

# 气候变化下的中国粮食全要素生产率再测度

尹朝静<sup>1</sup>, 杨坤<sup>1\*</sup>, 孔锋<sup>2</sup>

(1.西南大学经济管理学院, 重庆400715;  
2.中国农业大学人文与发展学院, 北京100091)



**摘要** 测算粮食生产效率和全要素生产率(TFP)的变化,并揭示我国粮食全要素生产率的增长源泉,对于推动粮食生产可持续发展和保障粮食安全具有重要意义。基于省级层面粮食行业面板数据,将气候因素作为外生不可控投入要素纳入粮食TFP测算体系,使用特定测量(MS)模型对粮食TFP增长进行测度,并将其分解为技术进步、投入变化、气候变化和效率变化,进而细致剖析25年间我国粮食TFP增长及其构成。研究发现:①25年间我国粮食TFP增长了93.52%,这一增长主要源于前沿技术进步和要素投入效应,技术效率变化对粮食TFP增长则有延缓作用,气候变化对粮食TFP增长存在明显的负效应。②我国粮食生产效率水平不高,总体上呈现出下降趋势,但省份间粮食生产效率的地区差距在逐渐缩小。③气候变化对粮食TFP增长的影响有正有负,但以不利影响为主。除东北地区外,其他6个地区气候变化对粮食TFP增长的影响均为负向。气候变化在粮食TFP增长分布变化中起到了不容忽视的作用,而这种作用在不同地区、不同作物上表现出差异性。

**关键词** 粮食全要素生产率; 粮食安全; 气候变化; MS模型

**中图分类号:**F323 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2025)03-0038-15

**DOI编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.03.004

“民以食为天,食以粮为贵”。粮食问题事关国运民生,粮食安全是国家安全的重要基础。自新中国成立以来,党中央和政府始终把解决人民吃饭问题作为治国安邦的首要任务。70余年来,我国粮食生产取得举世瞩目的巨大成就,实现了由“吃不饱”到“吃得饱”,并向“吃得好”的历史性转变。2022年,我国人均粮食占有量达到486千克,比1996年的414千克增长了18%,比1949年的209千克增长了133%,高于世界平均水平<sup>①</sup>。然而,我国粮食生产仍面临价格“天花板”和成本“地板”双向挤压、资源环境“红灯”和补贴“黄线”双重约束等重要瓶颈<sup>[1-2]</sup>。特别是新时期以来,逆全球化、新冠疫情、地区冲突和极端天气等多重因素叠加使得全球粮食供给体系面临更大的风险和不确定性<sup>[2]</sup>。对此,党的二十大报告再次强调要“确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中”。2023年中央一号文件明确指出“全方位夯实粮食安全根基,强化藏粮于地、藏粮于技的物质基础”。毫无疑问,在资源、环境、气候等多重约束下,依靠科技进步是保障粮食安全的关键举措,而粮食产业要实现可持续发展,其根本出路在于提高全要素生产率(total factor productivity, TFP)。粮食TFP能够反映粮食生产系统的总体效率,可将其理解为粮食生产中的科技进步,粮食TFP水平越高,意味着粮食生产的科技含量就越高、可持续能力也越强。

改革开放以来,中国粮食TFP呈现两个“特征化事实”:第一,我国粮食TFP增长迅速,且呈现倒

收稿日期:2024-6-12

基金项目:国家自然科学基金项目“气候变化对我国农业生产经济影响评估:基于全要素生产率视角”(71903162);重庆市社会科学规划项目“数字技术赋能农业生态效率提升的机制与路径研究”(2024NDYB047);西南大学研究阐释党的二十大精神专项项目“环境政策工具对农业绿色转型的影响机制与政策优化研究”(SWU2209081)。

\*为通讯作者。

① 人均粮食占有量数据来自中国国家统计局官方公布的《中国统计年鉴》(历年)。

“U”型波动特征<sup>①</sup>。1978—2020年间,全国层面的粮食TFP年均增长率达到了5.44%。其中,1978—1984年粮食TFP增长迅速,年均增长率达10.90%。然而,1985—1991年粮食TFP增长却出现停滞,年均增长率仅为1.89%。这种阶段性波动可能受到制度变迁和政策变化的影响。第二,我国粮食TFP增长呈现空间非均衡性特征。1978—2020年间河北省粮食TFP年均增长率高达10.19%,而青海省仅为2.70%。华北和东北地区粮食TFP年均增长率分别高达6.88%和6.22%,而华中和华南地区分别只有4.53%和4.15%。那么,长期以来究竟是何种因素驱动我国粮食TFP的高速增长?又是何种因素导致粮食TFP增长出现波动性和非均衡性?除了制度变迁,是否有意或无意地忽略了某种重要因素,使得对粮食TFP增长的理解尚不充分?事实上,农业因其自身特殊性,极易遭受气候影响,特别是发展中国家的农业。伴随极端天气事件的发生频率和强度大幅上升,我国农业发展和粮食安全面临严峻挑战。据水利部对干旱灾害的统计,2000—2019年间我国平均每年因旱受灾面积达1796.66万公顷,粮食损失263.90亿千克<sup>②</sup>。气候变化很可能是影响我国粮食TFP增长的重要因素。由此,本文试图对粮食生产效率和TFP进行再测度,并准确识别气候变化下我国粮食TFP增长的源泉。

