

信息化提升了农业生产率吗？*

朱秋博¹ 白军飞^{2,3} 彭超⁴ 朱晨¹

摘要：基于农业部农村固定观察点2004~2016年的农户数据和农村信息化补充调查数据，本文采用手机信号、互联网和移动网络的接通作为信息化的度量，运用倍差法分析了信息化对农户农业全要素生产率的影响，并对其构成因素进行分解和评估。研究表明，信息化发展对农户农业全要素生产率具有促进作用，这种作用主要来源于农业技术效率的提高，但受农村人力资本的制约，信息化对农业技术进步在本文研究的数据期内并没有表现出显著影响。反事实、匹配法以及滞后效应检验的稳健性检验结果一致。

关键词：信息化 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：F323.3 **文献标识码：**A

一、引言

中国特色社会主义进入新时代，中国经济正由高速增长阶段转向高质量发展阶段。作为现代化经济体系的组成部分，农业发展正处于“调结构、转方式”的关键时期。推动农业发展的质量变革、效率变革、动力变革以及提高农业全要素生产率，事关农业供给侧结构性改革大局，也是中国农业现代化的必由之路。党在十九大报告首次提出“提高全要素生产率”，强调经济的高质量增长，同时还提出了“实施乡村振兴战略”这一新时代“三农”工作的总抓手，明确把构建现代农业产业体系、生产体系、经营体系作为乡村振兴战略的重要内容。2018年中央“一号文件”进一步明确提出“实施质量兴农战略”，加快农业由增产导向转向提质导向，不断提高农业创新力、竞争力和全要素生产率，加快实现由农业大国向农业强国转变。因此，在中国农业转变生产方式、转换增长动力的攻关期，探究农业全要素生产率增长的重要驱动因素，对促进农业转型升级、加快推进农业现代化具有重要的现实意义。

农业信息化因其在资源优化中的突出优势，一直受到中国政府的高度重视。21世纪初期以来，中国的工业化、信息化、城镇化深入发展，在这一进程中，同步推进农业现代化十分迫切。尤其是

*本文研究得到了中国农业大学北京食品安全政策与战略研究基地、国家自然科学基金项目“家属随迁和健康认知对农民工饮食消费与营养健康的影响”（编号：71673316）以及农业农村部软科学研究项目“农产品电商发展瓶颈及其解决路径研究”（编号：2018027）的共同资助。感谢匿名审稿专家们提出的宝贵意见，当然文责自负。

近年来，国家大力推进农业信息化，夯实了信息化的基础设施。截至2016年，中国已经有99.5%的村通电话，82.8%的村安装了有线电视，89.9%的村通宽带互联网，25.1%的村有电子商务配送站点^①。除基础设施外，国务院、商务部和农业部等部门围绕“互联网+农业”、农产品电商、电商扶贫等重要领域提出了一系列推动农业农村信息化的重要举措。目前，全国已经有28个省份出台了“互联网+”行动实施方案，电子商务进农村综合示范已累计支持了756个县，“信息进村入户”工程在18个省份开展了整省推进^②。信息化的普及和发展极大地改变了中国农户的生产和生活方式。

新经济增长理论认为，技术进步是推动经济增长的主要动力，而农业信息化作为农业技术进步的重要驱动因素，理应推动农业生产方式的转变、促进农业全要素生产率的提高。一方面，农业信息化发展降低了农业信息搜寻成本，加快了信息流通速度，一定程度上弥合了工农“数字鸿沟”，有助于农业生产者及时抵御天气、病虫害等自然风险，使得农户能够更有效地利用当前最合适的技术和最优化的结构进行生产，提升农业资源配置和组织管理效率，从而可能带来技术效率的提升；另一方面，农业信息化将先进的信息技术在农业生产过程中进行推广和应用（韩海彬、张莉，2015），同时有助于新技术和新知识在农村地区的传播和扩散，从而加快农业技术进步。而技术效率变化和技术进步是全要素生产率增长的两大主要来源。因此，从理论上讲，信息化应有助于农业全要素生产率的提高。

从文献上看，信息化对生产率的促进作用在经历了早期的激烈争论后逐渐趋于一致认可。20世纪80年代末，许多学者认为信息化对经济增长和生产率的影响并没有像理论预期那样产生显著的促进作用（例如Baily，1986；Stanley and Roach，1987）；同期，索罗（Solow）在1987年提出了著名的“生产率悖论”（productivity paradox），指出“你可以在除了生产率的任何地方看到计算机时代所带来的影响”；而从20世纪90年代初期开始，一些学者对产生“生产率悖论”的可能原因进行了解释（例如Attewell，1994；Brynjolfsson，1993）。在经济学家运用更加完善的理论和计量方法对此问题进行分析后，又涌现出了一大批文献逐渐证实了信息化对经济增长和生产率的正向影响（例如Pilat，2005；罗雨泽等，2008；郑世林等，2014），而之前包括索罗在内的持否定意见的学者也随之转变态度，一致认为信息化对经济增长和生产率的确起到了促进作用。

但具体到农业领域，现有关于信息化对农业生产率影响的研究相对较少，且结论不一致。Ogutu et al.（2014）运用匹配法验证了以信息通讯技术为工具的市场信息服务项目对劳动生产率和土地生产率的正向影响；韩海彬、张莉（2015）认为信息化对农业全要素生产率的影响呈现非线性，只有当农村人力资本水平达到一定程度之后，信息化才对农业全要素生产率产生正向影响；尹宗成（2010）运用中国省级面板数据检验农业信息服务对农业全要素生产率的影响，其结果显示以交通和通讯支

^①资料来源：《第三次全国农业普查主要数据公报》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/201712/t20171215_1563589.html。

^②资料来源：《国务院政策例行吹风会：深入推进“互联网+农业”促农业一二三产业融合发展！》，https://www.sohu.com/a/238938521_799855。

出表示的农业信息服务水平对农业全要素生产率的增长具有促进作用，但不同区域的影响程度和显著性不同；于淑敏、朱玉春（2011）的研究结果也表明信息化对农业全要素生产率增长具有促进作用；然而，来自荷兰奶牛农场的证据表明，传感信息系统的使用并没有显著提高奶业全要素生产率（Steenefeld et al., 2015）；李士梅、尹希文（2017）在关于农村劳动力转移对农业全要素生产率的影响研究中，将信息化程度（每百人拥有电话数）作为控制变量加入模型，但结果表明信息化对农业全要素生产率的影响并不显著。

造成上述不一致结果的主要原因可能有三点。一是部分文献使用省级层面的汇总数据，这一方面容易受信息化内生于经济增长的影响；另一方面，汇总数据的使用也可能会掩盖信息化对微观农户主体的异质性影响。二是多数国内文献以电话和电视机每百人拥有量或通讯支出等宏观指标对早期信息化程度进行测度，缺乏对多元信息渠道以及现代信息设施的考虑，手机和电视在农村地区的普及率已经很高，指标变异程度较小导致实证结果缺乏稳定性。三是上述文献所用数据的时间维度较早，信息化的作用效果没能得以充分显现。

