

# 中国农户农业生产全要素生产率研究

王璐（北京大学经济学院）

杨汝岱（北京大学经济学院）

吴比（农业农村部农村经济研究中心）

**摘要：**农业是国民经济中最具有基础意义的经济部门，农业生产效率对于结构转型与经济发展均具有重要影响。本文以农业农村部 1995-2017 年每年 2 万多户的全国农村固定观察点农户数据为基础，对农户各种作物生产的投入（包括资本、劳动、土地、中间品等）、产出、价格等信息做详细整理，规范计算农户层面的全要素生产率，研究中国农业生产的结构变迁与动态效率演变。研究发现：（1）样本期内，全国整体农业全要素生产率呈上升趋势，年均增速在 1.87%-2.68% 之间。（2）农业生产结构变迁明显，分工程度上升，中间品投入对农业生产越来越重要，农业增加值率从 78% 下降至 52%。从要素弹性系数来看，中间品投入系数从 0.24 上升至 0.40，土地投入系数从 0.38 下降至 0.22，劳动投入系数从 0.28 下降至 0.24，资本投入系数始终维持在 0.02 左右的较低水平。（3）农业生产资源配置效率逐年改善，但模式和制造业有较大差异。全要素生产率增长的年度分解中，资源配置效率改善的贡献从 19% 上升至 31%，其中，进入退出的影响份额为 2%-6%，明显低于制造业部门。本文的研究对于我们深入理解中国农业生产以及结构转型等问题有一定的意义。

**关键词：**农业生产；全要素生产率；结构转型；资源配置

## 一、引言

农业全要素生产率是发展经济学研究的重要问题，其对农业生产、工业和服务业发展、经济结构转型等均具有重要影响。农业生产率的提高，可以提高整个农业部门产量，加速农业部门发展；同时可以释放大量农村剩余劳动力，促进工业和服务业发展以及经济结构转型（Cao and Birchenall, 2013）。此外，农业生产率的提升能够促进农民增收增收，有效保障我国的粮食安全、缩小城乡收入差距。现有国内外大量文献对全要素生产率的研究主要集中于企业层面，对中国制造业全要素生产率的研究已经有了一大批较为成熟的成果，但关于农业全要素生产率的研究还相对不足，尤其是以扎实的微观数据为基础的长周期研究较为缺乏。

目前研究中国农业全要素生产率的文献可以大致分为以下几类。首先是侧重于对农业全要素生产率进行估计与演变分析的文献，这类文献通常使用地区层面宏观加总数据进行研究。Gong（2018）中基于 1978-2015 年省级宏观加总数据，使用变系数半参法估计了 1978-2015 年间农业全要素生产率，研究发现中间品投入对产出增长的贡献持续上升；Li and Zhang（2013）估计 1985-2010 年间农业全要素生产率年均增长 3.8%，其中化肥投入贡献最大；龚斌磊（2018）中使用模型平均法综合考虑 5 种生产率分析模型，估计了 1990-2015 年中国农业生产率，结果显示 1995-1999 年农业全要素生产率增速持续上升，2000 年后稳定增长，年均增速约为 4%。第二类文献是在计算农业全要素生产率的基础上，从不同的角度切入研究农业要素扭曲与资源错配问题，如 Adamopoulos et al.（2018）、Chari et al.（2018）、盖庆恩等（2017）、朱喜等（2011）、李谷成等（2009）。Adamopoulos et al.（2018）使用 1993-2002 年固定观察点农户数据研究了农业生产中的要素错配程度；Chari et al.（2018）以固定观察点 2003-2010 年农户数据为基础，主要探讨了《农村土地承包法》的颁布对于农业生产效率的影响；李谷成等（2009）基于 1999-2003 年固定观察点湖北省数据，主要讨论了农业效率与农户规模之间的关系。

总结现有的研究成果, 本文认为还可以从如下几个方面进行拓展。第一, 微观农户层面农业全要素生产率的估计, 无论从方法上, 还是从变量定义、数据处理上, 学术界都还缺乏统一的标准, 有必要进行详细探讨。只有在规范讨论方法和数据的基础上, 才有可能对农业全要素生产率的典型事实做进一步的研究。第二, 现有基于微观数据的研究时间跨度都还比较短, 对理解我国长期的农业生产全要素生产率问题略有不足。第三, 以全要素生产率的计算为基础, 衍生出了一系列讨论要素扭曲和资源配置的相关文献, 本文也试图对此作一个初步的梳理和讨论。

以现有文献研究为基础, 本文基于农业农村部 1995-2017 年每年 2 万多户的全国农村固定观察点农户数据, 研究中国农业全要素生产率的基本事实。固定观察点数据从 1986 年开始收集, 每年包括两万多户农村农户, 具有调查范围广、样本量大、时间跨度长的优势, 目前学术界有很多研究都使用了该数据, 数据质量得到了广泛认可 (Adamopoulos et al., 2018; Chari et.al, 2018; Zhao, 2018)。农户问卷中包含了非常详细的农业投入产出数据, 这为我们详细研究农业全要素生产率提供了很好的基础。本文的研究发现, 样本期内, 全国整体农业全要素生产率呈上升趋势, 年均增速在 1.87%-2.68% 之间; 农业生产分工程度上升, 中间品投入对农业生产越来越重要, 农业增加值率从 78% 下降至 52%; 农业生产资源配置效率逐年改善, 但模式和制造业有较大差异。全要素生产率增长的年度分解中, 资源配置效率改善的贡献从 19% 上升至 31%, 其中, 进入退出的影响份额为 2%-6%, 明显低于制造业部门。本文的研究从数据收集与清理、方法讨论与改进、文献比较、变量处理、典型实施挖掘、拓展研究讨论等方面, 对我国农户层面的农业生产全要素生产率问题做了非常详细的分析, 并得到了一些非常有意义的结论, 在当前工业化与城市化进程加速, 乡村振兴战略逐步实施, 农村劳动力资源持续向非农产业转移的大背景下, 对我们深入理解中国农业生产方式以及结构转型等问题有较为重要的意义。

本文余下部分结构安排如下, 第二部分讨论数据与估计方法, 第三部分讨论农户层面农业生产全要素生产率的动态演变, 第四部分从全要素生产率视角讨论资源配置效率问题, 第五部分是主要结论与扩展。

## 二、数据与估计方法

### (一) 数据说明

我们首先对本文使用的主要数据做简要说明。农村固定观察点调查数据是 1984 年经中央书记处批准建立, 目前由中央政策研究室和农业农村部共管, 农村固定观察点办公室具体组织实施, 在全国各省连续跟踪的记账式调研数据, 是中国农村最大的农户跟踪式抽样面板数据调查 (Chen and Zhang, 2009)。农村固定观察点年度常规数据有三个鲜明的特征和优势: 一是调查范围广、样本量大、时间跨度长。该调查目前有样本农户约 21000 户, 样本村约 360 个行政村, 样本分布在全国除港澳台外的 31 个省 (区、市)。二是调查内容丰富。调查包括个人 (从 2003 年开始)、农户和村庄三个层面。农户调查内容包括土地、固定资产、家庭生产经营、农产品销售、生产资料、收入支出、就业等多个方面, 尤其是在对家庭农作物生产经营的调查上是非常详尽的, 包含了分作物细致的投入产出信息, 这为我们估计农户农业全要素生产率提供了良好的契机。三是数据准确率较高。观察点系统采用记账式数据收集方式, 农户需及时将与调研相关的内容详细记录, 到年终由调研员协助汇总上报。由于是长期跟踪调查, 几乎所有农户都非常熟悉整个记账与调研流程, 很多几十年前的账册现在仍然保存完好, 且观察点系统类似于垂直管理, 每个调研县有专门编制和人员, 这些都有利于提高数据质量。固定观察点从 1985 年进行预调研, 1986 年开始正式调研, 1992 年和 1994 年数据质量较差, 没有收入数据集, 到 2017 年刚好收集 30 年跟踪数据。从 1986-2017

年,早期每年调查户数约 25000 户,后来对样本做了些调整,每年调查户稳定在约 20000 户。从面板情况来看,三十年共有 644550 个观测值,涉及 41865 户农户,每户平均跟踪年限约 16 年,但具体跟踪年限差异较大,有 30%约 13000 户的调查年数在 26 年以上,有 40%的农户调查年数在 8 年以下。

数据的代表性是本研究需要深入讨论的另一个重要问题。基于以下三个方面的原因,本文认为固定观察点数据从抽样和数据质量等方面都是符合学术要求的。第一,数据抽样调查基本符合统计原则。Shen and Yao (2008)、Benjamin et al. (2005) 等文献对固定观察点数据初始抽样情况及数据质量进行了详细说明。固定观察点在 1986 年调查启动时,采取了典型抽样和随机抽样相结合的方式。29 个省被分成东部、中部与西部三大区域。在每个省份内,首先基于地理分层,将一个省份分成平原、丘陵和山区三个区域;第二层次是基于人均收入划分,按人均收入分为低、中、高三类县,样本中选取了一些有代表性(即具有平均特征,如种植方式、人口和非农活动)的县;最后一个层次是村庄,在每个县内,选取了一个有代表性的村庄进行采样。在这个选定的村庄内,随机抽取了 50-120 个农户,占村庄整体农户的比例为 10%-20%。样本流失和补充方面,村庄流失的情况极少,而农户层面的数据流失年均 5%,样本流失并不是一个严重的问题。对于流失样本,同样会采取符合统计抽样的原则对样本进行补充。中国大约有 2600 个县,而固定观察点数据样本覆盖了其中的 14%。第二,样本数据统计指标与国家统计局公布数据基本吻合。固定观察点数据作为跟踪调查数据,有长期跟踪的优势,但也很难具有实时的全国代表性,而国家统计局农调队数据是符合年度随机抽样的。表 1 通过对比两组数据的几个重要指标,可以看到,各个指标在各个年度的差异还是比较小的,而且没有系统性的结构性的差异。这表明观察点数据还是具有较好的全国代表性。第三,数据质量被学术界广泛认可,产生了一批高质量研究成果。Chen and Zhang (2009) 从收入角度对比了国家统计局农调队数据(RHS)、固定观察点数据、中国健康与营养调查数据(CHNS)和中国家庭收入调查数据(CHIPS)等几个常用的数据集,认为农调队数据和固定观察点数据是最符合样本代表性要求的。此外,以固定观察点数据为基础,产生了很多高水平研究成果,如程名望等(2016)、朱诗娥等(2018)、Benjamin et al. (2005)、Zhao (2018)、Adamopoulos et al. (2018)、Chari et al. (2018)、Xu and Yao (2015)、Shen and Yao (2008) 等。这些研究成果发表在《管理世界》、《经济研究》等国内一流期刊和 Review of Economic Studies、American Political Science Review 等国际一流的经济学、政治学期刊。这也充分说明固定观察点数据质量已经得到学术界广泛认可。当然,作为一项跟踪调查数据,即使在调查初期符合抽样原则,并采用了较为规范的方法处理样本流失和样本补充问题,也很难保证经历了三十年后,仍然符合统计抽样原则,仍然能够反映全国的情况。改革开放以来,中国农业生产组织结构发生了很大变化,以前是以家庭经营为主,现在新增了大量的规模经营主体,如家庭农场、合作社、农业企业等。本文认为,评价固定观察点数据的质量,要从具体的研究问题出发,如果是研究农户的农业生产、就业等问题,该数据还是较为合适的,如果是研究农村整体的农业生产情况,则需要补充规模经营主体的相关数据。

