

改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨*

——基于生产要素质量与基础设施的视角

罗斯炫^{1,2} 何 可^{1,3} 张俊飏^{1,3}

摘要: 全要素生产率是推动中国农业增长的动力源泉。本文使用中国 28 个省(区、市) 1978—2017 年数据, 将农业生产要素质量与农村基础设施纳入增长核算框架中, 并考察其对农业增长的贡献。研究发现, 农业生产要素质量、农村基础设施均能促进农业全要素生产率的提升; 农业全要素生产率均值变化的 32% 可由农业生产要素质量、农村基础设施共同解释; 相比劳动力要素质量, 资本要素质量对农业增长的贡献更为明显, 农村基础设施中电力设施对农业增长的贡献高于公路和水利灌溉设施。因此, 应提高农业生产要素质量, 改善农村基础设施, 以提升农业全要素生产率推进农业高质量发展。

关键词: 农业生产要素质量 农村基础设施 农业全要素生产率 农业增长

中图分类号: F124.3 F323.5 **文献标识码:** A

一、引言

1978 年以来, 历次的农村改革不仅解放了农村生产力, 提升了农业生产率, 还极大地推动了农业现代化进程。经过四十多年的发展, 中国农业取得了举世瞩目的成就, 农业基础地位更趋牢固, 并成为经济增长、社会进步、国家发展的压舱石与推进器。中国农业增长大致呈现出以下两个特征性事实: 第一, 改革开放以来的中国农业增长迅速。第一产业实际增加值(以 1952 年为基期)在 1978—2020 年间的年均增长率达到 4.3%, 1952—1978 年间为 2.2%^①。农业劳动生产率和农业综合机械化率均呈快速上升趋势。然而, 从现实情况来看, 保持中国农业持续增长的投入要素条件并不满足。农村改革为农村劳动力转移创造了条件, 此后农业生产部门的劳动力一直大范围地向非农业生产部门流动, 第一产业就业人员占全部就业人员的比重从 1978 年的 70.5% 下降至 2020 年的 23.6%^②。与此同时, 中国

*本文研究受到国家社会科学基金重点项目“基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究”(编号: 20AZD091) 的资助。本文曾于 2021 年 8 月 22 日在 2021 年中国农林经济管理学术年会上作大会宣读。作者感谢匿名审稿专家的建设性意见。诚然, 文责自负。本文通讯作者: 何可。

^①根据国家统计局统计数据库 (<https://data.stats.gov.cn>) 公布的数据计算而得。

^②根据《中国统计年鉴(2021)》中的数据计算而得。

的耕地数量基本处于下降态势，耕地质量亦不容乐观，尤以粮食主产区生态环境恶化问题最为突出（罗斯炫等，2020）。因此，全要素生产率的提高是中国农业增长的主要推力。尤其1978—1984年表现出的高增长率被视为以家庭联产承包责任制为标志的农村改革带来的巨大成果（Lin，1992），全国层面的农业全要素生产率平均增长率达到8.1%^①。第二，各地区农业全要素生产率增长率的阶段性差异较大。在改革开放初期，东部、东北地区的农业全要素生产率的平均增长率分别高达9.9%、9.2%，而中部、西部地区则分别为7.3%、6.7%，东部地区农业全要素生产率平均增长率比西部高约3个百分点。但从20世纪80年代中后期开始，由于家庭承包责任制所产生的制度红利基本释放完毕，农业增长速度放缓，地区间的增长差异开始凸显。1985—1989年，全国层面的农业全要素生产率平均增长率下降至2.8%，东部地区仍有4.6%，而东北地区却为-2.0%，但在随后的1990—1993年间又恢复至9.5%，同期的东、中、西部地区处在1.7%~4.6%的水平。

那么，是何种因素推动了1978年以来中国农业生产率的高速增长？又是何种因素推动了农业全要素生产率的提高，并导致了不同时期、不同区域间的差异？除了制度红利，是否忽视了隐藏于农业全要素生产率之中的一些重要因素，使得对农业增长变化的理解尚不充分？考虑到在全要素生产率分析中，如何评价要素质量改进一直是研究的一大难点，其中尤以资本要素质量的度量最为棘手，同时，改革开放以来，中国农村地区基础设施建设快速推进，大规模基础设施投资背后蕴藏了农业技术进步或农业全要素生产率提升，本文拟从农业生产要素质量与农村基础设施的角度尝试回答上述问题。

同世界范围内其他国家的农业发展历程一样，中国也面临农业劳动力的减少与耕地面积的限制，生产率的增长成了农业增长的主要推手。关于中国1978年以来农业增长的经验，当前普遍认可的解释是这一时期的高生产率与农村制度变迁相关（Lin，1992；蔡昉，2008）。Lin（1992）证明了家庭联产承包责任制的实施是推动改革开放初期中国农业全要素生产率高速增长的主要原因。但是，家庭联产承包责任制的实施无法继续解释20世纪80年代中后期地区间较大的农业全要素生产率增长差异及其改革开放后期增长率的恢复。还有一种解释是这一时期的高生产率源于以化肥为代表的现代农业生产要素的成倍投入（孔祥智等，2018）。但是，同传统生产要素（如土地、人力和畜力）一样，现代生产要素最终也面临要素边际报酬递减规律的限制。这一点同样适用于农业资本积累的研究。显然，仅从要素扩张的角度，难以较好地解释中国1978年以来农业增长的持续性与波动性。因此，既有研究转而挖掘除农村制度变迁外驱动全要素生产率的其他重要因素，并尝试从农业科研投入（Fan and Pardey，1997；Fan，2000）、要素市场扭曲（盖庆恩等，2015）、农业R&D（Gong，2020）、农业信息化（韩海彬、张莉，2015）等角度，验证这些驱动因素在索洛余值中发挥的作用。然而，将农业增长完全归结于农业全要素生产率（或农业技术进步）亦失之偏颇（李谷成等，2014），毕竟大部分技术进步是附着在劳动力和资本上，即嵌入式技术进步^②，故技术进步同时也是要素扩张。

^①本段中相关数据除特别说明以外，均为笔者根据有关数据计算所得。

^②Solow（1959）最早提出了嵌入式技术进步，即“正如蒸汽机物化有蒸汽动力这一新概念一样，许多发明是需要内嵌于新的耐用设备中去才能发挥作用的”，设备资本通常能物化最新的技术进步成果（黄先海、刘毅群，2006）。

综合上述两点，应注意到，现实中全要素生产率主要体现在各类生产要素的技术进步方面，技术变化总是内嵌（或物化）于更有效率的特定要素之中，从而使得农业生产要素的质量在长期内获得显著的提升（Gong, 2020）。因此，在全要素生产率的相关研究中，忽视生产要素质量无疑施加了一个强且不切实际的假设：任何时点上的资本投入或劳动投入均是同质的（Phelps, 1962），也即要求不同时期的农业资本投入具有相等的边际生产率，农业劳动者的劳动时间相同并且受教育程度在时间维度上未发生变化。现实中，自1978年起，中国农村人力资本积累迅速增加，农业物质技术装备水平显著提高，这种因生产要素质量改善而引发的要素生产率提升对农业增长的促进作用不可小觑。然而，令人遗憾的是，已有研究大多忽略了生产要素的异质性及其在质量方面的变化，故在使用索洛余值方法时，因无法捕获新增生产要素的质量变化，被物化了新技术的生产要素（尤其是农业资本品）只能被归为要素扩张（宋冬林等，2011），从而会夸大要素扩张（尤其是农业资本积累）对产出增长的贡献，低估技术进步的贡献。显然，这无助于对中国农业长期增长原因的探寻。

从生产投入方面考虑生产要素质量，农业全要素生产率可以通过增长核算获得更为准确的索洛余值来反映，但其中还包含了许多非生产性的驱动因素。既有研究或多或少忽视了一个重要的现实，即中国政府对农村基础设施的建设投资一直伴随整个农村改革进程。中国农村基础设施对于改造传统农业的基础性作用是巨大的（张勋、万广华，2016）。相较于其他基础设施，农村公路、电力、水利灌溉设施对农业生产的间接性助力更为显著。因此，自1978年以来，中国政府为统筹城乡发展，加大了对农村基础设施的投资力度，农村水电路气房等基础设施条件显著改善。2021年中央“一号文件”进一步指出，加强乡村公共基础设施建设，继续把公共基础设施建设的重点放在农村^①。作为产业兴旺的“社会先行资本”，农村基础设施是全要素生产率中重要的非生产性的驱动因素，其在1978—2017年的农业增长中所发挥的作用应当被重视和优先考察。既有研究表明，农村基础设施通过流动效应、规模效应、结构效应等促进农业增长、助力产业兴旺（曾福生、李飞，2015；张勋、万广华，2016；罗斯炫等，2018）。然而，遗憾的是，农村基础设施在较长历史时期内对生产率的贡献和阶段性特征并没有被较好地总结。

为了回答上述疑问，本文在参考已有研究的基础上，整理了中国28个省份1978—2017年的面板数据，从农业全要素生产率中分解出农业要素质量与农村基础设施，并估计农业要素质量与农村基础设施在农业全要素生产率中的作用及其对农业增长的贡献。

