

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20210503

· 绿色发展 ·

龙头企业、专利投入与农业产业高质量发展研究*

朱伟永¹, 明辉^{1*}, 王冲²

(1.四川农业大学经济学院, 成都 611130; 2.四川农业大学商学院, 成都 611830)

摘要 [目的] 中共十九大报告提出实施乡村振兴战略, 对中国粮食产业高质量发展和农业供给侧结构性改革有了进一步要求。小麦作为中国主要粮食作物之一, 小麦产业是中国农业产业的代表性产业之一, 其发展对中国粮食安全具有重要意义。以小麦产业为例, 探究农业科技创新中龙头企业、专利投入与中国小麦产业发展的关系。[方法] 文章基于2015—2018年的短面板数据, 利用耦合协调度模型测算中国31省(市、自治区)的小麦产质量耦合协调度, 解析中国小麦产业耦合协调发展的实际情况, 并运用工具变量Tobit方法实证分析中国小麦产质量耦合协调度的影响因素。[结果] 中国小麦产质量耦合协调度总体偏低。龙头企业数量、农业基础设施对小麦产质量耦合协调度产生显著的正向影响, 地区小麦专利数量在龙头企业对小麦产业的影响中具有正向调节作用。[结论] (1) 中国小麦产质量耦合协调度总体上还处于较低水平; (2) 在小麦产质量耦合协调度回归模型中, 粮食播种面积是一个有效的工具变量, 它在很大程度上决定了龙头企业选址; (3) 小麦专利数量对小麦产质量耦合协调具有直接促进作用, 但是这种作用不显著; (4) 地区小麦专利的调节效应增强了龙头企业与小麦产质量耦合协调度的影响。

关键词 龙头企业 专利 小麦产量和质量 耦合协调度 IV-Tobit模型

中图分类号: F323.4 **文献标识码**: A **文章编号**: 1005-9121[2021]05-0022-10

0 引言

中国人口众多, 粮食安全是始终关系我国国民经济发展、社会稳定和国家自立的全局性重大战略问题^[1]。党中央和国务院对我国粮食安全问题保持高度重视, 中共中央颁布的“中央一号文件”已经连续15年对“三农”问题和粮食产业发展作出相关指导意见。党的十九大报告指出, 我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 进入新时代, 当前国内外形势发生深刻变化, 我国粮食安全又面临一系列新任务和新要求。

党的十九大提出实施乡村振兴, “产业兴旺”位列乡村振兴战略总要求的首位, 农业产业的高质量发展对农业供给侧结构性改革和乡村振兴具有重大意义。粮食产业作为连接城乡、覆盖一二三产业的基础性产业, 也是实施乡村振兴战略和促进农业现代化发展的重要支柱产业。小麦在中国粮食种植结构和消费结构占有较大份额, 目前是我国三大主要粮食作物之一^[2], 对粮食体系构建和粮食安全都具有重要意义。改革开放以来, 中国的小麦产业得到快速的发展^[3], 产量增加, 质量提高, 生产能力总体稳步上升。随着我国农业经济整体发展水平的不断提高, 小麦产业化发展水平也逐步提升。目前, 对小麦产业发展的研究大多集中于规模数量、产业发展概况和产业布局影响因素等方面, 关于小麦产业发展的概况以及

收稿日期: 2019-09-26

作者简介: 朱伟永(1995—), 男, 四川巴中人, 硕士。研究方向: 区域经济、农业经济、统计分析

*通讯作者: 明辉(1977—), 女, 重庆綦江人, 副教授。研究方向: 计量经济分析、统计分析。Email: mhmd5555@tom.com

*资助项目: 四川省农村发展研究重点项目“优化重构四川现代农业经营体系研究”(CR1702); 国家自然科学基金项目“产出随机风险环境下基于期权合同的生鲜农产品供应链优化与协调”(71602134)

规模数量的研究相对比较充分。而关于小麦生产和布局的影响因素研究,大多研究主要考虑了自然资源、经济效益、技术进步、市场环境、自然灾害和政策等方面因素^[4-7]。进行小麦产业的优化布局要根据我国自然气候条件,充分发挥经济发展、要素投入等因素的空间交互作用^[8]。

小麦产业发展的制度基础是农业产业化经营,关于农业产业化国内外已经形成了相对丰富和完善的研究体系。农业产业化经营作为一种新的生产经营方式,是中国农业发展史上一次重大的革命^[9]。农业产业化龙头企业作为一种新型农业经营主体,不仅是一种高效、规模化的农业生产经营形式,也是适应农业市场化、产业化、现代化的发展要求,推进农业供给侧结构性改革的有效方式^[10],同时也是农业产业链条形成的关键环节。龙头企业对粮食产业发展影响的研究体现为龙头企业对粮食产业发展直接带动作用^[11]。除此之外,加快农业科技创新对实现中国农业经济稳定、快速增长具有重要作用^[12],农业龙头企业集成创新拉动出口竞争力^[13]等对粮食产业发展产生重要间接拉动作用。