表 1: 国家统计局数据和观察点数据对比

年份	生产性固定资产原值 (元/户)		家庭经营耕地面积(亩 /人)		劳均粮食产量(公斤/ 人)	
	统计局	观察点	统计局	观察点	统计局	观察点
1986		941	2.07	1.96	1287	1574
1987		1070	2.07	1.90	1314	1613
1988		1292	2.06	1.95	1265	1529
1989	1126	1421	2.11	1.93	1276	1567
1990	1258	1502	2.10	1.71	1357	1632

1991		1745	2.18	1.87	1289	1640
1992			2.06		1298	
1993		2651	2.17	1.82	1357	1670
1994			2.18		1350	
1995	2774	3963	2.17	1.86	1435	1760
1996		4558	2.30	1.88	1562	1825
1997		4731	2.07	1.86	1528	1738
1998	3971	5246	2.06	1.90	1575	1835
1999	4045	5472	2.07	1.96	1551	1798
2000	4677	5890	1.98	1.88	1407	1706
2001	4884	6184	1.99	1.96	1387	1740
2002	5221	6551	2.00	1.96	1419	1826
2003	5586	8703	1.96	2.20	1362	1820
2004	5956	8647	2.00	2.32	1518	2205
2005	7156	10096	2.08	2.38	1598	2202
2006	7647	9393	2.11	2.39	1677	2246
2007	8390	11319	2.16	2.43	1728	2360
2008	9055	12420	2.18	2.47	1855	2481
2009	9971	13990	2.26	2.48	1881	2465
2010	10706	14473	2.28	2.49	1960	2583
2011	16088	17474	2.30	2.59	2075	2733
2012	16974	18946	2.34	2.67	2168	2965
2013		19259		2.69		3085
2014		21751		2.85		3270
2015		21898		2.90		3330
2016		23734		2.90		3379
2017		25274		3.14		3308

数据来源：国家统计局、固定观察点数据。如无特别说明，下同。

根据前面的讨论可以看到，多年以来，国内外学术界已经有很多研究用到了固定观察点数据，数据质量得到了广泛认可。更值得一提的是，固定观察点数据特别重视调查农户农业生产活动，对农户不同作物的生产经营情况做了全面的记录，有详细的投入产出数据，这为我们测度农业全要素生产率提供了良好的契机。总体而言，该数据集覆盖从改革开放初期以来的几乎所有年份，且构成一个全国范围内的大样本面板数据，具有较高的数据质量，问卷设计也非常适合本文的研究主题，有利于本研究的顺利进行。本文在大样本长面板内研究农业全要素生产率的动态变迁，尝试在一个统一的框架下全面的估计农户农业全要素生产率。

## （二）模型设定

全要素生产率是反映生产效率、衡量经济发展质量的重要指标，企业生产某种产品，农户生产某种农作物，都会表现出不同的生产效率。高效率的经济主体，能够用更少的资源投入生产出更多的产出，提高资源利用效率和经济发展质量。总体来说，全要素生产率的估算方法和过程较为复杂，需要对生产过程做高度合理化抽象，需要对生产的投入和产出数据做详细的收集整理，还需要对参数估计的内生性问题做较好的处理。根据现有的文献研究（Adamopoulos et al., 2018; Chari et al., 2018），从微观农户层面讨论全要素生产率，一般设定经典的柯布道格拉斯生产函数形式为农业生产函数，这个相比于工业企业的全要素生产率估计方法有着较大的差异（Brandt et al., 2012; 杨汝岱, 2015）。本文的研究聚焦农户层

面的种植业农业生产，在短期内，平均意义而言，家户层面对于土地、资本等投入要素的调整能力较弱，调整速度相对较慢，适宜采用 C-D 生产函数，文献上也支持这种处理方式(Lin, 1992; Fan, 1997; Cao and Birchenall, 2013; 李谷成等, 2009)。不过，即使是都采用 C-D 生产函数形式估计家户全要素生产率，估计方法和细节上的差异还是非常大的，现有文献，尤其是在使用微观数据进行农业 TFP 估计的文献，生产方程等式左边多数使用中总产值减去中间品投入所得到的增加值，但这种设定实质上是假设了中间品投入与总产值具有相同的系数。这样的前提假设较强，忽视了中间品投入以及农业附加值率的动态变迁。因此我们在进行模型设定及基准估计时，参考 Chari et al. (2018) 等文献，将中间品视为一项重要的要素投入，放到等式右边单独进行回归估计系数，这样进行估计放松了总产出和中间品同比例变化的约束条件，系数估计更为准确，充分考虑中间品投入对于农业生产的重要贡献。当然，为便于文献比较，我们也会使用等式左边放增加值，等式右边只考虑土地、劳动与资本投入的方法，估计出农业全要素生产率。

根据前面的讨论，本文基准估计中对于农户生产函数的设定如 (1) 式所示：

$$Y_{hvt} = A_{hvt} M_{hvt}^{\alpha} K_{hvt}^{\beta} T_{hvt}^{\gamma} L_{hvt}^{\delta} \quad (1)$$

其中， $h$  代表家户， $v$  代表村庄， $t$  代表年份， $Y_{hvt}$  为家户  $h$  在  $t$  年的农业总产出， $A_{hvt}$  代表家户  $h$  在  $t$  年的农业全要素生产率， $M_{hvt}$  为中间品投入， $K_{hvt}$  为资本， $T_{hvt}$  为土地投入， $L_{hvt}$  为劳动项。具体使用指标及数据处理将在后文详细讨论。需要特别说明的是，理论上，全要素生产率只适宜做行业内的比较，不同行业由于生产技术和生产方式存在较大差异，可比性较差。为提高家户层面生产效率的可比性，也考虑到我国农村生产结构，本文的研究聚焦种植业。农业总产出仅包括种植业产出，总产出包括 5 种粮食作物与 10 种经济作物，根据宏观年鉴数据，这些作物总产出占现有种植业总产出的 90% 以上。在全文的分析中，我们所指的农业为农林牧副渔中的狭义上定义的农业，并不包括林业、畜牧业、渔业等。

我们以 (1) 式 C-D 生产函数为基础，结合固定效应法来估计家户层面农业全要素生产率 (Chari et al., 2018; 盖庆恩等, 2017; 朱喜等, 2011)。要一致的估计 (1) 式的四种投入的系数，从而计算家户层面全要素生产率，核心问题是缓解估计中的内生性问题。在企业层面的估计中，文献普遍认为劳动投入存在一定粘性，企业会根据自身效率调整资本投入，内生性问题主要来源于资本，从而提出了 OP 和 LP 等估计方法。简单而言，OP 方法就是以投资作为企业资本存量的工具变量进行估计，LP 方法就是以中间投入作为企业资本存量的工具变量进行估计。在小农生产中，资本对于生产的贡献非常小，其内生性的影响也就非常小，劳动投入有一定的内生性，家户可以雇佣外部劳动力，也可以外出务工。不过，现有数据显示，农业生产中雇工规模非常小，是否外出非农就业的关键决定因素是城市化、对外开放带来的就业机会的变化，而不是农业生产。我们认为，在本文的家户农业生产效率参数的估计中，内生性主要来自于两个方面：相对宏观的外部因素变化和家庭特质。要缓解这两种形式的内生性，我们采用固定效应模型进行估计。首先，可以控制村庄-年份层面的固定效应，这在一定程度上能够缓解村庄层面随时间变化的因素带来的内生性问题，比如土地质量（只能缓解不同地区土地质量差异带来的内生性，无法解决村庄内部的土地质量差异问题）、气候、降雨、地区政策变化等。此外，得益于本文使用的大样本跟踪调查数据，我们可以控制家户层面的固定效应，控制家庭层面不随时间变化的一些特质，如家庭传统、偏好等，会影响到家户农业生产决策。在引入不同类型的固定效应后，使用 (2) 式来估计要素弹性，再通过 (3) 式计算出家户层面的农业全要素生产率。

$$y_{hvt} = \alpha \log M_{hvt} + \beta \log K_{hvt} + \gamma \log T_{hvt} + \delta \log L_{hvt} + \{FES\} + \phi_{hvt} \quad (2)$$

$$\ln TFP_{hvt} = y_{hvt} - \hat{\alpha} \log M_{hvt} - \hat{\beta} \log K_{hvt} - \hat{\gamma} \log T_{hvt} - \hat{\delta} \log L_{hvt} \quad (3)$$

