ -0.512 | ○ 0.310 | ○ -0.040 |
| 福建 | ○ 0.871 | ○ 0.783 | ○ -0.696 | ○ -0.512 | 青海 | ○ -1.308 | ○ -1.386 | ○ 1.237 | ○ -0.901 |
| 江西 | ○ -0.862 | ○ -0.687 | ○ -0.494 | ○ -0.409 | 宁夏 | ○ -0.169 | ○ -0.077 | ○ 0.246 | ○ 0.205 |
| 山东 | ↑ 2.086 | ↗ 1.966 | ↗ 1.902 | ↗ 1.650 | 新疆 | ○ -1.409 | ○ -1.377 | ○ 1.574 | ○ -1.625 |

注：↑ 热点，↗ 次热点，不显著，↘ 次冷点，↓ 冷点。

如表 5 所示，整体而言，农业现代化的冷热点空间分布特征存在着明显的地区差异。热点区域大部分集中在东北、华北地区，整体上呈现逐渐缩小的态势，集聚程度不断下降，西北大部分地区维持在冷点区域。对比 2012 年与 2020 年，北京、天津、吉林退出热点区域，山东由热点区域转变为次热点区域，辽宁、安徽、江苏保持在热点区域不变。还有部分地区受到热点与次热点区域的辐射，农业现代化水平有所提升。海南地区进入次热点区域，广东、广西、贵州地区退出次冷点区域。从土地资源方面来看，黑龙江、吉林与内蒙古地区拥有较大的土地面积与丰富的农业资源，但同时也面临着气候寒冷、土地资源利用率低等挑战，从而制约着农业现代化发展。从产业转型与城市化发展来看，一方面，经济发达的北京、天津、河北等地区，受到城市化进程的影响，农业用地受到压缩，农业生产面临挑战；另一方面，随着经济结构调整和产业升级，广东、广西等地区的传统农业向规模化和现代化转变，农业生产更加高效，农业现代化水平不断提高。从集聚效应来看，集聚效应带动次热点区域的产业多元化发展，原东北、华北地区热点区域所拥有的先进生产技术向周围地区辐射，促进其他地区农业现代化发展。

4.2 实证结果分析

上述研究结果表明,我国各省农业现代化水平存在显著的空间自相关,且不同区域存在不同的集聚特征。因此,本文将空间因素与自然条件纳入模型来开展实证研究。

利用拉格朗日乘子检验(LM检验)对SAR与SEM的模型进行检验,结果均通过了1%的显著性检验,因此考虑引入两者结合的SDM模型。Wald和LR检验均通过了1%的显著性检验,同时Hausman检验确定使用固定效应模型。进一步对比三种固定效应下的空间杜宾模型估计结果与拟合优度 R^2 值,最终选择时间固定效应的空间杜宾模型。空间计量基准回归结果见表6。

表6 基准回归结果

| 变量 | OLS | SDM | SAR |
|-------------|-----------|-----------|-----------|
| lnclu | 0.023*** | 0.019*** | 0.021*** |
| | (0.009) | (0.005) | (0.005) |
| W*lnclu | | 0.050*** | |
| | | (0.017) | |
| lngdp | 0.198*** | 0.088*** | 0.059*** |
| | (0.014) | (0.013) | (0.012) |
| lnpro | 0.0651*** | 0.0475*** | 0.050*** |
| | (0.006) | (0.003) | (0.004) |
| lnope | -0.021*** | -0.005** | -0.004* |
| | (0.004) | (0.002) | (0.002) |
| lnlab | -0.036*** | -0.035*** | -0.051*** |
| | (0.0122) | (0.0081) | (0.0076) |
| lnem | -0.064*** | -0.075*** | -0.075*** |
| | (0.012) | (0.005) | (0.005) |
| lnedu | -0.009 | 0.011 | 0.016 |
| | (0.012) | (0.001) | (0.001) |
| Constant | 0.257*** | | |
| | (0.060) | | |
| Special-rho | | -0.431*** | -0.102 |
| | | (0.116) | (0.081) |
| R-squared | | 0.832 | 0.688 |
| Obs | 270 | 270 | 270 |
| N | 30 | 30 | 30 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平上显著,括号内数字是各系数标准差。