二、概念界定

Solow（1957）提出增长核算，将经济增长中无法被资本、劳动力等生产要素增长率所解释的余值定义为全要素生产率增长率，并将全要素生产率的提升归因于广义技术进步。然而，该方法受到如下三点批评：第一，传统增长核算得到的索洛余值本质上是一个“黑箱”。因此，更加精确的增长核

^①参见：《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content_5588098.htm。

算就是用其他的解释变量把索洛余值中的因素尽可能分解出来（Gong, 2020）。第二，传统的索洛余值法没有考虑嵌入式技术进步。从经验分析角度而言，附着在劳动力上的技术进步主要是指劳动力知识增长和技能水平提高，在一定程度上，它可以借由教育水平来度量。然而，度量附着在资本上的技术进步却非常困难（Howitt and Aghion, 1998；宋冬林等，2011）。例如，对于资本要素而言，从国外进口的农机设备既是资本积累，也是技术进步。然而，在对中国农业经济进行增长核算时，进口设备只能被统计成前者，进而低估技术进步对经济增长的贡献（刘明兴等，2003）。同样，对于劳动力要素而言，内生增长理论认为，仅靠物质资本增长是无法解释人均产出增长，索洛余值较大是对模型中内生变量（如劳动力的人力资本积累）的反映（Romer, 1986）。因此，有必要将农业资本存量和农业劳动力的要素质量同时纳入农业增长核算之中。第三，索洛余值法测算的全要素生产率常受到宏观经济冲击的影响，使得全要素生产率增长率与 GDP 增长率高度相关，故索洛余值的短期变化并非一定都是由技术冲击所致。因此，关于中国农业经济增长问题更需在一段较长的时期内考察。

（一）农村劳动力质量的测度

已有研究主要从人力资本角度测度劳动力质量，并主要使用平均受教育年限指标来反映（Barro and Lee, 1993；Barro and Lee, 2013）。但该指标缺陷在于难以适用于不同教育体系间的比较（Krueger and Lindahl, 2001）。如果不考虑不同体系间的教育质量差距，就无法认定平均受教育年限与经济增长存在相关性（Pritchett, 1996）。遗憾的是，由于数据限制，本文在度量农业劳动力质量过程中无法考虑地区间教育质量的差异。不过，本文认为，相较于国别差异，中国区域间教育质量差异虽然存在，但在程度上并非悬殊，尤其是区域间农村基础教育质量差异相对更小。因此，基于人力资本视角，采用平均受教育年限来度量农村劳动力质量不失为一种相对可行的办法（例如郑京海等，2008）。本文根据中国人力资本指数项目数据库中提供的“省级层面历年分城乡、年龄、性别、受教育程度的人口数”估算数据，进一步整理得到 1978—2017 年各省农村 16 至 65 岁劳动力人口的平均受教育年限。

（二）农业资本质量的测度

相比于劳动力质量，资本质量的度量十分棘手。Nelson（1964）率先开展了资本质量度量的研究，其基本假定是资本品的质量与其平均使用时间成反比。Jorgenson and Griliches（1967）在全要素生产率的研究中首次提出了恒定质量指数以处理要素投入的质量差异。Jorgenson 后续的一系列研究主要是围绕资本恒定质量指数概念体系构建。然而，其将要素质量视为倍加的要素投入数量的概念体系对于理解技术进步或全要素生产率仍有局限性，且夸大了要素投入的贡献。之后，Gordon（1990）为了更精确地度量资本质量，专门计算了资本质量调整系数，但该方法对数据样本要求很高，难以在发展中国家经济分析中运用（刘明兴等，2003）。在针对中国农业的研究中，Sheng et al.（2019）通过要素的价格差异来反映要素质量，进而实现对要素投入的调整。较为不同的是，Gong（2020）将要素投入的产出弹性视为反映要素质量变化的指标，避免了寻找要素质量的代理变量。

事实上，倘若追根溯源，无论是 Nelson（1964）、Jorgenson and Griliches（1967）还是 Gordon（1990），对于资本质量的度量本质上均是建立在 Solow（1959, 1962）的嵌入式技术进步思想上，即随着技术的快速发展，后期投资的“新”资本品由于物化了技术进步而导致比前期投资的“旧”资本品的生产

效率更高^①，故伴随大量的“新”投资，资本存量的平均年限会下降（Gittleman et al., 2006；黄先海、刘毅群，2006）。从而，资本存量的平均年限下降恰恰反映的是资本要素质量的提高，因为“新”的生产技术总内嵌于其中^②。具体地，本文借鉴 Bergeaud et al. (2018) 的做法来度量农业设备资本存量的平均年限^③：

第一步，本文通过永续盘存法计算出 1978–2017 年各省农业资本存量：

$$K_t = K_{t-1}(1-\delta) + I_t = K_0(1-\delta)^t + \sum_{k=1}^t I_k(1-\delta)^{t-k} \quad (1)$$

(1) 式中， K_t 表示当期农业资本存量， K_0 表示基期农业资本存量， I_t 表示当期农业投资， δ 为资本折旧率。当期投资采用第一产业固定资本形成总额来衡量。然而，《中国国内生产总值核算历史资料》只公布了 1978–2004 年的第一产业固定资本形成总额数据，故本文参考李谷成等（2014）的做法，2005 年及之后的第一产业固定资本形成总额采用第一产业固定资产投资占全社会固定资产投资比重作为权重乘以全社会固定资本形成总额的方式进行替代。由于本文欲计算的是设备资本存量的平均年限，故以设备工器具购置投资占全社会固定资产投资比重作为权重乘以第一产业固定资本形成总额，进而得到第一产业设备工器具购置投资额（白重恩等，2007）^④，以此作为当期农业投资 I_t 。投资缩减指数的构造参考徐现祥等（2007）的做法。考虑到数据的可获得性及与同类研究的可比性，本文以 1978 年为基期。基期资本存量 K_0 采用经向上修正后的公式进行计算： $K_0 = I_0(1+G)/(\delta+G)$ ，其中 G 为各省第一产业增加值的几何平均增长率。

第二步，当期资本存量的平均年限 N_t 由下式计算而得：

$$N_t = (1 + N_{t-1})(1-\delta)K_{t-1}/K_t = (1 + N_{t-1})(1 - I_t/K_t) \quad (2)$$

由 (2) 式可知， $\partial N_t / \partial I_t < 0$ ，即反映的事实是当一个地区处于经济增长期时，大量的新增投资会降低资本的平均年限。(2) 式实现的前提是对基期资本存量平均年限 N_0 的确定。本文假定在基期前投资是以固定速率 G 增长^⑤，则 N_0 可由下式计算而得：

^①此处的“新”“旧”不是指生产过程中导致的物理折旧程度，而是表示投资的相对时期。

^②此处需要强调的是，若将资本存量的平均年限下降理解为资本质量下降导致使用寿命变短，则显然无视了内嵌于“新”资本品之中的技术进步，且与技术发展的历史事实相违背。

^③一般而言，固定资本可分为三大类：建筑物、机械及其他固定资本。对于农村地区而言，考虑到体现在建筑资本上的技术进步不如设备资本明显，故本文重点度量并考察农业固定资本中设备资本存量的平均年限。

^④该做法依赖于如下假定：在每年固定资本形成总额中，建筑安装工程投资与设备工器具购置投资所占比例与全社会固定资产投资中的相对比例保持一致。

^⑤本文假定此处固定速率 G 等于各省第一产业增加值的几何平均增长率。本文同样设定固定速率 G' 等于第一产业增加值初始 10 年的几何平均增长率，结果无明显差异。限于篇幅，在此不一一赘述。

$$N_0 = (1 - \delta) / (\delta + G) \quad (3)$$

受限于数据的可获得性，更为精确的计算方法不适用于本文。上述方法只是一个较为简便的资本平均年限度量，但其结果仍能大致反映中国 1978—2017 年的农业资本要素质量。

（三）农村基础设施的表征

长期以来，中国政府将通路、通电、通水的“三通”工程视为实现农村减贫和乡村振兴的重要举措。为此，本文主要关注与生产密切相关的农村公路、电力、水利灌溉设施三类农村基础设施，这三类设施具有正外部性和网络效应的特点。具体而言，第一，参考罗斯炫等（2018）的做法，本文采用三四级公路普及率以表征农村公路。根据公路等级划分标准，三级公路是指连通县或县以上城市的支线公路，四级公路是指连通县或乡（镇）的支线公路。本文将各省三四级公路里程^①与行政区划面积之比计算得到三四级公路普及率。第二，本文采用农村用电量以表征农村电力。需要说明的是，基于技术扩散理论，电力被视为通用技术的良好指标，也是其他技术普及和扩散的前提条件。虽然农村发电量指标更能直接反映农村电力设施建设情况，但在技术扩散视角下，用电量指标更能反映农村受益于电力发展（将电力视为一种通用技术）的状况，因而该指标更加契合本文研究。由于现行数据中农村人口统计口径的变更和不一致，导致无法得到适用于长时期内比较的人均指标，故本文采用农村用电量（对数值）指标从整体上考虑农业增长获益于电力发展的情况。第三，本文采用有效灌溉率以表征农村水利灌溉，其计算方式为有效灌溉面积与农作物总播种面积之比。