在估计中，参考现有文献，基准结果是对 1995-2017 年整体进行估计（一段法），得到各参数后再计算全要素生产率。此外，为了更好的反映农业生产方式的结构变迁，讨论不同投入要素对于农业生产的动态影响，我们将分段估计弹性系数。第一种分段方法是分成五段来进行估计（1995-1998；1999-2002；2003-2008；2009-2013；2014-2017）；第二种分段方法是三年移动平均估计（在进行估计时选取第  $t$  年当年，第  $t-1$  年，第  $t+1$  年共三年的样本来进行估计）每年的参数。

### （三）主要变量处理

本文基于固定观察家户层面全样本数据，估计 1995-2017 年间家户层面农业生产全要素生产率。1993 年及之前的数据由于问卷结构等原因，缺乏具体的作物层面的投入产出信息，无法以本文的方法对全要素生产率进行估计。按照 1995-2017 年的数据结构，我们其实可以估计家户-作物层面的全要素生产率水平，不过，出于如下几点考虑，最终选择估计家户层面的全要素生产率水平。第一，加总到家户层面，能够避免地块层面、作物层面估计中无法观测到的特殊冲击、潜在的土地质量差异，以及不断累积的测量误差的影响（Adamopoulos et al., 2018）；第二，中国的小农生产更多是以家户整体作为决策单元，如果计算家户-作物层面的全要素生产率，预计会产生较大的误差，家户-作物之间是增加了一个可比的维度，虽然这个维度比较的意义对于本文而言并不是很大，但家户层面的生产率水平的误差却会上升，可比性下降；第三，固定观察点家户问卷结构在 2003 年之后有较大改变，2003 年之前缺乏分作物详细的投入产出数据，因此，如果进行分作物细致的估计，无法在一个较长的时间内进行估计，以在一个较为统一的口径下观察全要素生产率的动态变迁。

为了估计家户层面的农业生产全要素生产率，根据前文的模型设定，需要对家户层的总产值、中间投入、资本投入、劳动投入、土地投入等变量做详细计算，其中又涉及不同作物的价格、产出和投入价格指数、资本折旧、资本存量推算等等一系列非常复杂的问题，接下来将对此做详细讨论。

#### （1）农业（种植业）总产值

首先需要说明的一个情况是，我们所有的计算都是以有农业生产行为的家户为基础，而家户农业参与率是在不断下降的。固定观察点数据中，每年全部样本虽然保持在两万户左右，较为稳定，但是其中有正的农业产值（也就是本文所界定的从事农业生产）的家户数量在不断下降。比如，1995 年，样本家户为 20230 户，有农业生产产出的家户为 16825 户；2017 年，样本家户为 20007 户，有农业生产产出的家户为 9383 户。图 1 列出了历年样本家户的农业参与率，从 1995 年的 83% 下降到 2017 年的 47%，反映出这二十多年中国城市化与农业生产模式的巨大变迁。具有正农业产值的样本农户也是本文研究的最终样本，只有这些样本才能计算相应的农业生产全要素生产率。

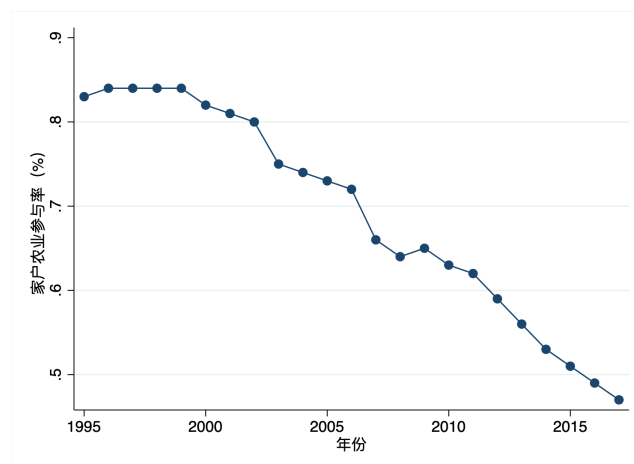


图 1：固定观察点数据家户农业参与率（1995-2017）

为了在估计该家户在当年的农业总产值，我们需要在该农户生产的不同作物之间进行加总，以得到 Revenue TFP 而非 Physical TFP。固定观察点数据报告了各类农作物的产量和出售情况，我们以家户出售价格为基础得到省份层面的作物价格，再计算家户层面的各种作物的总产值，加总得到农业总产值。首先使用家户问卷中自报的出售作物的数量与出售作物的金额指标，来计算该家户当年出售某一特定作物的价格，再对这些家户层面的作物价格，在省份-年份层面取中位数作为该作物省份-年份层面价格。在具体处理数据时，为了降低极端值的影响，对家户层面的作物价格进行缩尾处理。如果该作物省份-年份价格缺失，那么使用该作物该年全国层面价格进行补缺。最终选取的作物构成为：5 种粮食作物：小麦、水稻、玉米、大豆、薯类；10 种经济作物：棉花、油料、糖料，麻类，烟叶，水果，茶叶，蚕桑，药材，蔬菜。价格的计算结果显示，不同作物的价格变化趋势与国家统计局公布的宏观数据的契合度还是非常高的，经济作物的价格波动幅度远大于粮食作物。得到价格数据后，总产出计算公式如（4）式。

$$Value\_total_{hpt} = \sum_{c=1}^C p_{cpt} q_{hcpt} \quad (4)$$

$h$  代表家户， $p$  代表省份， $t$  代表年份。在根据（4）式计算出家户在当年的农业总产值后，再使用《中国农村统计年鉴》中报告的省份-年份层面的种植业产品生产者价格指数进行平减<sup>①</sup>，设基期为 1995 年，得到农户的实际总产出。图 2 列出了有农业产出的农户户均名义农业总产值，在 1995-2005 年间家户农业总产值相对较为平稳，略有下降趋势，2005 年后呈现出快速上升的趋势，从 2014 年开始又有所下降。

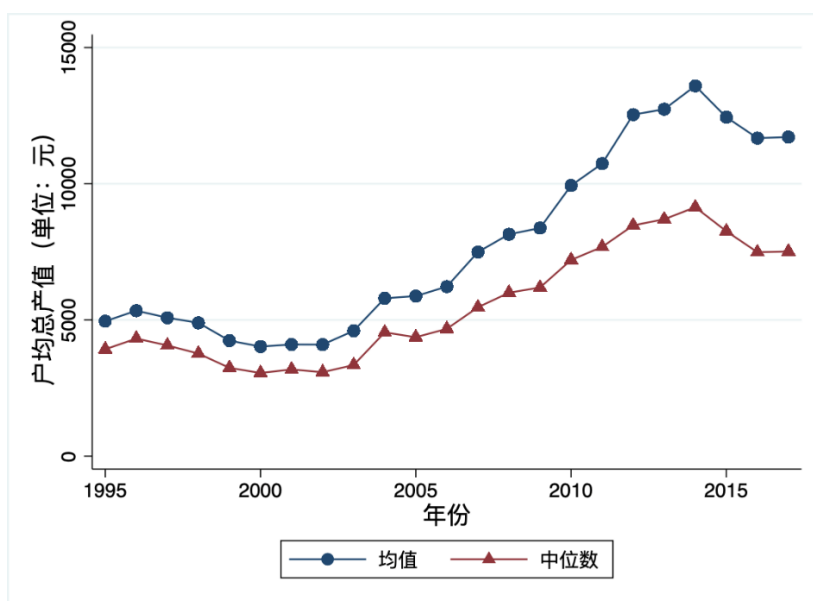


图 2：户均农业总产值（名义值）

## （2）中间品投入

本文使用农户当年报告的购买种植业生产资料的金额来衡量农户的中间品投入。这些生产资料包括种苗、化肥、农用柴油、塑料薄膜、农药等六类。将购买金额加总到家户-年份层面后，使用省份-年份层面的农业生产资料价格指数进行平减。计算公式如（5）式所示，图 3 列出了中间品投入的计算结果，基本与农业总产值呈同方向变化，但中间投入占总产值的比例有一些结构性变化，这个问题将在后文再详细讨论。

$$Intermediate\_Inputs_{hpt} = \sum_i^I C_{ihpt} \quad (5)$$

<sup>①</sup> 年鉴中报告的分省种植业产品生产者价格指数并未包括北京、上海、天津、重庆这四个直辖市的数据，这四个地区的价格指数用全国层面的价格指数替代。

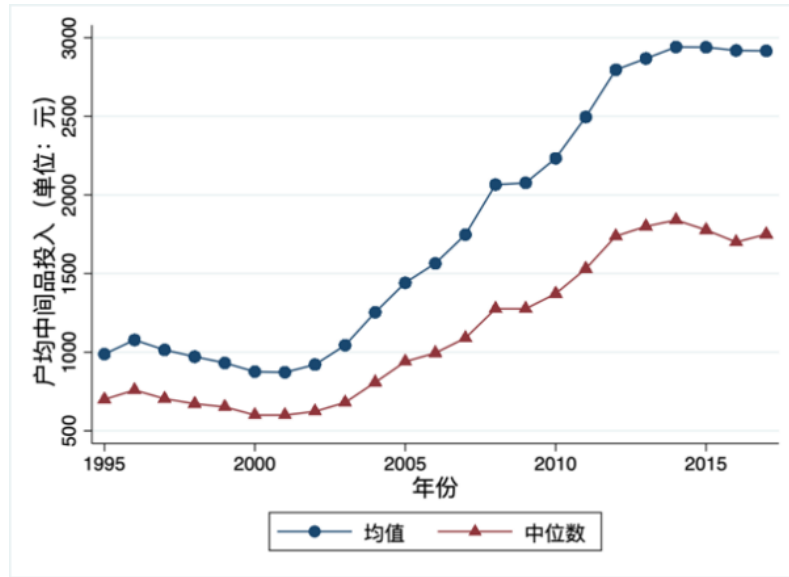


图 3: 中间品投入户均名义值

### (3) 资本

农业生产中资本变量的定义,文献上一般有流量和存量两种方式。流量定义方式重点考察农户在本年度实际使用的资本情况,如机械马力、电力等;存量定义方式则是估算出家户层面的实际资本存量,而不考虑资本的使用率。本文认为,资本利用率本身就是全要素生产率的一种表现形式,在对资本项的处理上,使用资本存量更为合理(Adamopoulos et al., 2018; 盖庆恩等, 2017)。我们所使用的原始数据为固定观察点家户数据中农户自报的年末拥有的生产性固定资产原值。该项包括了役畜种畜产品畜、大中型铁木农具、农林牧副渔机械、工业机械、运输机械、生产用房、设施农业固定资产等几大类。本文使用永续盘存法对该名义资本存量进行处理以得到真实资本,具体做法如下:对于面板数据第一期之后的样本,将本期固定资产原值减去上期固定资产原值,得到当期的名义投资额,然后进行消胀;对于面板数据中第一次出现的样本,我们假设家户从 1986 年开始进行资本积累,至初次进入样本期间,每年固定资产原值以一定的增长速度进行积累(其中 1986-1994 年使用的是依据历年《中国农村统计年鉴》中报告的每家户拥有的固定资产原值计算出的增长率,1995 年以后使用固定观察点数据数据中每家户平均拥有的固定资产原值来计算得到每年的增长率),然后对每年购买的固定资产名义值进行消胀,得到每年固定资产投资真实值,基于永续盘存法和折旧信息计算真实资本存量和真实投资。