当前,国内外学者对于粮食TFP问题主要从以下三个方面展开了研究。第一,关于粮食TFP测算及其变化特征。已有研究主要采用SFA和DEA等方法测算粮食TFP。其中,SFA能够考虑随机因素对农业产出的影响,因而不少学者使用SFA方法测算了我国粮食TFP<sup>[3-4]</sup>。此外,DEA方法无需设定生产函数形式,也得到了学者们的广泛青睐<sup>[5-6]</sup>。在测度粮食TFP的基础上,学者们还进一步考察了其时序特征。这些研究较为一致地认为我国粮食TFP呈上升趋势,但粮食TFP增长呈现出明显的波动变化<sup>[7]</sup>。第二,识别粮食TFP增长来源。已有研究大多认为粮食TFP增长主要由技术进步驱动,技术效率贡献有限<sup>[5]</sup>,但很少有研究探讨气候变化在粮食TFP增长中扮演的角色。第三,从不同视角分析粮食TFP增长波动的驱动因素。已有研究多倾向于从政策变化视角解释粮食TFP的波动特征<sup>[6]</sup>。也有一些学者从不同视角对中国粮食TFP增长因素进行了分析,例如基础设施<sup>[8]</sup>、要素错配<sup>[9]</sup>、农业社会化服务<sup>[4]</sup>等方面。但遗憾的是,很少有文献全面探讨我国粮食生产效率和TFP变化,并深入分析粮食TFP增长的源泉,更鲜有文献专门考察气候变化在粮食及主粮作物TFP增长中所起的重要作用。

为此,本文将对我国粮食和三大主粮作物TFP进行科学测算和分解,准确识别我国粮食TFP增长的来源,系统考察气候变化对粮食TFP增长的影响。传统分析框架(如参数法)将气候因素作为经典随机扰动项不予以考虑,而非参数DEA模型在构建确定性生产前沿面时一般也未考虑气候因素,仅有少量研究将气候因素作为传统投入要素直接纳入进行测算<sup>[10]</sup>。但这种处理方式忽略了气候因素的不可控性,与现实逻辑并不相符,气候因素实际是一种不可控的投入,直接纳入可能会造成测算结果不准确,并且也很难找到合理、可靠的解释。因此,本文采用包含外生不可控投入的特定测量模型和非参数分解框架解决上述难题。具体思路如下:首先,考虑粮食生产具有随机性,将气候因素作为不可控投入构造生产可能性集,从而构建了一个新的“全要素生产率分析框架”。接着,通过非参数分解框架将粮食TFP增长分解为四个成分:技术进步、投入效应、气候变化和效率变化。最后,在构造粮食TFP增长反事实分布的基础上,利用非参数检验和核密度估计分析了气候变化在粮食TFP增长中的作用。

相对于已有研究成果,本文可能的贡献在于:①将气候因素作为外生不可控投入,通过构建既包含外生不可控投入又包含可控投入的生产前沿面,以更加准确地测度中国粮食TFP;②采用较新的特定测量(MS)模型测度粮食TFP增长,以弥补传统DEA模型无法考虑外生不可控投入的固有缺陷。③使用一种新的非参数分解框架对粮食TFP增长进行分解,从技术进步、投入变化、气候变化和效率变化等多重效应的新角度全面揭示和解释了TFP演变的来源和机制,为提高粮食生产适应气候变化的能力、推动粮食产业可持续发展等目标提供理论支撑和科学依据。

① 本段中粮食TFP数据均为作者采用指数法计算所得。

② 数据来源于中华人民共和国水利部官方公布的《中国水旱灾害防御公报》(2020年)。

## 一、全要素生产率的内涵及其分解演进

### 1. 全要素生产率的内涵

TFP是指生产单位在生产过程中单位总投入(加权后)的总产出,这是水平值概念。但在经验分析中更多使用其增量概念,即TFP增长或变化。TFP增长是指产出增长超出要素投入增长的部分,反映了要素投入不能解释的那部分增长。事实上,TFP增长具有丰富的含义,除了直接的技术进步外,还包括间接的效率改善,例如配置效率、规模经济、要素质量提高等内容,甚至气候变化等自然因素也应该在TFP增长中有所体现。受限于数据可得性,借鉴已有研究的做法<sup>[3]</sup>,本文选取稻谷、小麦和玉米三种粮食作物反映粮食行业的整体情况<sup>①</sup>,进而对粮食TFP进行测度。因此,本文的粮食TFP指的是三种粮食作物生产过程中总产出与总投入的比率。粮食TFP增长是指粮食生产中产出增长超出要素投入增长的部分。

### 2. 全要素生产率的分解演进

索洛模型将经济增长分解为资本、劳动和TFP三个部分的增长,将以“索洛残差”估计的TFP增长解释为技术进步的贡献。但是,索洛模型将技术进步视为外生,对技术进步的含义没有进一步解释,因而也无法提供TFP增长的相关信息。在索洛模型的基础上,内生增长理论认为TFP增长来源包括知识进步、人力资本、技术创新等。但事实上,TFP增长中仍然有一部分未得到解释。传统增长核算框架没有考虑自然资源特别是气候变化的因素,通常将其视为外生变量不予以考虑。由此,Nordhaus创造性地将气候变化纳入经济增长框架中,探讨了气候变化与经济增长之间的相互作用<sup>[11]</sup>。实际上,将气候变化纳入经济增长理论,能够进一步揭示TFP增长的内部构成,为进一步测算和分解TFP增长奠定理论基础,具有重要的理论价值。