三、增长核算与实证策略

（一）增长核算框架

本文构建了一个增强型 Cobb-Douglas 农业生产函数，即劳动力效率因子 q_L 和资本效率因子 q_K 以乘积的方式进入生产函数，并假定中国农业生产具有规模报酬不变的性质，具体表示如下：

$$Y = q_u (Lq_L)^\alpha (Kq_K)^\beta M^{1-\alpha-\beta} \quad (4)$$

（4）式中，农业产出 Y 为第一产业增加值，生产要素投入 L 、 K 、 M ^② 分别用第一产业从业人员数、第一产业固定资本存量、农作物总播种面积与水产品养殖面积之和^③ 来表征。劳动力效率因子 q_L 、资本效率因子 q_K 分别用以反映劳动力质量、资本质量的变化， q_u 反映的是除此之外影响农业产出的

^① 依据公路等级划分标准，三四级公路里程可通过如下公式计算：三四级公路里程 = 等级公路里程 - 高速公路里程 - 一级公路里程 - 二级公路里程。

^② 由于农业产出是增加值而非总产值，即已除去中间投入，反映的是该地区农业最终生产能力，在概念上更为契合全要素生产率，因此生产函数只需包括农业劳动力、资本和土地三大生产要素（伍山林，2016）。

^③ 鉴于林业中经济林的土地投入数据无法收集，且投入不大，以及草原面积对牧业产值增长的作用较小，其面积可忽略不计。因此，本文使用当年农作物总播种面积与水产品养殖面积之和来近似替代土地投入。

其他因素（包括农村基础设施和不可观测因素）的作用，故 q_u 又可视为扣除了劳动力质量和资本质量作用后的农业全要素生产率。（4）式的设定本质上是将农业生产函数中全要素生产率进行了分解，即：

$$Y = (q_u q_L^\alpha q_K^\beta) L^\alpha K^\beta M^{1-\alpha-\beta} = AL^\alpha K^\beta M^{1-\alpha-\beta} \quad (5)$$

因此，（4）式将嵌入于劳动力和资本的技术进步通过效率因子 q_L 和 q_K 从全要素生产率 A 中分离出来。由于效率因子 q_L 和 q_K （包括 q_u ）无法观察得到，需进一步对其建模转换。

本文从人力资本的角度理解劳动力效率因子 q_L 。为了估计人力资本在农业全要素生产率中的贡献，考虑到人力资本对劳动力质量的影响是非线性的，本文假设劳动力效率因子 q_L 是人力资本 g 的指数增函数，而人力资本可以通过受教育水平来度量，即：

$$q_L = e^{g(S)} = e^{\theta S} \quad (6)$$

其中， S 为平均受教育年限， $g(\cdot)$ 为增函数且 $g(0)=0$ 。本文假设 $g(\cdot)$ 为线性即 $g(S)=\theta S$ ，其中 θ 为常数，它表示平均受教育年限对人力资本的边际效应。总之，平均受教育年限越长，人力资本水平越高，则意味着劳动力质量越高。

对于资本效率因子 q_K 和资本质量而言，本文主要依据一个直观的看法是，由于一部分技术进步内嵌于资本之中，后期投资的“新”设备的生产率比前期投资的“旧”设备更高，故当一个地区处于经济增长时期，大量的“新”投资会使得设备资本存量的平均年限下降（Gittleman et al., 2006；黄先海、刘毅群，2006）。^①因此，设备资本存量的平均年限对全要素生产率的影响应为负。基于上述分析，本文将反映经资本质量变化的效率因子 q_K 视为资本平均年限的指数减函数，即：

$$q_K = e^{\lambda N} \quad (7)$$

（7）式中， λ 表示资本平均年限的边际效应，可以预期 $\lambda < 0$ 。换言之，资本平均年限越长，意味着所内嵌于设备中的技术进步越低，则资本质量越低。

将（6）式、（7）式代入（4）式中，等式两边同时除以 L 并取对数，可得：

$$\ln(Y/L) = \ln(q_u) + \beta \ln(K/L) + (1 - \alpha - \beta) \ln(M/L) + \alpha \theta S + \beta \lambda N \quad (8)$$

（8）式将农业劳动生产率 Y/L 的增长分解为三个部分：资本劳动比 K/L 、土地劳动比 M/L 变化所解释的部分，劳动力、资本要素质量及其变化所解释的部分，分离了嵌入式技术进步和人力资本后的农业全要素生产率（或索洛余值） q_u 。最后，将（8）式变形，目的是在实证中将农业全要素生产率 $\ln(A)$ 回归在农村劳动力平均受教育年限 S 和农业资本存量的平均年限 N 上，即：

^①需要额外考虑的是，技术进步会引发成本下降，使得生产出来的新设备更便宜，进而使设备资本的积累速度加快，因此技术进步的一个直接结果即是投资价格指数的下降。由于国家统计局公布的投资价格指数未经质量调整，本文认为资本的平均年龄会影响生产率水平。

$$\ln(A) = \ln(Y/L) - \beta \ln(K/L) - (1 - \alpha - \beta) \ln(M/L) = \ln(q_u) + \alpha\theta S + \beta\lambda N \quad (9)$$

为进一步从农业全要素生产率 q_u 中分离出农村基础设施的贡献，在（9）式的基础上，本文将第二项即劳动力、资本要素质量及其变化所解释的部分移到等式左边。本文假设三四级公路普及率 R 、农村用电量 E 的对数值、有效灌溉率 I 均以线性方式被纳入生产函数中，即：

$$\ln(q_u) = \ln(A) - \alpha\theta S - \beta\lambda N = \ln(q'_u) + \eta R + \gamma \ln(E) + \omega I \quad (10)$$

其中， q'_u 表示在 q_u 的基础上进一步分离了农村基础设施后的农业全要素生产率。因此，（10）式相当于将农业全要素生产率增长的剩余部分继续分解成两项：第一项，农村基础设施变化所解释的部分；第二项，考虑要素质量和基础设施后对未知、剩余的农业劳动生产率的度量。

（二）实证模型介绍与数据说明

1. 实证模型设定。由于本文样本时间跨度较长，实证估计中要素投入的产出弹性（回归系数）值不变的假设不再适用，而变系数模型可以刻画 1978 年以来各时期中要素投入对农业产出的边际效应，进而通过增长核算准确把握农业全要素生产率的阶段性变动与特征。因此，本文在实证估计中使用 Li et al. (2011) 提出的面板固定效应模型下时变系数的非参数估计方法。该方法因考虑了固定效应而控制了各省之间农业生产的非时变异质性，且考虑了时间趋势项的变系数估计，可更好地捕捉变量的各期变化，从而估计的回归系数是在各时间点上的值。具体地，对应（8）~（10）式的模型设定如下：

$$\ln(Y/L)_{it} = \tau_t + \rho_{t,1} \ln(K/L)_{it} + \rho_{t,2} \ln(M/L)_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\ln(A)_{it} = \tau_t + \rho_{t,3} S_{it} + \rho_{t,4} N_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\ln(q_u)_{it} = \tau_t + \rho_{t,5} R_{it} + \rho_{t,6} \ln(E)_{it} + \rho_{t,7} I_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中， $i = 1, \dots, 28$ ， $t = 1, \dots, 40$ ；时间趋势项 τ 、时变系数 ρ 为未知参数，且对应 $\rho_1 = \beta$ 、 $\rho_2 = 1 - \alpha - \beta$ 、 $\rho_3 = \alpha\theta$ 、 $\rho_4 = \beta\lambda$ 、 $\rho_5 = \eta$ 、 $\rho_6 = \gamma$ 、 $\rho_7 = \omega$ ；不可观测的省固定效应 φ_i 与解释变量相关；扰动项 ε_{it} 为平稳序列且弱依赖于 i ，并且独立于解释变量和 φ_i 。面板固定效应模型下时变系数的非参数估计方法的优势在于数据驱动，可得到 τ 、 ρ 的一致估计。

2. 数据说明。受限于数据的可获得性和质量，本文使用的是中国 28 省（区、市）1978—2017 年的面板数据^①。本文将海南同广东合并，重庆同四川合并，并剔除了西藏样本。本文使用的第一产业增加值（以 1978 年为基期 100 进行消胀处理）、第一产业从业人员数^②、农作物总播种面积、水产品养殖面积、三四级公路普及率和有效灌溉率数据来自国家统计局统计数据库和历年《中国统计年鉴》。

^①由于 2019 年起《中国统计年鉴》不再公布分省份固定资本形成总额数据，因此本文样本数据只到 2017 年。

^②需要说明的是，前文劳动力质量度量对象是农村 16 至 65 岁劳动力人口，此处劳动力投入采用的是第一产业从业人员数。虽然二者的统计口径存有差别，但通常而言农村劳动力中从事农业的劳动力占绝大多数，且实证中农业劳动力投入常用第一产业从业人员数代理。