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (6)$$

关于折旧率的选取,固定观察点家户数据 1995-2002 中报告了农户自报的固定资产折旧费用。因此在选取折旧率时,本文使用 1995-2002 年问卷中的固定资产折旧费用除以年末的生产性固定资产原值,来得到总体折旧率均值,最终在使用永续盘存法时设定 4%的折旧率。从图 4 列出的 1995-2017 年户均资本存量(名义值)来看,我们使用永续盘存法处理之后的资本存量在 23 年间有所增加,但较为缓慢。需要说明的是,Adamopoulos et al. (2018) 中在定义资本时只使用了年末拥有的生产性固定资产原值前三项:役畜种畜产品畜、大中型铁木农具、农林牧副渔机械,在稳健性讨论中,我们按照同样的方法定义资本,使用永续盘存法进行处理,得到资本存量,由此得到的基本结论仍然成立。



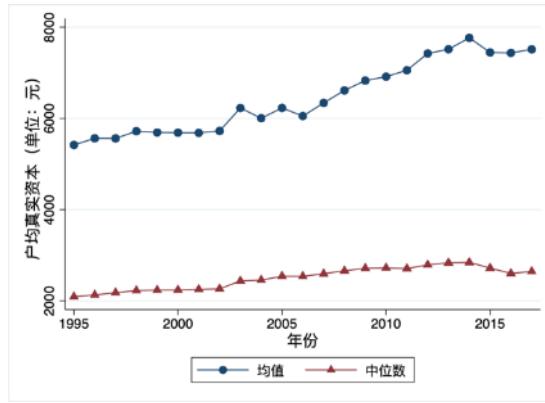


图 4: 户均真实资本存量

#### (4) 土地

土地投入项使用的原始数据为年末经营耕地面积。我们没有使用分作物的播种面积进行加总以得到总土地投入，主要有以下两点原因。第一，首先是因为问卷的连续性问题，原始数据年末经营耕地面积在 1995-2017 年的问卷中连续，在数据质量方面有保障；而分作物的播种面积问卷设计在 1995-2002、2003-2017 年问卷结构有所差异，如果使用分作物加总，可能会出现较大的测量误差。第二，更重要的是，和使用存量定义资本投入的原因类似，我们认为在计算农户层面的农业全要素生产率上，年末经营耕地面积代表了农户所拥有的一种禀赋，对该禀赋的利用程度也体现了农业全要素生产率的差异，进行复种、多轮耕种的农户，体现了其对土地资源的使用抉择，应该体现为更高的生产率水平。需要说明的是，由于数据限制，我们无法得知农户地块层面的土地质量。不过，在估算全要素生产率时，可以控制住村庄\*年份层面的固定效应，即控制住村庄层面随时间变化的和不随时间变化的影响农户生产的因素，这可以一定程度上缓解不同村庄之间土地质量差异对生产率的影响。

#### (5) 劳动

本文使用农户报告的种植业投工天数，来衡量农户经营过程中的劳动投入。固定观察点数据中，1995-2002 年报告了该农户一年内整体对于种植业的投工量，2003 年以后的问卷缺乏加总投工量信息，只有分作物投工量，我们将不同作物之间的投工量进行加总得到种植业总投工量。图 5 是户均投工量的年度变化，从图中可以看到，1995-2017 年间农户种植业劳动投入持续下降，户均值从 250 天降低至 120 天左右。

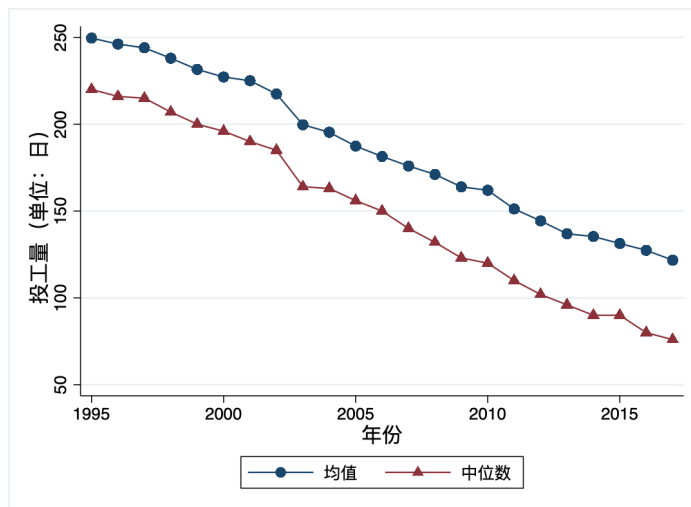


图 5: 1995-2017 户均种植业投工量

根据前面的讨论，我们对农业（种植业）总产值、中间品投入、土地投入、资本存量、劳动投入等五个关键变量做了详细的计算，并将在此基础上计算农户层面的全要素生产率。表 2 列出了各变量的户均均值（真实值）。

表 2：1995-2017 各变量真实值

年份	总产值（元）	中间投入（元）	土地（亩）	资本存量（元）	投工量（日）
1995	3074.6	662.3	8.4	4599.6	262.0
1996	3188.0	660.6	8.3	4733.3	257.6
1997	3175.8	620.7	8.3	4719.8	255.5
1998	3311.6	616.2	8.2	4826.0	247.0
1999	3263.8	621.5	8.6	4796.9	241.2
2000	3214.9	591.9	8.1	4823.2	236.1
2001	3153.5	587.0	8.4	4766.0	233.6
2002	3193.3	612.4	8.3	4849.8	224.8
2003	3223.3	695.1	8.1	5403.8	205.1
2004	3583.6	761.2	8.4	5387.8	200.8
2005	3493.6	801.3	8.4	5519.3	192.4
2006	3590.4	862.1	8.4	5507.7	187.2
2007	3896.1	896.6	8.6	5708.1	181.5
2008	4005.2	885.8	8.7	5909.7	177.5
2009	3986.3	916.3	8.6	6206.5	170.5
2010	4036.0	960.4	8.7	6440.8	168.7
2011	4030.4	960.5	8.9	6718.7	157.2
2012	4356.4	1005.8	9.2	6849.3	151.3
2013	4144.8	1006.7	9.2	7168.7	145.0
2014	4435.4	1061.8	9.5	7763.4	142.9
2015	4020.2	1037.7	9.1	7341.7	138.5
2016	3880.7	1048.0	9.4	7437.3	135.1
2017	4003.1	1053.6	9.8	7488.1	131.1

### 三、农业全要素生产率

根据第二部分对方法和变量的讨论，可以计算得到农户层面的农业生产全要素生产率，本节重点从动态演变、结构变迁等角度讨论农业全要素生产率问题。

#### （一）动态演变

在对各变量进行处理后，以第（2）式为基础估计各投入要素的弹性，再以第（3）式为基础计算农户全要素生产率。根据前文的讨论，对于第（2）式的投入弹性计算，文献上至

少有两种方式：左边被解释变量为总产值或增加值。得到弹性系数后，可以得到所有从事农业生产的农户的全要素生产率。为简要考察全国整体农业全要素生产率的演变，需要对农户-年份层面 TFP 进行加权平均处理。在对权重的处理上，使用两种权重，首先是总产值为权重：权重为当年该农户农业生产总产值占当年全国所有农户农业产值的份额；第二种为增加值权重，权重为当年该农户农业生产增加值占当年全国所有农户农业增加值的份额。以农户全要素生产率为基础，可以加权得到该年度全国加权农业全要素生产率。此外，我们还列出了年度简单平均得到的全国农业全要素生产率。图 6 左图列出了按照总产值计算的加权全要素生产率，右图列出了按照增加值计算得到加权全要素生产率，每一种计算方法又列出了总产值加权、增加值加权和简单平均三种加总方式。从图中可以看到，农户层面全要素生产率整体呈上升趋势，年度之间存在一定的波动性，最近几年的增长速度较慢。表 3 列出了两种算法和三种加权方法得到的 1995 年到 2017 年的加总全要素生产率年均增长速度。以总产值加权结果为基准简要讨论计算结果：根据总产值计算的全要素生产率（对数值）从 1995 年的 4.17 增加到 2017 年的 4.68，年均增长 1.87%；根据增加值计算的全要素生产率（对数值）从 1995 年的 4.94 增加到 2017 年的 5.73，年均增长 2.68%。对比总产值加权、增加值加权和简单平均的结果，简单平均得到的年均增长速度要远远低于加权得到的年均增长速度，这初步表明农业产值高的农户有更高的生产率，从配置效率的角度看，这是一个好的信号。

