

互联网发展对农业全要素生产率增长的影响

李欠男,李谷成

(华中农业大学 经济管理学院/湖北农村发展研究中心,湖北 武汉 430070)



摘要 伴随着“互联网+农业”的蓬勃兴起,互联网发展在提升农业全要素生产率方面发挥着重要作用。首先分析互联网发展对农业全要素生产率增长的作用机理,并基于EBM Super-Global-Malmquist(EBM-SGM)指数对2002—2016年中国大陆31个省份的农业全要素生产率进行核算,然后采用固定效应模型分析互联网发展对农业全要素生产率增长的影响。结果表明:(1)2002—2016年农业全要素生产率年均增长2.20%,主要依赖农业技术进步的贡献;(2)整体来看,互联网发展显著提升了农业全要素生产率;分地区来看,互联网发展对农业全要素生产率的促进作用在中部地区最为明显,其次为西部和东部地区;(3)互联网发展对农业技术进步具有显著的促进作用,对农业技术效率具有显著的抑制作用。

关键词 互联网发展;农业全要素生产率;农业技术进步;农业技术效率

中图分类号:F 323.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2020)04-0071-08

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwxzb.2020.04.008

20世纪90年代以来,伴随着大数据、云计算等新一代网络信息技术的进步与扩散,互联网已成为不可阻挡的时代潮流。近年来,中国大力实施“互联网+农业”战略,旨在借助互联网来推动农业转型升级,着力提升农业全要素生产率^[1]。2019年中央一号文件提出“实施数字乡村战略,深入推进‘互联网+农业’”。2020年中央一号文件进一步指出“加快物联网、大数据、区块链、人工智能等现代信息技术在农业领域的应用”。农业作为国民经济的基础,为国民经济发展作出了卓越贡献。然而,农业发展长期面临环境恶化、资源短缺的约束,依赖资源消耗为主的传统生产方式已难以为继,要实现农业转型升级必须依靠农业全要素生产率的提升^[2]。互联网时代潮流的到来,为农业转型升级带来了新的契机。

现有研究围绕索洛的“生产率悖论”展开激烈讨论。早在1987年,索洛注意到一种奇怪的现象:美国在信息技术领域进行了大规模投资,但其对生产率的作用微乎其微。进而,索洛提出了“生产率悖论”,即除了生产率以外,计算机的作用无处不在^[3]。随后,一些学者对“生产率悖论”的可能原因给予了多角度的解释^[4-6]。但是,大部分学者认为计算机对经济或产业增长特别是生产率增长起到了促进作用^[7-8]。近年来,伴随着新一代网络信息技术的快速发展,互联网发展对经济增长以及生产率增长的促进作用已基本形成共识^[9]。Czernich等、Chu、韩宝国等分别运用OECD国家、201个国家以及中国的数据实证分析了互联网发展对经济增长的影响,均发现互联网发展能够显著促进经济增长^[10-12]。郭家堂等、肖利平、汪东芳等发现互联网发展对宏观经济部门、装备制造以及能源部门全要素生产率的提升具有正向促进作用^[13-15]。然而,具体到农业领域,关于互联网发展对农业全要素生产率增长的实证研究较为缺乏。一些学者针对互联网发展与农业生产展开定性研究,一致认为互联

收稿日期:2019-07-24

基金项目:国家自然科学基金项目“中国农业全要素生产率增长的微观基础及若干农业政策的生产率效应评估”(71873050);国家自然科学基金青年项目“气候变化对我国农业生产的经济影响评估:基于全要素生产率视角”(71903162)。

作者简介:李欠男(1990-),女,博士研究生;研究方向:农业技术经济。

通讯作者:李谷成(1982-),男,教授,博士;研究方向:农业技术经济。

网已经成为引领“三农”发展的重要手段^[16-17]，“互联网+农业”有利于拓宽传统农业经营的流通渠道，突破传统农业经营服务模式的局限，推进传统农业向信息化、规模化和智能化农业转型^[18-20]。

