

DOI: 10.19361/j.er.2024.06.09

# 产出缺口还是规模效应:数字经济对粮食安全的影响及其机制分析

封立涛 邹文锦\*

**摘要:** 数字经济在成为增长新动能的同时,农业部门和非农部门间数字化发展的不平衡亦会通过要素再配置对农业发展和粮食安全产生新的影响。本文基于结构转型理论,利用2011—2021年中国县级面板数据,分析数字经济发展对粮食安全的影响。研究发现:当前数字经济发展的不平衡对粮食安全存在负向影响,但这一影响随着粮食生产数字化会得到缓解和逆转;该影响的主要作用机制是“数字鸿沟”导致生产要素在部门间和部门内的再配置,使得粮食行业受到“虹吸效应”和“投入非粮化”的双重冲击;数字经济发展对农业部门具有规模效应,弥合“数字鸿沟”是促进农业高质量发展的重要路径;数字经济发展不平衡对粮食安全的冲击在经济较发达地区和农业禀赋优越地区更加显著。基于此,本文从农业数字化补贴、粮食作物多样化以及土地流转等方面为加速农业数字化转型,保障粮食安全和实现高质量发展提供政策建议。

**关键词:** 粮食安全;数字经济;数字鸿沟;虹吸效应;投入非粮化

**中图分类号:** F304.6

## 一、引言

近年来,受干旱等极端气候的影响,粮食安全已成为世界各国共同关注的重大议题(Yao et al., 2023; 朱晶等, 2022)。作为世界人口大国,中国始终高度重视粮食安全问题。党的二十大报告指出,“全方位夯实粮食安全根基”。2024年中央一号文件更是强调,“抓好粮食和重要农产品生产”。整体来看,中国的粮食安全相对稳定,基本实现了“谷物基本自给,口粮绝对安全”的目标。但是,粮食安全也面临着一系列挑战。一方面,随着农业部门与非农部门要素报酬差距的扩大,农业劳动力面临的机会成本增加,从而降低农民的耕种意愿,提高抛荒的可能性(李永萍, 2018)。另一方面,相比瓜果、蔬菜等高附加值作物,种粮的收益相对

\*封立涛,湖南师范大学商学院,邮政编码:410081,电子信箱:fenglitao@hunnu.edu.cn;邹文锦(通讯作者),湖南师范大学商学院,邮政编码:410081,电子信箱:202220030537@hunnu.edu.cn。

本文获得教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“基于中国实践的开放发展理论研究”(22JJJD790059)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“城乡协调发展背景下现代农业发展道路的国际比较研究”(16JJJD790045)、湖南省自然科学基金项目“气候变化对湖南农业高质量发展的影响机理及应对策略研究”(2023JJ40451)的资助。感谢匿名审稿专家提出的建设性意见,当然文责自负。

较低,农业耕地的非粮化趋势正逐步加剧(魏后凯,2020)。在此背景下,稳定粮食产量、保障粮食安全成为中国经济发展重要且紧迫的问题。

与此同时,数字经济已经成为推动经济发展的新动能(荆文君、孙宝文,2019)。数字经济是以数字化的知识或信息作为关键生产要素,以现代信息网络为重要载体,以数字技术为核心驱动力量的新型经济形态(陈晓红等,2022)。数字技术的应用对农业生产和粮食安全有着广泛影响。一方面,数字技术的应用正逐步改变农业生产经营模式,从而提高农业生产效率(阮俊虎等,2020)。另一方面,农业部门与非农部门在数字技术应用程度上存在显著差异,造成农业部门与非农部门间的“数字鸿沟”,从而导致农业部门生产要素向非农部门流动。图1显示2011年以来,在数字经济迅速发展的同时,农业部门和非农部门间的固定资产投资差距也不断扩大<sup>①</sup>,这一现实体现了部门间存在的“数字鸿沟”导致资本要素向非农部门转移。在农业劳动力持续流向非农部门的背景下,资本要素的流出对农业部门尤其是粮食行业存在潜在冲击。数字经济对农业部门的复杂影响,使得其对粮食安全影响的结果存在争议。厘清这一影响程度及其内在机理,对于中国保障粮食和经济安全具有重要意义。本文将基于结构转型理论,在数字经济降低交易成本的基础上,从部门间要素流动和部门内结构调整两方面构建数字经济对粮食安全影响的理论框架,并利用县级样本进行实证检验,从而为数字经济影响粮食安全提供理论基础和实证证据。

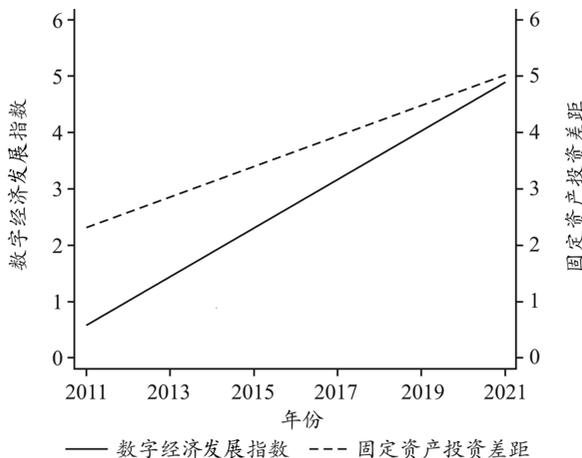


图1 数字经济发展与部门间固定资产投资差距

目前直接探讨数字经济与粮食安全关系的文献相对较少,本文的研究主要基于三个领域的研究基础:数字经济与农业发展、粮食安全领域以及产业结构转型。在数字经济与农业发展方面,学者们主要关注数字经济对农业生产效率的提高。一方面,数字经济降低了农业交易成本,推动土地在农业部门内的流转(秦芳等,2022);另一方面,数字经济缓解了农业生产的融资约束,有利于增加农业部门的投资和机械化水平(Li et al., 2023)。可见,数字经济有利于农业的机械化和规模化发展,从而提高农业生产效率和推动农业现代化转型(Jiang et al., 2022)。

<sup>①</sup>固定资产投资差距指的是农业部门与非农部门固定资产投资之间的差异,该数据来源于2012—2022年的《中国统计年鉴》。数字经济发展指数则是全国数字经济发展的平均水平,相关指标构建详见变量说明部分。

粮食安全领域的研究主要集中在两方面:一是粮食安全的测度与评价( Coates, 2013; Prosekov and Ivanova, 2018);二是探讨粮食安全的影响因素,相关研究主要集中在粮食补贴、土地政策、信贷约束以及城市化等领域。已有研究表明,粮食补贴政策在保障农民利益的同时,能激发农民的种粮积极性,稳固粮食安全治理体系,推动粮食安全治理参与主体多元化(肖湘雄、滕俊磊, 2023)。土地政策的完善可以保障土地有序流转,优化土地要素配置,推动农业的规模化生产(李卓等, 2021)。同时,农业信贷约束的缓解有利于增加农业资本投入,提高农业生产效率,从而保障粮食生产和粮食安全( Karlan et al., 2014)。然而,城市化发展导致农村劳动力流失,减少了农业生产要素投入,对粮食生产和粮食安全造成不利影响( Satterthwaite et al., 2010)。