图 6：全国农业全要素生产率动态演变（左：总产值计算，右：增加值计算）

表 3：农业全要素生产率增长速度

	总产值加权	增加值加权	简单平均
总产值计算年均增速 (%)	1.87	2.04	1.10
增加值计算年均增速 (%)	2.68	2.80	1.64

在农业生产效率的相关研究中，文献上比较常用的一些指标包括亩均总产出、亩均增加值产出、劳均产出、劳均增加值产出等指标，这些指标都能从不同的角度反映农户的农业生产效率。本文认为，全要素生产率是一个较为全面的衡量生产效率的指标，并对此做了较为规范的讨论和计算。那么，本文计算的全要素生产率和这些常用的指标之间是否存在可比性呢？表 4 根据农户全要素生产率水平的分为五组，比较各分位 TFP 和其他指标之间的差异。可以看出，总产出、增加值、农户亩均总产出、亩均增加值产出、劳均产出、劳均增加值产出这六项指标，随着 T

3	4.06	3286	2518	566.7	438.9	23.20	17.46
4	4.28	4038	3248	709.9	574.2	30.41	24.10
5	4.70	6257	5379	1663.0	1420.0	55.35	47.18

## (二) 结构变迁

对农户全要素生产率的计算，都是首先估计各种投入要素的弹性，再结合每户的投入要素，从而计算全要素生产率。如何一致、有效的估计投入弹性，是这种方法的关键。现有的文献中，基本都是在全样本为基础估计投入弹性，也就是说，在所有的考察年份内，只有一个投入弹性，无法看到生产方式的结构变迁。得益于固定观察点的长期面板数据，我们接下来从投入弹性的角度对我国农业生产方式的结构变迁问题做初步探讨。

在总产值计算全要素生产率的方法中，可以得到中间投入、土地、资本、劳动四种要素的弹性，表 5 第 (1) 列是控制住村庄\*年份固定效应后的全样本弹性估计值，四类投入要素的弹性分别为 0.306、0.310、0.011 和 0.264，弹性之和为 0.89，规模报酬递减，这一结论也与现有大多数研究相符（朱喜等，2011；盖庆恩等，2017；Chari et al. 2018）。再将所有样本按时间先后顺序分为五段：1995-1998、1999-2002、2003-2008、2009-2013、2014-2017，分段估计的弹性列于表 5 的第 (2) - (6) 列。从表中可以非常明显的看到，中间投入的弹性在不断上升，从 0.196 上升到 0.419，这意味着农业生产的增加值率不断下降，专业化水平不断提升；相应的，土地、资本、劳动的弹性均有不同程度的下降。为进一步考察这种弹性的结构性变化，图 7 列出了三年移动平均样本估计的各投入要素弹性值，即以 t-1 年、t 年、t+1 年的三年样本估计第 t 年的弹性，从而得到 1996-2017 年的年度弹性值。从图 7 同样可以看到，中间品投入弹性逐年上升，土地及劳动弹性逐年下降，资本弹性极小，始终不超过 2%。农业增加值率的持续下降同样表明农业生产朝着更加专业化的方向发展。而中间品投入呈现出持续上升的趋势，这与 Gong (2018) 得到的结论相吻合。

表 5：总产值 TFP 弹性估计结果

变量	Ln (总产值)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ln (中间品投入)	0.306*** (0.0014)	0.196*** (0.0023)	0.272*** (0.0031)	0.340*** (0.0028)	0.398*** (0.0037)	0.419*** (0.0047)
Ln (土地)	0.310*** (0.0017)	0.385*** (0.0033)	0.314*** (0.0037)	0.304*** (0.0032)	0.252*** (0.0041)	0.216*** (0.0048)
Ln (资本)	0.0112*** (0.0006)	0.0138*** (0.0011)	0.0135*** (0.0013)	0.00992*** (0.0011)	0.00942*** (0.0015)	0.0108*** (0.0019)
Ln (劳动)	0.264*** (0.0015)	0.302*** (0.0032)	0.301*** (0.0036)	0.242*** (0.0027)	0.220*** (0.0035)	0.222*** (0.0043)
村庄*年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	340,808	82,829	67,116	87,402	62,112	41,349
R <sup>2</sup>	0.836	0.850	0.843	0.837	0.821	0.836

注：第 (1) 列为全样本估计弹性系数，第 (2) - (6) 列为分五段估计弹性系数。

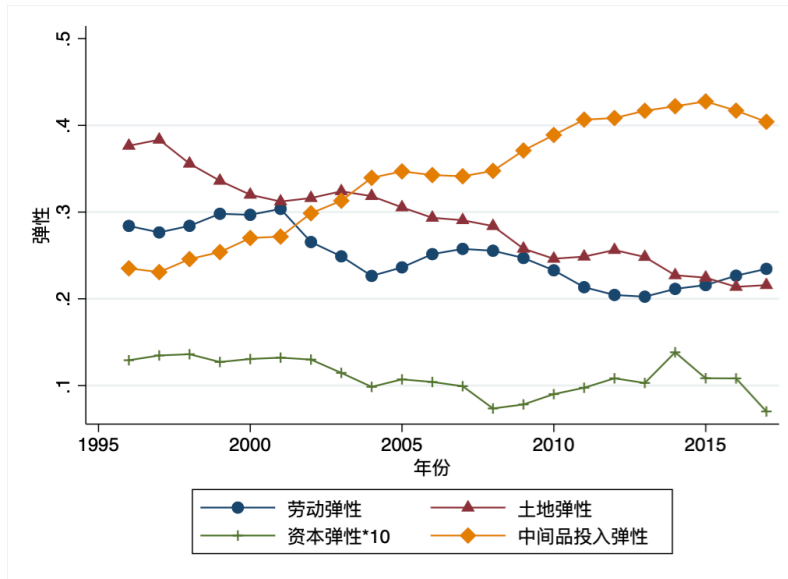


图 7：总产值 TFP 三年移动平均各类投入的弹性系数

表 5 和图 7 都是以总产值为基础计算的结果，这时候有四种投入。根据前面的讨论，我们也可以以增加值为基础计算弹性，即将总产值和中间投入合并为增加值，此时只估计土地、资本、劳动三种投入的弹性。表 6 第 (1) 列给出了全样本弹性估计结果，在控制住村庄\*年份固定效应后，土地、资本、劳动的弹性分别为 0.458、0.019、0.390，弹性之和为 0.87，与总产值方法计算的结果接近。仿照前面的方法，将样本期分为 5 段，分别估计各要素的弹性，表 6 第 (2) - (6) 列是弹性估计结果。和总产值估计弹性的变化不同，这时候的要素弹性在不同时期有差异，但并没有表现出特定的规律。图 8 用移动平均方法估计了每一年的要素投入弹性，土地与劳动的弹性虽然在各年间有所波动，但幅度并不大，2015 年及之后结果显示土地与劳动弹性十分接近，资本弹性在二十余年间也始终维持在 0.02 左右的低位。

表 6：增加值 TFP 弹性估计结果

	Ln (增加值)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ln (土地)	0.458*** (0.0019)	0.481*** (0.0039)	0.428*** (0.0044)	0.482*** (0.0038)	0.464*** (0.0045)	0.421*** (0.0056)
Ln (资本)	0.0187*** (0.0008)	0.0161*** (0.0013)	0.0182*** (0.0016)	0.0183*** (0.0015)	0.0212*** (0.0019)	0.0200*** (0.0026)
Ln (劳动)	0.390*** (0.0018)	0.380*** (0.0039)	0.426*** (0.0043)	0.373*** (0.0034)	0.379*** (0.0042)	0.402*** (0.0052)
村庄*年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	339,883	83,348	66,974	87,146	61,726	40,689
R <sup>2</sup>	0.743	0.778	0.759	0.731	0.719	0.727

注：第 (1) 列为全样本估计弹性系数，第 (2) - (6) 列为分五段估计弹性系数。

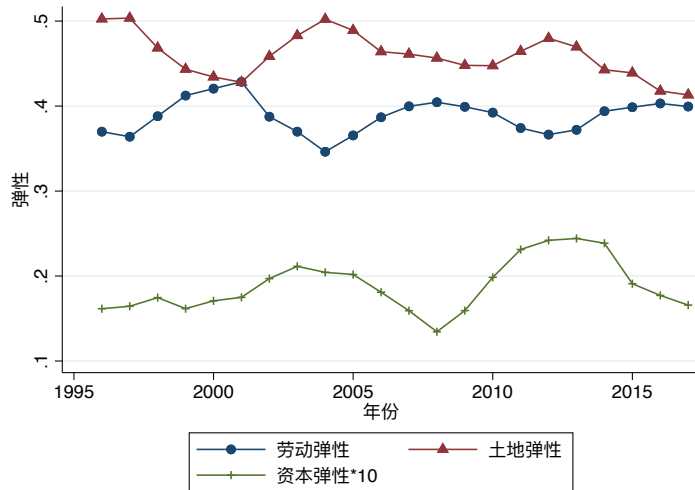


图 8: 增加值 TFP 三年移动平均各类投入的弹性系数

### (三) 文献讨论

无论是对于企业，还是对于农户，全要素生产率都是一个体现生产效率的非常重要的指标，文献上产生了很多非常好的研究成果，本文的研究就是在现有优秀成果基础上的拓展。本部分试图简要梳理一些关于农业全要素生产率的重要文献（见表 7），较为全面的了解我国农村（农户）全要素生产率的基本情况，并对比分析本文在数据收集与清理、方法讨论与改进、变量处理等方面的工作。

第一，关于研究方法的讨论。农业全要素生产率的计算主要有两种思路，一种使用宏观数据，一种使用微观农户数据，大部分研究都会使用 C-D（柯布-道格拉斯）生产函数，这比较符合农业生产的实际情况。当然，也有部分文献使用半参数、非参数估计方法（Gong, 2018）。给定假设 C-D 生产函数，仍然有很多具体处理方式存在较大的差异。比如，估计投入要素弹性时，被解释变量为总产值还是增加值；如何控制不同类型的固定效应；OP 或 LP 等方法的合理使用等。对比现有文献研究，在估计弹性系数时，本文以农业种植业总产值为被解释变量，放松了总产值和中间投入系数一致的假设，预期可以得到更为可靠的系数。此外，得益于本文的长期面板数据，可以控制村庄\*年份固定效应，这可以控制住大量村庄层面随时间变化和不随时间变化的因素（如地区经济发展、产业政策、土地质量、气候条件等）对于农户决策的影响。