为解决信息化与农业全要素生产率之间的内生性问题，以及全面、准确地衡量信息化对农业全要素生产率的影响效果，本文将在以下方面进行改进：第一，使用全国农村固定观察点的农户数据，由于单个农户的力量较难影响到本地区信息工程的建设决策，与宏观数据相比，微观数据中信息化建设的外生性更强，并在一定程度上避免了利用宏观数据测度农业全要素生产率可能遭遇的统计和加总偏误。第二，对全国农村固定观察点部分村庄的手机信号、互联网和3G移动网络的首次接入时间进行补充调查，不仅考虑了多元化的现代信息工具，也为使用倍差法来准确评估信息化工具的影响效果提供了可能。第三，本文所用数据时间跨度较长（2004~2016年），能全面捕捉信息技术变迁所带来的农业增长效应变化。此外，除全要素生产率外，本文还考察了信息化对农业技术效率变化和技术进步的影响，以深入了解信息化对农业全要素生产率的影响途径。

二、理论机制分析

信息化可以看作是一种具有公共资本属性的基础设施，而基础设施与经济增长之间的关系一直以来都是经济学理论研究的热点问题。从新古典增长理论演进到内生增长理论，公共投资（包括基础设施）与经济增长的关系问题一直备受经济学家的关注。Arrow and Kurz（1970）首次将公共资本纳入生产函数中。基于 Arrow-Kurz 模型，Barro（1990）将生产性公共资本引入内生增长模型，认为基础设施不仅可以作为一种投资直接促进经济增长，还可以通过溢出效应间接提高全要素生产率来促进经济增长。进一步地，Hulten et al.（2006）将基础设施以影响技术水平的形式引入生产函数，将其对产出的直接影响和间接影响分离开来，认为基础设施一方面通过提高资本和劳动等要素的边际生产率来扩大产出，另一方面能够扩展生产可能性边界。

具体到信息基础设施，Han et al.（2011）以及 Mittal and Nault（2009）沿用了 Hulten et al.（2006）的理论框架分析了信息技术对于产出的间接溢出效应。本文关于信息化对农业全要素生产率影响的理论模型也主要借鉴了 Hulten et al.（2006）以及 Mittal and Nault（2009）的思想。本文将基准生产

函数设定为 Cobb-Douglas 函数形式，具体形式如下：

$$Y = A(I)K^\alpha L^\beta I^\gamma \quad (1)$$

(1) 式中， Y 代表农业总产出， K 为资本投入， L 为劳动力投入， I 为信息化投入， α 、 β 、 γ 分别为资本、劳动力和信息化投入的产出弹性。从 (1) 式可以看出，信息化从两方面促进产出增长：一是直接作为投入，与资本和劳动相同作为投入要素促进产出增长；二是间接溢出效应，体现在标准的希克斯中性效率函数 $A(I)$ 中，该函数包含了信息化对技术进步的影响，它使得整个生产函数可以外生地移动，向外移动表示规模报酬递增，反之则表示规模报酬递减。 $A(I)$ 也是全要素生产率的直接体现，即：

$$TFP = \frac{Y}{K^\alpha L^\beta I^\gamma} = A(I) \quad (2)$$

由于有效的信息能够影响农业资源配置，信息化将会影响到资本和劳动要素的投入。为了进一步将信息化的间接效应分离出来，本文沿用 Mittal and Nault (2009) 的方法设定信息化对资本和劳动呈现指数式影响^①，表达式如下所示：

$$K_I = K\zeta(I) = Ke^{\eta I} \quad (3)$$

$$L_I = L\tau(I) = Le^{\mu I} \quad (4)$$

(3)、(4) 式中，资本和劳动对信息化的一阶导数大于 0，即 $\zeta'(I) > 0$ ， $\tau'(I) > 0$ 。当信息化投入为 0 的时候，资本和劳动投入不变，即 $\zeta(0) = \tau(0) = 1$ 。

将 (3) 式和 (4) 式代入 Cobb-Douglas 函数中得到扩展的生产函数方程，形式如下：

$$Y_\alpha = S(Ke^{\eta I})^\alpha (Le^{\mu I})^\beta I^\gamma = Se^{kI} K^\alpha L^\beta I^\gamma \quad (5)$$

(5) 式中， $k = \alpha\eta + \beta\mu$ ，为资本和劳动产出弹性的加权和，衡量信息化对农业产出的间接影响，而 γ 则衡量信息化作为投入要素对农业产出的直接影响。

根据 TFP 的计算公式，进一步得到：

$$TFP = \frac{Y_\alpha}{K^\alpha L^\beta I^\gamma} = Se^{kI} \quad (6)$$

对 (6) 式左右取对数后得到：

$$\ln TFP = \ln S + kI \quad (7)$$

基于此，在模型估计中可以根据 (7) 式对信息化与农业全要素生产率之间的关系进行检验，而 (7) 式右边的 k 则是本文所感兴趣的信息化影响参数。

^①指数式设定的原因参见 Mittal and Nault (2009)。

进一步地，Farrell（1957）曾将全要素生产率分解为技术进步和技术效率变化，信息化作为一种先进技术和信息传播平台将通过作用于技术进步和技术效率对农业全要素生产率产生影响。一是信息化对农业技术进步的影响。理论上，农村信息化一方面可能促进了农村地区先进技术的传播，使得前沿生产技术得以在农村地区知晓和扩散；另一方面，依托于信息工程，农业产业内也可能催生一系列先进的农业信息技术，有助于促进农业技术进步。但在实践中，信息化对技术进步的影响不仅受到信息基础设施的影响，还在很大程度上受当地农民消化吸收和运用能力的约束。因此，如果与新技术应用相匹配的农村人力资本没有达到一定水平，那么信息基础设施建设很难推动农业先进技术向现实生产力的转化，这在当前中国农村地区人力资本发展滞后、大量优质劳动力外流的历史背景下尤其可能。

二是信息化对农业技术效率的影响。农村信息化加快了信息在农村地区的流通速度，显著降低了信息传递和搜寻成本，能够打破信息不对称的壁垒（Aker et al., 2016）。一方面，信息化打破了农业信息不对称，使得农业信息能够快速渗透到生产的各个环节，土地、劳动、资本等要素得以合理配置，农户能够根据所获信息用最优化的结构进行生产，提高技术效率，且作为一种沟通平台，信息化能够帮助农户直接对接需求方，提高交易匹配度，进而提高生产效率；另一方面，信息化打破了农村劳动力市场信息不对称，这使得农民看到了更多的就业机会，促进了兼业生产和劳动力非农转移（Lu et al.; 2016; Zhou and Li, 2017），这虽然会导致从事农业劳动人口的数量和质量不断下降，但由于中国人多地少，剩余劳动力流出后要素比例会更加趋于合理，有利于土地规模化、集约化的发展以及机械化的大量引进，从而进一步提高生产效率，因此最终信息化对农业技术效率可能表现出正向影响。