在产业结构转型方面,学者们提出了两种主要观点。一方面,由于农产品的需求弹性较低,农业部门技术进步提高了农业生产效率,降低了农业生产的相对报酬,从而推动劳动力流向非农部门( Nunn and Qian, 2011; 李卓、封立涛, 2022)。另一方面,由于非农部门技术进步的速率更快,非农部门可提供更高的工资,会吸引农村劳动力退出农业生产,从而加快城市化和结构转型的进程( Lewis, 1954; 张培刚, 2013)。整体来看,无论是农业部门技术进步所带来的“劳动力推动”,还是非农部门技术进步所带来的“劳动力拉动”,产业结构转型的根源在于农业部门和非农部门间要素报酬差距的扩大( Alvarez-Cuadrado and Poschke, 2011)。

现有文献较少关注数字经济对粮食安全的直接影响,相关领域的研究存在以下不足:首先,多数学者关注数字经济带来的“数字红利”,忽略了农业部门和非农部门之间存在的“数字鸿沟”,从而难以准确衡量数字经济对农业生产的整体影响;其次,相关研究较少从结构转型和一般均衡的角度考虑数字经济带来的冲击,从而无法为其提供理论基础;最后,相关研究的实证分析主要采用省级样本,存在样本口径过大的问题。在此基础上,本文基于粮食安全的影响因素和结构转型理论,采用中国县级数据,从理论和实证两方面分析数字经济对中国粮食安全的影响。

相比已有文献,本文边际贡献主要有四点:第一,本文从部门间“数字鸿沟”入手,探讨数字经济对粮食安全的影响。研究发现当前数字经济发展的不平衡会对粮食安全产生负向影响,但该影响可以随着粮食生产数字化逐渐缓解和逆转,从而为保障粮食安全提供新的分析视角。第二,本文发现“数字鸿沟”不仅引发部门间农业生产要素的流出,还会导致农业部门内的结构调整,造成非粮化趋势。但这种趋势有别于传统的耕地非粮化,是以“投入非粮化”为主要表现形式,即农民在不减少粮食播种面积的前提下,将更多其他生产要素投入到非粮作物中,从而导致粮食作物的占比下降。第三,本文发现数字经济对于农业部门具有规模效应,但这种效应并未发生在粮食行业。原因在于农业部门内的“投入非粮化”导致粮食行业的生产要素流向非粮行业,从而抵消了技术进步带来的土地生产效率提高。最后,本文发现数字经济发展带来的粮食安全风险在经济发展程度较高和自然地理条件较好的地区更加显著,显示了经济高速发展地区和自然地理条件较好地区的粮食安全脆弱性更强,需要更多的转移支付以补偿种粮的相对损失。

本文剩下的结构分为四个部分。其中,第二部分为理论分析;第三部分为研究设计,包含模型设定、变量说明以及数据来源;第四部分为实证结果,包含基准回归、趋势分析、稳健性检验、机制分析以及异质性分析的结果;第五部分为结论与政策建议。

## 二、理论分析

数字经济降低了农产品交易成本,有利于农业土地生产效率的提升和规模效应的实现。但由于农业部门边际技术进步速率较低,当前数字经济在农业和非农部门之间的发展不平衡,农业部门面临的“数字鸿沟”扩大。这强化了非农部门对于农业生产要素的“虹吸效应”,使得农业生产要素进一步流向非农部门;同时,“数字鸿沟”还会导致农业部门内的结构调整。因此,当前数字经济对农业部门发展的影响不确定,而粮食行业作为农业部门中生产要素替代弹性和产品需求弹性均较低的行业,会进一步受到农业结构调整的影响。图2展示了数字经济影响粮食安全的逻辑框架。

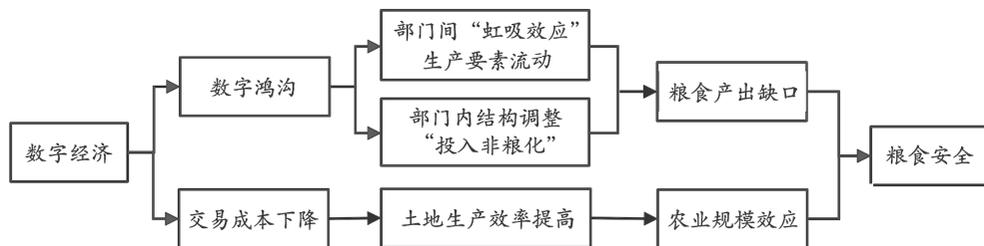


图2 数字经济影响粮食安全的逻辑框架

由于农业部门与非农部门间的特征差异,数字经济将进一步扩大部门间的“数字鸿沟”,降低农业生产的相对报酬,导致农民的耕种意愿降低。农业部门与非农部门的差异主要体现在生产要素和技术进步两方面。首先,从生产要素的依赖性来看,农业部门更多地依赖于土地、资本、劳动等传统生产要素,而非农部门则更加重视数据或者信息这类数字化要素。数字经济可以有效缓解信息不对称和降低交易成本的不利影响,从而优化资源配置并提高部门的生产效率(荆文君、孙宝文,2019),这一点在非农部门更为明显。其次,从技术演进来看,农业部门与非农部门间的技术进步速率存在明显差异(张培刚,2013)。相比农业部门,非农部门对数字技术的运用更加广泛和深入,数字技术所带来的边际技术进步率更高。尽管已有研究表明,在无人机、物联网、传感器和大数据分析等数字技术加持下,农民可以实时监测农作物的生长情况,从而可以采取相应的措施来提高粮食生产的效率和质量(Deichmann et al.,2016)。但是,这些技术的应用往往受到农业生产规模的限制,以家庭为生产单位的农业经营难以承担数字技术的高额成本,因而数字技术对农业生产的促进作用相对较小。综合考虑生产要素和技术进步,数字经济扩大了农业部门与非农部门的“数字鸿沟”,从而降低农业部门的相对报酬,强化了非农部门对农业生产要素的“虹吸效应”。在相同要素投入下,农民将生产要素转向非农部门可以获得更高的收入,而农业生产要素的流失将削弱农业生产能力,对粮食产量造成直接的负向影响(王跃梅等,2013)。与此同时,粮食安全也会受到部门间土地流转限制的影响。为了保障国家粮食安全和农业可持续发展,中国政府采取“永久基本农田”的耕地保护制度,禁止将被视为“永久基本农田”的耕地挪作他用。这一制度有力保障了中国的粮食生产,确立耕地红线;但同时对于未被划入“永久基本农田”的耕地,部门间边际报酬差距会促使这些耕地向非农行业流动,从而加剧农业生产要素流出。