第二，关于核心变量的处理。总产值、中间投入、增加值、土地、资本、劳动，这六个变量以及相关价格指数是估计全要素生产率最为重要的变量，其定义方式和处理过程等对 TFP 计算结果有关键影响。总产值的争议相对较小，要么用农林牧渔全部产出（Cao, 2013; Li and Zhang, 2013），要么用更细致的分类。和其他大部分微观数据文献类似，本文聚焦种植业的分析，可比性相对更高。中间投入一般包括种子、农药、化肥等几类，也有文献将各项单独估计弹性（Gong, 2018），或与资本项合并估计（朱喜等, 2011）。中间投入的定义范围差异较大，如果直接与总产值合并生成增加值，再估计其他要素弹性，会将中间投入的测量误差传递到增加值，并附加了中间投入和总产值系数相同的假设。有鉴于此，本文以总产值估计结果为基准，以增加值估计结果做稳健性讨论。土地的定义主要有两种，一类是用播种面积（Chari et al., 2018; 盖庆恩等, 2017），一类用耕地面积，区别在于农户承包的耕地并不一定就是播种面积。本文认为，农户对土地禀赋的利用效率本身就是非常重要的指标，反映出农户的农业生产决策，用承包耕地面积作为投入应该更为合理。资本项处理最为复杂，文献中一般使用当年的资本购置支出，或者累计资产购买原值，得益于本文的面板跟踪数据，我们可以根据历年资本购置情况结合永续盘存法推算农户的资本存量，希望能更

准确的衡量资本投入。此外，对于资本项应该包括的项目也有一定争议，有文献使用机械马力、电力等流量指标（Chari et al., 2018），有文献只包括役畜种畜产品畜、大中型铁木农具、农林牧副渔机械等消耗率较高的三大类（Adamopoulos et al., 2018），本文认为运输机械、生产用房等适应较大规模农业生产的资产也应该归入资本项，从而使用了范围较大的资本项定义。不过，为方便文献比较，并考虑计算结果的稳健性，本文也会使用其他定义方式的资本进行计算。劳动的定义相对简单，宏观上一般使用农业就业总量，微观上可以使用具体的农业生产投工量，也有文献考虑到劳动异质性使用投工量\*工资（朱喜等，2011）。本文的探索性研究认为，分地区的工资数据测量误差较大，引入工资项会扩大劳动度量的测量误差；此外，工资差异很大部分会被村庄固定效应吸收，且农业生产的劳动投入异质性较小，因此本文在基准估计结果使用投工量作为劳动投入。

第三，关于投入要素的弹性估计结果。在方法讨论和变量处理的基础上，得到投入要素的弹性估计值，这是计算全要素生产率的关键。首先汇报本文的估计结果，在总产值基准估计中，中间投入、土地、资本、劳动的弹性分别为 0.31、0.31、0.01、0.26；在增加值基准估计中，土地、资本、劳动的弹性分别为 0.46、0.02、0.39。其他一些重要文献的弹性估计结果见表 8。资本弹性普遍都比较低，除非是将资本与中间投入综合定义。土地和劳动的弹性，本文的估计基本介于文献中的高值和低值之间，较为合理，且从弹性之和的角度看，本文为 0.87-0.89，与理论推断最为接近。此外，本文探索性的提出了农业生产方式结构性变迁的思路，分年度估计各投入要素的弹性，发现土地、劳动、资本的弹性都在下降，而中间投入的弹性不断上升，农业生产的增加值率越来越低，对应于市场化程度和专业化程度在上升。

第四，关于全要素生产率的计算结果。表 4 列出了本文的估计结果，1995-2017 年，农户层面加权农业全要素生产率呈上升趋势，年均增速在 1.87%-2.68%之间，加权增长速度要远远高于简单平均增长速度。李谷成等（2009）基于 1999-2003 湖北省固定观察点农户数据进行农业全要素生产率估计，估计得到 TFP 年均增速为 2.4%。Cao and Birchenall（2013）使用 1991-2009 年 CHNS 数据，估计出该阶段中国的农业 TFP 增长率约为 6.5%。龚斌磊（2018）使用省际宏观数据估计出 1991-2015 年中国农业全要素生产率的增长状况，其认为 1995-2000 年增速持续上升，而 2000 年以后农业全要素生产率的年增速较为稳定，保持在 4%左右。Li and Zhang（2013）使用省级宏观加总数据估计出 1985-2010 年间农业 TFP 年均增长 3.8%。Gong（2018）中使用省际宏观数据估计出农业 TFP 增速在 1995-2015 年间约为 5%左右。在农业全要素生产率的估计方面，很多文献没法给出一个准确的弹性估计结果，也没法给出一个合理的增长速度估计结果。从表 8 中整理的一些相对权威的文献结果来看，不同文献在估计农业全要素生产率的增长速度方面还是存在较大的差异，这可能和数据、方法的选择有关，也和不同的研究主题有关，绝大部分文献也没有详细描述更细微的数据处理和估计方法，更细致的文献比较研究还有待后续进一步加强。

表 7：农业全要素生产率计算的文献比较

文献	方法	数据	变量选取	结论
Cao and Birchenall (2013)	宏观数据 C-D 生产函数形式；微观数据 C-D 生产函数，LP 方法	中国统计年鉴省级宏观加总数据 1952-2003；微观数据 CHNS (1991-2009)	宏观：加总农业产出、农业资本存量、农业就业人数、作物耕种面积	土地弹性 0.68，资本弹性 0.26，劳动弹性 0.39。TFP 年均增长 4.1%
			微观：总产出为农业活动收入之和，劳动为农业劳动小时数*工资	土地弹性 0.34，劳动弹性 0.23。TFP 年均增长 6.5%

Li and Zhang (2013)	C-D 生产函数	1985-2010 省级宏观加总面板数据	总产值为农林牧渔加总产值；土地为耕种面积；劳动为农业就业人数；肥料为使用化肥量；功率为农业机械瓦数	化肥贡献最大，其次是机械投入，土地与劳动的贡献为负。TFP 年均增长 3.8%
Gong (2018)	变系数半参法；变系数 C-D 生产函数	1978-2015 省级宏观加总数据	总产值为农林牧副渔总产值，劳动为农业劳动力规模，土地为播种面积，肥料是指氮磷钾和复合肥的总重量，机械为农业所用机械的总机械功率	劳动弹性 0.23，土地弹性 0.24，肥料弹性 0.15，机械弹性 0.09。中间投入品增长对产出增长贡献持续上升
Adamopoulos et al. (2018)	C-D 生产函数，给定弹性	1993-2002 年固定观察点家户跟踪数据	使用作物-年份价格构建产出；增加值为总产出减去中间品投入；资本项只包括役畜种畜产品畜、大中型铁木农具、农林牧副渔机械；土地项为耕种面积；劳动为投工日	设定资本弹性 0.18，土地弹性 0.36，劳动弹性 0.46。农村土地与资本市场存在很大效率损失，消除摩擦，整体 TFP 将提升 80%
Chari et al. (2018)	分作物估计，固定效应法，C-D 生产函数	2003-2010 年固定观察点家户跟踪数据	总产值为家户当年该作物产量，劳动为投工日，土地为耕种面积，资本为机械费用，其他投入为其他所有投入品费用	整体平均：土地弹性 0.48，劳动弹性 0.24，资本弹性 0.02，其他投入弹性为 0.08。不同作物弹性差异很大
李谷成等 (2009)	C-D 生产函数，固定效应法	1999-2003 年湖北省固定观察点家户跟踪数据	总产出为种植业经营总收入，资本和中间投入为资本、机械蓄力、种子、肥料等，劳动为投工日，土地为种植业总播种面积	土地弹性 0.55，劳动弹性 0.11，资本及中间品投入弹性 0.30，TFP 年均增速 2.4%
朱喜等 (2011)	家户整体估计，固定效应法，C-D 生产函数	2003-2007 年固定观察点家户跟踪数据（平衡面板）	总产出为种植业经营收入，资本为农业经营费用支出，劳动为投工量*工资，土地为经营面积	分地区估计，地区配置差异大。标准化后东部地区资本弹性 0.50，劳动弹性 0.28，土地弹性 0.22
盖庆恩等 (2017)	家户整体估计，固定效应法，C-D 生产函数	2004-2013 年固定观察点家户跟踪数据	农业增加值，真实资本存量，劳动为投工量，土地为农户实际耕种面积	土地弹性 0.27，资本弹性 0.04，劳动弹性 0.54
龚斌磊 (2018)	C-D 生产函数，模型平均法；五种随机前沿模型（FE、RE、CSSW、CSSG、KSS）	1990-2015 年省级宏观加总数据	劳动：乡村农林牧副渔业从业人员数；土地：农作物总播种面积；化肥：农用化肥施用折纯量；农机：农业机械总动力	劳动力弹性 0.344，土地弹性 0.389，化肥弹性 0.173，农机弹性 0.094；1995-1999TFP 增速持续上升，2000 年后稳定增长，年增速 4%



## 四、配置效率研究

与全要素生产率密切相关的一个主题是配置效率。在本文的研究中，全要素生产率是以微观家户为基础计算，而配置效率则讨论资源在不同家户、不同地区之间的配置，以及这种配置与全要素生产率之间的关系。总体全要素生产率增长有两个来源，一个是微观家户全要素生产率的增长，另一个是配置效率的改善。前文的研究表明，1995年以来，农户农业全要素生产率整体增长速度约为年均1.87-2.68%之间，在该部分将以全要素生产率为基础，从不同的角度研究资源配置效率问题。