三、方法、数据与变量选择

（一）方法

1. 农业全要素生产率测算。为了分析信息化对农户农业全要素生产率的影响，本文首先采用面板固定效应随机前沿生产函数（SFA）及 Malmquist 生产率指数对农业全要素生产率进行测算和分解。Malmquist 生产率指数是 Caves and Diewert（1982）在 Malmquist 数量指数与 Shepherd 距离函数的基础上建立起来的，用于测量全要素生产率变化。已有文献对该指数的测算方法主要包括参数法和非参数法，常用的非参数法有数据包络分析法（DEA），常用的参数法主要集中于随机前沿生产函数法（SFA）。两种方法各有优缺点，但相比于 DEA，SFA 由于能够避免随机因素对前沿面的影响，更加吻合农业生产的本质特征（范丽霞、李谷成，2012），且对异常值较不敏感，因此，本文将采用 SFA-Malmquist 生产率指数法对农户农业全要素生产率进行测算和分解。根据 Kumbhakar and Lovell（2003）的研究，SFA 模型的面板数据形式如下：

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}, t; \beta) + v_{it} - \mu_{it} \quad (8)$$

（8）式中， Y_{it} 表示第 i （ $i = 1, 2, \dots, N$ ）个决策单元在 t （ $t = 1, 2, \dots, T$ ）时期的产出； X_{it}

表示第 i 个决策单元在 t 时期的投入； t 表示时间趋势； $f(\cdot)$ 表示特定函数形式， β 为待估参数； v_{it} 为随机误差项，假定服从正态分布； μ_{it} 表示由于技术非效率所引起的误差，假定服从截断正态分布； v_{it} 和 μ_{it} 相互独立， $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ ， $\mu_{it} \sim N(\mu, \sigma_\mu^2)$ 。该模型根据非效率项 μ_{it} 是否随时间变化形成了时不变或时变模型，本文采用时变模型进行测算。

在 $f(\cdot)$ 的形式选择上，本文选取更具有灵活性的超越对数函数，且为能考虑到不可观察的农户个体效应，采用 Greene (2005) 提出的面板固定效应 SFA 模型，具体形式如下：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln X_{ijt} + \beta_1 t + \sum_j \sum_l \beta_{jl} \ln X_{ijt} \times \ln X_{ilt} + \beta_u t^2 + \sum_j \beta_{jt} t \times \ln X_{ijt} + \alpha_i + v_{it} - \mu_{it} \quad (9)$$

(9) 式中， i 和 t 表示农户和时期， Y_{it} 表示农户当年农林牧渔业总产值， X_{ijt} 为要素投入， j 和 l 分别表示第 j 和第 l 种要素投入，本文选取土地 (S_{it})、物质资本 (K_{it}) 和劳动力 (L_{it}) 三项作为投入指标； α_i 为不可观测的农户个体效应。

为满足规模报酬不变 (CRS) 假设并符合超越对数函数的对称性，本文参照刘勇、孟令杰 (2002) 的做法，在实际操作中对模型的投入和产出变量用土地投入 S_{it} 进行标准化，即 $y_{it} = Y_{it} / S_{it}$ ， $k_{it} = K_{it} / S_{it}$ ， $l_{it} = L_{it} / S_{it}$ ；然后将标准化后的各投入产出变量代入 (9) 式，得到如下回归模型：

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln l_{it} + \beta_3 (\ln k_{it})^2 + \beta_4 (\ln l_{it})^2 + \beta_5 \ln k_{it} \ln l_{it} + \beta_6 t \ln k_{it} + \beta_7 t \ln l_{it} + \beta_8 t + \beta_9 t^2 + \alpha_i + v_{it} - \mu_{it} \quad (10)$$

得到模型参数后，通过下式即可得到决策单元 i 在 t 时期的技术效率值：

$$EFF_i^t = \exp(-\mu_{it}), 0 \leq \exp(-\mu_{it}) \leq 1 \quad (11)$$

第 i 个决策单元从时期 t 到 $t+1$ 的技术效率变化可以按如下公式计算：

$$EFFCH_i^{t,t+1} = EFF_i^{t+1} / EFF_i^t \quad (12)$$

第 i 个决策单元从时期 t 到 $t+1$ 的技术变化可通过对 (10) 式估计的参数直接求时期 t 的偏导数计算出来。由于技术变化是非中性的，技术变化值会随着投入向量的不同而变化，因此，相邻时期 t 和 $t+1$ 的技术变化值应采用几何平均值，表达式如下所示：

$$TECH_i^{t,t+1} = \left[\left(1 + \partial f(x_{it}, t, \beta) / \partial t \right) \times \left(1 + \partial f(x_{i(t+1)}, t+1; \beta) / \partial (t+1) \right) \right]^{1/2} \quad (13)$$

进而在 CRS 的假定下^①，根据 Malmquist 生产率指数的分解，全要素生产率的变化表示为：

$$TFPCH_i^{t,t+1} = EFFCH_i^{t,t+1} \times TECH_i^{t,t+1} \quad (14)$$

^① 一般而言，许多学者认为对农业生产来说规模报酬是不变的（例如许庆等，2011）。

2.倍差法。农村信息化度量指标的选取是本文模型估计的基础。农村信息化是指通讯技术和计算机技术在农村生产、生活和社会管理中实现普遍应用和推广的过程，以信息基础设施建设为根基。21世纪初期以来，中国农村地区实施了村村通、宽带下乡、信息进村入户等一系列信息基础设施建设项目，伴随着这些项目的实施，最直观的反映就是手机信号、互联网以及移动网络陆续在农村地区接入，这为本文获取数据和利用倍差法来评估信息化的影响提供了便利。出于对数据可获得性的考虑，本文选取村庄手机信号、互联网和3G移动网络的接入情况作为农村信息化的代理变量。选取这三项信息工程的主要原因为：手机信号和网络工程建设是农村信息化建设的基础，手机和网络同时也是农村居民获取信息的两大主要渠道，三项信息工程能够较全面地代表农村地区的信息化建设情况；并且与手机相比，互联网和3G移动网络的接通时间较晚，在样本年份中变量变异程度更加明显，能够较为清晰地体现信息化的影响。

为了估计信息化对农户农业全要素生产率的影响，最直观的方法是比较农户在使用信息化工具前后农业全要素生产率的差异。但是，这一差异除了可能受到信息化的影响外，还可能受到同期发生的其他政策或因素的影响。因此，本文将采用倍差法来剔除其他共时性因素的干扰。上述这些信息工程的实施，将会使得部分地区受到某种影响，而另外一部分地区则没有受到任何影响，因此它的实施可以类比于一项自然实验。那么，通过倍差法就可以比较受到该工程影响的农户群体和没有受到该工程影响的农户群体来了解信息化所产生的作用效果。由于各地区手机信号、互联网和移动网络的接通时间并不统一，本文在进行政策评估时无法使用一个明确的政策划分节点，借鉴现有研究，本文通过控制面板数据中农户个体和年份的双向固定效应来实现双重差分(参见谭之博等, 2015; Beck et al., 2010)。因此，本文所设定的回归方程如下：