“数字鸿沟”的扩大不仅导致部门间农业生产要素流出,而且导致农业部门内生产结构

调整。作为农业部门内生产要素替代弹性和产品需求弹性均较低的行业(李卓、封立涛, 2022), 粮食部门会面临较强的“挤出效应”。生产要素替代弹性低导致数字经济在粮食行业的边际要素替代率较低, 从而降低其边际收益; 而产品需求弹性低则导致粮食增产带来的边际收入较低。在农业部门和非农部门边际报酬差距扩大的现实下, 留在农业部门的劳动者会倾向于将生产要素投入到边际替代弹性更大的行业, 例如油料、棉花和蔬菜瓜果等经济作物, 或转向林业、养殖等非种植业, 以弥补“数字鸿沟”扩大所导致的相对收益损失, 从而加剧农业部门内非粮化趋势。根据《中华人民共和国粮食安全保障法》, 耕地无法直接转换为林地等其他用地, 这种结构调整不会以耕地非粮化的形式展现, 而是通过对不同农作物(或行业)的生产投入来进行。具体来说, 农民会将农药化肥等生产要素更多地投入到经济作物的种植上, 或将质量最好的土地用于经济作物的种植。这些内部调整会使得农业生产缺口集中在粮食领域, 从而导致粮食产出的下降幅度高于非粮作物。本文认为这是一种“投入非粮化”, 即在不大幅度减少粮食播种面积的前提下, 通过调整生长期内的要素投入, 在最终产出中实现经济作物对粮食的替代, 从而导致更大程度的粮食产出缺口。

综上所述, 一方面, 数字经济发展扩大了农业部门和非农部门间的“数字鸿沟”, 强化了非农部门对农业部门的“虹吸效应”, 导致农业生产要素流出形成产出缺口, 而耕地保护政策则强化了这一影响; 另一方面, 数字经济发展还引发了农业部门内部的结构调整, 导致部门内的“投入非粮化”趋势。上述结果使得目前数字经济对粮食安全的影响存在不确定性。数字化所带来的规模效应能否弥补要素流动所导致的产出缺口, 是现阶段数字经济对粮食安全影响的关键。基于这一结论, 本文提出以下研究假说。

假说 H1: 当前数字经济发展对粮食生产和粮食安全的影响不确定。

假说 H2: 数字经济发展不平衡会通过农业部门要素流出和农业部门内“投入非粮化”趋势两条途径对粮食安全产生影响。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

为了探讨数字经济与粮食安全的关系, 本文设定双向固定效应模型如下:

$$FS_{cpt} = \alpha + \beta DE_{pt} + \gamma X_{cpt} + \mu_c + \delta_t + \varepsilon_{cpt} \quad (1)$$

(1) 式中:  $FS_{cpt}$  为  $t$  年  $p$  市  $c$  县的粮食安全评价指数;  $DE_{pt}$  为该县所在  $p$  市的数字经济发展指数;  $X_{cpt}$  代表一系列控制变量;  $\mu_c$  表示不随时间变化的县域固定效应,  $\delta_t$  则是年份固定效应;  $\varepsilon_{cpt}$  表示随机扰动项。

#### (二) 变量说明

##### 1. 被解释变量: 粮食安全评价指数

根据联合国粮食及农业组织的定义, 粮食安全主要包括: 粮食的可获得性、经济和物理上获得粮食的机会、粮食的利用和时间上的稳定性。参考上述定义, 本文采用熵值法从粮食供给、粮食需求、粮食稳定三个方面构建县域粮食安全评价指数(如表 1 所示)。具体而言, 粮食供给方面, 选取县域粮食总产量和单位耕地粮食产量来衡量; 粮食需求方面, 选取人均粮食占有量和粮食自给率两个指标; 粮食稳定方面, 选取粮食产量偏离均值程度与省级粮食零售价格波动情况来衡量。为了检验粮食安全评价指数构建的可靠性, 本文采用该方法计算了 2012—2021 年全国粮食安全评价指数, 并将该指数与中国历年的全球粮食安全评价指

数(GFSI)进行拟合<sup>①</sup>。结果显示,指数之间存在明显的正相关关系,二者相关系数达到0.88。因此,本文认为该方法可以有效评估县域的粮食安全水平。

## 2. 解释变量:数字经济发展指数

本文在赵涛等(2020)的方法基础上加入了机器人渗透率指标,最终从数字用户基础、数字产业化与产业数字化三个维度,采用熵值法来构建地级市的数字经济发展指数(如表1所示)。具体而言,数字用户基础方面,本文以每百人移动电话用户数和互联网用户数来反映数字经济的普及程度;数字产业化方面,选择人均电信业务总量和计算机与软件业从业人员占比两个指标来衡量;产业数字化方面,采用数字普惠金融指数和机器人渗透率来衡量<sup>②</sup>。其中,普惠金融指数反映了消费互联网的变化,而机器人渗透率则体现的是工业互联网的应用程度(田鸽、张勋,2022)。为了检验数字经济发展指数的合理性,本文将合成数字经济发展指数与数字普惠金融指数进行拟合。结果显示二者存在显著的正相关关系<sup>③</sup>,本文认为该方法能合理反映地级市的数字经济发展程度。

表1 中国县域粮食安全评价指数与城市数字经济发展指数

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
粮食安全评价指数	粮食供给	粮食总产量	+
		单位耕地粮食产量	+
	粮食需求	人均粮食占有量	+
		粮食自给率	+
	粮食稳定	粮食产量偏离均值程度	-
粮食零售价格波动情况(省级)	-		
数字经济发展指数	数字用户基础	每百人移动电话用户数	+
		每百人互联网用户数	+
	数字产业化	人均电信业务总量	+
		计算机与软件业从业人员占比	+
	产业数字化	数字普惠金融指数	+
		机器人渗透率	+

## 3. 控制变量

为了准确分析数字经济与粮食安全之间的关系,本文控制一系列县域层面可能同时影响粮食安全和数字经济的因素。首先,本文考虑了县域经济发展水平对数字经济和粮食安全的影响,控制了经济规模、产业结构和金融发展程度等变量。其中,经济规模用县域地区生产总值(亿元)的自然对数表示;产业结构用第一产业增加值占地区生产总值的比值表示;金融发展程度用金融机构年末贷款余额(亿元)的自然对数来表示。其次,宏观调控也是同时影响数字经济和粮食安全的重要因素,因此本文控制了地方财政一般预算支出(亿元)的自然对数来衡量宏观调控程度。最后,本文还控制了对数化的人口规模和县域面积,以排除观测期内人口和县域面积变化对两者的影响。

①全球粮食安全评价指数(GFSI)综合评估了113个国家和地区的粮食价格承受能力、可获得性、质量安全以及自然资源和复原力的情况,具有较强的可信性。具体拟合结果留存备索。

②机器人渗透率为城市层面单位从业人员所拥有的机器人数量,反映了城市的自动化和智能化水平。

③数字经济发展指数与数字普惠金融指数的相关系数为0.77。

### (三) 数据来源

本文的数据主要来源于以下四个部分。其中,数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心;机器人渗透率来源于国际机器人联合会(IFR);数字经济其余指标数据来源于《中国城市统计年鉴》;粮食安全相关指标与控制变量数据主要来源于《中国县域统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各省统计年鉴<sup>①</sup>。对于变量中的部分缺失值,本文借鉴 Bartik 工具变量的构造思路进行填补。同时,为避免极端值的潜在影响,本文对解释变量和被解释变量进行上下 1%分位点缩尾处理。表 2 汇报了主要变量的描述性统计结果。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
粮食安全评价指数	18 109	1.406	0.726	0.387	4.478
数字经济发展指数	18 109	2.722	2.035	0.550	13.195
粮食总产量(万吨)	18 108	32.475	35.431	0.003	364.071
劳均粮食产量(吨/人)	14 756	6.440	22.207	0.000	612.431
经济规模	18 109	14.178	0.939	10.436	17.676
产业结构	18 109	0.185	0.109	0.000	0.755
金融发展程度	18 109	13.654	1.084	6.588	18.811
宏观调控程度	18 109	12.544	0.623	8.579	15.235
人口规模	18 109	3.786	0.719	-0.105	5.527
县域面积	18 109	7.493	0.778	4.025	11.109