第一产业固定资本存量^①、资本存量平均年限的计算^②在前文已介绍，相关数据来自《中国国内生产总值核算历史资料》（1952—1995、1996—2002、1952—2004）^③和历年《中国统计年鉴》。农村用电量数据来自《新中国六十年统计资料汇编》^④和国家统计局统计数据库。农村劳动力平均受教育年限的测算使用的是中国人力资本指数报告数据库公布的“省级层面历年分城乡、年龄、性别、受教育程度的人口数”估算数据。通过对受教育程度赋值（即未上过学则受教育年限为0，小学为6，初中为9，高中为12，大学专科为15，大学本科为16，研究生及以上为19），本文得到1978—2017年各省农村16至65岁劳动力人口的平均受教育年限。需要说明两点：其一，由于中国人力资本指数报告数据库仅提供了1985年起的相关数据，本文采用线性插值方法补齐1978—1984年的平均受教育年限数据。其二，中国人力资本指数报告数据库中并没有整理上海的农村劳动力平均受教育年限。为保证数据完整性，本文采用上海的城市劳动力平均受教育年限进行替代，由此可能因测量误差而引发内生性问题，后文使用工具变量法的原因之一也在于此。表1报告了各变量的描述性统计信息^⑤。

表1 变量描述性统计

变量名称及符号	单位	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
农业产出 (Y)	亿元	1120	116.921	112.151	2.794	689.271
劳动力投入 (L)	万人	1120	1128.216	852.612	36.345	4321.330
资本投入 (K)	亿元	1120	56.065	72.974	1.571	746.180
土地投入 (M)	千公顷	1120	5515.748	3703.736	120.940	16572.300
农村劳动力平均受教育年限 (S)	年	1120	6.305	1.539	2.503	11.150
农业资本存量的平均年限 (N)	年	1120	7.478	2.320	2.314	15.016

^①本文实证中的核心解释变量农村基础设施属于广义物质资本的范畴，故在测算第一产业固定资本存量时可能存在重复核算问题。本文对此的解释是：根据官方定义，固定资本形成总额作为支出法GDP的构成项目，一定是生产活动创造出来的产品，不是生产活动创造出的产品不可被计入固定资本形成总额中，这是GDP核算必须遵循的基本准则（许宪春，2013）。据此，被计入第一产业固定资本形成总额的应是第一产业生产活动所创造出产品。显然，农村公路、电力建设分属于第二产业下的建筑业、电力、热力、燃气及水生产和供应业门类，不归属于第一产业。对于农村水利，本文采用的是有效灌溉率指标以表征，而有效灌溉面积不是实物资本，也非产品。因此，本文认为不会存在重复核算问题。此处作者感谢匿名审稿专家指出该问题。

^②第一产业固定资本存量和资本存量的平均年限的计算对应于后文经验事实一节所提的方案1，其他两种测算方案作为稳健性检验，其结果与本文结论无矛盾。限于篇幅，读者可向作者索取。

^③参见：国家统计局国民经济核算司（编），《中国国内生产总值核算历史资料》（1952—1995），大连：东北财经大学出版社；国家统计局国民经济核算司（编），《中国国内生产总值核算历史资料》（1996—2002），北京：中国统计出版社；国家统计局国民经济核算司（编），《中国国内生产总值核算历史资料》（1952—2004），北京：中国统计出版社。

^④参见：国家统计局国民经济综合统计司（编），《新中国六十年统计资料汇编》，北京：中国统计出版社。

^⑤由于宏观经济变量可能非平稳，本文进行了面板数据单位根检验与协整检验，均通过。限于篇幅，此处未报告。

三四级公路普及率 (R)	公里/平方公里	1120	0.305	0.299	0.005	1.448
农村用电量 (E)	亿千瓦时	1120	116.613	241.168	0.700	1888.000
有效灌溉率 (I)	%	1120	36.031	15.764	7.006	99.060

(三) 经验事实

1. 农村劳动力质量的变化趋势。1978 年以来，各省农村劳动力平均受教育年限均呈现较大增长，改革开放早期增长速度明显，其中各省均值在 1978 年为 4.12 年，1998 年为 6.53 年，2017 年为 8.00 年，但整体而言，农村劳动力受教育水平仍然偏低^①。1978 年各省份农村劳动力平均受教育年限排名前五为北京 (5.63)、广西 (5.43)、广东 (5.43)、黑龙江 (5.23) 和天津 (5.12)，后五为云南 (2.50)、青海 (2.60)、安徽 (2.62)、贵州 (2.69) 和甘肃 (2.93)^②。北京和天津在 1998 年、2017 年排名均为前三，而云南、青海、甘肃和贵州则一直处于后四。虽然，1978—2017 年，云南、青海农村劳动力平均受教育年限均增加迅速，但教育程度最高与最低省份间差距也在加大，例如，在 1978 年，北京与云南农村劳动力平均受教育年限差距为 3.13 年；在 1998 年，北京与青海的差距略微扩大至 3.19 年；在 2017 年，北京与青海差距再次扩大至 3.64 年。虽然这种极差变化可能还受到农村劳动力转移和城镇化作用的影响，但很大程度上能说明农村教育程度的地区不平等，且这种不平等并没有得到改善。例如，1978 年东部与西部地区农村劳动力平均受教育年限差距为 1.27 年，到 2017 年仍为 1.27 年。尽管受教育程度作为存量，其自身调整适应过程非常缓慢，但应当相信，随着新生代的出现和国家对农村教育投入的增加，农村劳动力人口的平均受教育年限将进一步显著提高。

2. 农业资本质量的变化趋势。为了避免对参数设定过于敏感，本文对设备资本折旧率 δ 的设定采用以下三种方案：17% (白重恩等, 2007)、25.9% (王维等, 2017)、10.96% (单豪杰, 2008)^③。无论选取何种折旧率，三类设备资本平均年限变化趋势均保持一致。本文以方案 1 的设定展开分析。

整体而言，1978—2017 年间农业资本存量的平均年限呈现较大波动，诸多省份的平均年限经历了先升高后下降的过程。这种波动变化与农业当年投资密不可分：1978 年农村改革初始，农业迎来第一个高速增长时期，增长动力主要来自家庭联产承包责任制的增量效应。根据 Chen and Lan (2020) 的

^① 《中国人力资本报告 2017》指出：1985—2017 年间，全国劳动力人口、农村劳动力人口的平均受教育年限分别从 6.23 年、5.59 年上升到 10.19 年、8.96 年。应注意的是，本文使用的农村劳动力口径 (即 16~65 岁所有非在校生人口) 与《中国人力资本报告》使用的口径 (即男性 16~59 岁、女性 16~54 岁所有非在校生人口) 不同，因而造成数值计算上的差异。本文采用此口径的原因主要是农村劳动力通常不存在法定退休问题，且 60 岁以上继续务农的情况普遍存在。

^② 中国人力资本指数报告数据库中并没有整理上海农村劳动力平均受教育年限，故排名分析中没有考虑上海。

^③ 此处因机器资本折旧率的不同设定，可得到三类第一产业设备资本存量和设备资本年限。在实证部分中，本文对应计算了三类第一产业资本存量作为投入变量。第一产业固定资本存量折旧率设定分别对应为：①建筑资本折旧率 8%，设备资本折旧率 17%；②建筑资本折旧率 7.7%、设备资本折旧率 25.9%；③建筑资本和设备资本折旧率为 10.96%。本文先单独计算“建筑安装”和“设备购置”资本存量，然后加总得到第一产业固定资本存量。

研究发现，农村改革使得大型拖拉机数量明显下降^①，役畜存量却大幅上涨。其原因在于，这一时期的农村改革倾向于将大型集体农场拆分成小型家庭农场，且国家减少了对农业机械的投入，这就导致了改革前集体拥有农业机械，而改革后农户成为机械的主要购买者和经营者，但却又难以负担大型农机支出与维护费用。因而，这一时期农业投资显得不足，拉高了资本的平均年限，故农业资本要素质量偏低。而平均年限的普遍下降发生在2004年后，这主要与2004年中央“一号文件”中对农机装备购置给予一定政府补贴的规定以及《中华人民共和国农业机械化促进法》^②的颁布有关。农业机械保有量快速增加和农作物机械化率大幅提高，使得农业生产效率显著提高。

3. 农村基础设施的变化趋势。就农村公路而言，随着时间的推移，中国东北、东、中和西部地区的三四级公路普及率均有所提高，且几乎都在2006年后表现出加速上升的趋势。可能的解释是：其一，中国政府为应对2008年金融危机实行了大规模投资性基础设施建设，并将“进一步加强农业基础设施建设”作为2008年中央“一号文件”的主题，大为促进了农村公路建设进程；此后，2014年中央政府提出“四好农村路”进一步保障了后续农村公路建设的持续稳定。其二，数据上，国家统计局数据库中关于公路里程的统计口径发生调整，2006年后的公路里程加入了村道^③。由于本文主要考察农村公路，村道亦在考察范围之内，故通过剔除村道里程以保持统计口径一致性的做法并不适用于本文。另外，统计口径的改变只体现在2006—2007年的趋势骤升上，相对于2006年前的增长率，2008年及之后更高的增长率显然与该时期政府主导的大规模农村基础设施建设关联更大^④。就农村电力而言，各地区样本期内的农村用电量均呈现上升趋势，但地区间差异十分明显。东部地区农村用电量上升迅速，且同其他地区的差距逐渐拉大，因此拉高了全国层面的平均水平，而西部地区的农村用电量一直处于相对较低水平。这种差距同地区间经济发展水平差异在逻辑上是相似的。就农村水利灌溉而言，东部地区的有效灌溉率领先全国，中西部地区差异不大，且与东部地区保持约10个百分点的差距，而东北地区却明显低于全国平均水平，这主要与东北地区以雨养农业为主有关，直至2000年后才逐渐接近中西部地区水平。