综上所述,针对小麦产业发展,大多数研究集中于定性研究,定量研究较少,而且鲜有专家学者从产业化视角探究产质量协调发展水平。耦合度能够对两个及两个以上社会经济系统的相互作用和影响进行评价,并在此基础上进一步形成“耦合协调”分析方法,用以评判各系统间的协调发展程度^[14]。近年来,随着耦合理论的发展,耦合分析已经被广泛运用到资源科学、区域经济等多个方面^[15-19]。与此同时,在传统耦合协调度模型基础上,学者也根据研究需要不断尝试对其改进优化^[20]。基于此,为了更好地了解中国各地小麦产量和质量的协调水平,在借鉴和参考以往文献的研究基础上,文章尝试把小麦产量和质量作为两个不同的系统,测算小麦的产质量耦合协调度,并结合科技创新中专利投入与龙头企业对中国小麦产质量耦合协调度的影响进行计量分析和实证检验。综上所述,该文以小麦产业为例,对龙头企业、专利投入与农业产业高质量发展的关系进行研究。

1 龙头企业、专利投入对小麦产业高质量发展的作用机理分析

1.1 龙头企业数量与小麦产质量协调发展

第一,龙头企业是连接小麦产业生产端和消费端的桥梁。第二,进行“三品一标”认证的主要主体是龙头企业^[21]。第三,龙头企业通过标准化和规模化的生产,可以提高生产效率,小麦产业发展的消费导向也促使龙头企业提升小麦质量,并且具备高质量生产的能力。因此,小麦产业发展过程中,龙头企业在提高小麦产量的同时也能够对质量提升产生积极影响,对小麦产质量协调发展发挥正向促进作用。

1.2 龙头企业数量与地区专利数量

高新企业认定数量能否促进区域创新尚无定论,郑焯,阎波的研究表明高新技术企业认定并不能显著提升区域创新绩效^[22]。但技术创新对企业绩效的正向影响促使龙头企业也越来越注重技术创新,龙头企业在农业产业化发展中具有重要的带动作用,龙头企业是中国农业科技创新十分重要的力量,同时技术创新是增强龙头企业竞争力,发挥其“龙头”带动作用的“加速器”,龙头企业的规模、资金、人才、政策等资源优势明显,技术基础相对强势。因此,龙头企业数量理论上来说对地区小麦专利数量的增加具有重要影响。

1.3 小麦地区专利数量、龙头企业数量与小麦产业协调发展

农业科技创新是农业产业化的重要动力^[23],是促进产业结构升级的必要前提,也是实现农业供给侧结构性改革的唯一路径^[24],而专利数量一定程度上代表了技术创新能力^[25],在农业科技创新中,关于小麦加工和生产等的地区专利数量在很大程度上能够代表农业科技创新能力。以小麦地区专利数量为代表的技术创新能力作为小麦产业发展过程中的革命性力量,对小麦产质量协调发展和龙头企业数量都会产生直接或者间接的作用。

首先,地区的小麦专利数量对小麦产业发展具有重要影响,一方面意味着小麦产业发展过程中生产方式的变革和生产水平提升,从而实现小麦产量增加和质量提升,对小麦的产质量协调发展产生直

接影响；另一方面，由于技术成果转化具有时滞效应，地区专利数量对小麦产质量协调发展的影响在短期内可能会不显著。

其次，地区专利数量对龙头企业数量也会产生重要影响，龙头企业越来越重视科技在提升企业竞争力中的作用，小麦地区专利代表的技术创新水平作为一种重要的生产要素对龙头企业具有集聚效应。与此同时，小麦专利数量通过龙头企业转化在实际应用过程中转化为科技成果，技术创新优势会扩大龙头企业对小麦产业发展过程中对小麦产质量协调发展产生的影响。

综上，该文认为龙头企业数量与地区小麦专利具有交互效应，在龙头企业对小麦产质量耦合协调度的影响中，地区小麦专利数量存在调节效应。

2 数据说明与模型构建

2.1 数据说明

运用stata15软件进行相关数据处理和分析，龙头企业个数指标数据来源于2015—2018年农业农村部公布的《农业产业化国家重点龙头企业的名单》整理出的涉及小麦生产、加工的龙头企业，小麦产品地理标志认证标志个数数据来源于中国绿色食品发展中心；计算单位面积公路长度、财政农林水支出与地区GDP的比重、农业固定资产投资与地区GDP的比重、城镇化率、有效灌溉面积的数据来源于《中国统计年鉴》，2018年部分地区缺失数据由移动平均预测数据填补。小麦专利数量数据来源于中国专利数据库。

关于农产品质量的数据学界和相关部门还没有具体的统计指标，农产品地理标志是对农产品质量的认证和肯定，该文从中国绿色食品发展中心网站对各个地区的小麦无公害认证和绿色食品认证数据进行收集整理，选取无小麦公害认证和绿色食品认证数据对小麦质量进行衡量。计算小麦产质量耦合协调度时所采用的数据包括2015—2018年全国31个地区的小麦总产量来自《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》，由于2018年各省（市、自治区）的小麦产量的数据没有公示，因此采取2003—2017年15年各地区小麦总产量数据移动平均所得；衡量小麦质量的无公害认证、绿色认证的相关数据来自中国绿色食品发展中心。