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \sigma X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

(15)式中， Y_{it} 代表通过SFA-Malmquist指数法所计算出的农业全要素生产率以及分解出来的技术进步和技术效率变化； D_{it} 表示第*i*个农户所在村庄在第*t*年是否接通了手机信号、互联网或3G移动网络，接通则为1，否则为0； X_{it} 表示其他随时间变动的、影响农户农业全要素生产率的户级和村级层面控制变量； μ_i 和 ν_t 则分别代表农户个体固定效应和年份固定效应；系数 β 则为本文最关注的核心参数。

(二) 数据来源

本文的主要数据来源于2004~2016年全国农村固定观察点数据，该数据覆盖全国除港澳台外的31个省（区、市），共360个村庄，23000户农户，数据内容包括农户家庭及成员特征、家庭生产经营、家庭收支、村庄特征等方面的详细情况，这为本文的研究提供了良好的数据基础。

本文的信息化变量来源于对固定观察点村庄数据的补充调查。为能够运用倍差法来准确衡量信息化的影响，笔者对部分固定观察点村庄的手机信号、互联网和3G移动网络首次接通时间进行了补充调查。此次补充调查于2018年2月1日~2018年3月1日进行，招募中国农业大学学生进行

寒假返乡调查^①，以咨询村干部及信息工程相关负责人为主，对指定固定观察点村庄的信息工程接通时间进行问卷调查；同时以录音、现场拍照、村干部身份证明等多种形式对调查进行督查反馈，以保证问卷的完成质量。本调查共招募调查员 50 名，完成问卷 45 份，在对问卷质量进行检查后，保留有效问卷 36 份。样本涵盖了北京、天津、河北、山西、辽宁、黑龙江、浙江、安徽、福建、山东、河南、湖南、广西、四川、云南、重庆、甘肃、青海和宁夏 19 个省（区、市）共 36 个固定观察点村庄，各村庄三项信息工程接通时间统计如表 1 所示。

表 1 2004~2016 年接通各项信息工程的村庄数

接通时间	手机信号	互联网	3G 移动网络	接通时间	手机信号	互联网	3G 移动网络
2004 年以前	27	13	0	2011 年	0	2	1
2004 年	1	1	0	2012 年	0	2	7
2005 年	1	2	0	2013 年	0	2	2
2006 年	2	2	0	2014 年	0	0	5
2007 年	2	5	0	2015 年	0	1	5
2008 年	1	0	0	2016 年	0	0	1
2009 年	0	3	3	2016 年以后	0	1	1
2010 年	1	2	6	共计	35	36	31

为再次验证问卷的质量，本文将所调查的各村庄互联网接通时间与固定观察点原始数据中的“村庄内已上网户数”进行比较，具体方法如下：以年份为横轴、各村庄的“已上网户数”为纵轴绘制散点图，通过明显的跳跃点来找出各村庄可能的互联网接入时间点，并将该时间点与补充调查的时间点进行比对。结果发现：仅有 4 个村庄的互联网接通时间与原始数据中可能的时间点有较大出入，其余村庄的调查时间误差均不超过 2 年；同时，大部分调查村庄的手机信号接通时间在 2004 年以前，最早接入 3G 移动网络的时间为 2009 年，这均与全国实际情况相符合，再一次验证了补充调查数据的可信度。

本文将补充调查数据与固定观察点农户数据进行合并，剔除了未进行农业生产以及各主要生产变量有缺失值的农户后，共得到 2004~2016 年 14943 户的农户数据。由于对全要素生产率的测算为动态效率评价，在去除 2004 年的数据后，最终进行模型估计分析的样本量为 12373 个，该数据为非平衡面板数据。样本年份分布如图 1 所示，省份分布如图 2 所示。

^①招募中国农业大学学生进行返乡调查的原因如下：中国农业大学是 211 和 985 高校，学生素质水平普遍较高，有利于问卷质量的保证；另外，中国农业大学学生的专业多与农业相关，对“三农”了解较为深入，有利于顺利开展入村调查。

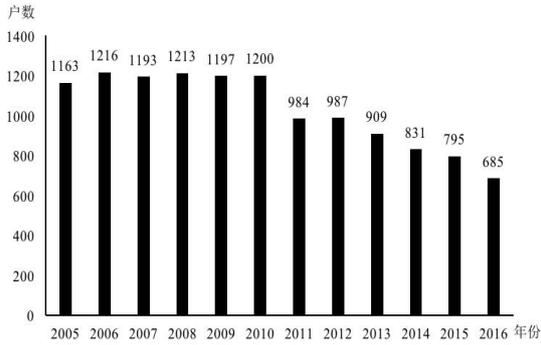


图1 样本年份分布

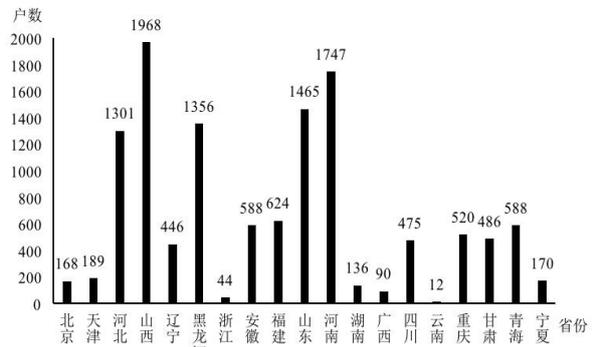


图2 样本省份分布

(三) 变量设置与描述性统计

1.被解释变量。模型的被解释变量为农户农业全要素生产率及其分解的技术进步和技术效率变化。关于农户农业全要素生产率测算指标的选取，本文结合 Cobb-Douglas 生产函数，依据农业生产的投入与产出关系，选取农户当年农林牧渔业各单项收入加总（单位：元）作为产出指标^①，选取年末经营耕地面积、园地面积、林地面积、草场牧地面积和水面面积总和（单位：亩）作为土地投入指标，选取农林牧渔业各单项在生产中所花费的种子种苗费、化肥费、农膜费、农药费、水电及灌溉费、畜力费、机械作业费、固定资产折旧及修理费、小农具购置费、仔畜种苗费、饲料费、疫病防治费、其他生产经营费用之和（单位：元）作为资本投入指标^②，并选取农林牧渔业生产各单项中的家庭投工量和雇工投工量总和（单位：日）作为劳动投入指标，结合（11）～（14）式分别测算农户的农业技术效率、技术进步和全要素生产率。