## 四、实证结果

### (一) 基准回归

表 3 汇报了数字经济对粮食安全影响的基准回归结果。其中,第(1)列以粮食安全评价指数为被解释变量,综合反映数字经济对粮食安全的总体影响。第(2)—(3)列分别以粮食总产量和劳均粮食产量的对数作为被解释变量,直接反映数字经济对粮食供给能力的影响。第(1)列的结果表明,数字经济对粮食安全存在负向影响,初步验证了假说 1 的结果。具体来说,在其他因素不变的情况下,数字经济发展指数每增加 1 个单位,粮食安全评价指数就下降 0.0119 个单位。从粮食供给能力来看,数字经济对粮食总产量和劳均粮食产量也有负向影响,数字经济发展指数每增加 1 个单位,粮食总产量下降 2.44%,劳均粮食产量下降 13.08%。综合来看,当前数字经济发展的不平衡与粮食总产出和粮食的劳动生产率均呈负向关系,对粮食安全存在负向影响。该结果表明,由于数字经济发展不平衡,其对农业部门的规模效应无法弥补要素流动导致的产出缺口,因此在现阶段其对粮食安全具有负向影响。但结合现实来看,这一负向关系是由于数字经济在粮食生产行业融合不够,从而使得粮食行业与其他行业和部门间存在较大的“数字鸿沟”。那么,在数字经济发展过程中,部门间的“数字鸿沟”是否缩小?数字经济对粮食安全的负向冲击是否逐渐缓解乃至可逆?下面将对这些问题展开分析。

<sup>①</sup>粮食主要包括谷类、薯类、大豆以及其他杂粮等作物。

表3 数字经济与粮食安全:基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
	粮食安全评价指数	粮食总产量对数值	劳均粮食产量对数值
数字经济发展指数	-0.0119*** (0.0015)	-0.0244*** (0.0032)	-0.1308*** (0.0162)
经济规模	-0.0200 (0.0182)	-0.0091 (0.0229)	0.0909* (0.0541)
产业结构	-0.0374 (0.1211)	0.2543** (0.1222)	0.5338* (0.2917)
金融发展程度	-0.0043 (0.0091)	0.0212 (0.0151)	-0.0081 (0.0353)
宏观调控程度	0.0047 (0.0142)	-0.0074 (0.0181)	-0.0618 (0.0436)
人口规模	0.0795 (0.0528)	-0.1094 (0.0860)	0.3201 (0.2103)
县域面积	0.2590 (0.1786)	0.3089*** (0.1062)	-0.0667 (0.1308)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	18 109	18 108	14 755
R <sup>2</sup>	0.9715	0.9775	0.8020

注:(1)括号内数值为聚类到县域层面的稳健标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。(2)所有估计均控制了县域和年份固定效应。下同。

### (二) 数字经济发展影响粮食安全的趋势

为了探讨数字经济发展对粮食安全的影响趋势,本文参考何宗樾等(2020)的做法,在基准回归中引入数字经济发展与时间虚拟变量的交互项进行了分年份的比较分析<sup>①</sup>。结果显示,2011年数字经济对粮食安全的影响显著为正;但2012—2018年,该影响显著为负,且呈逐年扩大趋势。这一结果从侧面验证了本文的理论分析:在数字经济发展初期,要素流动较为困难,农村家庭主要采取兼业的生产方式。早期外出务工人员的汇款增加了农民在粮食种植中化肥和农药的投入(钱文荣、郑黎义,2010),从而抵消了农业劳动力减少的不利影响。因此,数字经济初期对粮食安全的影响显著为正。随着数字经济的深入发展,农业部门的相对报酬进一步下降,相同要素可以在非农部门获得更高的收入,家庭可能完全退出农业生产,从而减少粮食生产(盖庆恩等,2014)。而在2014年以后,中国全面进入4G时代,数字经济的信息创造与传播得到飞速发展,使得部门间的“数字鸿沟”进一步扩大。同时,2019年后数字经济的负向系数逐渐下降,从侧面证明现阶段数字经济对粮食安全的不利影响源自其在粮食行业融合不充分,当粮食行业的“数字鸿沟”逐渐缓解,数字经济对粮食安全的不利影响也会逐渐被削弱。

### (三) 内生性处理

数字经济与粮食安全之间可能存在潜在的内生性问题:一是地区性的产业分工变化,会使得倾向于发展信息产业的地区进一步排挤农业生产,导致粮食减产,却提高了数字经济发展程度;二是有偏技术进步,偏向于非农产业的技术创新有利于数字经济的发展,却进一步

①相关结果详留存备索。

扩大了农业部门和非农部门间的收入差距,导致生产要素从粮食行业的流出。为了检验这一潜在的内生性问题是否影响基准回归结果,参考田鸽和张勋(2022)的做法,本文选取地级市距离“八纵八横”光缆骨干网节点城市的球面距离作为工具变量。一方面,光缆骨干网作为信息传输的主要通道,将各城市紧密联系起来,能够快速、稳定地传输大量信息数据,促进信息通信技术的发展,进而推动数字经济的增长。因此,距离光缆骨干网节点城市越近,城市越可能具备与节点城市相近的区位优势,拥有更完善的数字基础设施,数字经济发展程度可能越高。另一方面,球面距离属于地理数据,可以避免分工倾向变化和有偏技术进步的干扰。此外,考虑到数字经济发展的时变性,本文采用两种方法来构建时变的数字经济工具变量。首先,本文将距离数据与年份对数的交互项作为工具变量,表4第(1)列展示了相应的结果。其次,本文借助“宽带中国”试点政策,将其与标准化后的距离指标进行交互,以保证工具变量的时变性,表4第(2)列展示了相应的结果。一阶段回归结果与本文的预期保持一致,距离节点城市越远,数字经济发展程度越低。同时,F统计量均大于10,说明不存在弱工具变量问题。二阶段回归结果显示,数字经济对粮食安全的影响显著为负,与基准回归的结果保持一致。

表4 内生性处理:工具变量回归

变量	(1)		(2)	
	球面距离×年份对数		球面距离×“宽带中国”政策	
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
数字经济发展指数		-0.1116*** (0.0219)		-0.0480*** (0.0128)
工具变量1	-102.8243***		-0.3484*** (0.0457)	
工具变量2				
基准控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16 356	16 356	16 356	16 356
F统计量	16.38	-	58.18	-

此外,本文借鉴陈诗一和陈登科(2018)的做法,以“数字经济政府关注度”作为新的工具变量进行回归。具体地,本文以上一年各地级市政府工作报告中数字经济相关词频占总词数的比重衡量“数字经济政府关注度”。政府工作报告反映了城市未来新的发展路径,与数字经济相关的词频比例在一定程度上反映了政府对数字经济的关注和投入。同时,本文以上一年的词频占比作为工具变量,可以避免因反向因果所引起的内生性问题。结果表明,在更换工具变量后,基准回归的结论依然成立。