汇总实证检验结果,根据表6分析我国各省份农业现代化发展的空间效应。模型SDM中,农业现代化的空间自回归系数 ρ 为-0.431,在1%的水平上具有显著性,这表明从整体空间范围来看,周边地区农业现代化的全局影响为负,即本地区农业现代化水平的提高对周边地区农业现代化发展存在显著抑制作用。这一现象可能源自于本地区农业现代化所吸引的资源、资金和人才流出,从而限制了周边地区的农业现代化发展。农产品加工业集聚的交互项系数显著为正,这表明从局部范围上来看,周边地区农产品加工业集聚的局部效应为正,即周边地区的农产品加工业集聚对本地区的农业现代化产生了正向的促进作用。这一结果可能是由集聚效应带来的经济增长、技术传播和市场扩张等因素,从而促进了农业现代化水平的提升。由于空间自回归系数和交互项系数分别反映了不同空间尺度下的影响效应,它们都不能反映农产品加工业集聚对农业现代化的直接影响效应和空间溢出效应。为更加科学地刻画农产品加工业集聚对农业现代化的直接影响效应和空间溢出效应,需要进一步将空间杜宾模型中各变量的影响效应进行分解。整体来看,在模型OLS、模型SDM和模型SAR中,农产品加工业集聚的估计

系数均显著为正，表明农产品加工业集聚有助于推动农业现代化发展。由此，假设 1a 得到验证。

根据 SDM 模型估计结果，在控制变量中：①经济发展水平的系数值为 0.088 并通过了 1% 的显著性检验，表明经济发展水平能助力农业现代化发展，且经济发展水平每提高一个单位，农业现代化水平会提高 0.088 个单位。经济发展水平能为农业现代化提供更多的资源、技术和市场机遇，促进农业生产方式的现代化和效益的提升。②农业比重的系数值为 0.048 并通过了 1% 的显著性检验，表明第一产业比重的增长对农业现代化发展具有显著的促进作用，且农业比重每提高一个单位，农业现代化水平会提高 0.048 个单位。农业比重越高意味着农业对地区经济的贡献越大，政策和投资也会更集中地支持农业现代化的技术创新和管理提升，从而促进农业生产方式朝着更现代、高效的方向发展。③对外开放水平的系数值为 -0.005 并通过了 5% 的显著性检验，说明对外开放水平对农业现代化发展呈现显著的负向作用。对外开放程度越高可能导致农业面临更激烈的国际市场竞争和外部压力，使农业资源流向出口导向型产业，而不是用于农业现代化的内部投资，从而抑制农业现代化的发展。④农村劳动力人口的系数值为 -0.035 并通过了 1% 的显著性检验，说明农村劳动力人口对农业现代化发展具有显著的负向作用。较高的农村劳动力投入意味着农业可能倾向于传统劳动密集型模式或存在农村劳动力过剩，抑制农业现代化发展。⑤自然条件的系数值为 -0.075，且通过了 1% 的显著性检验。表明高温环境可能对农作物生长不利，导致农业生产效率下降。⑥人力资本的回归系数为正，但未通过显著性检验，表明现阶段农村人力资本还未能对农业现代化的发展起到显著的促进作用。

4.3 空间固定效应分解结果

为进一步分析农产品加工业集聚对本省和临近省份的农业现代化水平影响效应，本文对空间效应进行了分解。根据空间效应分解结果（表 7），农产品加工业集聚对农业现代化直接和间接效应均显著为正。说明本地区的农产品加工业集聚不但能提高本地区的农业现代化水平，同时也会对邻近地区的农业现代化发展产生促进作用。在其他控制变量中，自然条件与人力资本的空间效应分解的估计结果与表 6 基本一致。