2.解释变量和控制变量。解释变量为农户所在村庄的手机信号、互联网和 3G 移动网络接通与否。关于控制变量的选取，本文参照已有研究，在模型中引入反映户主个体特征、家庭特征和村庄经济条件的三组控制变量。具体来说有户主性别、年龄、受教育程度、家庭农业劳动力比例、家庭人均耕地面积、家庭人均收入对数、村庄与公路干线距离和村庄人均收入对数等。表 2 汇报了模型中涉及变量的描述性统计。

表 2 变量描述性统计

变量名称	变量设置及单位	均值	标准差	最小值	最大值
手机信号	接通=1；未接通=0	0.979	0.145	0	1
互联网	接通=1；未接通=0	0.724	0.447	0	1
3G 移动网络	接通=1；未接通=0	0.301	0.459	0	1
户主性别	男=1；女=0	0.961	0.194	0	1
户主年龄	岁	54.761	11.063	18	91

^①由于农户所从事的农业生产在品种上存在差异，直接在产量层面加总是科学的，因此本文使用代表价值量的各项农产品收入加总作为产出指标，且收入值使用农产品生产价格指数进行调整。

^②资本投入使用农业生产资料价格指数进行调整。

信息化提升了农业生产率吗？

户主受教育程度	年	6.549	2.454	0	15
农业技术教育或培训	是=1；否=0	0.095	0.293	0	1
家庭农业劳动力比例	%	50.030	31.386	0	100
家庭人均耕地面积	亩	2.515	3.497	0	30
家庭人均收入	元	7693.269	5801.189	1166.620	39905.950
村庄与公路干线距离	公里	3.029	3.994	0	20
村庄人均收入	元	3854.648	1787.224	565.337	14861.820

注：家庭人均收入和村庄人均收入使用农村居民消费价格指数进行价格调整。

四、信息化对农户农业全要素生产率的影响分析

(一) 农户农业全要素生产率测算

表 3 报告了 SFA 模型估计结果。基于该参数估计结果，再结合 (11) ~ (14) 式即可得到样本农户的农业技术效率变化、技术进步以及全要素生产率。此外，对 SFA 模型的最大批评是其结论高度依赖于模型的函数设定形式，为保证测算结果的稳健性，本文采用 LR 检验对该模型设定进行三个方面的假设检验：①原假设为前沿生产函数应采用 C-D 函数形式；②原假设为不存在技术进步；③原假设为技术进步是希克斯中性的。通过 LR 统计量发现，三项假设均被拒绝，且模型估计结果中绝大多数变量均高度显著。这说明，本文所选 SFA 模型拟合较好，为进一步倍差法模型估计提供良好的基础。

表 3 面板固定效应 SFA-Malmquist 模型估计结果

	估计系数	标准误
$\ln k$	0.108***	0.024
$\ln l$	0.077***	0.017
$(\ln k)^2$	0.044***	0.002
$(\ln l)^2$	0.048***	0.002
$\ln k \ln l$	-0.044***	0.003
$t \ln k$	-0.001	0.001
$t \ln l$	0.004***	0.001
t	0.014***	0.005
t^2	-0.001***	0.000
Sigma_u	0.229***	0.004
Sigma_v	0.241***	0.003
Lambda	0.953***	0.006
Likelihood	-4439.191	
观测值	14943	

注：①投入和产出变量均使用土地投入进行标准化；②*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 4 为对各项信息工程接通与未接通样本农户的农业全要素生产率及技术进步和技术效率进行

初步统计的结果。结果显示，接通手机信号和互联网村庄农户的农业全要素生产率和技术效率高于非接通村庄的农户，技术进步低于非接通村庄农户；接通 3G 移动网络村庄农户的农业全要素生产率和技术进步低于非接通村庄的农户，而技术效率变化高于非接通村庄的农户。

表 4 信息工程接通与未接通村庄农户的农业全要素生产率、技术进步和技术效率变化比较

	未接通			接通		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
手机信号						
TFPCH	265	0.946	0.201	12108	0.998	0.136
TECH	265	1.014	0.005	12108	1.001	0.011
EFFCH	265	0.933	0.198	12108	0.997	0.135
互联网						
TFPCH	3413	0.991	0.167	8960	0.999	0.124
TECH	3413	1.008	0.009	8960	0.999	0.011
EFFCH	3413	0.982	0.166	8960	1.000	0.124
3G 移动网络						
TFPCH	8187	0.999	0.142	3524	0.988	0.121
TECH	8187	1.006	0.009	3524	0.990	0.007
EFFCH	8187	0.993	0.140	3524	0.998	0.122

(二) 倍差法前提假设检验

本文的估计分析是建立在各村庄信息工程的接通时间不受各村庄接通信息工程之前农业全要素生产率影响的前提假设下。但从理论上来说，信息工程的建设并不是严格外生的，政府或通信企业会根据当地的经济水平、人口和潜在市场规模等来决定什么时候接入，这些因素可能会跟当地农业发展状况相关，例如农业发展水平高的村庄经济水平也会相对较高，从而增加了该村庄接入信息工程的几率，因而存在反向因果关系的可能性。为了排除这一内生性问题的影响，使估计结果更为可靠，本文参考 Beck et al. (2010) 的方法，利用久期分析 Cox 回归法验证上述假设条件。

久期分析主要用于考察个体从某一状态转换到另一状态所花费的时间，也称为“转换分析”或“生存分析”，在实证研究中，它的被解释变量为某种活动持续的时间。Cox 回归模型为久期分析中常用的一种方法，该模型以生存结局和生存时间为因变量，可同时分析众多因素对生存期的影响，且不要求估计资料的生存分布类型，因此得到了广泛应用。本文用它来检验农业全要素生产率是否会影响到各村庄信息封闭的时间长短，也就是检验农业全要素生产率是否会影响到各村庄接通三项信息工程、打破信息封闭状态的时间。本文设定样本的起始年份为 2005 年，生存时间即为各村庄从 2005 年到接通各项信息工程的时间跨度。自变量为各村庄的农户农业全要素生产率均值，控制变量包括村庄年末常住人口、村庄人均收入对数、村庄是否处于山区以及村庄与公路干线距离。除农业全要素生产率外，本文还检验了农业技术进步、技术效率变化和各项信息工程接通时间的关系。

模型估计结果如表 5 所示。Cox 回归结果显示，无论对于哪一项信息工程来说，农业全要素生

生产率、技术进步以及技术效率均不会影响各村庄信息工程接入的时间先后，即不存在反向因果关系，这一结果为本文运用倍差法识别信息化的影响提供了信心。

表 5 农业全要素生产率、技术进步和技术效率变化对三项信息工程接通时间的影响

	手机信号	互联网	3G 移动网络
农业全要素生产率对数值	0.346 (1.296)	0.614 (1.802)	0.051 (1.875)
控制变量	是	是	是
Likelihood	-97.47	-83.29	-77.25
观测值	40	135	269
农业技术进步对数值	-1.222 (13.915)	-23.081 (55.666)	-6.579 (45.996)
控制变量	是	是	是
Likelihood	-97.48	-83.27	-77.24
观测值	40	135	269
农业技术效率变化对数值	0.365 (1.344)	0.641 (1.811)	0.069 (1.876)
控制变量	是	是	是
Likelihood	-97.47	-83.29	-77.25
观测值	40	135	269