最后,数字经济发展离不开网络基础设施的支持。“宽带中国”政策推动了城市网络基础设施的升级,为本文提供了良好的准自然实验研究策略。因此,本文以“宽带中国”试点政策作为外生政策冲击,采用DID模型,实证探讨数字经济对粮食安全的影响。结果显示,“宽带中国”试点政策的推行显著降低了粮食安全,与基准回归的结果一致。为了避免模型受其他遗漏变量的潜在影响,本文将“宽带中国”政策随机分配给不同的城市,构建了伪政策的虚拟变量进行回归,重复该过程1 000次。结果显示,交互项政策的估计系数主要集中在零值

附近,其分布近似于正态分布,表明不太可能受其他不可观测变量的影响<sup>①</sup>。

#### (四) 稳健性检验

为了检验基准回归的稳健性,本文将从替换核心解释变量、排除政策干扰以及更换模型设定等方面进行稳健性检验<sup>②</sup>。

##### 1. 替换核心解释变量

首先,本文从消费互联网和工业互联网两个方面衡量数字经济的发展水平,分别用数字普惠金融指数和机器人渗透率作为代理变量,并将其与粮食安全评价指数进行回归分析。结果显示,无论是消费互联网还是工业互联网,数字经济发展都对粮食安全产生了负向影响。其次,数字经济构建指标之间存在较强的相关性,本文进一步采用主成分法构建数字经济发展指数来检验基准回归的稳健性<sup>③</sup>。结果表明,数字经济发展指数依然负向影响粮食安全,即基准回归结果不受数字经济测算方法的影响。此外,考虑到地级市内部的县域之间在数字经济发展上的差异,本文采用夜间灯光指数(DMSP-VIIRS)为每个县赋予不同的权重,构建了县域层面的数字经济发展指数。结果与前面的结果保持一致,进一步验证了基准回归的稳健性。

##### 2. 排除政策干扰

不同地区实施的政策可能会同时对数字经济和粮食安全产生影响。因此,本文加入了同期的政策冲击作为控制变量来检验基准回归的稳健性,即分别控制了县级层面“电子商务进农村综合示范县”政策、地级市层面“国家级大数据综合试验区”和“智慧城市”试点政策的影响。最后,本文考虑了不同省份特有政策的影响,在模型中加入了省份-年份固定效应。结果显示,在控制了不同层级的政策冲击之后,基准回归的结果仍然稳健。

##### 3. 其他稳健性检验

第一,替换粮食安全测度方法。除了考虑粮食生产外,广义的粮食安全还应该包括粮食储备和粮食进口等因素<sup>④</sup>。因此,本文在原有指标的基础上,加入了各省份的粮食储备量和进口量,并进一步采用熵值法构建新的粮食安全评价指数。第二,采用粮食生产全要素生产率。参考Chen和Gong(2021)的做法,本文使用随机前沿模型(SFA)计算了粮食生产全要素生产率。在此基础上,探讨了数字经济对粮食生产全要素生产率的影响。第三,更换控制变量。本文加入了土地流转、耕地面积以及机械总动能投入的变量,以控制农业相关因素对基准回归的潜在影响。最后,更换模型和估计方法。当期数字经济发展未必直接影响当期的农业生产,数字经济与农业生产不一定同步。为此,本文采用动态面板模型和GMM估计方法探讨数字经济对粮食安全的影响。结果显示,当期数字经济发展对粮食安全的影响显著为负,基准回归的结果保持稳健。同时,GMM回归的估计显示,上期数字经济发展对粮食安全的影响系数为正,表明数字经济对粮食安全存在滞后的正向影响。

①内生性处理相关结果留存备索。

②稳健性检验的具体结果留存备索。

③指标之间KMO检验为0.765,Bartlett检验 $P$ 值 $<0.01$ ,因此适合采用主成分法。

④感谢匿名审稿人提出的意见。各地区粮食储备和粮食进口数据来自2012—2018年《中国粮食年鉴》和2019—2022年《中国粮食和物资储备年鉴》。

### (五) 机制分析

前文分析表明,数字经济有利于降低交易成本,为农业生产带来规模效应,提高土地生产率;但同时数字经济扩大了农业部门和非农部门间的“数字鸿沟”,通过促进部门间农业生产要素流出和农业部门内结构调整对粮食安全产生不利影响。基准回归的结果显示,数字经济为农业部门带来的效率提升无法弥补其导致的产出缺口,因此对粮食安全的影响为负。下文将从部门间要素流动、农业生产效率以及部门内“投入非粮化”三个方面进行机制分析。

在部门间要素流动方面,本文分别从部门间边际收入差距、农业生产要素流出和农业生产积极性下降三个维度进行测度。根据农业经营现实和数据可得性,部门间边际收入差距用城乡居民收入比进行测度,相关结果见表5第(1)列。结果显示,数字经济发展显著扩大了城乡收入比。考虑到农业生产主要集中在农村地区,该结果为数字经济发展扩大农业部门和非农部门间的“数字鸿沟”提供了实证证据。农业生产要素用耕地面积作为代理变量,相关结果见表5第(2)列。结果显示,数字经济发展显著降低了耕地面积,这验证了理论分析的结论,“数字鸿沟”的扩大促使农民将生产要素向非农部门转移,那些未被列为“永久基本农田”的耕地被更快地转入非农部门。农业生产积极性用总播种面积和粮食播种面积进行衡量,结果见表5第(3)—(4)列。结果显示,数字经济发展显著降低了总播种面积和粮食播种面积,降低了农民尤其是粮农的生产积极性。总体来看,数字经济发展扩大了农业部门和非农部门间的“数字鸿沟”,导致农业生产要素流向非农部门,降低了农业尤其是粮食生产积极性。

在农业生产效率方面,本文从耕地利用率和农业土地生产率两个维度进行检验,分析数字经济发展是否对农业部门具有规模效应。耕地利用率以总播种面积除以耕地面积计算,农业土地生产率则以第一产业增加值除以耕地面积计算,结果见表5第(5)—(6)列。结果显示,数字经济显著提高了耕地利用率和农业土地生产率,表明数字经济在促进农业要素流出的同时,亦对继续留在农业部门的农民具有规模效应,从而促进其精耕程度,提高土地的生产效率。总体来看,数字经济对农业部门具有规模效应,但这一效应不足以弥补要素流出带来的产出损失。

**表 5 机制分析 I :部门间要素流动和农业生产效率**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城乡收入比	耕地面积	总播种面积	粮食播种面积	耕地利用率	土地生产率
数字经济发展指数	0.0262*** (0.0027)	-0.0304*** (0.0032)	-0.0073*** (0.0016)	-0.0091*** (0.0009)	0.0229*** (0.0030)	0.0154*** (0.0032)
基准控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	15 653	18 106	17 958	17 532	17 955	17 950
R <sup>2</sup>	0.8964	0.9728	0.9912	0.9969	0.9000	0.9610

在部门内“投入非粮化”方面,本文首先根据理论分析确定农业部门内的调整并非通过耕地非粮化实现。表6第(1)列展示了对这一论断的检验,本文以粮食播种面积与总播种面积的比值作为被解释变量,结果显示数字经济并未显著降低粮食播种面积占比。在此基础