为了准确分析TFP对经济增长的贡献,学者们尝试对TFP进行测算与分解,考察TFP增长及其来源,从而打开TFP“黑箱”。Nishinizu等最先构造了TFP增长的分解框架<sup>[12]</sup>。FÄRE等通过CRS径向DEA模型将TFP增长分解为技术变化和技术效率变化<sup>[13]</sup>。Kumbhakar等通过随机前沿生产函数将TFP增长分解为技术变化、技术效率变化、资源配置效率和规模经济<sup>[14]</sup>。但纵观已有研究,少有文献从TFP增长中将与气候相关的部分分解出来,探讨气候变化在TFP增长中的作用。气候变化会影响农业生产环境,不仅影响农业生产投入,而且影响农业的有效产出,进而对农业TFP产生很大影响<sup>[15-16]</sup>。粮食生产与气候条件保持着高度的因果联系,气候变化特别是极端气候事件会对粮食生产带来严重冲击。然而,大多数文献并未将气候变化的不确定性纳入TFP增长分析框架,也就很难准确测度气候变化在TFP增长中的重要影响。因此,从粮食TFP增长中将与气候相关的变化分解出来,对于识别粮食TFP增长来源、丰富粮食TFP分解框架具有重要意义。

## 二、数据、变量和模型

### 1. 数据形成

(1)总产量指数。计算粮食总产量指数,需要使用各类粮食作物当年价格和产量数据,具体包括早籼稻、中籼稻、晚籼稻、粳稻、小麦和玉米<sup>②</sup>。1978—2020年各类粮食作物的亩均产量数据主要来自

① 2020年,水稻、小麦和玉米三种粮食作物的产量占粮食产量的90.63%,三种粮食作物的播种面积占粮食总播种面积的81.18%,能够反映粮食行业的相关情况。产量和播种面积数据来自《中国农村统计年鉴》(2021)。

② 根据《全国农产品成本收益资料汇编》收录不同作物的种植省份名单,并结合各省份的产量和播种面积数据,确定了粮食和不同粮食作物的生产决策单元(省)。具体地,粮食产出投入数据包括25个省份(将海南并入广东、重庆并入四川,未包括西藏、北京、天津、上海),稻谷、小麦和玉米产出投入数据分别包括21个、14个和19个省份。其中,省份的粮食产出投入数据由该省主粮作物的产出投入数据汇总得到,例如《全国农产品成本收益资料汇编》中广西有水稻和玉米的相关数据,没有小麦的相关数据,那么广西粮食产出投入数据就是水稻和玉米产出投入数据的均值。同理,水稻产出投入数据由早籼稻、中籼稻、晚籼稻和粳稻产出投入数据计算平均值得到。

《全国农产品成本收益资料汇编》<sup>①</sup>,各类粮食作物播种面积数据来自《中国农村统计年鉴》,可计算得到各粮食作物的总产量数据,从而得到各粮食作物的数量指数。各粮食作物价格数据通过该作物每亩主产品产值除以每亩主产品产量计算得到,从而利用各粮食作物价格指数和产值份额构造出粮食总产出的价格指数。其中,亩均主产品产值和产量数据来自《全国农产品成本收益资料汇编》。如不作特别交代,本文所使用的粮食及各粮食作物亩均产出和亩均投入数据均来自《全国农产品成本收益资料汇编》(1979—2021年)。

(2)总投入指数。粮食生产投入要素包括土地、劳动、化肥、机械和其他中间投入<sup>②</sup>。与总产量指数一样,计算粮食总投入指数也需要投入要素的数量和价格数据。对于投入数量数据,土地投入数量采用粮食作物播种面积衡量,主要理由是考虑复种的影响,且耕地数据不准确;劳动力投入数量和化肥投入数量通过每亩用工数量、每亩化肥施用量乘以播种面积得到;机械投入量,借鉴Colby等<sup>[17]</sup>的做法,将机械作业费除以机械化农具生产资料价格指数再乘以播种面积得到;其他中间投入量,将其其他中间投入费用除以农业生产资料价格指数再乘以播种面积得到。对于价格数据,土地价格用每亩土地成本衡量(元/亩)<sup>③</sup>;劳动力价格,采用每亩人工成本除以每亩用工数量得到(元/标准劳动日);化肥价格,通过每亩化肥费用除以化肥量计算得到(元/亩);机械价格,1988—1992年农业动力机械零售混合平均价格可从《中国国内市场统计年鉴》获取,其他年份价格则通过机械化农具生产资料价格指数推算得到。其他中间投入价格,通过农业生产资料价格指数推算得到。总投入价格指数通过各项投入的价格指数按照要素投入的成本份额进行加权得到。机械化农具生产资料价格指数和农业生产资料价格指数来自历年《中国农村统计年鉴》。

(3)气候指标。计算积温的基础数据是1978—2020年日平均气温数据,该数据来自中国气象局的《中国国家级地面气象站基本气象要素日值数据集(V3.0)》<sup>④</sup>。该数据集包括1951年1月以来2747个中国气象站气压、气温、降水量等气候要素的日值数据。其中,每个省份的日平均气温通过计算该省内所有站点气温的平均值得到。此外,湿度数据来源于欧洲航天局(European Space Agency, ESA)的卫星遥感反演数据<sup>⑤</sup>,该数据集融合了主动微波遥感和被动微波遥感观测数据,能较好地表征土壤湿度变化。

## 2. 变量处理

测算和分解粮食TFP所用指标包括两类:一是粮食总产量指数和粮食总投入指数。二是气候变量,包括有效积温(growing degree day, GDD)和土壤湿度(soil moisture index, SMI)两个变量。

(1)粮食总产量指数和总投入指数。基于粮食生产中各种作物产出(投入)数量和价格数据,按照Wang等<sup>[18]</sup>的做法,将粮食作物不同产出(投入)指标进行加总,得到粮食总产量指数和粮食总投入指数。具体来说,第 $k$ 个DMU在 $t$ 时期的粮食总产量和总投入指数构造如下:

$$y^t = \sum_{n=1}^N p_n^t y_n^t / p^t \quad (1)$$

$$x^t = \sum_{m=1}^M v_m^t x_m^t / v^t \quad (2)$$

① 单产数据也可从《中国农村统计年鉴》中获取,但为了确保亩均产出与亩均要素投入数据来源具有一致性,单产数据仍采用《全国农产品成本收益资料汇编》数据。采用《中国农村统计年鉴》产量数据测算出来的粮食TFP增长率和《全国农产品成本收益资料汇编》产量数据测算的粮食TFP增长率高度一致。