2.2 模型构建

2.2.1 变量设置

被解释变量为小麦产质量耦合协调度 (*ouhe*)，结果由该文计算所得。

主要解释变量为龙头企业个数 (*lt*)。调节变量为地区小麦专利数量 (*zl*)。由上文论述可知，代表农业科技创新的地区小麦专利数量在龙头企业个数对小麦产质量协调的影响中具有调节作用，因此设定其为调节变量。

控制变量选取上，考虑到小麦产业发展的基本影响因素，主要考虑地理标志认证、基础设施、经济环境、技术创新、自然禀赋等方面的指标作为控制变量。地理标志认证个数 (*db*) 是对小麦品质的肯定，基础设施采取单位面积公路长度 (*lu*) 进行衡量。外部经济条件用财政农林水支出与地区GDP的比重 (*fin*)、农业固定资产投资与地区GDP的比重 (*inv*) 和城镇化率 (*cz*) 这3个指标进行衡量。与小麦生产加工相关的专利数量代表了各个地区在小麦生产和产业发展过程中的技术创新能力，使用小麦专利数量 (*zl*) 衡量。有效灌溉面积 (*gg*) 是各个地区小麦生产所具备的自然禀赋条件，是实施小麦产业化和规模经营的基础条件。具体的指标设置如表1所示。

2.2.2 模型设定

小麦产质量耦合协调度数据分布不可能小于零，这是典型的审查数据 (Censored Data)，如果使用OLS方法进行估计，可能无法得到一致估计量。小麦产质量耦合协调度取值在[0,1]，是受限变量，Tobin提出了受限因变量的估计方法，即利用最大似然估计方法，使审查数据估计得到一致性结果。对于面板数据，发展较为成熟的是混合面板Tobit模型和面板随机效应Tobit模型^[26]。因为该文小麦产质量耦合协调

表1 计量模型变量设置

变量	方面指标	方向指标	衡量指标	标识
被解释变量		耦合协调度	小麦产质量耦合协调度	<i>ouhe</i>
核心解释变量		龙头企业	小麦龙头企业个数	<i>lt</i>
控制变量		地标认证	小麦地理标志认证个数	<i>db</i>
	农业生产经济环境	基础设施	单位面积平均道路长度	<i>lu</i>
		政策支持	财政农林水支出/地方GDP	<i>fin</i>
		投资环境	农林牧渔业固定资产投资/地方GDP	<i>inv</i>
		城镇化率	城镇化率	<i>cz</i>
	自然禀赋	灌溉条件	有效灌溉面积(取对数)	<i>lmgg</i>

度取值在[0,1], 是受限变量, 所以选取面板Tobit模型对其影响因素进行分析。为了削弱异方差的影响, 在回归模型中对小麦专利数量(*zl*)和有效灌溉面积(*gg*)进行对数化处理。

由此, 加入控制变量后, 最终形成模型为:

$$y = \alpha + \beta_1 lt + \beta_2 db + \beta_3 zl + \beta_4 lu + \beta_5 fin + \beta_6 inv + \beta_7 cz + \beta_8 \ln gg + \varepsilon \quad (1)$$

由于没有足够的数据使用似然方法进行固定效应估计, Honore拓展了一种估计方法, 可以用来估计面板数据Tobit固定效应, 即采用半参数估计方法, 这不仅解决了面板数据固定Tobit效应估计问题, 而且不需要假定残差的具体形式, 即使在截面个体存在异方差的情况下, 也能得到一致估计量^[27-28]。为了能够得到更好的估计结果, 同时使用面板数据混合效应Tobit模型、随机效应Tobit模型和固定效应Tobit模型进行估计, 并根据检验结果判断应采用哪种估计方法。

考虑模型的核心解释变量龙头企业与被解释变量小麦产质量耦合协调度之间可能存在双向因果关系, 造成一定的内生性。为了解决这一问题, 采用IV-Tobit模型, 引入小麦播种面积作为工具变量解决内生性。有效工具变量必须同时满足两个条件: 一是相关性, 工具变量与内生解释变量有关; 二是外生性, 工具变量与随机扰动项不相关。小麦播种面积是龙头企业在选址时可能会考虑的因素, 但是不与小麦产质量耦合协调度产生直接关系。

在交互效应分析中, 两个自变量的地位可以是对称的, 其中任何一个都可以解释为调节变量; 也可以是不对称的, 只要其中有一个起到了调节变量的作用, 交互效应就存在。调节变量是指因变量与自变量的关系是另一变量的函数, 则这一变量称为调节变量^[29]。上文分析小麦地区专利数量在龙头企业对小麦产业协调发展的影响中具有调节作用, 因此考虑在模型中同时引入龙头企业数量与小麦专利数量的交互项, 为了减少估计偏误, 对龙头企业和小麦专利数据进行中心化处理后加入模型(1), 最终形成模型为:

$$y = \alpha + \beta_1 lt + \beta_2 db + \beta_3 zl + \beta_4 lu + \beta_5 fin + \beta_6 inv + \beta_7 cz + \beta_8 \ln gg + \beta_9 lt \times zl + \varepsilon \quad (2)$$