上,本文通过分析数字经济发展对粮食作物和非粮作物产量的差异化影响来检验“投入非粮化”的存在,相关结果见表6第(2)一(4)列。结果显示,数字经济发展显著降低了粮食的土地生产率,提高了非粮作物的土地生产率,并且显著降低了粮食在总产量中的占比。根据前文定义,“投入非粮化”是指在不减少粮食播种面积的前提下,将更多其他生产要素投入到非粮作物中,最终导致粮食作物的占比下降。因此,该部分结果验证了理论分析的结论,数字经济发展促进了农业部门内的“投入非粮化”趋势,从而进一步对粮食生产和粮食安全产生冲击。最后,粮食土地生产率与农业土地生产率的结果相反表明,虽然数字经济对农业部门具有规模效应,但这一效应在粮食行业并不存在。其原因在于农业部门内通过“投入非粮化”进行结构调整,对粮食行业的挤出效应最终淹没了规模效应。

机制分析为数字经济扩大部门间“数字鸿沟”提供了现实证据,并在此基础上发现数字经济发展通过部门间要素流动和部门内结构调整对粮食生产和粮食安全产生了不利影响。同时本文还发现,数字经济对农业部门具有规模效应,但该效应在农业部门内的粮食行业被挤出效应所淹没,从而导致粮食行业在数字经济发展中面临更大的冲击。

表6 机制分析Ⅱ:部门内“投入非粮化”

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	粮食播种面积占比	粮食的土地生产率	非粮作物的土地生产率	粮食与非粮作物的产量比
数字经济发展指数	-0.0008 (0.0013)	-0.0154*** (0.0030)	0.0642*** (0.0132)	-0.0249*** (0.0079)
基准控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17 532	17 531	12 697	17 637
R <sup>2</sup>	0.9643	0.9440	0.8892	0.9036

注:粮食的土地生产率=粮食总产量/粮食播种面积;非粮作物的土地生产率=(油料+棉花产量)/(总播种面积-粮食播种面积);粮食与非粮作物的产量比=粮食总产量/(油料+棉花产量)。由于棉花亩产与粮食及油料作物亩产存在差异,在计算时对棉花产量乘以3。

## (六) 异质性分析

上述结果表明,数字经济扩大了部门间的“数字鸿沟”,对粮食生产和粮食安全存在负向影响。基于该结论和粮食生产的现实背景,本部分将根据样本差异,从地区、经济发展程度、要素禀赋、自然地理特征等方面进行分样本异质性分析<sup>①</sup>。

### 1. 地区差异

本文利用县域分布的地理位置将总样本划分为东部地区和中西部地区两个子样本。表7第(1)一(2)列的结果显示,数字经济对粮食安全的负向影响主要集中在东部地区,影响系数为-0.0146,而对中西部地区的影响不显著。可能的原因在于:相比中西部地区,东部地区的经济更为发达,农民从事非农生产活动比农业生产能获得更高的收益,导致更大程度的农业部门要素流出,对粮食安全产生更大的负向影响。

### 2. 经济发展程度差异

本文利用人均GDP将总样本划分为两个子样本。如果该县人均GDP的水平位于前

<sup>①</sup>在附录部分,本文汇报了交互项异质性检验的结果。

50%部分(不包含50%的样本,下同),则令其为经济较发达地区,赋值为1,否则为0。表7第(3)—(4)列的结果显示,数字经济对经济欠发达地区影响系数为-0.0058,对经济较发达地区影响系数为-0.0156;同时,组间系数差异检验显著拒绝二者无差别原假设。这可能是由于经济较发达地区存在更多的非农就业机会,相同的要素投入在非农部门能获得更高的回报。

### 3. 贫困县与非贫困县差异

本文根据脱贫攻坚之前的贫困县名单将样本划分为贫困县和非贫困县两个子样本。表7第(5)—(6)列的结果显示,数字经济对粮食安全的负向影响主要集中在非贫困县,影响系数为-0.0136,而对贫困县的影响不显著。可能的原因在于:贫困县主要以农业发展为主,产业间要素流动较为困难。因此,数字经济对贫困县的粮食安全影响不显著。

表7 异质性分析 I:经济发展程度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部地区	中西部地区	经济欠发达地区	经济较发达地区	非贫困县	贫困县
数字经济发展指数	-0.0146*** (0.0016)	-0.0030 (0.0023)	-0.0058*** (0.0016)	-0.0156*** (0.0014)	-0.0136*** (0.0011)	0.0000 (0.0023)
基准控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	6 938	11 171	9 564	8 545	12 876	5 233
R <sup>2</sup>	0.9743	0.9711	0.9736	0.9699	0.9735	0.9664
组间系数差异	4.50		-5.28		6.03	

### 4. 要素禀赋差异

当地的耕地资源禀赋也会直接影响县域的发展模式。为了探讨数字经济对不同耕地资源禀赋县域影响的差异,本文利用耕地面积占行政区面积的比重指标将总样本划分为两个子样本。如果该县的这一指标水平位于前50%部分,则令其为耕地大县,赋值为1,否则为0。表8第(1)—(2)列的结果显示,数字经济对耕地大县影响系数为-0.0060,对耕地小县影响系数为-0.0163;同时,组间系数差异检验显著拒绝二者无差别原假设。可能的原因在于:耕地大县农业生产的规模效应较大,因而受到数字经济影响的“虹吸效应”和部门内结构调整的影响较小。

### 5. 地形坡度差异

地形差异是影响农业规模化生产的重要因素之一。本文利用地形起伏度指标将总样本划分为两个子样本。如果该县的这一指标水平位于后50%部分,则令其为平地县,赋值为1,否则为0。表8第(3)—(4)列的结果显示,数字经济对平地县影响系数为-0.0215,对山地县影响系数为-0.0031;同时,组间系数差异检验显著拒绝二者无差别原假设。这说明平地县受到数字经济的负向影响更大。其原因在于平地县相较于山地县交通更加便利,劳动力和生产要素的流动成本更低,从而导致其在“数字鸿沟”扩大的背景下,粮食行业面临的冲击更大。

### 6. 降水分布差异

降水量也是影响农业生产活动的重要因素之一。本文利用800毫米等降水线将总样本

划分为两个子样本。如果该县所在省份位于 800 毫米等降水线以南,则令其为湿润地区,赋值为 1,否则为 0<sup>①</sup>。表 8 第(5)—(6)列的结果显示,数字经济对粮食安全的负向影响主要集中在湿润地区,而对半湿润地区的影响不显著。其原因在于湿润地区主要分布在中国南方,地形以丘陵和山地为主,耕地较为分散,不利于粮食的规模化种植和土地流转,农民面临较低的抛荒成本;此外,湿润地区雨水丰富,适宜多季粮食的种植,抛荒所带来的负面影响也更大,从而导致数字经济对粮食安全的负向效应更大。