综上所述，已有研究为考察互联网发展与农业全要素生产率增长的关系提供了重要借鉴，但仍存在一些不足之处：第一，已有研究虽然关注到互联网发展对农业领域的引领作用，但是这方面的探讨主要停留在定性描述，缺乏实证证据，尤其是缺乏互联网发展对农业全要素生产率增长的实证检验。第二，关于农业全要素生产率的测算，已有研究主要采用径向距离函数或非径向距离函数，前者假设农业生产投入和产出同比例增加或者减少，往往会高估生产率，而后者忽略了效率前沿投影值的原始比例信息，两者均会造成生产率测度的偏误。此外，相邻参比的 Malmquist 指数不具备循环性和传递性，面临潜在的线性规划无解问题，且未考虑有效生产单元的排序问题，会造成生产率测度的偏误。因此，本文采用 EBM Super-Global-Malmquist (EBM-SGM) 指数对农业全要素生产率进行核算，在此基础上采用固定效应模型实证研究互联网发展对农业全要素生产率增长的影响，以期为深入实施“互联网+农业”战略以及实现农业转型升级提供参考。

一、理论分析与研究假说

“互联网+农业”是指充分利用移动互联网、大数据、云计算、物联网等新一代信息技术与农业的跨界融合，创新基于互联网平台的现代农业新产品、新模式与新业态^[21]。“互联网+农业”的发展模式正在变革传统农业，“智能化、精准化、数字化、可控化”的农业生产方式对农业全要素生产率增长产生了重要影响。Fare 等进一步将农业全要素生产率分解为农业技术进步与农业技术效率^[22]。因此，互联网发展将通过作用于农业技术进步和农业技术效率进而对农业全要素生产率增长产生影响。

1. 互联网发展与农业全要素生产率增长

新经济增长理论认为，技术进步是拉动经济增长的源泉。互联网的发展引领农业技术进步，推动农业生产方式发生变革，从而促进农业全要素生产率的提升。一方面，互联网的发展有利于农业新知识、新技术的跨时空传播，促进研发合作，推动农业技术外溢，从而加快农业技术进步。另一方面，互联网的发展降低了农业信息的传递成本，提高了农业资本、劳动力、土地等要素的利用效率，实现了更优化的资源配置率，从而促进农业技术效率的提高。而农业技术进步和农业技术效率是促进农业全要素生产率提升的两大来源^[23]。因此，从理论上讲，互联网发展有助于农业全要素生产率的提升。此外，中国幅员辽阔，考虑到东部、中部和西部地区之间的差异，互联网发展对不同地区农业全要素生产率增长可能存在显著差异。基于上述分析，提出如下研究假说：

假说 1：互联网发展提升了农业全要素生产率。

假说 2：互联网发展对农业全要素生产率增长的影响存在地区差异。

2. 互联网发展与农业技术进步

一是互联网的发展有利于农业新知识、新技术跨时空地传播，促进知识与技术等在全社会开放与共享，促进农业技术外溢。大数据、云技术、遥感技术等互联网技术的应用，能够实时采集农业生产各环节的数据，推进作物生长管理、肥水药精准实施。二是互联网的发展将农业生产者、消费者、企业和科研院校紧密地联系起来。企业和科研院校作为农业科技创新的重要源头，面临农业技术供给与生产环节需求脱节的困境。而互联网的发展可以为农业技术供给方与需求方搭建起沟通的“桥梁”，进而提高农业科技创新的匹配效率和科技成果的转化率。此外，借助互联网平台，生产者和消费者能够更好地对接，从而倒逼“精细农业”、促进产品创新^[19]。基于上述分析，提出如下研究假说：

假说 3：互联网发展对农业技术进步具有促进作用。

3. 互联网发展与农业技术效率

一是互联网的发展促进了网络技术与农业生产部门相互连接，降低了农业信息的传递成本，打破了信息不对称的壁垒^[24]。理论上，农业土地、劳动力和资本等生产要素可以得到有效利用，资源可以得以优化配置，从而实现农业技术效率的提升。但在实践中，互联网发展对农业技术效率的影响受农业劳动力运用能力的约束。当前农业劳动力受教育程度较低，不能熟练地操作运用互联网，从而难以

借助互联网发展来推进资源的优化配置^[25]。二是互联网发展成为一个便捷的交易平台,交易活动从传统方式转变为通过互联网平台来完成^[13]。然而,农产品具有易腐、易损的特性以及农村物流配送产业的滞后,影响了农产品等跨地区流动,从而不利于农业技术效率的发挥^[25]。基于上述分析,提出如下研究假说:

假说4:互联网发展对农业技术效率的抑制作用大于促进作用,即互联网发展对农业技术效率具有抑制作用。

二、农业全要素生产率的核算与分析

1. 核算方法

准确核算农业全要素生产率是实证研究的基础。鉴于数据包络分析(DEA)方法不需要设定具体的函数形式和技术非效率项的分布形式,因此采用DEA方法对农业全要素生产率进行核算。为了避免径向距离函数和非径向距离函数的不足以及克服线性规划无解、有效生产单元的排序等问题,采用Tone等^[26]提出的混合距离函数(EBM),并结合超效率(Super Efficiency)模型以及Pastor等^[27]、Oh^[28]提出的全局参比Malmquist指数构造生产前沿面,即EBM Super-Global-Malmquist(EBM-SGM)指数来核算农业全要素生产率。

假设决策单元个数为 s ,有 m 种要素投入, n 种产出,则混合距离函数(EBM)模型构建如下:

$$r^* = \min \theta - \varphi \sum_{i=1}^m \frac{\omega_i s_i}{m_0}$$

$$s.t. \{ \theta m_0 - M\rho - s = 0; \rho N \geq n_0; \rho \geq 0, s \geq 0 \} \quad (1)$$

式(1)中, r^* 表示生产效率值, θ 表示径向效率值, φ 表示同时考虑径向和非径向松弛变量的参数, ω_i 为第 i 种生产要素的相对重要程度, s_i 为第 i 种生产要素的松弛变量; ρ 为相对权重, M 、 N 分别表示投入和产出向量, m_0 、 n_0 分别表示径向约束下的投入和产出水平。

超效率模型能够解决有效生产单元的进一步排序问题,同时,全局参比Malmquist指数基于各期共同的前沿面构造生产可能集,能够有效避免线性规划无解以及非传递性等缺陷。基于此,构建EBM-SGM指数来测算农业全要素生产率(TFP),表达式如下:

$$TFP^{t,t+1}(m^t, n^t; m^{t+1}, n^{t+1}) = \left[\frac{1+D^t(m^t, n^t)}{1+D^t(m^{t+1}, n^{t+1})} \times \frac{1+D^{t+1}(m^t, n^t)}{1+D^{t+1}(m^{t+1}, n^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$= \frac{1+D^t(m^t, n^t)}{1+D^t(m^{t+1}, n^{t+1})} \times \left[\frac{1+D^{t+1}(m^t, n^t)}{1+D^t(m^t, n^t)} \times \frac{1+D^{t+1}(m^{t+1}, n^{t+1})}{1+D^t(m^{t+1}, n^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$= EC(m^{t+1}, n^{t+1}; m^t, n^t) \times TC(m^{t+1}, n^{t+1}; m^t, n^t) \quad (2)$$

式(2)中, D^t 、 D^{t+1} 分别表示在 t 期和 $t+1$ 期的生产技术集;农业全要素生产率(TFP)可以分解为农业技术进步(TC)和农业技术效率(EC), $TFP > 1$ 表示农业全要素生产率实现了增长,反之则表示下降; $TC > 1$ 和 $EC > 1$ 分别表示农业技术进步和农业技术效率改善,反之则表示农业技术退步和农业技术效率恶化。

2. 投入与产出指标

由于农业(狭义)与林业、牧业、渔业投入要素存在行业差异,且产品的生命周期也不同,因此,借鉴杜江等^[29]的研究,以狭义农业即种植业为研究对象。农业产出变量以2000年不变价的农业总产值来表示,单位为亿元。农业投入变量包括以下五大类:①土地投入以农作物总播种面积来表示,单位为千公顷;②劳动力投入以种植业从业人员数量来表征,单位为万人;需要说明的是,现有统计资料只统计第一产业从业人员数量,借鉴黄少安等^[30]、杜江等^[29]的研究,以农业总产值占农林牧渔总产值的比重对农林牧渔从业人员数进行分离;③机械动力投入以种植业机械动力来表示,单位为万千瓦;采取与劳动力投入同样的方式,对机械总动力进行分离;④化肥投入以农业生产的化肥施用折存量来表示,单位为万吨;⑤灌溉投入以每年实际有效灌溉面积来表征,单位为千公顷。