3 小麦产业高质量发展影响因素实证研究

3.1 小麦产业高质量发展测度

农业产业中粮食产业高质量发展的衡量指标学界还没有统一的研究结论, 运用耦合协调度模型测算小麦产质量耦合协调度在很大程度上是结合小麦产量和质量数据计算所得, 能够很好地代表小麦产业高质量发展水平。

参考一般的耦合度的计算方法^[14,20], 该文将小麦产量和小麦质量看作两个不同的系统, 分析其耦合关系。因此, 该文为 $n=2$ 时的耦合度计算方法。具体公式为:

$$C = \frac{(U_1 \times U_2)^{\frac{1}{2}}}{(U_1 + U_2)} \quad (3)$$

式(3)中, C 为小麦产量与质量的耦合度, 取值在0~1, C 越大表示小麦产量与小麦质量之间的良性共振耦合性较好; U_1 、 U_2 分别为小麦产量和质量两个系统的综合评价指数。

由于耦合度只能反映了两个子系统间相互作用的强弱, 却无法判断耦合的协调发展水平。耦合协调度模型相对于耦合度模型具有以下优点: ①可以有效避免两个系统发展水平低而协调度高的假象; ②具有良好的区分度, 有利于对小麦产量和小麦质量耦合协调程度进行比较^[23]。因此, 需要引入耦合协调度模型对两个系统的协调程度进行测算。耦合协调度的测算模型为:

$$D = (C \times T)^{\frac{1}{2}}, T = aU_1 + bU_2 \quad (4)$$

式(4)中, D ($0 \leq D \leq 1$)为小麦产量和小麦质量的耦合协调度, D 的值越大说明小麦产量与小麦质量之间的协调状况越好。 T 为二者的综合协调指数, 反映小麦产量和小麦质量分别对小麦产质量耦合协调度的贡献, a 和 b 为待定系数, 且 $a+b=1$, 该文取值 $a=b=0.5$, 即小麦产量和质量并重。计算所得结果如表2所示。

表2 2015—2018年31省(市、自治区)耦合协调度

地区	耦合协调度			
	2015	2016	2017	2018
北京市	0.046 707	0.081 276	0.052 161	0.014 924
天津市	0.047 093	0.051 906	0.05 463	0.041 198
河北省	0.050 576	0.074 207	0.065 504	0.114 828
山西省	0.044 084	0.078 881	0.077 902	0.059 844
内蒙古	0.040 219	0.126 383	0.089 402	0.149 662
辽宁省	0.077 954	0.051 465	0.052 199	0.013 519
吉林省	0.041 642	0.043 187	0.027 424	0.016 183
黑龙江	0.136 473	0.105 614	0.09 1633	0.091 134
上海市	0.064 132	0.097 803	0.096 173	0.023 583
江苏省	0.238 309	0.275 444	0.225 215	0.227 001
浙江省	0.046 063	0.044 084	0.047 771	0.024 000
安徽省	0.061 389	0.150 869	0.123 103	0.208 612
福建省	0.039 953	0.04 261	0.049 179	0.011 582
江西省	0.037 147	0.038 563	0.039 793	0.013 020
山东省	0.291 262	0.219 419	0.203 192	0.290 825
河南省	0.217 413	0.15 475	0.300 919	0.356 667
湖北省	0.117 838	0.089 194	0.072 326	0.112 814
湖南省	0.041 111	0.042 335	0.048 016	0.015 229
广东省	0.041 517	0.043 187	0.060 299	0.011 466
广西	0.035 438	0.036 624	0.037 093	0.011 869
海南省	0.009 533	0.009 837	0.009 725	0.011 273
重庆市	0.041 425	0.054 013	0.046 689	0.017 568
四川省	0.107 745	0.155 297	0.083 848	0.111 299
贵州省	0.038 763	0.068 307	0.051 027	0.059 338
云南省	0.037 294	0.0 387	0.039 926	0.025 149
西藏	0.048 977	0.050 679	0.050 544	0.018 598
陕西省	0.044 968	0.074 659	0.103 678	0.041 392
甘肃省	0.042 792	0.105 227	0.07 884	0.084 312
青海省	0.043 157	0.044 798	0.045 853	0.020 651
宁夏	0.043 251	0.042 988	0.049 459	0.021 021
新疆	0.087 403	0.166 986	0.129 473	0.180 389