### （一）OP分解

借鉴 Olley and Pakes (1996)，我们首先采取 OP 方差分解的方式来分析资源配置效率。如(7)式中所示，将全要素生产率分解成均值与方差项两部分，分别看均值项与方差项的占比。其中  $w_{hvt}$  代表了 t 年 v 村 h 家户农业产值占总产值的份额，等号右边第一项为未加权生产率均值，第二项为家户产值份额与生产率的协方差。简单而言，总体 TFP 的增长可以分解为家户 TFP 绝对增长和家户间配置效率改善（包括资源由低效率农户向高效率农户转移以及低效率农户退出市场高效率农户进入市场两种方式），均值项可理解为绝对增长，协方差项可理解为配置效率改善，协方差项占比越高，说明资源配置带来的整体 TFP 增长的作用就越显著。

$$I_t = \sum w_{hvt} \phi_{hvt} = E(\phi_{hvt}|t) + \sum (w_{hvt} - E(w_{hvt}|t))(\phi_{hvt} - E(\phi_{hvt}|t)) \quad (7)$$

图9中左图是对全部样本进行OP分解的结果，可以看出，总产值TFP中方差项占比从1995年的18.9%缓慢上升到30.8%，这说明由资源配置效率改善带来的TFP增长贡献在不断上升。由于配置效率改善包括在位农户资源转移以及农户进入退出两种方式，为了识别这两种方式的相对大小，在图9右图中构建了平衡面板进行分解，只保留了23年间均进行农业生产的家户，不考虑家户进入退出行为对于农业生产率的影响。分解结果显示，总产值TFP中方差项占比从1995年间的14.7%上升至2017年的27.1%，和全样本数据占比差距较小，这说明总体TFP的提升，主要是因为资源由低效率农户流向高效率农户，农户之间的“优胜劣汰”贡献相对较小，这和工业企业的表现存在较大的差异。图10中列出了增加值TFP的分解结果。全部样本中方差项占比从26.5%上升至43.8%；平衡面板中占比从20.9%上升至38.8%，同样，在位农户之间的资源转移比农户进入退出对于配置效率改善有更为重要的作用。综合来看，进入退出的影响份额从2%到6%之间，明显低于制造业部门，农业生产中家户进入退出对整体TFP的贡献仍十分有限。

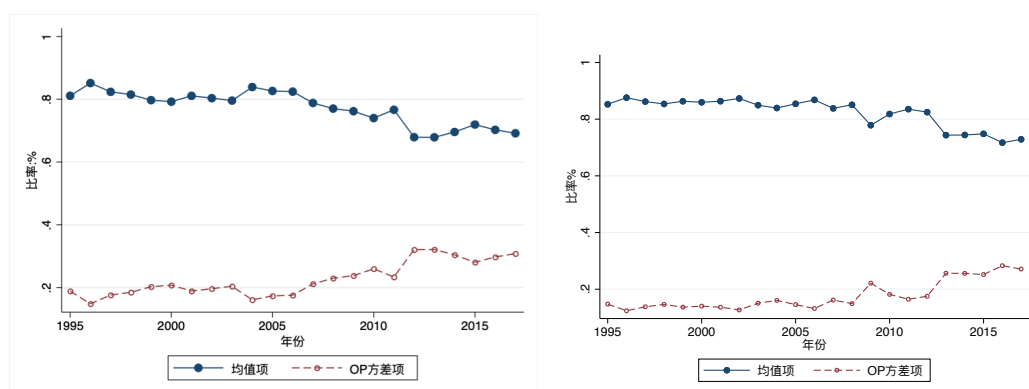


图9：全要素生产率（总产值计算）OP分解结果

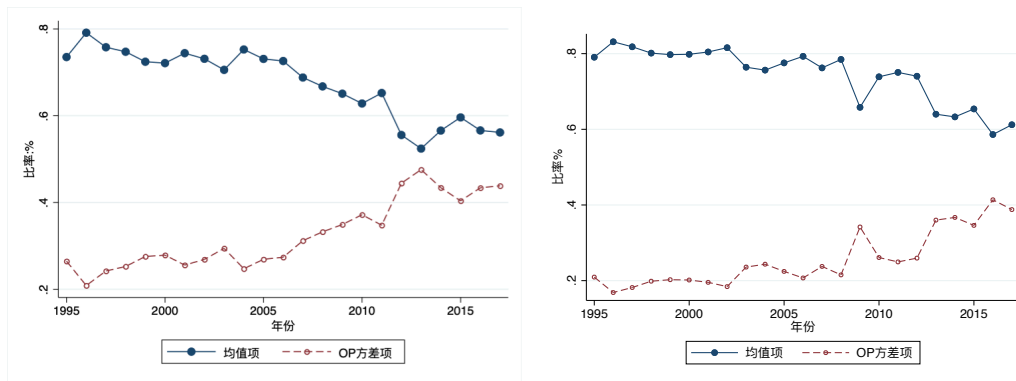


图 10：全要素生产率（增加值计算）OP 分解结果

## （二）农户进入、退出研究

配置效率改善有两个可能性：在位农户之间的资源流动，以及不同效率农户的优胜劣汰。前文的分析表明，过去几十年，配置效率在促进总体全要素生产率增长方面发挥了越来越重要的作用，而在位农户之间的资源流动则主导了这种效率提升。这和企业决策有很大的差异。农户决策过程中，首先是农业就业与非农就业的决策，如果选择了农业就业，接下来再是农业投资等方面的决策；高效率的农户可能在非农就业中也能获得更高的收入，因此，我们不一定能看到高效率的农户进入农业生产，而低效率的农户退出农业生产。根据这一思路，就不难理解为什么“优胜劣汰”这一在工业企业配置效率改善中至为重要的作用机制，对于提升农业总体全要素生产率并没有太大的作用。

我们对家户的农业生产进入退出进行如下定义：根据固定观察点数据的跟踪式抽样调查特性，如果该家户当年有农业生产，且该家户下一年在样本中，但下一年不进行农业生产，则定义为退出，`exit` 变量取 1；如果上一年该家户在样本中，但不进行农业生产，而当年进行农业生产，则定义为进入，`entry` 变量取 1；去除掉以上两种情况，其他有农业产值，可以计算出 TFP 的家户则为持续在位家户，`continue` 变量取 1。细节方面，去除掉第一次进入样本的家户，去除掉 2017 年的观测，去掉约 2500 个进入后马上退出（`entry` 和 `exit` 同时为 1）的样本。我们对退出家户与非退出家户之间的一些主要指标进行比较，如总产值、中间投入、增加值、产量、资本存量等。从整体来看，退出家户并不一定是农业全要素生产率较低的家户，其农业总产值、农业增加值反而相对较高。农业领域家户退出决策可能并非是由于低效率生产导致的，相比于内部的推力影响，外部冲击的拉力作用更为明显。相比于制造业等非农就业机会，农户退出农业生产面临的机会成本较小，即使农户自身生产率水平较高，也可能由于较高的非农就业收入放弃农业生产，这在一定程度上也造成了农业部门的错配与土地闲置现象。图 11 将每年的样本分为进入农户、退出农户、持续在位农户三组，比较三组农户的加权全要素生产率。图中并没有发现进入、退出与在位组 TFP 存在显著差异，这再次说明家户农业生产的进入退出行为与企业进入退出行为的差异。

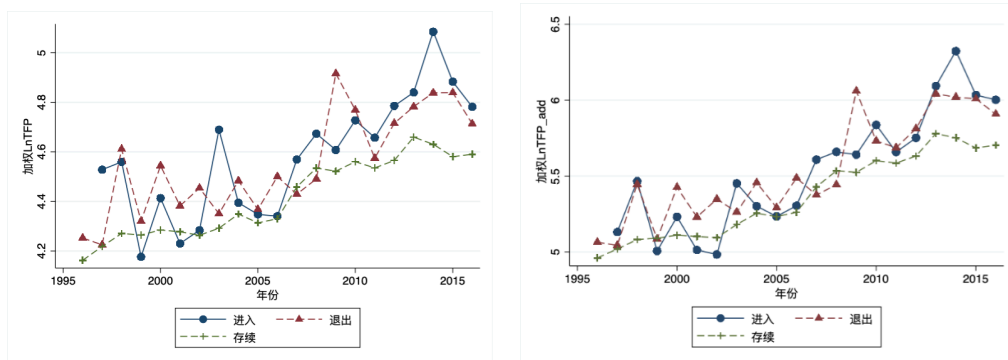


图 11：进入、退出、在位农户全要素生产率比较

### （三）全要素生产率与土地流向

土地（耕地）是农业生产的核心资源，有效的市场机制下，耕地应该由低效率的农户向高效率的农户流转。我们设计一个简单回归分析，讨论全要素生产率与土地资源流向之间的关系。在表 8 中，我们对农业全要素生产率与农户农业生产决策以及土地转入转出行为做初步讨论。为缓解互为因果等内生性问题，使用该农户滞后一期的全要素生产率作为核心解释变量，第（1）、（4）列因变量为农户本期是否从事农业生产，为全样本回归；第（2）、（5）列因变量为农户本期是否转入土地，第（3）、（6）列因变量为农户本期是否转出土地，（2）、（3）、（5）、（6）列中回归样本为从事农业生产的农户。为比较不同时期全要素生产率与生产决策以及土地流转行为的异质性关系，设置时段虚拟变量，如果年份为 2003 年及以后，则取 1，否则取 0；将时段虚拟变量与滞后一期的全要素生产率交互；并在第（4）-（6）列中加入线性时间趋势项与滞后一期的全要素生产率交互。