四、要素质量、基础设施对农业全要素生产率的作用

（一）投入要素的产出弹性与初始农业全要素生产率

表2中(1)列汇报了(11)式的各投入要素时变产出弹性估计值的均值。本文整理后发现，农业

^①虽然农业设备资本除了农业机械，还包括其他耐久设备等，但农业机械是农业资本的主要组成，正如已有研究常用农业机械（如拖拉机数量）作为农业资本的代理变量。

^②参见：《中华人民共和国农业机械化促进法》，http://www.npc.gov.cn/wxzl/gongbao/2004-07/23/content_5332208.htm。

^③这在一定程度上造成2006年前后数据的不可比，故本文在后续实证中将使用工具变量对该测量误差问题加以处理。

^④本文数据显示，东北、东、中和西部地区的三四级公路普及率在1978—2005年间增长率的平均值分别为2.07%、3.42%、3.63%和4.25%，而在2008—2017年间则分别为3.71%、2.78%、5.14%和7.74%。

生产部门中各投入要素的产出弹性均值排序依次是土地（0.535）、劳动（0.303）、资本（0.162）^①。土地的产出弹性最大，与李谷成等（2010）、伍山林（2016）等人的结论一致，即土地是中国农业部门中决定性的生产资料。详细的各期产出弹性估计值如图 1。土地与劳动的产出弹性呈现相反的变化趋势，其背后是中国农业部门人地关系动态演变的缩影。对于资本要素，其产出弹性在 1980 年前为负，原因之一在于农村改革伊始的“去机械化”（Chen and Lan, 2020），此后为正且不断增大，直至 2008 年后开始回落。图 1 与王璐等（2020）的结果相近，一定程度上说明本文估计具有可参照性。

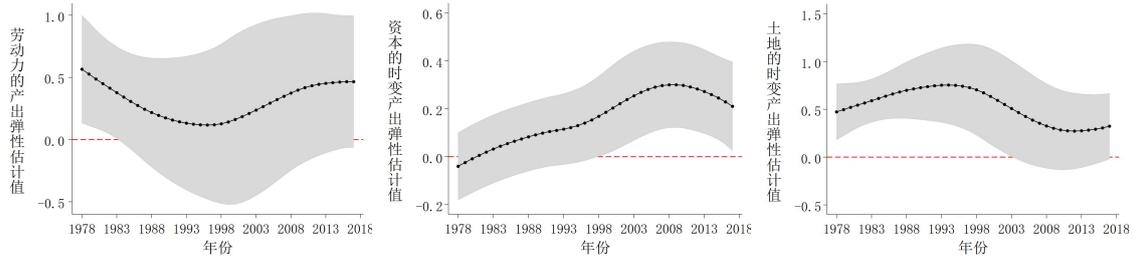


图 1 劳动、资本与土地的时变产出弹性估计值变化趋势

注：图中阴影区域为 95%置信区间。

作为对比，（2）列汇报的是不考虑变系数的面板双向固定效应模型的 OLS 估计结果，结果与（1）列相近。考虑到在估算资本存量时不可避免地造成测量误差，从而引发内生性偏误，本文根据（1）式资本累积方程，采用资本劳动比的滞后 1 年作为其自身的工具变量。（3）列、（4）列汇报了面板双向固定效应 IV（2SLS）的第一、第二阶段结果^②。经工具变量修正后，劳动、资本和土地的产出弹性与（1）列相近，即倘若存在内生性偏误，也未对产出弹性的估计造成严重干扰。最后，计算得到的三列 $\ln(A)$ 值在各项统计指标上基本无异。本文以（1）列的 $\ln(A)$ 值为准，展开后续分析。

表 2 传统农业生产函数中各要素的产出弹性估计

	(1) VC $\ln(Y/L)$	(2) FE $\ln(Y/L)$	(3) IV: 1 st $\ln(K/L)$	(4) IV: 2 nd $\ln(Y/L)$
$\ln(K/L)$	0.162 [†] [0.017]	0.160** (0.061)		0.158** (0.062)
$\ln(M/L)$	0.535 [†] [0.028]	0.566*** (0.154)	0.033* (0.017)	0.568*** (0.156)

^①本文同样使用面板固定效应模型时变系数的非参数估计方法考察了放松规模报酬不变假定下的实证结果。实证模型为 $\log(Y)_{it} = \tau_t + \rho_{t,L} \log(L)_{it} + \rho_{t,K} \log(K)_{it} + \rho_{t,M} \log(M)_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it}$ ，各要素时变产出弹性估计值显示

$\sum_{t=1}^{40} (\rho_{t,L} + \rho_{t,K} + \rho_{t,M}) / 40 = 0.980$ ，其中 ρ_L 、 ρ_K 和 ρ_M 的均值分别为 0.312、0.155 和 0.513，与（1）列结果相差

不大，这说明本文在规模报酬不变假定下展开分析是适宜的。读者如果对此估计结果感兴趣，可向作者索取。

^②表 2~4 的 2SLS 估计中，Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量（或 Anderson-Rubin Wald F 统计量）表明未发现弱工具变量问题。限于篇幅，该结果不再汇报，感兴趣的读者可向作者索取。

L.ln(K/L)		0.992*** (0.006)		
R ²		0.769	0.993	0.769
观测值		1120	1120	1092
ln(A)	均值	4.921	4.933	4.945
	标准差	0.415	0.550	0.551
	最小值	3.970	3.356	3.367
	最大值	6.183	6.286	6.304

注：①上表各列中均控制了省份、年份固定效应；***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；†表示t检验在1%水平上拒绝样本均值为0的原假设，方括号内为t统计量的普通标准误；圆括号内为聚类于省的稳健标准误；变量前缀L表示滞后1期。②(2)列、(3)列汇报的是 Adjusted R²，(4)列汇报的是 Centered R²。

(二) 要素质量对农业全要素生产率的作用

图2汇报了增长核算方程(12)式中劳动力的平均受教育年限与资本存量的平均年限变量的时变系数。结合表3中(1)列系数估计值的均值来看，整体而言，两变量系数均符合经济学理论，但期间仍表现有异质性，即在1980年前平均受教育年限的系数估计值为负，只是这种负效应近乎为0。资本平均年限的系数估计值在1990年前为正，这仍可能与农村改革初期的“去机械化”背景有关(Chen and Lan, 2020)。此阶段的背景是农业大型农机投资严重不足，虽然资本要素质量偏低，但农业资本的稀缺且这一阶段农机设备技术更新换代缓慢，内嵌于资本中的“新”技术不够“新”，导致即便资本的平均年限增加也会带来产出增益。直到21世纪农机投资大范围展开、农业资本稀缺性大幅缓解、并且农机设备技术创新加速后，资本的平均年限增加才逐渐反映出内嵌“旧”技术的资本要素质量降低对全要素生产率的制约作用。

同样，(1)列的结果可能也存在内生性，即在运用宏观数据的研究中，对于劳动力受教育程度低的国家，人力资本投资能够促进经济增长，但对于劳动力受教育程度高的国家，人力资本投资则与经济增长呈负相关性，这主要源于教育质量差异所致人力资本的测量误差。并且，人力资本和经济增长之间的同时性也会导致较大的内生性问题(Pritchett, 1996; Krueger and Lindahl, 2001)。对此，本文借鉴既有研究中使用父母受教育程度作为工具变量的思路，采用滞后20年的平均受教育年限为工具变量，以作为父母一辈平均受教育年限的代理变量^①(Barro and Lee, 2013)。理论上，教育和人力资本具有代际传递特征，一地区劳动力的当前受教育程度与早期受教育程度保持正相关。同时，由于滞后20年的平均受教育年限属于前定变量，通常与当前的扰动项不相关^②。在(3)列、(4)列中，

^①使用滞后18年、24年的平均受教育年限作为工具变量，其结果依然稳健。限于篇幅，文中未报告此结果。

^②可能存在一种排他性约束违反的理论情形，即历史上高平均受教育年限的地区在区域技术创新、农户技术采纳等方面更有优势，进而影响当前的农业全要素生产率。为此，本文假定IV疑似内生，回归模型变为： $\ln(A)_{it} = \tau_i + \rho_3 S_{it} + \rho_4 N_{it} + \pi L20.S_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it}$ ，其中 $\pi \neq 0$ ，并通过设定 π 的取值观察 $\hat{\rho}_3^{IV}$ 。根据经济理论，本文给定 π 的取值下限为0。当 $\hat{\rho}_3^{IV}$ 的95%置信区间下界首次包含0时，倘若将估计的 $\hat{\rho}_3^{IV}$ 结果全部归因于IV的排他