② 《全国农产品成本收益资料汇编》中记录了历年分省不同粮食作物每亩的人工成本(包括每亩家庭用工折价和雇工费用)、用工数量(包括家庭用工和雇工)、土地成本、物质与服务费用、税金、成本外支出、化肥费用、化肥用量、机械作业费用。其中,每亩其他中间投入费用由每亩物质与服务费用减去每亩机械费用和化肥费用得到。

③ 土地成本,亦称地租,指土地作为一种要素投入到生产中的成本,包括流转地租和自营地折租。2004年以后的每亩土地成本可从《全国农产品成本收益资料汇编》得到,1978—2003年的每亩土地成本加总每亩税金和成本外支出得到。

④ 数据来源:国家气象科学数据共享服务平台, <https://data.cma.cn/>。

⑤ 数据来源于欧洲空间局气候变化项目数据集。

其中,  $y^t$  和  $x^t$  表示  $t$  时期的粮食总产量指数和粮食总投入指数;  $p_n^t$  和  $y_n^t$  表示  $t$  时期第  $n$  种产出的价格指数和数量指数<sup>①</sup>,  $v_m^t$  和  $x_m^t$  表示  $t$  时期第  $m$  种投入的价格指数和数量指数,  $p^t$  和  $v^t$  分别为总产出价格指数和总投入价格指数。

(2) 气候变量。光温水条件对粮食作物生长发育具有重要影响。参考 Schlenker 等<sup>[19]</sup>、Deschênes 等<sup>[20]</sup>的研究, 本文选择  $8^{\circ}\text{C}$ — $32^{\circ}\text{C}$  之间的有效积温<sup>②</sup>来反映温度对粮食作物生长和发育的影响。考虑 4 月到 9 月覆盖了粮食作物主要的生育期, 本文计算出该时段内  $8^{\circ}\text{C}$ — $32^{\circ}\text{C}$  之间的有效积温<sup>③</sup>。参考 Chambers 等<sup>[21]</sup>的研究, 考虑到土壤属性、蒸发、径流等因素会直接影响作物生长过程中实际吸收的水分和热量, 选择土壤湿度反映粮食作物生长过程中的水分条件。

### 3. 粮食 TFP 增长分解框架构建

(1) 构建考虑气候因素的生产可能性集。借鉴 Banker 等<sup>[22]</sup>以及 Chambers 等<sup>[23]</sup>的做法, 构建了一个包含外生不可控投入的 DEA 模型, 称为特定测量模型(measure specific model, MSM) 本文对可控投入和不可控投入进行了不同处理<sup>④</sup>, 构建了一个既包括可控投入( $x$ )又包括不可控投入( $w$ )的生产可能性集。由此, 对于  $K$  个粮食生产决策单元(decision making unit, DMU), 考虑可控投入  $x$  和不可控投入  $w$  来生产  $y$ , 定义规模报酬可变条件下的生产可能性集<sup>⑤</sup>:

$$P(t) = \left\{ (y, x, w): \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^K \lambda_{jk} y_{jk} \geq y, \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^K \lambda_{jk} w_{jk} = w, \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^K \lambda_{jk} x_{jk} \leq x, \right. \\ \left. \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^K \lambda_{jk} \leq 1, \lambda_{jk} \geq 0, j = 1, \dots, t \right\} \quad (3)$$

式(3)中,  $y$  表示粮食总产出,  $x$  表示粮食总投入,  $w$  表示气候变量(积温和湿度),  $\lambda_{jk}$  表示权重。接着, 通过生产可能性集  $P(t)$  求解出在  $t$  时期既定投入  $x$  和气候  $w$  条件下的潜在最大产出:

$$f_t(x, w) = \max \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^K \lambda_{jk} y_{jk} \\ s.t. \quad \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^K \lambda_{jk} x_{jk} \leq x, \quad \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^K \lambda_{jk} w_{jk} = w, \quad \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^K \lambda_{jk} \leq 1, \\ x_{jk} \geq 0, y_{jk} \geq 0, w_{jk} \geq 0, \lambda_{jk} \geq 0 \quad (4)$$

其中,  $f_t(x, w)$ <sup>⑥</sup>表示  $t$  时期既定投入  $x$  和气候  $w$  条件下的潜在最大产出<sup>⑦</sup>。由此, 便可定义粮食生产技术效率。

① 借鉴 Wang 等<sup>[18]</sup>的做法, 选取 1994 年安徽省为基础(选择何年何省不影响测算结果), 将历年各省粮食生产的各种作物产出(投入)数量除以对应指标 1994 年安徽省的数据。由此, 得到各种作物的产量指数和投入指数, 这种处理使得各省间的数据具有传递性。同时, 对产出(投入)价格做同样处理, 得到相应的价格指数。

② 温度指标本文并未采用年平均气温或生育期平均气温等指标, 而是采用有效积温衡量。理由在于, 相比气温, 有效积温更能反映作物生长发育过程中(一段时期内)的累积热量条件。水分指标本文并未采用年降水量或生育期降水量等指标, 而是采用湿度衡量。理由在于, 相比降水量, 湿度综合考虑了土壤属性、蒸发、径流等因素对水分的影响, 更能准确反映粮食生长过程中的水分条件。