经济发展水平具有正向的空间溢出效应，能显著激发周边地区市场活力。农业比重增加对邻近地区的农业现代化水平无明显空间溢出效应。因资源流失和国际市场竞争压力，对外开放可能导致本地农业现代化水平下降，同时，邻近地区也可能受到波及，面临价格压制和外来技术冲击，陷入相对弱势。农村劳动力人口增长可能对邻近地区产生正向溢出作用，促使其农业现代化水平提高。

表 7 空间杜宾模型固定效应分解结果

| 变量 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
|--------|------------|----------|-----------|
| lnclu | 0.016*** | 0.032** | 0.049*** |
| | (0.005) | (0.013) | (0.013) |
| lngdp | 0.077*** | 0.123*** | 0.200*** |
| | (0.013) | (0.029) | (0.032) |
| lnpro | 0.047*** | 0.013 | 0.059*** |
| | (0.003) | (0.008) | (0.007) |
| lnope | -0.004* | -0.012** | -0.016** |
| | (0.002) | (0.006) | (0.006) |
| lnlab | -0.0393*** | 0.0473** | 0.00801 |
| | (0.008) | (0.019) | (0.021) |
| lnitem | -0.073*** | -0.015 | -0.088*** |
| | (0.006) | (0.012) | (0.011) |
| lnedu | 0.011 | -0.003 | 0.008 |
| | (0.010) | (0.003) | (0.008) |

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平上显著，括号内数字是各系数标准差。

4.4 区域异质性分析

在使用空间杜宾模型进行全国整体性分析后,本文进一步将我国划分为东、中、西部三大区域,以更好的比较不同区域内的农产品加工业集聚对农业现代化水平影响的差异。表8显示了东、中、西部三大区域的估计结果,可以看出我国三大区域农产品加工业集聚对农业现代化水平的影响表现出较大的异质性。由此,假设2得到验证。

表8 区域异质性的空间杜宾模型估计结果

| 变量 | 东部 | 中部 | 西部 |
|-------------|---------|-----------|---------|
| Inclu | 0.184** | 0.219*** | -0.024 |
| | (0.092) | (0.033) | (0.037) |
| Special-rho | -0.068 | -0.623*** | 0.068 |
| | (0.158) | (0.132) | (0.193) |
| Obs | 99 | 72 | 99 |
| R-squared | 0.852 | 0.661 | 0.762 |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平上显著,括号内数字是各系数标准差。

如表8所示,东部地区农产品加工业集聚的空间系数为0.184,且通过了5%的显著性检验。表明东部地区的农产品加工业集聚对本地区的农业现代化发展有显著的正向作用,但无显著空间相关性。东部地区通常具有较高的经济发展水平、技术实力 and 市场需求,能够吸引更多的投资和资源进入。此外,该地区的农产品加工业受益于更完善的基础设施和市场接入条件,具备广阔的市场需求和强烈的市场导向,进一步推动农业现代化的发展。

中部地区农产品加工业集聚的空间系数为0.219,空间自回归系数为-0.623,且均在1%的水平上具有显著性。表明农产品加工业集聚在促进本地区农业现代化发展的同时,会对临近地区的农业现代化水平有显著的抑制作用。中部地区相对先进的经济基础和产业发展水平为农产品加工业提供了高效的生产要素和技术支持,促进本地农业的现代化进程。然而,对临近地区的抑制作用可能源于区域间的资源流动限制和竞争压力,使得农产品加工业集聚相对封闭,技术和创新的传播受到限制,从而制约了邻近地区农业现代化水平的提高。此外,中部地区在资源利用和市场开拓方面的竞争可能使邻近地区面临一定的挑战,制约了其农业现代化的发展。

西部地区的农产品加工业集聚对本地区及邻地的农业现代化水平均无显著影响。这可能是由于西部地区交通基础设施不发达、相对滞后的经济基础和较为有限的产业发展等制约因素,导致农产品加工业集聚规模较小,无法对农业现代化产生显著影响。