面板双向固定效应 IV (2SLS) 的第一阶段说明了工具变量的相关性，经工具变量修正后，内生性偏误并未造成严重的估计偏误。

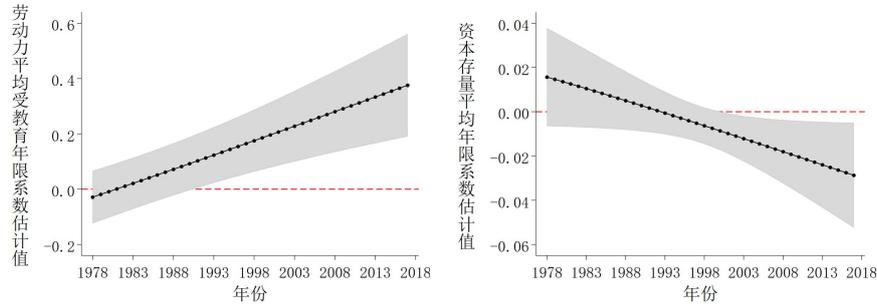


图2 劳动力的平均受教育年限与资本存量的平均年限变量的时变系数估计值变化趋势

注：图中曲线是近似直线，其逐期差异在小数点后2位方有明显体现。

以 (1) 列结果为准。整体平均来看，在 1978—2017 年间，在其他条件不变的情况下，劳动力的平均受教育年限每增加 1 年，因劳动力质量提升而引起的农业全要素生产率平均提高 17.1%，而资本存量的平均年限每增加 1 年，因资本质量降低所致农业全要素生产率平均下降 0.6%。结合表 1 分析，样本期内农村劳动力平均受教育年限为 6.305 年，即便到 2017 年其平均值也仅为 8.00 年，而样本期内农业资本存量的平均年限为 7.48 年，即便到 2017 年其平均值也仅缩小至 6.41 年。上述较低的平均受教育年限反映了中国农村劳动力整体人力资本偏低，较长的农业资本存量平均年限则反映了农业机械设备中所含技术水平的相对过时 (vintage effect)，加之中国农业部门劳均资本偏低，农业生产方式仍依赖劳动投入，故可认为，农业劳动力质量提高对农业全要素生产率（或劳动生产率）提升在边际上的贡献是较大的。相比之下，农业资本存量的平均年限继续增加 1 年在边际上对生产率的负面影响尽管显著，但经济意义不明显。而参数 θ 、 λ 值则分别反映了农村劳动力平均受教育年限、农业资本存量的平均年限与劳动力效率因子、资本效率因子间的相关性，即提高受教育水平是提升农村劳动力人力资本水平并进而提升劳动力质量的主要方式，农业资本品（尤其是农机设备）更新换代慢不可避免地会造成生产效率的损失^①。

表 3 劳动力的平均受教育年限与资本存量的平均年限对农业全要素生产率的影响

	(1) VC	(2) FE	(3) IV: 1 st	(4) IV: 2 nd
	$\ln(A)$	$\ln(A)$	S	$\ln(A)$

性约束违背所致，则 π 的临界值上界取值需至少达到 0.56，这意味着滞后 20 年的劳动力平均受教育年限增加 1 年，会直接导致当前农业全要素生产率提高 56%。这一临界值结果显然大大超过了经济学理论预期。因此，可认为原文估计结果对 IV 疑似内生性稳健。作者感谢匿名审稿专家指出这一问题。

^①对于回归系数估计值均值 0.171 和参数 θ 值均值 0.677 而言，其还体现了宏观 Mincer 方程的一个优势，即人力资本的外部性特征使得局部农村劳动力平均受教育年限提高造成正向溢出，进而整体上对农业生产率在宏观上的积极影响高于微观 (Krueger and Lindahl, 2001)。

S		0.171 [†] [0.019]	0.175*** (0.008)		0.212*** (0.062)
N		-0.006 [†] [0.002]	-0.009** (0.004)	0.012 (0.020)	-0.004 (0.014)
L20.S				0.851*** (0.062)	
参数 θ		0.677 [†] [0.068]	0.736 [†] [0.061]		0.891 [†] [0.074]
参数 λ		-0.052 [0.075]	-0.068 [0.049]		-0.030 [0.021]
R^2			0.509	0.892	0.534
观测值		1120	1120		560
$\ln(q_u)$	均值	3.737	3.882		3.612
	标准差	0.885	0.425		0.448
	最小值	1.545	2.672		2.336
	最大值	5.842	4.982		4.848

注：①（2）列、（3）列汇报的是 Adjusted R^2 ，（4）列汇报的是 Centered R^2 。②变量前缀 L20.表示滞后 20 期。

（三）农村基础设施对农业全要素生产率的作用

图 3、表 4 分别汇报了以 $\ln(q_u)$ 为被解释变量的时变系数估计值及其均值。整体上，在 1978—2017 年间，在其他条件不变的前提下，三四级公路普及率、有效灌溉率每增加 1 个百分点，农业全要素生产率分别平均提高 14.9%、0.2%，而农村用电量每提高 1%，农业全要素生产率平均提高 0.108%。另外，由图 3 可知，相对于有效灌溉率，三四级公路普及率、农村用电量对农业全要素生产率的促进作用逐期下降，其中三四级公路普及率的系数估计值至 2013 年左右转为负。这表明，农村路、电等基础设施投资同样不可避免边际报酬递减规律的限制，但改革开放以来，农村公路对农业生产的贡献无疑是瞩目的，以至于“要致富，先修路”成为自 20 世纪 80 年代以来在全国流行且至今热度不减的社会共识。本文进一步将回归系数转化成标准化系数以比较各类农村基础设施的相对重要性，可发现相对于三四级公路普及率（0.041）和有效灌溉率（0.026），农村用电量对数值对农业全要素生产率的影响最大（0.143）。这说明农村电力设施是农村居民生产和生活的必需条件和首要保障。虽然农村公路的相对重要性偏小，但“四好农村路”的建设为日后工商资本下乡带来现代化的生产方式和管理要素以及农机大范围跨区联动作业提高生产效率提供了基础性条件。

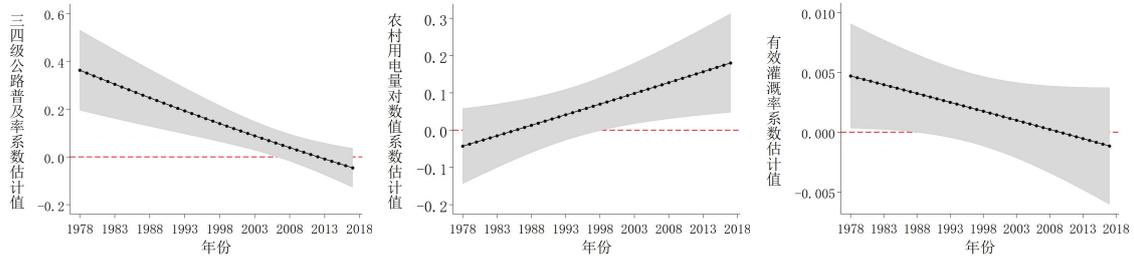


图3 三四级公路普及率、农村用电量、有效灌溉率的时变系数估计值变化趋势

注：图中曲线是近似直线，其逐期差异在小数点后2位方有明显体现。

同样，三四级公路普及率和农村用电量变量可能存在因逆向因果而致的内生性。随着农业增长，对于农村基础设施的需求会日益增加，尤其是对与农业生产、供销密切相关的农村公路、电力及水利灌溉等基础设施覆盖面提出了更高的要求。2020年中央“一号文件”明确指出，对标全面建成小康社会加快补上农村基础设施和公共服务短板，并重点强调了“四好农村路”、电网升级改造等农村基础设施建设对实现农业农村现代化总目标的重要性。因此，本文采用了新的工具变量设计策略。考虑到农村公路、电力具有典型的空间外溢效应，本文通过各省会城市之间公路里程对数值的倒数构造空间权重矩阵 W ，再利用各省间空间上的相关性，计算得到每个省份除自身外其他省份的三四级公路普及率、农村用电量的空间加权值的滞后一期作为工具变量，即 LWR 、 $LW \ln(E)$ ^①。由于农村水利灌溉设施相对不具有空间外溢的特点，本文采用有效灌溉率的滞后一期作为其工具变量。在（3）列的IV（2SLS）第一阶段回归中，各工具变量的回归系数均显著不为0，且符合基础设施建设在空间上正向外溢的理论预期。经工具变量修正后，三四级公路普及率、农村用电量及有效灌溉率变量的回归系数均显著为正。最后，（1）列的结果与（4）列相近，表明（1）列结果稳健。

表4 三四级公路普及率、农村用电量及有效灌溉率对农业全要素生产率的影响

	(1) VC $\ln(q_u)$	(2) FE $\ln(q_u)$		(3) IV: 1 st $\ln(E)$		(4) IV: 2 nd $\ln(q_u)$
R	0.149 [†] [0.019]	-0.042 (0.051)				0.138** (0.055)
$\ln(E)$	0.108 [†] [0.020]	0.099*** (0.008)				0.132*** (0.009)
I	0.002 [†] [0.000]	0.002*** (0.000)				0.002*** (0.000)
LWR			0.930*** (0.050)	0.182* (0.102)	0.948 (1.012)	

^①由于每个省份不仅会受到空间上其他省份农村公路、电力基础设施的影响，但自身的农村公路、电力基础设施也会向其他省份造成空间外溢，即内生变量反向作用于工具变量。为了保证工具变量的外生性，本文使用 LWR 、 $LW \ln(E)$ 的滞后一期作为工具变量。