如表2所示,对比2015—2018年我国小麦产质量耦合协调度,江苏省、山东省和河南省始终排在前三位,这可能主要是因为这3个地区为我国小麦主产区的原因,小麦产量和质量高,表明这3个地区小麦产业发展具有产业集聚优势。值得一提的是,河北省作为小麦产量大省,河北省的小麦质量认证相对却较少,小麦产质量耦合协调度不高。同时2015—2018这4年,小麦产质量耦合协调度呈现出空间变迁态势,耦合协调度最高的地区各不相同,2015年为山东省、2016年为江苏省、2017年和2018年为河南省。新疆、四川、湖北、内蒙古、河北5省区小麦产质量耦合协调度相对较高,而其余地区则大多一直处于较低水平。这些表明我国小麦产质量的耦合协调度总体处于一个相对较低的水平,小麦产量和质量的发展水平不协调。

为了更好地分析小麦产业高质量发展过程中耦合协调度影响因素,接下来通过构建的实证模型对小麦产质量耦合协调度的影响因素进行考察。

3.2 小麦产业高质量发展模型估计结果

该文选取数据为2015—2018年短面板数据,对表1所设置的变量进行描述性统计分析,结果如表3所示。同时,在进行回归分析之前,为防止解释变量间存在多重共线性问题,采用方差膨胀因子(VIF)对模型进行检验,结果显示最大的VIF为6.93,如表4所示。根据经验规则,VIF远小10,故认为模型有效控制了多重共线性的影响。

表3 变量描述性统计

变量	均值	方差	最小值	最大值
<i>ouhe</i>	0.079 217	0.069 583	0.009 533	0.356 667
<i>li</i>	10.185 480	7.148 104	1	29
<i>db</i>	0.637 097	1.061 788	0	5
<i>zl</i>	39.451 610	58.145 090	0	266
<i>lu</i>	1 389.025	1 992.172	5.600 780	8 458.032
<i>fin</i>	0.037 201	0.034 558	0.008 410	0.211 289
<i>inv</i>	0.041 823	0.030 532	0.000 052	0.163 708
<i>cz</i>	0.583 738	0.122 081	0.277 400	0.881 000
<i>lngg</i>	7.236 528	1.102 264	4.681 761	8.744 530

表4 多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
<i>li</i>	1.82	0.55
<i>db</i>	1.20	0.83
<i>lnzl</i>	1.61	0.62
<i>lu</i>	6.93	0.14
<i>fin</i>	5.37	0.19
<i>inv</i>	2.14	0.47
<i>cz</i>	5.23	0.19
<i>lngg</i>	3.82	0.26
Mean VIF		3.52

表5第2~7列为分别考察了龙头企业、地理标志认证、基础设施、经济环境、技术创新、自然禀赋等方面的指标对小麦产质量耦合协调度的影响,回归结果如表5所示。

如表5所示,(1)是仅考虑核心解释变量龙头企业影响的回归结果,(2)至(6)是逐步加入其他控制变量的回归结果。逐步加入控制变量后,各变量的符号一致,但显著性水平出现变化,最后加入有效灌溉面积的控制变量后,作为衡量外部经济环境的城镇化率显著性变为不显著,并且常数项也不显著。

对小麦产质量耦合协调度进行回归分析,分别使用面板Tobit混合效应、面板Tobit随机效应和面板Tobit固定效应和IV-Tobit 4种模型进行估计,以确定最优模型。首先对面板Tobit模型选择,在进行面板固定效应估计时,主要考虑个体固定效应模型。考察个体固定效应时,首先运用Honoré的估计方法对个体固定效应模型进行估计,再运用传统LSDV的方法考察每个个体是否允许拥有自己的截距项,通过对比,两种方法估计结果一致。面板平衡数据检验显示,极大似然比值检验拒绝了面板Tobit和混合Tobit模型无差异的估计结果,这说明应当拒绝面板混合Tobit模型。Hausman检验接受了面板固定效应模型和随机效应模型无差异的假设。综合上述统计检验,说明应选择面板随机效应Tobit模型。

由于固定效应与随机效应的系数差异较大,考虑到内生性问题,因此进行IV-Tobit估计,Wald检验结果表明,拒绝“ $\alpha=0$ ”的外生性原假设,即认为存在内生变量。通过两步法估计,第一步显示小麦播种面积(*area*)作为工具变量的系数在1%的显著性水平下显著为正($_cons=0.002\ 689, P=0.000$),并且F值

表5 基础模型回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lt</i>	0.003 332*** (2.65)	0.003 313*** (2.73)	0.002 998*** (2.58)	0.003 087*** (2.68)	0.003 767*** (3.68)	0.002 375** (2.15)
<i>db</i>	—	0.007 341** (2.33)	0.007 221** (2.29)	0.007 410** (2.34)	0.008 635*** (2.63)	0.007 511** (2.32)
<i>zl</i>	—	—	0.004 464* (1.78)	0.004 247* (1.70)	0.006 609** (2.47)	0.004 999* (1.9)
<i>lu</i>	—	—	—	3.92e-06 (0.88)	0.000 015** (2.51)	0.000 020*** (2.5)
<i>fin</i>	—	—	—	—	0.116 963 (0.39)	0.482 387 (1.53)
<i>inv</i>	—	—	—	—	-0.208 475 (-1.16)	-0.131 278 (-0.74)
<i>cz</i>	—	—	—	—	-0.276 221** (-2.14)	-0.157 715 (-1.24)
<i>lngg</i>	—	—	—	—	—	0.026 444*** (2.67)
常数项	0.045 276** (2.82)	0.040 791*** (2.58)	0.033 185** (2.15)	0.027 247* (1.65)	0.161 482** (2.11)	-0.101 262 (-0.82)
观测值	124	124	124	124	124	124