表 8 的回归结果显示，上期全要素生产率水平较高的与农户在本期更倾向于从事农业生产，这一结论在 2003 年之后的时期更为显著；从农户土地流转决策来看，第（2）列结果显示滞后一期的农业全要素生产率对仍从事农业生产的农户土地转入决策有正向影响，但这种正向影响在 2003 年之后转变为负向影响；在全球化与城市化的冲击之下，中国农村农户转入决策与农业 TFP 正向关系并不稳健，从事农业生产能力较高的农户并不一定倾向于转入土地；而从第（3）列的结果可以看出，相比于 TFP 较高的农户，从事农业生产的农户中 TFP 水平较低的农户更倾向于转出土地，这说明在农业生产决策与土地转出决策方面，资源的配置是符合效率原则的，且在 2003 年及之后仍然存在。在结构转型的大背景下，由于非农收入逐渐成为家庭收入增长的主要来源，所以不难理解 2003 年之后即使农户的农业全要素生产率水平较高，农户自身农业耕作经营能力较强，也不会去选择转入土地。第（4）-（6）列加入时间趋势后的实证结果与第（1）-（3）列结果相似，全要素生产率与农业生产之间存在着正向相关的关系，但土地转入决策随时间推进正向显著关系消失，即使农户效率较高，也不一定会选择转入土地，土地转出决策方面资源配置基本符合效率原则，低效率农户更倾向于转出土地。这一发现也提示我们，要完整的研究农村土地流转问题，还需要考虑到各类规模经营主体，农户是土地转出的唯一主体，但并不是土地转入的唯一主体，尤其是 2014 年政策上大力推行农业合作社以来，很多的土地都会从农户流入规模经营主体。

表 8：TFP 与农业生产和土地流转的关系

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	农业生产	土地转入	土地转出	农业生产	土地转入	土地转出
L.LnTFP	0.007** (0.0036)	0.004* (0.0025)	-0.006*** (0.0020)	0.006 (0.0074)	0.007** (0.0033)	-0.006** (0.0028)
L.LnTFP*2003 年以后	0.027*** (0.0045)	-0.006** (0.0030)	-0.001 (0.0026)			
L.LnTFP*时间趋势				0.002*** (0.0006)	-0.001** (0.0002)	-0.000 (0.0002)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
村庄*年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	387,143	297,175	297,175	387,143	297,175	297,175
R <sup>2</sup>	0.600	0.334	0.309	0.600	0.334	0.309

## 五、主要结论与扩展

本文以农业农村部 1995-2017 年全国农村固定观察点家户数据为基础,对家户农业资本存量、中间品投入、土地利用、劳动投入等要素,以及相关价格指数等,做了非常详细的整理,研究中国农户农业生产全要素生产率问题。本文的研究主要有如下几点结论。第一,样本期内,根据不同算法,全国整体农业全要素生产率呈上升趋势,年均增速在 1.87%-2.68% 之间。第二,农业生产分工程度上升,中间品投入对农业生产越来越重要,农业增加值率从 78% 下降至 52%。就估计弹性系数来看,中间品投入系数从 0.24 上升至 0.40,土地投入系数从 0.38 下降至 0.22,劳动投入系数从 0.28 下降至 0.24,资本投入系数始终维持在 0.02 左右的较低水平。第三,农业生产资源配置效率逐年改善,但模式和制造业有较大差异。全要素生产率增长的年度分解中,资源配置效率改善的贡献从 19% 上升至 31%。这种配置效率改善主要来源于持续进行农业生产的农户之间的资源流动,即资源由低效率农户流向高效率农户,而进入退出的影响非常小,在 2% 到 6% 之间,明显低于制造业部门。本文的研究从数据收集与清理、方法讨论与改进、文献比较、变量处理、典型实施挖掘、拓展研究讨论等方面,对我国家户层面的农业生产全要素生产率问题做了较为详细的分析,并得到了一些有意义的结论,在当前工业化与城市化进程加速,乡村振兴战略逐步实施,农村劳动力资源持续向非农产业转移的大背景下,对我们深入理解中国农业生产方式以及结构转型等问题有较为重要的意义。

当然,作为一项基础性研究,本文最重要的意义还只是提供一些基本事实,很多问题还需要做更为深入的研究。在后续研究中,至少有如下几个方面的问题和拓展需要进一步深入探讨。第一,数据的代表性问题。固定观察点数据是一个非常难得的长期跟踪面板数据,其最有价值之处是长期跟踪,而最大的问题也在于长期跟踪。如果要保持长期跟踪样本的抽样代表性,需要在一定的时期内补充抽样,这是一项较为复杂的工作。这个问题后续可能需要做一个系统性的评估,在保障跟踪调查的基础上,尽可能提高样本的全国代表性。第二,一般均衡分析框架问题。受限于数据等因素,本文的研究聚焦于农户层面的农业生产全要素生产率,而这只是农户行为决策和农业总体全要素生产率的一部分,对此我们需要有更为清醒的认识,也希望在后续的研究能做更深入的探讨。比如,企业决策是在给定资本、技术、劳动等约束条件下最大化利润,这个过程相对简单,而在农业生产效率的研究中,首先要有家户农业就业与非农就业的决策,要有家庭内部成员之间的分工,这与工业、服务业发展情况,与城市化进程等都密切相关,不可分割,后续研究中需要综合考虑这些外部冲击。再比如,从事农业生产的主体包括家户个体、家庭农场、农业合作社、农业龙头企业等多种类型,要素流动、价格冲击等在不同主体之间都是相通的,资源不只是在农户之间进行分配,同时也会在其他农业生产主体之间分配,同样需要一般均衡视角来思考。幸运的是,固定观察点办公室从 2016 年开始,在样本县开展了每年 2000 多家规模经营主体的跟踪调研,这在一定程度上能与家户数据互为补充,弄清楚农业生产各类资源的流向,更为准确的研究农业生产效率问题。第三,政策含义挖掘问题。三农相关问题对于中国非常重要,与三农相关的政策很多很多,从政策层面来看,现阶段非常关心各种政策对于农业绩效、农村发展、农民福利,以及整体国民经济发展的影响。农业全要素生产率是一个很好的切入点,在一定程度上可以用来综合评估相关政策的效果,但本文的研究还是聚焦于较为宏观的层面,聚焦于典型事实的详细梳理,还没有就非常具体的政策冲击做深入研究,下一步可以做更为细致的工作。

## 参考文献

程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华, 2016: 《人力资本积累与农户收入增长——基于回报率与贡献率双重视角的实证研究》,《经济研究》第 1 期。

盖庆恩、朱喜、程名望、史清华, 2017: 《土地资源分配不当与劳动生产率》,《经济研究》第 5 期。

- 龚斌磊, 2018: 《投入要素与生产率对中国农业增长的贡献研究》, 《农业技术经济》第6期。
- 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。
- 杨汝岱, 2015: 《中国制造业企业全要素生产率研究》, 《经济研究》第5期。
- 朱诗娥、杨汝岱、吴比, 2018: 《中国农村家庭收入流动: 1986-2017》, 《管理世界》第10期。
- 朱喜、史清华、盖庆恩, 2011: 《要素配置扭曲与农业全要素生产率》, 《经济研究》第5期。
- Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight and D. Restuccia (2018). “Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China.” *Working Paper*.
- Benjamin, D., L. Brandt and J. Giles (2005). “The Evolution of Income Inequality in Rural China.” *Economic Development and Cultural Change* 53(4): 769-824.
- Brandt, L., J. Van Biesebroeck and Y. Zhang (2012). “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of development economics* 97(2): 339-351.
- Cao, K. H. and J. A. Birchenall (2013). “Agricultural Productivity, Structural Change, and Economic Growth in Post-reform China.” *Journal of Development Economics* 104: 165-180.
- Chari, A. V., E. Liu, S. Y. Wang and Y. Wang (2018). “Property Rights, Land Misallocation and Agricultural Efficiency in China.” *Working Paper*.
- Chen, X., X. Zhang (2009). “The Distribution of Income and Well-being in Rural China: A Survey of Panel Datasets, Studies and New Directions.” *Working Paper*.
- Fan, S. and P. G. Pardey (1997). “Research, Productivity, and Output Growth in Chinese Agriculture.” *Journal of Development Economics* 53(1): 115-137.
- 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.
- Li, Z. and H.-p. Zhang (2013). “Productivity Growth in China's Agriculture During 1985–2010.” *Journal of Integrative Agriculture* 12(10): 1896-1904.
- Lin, Justin Yifu. (1992). “Rural Reforms and Agricultural Growth in China.” *American Economic Review*, 92(1): 34-51.
- Olley, G. S. and A. Pakes (1996). “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry.” *Econometrica* 64(6): 1263-1297.
- Shen, Y., and Yao, Y. (2008). “Does Grassroots Democracy Reduce Income Inequality in China?” *Journal of Public Economics* 92(10-11): 2182-2198.
- Xu, Y., Y. Yao (2015). “Informal Institutions, Collective Action, and Public Investment in Rural China.” *American Political Science Review*, 109(2): 371-391.
- Zhao, X. (2018). “Labor and Land Allocation under Communal Tenure: Theory and Evidence from China.” *Working Paper*.

## **Study on Total Factor Productivity of Agricultural Production of Rural Households in China**

**Abstract:** Agriculture is the most meaningful and fundamental economic sector in the whole economy, and agricultural production efficiency plays an important role in understanding structural transformation and economic development. Based on the data of the National Fixed Points of more than 20,000 households each year from 1995 to 2017, this paper calculated various crops (including capital, labor, land, intermediate goods) and output. By using the detailed information to calculate the household's total factor productivity in a standardized way, this paper also studied the structural

change and dynamic efficiency change in Chinese agricultural production. The study found that: (1) During the sample period, the overall agricultural total factor productivity of the country showed an upward trend, with an average annual growth rate of 1.87% to 2.68%. (2) The changes in agricultural production structure are obvious, the degree of specification is rising, and the impact of intermediate products is becoming increasingly important in agricultural production. The agricultural value-added rate has dropped from 78% to 52%. In terms of estimated elasticity, the investment elasticity of intermediate products rose from 0.24 to 0.40, the land input elasticity decreased from 0.38 to 0.22, the labor input elasticity decreased from 0.28 to 0.24, and the capital investment elasticity remained at a low level of around 0.02. (3) The efficiency of agricultural production resource allocation has improved year by year, and land can be transferred from low-productivity farmers to high-productivity farmers. In the annual decomposition of total factor productivity growth, the contribution of resource allocation efficiency improvement increased from 19% to 31%, of which the impact of entry and exit was about 4%, which was significantly lower than manufacturing sector. This paper has vital significance in deeply understanding China's agricultural production and structural transformation.

KeyWords: Agricultural Production, TFP, Resource Allocation, Structural Transformation

JEL Classification: O13; O33; O47