表 8 异质性分析 II :农业自然禀赋

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	耕地大县	耕地小县	平地县	山地县	湿润地区	半湿润地区
数字经济发展指数	-0.0060*** (0.0014)	-0.0163*** (0.0033)	-0.0215*** (0.0019)	-0.0031*** (0.0009)	-0.0097*** (0.0007)	-0.0031 (0.0022)
基准控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	9 020	9 048	8 473	8 407	9 125	8 918
R <sup>2</sup>	0.9576	0.9654	0.9660	0.9606	0.9881	0.9669
组间系数差异	3.94		-8.67		-2.74	

### 7. 粮食主产区与非主产区差异

为比较数字经济影响在粮食主产区和非主产区之间的差异,本文按照《财政部关于印发〈关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见〉的通知》(财发[2003]93号),将黑龙江、河南、山东、四川、江苏、河北、吉林、安徽、湖南、湖北、内蒙古、江西、辽宁 13 个省级单位视为粮食主产区,其他地区视为粮食非主产区进行异质性分析。表 9 第(1)—(2)列的结果显示,数字经济对粮食主产区影响系数为-0.0207,对粮食非主产区影响系数为-0.0030;同时,组间系数差异检验显著拒绝二者无差别原假设,这表明数字经济对粮食安全的负向影响在粮食主产区更显著。其原因在于粮食主产区的粮食份额占比更高,产品附加值相对较低。在数字经济发展的背景下,其面临的“数字鸿沟”会进一步扩大,从而导致更多的生产要素从农业部门流出,对粮食安全冲击更大。

### 8. 种植结构差异

本文依据 2011 年粮食产量占农产品(粮食+棉花+油料)的比重将总样本划分为两个子样本。如果该县的水平位于前 50% 部分,则令其为主粮地区,赋值为 1,否则为 0。表 9 第(3)—(4)列的结果显示,数字经济对粮食安全的影响在主粮地区和非主粮地区均显著为负,且系数较为接近。同时,组间系数差异检验显示,二者并无显著性差异。

### 9. 复种指数差异

本文依据各地气候差异,将样本划分为一年一熟、一年两熟和一年三熟的三个子样本,表 9 第(5)—(7)列分别展示了相应结果。结果显示,数字经济对粮食安全的影响在一年两熟地区,影响系数为-0.0110,而在一年一熟和一年三熟地区均不显著。这一结果侧面印证了理论机制的内容,一年两熟地区在不减少粮食播种面积的前提下,减少粮食的播种次数,把其他生产要素投入到非粮食作物中,从而使得数字经济的负向影响更大。

①对于 800 毫米等降水线穿过的省份,若其省份大多数市县位于 800 毫米等降水线以南,则赋值为 1。

表9 异质性分析Ⅲ:种植结构与复种指数

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	粮食主产区	粮食非主产区	主粮地区	非主粮地区	一年一熟	一年两熟	一年三熟
数字经济发展指数	-0.0207*** (0.0032)	-0.0030*** (0.0010)	-0.0123*** (0.0019)	-0.0113*** (0.0018)	-0.0029 (0.0029)	-0.0110*** (0.0012)	-0.0023 (0.0019)
基准控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	10 901	7 208	4 223	13 886	8 984	8 277	848
R <sup>2</sup>	0.9679	0.9352	0.9834	0.9685	0.9670	0.9885	0.9752
组间系数差异	7.87		0.54		3.48	-	6.10

注:第(5)列的组间系数差异统计量为第(5)一(6)列的比较结果;第(7)列的组间系数差异统计量为第(6)一(7)列的比较结果。

异质性分析发现,数字经济对粮食安全的影响在经济较发达和农业自然禀赋更好的地区更强,这从侧面印证了理论机制分析的结论。在经济较发达地区,部门间“数字鸿沟”更大,粮食部门要素流出更强;在农业自然禀赋更好的地区,粮食和非粮作物的替代弹性更强,导致更强的“投入非粮化”。总体来看,经济较发达地区和农业自然禀赋更好地区的粮食安全更具脆弱性,需要进行更多的转移支付以弥补种粮的相对损失。

## 五、结论与建议

基于结构转型理论,本文利用2011—2021年中国县级面板数据,构造了县域层面的粮食安全评价指数,探讨了数字经济对粮食安全的影响及其作用机制。主要研究结论如下:第一,当前阶段由于数字经济发展不平衡,扩大了农业部门与非农部门间的“数字鸿沟”,从而对粮食安全存在负向影响。第二,这种负向影响是粮食行业与数字经济融合不充分的结果,随着数字经济在部门间的平衡发展以及粮食生产的数字化,该负向影响会得到缓解和逆转。第三,该影响的作用机制表现为部门间农业生产要素的流出和农业部门内的结构调整,这使得粮食行业受到部门间“虹吸效应”和行业间“投入非粮化”的双重冲击。第四,数字经济发展对农业部门具有规模效应,但当前该效应在粮食行业被“投入非粮化”带来的挤出效应所淹没,因此弥合“数字鸿沟”对保障粮食安全和农业高质量发展均具有积极意义。最后,数字经济对粮食安全的冲击在经济较发达和农业要素禀赋较好的地区更大,使得这些地区面临更加严重的粮食安全脆弱性。综合来看,当前数字经济对粮食安全的负向影响呈一种阶段性特征,会随着“数字鸿沟”的缩小而逆转。但由于农业部门和粮食行业的内在特征,通过单纯市场机制弥合“数字鸿沟”在短期内较为困难,因此通过政策引导粮食产业数字化,对于维护粮食安全和促进农业的高质量发展具有重要意义。同时,保障粮食安全并不意味着农业生产只能生产粮食,政府可以通过差异化政策引导农民多元化种植,从而实现粮食安全与农民增收的统一。这亦是减缓“投入非粮化”,保障粮食生产的重要方式。在此基础上,本文提出以下政策建议:

第一,为农业部门和粮食行业提供“数字化补贴”,促进数字经济与农业尤其是粮食生产的深度融合。现阶段数字经济对粮食安全负向影响的根源在于部门间的“数字鸿沟”。要缓解乃至消除这一负向影响,发挥数字经济的规模效应,则需要弥补“数字鸿沟”。针对农业部门的“数字化补贴”,让农民拥有专项补贴资金用于农业生产的数字化转型,可以缓解因农业部门边际技术进步效率较低导致的数字化转型滞后问题,从而加速数字经济与农业尤其是

粮食行业的深度融合。特别地,需要对粮食行业进行更大程度的补贴,从而同时缓解农业部门内的“投入非粮化”问题。

第二,引导农民多样化种植,增加粮食生产数字化转型的收益,提升农业数字化转型的内生动力。具体而言,粮食多样化种植鼓励农民种植小麦、玉米、红薯等多种粮食作物,并采用稻麦轮作、稻薯轮作等方式,以减少对单一作物的依赖,提升粮食生产的多样性。一方面,多样化种植可以增强农民的种粮收入稳定性和抗气候风险能力;另一方面,多样化种植对气候监测、育种选择、土壤保持以及市场需求等信息以及相关管理具有更强的需求,从而提高了农民进行数字化转型的积极性。此外,作物转换也有利于改善土壤肥力,防止土地退化,保护生态环境,从而实现数字农业和生态农业的结合。