注：*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平

为20.76，故不存在弱工具变量，工具变量有效。第二步Wald检验结果再次拒绝外生性的原假设。通过对比发现，两步法的估计值与IV-Tobit十分接近，故认为IV-Tobit回归是有效的。又结合模型设定可能存在的偏误，随机效模型的估计结果存在不一致性，最终采取IV-Tobit模型的估计结果。为了使结果更具说服力，使用稳健标准误。

为了能够更好地比较分析不同的模型回归结果，该文同时列出了面板混合Tobit模型、面板固定Tobit模型（FE）、面板随机Tobit模型（RE）和IV-Tobit模型的回归结果，回归结果见表6。

从模型估计结果来看，龙头企业数量（*lt*）在1%的显著性水平下对小麦产质量耦合协调度具有促进作用，表明在小麦产业化发展过程中，龙头企业能够有效促进小麦产质量耦合协调发展。单位面积道路里程（*lu*）也在1%的显著性水平下对小麦产质量耦合协调度具有正向促进作用。地理标志认证数量（*db*）、小麦专利数量（*zl*）和外部经济环境中代表政策支持的财政农林水支出占地方GDP的比重对小麦产质量耦合协调度的影响不显著。代表投资环境的农林牧渔业固定资产投资/地方GDP（*inv*）在10%的显著性水平下与小麦产

表6 Tobit模型回归

变量	面板混合Tobit模型	面板随机Tobit模型	IV-Tobit模型
<i>lt</i>	0.003 093*** (3.98)	0.002 375** (2.15)	0.013 886*** (4.48)
<i>db</i>	0.009 130** (2.19)	0.007 511** (2.32)	0.006 528 (0.78)
<i>zl</i>	0.008 408*** (3.48)	0.004 999* (1.9)	0.007 694 (1.10)
<i>lu</i>	0.000 023*** (5.78)	0.000 020*** (2.5)	0.000 026*** (3.72)
<i>fin</i>	0.428 681* (1.89)	0.482 387 (1.53)	-0.215 730 (-0.35)
<i>inv</i>	-0.470 386** (-1.74)	-0.131 278 (-0.74)	-0.745 964* (-1.75)
<i>cz</i>	-0.319 765*** (-3.53)**	-0.157 715 (-1.24)	-0.750 204*** (-2.96)
<i>lngg</i>	0.019 741*** (2.66)	0.026 444*** (2.67)	-0.037 536 (-1.3)
常数项	0.036 984 (0.39)	-0.101 262 (-0.82)	0.627 100** (2.04)
Wald检验		18.63***	
LR检验		chibar2(01) = 23.82***	
豪斯曼检验		-20.86	
观测值		124	

注：*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平

质量耦合协调度负相关,这与我们预期不一样,原因可能是由于农业固定资产投资个体差异导致。城镇化率的回归系数在1%的显著性水平上为负,即城镇化率对小麦产质量耦合协调度具有抑制作用。原因主要是目前城镇化进程中生产用地变化致使小麦产量和质量发展水平更加分离。有效灌溉面积对小麦产质量耦合协调度的影响不显著可能是由于该文选取短面板数据,有效灌溉面积的变化较小,同时也说明短期内自然禀赋条件对小麦产质量耦合协调度的影响不明显。

最后,选取IV-Tobit模型,加入龙头企业和小麦专利数量的交互项,为了便于比较分析,在表7中同时列出未加入交互项的IV-Tobit回归结果,计量结果如表7所示。

如表7所示,加入龙头企业和小麦专利数量的交互项的回归结果与未加入交互项的IV-Tobit回归模型的结果变化是政策支持变量对小麦产质量耦合协调度的影响方向发生变化,但是不显著,其他变量的作用方向保持一致。小麦专利数量和龙头企业的交互项对小麦产质量耦合协调度在5%的显著性水平下具有正向影响。

加入龙头企业与小麦专利数量的交互项后,需要对小麦专利数量的调节效应进行分析。首先检验小麦专利数量的调节效应,通过对龙头企业和小麦专利数量做层次回归分析,检验发现小麦专利数量的调节效应在5%的显著性水平下显著。因此,小麦专利数量是龙头企业与小麦产质量耦合协调度的调节变量具有合理性,并且它增强了龙头企业对小麦产质量耦合协调度的影响。

4 结论与对策建议

4.1 研究结论

该文基于2015—2018年中国31省(市、自治区)的数据面板数据,测算小麦产质量耦合协调度,并将小麦专利数量纳入交互项面板模型,实证分析对小麦产质量耦合协调度的影响因素。研究结论如下。

(1) 中国小麦产质量耦合协调度总体上还偏低,小麦产业的产质量发展不协调;