4.5 稳健性检验

为保证农产品加工业集聚对农业现代化影响结论的可靠性,本文进行了稳健性检验:第一是替换空间权重矩阵。根据地理学第一定律,用邻接空间权重矩阵进行替换。第二,为避免农产品加工业集聚度量误差带来的估计稳定性问题,本文替换核心解释变量,采用规模以上企业数量(ent)作为农产品加工业集聚衡量指标。稳健性结果如表9,从参数符号与显著性水平可见,研究结论对表3的估计结果一致。

表9 稳健性检验

| 变量 | 邻接矩阵 | 规模以上企业 |
|-------------|-----------|-----------|
| lnclu | 0.029*** | |
| | (0.005) | |
| lnent | | 0.039*** |
| | | (0.007) |
| Special-rho | -0.455*** | -0.483*** |
| | (0.096) | (0.117) |
| Obs | 270 | 270 |
| R-squared | 0.832 | 0.844 |
| 控制变量 | 是 | 是 |

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平上显著，括号内数字是各系数标准差。

4.6 进一步分析：产业关联效应

以上通过空间杜宾模型验证了农产品加工业可以显著促进农业现代化发展，在此背景下，进一步使用中介模型检验产业关联在其中发挥的作用。本文选用 2012 年和 2017 年的投入产出表数据，计算产业关联度作为中介变量，采用因果逐步回归法进行中介效应检验。构建如下中介效应模型：

$$lnagr = clnclu + \gamma_1 W + \theta_1 X_{it} + \varepsilon_1 \quad (5)$$

$$lnrel = alnagr + \gamma_2 W + \theta_2 X_{it} + \varepsilon_2 \quad (6)$$

$$lnagr = c'lnclu + blnclu * lnrel + \gamma_3 W + \theta_3 X_{it} + \varepsilon_3 \quad (7)$$

其中，agr为被解释变量，clu为核心解释变量，rel为中介变量，X_{it}为本文选取的控制变量。

表10 产业关联中介效应检验

| 变量 | lnagr | lnrel | lnagr |
|-------------|-----------|----------|-----------|
| lnclu | 0.058* | 0.188*** | -0.261*** |
| | (0.031) | (0.073) | (0.085) |
| lnclu*lnrel | | | 0.106*** |
| | | | (0.027) |
| rho | -0.692*** | -0.468* | -0.694*** |
| | (0.228) | (0.248) | (0.219) |
| Ob | 60 | 60 | 60 |
| R-squared | 0.876 | 0.930 | 0.907 |
| N | 60 | 60 | 60 |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平上显著，括号内数字是各系数标准差。

根据因果逐步回归法对产业关联的中介效应结果分析如下：第一步，在模型 (5) 中，农产品加工业集聚的回归系数为 0.058，且在 10% 的水平下显著，表明农产品加工业集聚总体上可显著促进农业现代化水平的提升；第二步，在模型 (6) 中，农产品加工业系数为 0.188，且通过 1% 的显著检验，说明两者间存在明显的正向相关关系，农产品加工集聚水平越高，其与农业的产业相关度越高；第三步，在模型 (7) 中，农产品加工业集聚水平的系数显著为负，产业关联与农产品加工业集聚的交乘项显著为正，表明产业关联在农产品加工业集聚影响农业现代化水平的过程中，具有部分中介效应。由此，假设 3 得到验证。这说明当农产品加工

业与农业产业不关联时,农产品加工业集聚反而会挤出农业发展的机会,抑制农业现代化发展,只有当二者强关联时,农产品加工业集聚带来的创新、技术提升、市场拓展等积极因素,才可能通过相关行业之间的协同发展、创新合作以及资源共享等方式,显著推进农业现代化水平。