注：①括号中数字为标准误；②*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；③控制变量包括村庄是否处于山区、村庄年末常住人口、村庄与公路干线距离、村庄人均收入对数，估计结果略。

(三) 倍差法模型估计结果分析

利用倍差法模型，本文比较了接通与未接通三项信息工程村庄农户的农业全要素生产率平均差异，估计结果如表 6~表 8 所示。估计结果显示，手机信号、互联网和 3G 移动网络均对农业全要素生产率具有显著的正向影响，且这种影响主要来源于对农业技术效率的促进作用。这表明，农村信息化发展确实对优化农业生产、提高农业资源配置和组织管理效率起到了作用，提高了农户的技术效率。也说明，信息化在促进农村劳动力转移的同时并没有因劳动力流失而阻碍了农业技术效率和全要素生产率的增长，而是使得农业生产要素的组合比例趋向合理，为土地规模化和集约化经营腾出空间，提升了生产效率。调查发现，2016 年农户平均农业机械投入（农林牧渔业机械固定资产原值）为 4502.96 元，比 2005 年高出 30%，可见部分劳动力被农业机械有效替代，促进了农业技术效率和全要素生产率的提升。

表 6 手机信号对农户农业全要素生产率、技术进步和技术效率变化的影响

	农业全要素生产率对数值	农业技术进步对数值	农业技术效率变化对数值
手机信号	0.057*** (0.018)	0.000 (0.000)	0.056*** (0.018)
户主性别	0.008 (0.010)	-0.001** (0.000)	0.009 (0.010)
户主年龄	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
户主受教育程度	-0.005** (0.002)	0.000 (0.000)	-0.005** (0.002)
农业技术教育或培训	0.009 (0.008)	0.001*** (0.000)	0.009 (0.008)
家庭农业劳动力比例	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)

信息化提升了农业生产率吗？

家庭人均耕地面积	-0.006*** (0.001)	-0.000*** (0.000)	-0.005*** (0.001)
家庭人均收入对数	0.035*** (0.004)	0.000*** (0.000)	0.035*** (0.004)
村庄与公路干线距离	0.004*** (0.001)	-0.000** (0.000)	0.004*** (0.001)
村庄人均收入对数	0.024*** (0.004)	0.000*** (0.000)	0.023*** (0.004)
截距项	-0.543*** (0.058)	0.012*** (0.001)	-0.555*** (0.058)
R ²	0.040	0.957	0.035
观测值	12285	12285	12285

注：①模型中均控制了农户固定效应和年份固定效应；②括号中数字为标准误；③*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，下表同；④固定效应模型均采用了 Robust 方差结构修正截面异方差，下表同。

表 7 互联网对农户农业全要素生产率、技术进步和技术效率变化的影响

	农业全要素生产率对数值	农业技术进步对数值	农业技术效率变化对数值
互联网	0.013*** (0.005)	0.000 (0.000)	0.013*** (0.005)
R ²	0.038	0.957	0.033
观测值	12285	12285	12285

注：模型中均控制了控制变量、农户固定效应和年份固定效应，控制变量与表 6 相同，且系数相似，限于篇幅不做展示，笔者可提供，下表同。

表 8 3G 移动网络对农户农业全要素生产率、技术进步和技术效率变化的影响

	农业全要素生产率对数值	农业技术进步对数值	农业技术效率变化对数值
互联网	0.010** (0.005)	0.000 (0.000)	0.010** (0.005)
R ²	0.039	0.957	0.034
观测值	11623	11623	11623

值得一提的是，尽管许多国外学者发现信息化发展对于促进农户采纳先进农业技术具有正向影响（例如 Adegbola and Gardebreek, 2011; Larochelle et al., 2019），但本文的估计结果并不支持这一结论。这可能与中国农业仍处于由传统农业向现代农业转型的过渡阶段有关（李谷成等，2009）。在这一阶段，信息与农业技术还未能实现完美融合，且农村劳动力素质总体较低，农业技术教育和培训投入不足，导致中国农户尚不能完全消化和吸收由信息化带来的先进技术并广泛应用，因而信息化在现阶段并没有表现出对农业技术进步的促进作用。需要指出的是，这一结果与中国农业实践中的新技术大量采用并不冲突，只是表明这些可以观察到的技术进步可能并不是由信息化发展所导致的。

除信息化变量外，其他变量对农业全要素生产率也有显著影响。在全要素生产率和技术效率模型中，户主受教育程度显著且估计系数为负，这与李谷成等（2015）的研究结果一致。目前中国对农村的教育投资大多为基础教育而非职业技能教育，在本文的样本中，受过农业技术教育或培训的农户不足 10%，农户受教育程度对农业生产率的影响自然比较有限（米建伟等，2009）。而户主是否受过农业技术教育或培训对农业技术进步有显著的正向影响，这进一步强调了对农户进行职业技能教育的重要性。家庭农业劳动力比例对农业技术进步具有显著的促进作用，但其影响程度较小。

家庭人均耕地面积对农业全要素生产率、技术进步和技术效率具有抑制作用，这与学者们普遍论证的发展中国家农户规模与生产率成反比的关系相印证（例如 Assuncao and Ghatak, 2003; Bizimana et al., 2004）。家庭人均收入和村庄人均收入对农户农业全要素生产率、技术进步和技术效率均有促进作用。村庄与公路干线距离对农业全要素生产率及技术效率具有正向影响，对农业技术进步具有负向影响。也就是说，村庄距离公路干线越远，农户农业全要素生产率和技术效率越高，而技术进步越低。这是因为：出于交通通达性的考虑，距离公路干线较远地区的农业劳动力较晚向城市非农行业转移，这些农户主要依赖农业生产，生产积极性较强，从而其农业全要素生产率和技术效率较高；但是距离较远地区道路闭塞，使得先进技术难以到达，因而阻碍了农业技术进步。

五、稳健性检验

（一）反事实检验

通过上述倍差法模型检验，本文发现三项信息工程对农户农业技术效率和全要素生产率都有显著影响。然而，不能完全确定对这两者的影响一定来源于信息工程的开通，因为如果在信息工程接通当年刚好有其他影响农业生产的事件发生，则估计出来的结果就包含了其他项目或政策的影响。为了验证是否存在这种可能性，本文针对每个村庄设置了三项信息工程开通的虚拟时间，来进行“反事实检验”。选择从样本起始年份（2005年）到各项信息工程开通前时间的中点年份作为虚拟时间，例如，对于2009年接通互联网的村庄来说，它的虚拟时间设定为2007年。如果该检验结果仍然显著，说明本文关心的因变量在接通信息化工具前的处理组和控制组中就存在明显差异，则上述倍差法的估计结果很可能含有其他未察觉到的影响因素。