3.核算结果与分析

表 1 给出了 2002—2016 年我国农业全要素生产率的增长情况。由表 1 可知,考察期内我国农业全要素生产率年均增长 2.20%,其中农业技术进步、农业技术效率分别年均增长 4.57%、-2.26%。这说明我国农业全要素生产率增长主要依赖农业技术进步的贡献,与李谷成等^[2]、尹朝静等^[31]的研究结论一致。

表 1 2002—2016 年我国农业全要素生产率增长与分解

年份	TFP	TC	EC	年份	TFP	TC	EC
2002—2003	1.022 4	1.114 2	0.917 6	2010—2011	1.043 9	1.049 7	0.994 5
2003—2004	1.028 6	1.002 1	1.026 4	2011—2012	1.013 6	0.994 3	1.019 4
2004—2005	0.994 3	0.976 2	1.018 6	2012—2013	1.039 0	1.239 0	0.838 6
2005—2006	0.996 7	1.021 6	0.975 6	2013—2014	1.034 0	1.104 0	0.936 6
2006—2007	1.027 5	1.161 3	0.884 8	2014—2015	1.032 9	1.056 7	0.977 5
2007—2008	1.032 4	0.942 5	1.095 4	2015—2016	1.050 3	1.033 6	1.016 1
2008—2009	0.990 5	1.097 4	0.902 6	平均	1.022 0	1.045 7	0.977 4
2009—2010	1.004 5	0.896 3	1.120 8				

注:表中“平均”为各年份的几何平均数。

三、模型构建与数据来源

1.模型构建

为了考察互联网发展对农业全要素生产率增长的影响,构建如下面板模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 internet_{it} + \sum \beta_i X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, i 表示地区, t 表示年份, Y_{it} 表示被解释变量,在后文的实证分析中分别为农业全要素生产率(TFP)、农业技术进步(TC)和农业技术效率(EC),需要说明的是,农业全要素生产率、农业技术进步和农业技术效率是以上年为 1 的环比指数,本文将转化为以 2002 年为 1 的累积值; $internet_{it}$ 为核心解释变量, X_{it} 表示控制变量, μ_i 表示不可观测的省份固定效应, ϵ_{it} 为随机扰动项。

2.变量选取

(1)核心解释变量。本文核心解释变量为互联网发展水平。借鉴中国互联网信息中心(CNNIC)以及程名望等^[32]、汪东芳等^[15]的研究,以互联网普及率来衡量互联网发展水平,即用互联网使用人数占总人口数的比值来表示。

(2)控制变量。根据已有研究,选择以下控制变量:①农业结构调整系数($struc$):借鉴李谷成等^[33]的研究,采用粮食作物播种面积占农作物总播种面积的比重来表示;②受灾率($disa$):借鉴杜江等^[29]的研究,采用受灾面积占农作物总播种面积的比重来表示;③财政支持($finan$):借鉴肖锐等^[34]的研究,采用财政支农支出占总财政支出的比重来表示;④农村人力资本(edu):借鉴韩海彬等^[35]的研究,采用农村劳动力平均受教育年限来表示,具体做法为各地区农村劳动力不同受教育程度的人口比重乘以对应的受教育年限,其中,文盲与半文盲、小学、初中、高中和中专、大专及以上对应的教育年限分别为 0 年、6 年、9 年、12 年和 15.5 年;⑤城镇化水平($urban$):采用非农人口占总人口的比重来表示。

3.数据来源

本文以中国大陆 31 个省份^①的面板数据进行实证研究。鉴于国家 2002 年才开始公布互联网省份数据,因此本文研究时间段为 2002—2016 年。农林牧渔总产值、农业总产值、农作物播种面积、粮食作物播种面积、第一产业从业人员、农业机械总动力、化肥施用量、互联网使用人数、乡村人口以及

① 考虑到数据可获性,本文分析并未包括中国香港、澳门和台湾地区,这仅限于一种学术处理。

总人口等数据来源于《中国农村统计年鉴》(2003—2017 年)和《中国统计年鉴》(2003—2017 年)。各变量的描述性统计分析如表 2 所示。

四、实证分析

1. 基本估计结果

首先从全国层面上考察互联网发展对农业全要素生产率增长的影响,估计结果见表 3。运用 Stata 15.0 软件,分别对混合回归模型、随机效应模型和固定效应模型进行检验。F 检验中 P 值为 0.000 0,说明固定效应模型优于混合回归模型;LM 检验中 P 值为 0.000 0,表明随机效应模型优于混合回归模型;Hausman 检验中 P 值为 0.017 3,表明固定效应模型优于随机效应模型。因此,本文采用固定效应模型。