(2) 小麦播种面积作为工具变量对小麦产质量耦合协调度的估计是有效的,它在很大程度上决定了龙头企业选址;

(3) 小麦专利数量对小麦产质量耦合协调具有直接促进作用,但是这种作用不显著。地区小麦专利的调节效应增强了龙头企业与小麦产质量耦合协调度的影响。

4.2 对策建议

基于上文的分析,针对小麦的产质量耦合发展,提出以下建议。

(1) 在政策导向上,从注重数量安全向量质并重转变。要解决我国农业结构性失衡,就应该使农业生产由生产导向向消费导向转变。政府部门应该在粮食质量提升方面多出台一些鼓励政策和支持政策,

表7 交互模型回归

变量	IV-Tobit模型	包含交互项的IV-Tobit模型
<i>lt</i>	0.013 886*** (4.48)	0.007 260** (2.32)
<i>db</i>	0.006 528 (0.78)	0.007 342 (1.32)
<i>zl</i>	0.007 694 (1.10)	0.004 415 (1.45)
<i>lu</i>	0.000 026*** (3.72)	0.000 013* (1.93)
<i>fin</i>	-0.215 730 (-0.35)	0.326 162 (0.73)
<i>inv</i>	-0.745 964* (-1.75)	-0.345 924 (-1.35)
<i>cz</i>	-0.750 204*** (-2.96)	-0.228 632 (-0.96)
<i>lngg</i>	-0.037 536 (-1.3)	-0.000 285 (0.02)
交互项	—	0.000 059** (1.98)
常数项	0.627 100** (2.04)	0.097 318 (0.4)
Wald 检验	18.63***	7.28***
观测值	124	

注: *、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平,()内为t值,均使用聚类稳健标准误

加大对小麦生产机械的补贴力度,促进粮食生产向集约化、标准化的方向发展,同时加大对小麦质量水平分级较高的经营主体鼓励和支持力度。

(2) 加大对大型粮食龙头企业的支持力度。龙头企业作为粮食产业的重要参与者,对小麦产质量协调发展具有明显的促进作用。因此,各个地区都应该培养一批规模大、效率高和具备市场竞争力的粮食产业龙头企业。通过发挥龙头企业的资金、技术和经营理念等优势,提高生产端小麦产量和质量,同时龙头企业的营销渠道优势和品牌优势也可以促使高质量产品能够便捷地进入市场。

(3) 加大对地理标志品牌的保护和宣传力度。地理标志认证是对一个地区资源禀赋优势的集中表达,是提高小麦产质量耦合协调度的有效途径之一。

(4) 地区小麦专利数量对小麦产质量耦合协调度的促进作用还不显著,小麦产业化发展过程中应该重视技术创新,同时由于地区小麦专利数量具有调节作用,应该注重科技成果的转化,促进技术创新更好地为小麦产业协调发展服务。