从表9的估计结果来看，以虚拟年份为时间断点后，手机信号、互联网和3G移动网络对农业全要素生产率和技术效率变化的影响均不显著，这排除了其他外生因素与信息工程同步发生影响的可能，表明本文的估计结果较为稳健，确实体现了信息化的作用效果。对于农业技术进步的检验结果来说，互联网具有显著的正向影响，但其影响系数十分小（0.001），且在基准模型里没有体现出显著影响，因此，并不影响本文结果的稳健性。

表9 反事实检验结果

	农业全要素生产率对数值	农业技术进步对数值	农业技术效率变化对数值
手机信号	0.055 (0.055)	0.001 (0.001)	0.054 (0.054)
R ²	0.027	0.944	0.024
观测值	7341	7341	7341
互联网	0.012 (0.010)	0.001*** (0.000)	0.011 (0.010)
R ²	0.032	0.930	0.031
观测值	4788	4788	4788
3G移动网络	-0.000 (0.006)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.006)
R ²	0.033	0.931	0.032

观测值	4668	4668	4668
-----	------	------	------

注：①所有模型均控制了控制变量、农户固定效应和年份固定效应；②括号内数值为标准误；③***表示1%的显著性水平。

（二）倾向得分匹配法检验

为排除可能存在的长期趋势干扰，本文结合倾向得分匹配再次运用倍差法进行检验，即在回归之前，首先对样本进行匹配，具体操作如下：选取当年接通信息工程农户前一年的各项指标与当年未接通信息工程农户前一年的指标数据进行倾向得分匹配^①，例如，对于2008年接通互联网的农户来说，用其2007年的各项指标与2008年没有接通互联网农户的2007年数据进行匹配，各年匹配之后去除处于共同支撑区域外的样本，最终使用匹配后的样本重新进行双重差分。由于未接通手机信号的农户比例较小，在数据量上无法实现合理匹配，本文仅对互联网和3G移动网络进行检验。

估计结果如表10所示，匹配后的结果与基准模型结果一致，且在排除长期趋势干扰后，信息化的影响程度增大，这进一步证实了信息化对农业全要素生产率和技术效率的增长效应。

表 10 倾向得分匹配法检验结果

	农业全要素生产率对数值	农业技术进步对数值	农业技术效率变化对数值
互联网	0.019** (0.009)	0.000 (0.000)	0.019** (0.009)
R ²	0.043	0.950	0.035
观测值	5847	5847	5847
3G移动网络	0.016** (0.007)	0.000 (0.000)	0.016** (0.007)
R ²	0.038	0.942	0.031
观测值	8264	8264	8264

注：①所有模型均控制了控制变量、农户固定效应和年份固定效应；②括号内数值为标准误；③**表示5%的显著性水平。

（三）滞后效应检验

为避免部分村庄信息工程接通的调查时间存在误差以及检验信息工程的滞后影响，本文将村庄的各项信息工程接通时间均滞后一年进行回归，仍能得到与基准回归一致的结论（见表11）。与基准模型结果（见表7）不同的是，此处显现了互联网对技术进步的显著影响，但其影响系数为0，即不具有经济意义上的显著影响，因此，这一结果并不会影响本文核心结论的稳健性。

表 11 滞后效应检验结果

	农业全要素生产率对数值	农业技术进步对数值	农业技术效率变化对数值
手机信号	0.034** (0.016)	0.000 (0.000)	0.034** (0.016)

^①匹配的协变量包括村级、家庭和户主特征共16个变量：农户所在村庄是否处于山区、村庄年末常住人口、村庄与公路干线距离、村庄人均收入；农户家庭类型、家庭收入主要来源、家庭经营主业、是否国家干部职工户、是否乡村干部户、家庭人口数、人均耕地面积、人均收入；户主性别、年龄、受教育程度、是否受过农业技术教育或培训。在匹配方法上，本文选择半径匹配法，半径设置为0.001。限于篇幅，匹配结果未能展示。

信息化提升了农业生产率吗？

R ²	0.039	0.953	0.030
观测值	10482	10482	10482
互联网	0.010** (0.005)	-0.000** (0.000)	0.011** (0.005)
R ²	0.039	0.953	0.030
观测值	10482	10482	10482
3G移动网络	0.024*** (0.006)	-0.000 (0.000)	0.024*** (0.006)
R ²	0.040	0.952	0.032
观测值	9946	9946	9946

注：①所有模型均控制了控制变量、农户固定效应和年份固定效应；②括号内数值为标准误；③**、***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

六、结论与政策含义

基于全国农村固定观察点2004~2016年的农户数据以及对部分观察点村庄信息化情况的补充调查数据，本文运用倍差法对手机信号、互联网和移动网络等信息工程对农户农业全要素生产率及其分解因素的影响效果进行估计。研究表明，信息化发展对农户农业全要素生产率具有促进作用，这种作用主要来源于农业技术效率的提高。但是，可能由于农村人力资本的制约，信息化对农业技术进步的影响在本文的研究期内并不显著。在稳健性检验中，反事实、匹配法以及滞后效应检验均得到类似结果。

本文的结论具有重要政策含义。在中国实现从农业大国向农业强国转变的过程中，“质量兴农战略”被提上日程，这就要求加快农业由增产导向转向提质导向，不断提高农业全要素生产率。在这一历史进程中，作为当今社会进步助推器的信息技术与农业的融合发展具有很大潜力。经过本文的估计结果可知，信息化发展的确显著提高了农业全要素生产率和技术效率，起到了提质增效的作用。但农业劳动力技能受限制约了信息技术与农业生产的完美融合，导致了信息化对农业技术进步的影响无法显现。因此，中国应在继续推进农村信息化进程的同时，更加注重对农户信息技术应用和职业技能的培训，培育农村信息化专业人才和新型职业农民，提高农村劳动力素质，为进一步使用先进的农业生产技术提供必要的人力资本条件。与此同时，注重发展适度规模经营和机械化生产，以对劳动力流失进行有效替代，提高生产效率，促进农业稳定发展。

本文可能存在一些不足之处。一是为了解决信息工具的内生性问题，本文在数据上补充调查了一部分固定观察点村庄的手机信号、互联网和 3G 移动网络这些关键信息，并采取多种识别方法，这在一定程度上减弱了信息接入的内生性问题，并为在此领域运用倍差法验证信息化的影响提供了初次尝试。未来，如果能收集到所有观察点样本的补充数据，这将能提供更可靠的数据支撑。二是本文所使用的信息化变量仅限于基础信息工具的使用，但并不知道农户能够从这些信息工具中获得多少有效的农业信息来帮助他们进行生产决策，这中间存在一个“有效利用信息”问题的“暗区”，因而仍需要更加微观和深入的信息化调查来进行下一步的研究。