由表 3 可知,列(5)是未加入控制变量的情况下,互联网发展对农业全要素生产率增长的影响,其估计系数为 0.584 7。列(6)是在控制了其他因素的情况下,互联网发展对农业全要素生产率增长的影响,其估计系数为 0.402 4。可见,无论是否加入控制变量,互联网发展的估计系数均为正值,且在 5%以上的水平上显著。这表明,互联网发展对农业全要素生产率增长具有显著的促进作用,假说 1 得以验证。同时,该研究结论为“生产率悖论”增加了一个新的解释,即索洛未能预见到当今世界上的计算机可以相互连接从而构成一个地区或一个国家甚至全世界的互联网,其可以与经济体中的其他产业融合,从而对生产率产生促进作用。

控制变量方面,受灾率对农业全要素生产率增长具有显著的负向影响,与李谷成等^[33]的研究结论一致,表明农业生产受自然灾害的影响,这与农业本身的产业特性有关。城镇化对农业全要素生产率增长具有显著的正向影响,与武宵旭等^[36]的研究结论一致,说明城镇化可以改善农业劳动力在城乡之间的配置,促进农业全要素生产率的提升。农村人力资本阻碍了农业全要素生产率的提升,但未通过显著性检验,表明受教育程度高的农村劳动力更倾向于选择非农产业,造成农业优质劳动力流失,从而对农业全要素生产率增长产生了负向影响。农业结构调整的系数不显著,表明农业结构调整力度不大,对生产率增长的“结构红利”不明显。财政支农的系数也不显著,表明目前财政政策仍存在“工业偏向”,不利于农业增长和资源的保护。

表 3 互联网发展对农业全要素生产率增长的估计结果(全国)

$N = 465$

变量	OLS(1)	OLS(2)	RE(3)	RE(4)	FE(5)	FE(6)
<i>internet</i>	0.525 0*** (0.048 5)	0.494 8*** (0.072 3)	0.581 9*** (0.088 1)	0.403 2** (0.160 3)	0.584 7*** (0.087 8)	0.402 4** (0.186 0)
<i>struc</i>	—	0.343 1*** (0.065 7)	—	0.139 4 (0.208 7)	—	0.006 0 (0.268 1)
<i>disa</i>	—	-0.101 6* (0.054 6)	—	-0.134 5*** (0.047 1)	—	-0.130 8*** (0.043 7)
<i>finan</i>	—	0.408 5** (0.316 1)	—	0.098 5 (0.626 7)	—	-0.119 8 (0.485 2)
<i>edu</i>	—	0.032 3*** (0.010 8)	—	-0.040 2 (0.028 2)	—	-0.055 8 (0.049 6)
<i>urban</i>	—	-0.110 7*** (0.080 0)	—	0.569 3** (0.248 8)	—	0.730 1* (0.375 9)
常数项	0.994 5*** (0.010 3)	0.559 0*** (0.099 0)	0.978 5*** (0.011 4)	1.002 9*** (0.243 3)	0.977 7*** (0.024 8)	1.156 2*** (0.397 7)
R^2	0.265 5	0.332 2	0.499 5	0.550 8	0.499 5	0.554 2

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内数值为稳健标准误。下表同。

2. 地区差异分析

中国幅员辽阔,存在明显的地区差异。为进一步分析互联网发展对农业全要素生产率增长的地区差异,本文将 31 个省份划分为三大经济区^①,估计结果见表 4。列(7)、列(9)和列(11)分别为互联网发展对东部、中部和西部地区农业全要素生产率增长的随机效应模型估计结果,列(8)、列(10)和列(12)则为固定效应模型估计结果。限于篇幅,本文并未汇报混合回归模型的估计结果。检验过程和结果同上所述,选择固定效应模型展开分析。

由表 4 可知,互联网发展对东部、中部和西部地区农业全要素生产率增长的估计系数都显著为正,分别为 0.184 6、0.749 5、0.527 3,表明互联网发展促进了各地区农业全要素生产率的提升,且对中部地区的促进作用最大,其次是西部和东部地区,假说 2 得以验证。一个合理的解释是,中部地区多为农业大省,随着互联网发展水平的提升,互联网对农业的渗透不断加强,促进农业生产要素的优化整合,并最终促进农业转型升级进而提升农业全要素生产率。东部地区农业比重相对较小,而西部地区农业比重相对较大,互联网发展对农业全要素生产率增长的“后发优势”逐渐凸显。