第三,实行差异化土地流转政策。对于种粮大户,允许其流入更多耕地进行粮食的规模化种植,以提高粮食种植的规模效应,增加种粮收入;对于非种粮农户,则继续引导土地有序流转,促进适当规模化经营。差异化土地流转政策可以在保障土地有序流转的基础上,提高粮食生产的规模效应,提高种粮的平均收益。有利于在稳定粮价的基础上缩小粮食行业与其他行业间的报酬差距,提高种粮积极性。同时,针对种粮户的规模化流转政策在监管有力的情况下也有利于遏制农业部门内“投入非粮化”,从而缓解粮食行业面临的冲击,保障粮食生产和粮食安全。

第四,保障产粮区的粮食产量稳定,推动非产粮区土地集体流转的试点。考虑到农业发展受地区经济水平和自然资源条件的影响而存在差异性,应该因势利导,对不同地区实施针对性措施保障粮食安全稳定。在农业资源优越的产粮地区,应该加强农业科技创新和推广应用,推动农业现代化、集约化、规模化发展,提升农业生产能力和质量水平,保障粮食产量稳定。在经济较发达的非产粮地区,可以通过土地的集体流转,推动农村土地向种粮农民集中,优化土地利用结构和方式,提高土地利用效率和产出效益。

### 参考文献:

- 1.陈诗一、陈登科,2018:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期。
- 2.陈晓红、李杨扬、宋丽洁、汪阳洁,2022:《数字经济理论体系与研究展望》,《管理世界》第2期。
- 3.盖庆恩、朱喜、史清华,2014:《劳动力转移对中国农业生产的影响》,《经济学(季刊)》第13卷第3期。
- 4.何宗樾、张勋、万广华,2020:《数字金融、数字鸿沟与多维贫困》,《统计研究》第10期。
- 5.荆文君、孙宝文,2019:《数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架》,《经济学家》第2期。
- 6.李永萍,2018:《土地抛荒的发生逻辑与破解之道》,《经济学家》第10期。
- 7.李卓、封立涛,2022:《农业减税降赋对经济现代化的促进作用——来自取消农业税的证据》,《经济评论》第3期。
- 8.李卓、王峰伟、封立涛,2021:《土地流转政策对粮食安全的影响》,《财经科学》第3期。
- 9.钱文荣、郑黎义,2010:《劳动力外出务工对农户水稻生产的影响》,《中国人口科学》第5期。
- 10.秦芳、王剑程、胥芹,2022:《数字经济如何促进农户增收?——来自农村电商发展的证据》,《经济学(季刊)》第22卷第2期。
- 11.阮俊虎、刘天军、冯晓春、乔志伟、霍学喜、朱玉春、胡祥培,2020:《数字农业运营管理:关键问题、理论方法与示范工程》,《管理世界》第8期。
- 12.田鸽、张勋,2022:《数字经济、非农就业与社会分工》,《管理世界》第5期。
- 13.王跃梅、姚先国、周明海,2013:《农村劳动力外流、区域差异与粮食生产》,《管理世界》第11期。
- 14.魏后凯,2020:《“十四五”时期中国农村发展若干重大问题》,《中国农村经济》第1期。
- 15.肖湘雄、滕俊磊,2023:《中国式粮食安全治理:历程回顾、经验启示与进路探寻》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第4期。
- 16.张培刚,2013:《农业与工业化》,武汉大学出版社。
- 17.赵涛、张智、梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期。

- 18.朱晶,张瑞华,谢超平,2022.《全球农业贸易治理与中国粮食安全》,《农业经济问题》第11期。
- 19.Alvarez-Cuadrado, F., and M. Poschke. 2011.“Structural Change Out of Agriculture: Labor Push versus Labor Pull.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 3(3): 127–158.
- 20.Chen, S., and B. Gong. 2021.“Response and Adaptation of Agriculture to Climate Change: Evidence from China.” *Journal of Development Economics* 148, 102557.
- 21.Coates, J. 2013.“Build It Back Better: Deconstructing Food Security for Improved Measurement and Action.” *Global Food Security* 2(3): 188–194.
- 22.Deichmann, U., A. Goyal, and D. Mishra. 2016.“Will Digital Technologies Transform Agriculture in Developing Countries?” *Agricultural Economics* 47(S1): 21–33.
- 23.Jiang, Q., J. Li, H. Si, and Y. Su. 2022.“The Impact of the Digital Economy on Agricultural Green Development: Evidence from China.” *Agriculture–Basel* 12(8), 1107.
- 24.Karlan, D., R. Osei, I. Osei-Akoto, and C. Udry. 2014.“Agricultural Decisions after Relaxing Credit and Risk Constraints.” *The Quarterly Journal of Economics* 129(2): 597–652.
- 25.Lewis, W. A. 1954.“Economic Development with Unlimited Supplies of Labour.” *The Manchester School* 22(2): 139–191.
- 26.Li, C., P. Huo, Z. Wang, W. Zhang, F. Liang, and A. Mardani. 2023.“Digitalization Generates Equality? Enterprises’ Digital Transformation, Financing Constraints, and Labor Share in China.” *Journal of Business Research* 163, 113924.
- 27.Nunn, N., and N. Qian. 2011.“The Potato’s Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment.” *The Quarterly Journal of Economics* 126(2): 593–650.
- 28.Prosekov, A. Y., and S. A. Ivanova. 2018.“Food Security: The Challenge of the Present.” *Geoforum* 91: 73–77.
- 29.Satterthwaite, D., G. McGranahan, and C. Tacoli. 2010.“Urbanization and Its Implications for Food and Farming.” *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences* 365(1554): 2809–2820.
- 30.Yao, P., H. Fan, Q. Wu, J. Ouyang, and K. Li. 2023.“Compound Impact of COVID–19, Economy and Climate on the Spatial Distribution of Global Agriculture and Food Security.” *Science of The Total Environment* 880, 163105.

## Output Gap or Scale Effect: The Impact of the Digital Economy on Food Security and Its Mechanism Analysis

Feng Litao and Zou Wenjin

(School of Business, Hunan Normal University)

**Abstract:** As the digital economy emerges as a new engine of growth, the disparity in digital development between agricultural and non-agricultural sectors introduces significant impacts on agricultural development and food security through factor reallocation. Based on structural transformation theory, this paper investigates the effects of digital economy development on food security using county-level panel data from China spanning 2011 to 2021. The findings reveal that first, the current imbalance in digital economy development negatively impacts food security; however, this effect can be mitigated and even reversed through the digitization of food production. Second, the primary mechanism behind this impact is the digital divide, which facilitates the reallocation of production factors between and within sectors, resulting in dual challenges for the food industry from the “siphoning effect” and “non-food input” shocks. Third, the development of the digital economy generates scale effects for the agricultural sector, making the bridging of the “digital divide” a crucial pathway for fostering high-quality agricultural development. Fourth, the consequences of the imbalance in digital economy development on food security are more pronounced in economically developed regions with advantageous agricultural endowments. Based on these insights, this paper offers policy recommendations aimed at accelerating the digital transformation of agriculture, ensuring food security, and achieving high-quality development, from the perspective of agricultural digital subsidies, diversification of food crops, and land transfer.

**Keywords:** Food Security, Digital Economy, Digital Divide, Siphon Effect, Input of Non-food

**JEL Classification:** Q1, R1

(责任编辑:陈永清)