中国改革开放以来农业全要素生产率的再探寻：基于生产要素质量与基础设施的视角

L.W ln(E)			0.035*** (0.008)	0.995*** (0.022)	0.329*** (0.125)		
L.I			-0.003** (0.001)	-0.010*** (0.003)	0.897*** (0.050)		
R ²			0.891	0.785	0.954	0.980	0.882
观测值		1120	1120		1092		
ln(q' _u)	均值	3.345	3.309		3.210		
	标准差	1.092	0.966		0.981		
	最小值	0.815	1.034		0.945		
	最大值	5.636	5.542		5.489		

注：①（2）列、（3）列汇报的是 Adjusted R²，（4）列汇报的是 Centered R²。②变量前缀 L.表示滞后 1 期。

整体而言，从表 2、3、4 中农业全要素生产率均值变化来看，当从农业全要素生产率中分离出农业要素质量后， $\ln(q_u)$ 比 $\ln(A)$ 减少 1.184，即扣除了投入要素贡献后初始农业全要素生产率 $\ln(A)$ 的 24% 可由劳动力和资本的要素质量所共同解释。当继续从农业全要素生产率中分离出农村基础设施后， $\ln(q'_u)$ 比 $\ln(q_u)$ 减少 0.392，即在扣除了农业要素质量贡献后农业全要素生产率 $\ln(q_u)$ 的 10.5% 可进一步由农村公路、电力和水利灌溉设施所共同解释。综合而言，农业要素质量和农村基础设施共同解释了约 32% 的初始农业全要素生产率 $\ln(A)$ 。加之，农业全要素生产率本身是农业产出增长或者劳动生产率的“剩余”，故对于 1978—2017 年农业全要素生产率和农业增长而言，农业要素质量和农村基础设施的重要性和作用均不言而喻。

五、农业要素质量、农村基础设施对 1978—2017 年农业增长的贡献

前文已证明农业要素质量、农村基础设施对农业全要素生产率具有显著的积极影响，那么，农业要素质量、农村基础设施在 1978~2017 年的农业增长中扮演了何种角色？农业增长的地区间差异在多大程度上可由农业要素质量、农村基础设施的地区间差异解释？本文遵循 Gong (2018) 的做法，依据六次主要的农村改革，将样本期分为六个阶段，即 1978—1984 年、1985—1989 年、1990—1993 年、1994—1997 年、1998—2003 年及 2004—2017 年。由于六次农村改革不同程度地改变了要素市场化配置，并逐步提高了农村公共基础建设投资比重，故依此划分样本期有助于描绘 1978—2017 年农业要素质量、农村基础设施的阶段性贡献，甚至可分解农业全要素生产率波动的成因。基于前文 (8)~(10) 式的估计结果，本文计算了四大经济区域（即东北、东、中及西部地区）^①分时期农业生产要素、要素质量和农村基础设施对农业增长的贡献^②。

自 1978 年以来，无论全国还是地区层面，初始农业全要素生产率的平均增长率均高于劳动生产率

^①地区划分标准参见：《东西中部和东北地区划分方法》，http://www.stats.gov.cn/ztc/zthd/sjtjr/dejtkfr/tjqp/201106/t20110613_71947.htm。

^②限于篇幅，“各地区分时期农业要素质量、农村基础设施对农业增长率的贡献”结果不再展示，读者可向作者索取。

的平均增长率，资本劳动比的贡献基本保持正向且逐渐提升的态势，土地劳动比的贡献在前三个阶段基本为负（除东部地区），虽然后期各地区均有一定程度的人地关系改善，土地劳动比的贡献为正且表现出逐渐增长的趋势，但人地关系紧张仍将是未来农业产出增长的刚性约束。虽然文献中对农业全要素生产率内涵的理解不一会导致其测算并非完全相同，但本文计算的初始农业全要素生产率的增长变动状况与范丽霞、李谷成（2012）和龚斌磊、王硕（2021）等已有研究相一致。无论是全国还是地区层面，初始农业全要素生产率的平均增长率在时间上呈现阶段性波动的特征。

当考虑农业生产要素质量时，劳动力要素质量对劳动生产率提升的贡献较大。虽然，农村劳动力的受教育程度作为存量，其调整适应过程非常缓慢，但依然可以明显看出劳动力要素质量的贡献逐渐增强。这一方面源于人力资本提升的非线性效应，另一方面源于农村劳动力平均受教育年限的迅速提高。相比之下，资本要素质量的贡献偏低，但其对劳动生产率的提升作用也基本呈现出逐渐增强的趋势，尤其是2004年后，全国层面和中西部地区，资本要素质量的贡献程度表现出大幅增长。这说明资本要素质量提高代表了资本品（尤其是农机设备）中内嵌的技术进步加快，进而表现出生产率的大幅改善。总之，对于劳均资本偏低的农业部门而言，劳动力要素质量对农业增长的拉动作用更为有效，而资本要素质量的拉动作用在进入21世纪后得以明显体现。

进一步发现，即便扣除了农业要素质量对农业增长的贡献后，农业全要素生产率的平均增长率仍保持较高水平，农业生产要素之外因素应当被考虑进来。基本上，农村公路、电力和水利灌溉设施对农业增长均有贡献，其中平均而言，农村电力对劳动生产率提升的贡献较大。随着后期电力在农村的广泛普及，这一贡献呈现上升趋势。同一阶段内，水利灌溉设施对农业增长的贡献存在明显的地区差异，这主要与地区间农业生产模式及用水方式的不同有关，但基本上水利灌溉设施的贡献偏小。另外，得益于较高的经济发展水平和较快的城镇化进程，各地区及全国层面在1998年后农村公路的贡献有了大幅度提升。虽然在第五阶段时，东北地区农村公路对劳动生产率提升的贡献仅0.166个百分点，远落后于其他地区及全国平均水平，但在第六阶段时，全国各地区农村公路的贡献均突破了1个百分点。在此期间，中央政府积极规划和推进“四好农村路”，促使农村公路建设的大规模开展，而2020年“中央一号文件”后，农村公路建设对于农业全要素生产率进而农业劳动生产率的贡献仍有扩大空间。由此看来，作为农业生产要素之外的重要因素和农村社会发展的“先行资本”，农村基础设施对于持续且稳定提升农业增长的贡献不可小觑。

最后将注意力回到农业全要素生产率上，同时期内比较后发现，各地区之间平均增长率差异十分明显。然而，遗憾的是，根据本文对贡献的测算，农业要素质量、农村基础设施并不能很好地解释地区间生产率增长差异。归根到底是农业全要素生产率中其他未知的因素导致了地区间生产率增长差异。再结合表2、表3、表4中农业全要素生产率均值变化结果，索洛余值法计算的 $\ln(q'_u)$ 有3.345，这是一个相当大的数值。这其中不仅包含着农业科研投入（Fan and Pardey, 1997; Fan, 2000）、优化要素配置（盖庆恩等, 2015）、农业R&D（Gong, 2020）、农业信息化（韩海彬、张莉, 2015）等既有研究已证明的贡献，还意味着仍有许多尚未发现的因素藏于其中。

六、结论与启示

本文使用中国 28 个省（区、市）1978—2017 年 40 年的面板数据，基于增长核算框架，从农业全要素生产率中分解出农业要素质量与农村基础设施，并估计了二者在农业全要素生产率中的作用及对农业增长的贡献。研究发现：①要素质量对农业全要素生产率有显著的正向作用，即劳动力的平均受教育年限增加 1 年，资本存量的平均年限减少 1 年分别能提升农业全要素生产率 17.1%、0.6%；②农村基础设施对农业全要素生产率同样具有显著的改善作用，即三四级公路普及率、有效灌溉率增加 1 个百分点，农业全要素生产率将分别提升 14.9%、0.2%，而农村用电量提高 1%，农业全要素生产率将提升 0.108%；③从农业全要素生产率均值变化来看，农业要素质量和农村基础设施共同解释了约 32%的初始农业全要素生产率；④进一步考察农业要素质量、农村基础设施对农业增长的贡献后发现，劳动力要素质量对农业增长的拉动更为显现和有效，资本要素质量对农业增长的拉动在进入 21 世纪后得以明显体现，而农村基础设施建设有利于持续、稳定推动农业增长。据此，本文为理解农业全要素生产率内涵、中国农业长期增长的动力提供了一个新角度。

当前，中国农业向高质量发展大力迈进，而农业全要素生产率是实现高质量发展的动力源泉。本文研究具有如下启示：其一，在现代生产要素数量投入已呈现边际报酬递减的趋势下，提高农业要素质量是高质量发展导向下持续稳定促进农业增长的关键路径。为此，可采取以下措施：一是培养一支具有高人力资本的农业劳动力队伍。政府应继续加强农业教育投入，进一步完善高素质农民培训，并从农民需求出发，倾听农民对专业技能、经营管理等方面的需求，充分促进教育培训提质增效。二是推动农业物质装备技术提升，进而为现代农业转型升级、绿色发展装上具有澎湃动力的引擎。政府应大力实施创新驱动发展战略，打通从“科技强”到“产业兴”的通道，将农业科技进步物化于农业生产设备之中，用高效率的“新”资本品淘汰低效率的“旧”资本品，全面推进农业资本品更新换代。其二，作为生产要素外重要的驱动因素，高质量农村基础设施是实现农业高质量发展的基础保障。基础设施具有初始投资大、投入产出比低、资金回收周期长的特点，政府作为主要供给主体应因地制宜地补齐农村基础设施建设的“短板”，一方面维护、提升路、电、水利等与农业生产密切相关的基础设施质量，巩固其对生产率的基础性作用，另一方面，高效率推进农村新基建建设，通过数字技术助推农业生产现代化，扩大基础设施对农业生产的间接性助力。综上所述，中国农业高质量发展不仅限于要素投入扩张所致农业产出增长，更需投入高人力资本的劳动力、高科技含量的资本品，辅以高质量的农村基础设施作为支持。