表 4 互联网发展对农业全要素生产率增长的估计结果(分区域)

变量	东部		中部		西部	
	RE(7)	FE(8)	RE(9)	FE(10)	RE(11)	FE(12)
<i>internet</i>	0.221 0** (0.091 3)	0.184 6** (0.086 6)	0.722 9*** (0.278 1)	0.749 5** (0.299 4)	0.498 2*** (0.144 6)	0.527 3** (0.185 6)
常数项	1.115 3*** (0.313 9)	0.882 0** (0.356 3)	2.595 9** (1.050 5)	2.855 0** (1.146 3)	1.592 9*** (0.386 0)	1.883 0*** (0.551 1)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.555 5	0.607 3	0.614 8	0.616 8	0.612 8	0.615 4
N	165	165	120	120	180	180

3. 进一步讨论

为了进一步验证互联网发展对农业全要素生产率增长的作用机理,本文将农业全要素生产率增长分解为农业技术进步与农业技术效率,估计结果见表 5。列(13)、列(14)和列(15)分别为以农业技术进步为解释变量的混合回归模型、随机效应模型和固定效应模型的估计结果。列(16)、列(17)和列(18)分别为以农业技术效率为解释变量的混合回归模型、随机效应模型和固定效应模型的估计结果。检验过程和结果同上所述,以固定效应模型为分析模型。

表 5 显示,互联网发展对农业技术进步的估计系数为 0.874 9,通过 1% 水平的显著性检验,表明互联网发展有助于农业技术进步,假说 3 得以验证。而互联网发展对农业技术效率的估计系数为 -0.274 8,通过 1% 水平的显著性检验,表明互联网发展对农业技术效率的影响为负,假说 4 得到了验证。这可能主要是因为,互联网发展对农业技术效率的影响不仅受农业劳动力运用能力的约束,还在很大程度上受农产品特性以及农村物流配送产业发展的影响。一方面,农业劳动力受教育程度较低,难以借助互联网发展来推进资源的优化配置;另一方面,农产品易腐、易损以及农村物流配送产业发展滞后,影响了农产品等跨地区流动,从而不利于农业技术效率的发挥^[25]。

表 5 互联网发展对农业技术进步、农业技术效率的估计结果

N = 465

变量	TC			EC		
	OLS(13)	RE(14)	FE(15)	OLS(16)	RE(17)	FE(18)
<i>internet</i>	1.022 1*** (0.101 7)	0.988 6*** (0.177 3)	0.874 9*** (0.199 9)	-0.254 1*** (0.057 4)	-0.303 3*** (0.066 8)	-0.274 8*** (0.092 0)
常数项	0.556 8*** (0.154 3)	0.536 0 (0.340 3)	-0.064 9 (0.837 4)	0.964 6*** (0.078 2)	1.110 8*** (0.165 6)	1.395 8*** (0.417 7)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.481 7	0.562 1	0.583 4	0.232 0	0.320 6	0.331 3

① 按照国家统计局的划分方式,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

4. 内生性问题

内生性问题一直是实证分析所面临的一个难题,本文也不例外。测量误差、遗漏变量以及互为因果等都有可能产生内生性问题^[37]。本文尽可能对存在的内生性问题进行控制。第一,关于测量误差问题。本文使用《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》等权威数据,同时跟踪 DEA 的最新方法对农业全要素生产率进行核算,一定程度上可以弱化数据质量对实证结果的影响。第二,关于遗漏变量问题。本文在实证分析过程中加入农