③ 4—9 月这段时期覆盖大多数的作物, 除了冬小麦。本文也对去除小麦后的粮食 TFP 进行了测算, 其测度结果与三种粮食作物的测算结果高度一致, 因此本文的粮食 TFP 包括水稻、玉米和小麦三种粮食作物。有效积温由 4—9 月中所有天数的每日有效温度求和得到。日平均温度低于  $8^{\circ}\text{C}$ , 有效温度为 0; 日平均温度在  $8^{\circ}\text{C}$  到  $32^{\circ}\text{C}$  之间, 有效温度为当日平均温度减去  $8^{\circ}\text{C}$  的差值; 当日平均温度高于  $32^{\circ}\text{C}$ , 有效温度为  $24^{\circ}\text{C}$ (即  $32^{\circ}\text{C} - 8^{\circ}\text{C} = 24^{\circ}\text{C}$ )。本文也同时考虑积温、湿度和日照三种气候因素, 其测度结果与只考虑积温和湿度情形的结果高度一致, 因此未加入日照。

④ 总投入为可控投入, 能够自由调整。气候变量为不可控投入, 是固定指标, 不能做任何调整。这样做的理由是在固定的投入水平下, 积温过高或湿度过大均会对粮食生产造成严重后果。

⑤ 粮食生产中技术是不易被遗忘的, 即“技术倒退”问题不会出现。借鉴 Shestalova<sup>[24]</sup>的做法, 文中定义的参考技术集  $P(t)$  包含了  $t$  期以前所有时期的参考集。

⑥ 设定产出导向的径向距离函数为  $E_t(y, x, w) = \inf(\lambda > 0: y \leq \lambda f_t(x, w))$ 。

⑦ 通过调用 Python 软件中的 optimize 程序包对该线性规划问题进行求解。

(2)粮食生产效率的测度。参考Farrell<sup>[25]</sup>对技术效率的定义,每一个粮食生产决策单元的技术效率 $E$ 可理解为在既定技术结构和要素投入下实际产出 $y_t$ 与潜在最大产出 $f_t(x, w)$ 的比率:

$$E_t(y_t, x_t, w_t) = \frac{y_t}{f_t(x_t, w_t)} \quad (5)$$

当 $E_t(y_t, x_t, w_t) < 1$ ,表示该DMU的实际产出没有达到潜在最大的产出水平;如果 $E_t(y_t, x_t, w_t) = 1$ ,则表明该DMU处于生产前沿面,是“最佳生产实践者”。

(3)粮食TFP及其来源分解。粮食TFP测度的是生产单位在粮食生产中单位总投入的总产量。借鉴Wang等<sup>[18]</sup>的做法,将 $t$ 期TFP除以0期(基期)TFP的水平值,从而定义粮食TFP指数:

$$TFP(t, 0) \equiv \frac{y_t/x_t}{y_0/x_0} \quad (6)$$

其中, $y$ 表示粮食总产量指数, $x$ 表示粮食总投入指数,式(6)中代入式(5)得:

$$TFP(t, 0) = \frac{E_t(y_t, x_t, w_t)}{E_0(y_0, x_0, w_0)} \times \frac{f_t(x_t, w_t)/x_t}{f_0(x_0, w_0)/x_0} \quad (7)$$

其中, $\frac{E_t(y_t, x_t, w_t)}{E_0(y_0, x_0, w_0)}$ 表示当期( $t$ )相对于基期(0)的技术效率变化指数,参考Chambers等<sup>[22]</sup>的分

解方法,进一步将 $\frac{f_t(x_t, w_t)/x_t}{f_0(x_0, w_0)/x_0}$ 分解为:

$$\frac{f_t(x_t, w_t)/x_t}{f_0(x_0, w_0)/x_0} = T_{t0} \times X_{t0} \times W_{t0} \quad (8)$$

其中, $\left(T_{t0} = \frac{f_t(x_0, w_0)}{f_0(x_0, w_0)} \frac{f_t(x_t, w_t)}{f_0(x_t, w_t)}\right)^{1/2}$ 表示前沿技术进步指数,

$X_{t0} = \left(\frac{f_t(x_t, w_t)}{f_t(x_0, w_t)} \frac{f_t(x_t, w_0)}{f_t(x_t, w_0)} \frac{f_0(x_0, w_0)}{f_0(x_0, w_t)} \frac{f_0(x_t, w_0)}{f_0(x_t, w_t)}\right)^{1/4} \cdot \frac{x_0}{x_t}$ 表示投入变化指数,

$W_{t0} = \left(\frac{f_t(x_0, w_t)}{f_t(x_0, w_0)} \frac{f_t(x_t, w_t)}{f_t(x_t, w_0)} \frac{f_0(x_t, w_t)}{f_0(x_t, w_0)} \frac{f_0(x_0, w_t)}{f_0(x_0, w_0)}\right)^{1/4}$ 表示气候指数。

将式(8)代入式(7),有:

$$TFP(t, 0) = T_{t0} \times X_{t0} \times W_{t0} \times E_{t0} \quad (9)$$

对式(9)两边分别取对数,有:

$$\ln TFP(t, 0) = \Delta T_{t,0}(w_t, w_0, x_t, x_0) + \Delta X_{t,0}(w_t, w_0, x_t, x_0) + \Delta W_{t,0}(w_t, w_0, x_t, x_0) + \Delta E_{t,0}(w_t, w_0, x_t, x_0) \quad (10)$$

其中, $\Delta T_{t,0}(w_t, w_0, x_t, x_0) = \frac{1}{2} [\ln f_t(x_t, w_t) - \ln f_0(x_t, w_t) + \ln f_t(x_0, w_0) - \ln f_0(x_0, w_0)]$ ;