参考文献

- [1] 胡慧芝,王建力,王勇,等. 1990—2015年长江流域县域粮食生产与粮食安全时空格局演变及影响因素分析. 长江流域资源与环境, 2019, 28(2): 359-367.
- [2] 赵广才,常旭虹,王德梅,等. 小麦生产概况及其发展. 作物杂志, 2018(4): 1-7.
- [3] 苗果园,常平凡,刘太廷,等. 中国小麦产业化现状与发展对策初探. 麦类作物学报, 2005(2): 138-140.
- [4] 李雪,穆月英,付文革. 近十年我国小麦生产影响因素的实证分析——侧重于20个小麦生产省. 农业经济, 2009(10): 32-34.
- [5] 叶志标,李文娟. 基于埃塔平方法(η^2)的中国小麦生产驱动因素贡献份额研究. 中国农业资源与区划, 2017, 38(6): 63-70.
- [6] 高道明,王丽红,田志宏. 我国小麦生产的要素替代关系研究. 中国农业大学学报, 2018, 23(6): 169-176.
- [7] 李辉尚,胡晨沛,曲春红. 中国小麦主产区生产效率时空演变特征分析. 中国农业资源与区划, 2018, 39(10): 91-99.
- [8] 郝晓燕,张益,韩一军. 中国小麦生产布局演化及影响因素研究. 中国农业资源与区划, 2018, 39(8): 40-48.
- [9] 李超群,董瑞芝. 农业产业化是发展农村社会主义市场经济的最佳选择. 中国石油大学学报(社会科学版), 1995(1): 24-27.
- [10] 陈燕翎,商艺强,庄佩芬. 农业产业化龙头企业生产效率测度研究. 价格理论与实践, 2017(11): 154-157.
- [11] 曾靖. 新形势下“粮食龙头企业+农户”创新模式内涵特色与功能强化研究——对湖北省粮食主产区的调查分析. 农业科学与技术(英文版), 2016, 17(12): 2896-2900.
- [12] 李兆亮,罗小锋,张俊飏,等. 农业科研要素投入的时空差异及其影响因素. 中国科技论坛, 2016(2): 120-125.
- [13] 曾华,张同建,陈浩. 农业龙头企业集成创新对出口竞争力促进机制实证研究. 科技管理研究, 2016, 36(2): 7-13.
- [14] 丛晓男. 耦合度模型的形式、性质及在地理学中的若干误区. 经济地理, 2019, 39(4): 18-25.
- [15] 李义龙,廖和平,张亚飞,等. 乡村振兴背景下镇域高标准农田建设条件及发展模式研究. 西南大学学报(自然科学版), 2019, 41(2): 90-99.
- [16] 尹向来,黄彩虹. 基础设施与城市化水平耦合协调关系演变——基于285个地级市的实证研究. 世界地理研究, 2018, 27(6): 77-87, 97.
- [17] 郭远智,周扬,刘彦随. 云南省县域经济发展与农村减贫的空间耦合协调分析. 经济经纬, 2019, 36(1): 1-9.
- [18] Cheng X, Long R Y, Chen H, et al. Coupling coordination degree and spatial dynamic evolution of a regional green competitiveness system - A case study from China. Ecological indicators, 2019, 104(5): 489-500.
- [19] 王兆峰,霍菲菲,徐赛. 湘鄂渝黔旅游产业与旅游环境耦合协调度变化. 经济地理, 2018, 38(8): 204-213.
- [20] Shen L Y, Huang Y L, Huang Z H, et al. Improved coupling analysis on the coordination between socio-economy and carbon emission. Ecological Indicators, 2018, 94(1): 357-366.
- [21] 张立冬,曹明霞,张照新,等. 农业产业化龙头企业社会责任履行研究. 江苏农业科学, 2018, 46(3): 263-268.
- [22] 郑焯,阎波. 高新技术企业认定促进了区域创新绩效吗?——基于中国省级面板数据的实证研究. 经济体制改革, 2019(1): 174-180.
- [23] 姜涛. 技术创新与标准相结合的农业产业化路径分析. 当代经济管理, 2015, 37(6): 32-36.
- [24] 曹博,赵芝俊. 基于产业结构升级的现代农业科技創新体系研究. 农村经济, 2017(1): 99-104.
- [25] 温军,张森. 专利、技术创新与经济增长——一个综述. 华东经济管理, 2019, 33(8): 152-160.
- [26] 胡宏伟,刘雅岚,张亚蓉. 医疗保险、贫困与家庭医疗消费——基于面板固定效应Tobit模型的估计. 山西财经大学学报, 2012, 34(4): 1-9.
- [27] Honore Bo E. Trimmed LAD and least squares estimation of truncated and censored regression models with fixed effects. Econometrica, 1992, 60(3): 533-565.

- [28] Honoré Bo E, Ekaterini K, Powell J L. Estimation of Tobit-type models with individual specific effects. *Econometric Reviews*, 2000, 19(3): 341-366.
- [29] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应和中介效应的比较和应用. *心理学报*, 2005, 37(2): 268-274.

RESEARCH ON LEADING ENTERPRISES, PATENT INVESTMENT AND HIGH-QUALITY DEVELOPMENT OF AGRICULTURAL INDUSTRY *

Zhu Weiyong¹, Ming Hui^{1*}, Wang Chong²

(1. College of Economics, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611130, Sichuan, China;

2. College of Business, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611830, Sichuan, China)

Abstract The report of the 19th CPC National Congress proposed the implementation of the rural revitalization strategy. The high-quality development of China's grain industry and the structural reform of the agricultural supply side are imperative. Wheat is one of the main food crops in China, and the wheat industry is one of the representative industries of China's agricultural industry, so its development plays a unique role in China's food security. This paper selected the wheat industry as an example to explore the relationship between leading enterprises, patent investment and the high-quality development of agricultural industry. Based on the short panel data of from 2015 to 2018, the coupling coordinative degree model was used to calculate the coupling coordinative degree of wheat quantity-quality in 31 provinces (cities, regions) of China. And the IV-Tobit model was adopted to analyze the main factors affecting the coupling coordinative degree of wheat quantity-quality. The results showed that the level of coupling coordinative degree of wheat quantity-quality was generally low in China. The number of leading enterprises and the agricultural infrastructure had a significant positive impact on the coupling coordinative degree of wheat quantity-quality. The number of wheat patents had a positive effect on the coupling coordinative degree of wheat quantity-quality, but the effect was not significant. The number of regional wheat patents had positive adjustment effect on the influence of leading enterprises on the coupling coordinative degree of wheat quantity-quality. The main conclusions are showed as follows. Firstly, the coupling coordination degree of wheat quantity-quality is in low class, and the development of the wheat quantity and quality is uncoordinated. Secondly, the grain sown area is an effective instrument variable for estimating the regression model of the coupling coordinative degree of wheat quantity-quality, because it determines the location of leading enterprises. Thirdly, the number of regional wheat patents could promote the coupling coordinative degree of wheat quantity-quality, but the effect is not significant. Finally, the adjustment effect of regional wheat patents strengthens the influence of the leading enterprises on coupling coordinative degree of wheat quantity-quality.

Keywords leading enterprises; patents; wheat quantity-quality; coupling coordinative degree; IV-Tobit model