本文研究也有两点不足：其一，关于劳动力质量测算，本文只使用了劳动力年龄人口的平均受教育年限信息，由于数据限制，未能控制地区间教育质量的差异。其二，本文关于农村基础设施的贡献仅着重分析了公路、电力和水利灌溉设施三类，其指标设计也有缺陷，还未考虑现阶段在农村大范围普及的互联网等新基建的效果。这也是本文研究后续扩展、改进的方向。正如全要素生产率的另一名称“索洛黑箱”所示意的那样，对农业增长动力源泉以及地区间生产率差异的理解仍有相当一部分未知的空白亟待填补。

参考文献

- 1.白重恩、谢长泰、钱颖一, 2007: 《中国的资本回报率》, 《比较》第28辑, 第1-22页。
- 2.蔡昉, 2008: 《中国农村改革三十年——制度经济学的分析》, 《中国社会科学》第6期, 第99-110页、第207页。
- 3.单豪杰, 2008: 《中国资本存量K的再估算: 1952~2006年》, 《数量经济技术经济研究》第10期, 第17-31页。
- 4.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, 第109-119页、第128页。
- 5.盖庆恩、朱喜、程名望、史清华, 2015: 《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》, 《经济研究》第5期, 第61-75页。
- 6.龚斌磊、王硕, 2021: 《财政支出对我国农业增长的多途径影响》, 《农业经济问题》第1期, 第54-68页。
- 7.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, 第11-21页。
- 8.黄先海、刘毅群, 2006: 《物化性技术进步与我国工业生产率增长》, 《数量经济技术经济研究》第4期, 第52-60页。
- 9.孔祥智、张琛、张效榕, 2018: 《要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对1978年以来中国农业发展路径的解释》, 《管理世界》第10期, 第147-160页。
- 10.李谷成、范丽霞、冯中朝, 2014: 《资本积累、制度变迁与农业增长——对1978~2011年中国农业增长与资本存量的实证估计》, 《管理世界》第5期, 第67-79页、第92页。
- 11.李谷成、冯中朝、范丽霞, 2010: 《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, 第95-124页。
- 12.刘明兴、陶然、章奇, 2003: 《制度、技术和内生经济增长》, 《世界经济文汇》第6期, 第64-80页。
- 13.罗斯炫、何可、张俊飏, 2018: 《修路能否促进农业增长? ——基于农机跨区作业视角的分析》, 《中国农村经济》第6期, 第67-83页。
- 14.罗斯炫、何可、张俊飏, 2020: 《增产加剧污染? ——基于粮食主产区政策的经验研究》, 《中国农村经济》第1期, 第108-131页。
- 15.宋冬林、王林辉、董直庆, 2011: 《资本体现式技术进步及其对经济增长的贡献率(1981—2007)》, 《中国社会科学》第2期, 第91-106页、第222页。
- 16.王璐, 杨汝岱, 吴比, 2020: 《中国农户农业生产全要素生产率研究》, 《管理世界》第12期, 第77-93页。
- 17.王维、陈杰、毛盛勇, 2017: 《基于十大分类的中国资本存量重估: 1978~2016年》, 《数量经济技术经济研究》第10期, 第60-77页。
- 18.伍山林, 2016: 《农业劳动力流动对中国经济增长的贡献》, 《经济研究》第2期, 第97-110页。
- 19.许宪春, 2013: 《准确理解中国的收入、消费和投资》, 《中国社会科学》第2期, 第4-24页、第204页。
- 20.徐现祥、周吉梅、舒元, 2007: 《中国省区三次产业资本存量估计》, 《统计研究》第5期, 第6-13页。
- 21.曾福生、李飞, 2015: 《农业基础设施对粮食生产的成本节约效应估算——基于似无相关回归方法》, 《中国农村经济》第6期, 第4-12页、第22页。

- 22.张勋、万广华, 2016: 《中国的农村基础设施促进了包容性增长吗? 》, 《经济研究》第10期, 第82-96页。
- 23.Barro, R. J, and J. Lee, 1993, "International Comparisons of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, 32(3): 363-394.
24. Barro, R. J, and J. Lee, 2013, "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010", *Journal of Development Economics*, 104: 184-198.
- 25.Bergeaud, A., C. Gilbert and L., Remy, 2018, "The Role of Production Factor Quality and Technology Diffusion in Twentieth-century Productivity Growth", *Journal of Historical Economics and Econometric History*, 12(1) :61-97.
- 26.Chen, S., and X. Lan, 2020, "Tractor vs. Animal: Rural Reforms and Technology Adoption in China", *Journal of Development Economics*, 147: 1-10.
- 27.Fan, S., and P. G. Pardey, 1997, "Research, Productivity and Output Growth in Chinese Agriculture", *Journal of Development Economic*, 53(1): 115-137.
- 28.Fan, S., 2000, "Research Investment and the Economic returns to Chinese Agricultural Research", *Journal of Productivity Analysis*, 14(2): 163-182.
- 29.Gittleman, M., T. Ten Raa, and E. N. Wolff, 2006, "The Vintage Effect in TFP-growth: An Analysis of the Age Structure of Capital", *Structural Change and Economic Dynamics*, 17(3): 306-328.
- 30.Gong, B., 2018, "Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015", *Journal of Development Economics*, 132: 18-31.
- 31.Gong, B., 2020, "New Growth Accounting", *American Journal of Agricultural Economics*, 102(2): 641-661.
- 32.Gordon, R. J., 1990, *The Measurement of Durable Goods Prices*, Chicago: University of Chicago Press.
- 33.Howitt, P., and P. Aghion, 1998, "Capital Accumulation and Innovation as Complementary Factors in Long-Run Growth", *Journal of Economic Growth*, 3(2):111-130.
- 34.Jorgenson, D., and Z. Griliches, 1972, "Issues in Growth Accounting: Final Reply", *Survey of Current Business*, 52(5): 111.
- 35.Krueger, A., B., and M. Lindahl, 2001, "Education for Growth: Why and for Whom?", *Journal of Economic Literature*, 39(4): 1101-1136.
- 36.Li, D., J. Chen, and J. Gao, 2011, "Non-parametric Time-varying Coefficient Panel Data Models with Fixed Effects", *The Econometrics Journal*, 14: 387-408.
- 37.Lin, J. Y., 1992, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *American Economic Review*, 82(1): 34-51.
- 38.Nelson, R., 1964, "Aggregate Production Functions and Medium-Range Growth Projections", *American Economic Review*, 54(5): 575-606.
- 39.Phelps, E., 1962, "The New View of Investment: A Neoclassical Analysis", *Quarterly Journal of Economics*, 76(4): 548-567.
- 40.Pritchett, L., 1999, "Where Has All the Education Gone?", *The World Bank Economic Review*, 15(3): 367-391.
- 41.Romer, P. M., 1986, "Increasing Returns and Long-run Growth", *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1037.
- 42.Sheng, Y., X. Tian, W. Qiao, and C. Peng, 2020. "Measuring Agricultural Total Factor Productivity in China: Pattern and

Drivers Over the Period of 1978-2016”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(1): 82-103.

43.Solow, R. M., 1957, “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-320.

44.Solow, R. M., 1959, *Investment and Technical Progress*, California: Stanford University Press.

45.Solow, R. M., 1962, “Technical Progress, Capital Formation and Economic Growth”, *American Economic Review*, 52(2): 76-86.

(作者单位：¹华中农业大学经济管理学院；

²湖北农村发展研究中心；

³华中农业大学农业绿色低碳发展实验室)

(责任编辑：陈静怡)

Re-exploration of Total Factor Productivity of Agriculture Since China's Reform and Opening-up: The Role of Production Factor Quality and Infrastructure

LUO Sixuan HE Ke ZHANG Junbiao

Abstract: Total factor productivity is the driving force for China's agricultural growth. Based on the panel data of 28 provinces in China from 1978 to 2017, this article incorporates the quality of agricultural production factors and rural infrastructure into the growth accounting framework and examines their contribution to agricultural growth. The main results show that both the quality of agricultural production factors and rural infrastructure can promote the improvement of agricultural total factor productivity. Almost 32% of the average change of agricultural total factor productivity can be explained by both the quality of agricultural production factors and rural infrastructure. Compared with the quality of labor factors, the contribution of capital factor quality to agricultural growth is more obvious. The contribution of rural power facilities to agricultural growth is higher than that of rural roads and irrigation facilities. Therefore, China should promote the agricultural total factor productivity by improving the quality of agricultural production factors and rural infrastructures, so as to achieve high-quality development in agriculture.

Keywords: Agricultural Production Factor Quality; Rural Infrastructure; Agricultural Total Factor Productivity; Agricultural Growth