$\Delta X_{t,0}(w_t, w_0, x_t, x_0) = \ln x_0 - \ln x_t + \frac{1}{4} [\ln f_t(x_t, w_t) - \ln f_t(x_0, w_t) + \ln f_t(x_t, w_0) - \ln f_t(x_0, w_0) + \ln f_0(x_t, w_t) - \ln f_0(x_0, w_t) + \ln f_0(x_t, w_0) - \ln f_0(x_0, w_0)]$ ;

$\Delta W_{t,0}(w_t, w_0, x_t, x_0) = \frac{1}{4} [\ln f_t(x_0, w_t) - \ln f_t(x_0, w_0) + \ln f_t(x_t, w_t) - \ln f_t(x_t, w_0) + \ln f_0(x_0, w_t) - \ln f_0(x_0, w_0) + \ln f_0(x_t, w_t) - \ln f_0(x_t, w_0)]$ ;

$\Delta E_{t,0}(w_t, w_0, x_t, x_0) = \ln E_t(y_t, x_t, w_t) - \ln E_0(y_0, x_0, w_0)$ 。

式(10)中, $\ln TFP(t, 0)$ 表示粮食TFP增长率, $\Delta T$ 表示前沿技术进步、 $\Delta X$ 表示投入效应<sup>①</sup>、 $\Delta W$ 表示与气候相关的变动, $\Delta E$ 表示技术效率变动。

① 投入效应指的是粮食生产过程中投入要素(如土地、劳动、资本等)的变化对粮食全要素生产率带来的影响。

### 三、气候变化下我国粮食全要素生产率的测度与分解

本文实证分析的目标是准确测算长期以来我国粮食  $TFP$  变化及其驱动来源。其中,准确分解出气候变化在我国粮食  $TFP$  增长中的作用是本研究的重点。实际上,通过将 2020 年的粮食  $TFP$  与 1978 年的粮食  $TFP$  简单作比,便可得到 1978—2020 年间我国粮食  $TFP$  增长情况<sup>[18]</sup>。但是,这种处理方式测算的粮食  $TFP$  增长很可能会出现严重偏误<sup>[23]</sup>。主要原因是时间跨度和基期(当期)年份选取不同,会对粮食  $TFP$  增长测算结果产生重要影响<sup>①</sup>。为解决这一问题,本研究参照 Chambers 等<sup>[23]</sup>的做法,尽可能选取更长的时间跨度(25 年)和更多的对比样本组(18 组),以此准确刻画纳入气候因素后粮食  $TFP$  增长的长期效应。由此,本文将 1978—2020 年样本考察期划分为两个子时期 1978—1995 年和 2003—2020 年。其中,1978—1995 年作为基期样本组,2003—2020 年作为当期样本组。也就是说,对于每个生产决策单元(DMU)而言,均形成 18 组长期对比的数据(1978 和 2003 年,1979 和 2004 年,……,1995 和 2020 年),从而有效降低只使用一组数据作比(1978 和 2020)测算长期粮食  $TFP$  增长可能造成的偏误。

#### 1. 粮食生产效率分析

表 1 反映的是 1978—1995 年和 2003—2020 年两个子时期各地区粮食生产效率水平。粮食生产效率值越接近 1 表明该省份越靠近生产可能性边界,越有可能成为农业生产技术的“最佳实践者”。而粮食生产效率值越小,表明该省份对新技术的推广应用较差。从表 1 可知,我国粮食生产效率水平不高,两个时期粮食生产效率值分别为 0.8227 和 0.7617,这与张启楠等<sup>[26]</sup>的研究结果接近。可见,我国粮食种植和生产过程中对新品种、新技术、新成果的推广和应用能力仍不强。同时,超过一半的省份(14 个)在第二个时期的效率水平低于第一个时期的效率水平,表明我国粮食生产效率呈现下降趋势。可能的解释是,伴随农业劳动力向非农产业部门转移以及种粮生产成本的上升,导致种粮的比较低收益下降,影响了农民种粮积极性,不利于粮食生产效率提高。

分地区来看,河北、黑龙江、江西、河南、湖南、新疆和四川 7 个省份在两个时期的粮食生产效率值均超过 0.9,它们在绝大多数年份构造了生产前沿面,成为粮食生产的“最佳实践者”。其中,黑龙江、河南和湖南最为突出,分别成为粮食生产“最佳实践者”25 次、26 次和 31 次<sup>②</sup>。这些省份多为粮食主产区,拥有较好的自然资源禀赋条件,粮食生产技术水平也较高;山西、甘肃、内蒙古、云南、陕西、青海和宁夏等省份在两个时期中出现粮食生产效率值小于 0.7 的情形,表明这些省份在粮食生产中对新品种的采纳和新技术的应用仍较落后。此外,这些省份的粮食生产效率也受制于相对较差的农业资源禀赋、落后的经济发展水平和脆弱的生态环境;江苏、浙江、福建、山东、湖北和广东等省份在第一个时期粮食生产效率大于 0.8,但在第二个时期粮食生产效率明显下降,降幅均超过 0.1,可能的解释是,这些省份多位于沿海,伴随城镇化进程、非农就业机会增多,农户种粮的机会成本增加、种粮积极性下降,这对粮食生产带来了不利影响。

图 1 为 25 个省份在两个子时期的粮食生产效率核密度图。1978—1995 年间,我国粮食生产效率为明显的“双峰”分布,波峰表现为“一高一低”格局。大部分粮食生产效率值集中在 1 附近,还有少部分粮食生产效率值在 0.5 附近集中,明显低于该时期粮食生产效率平均值 0.823,这意味着该阶段省份间粮食生产效率差异较大,出现“两极”分化现象。2003—2020 年间,我国粮食生产效率表现为“单峰”分布,“双峰”分布逐渐消失。与 1978—1995 年相比,2003—2020 年的密度函数中心明显向左移动,并且集中在 1 附近的粮食生产效率值个数明显减少。这意味着我国粮食生产效率虽然整体上表