业结构调整系数、受灾率、农村人力资本等变量进行控制,并采用面板固定效应模型进行回归,可以减弱遗漏变量对实证结果的影响。第三,关于互为因果问题。该问题是本文要解决的一个重要问题,借鉴郭家堂等^[13]的研究,采用两种方法进行处理。一是采用滞后一期的互联网发展(*L.internet*)作为核心解释变量进行回归。当期农业全要素生产率的提高对滞后一期互联网发展的影响基本不存在,如果滞后一期互联网发展对当期农业全要素生产率的提高存在影响,则表明互联网发展是互为因果关系中的主因。二是采用滞后一期的互联网发展作为工具变量。对于面板数据,已有研究常使用滞后一期的内生变量作为工具变量。显然,滞后一期的互联网发展与当期互联网发展具有较强的相关性。同时,由于滞后变量已经发生,与当期的扰动项不相关。因此,滞后变量基本满足工具变量相关性和外生性条件。表6列(19)、列(20)分别为采用滞后一期的互联网发展作为核心解释变量和工具变量的估计结果。由此可以发现,核心解释变量的回归结果与前文估计结果基本一致,表明内生性问题不足以对本文研究结论造成影响。

表6 内生性估计结果 N=434

变量	(19)	(20)
<i>internet</i>	—	0.330 1*** (0.065 9)
<i>L.internet</i>	0.374 1** (0.181 3)	—
常数项	0.964 9*** (0.192 5)	1.065 1*** (0.194 2)
控制变量	是	是
R ²	0.571 4	0.566 3

五、结论与启示

本文首先分析了互联网发展对农业全要素生产率增长的作用机理,并基于 EBM Super-Global-Malmquist(EBM-SGM)指数对 2002—2016 年中国大陆 31 个省份的农业全要素生产率进行核算,然后采用固定效应模型实证检验了互联网发展对农业全要素生产率增长的影响。得到如下研究结论:第一,2002—2016 年农业全要素生产率年均增长 2.20%,主要依赖农业技术进步的贡献;第二,整体来看,互联网发展显著提升了农业全要素生产率;分地区来看,互联网发展对农业全要素生产率的促进作用在中部地区最为明显,其次为西部和东部地区;第三,互联网发展对农业技术进步具有显著的促进作用,对农业技术效率具有显著的抑制作用。此外,本文为“生产率悖论”增加了一个新的解释,即索洛未能预见到当今世界上的计算机可以相互连接从而构成一个地区或一个国家甚至全世界的互联网,其可以与经济体中的其他产业融合,从而对生产率产生促进作用。

本研究的政策启示:第一,深入推进“互联网+农业”战略的实施,将互联网打造为农业全要素生产率增长的新引擎。政府要从政策层面做好“互联网+农业”的战略发展规划,指导“互联网+农业”的产业发展和应用示范,推动农业数据开放与共享,引导科技人才、科技成果等要素向农村流动,为“互联网+农业”创造良好的社会环境。第二,互联网发展对农业技术效率的影响显著为负,在推进“互联网+农业”的过程中,要着力提升农业技术效率的贡献。加快新型职业农民培育行动,培养一批具有“互联网+农业”知识的专业人才和本土农民精英,为进一步提高农业技术效率提供人力资本条件。与此同时,推进农村互联网基础设施建设,加强农产品流通体系建设,提高农产品流通能力,为提升农业技术效率创造良好的外部环境。

致谢:本文的构思与写作得到了西南大学尹朝静老师、南京理工大学周晓时老师的帮助,在此表示感谢!