5 结 论

随着中国经济转型和农村发展战略的不断调整,农产品加工业作为乡村产业发展的重要一环,对农业现代化的推动具有重要意义。通过对农产品加工业集聚与农业现代化之间关系的深入研究,可以更好地把握农业现代化的发展路径,为全面实现乡村产业振兴提供科学依据。本文探讨了农产品加工业集聚影响农业现代化发展的理论机制,并利用2012-2020年中国30个省(自治区、直辖市)面板数据进行实证分析,得到如下结论:第一,总体上看,农产品加工业集聚对农业现代化发展产生了显著的正向影响,在经历了一系列稳健性检验后,这一结论依然成立。第二,分解空间效应发现,本地区的农产品加工业集聚不但能提高本地区的农业现代化水平,也会对邻近地区的农业现代化发展产生促进作用。第三,分地区看,东部地区的农产品加工业集聚对本地农业现代化有显著正向作用,中部地区的集聚对本地农业现代化有正向作用,但对邻近地区有抑制作用,而西部地区的农产品加工业集聚对农业现代化水平影响不显著。第四,产业关联在农产品加工业集聚影响农业现代化过程中发挥中介效应。

根据以上研究结论,得到如下启示:第一,加大相关政策支持。政府和相关部门应该采取积极措施,提供优惠政策、加大投资引导和技术支持,鼓励和支持农产品加工业的集聚,吸引更多企业和资本进入该领域,推动产业集群的形成,从而更好地服务于农业现代化的发展。第二,促进区域协调发展。在推进农产品加工业集聚的过程中,需要充分考虑区域间的协调发展,避免因集聚效应而导致农业现代化水平在不同地区之间出现差异,建立区域协调发展机制,实现资源优势的互补和合理分配。第三,推动相关产业融合发展。在推动农产品加工业集聚的同时,还应关注其与农业的产业关联。加强产业间的联动与合作,推动农产品加工业与农业、农村一二三产业深度融合,形成更加紧密的产业网络和关联关系,以进一步促进农业现代化水平的提高。

未来可做进一步深化:一是细化行业分类。将农产品加工业进一步细分,考虑不同加工环节对农业现代化的影响,以更深入地理解农产品加工业集聚效应。二是样本数量有待扩充。以30个省市地区为研究样本,仅从省域层面展开探讨,后续可将样本扩充至地级市层面。

参考文献:

References:

- [1] 潘经韬,陈池波,李平.农产品加工业集聚对农业经济增长的影响效应[J].统计与决策,2023,3:142-146.
Pan J T, Chen C B, Li P. The Effect of Agro-industrial Agglomeration on Agricultural Economic Growth [J]. Statistics & Decision,2023,3:142-146.
- [2] 但斌,马崧萱,刘墨林,等.考虑3PL保鲜努力的生鲜农产品供应链信息共享研究[J/OL].中国管理科学,2024,4:1-16.
Dan B, Ma S X, Liu M L. Research on Information Sharing in the Supply Chain of Fresh Agricultural Products Considering 3PL Preservation Efforts [J]. Chinese Journal of Management Science,2024,4:1-16.
- [3] 陈进栋,韦素琼,游小璐,等.基于企业数据的大陆台资农业及农产品加工企业空间分布及机理的比较[J].中国农业资源与区划,2024,4:1-16..
Chen J D, Wei S Q, You X J. Comparison of the Spatial Distribution and Mechanism of Taiwan-funded Agricultural and Agricultural Product Processing Enterprises in the Mainland Based on Enterprise Data [J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning,2024,4:1-16..
- [4] 姜长云.加快农业发展方式转变对依靠科技创新驱动的新要求[J].农业经济与管理,2016,1:20-27.
Jiang C Y. New Requirements Towards Incentives of Scientific and Technological Innovation to Accelerate