① 如果基期或当期粮食  $TFP$  水平出现不正常时(可能由气候变化、疫情、战争等造成)会对测算结果的准确性带来很大影响。例如,将 1978 年作为基期(气候条件正常),2019 年作为当期与 1978 年进行对比,如果 2019 年气候条件恶劣,容易得出气候条件对 1978—2019 年间长期粮食  $TFP$  增长带来很大负面效应。1978 年作为基期不变(气候条件正常),2020 年作为当期与 1978 年进行对比,如果 2020 年气候条件良好,则气候条件对长期粮食  $TFP$  增长造成很大的负面影响的这一结论是不成立的。

② 粮食生产效率为 1 表示该省份处于生产前沿面,是“最佳生产实践者”。因篇幅所限,两个子时期历年各省的粮食生产效率值作者留存备索。

表1 1978—1995年和2003—2020年两个子时期各省份粮食生产效率

| 省份  | 1978—1995年 |        | 2003—2020年 |        | 省份 | 1978—1995年 |        | 2003—2020年 |        |
|-----|------------|--------|------------|--------|----|------------|--------|------------|--------|
|     | 均值         | 标准差    | 均值         | 标准差    |    | 均值         | 标准差    | 均值         | 标准差    |
| 河北  | 0.9156     | 0.0793 | 0.9186     | 0.0670 | 湖北 | 0.8093     | 0.0564 | 0.7023     | 0.0590 |
| 山西  | 0.5198     | 0.1078 | 0.4760     | 0.0563 | 湖南 | 0.9918     | 0.0180 | 0.9997     | 0.0011 |
| 内蒙古 | 0.6537     | 0.1144 | 0.7183     | 0.0689 | 广东 | 0.9709     | 0.0493 | 0.7113     | 0.0663 |
| 辽宁  | 0.8008     | 0.0952 | 0.7807     | 0.1073 | 广西 | 0.8843     | 0.1128 | 0.9435     | 0.0513 |
| 吉林  | 0.8519     | 0.1264 | 0.8570     | 0.0741 | 四川 | 0.9889     | 0.0197 | 0.9186     | 0.0731 |
| 黑龙江 | 0.9585     | 0.0780 | 0.9628     | 0.0692 | 贵州 | 0.7472     | 0.2435 | 0.8214     | 0.2260 |
| 江苏  | 0.9307     | 0.0461 | 0.8114     | 0.0396 | 云南 | 0.6483     | 0.1479 | 0.5201     | 0.0748 |
| 浙江  | 0.9100     | 0.1298 | 0.4183     | 0.0713 | 陕西 | 0.5803     | 0.0637 | 0.5128     | 0.0595 |
| 安徽  | 0.8031     | 0.0535 | 0.9556     | 0.0664 | 甘肃 | 0.4701     | 0.0521 | 0.3902     | 0.0421 |
| 福建  | 0.8170     | 0.2154 | 0.6003     | 0.0687 | 青海 | 0.8340     | 0.2085 | 0.6286     | 0.0889 |
| 江西  | 0.9052     | 0.0877 | 0.9326     | 0.0637 | 宁夏 | 0.6998     | 0.2659 | 0.6580     | 0.1878 |
| 山东  | 0.9812     | 0.0278 | 0.8867     | 0.0342 | 新疆 | 0.9143     | 0.1065 | 0.9266     | 0.1158 |
| 河南  | 0.9817     | 0.0291 | 0.9914     | 0.0310 | 全国 | 0.8227     | 0.1921 | 0.7617     | 0.2067 |

现出下降趋势,但粮食生产效率的地区差距在逐渐缩小,低效率的省份对新技术、新成果的学习适应能力增强。可能的解释是,低效率省份大多是西部经济较落后的地区,但随着国家加大涉农政策的支持力度,例如出台种粮补贴、农机购置补贴等政策、加大金融保险支持力度、加强农业科技推广应用等,促进了这些地区粮食生产率的提高。

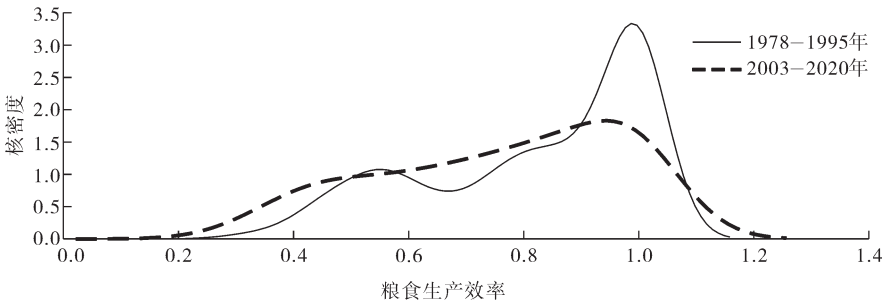


图1 1978—1995年和2003—2020年两个子时期各省份粮食生产效率核密度

2. 粮食全要素生产率增长及其分解

基于跨度25年两个子时期的18组数据(1978和2003年,……,1995和2020年),本文测算了25个省份粮食TFP增长及其分解成分<sup>①</sup>。表2为我国和七大地理分区<sup>②</sup>粮食TFP及其四个分解成分的变化情况。由表2可知,25年期间我国粮食TFP增长了93.52%,这意味着在相同要素投入的条件下第二个时期的粮食产出约能达到第一个时期的1.94倍。具体而言,25年间我国粮食生产前沿技术进步率达73.41%,约占粮食TFP增长的78.50%,意味着我国粮食TFP增长主要是由前沿技术进步驱动;我国粮食生产的投入变化为32.97%,约占粮食TFP增长的35.25%。由此可见,除技术进步外,投入效应对我国粮食TFP增长也起着重要支撑作用,这与Chambers等<sup>[23]</sup>对美国农业的研究结论不同。主要原因在于,随着粮食适度规模经营和社会化服务不断推进,我国粮食生产的规模效率和要素配置效率明显提高。25年间我国粮食TFP增长中与气候相关的变化为-4.08%,约占粮食TFP