参 考 文 献

- [1] 杜传忠.“互联网+”提升全要素生产率[N].中国社会科学报,2015-11-11(4).
- [2] 李谷成,范丽霞,成刚,等.农业全要素生产率增长:基于一种新的窗式 DEA 生产率指数的再估计[J].农业技术经济,2013(5):4-17.
- [3] SOLOW R M. We'd better watch out[J].New York times book review,1987,12(7):36.
- [4] BRYNJOLFSSON E. The productivity paradox of information technology[J]. Communications of the ACM,1993,36(12):66-77.
- [5] CARR N G. IT doesn't matter[J]. Harvard business review,2003,81(5):41-49.
- [6] 姜建强,乔延清,孙烽.信息技术革命与生产率悖论[J].中国工业经济,2002(12):21-27.
- [7] REI M C. Causal evidence on the “productivity paradox” and implications for managers[J]. International journal of productivity and performance management,2004,53(2):129-142.
- [8] POLAK P. The productivity paradox:a meta-analysis[J]. Information economics and policy,2017,38(3):38-54.
- [9] NAJARZADEH R,RAHIMZADEH F,REED M. Does the internet increase labor productivity? Evidence from a cross-country dynamic panel[J]. Journal of policy modeling,2014,36(6):986-993.
- [10] CZERNICH N,FALCK O,KRETSCHMER T, et al. Broadband infrastructure and economic growth[J]. The economic journal, 2011,121(5):505-532.
- [11] CHU S Y. Internet, economic growth and recession[J]. Modern economy,2013(4):209-213.
- [12] 韩宝国,朱平芳.宽带对中国经济增长影响的实证分析[J].统计研究,2014,31(10):49-54.
- [13] 郭家堂,骆品亮.互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J].管理世界,2016(10):34-49.
- [14] 肖利平.“互联网+”提升了我国装备制造业的全要素生产率吗[J].经济学家,2018(12):38-46.
- [15] 汪东芳,曹建华.互联网发展对中国全要素能源效率的影响及网络效应研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(1):86-95.
- [16] 万宝瑞.我国农村又将面临一次重大变革——“互联网+三农”调研与思考[J].农业经济问题,2015,36(8):4-7.
- [17] 王小兵,康春鹏,董春岩.对“互联网+”现代农业的再认识[J].农业经济问题,2018(10):33-37.
- [18] 李国英.“互联网+”背景下我国现代农业产业链及商业模式解构[J].农村经济,2015(9):29-33.
- [19] 周绍东.“互联网+”推动的农业生产方式变革——基于马克思主义政治经济学视角的探究[J].中国农村观察,2016(6):75-85.
- [20] 杨继瑞,薛晓,汪锐.“互联网+现代农业”的经营思维与创新路径[J].经济纵横,2016(1):78-81.
- [21] 王文生.以“互联网+农业”为驱动打造我国现代农业升级版[EB/OL].(2015-05-20)[2020-03-30].http://www.cac.gov.cn/2015-05/20/c_1115353443.htm.
- [22] FARE R,GROSSKOPF S,NORRIS M, et al. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries[J]. American economic review,1994,84(5):1040-1044.
- [23] 朱秋博,白军飞,彭超,等.信息化提升了农业生产率吗? [J].中国农村经济,2019(4):22-40.
- [24] AKER J C,GHOSH I,BURRELL J. The promise (and pitfalls) of ICT for agriculture initiatives[J]. Agricultural economics, 2016,47(S1):35-48.
- [25] 王艳华.“互联网+农业”开启中国农业升级新模式[J].人民论坛,2015(23):104-106.
- [26] TONE K,TSUTSUI M. An epsilon-based measure of efficiency in DEA—a third pole of technical efficiency[J]. European journal of operational research,2010,207(3):1554-1563.
- [27] PASTOR J,LOVELL C A. A global Malmquist productivity index[J]. Economics letters,2005,88(2):266-271.
- [28] OH D. A global Malmquist-Luenberger productivity index[J]. Journal of productivity analysis,2010,34(3):183-197.
- [29] 杜江,王锐,王新华.环境全要素生产率与农业增长:基于 DEA-GML 指数与面板 Tobit 模型的两阶段分析[J].中国农村经济, 2016(3):65-81.
- [30] 黄少安,孙圣民,官明波.中国土地产权制度对农业经济增长的影响——对 1949—1978 年中国大陆农业生产效率的实证分析 [J].中国社会科学,2005(3):38-47.
- [31] 尹朝静,李谷成,贺亚亚.农业全要素生产率的地区差距及其增长分布的动态演进——基于非参数估计方法的实证研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2016(2):38-46.
- [32] 程名望,张家平.互联网普及与城乡收入差距:理论与实证[J].中国农村经济,2019(2):19-41.
- [33] 李谷成,尹朝静,吴清华.农村基础设施建设与农业全要素生产率[J].中南财经政法大学学报,2015(1):141-147.
- [34] 肖锐,陈池波.财政支持能提升农业绿色生产率吗? ——基于农业化学品投入的实证分析[J].中南财经政法大学学报,2017(1): 18-24.
- [35] 韩海彬,赵丽芬,张莉.异质型人力资本对农业环境全要素生产率的影响——基于中国农村面板数据的实证研究[J].中央财经大学学报,2014(5):105-112.
- [36] 武宵旭,葛鹏飞,徐璋勇.城镇化与农业全要素生产率提升:异质性与空间效应[J].中国人口·资源与环境,2019,29(5):149-156.
- [37] 陈强.计量经济学及 Stata 应用[M].北京:高等教育出版社,2015.