- Transformation of Agricultural Development Model [J] . Agricultural Economics and Management,2016,1:20-27.
- [5] 平瑛,施文杰.农产品加工业集聚、空间溢出与农业高质量发展 [J] . 中国农业资源与区划,2023,3:155-167.
Ping Y, Shi W J. Agglomeration, Spatial Spillover Of Agro-processing Industry And High-quality Agricultural Development [J] . Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning,2023,3:155-167.
- [6] Marshall A A. The Principles of Economics [J] . Political Science Quarterly, 2004, 77(2):519-524.
- [7] 方敏,杨胜刚,周建军,雷雨亮.高质量发展背景下长江经济带产业集聚创新发展路径研究 [J] . 中国软科学,2019,5:137-150.
Fang M, Yang S G, Zhou J J, Lei Y L. The Innovative Development Path of Industry Agglomeration in Yangtze River Economic Belt under the Background of High-Quality Development [J] . China Soft Science,2019,5:137-150.
- [8] 谷国锋,李连刚,王建康.中国科技创新的空间集聚及其溢出效应——基于面板数据空间计量分析 [J] . 科学决策,2015,12:42-56.
Gu G F, Li L G, Wang J K. Spatial Agglomeration of Technological Innovation and Its Spillover Effect in China: Based on Panel Date Spatial Econometric Analysis [J] . Scientific Decision Making, 2015,12:42-56.
- [9] 张康洁,于法稳,李福夺.中国农村信息化、农业产业化与乡村生态化耦合协调发展 [J] . 中国人口·资源与环境,2023,6:182-195.
Zhang K J, Yu F W, Li F D. Coupling Coordinated Development of Rural Informatization, Agricultural Industrialization, and Rural Ecologicalization in China [J] . China Population, Resources and Environment,2023,6:182-195.
- [10] 洪岚,邢晓岩.农产品流通现代化缩小了城乡居民收入差距吗? [J] . 中国农业资源与区划,2024,4:1-10.
Hong L, Xing X Y. Does The Modernization of Agricultural Products Circulation Narrow The Income Gap Between Urban And Rural Residents? [J] . Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning,2024,4:1-10.
- [11] 刘煦,陈垚彤.黄河流域农业绿色全要素生产率的时空差异及收敛性分析 [J] . 科学决策,2024,2:122-131.
Liu X, Chen Y T. Analysis of Spatiotemporal Differences and Convergence of Agricultural Green Total Factor Productivity in the Yellow River Basin [J] . Scientific Decision Making, 2024,2:122-131.
- [12] 于斌斌,吴丹.生产性服务业集聚如何提升制造业创新效率?——基于集聚外部性的理论分析与实证检验 [J] . 科学决策,2021,3:18-35.
Yu B B, Wu D. How Does Producer Services Industry Agglomeration Improve the Innovation Efficiency of Manufacturing Industry: Theoretical Analysis and Empirical Test Based on Agglomeration Externality [J] . Scientific Decision Making,2021,3:18-35.
- [13] 王京,潘红玉,资树荣等.文化产业集聚对绿色经济效率的空间溢出效应 [J] . 科学决策,2023,8:53-68.
Wang J, Pan H Y, Zi S Y. Spatial Spillover Effects of Cultural Industry Agglomeration on Green Economy Efficiency [J] . Scientific Decision Making, 2023,8:53-68.
- [14] 刘西涛,王盼.人口集聚、空气污染与经济可持续发展——基于中国 266 个地级以上城市的空间计量分析 [J] . 科学决策,2022,11:81-93.
Liu X T, Wang P. Population Concentration, Air Pollution and Sustainable Economic Development: Based on Spatial Econometric Analysis of 266 Cities Above Prefecture Level in China [J] . Scientific Decision Making, 2022,11:81-93.
- [15] Ohlin, B. Interregional and International Trade [M] . Cambridge: Harvard University Press,1957.
- [16] 何安华,秦光远.中国农产品加工业发展的现状、问题及对策 [J] . 农业经济与管理,2016,5:73-80.
He A H, Qin G Y. Current Situation, Problems and Countermeasures of Development of Agricultural Product Processing Industry in China [J] . Agricultural Economics and Management, 2016,5:73-80.