参考文献

- 1.范丽霞、李谷成，2012：《全要素生产率及其在农业领域的研究进展》，《当代经济科学》第1期。
- 2.韩海彬、张莉，2015：《农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析》，《中国农村经济》第8期。
- 3.李谷成、冯中朝、范丽霞，2009：《小农户真的更加具有效率吗？来自湖北省的经验证据》，《经济学（季刊）》第1期。
- 4.李谷成、尹朝静、吴清华，2015：《农村基础设施建设与农业全要素生产率》，《中南财经政法大学学报》第1期。
- 5.李士梅、尹希文，2017：《中国农村劳动力转移对农业全要素生产率的影响分析》，《农业技术经济》第9期。
- 6.刘勇、孟令杰，2002：《测量 Malmquist 生产率指数的 SFA 方法》，《北京理工大学学报（社会科学版）》第 S1 期。
- 7.罗雨泽、芮明杰、罗来军、朱善利，2008：《中国电信投资经济效应的实证研究》，《经济研究》第6期。
- 8.米建伟、梁勤、马骅，2009：《我国农业全要素生产率的变化及其与公共投资的关系——基于 1984-2002 年分省份面板数据的实证分析》，《农业技术经济》第3期。
- 9.谭之博、周黎安、赵岳，2015：《省管县改革、财政分权与民生——基于“倍差法”的估计》，《经济学（季刊）》第3期。
- 10.许庆、尹荣梁、章辉，2011：《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》，《经济研究》第3期。
- 11.尹宗成，2010：《农业信息服务的全要素生产率增长效应分析》，International Conference on Engineering and Business Management (EBM2010)，美国科研出版社。
- 12.于淑敏、朱玉春，2011：《农业信息化水平的测度及其与农业全要素生产率的关系》，《山东农业大学学报（社会科学版）》第3期。
- 13.郑世林、周黎安、何维达，2014：《电信基础设施与中国经济增长》，《经济研究》第5期。
- 14.Adegbola, P., and C. Gardebreek, 2011, “The Effect of Information Sources on Technology Adoption and Modification Decisions”, *Agricultural Economics*, 37(1):55-65.
- 15.Arrow, Kenneth J., and M. Kurz, 1970, “Optimal Growth with Irreversible Investment in a Ramsey Model”, *Econometrica*, 38(2):331-344.
- 16.Attewell, P., 1994, “Information Technology and the Productivity Paradox.” in D.H. Harris(eds) *Organizational linkages: Understanding the productivity paradox*, Washington, D. C., National Academy Press.
- 17.Assunção, J. J., and M. Ghatak, 2003, “Can Unobserved Heterogeneity in Farmer Ability Explain the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity”, *Economics Letters*, 80(2):189-194.
- 18.Aker J. C., I. Ghosh, and J. Burrell, 2016, “The promise (and pitfalls) of ICT for agriculture initiatives”, *Agricultural Economics*, 47(S1):35-48.

19. Barro, Robert J., 1990, "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 98(5):103-126.
20. Baily, N. M., 1986, "What has Happened to Productivity Growth?", *Science*, 234(4775):443-451.
21. Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *Journal of Finance*, 65(5):1637-1667.
22. Brynjolfsson, E., 1993, "The Productivity Paradox of Information Technology", *Communications of the ACM*, 36(12):66-77.
23. Bizimana, C., W. L. Nieuwoudt, and S. R. Ferrer, 2004, "Farm size, land Fragmentation and Economic Efficiency in Southern Rwanda", *Agrekon*, 43(2):244-262.
24. Caves, D. W., and L. R. C. E. Diewert, 1982, "The Economic Theory of Index Numbers and The Measurement of Input, Output, and Productivity", *Econometrica*, 50(6):1393-1414.
25. Farrell, M. J., 1957, "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3): 253-281.
26. Greene, W., 2005, "Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model", *Journal of Econometrics*, 126(2): 269-303.
27. Hulten, C. R., E. Bennathan, and S. Srinivasan, 2006, "Infrastructure, Externalities, and Economic Development: A Study of the Indian Manufacturing Industry", *World Bank Economic Review*, 20(2):291-308.
28. Han, K., Y. B. Chang, and J. Hahn, 2011, "Information Technology Spillover and Productivity: The Role of Information Technology Intensity and Competition", *Journal of Management Information Systems*, 28(1):115-146.
29. Mittal, N., and B. R. Nault, 2009, "Research Note——Investments in Information Technology: Indirect Effects and Information Technology Intensity", *Information Systems Research*, 20(1):140-154.
30. Kumbhakar, S. C., and C. A. K. Lovell, 2003, *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge: Cambridge university press.
31. Larochelle, C., J. Alwang, E. Travis, V. H. Barrera, and J. M. Dominguez Andrade, 2019, "Did You Really Get the Message? Using Text Reminders to Stimulate Adoption of Agricultural Technologies.", *The Journal of Development Studies*, 55(4): 548-564.
32. Lu, Y., H. Xie, and L. C. Xu, 2016, "Telecommunication Externality on Migration: Evidence from Chinese Villages", *China Economic Review*, 39(2016):77-90.
33. Ogutu, S. O., J. J. Okello, and D. J. Otieno, 2014, "Impact of Information and Communication Technology-based Market Information Services on Smallholder Farm Input Use and Productivity: The Case of Kenya", *World Development*, 64(64):311-321.
34. Pilat, D., 2005, "The ICT Productivity Paradox", *OECD Economic Studies*, 2004(1): 37-65.
35. Stanley, M., and S. S. Roach, 1987, "America's Technology Dilemma: A Profile of the Information Economy", New York: Morgan Stanley.
36. Solow, R. M., 1987, "We'd Better Watch Out", *New York Times Book Review*, 12(7):36.

37.Steenefeld, W., H. Hogeveen, and A. G. J. M. O. Lansink, 2015, “Economic Consequences of Investing in Sensor Systems on Dairy Farms”, *Computers and Electronics in Agriculture*, 119(2015):33-39.

38.Zhou D., and B. Li, 2017, “How the New Media Impacts Rural Development in China: An Empirical Study”, *China Agricultural Economic Review*, 9(2): 238-254.

(作者单位: ¹ 中国农业大学经济管理学院;

² 中国农业大学北京食品安全政策与战略研究基地;

³ 中国农业大学国家农业农村发展研究院;

⁴ 农业部农村经济研究中心)

(责任编辑: 何 欢)

Do Information Communication Technologies Improve Agricultural Productivity?

Zhu Qiubo Bai Junfei Peng Chao Zhu Chen

Abstract: Based on a panel data from the National Rural Fixed Point Survey from 2004 to 2016 and supplementary survey data, this article use the Difference-in-differences model to analyze the effect of access to ICTs (measured by factors such as mobile phone signal, internet and mobile network connection) on agricultural total factor productivity and its contributing factors at the household level. The results show that ICTs have positive impact on agricultural total factor productivity and agricultural technical efficiency, but have no impact on agricultural technological progress due to the constraints of rural human capital. Similar results are obtained in the robust test, such as counterfactual analysis, PSM method and hysteresis effect test.

Key Words: ICT; Agricultural Total Factor Productivity; Agricultural Technical Progress; Agricultural Technical Efficiency