- [17] 罗胤晨, 谷人旭. 1980—2011 年中国制造业空间集聚格局及其演变趋势 [J]. 经济地理, 2014, 7: 82-89.
Luo Y C, Gu R X. The Pattern and Evolutional Trend of Chinese Manufacturing' s Spatial Agglomeration: An Empirical Analysis Based on Data from 1980 to 2011 [J]. Economic Geography, 2014, 7: 82-89.
- [18] 贺灿飞, 朱彦刚, 朱晟君. 产业特性、区域特征与中国制造业省区集聚 [J]. 地理学报, 2010, 10: 1218-1228.
He C F, Zhu Y G, Zhu S J. Industrial Attributes, Provincial Characteristics and Industrial Agglomeration in China [J]. Acta Geographica Sinica, 2010, 10: 1218-1228.
- [19] 朱纪广, 李小建. 产业集聚对区域经济高质量增长的影响效应——基于空间溢出效应视角 [J]. 经济地理, 2022, 10: 1-9.
Zhu J G, Li X J. The Effect of Industrial Agglomeration on High-quality Regional Economic Growth: From the Perspective of Spatial Spillover Effect [J]. Economic Geography, 2022, 10: 1-9.
- [20] 路江涌, 陶志刚. 我国制造业区域集聚程度决定因素的研究 [J]. 经济学 (季刊), 2007, 3: 801-816.
Lu J Y, Tao Z G. Determinants of Industrial Agglomeration in China: Evidence from Panel Data [J]. China Economic Quarterly, 2007, 3: 801-816.
- [21] 黄悦, 房艳刚, 谷国锋. 技术关联对制造业结构升级的影响——基于东北三省企业面板数据的实证分析 [J]. 科学决策, 2023, 7: 39-50.
Huang Y, Fang Y G, Gu G F. Influence of Technology Correlation on Manufacturing Structure Upgrading: An Empirical Analysis Based on Enterprise Panel Data of Northeast China [J]. Scientific Decision Making, 2023, 7: 39-50.
- [22] 关冠军. 我国经济内循环的产业关联关系研究: 基于四期投入产出表的数据 [J]. 统计与决策, 2023, 8: 86-90.
Guang G J. A Study of Industrial Linkages in China' s Economic Internal Circulation: Data Based on Four Periods of Input-output Tables [J]. Statistics & Decision, 2023, 8: 86-90.
- [23] Markusen, R. J. Venables. Multinational Firms and New Trade Theory [J]. Journal of International Economics, 1998, 46, 183-203.
- [24] 于斌斌. 中国城市生产性服务业集聚模式选择的经济增长效应——基于行业、地区与城市规模异质性的空间杜宾模型分析 [J]. 经济理论与经济管理, 2016, 1: 98-112.
Yu B B. China' s Urban Economic Growth Effect of Production Service Agglomeration Model Selection--Spatial Durbin Model Analysis of Industries, Regions and Cities Heterogeneity [J]. Economic Theory and Business Management, 2016, 1: 98-112.

(本文责编: 宁 远)

Study on the Impact of Agricultural Products and Industrial Agglomeration on Agricultural Modernization from the Perspective of Industrial Correlation

LEI Yu-liang, XIAO lin

Abstract: The agglomeration of agricultural products processing industry is an important driving force to promote agricultural modernization. Based on the panel data of all provinces in China from 2012 to 2020, the spatial durbin model is used to test the impact of agricultural products and industrial agglomeration on the level of agricultural modernization. The study shows that in general, agricultural products and industrial agglomeration has significant positive influence on agricultural modernization, but there is regional heterogeneity; agricultural products and industrial agglomeration in this region can significantly drive the level of agricultural modernization in neighboring provinces and have positive spatial spillover effect; moreover, when agricultural processing industry is associated with local agricultural industry, agricultural products and industrial agglomeration can significantly promote the level of agricultural modernization.

Keyword: agro-processing industry; agricultural modernization; industrial correlation