① 使用Python软件计算得到。因篇幅所限,分省份的具体测算结果留存备索。  
② 华东地区包括江苏、浙江、安徽、江西、山东和福建;华北地区包括山西、河北和内蒙古;华中地区包括湖南、湖北和河南;华南地区包括广东和广西;西南地区包括四川、贵州和云南;西北地区包括陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆;东北地区包括黑龙江、吉林和辽宁。

增长的-4.36%,表明气候变化对粮食 *TFP* 增长存在明显的负效应。这与尹朝静等<sup>[16]</sup>对中国农业 *TFP* 增长的研究结论比较一致。可能的解释是,长期的气候变暖和干旱等极端气候事件增多变强对我国粮食生产带来了不利影响。此外,分解项中 25 年间我国粮食生产技术效率变化-8.77%,意味着我国粮食生产技术效率存在明显的恶化趋势。

表 2 全国及不同地区粮食 *TFP* 增长及其分解情况

| 地区   | $\Delta TFP$ | $\Delta T$ | $\Delta X$ | $\Delta W$ | $\Delta E$ |
|------|--------------|------------|------------|------------|------------|
| 华东地区 | 0.8837       | 0.5608     | 0.5611     | -0.0570    | -0.1812    |
| 华北地区 | 1.0282       | 0.9601     | 0.0591     | -0.0016    | 0.0106     |
| 华中地区 | 0.8696       | 0.6099     | 0.3331     | -0.0317    | -0.0417    |
| 华南地区 | 0.7917       | 0.2003     | 0.7831     | -0.0704    | -0.1212    |
| 西南地区 | 0.9242       | 0.6988     | 0.4350     | -0.1482    | -0.0614    |
| 西北地区 | 0.9095       | 0.8935     | 0.1324     | -0.0007    | -0.1157    |
| 东北地区 | 1.1607       | 1.1044     | 0.0553     | 0.0035     | -0.0025    |
| 全国   | 0.9352       | 0.7341     | 0.3297     | -0.0408    | -0.0877    |

注:表中七大地区的数值为该地区内各省份的平均值,全国的数值为 25 个省份的平均值。

分地区来看,东北地区粮食 *TFP* 增长最高,其次为华北地区,而华南地区粮食 *TFP* 增长最低。东北地区粮食 *TFP* 增长达到华南地区粮食 *TFP* 增长的 1.47 倍,这与东北地区前沿技术进步明显高于华南地区紧密相关。由表 2 可知,技术进步最快的地区是东北地区,最慢的是华南地区。所有地区的投入变化均为正增长,表明我国各地区粮食生产的规模效率和要素配置效率均得到了不同程度的改善。华北地区、华东地区、华中地区、华南地区、西南地区和西北地区与气候相关的变化均为负,只有东北地区表现出正增长,意味着气候变化对东北地区粮食 *TFP* 增长具有正效应,而其他地区则存在负效应。可能的解释是,气候变暖使得东北地区热量条件改善、作物生长期延长,有助于粮食增产增效。相对于东北地区,华南地区、华东地区等其他地区的热量资源本身较好,气候变暖对其热量改善作用不大,但气候变暖导致这些地区干旱、高温热害等极端气候事件频发,气候变暖也增加了粮食作物病虫害发生的频率,还会对化肥施用效果产生不利影响,导致农药、化肥等投入大幅增加,不利于粮食 *TFP* 提高。除华北地区外,华东地区、华中地区、华南地区、西南地区、西北地区和东北地区六个区域粮食生产技术效率均为负增长。其中,华中地区、华南地区和西北地区粮食生产技术效率出现大幅度下降,下降幅度超过 10%。可能的解释是,华北地区的河北、内蒙古等省区是重要的粮食主产区,粮食生产中对水、土地等资源的利用效率高、对新技术以及新品种等的推广应用强,提高了粮食生产的技术效率。华南地区和西北地区等地区由于种粮比较收益、农村教育与科技普及等因素,使得粮食技术成果的推广应用效果不理想,粮食生产的技术效率仍存在提升空间。

图 2 为两个时期内我国粮食 *TFP* 增长及其分解成分变化的核密度分布。从图 2(a)可知,粮食 *TFP* 增长呈“单峰”分布,粮食 *TFP* 增长率集中在均值 93.52% 附近,计算粮食 *TFP* 增长分布的峰度<sup>①</sup> 为 2.9452。投入变化、气候变化和效率变化分布的峰度分别为 7.4095、8.7094 和 4.5905,表明投入变化、气候变化和效率变化均是尖峰分布,其值分别集中分布在均值 32.97%、-4.08% 和 -8.77% 的附近。通过图 2(b)可知,两个时期内技术变化呈“单峰”分布,技术变化分布的峰度为 2.4409,与其他分解项的变化分布相比,技术变化分布呈现明显的扁峰分布,这意味着各省份间粮食生产的技术进步存在较大差异。图 2(c)描绘了投入变化的核密度分布。两个时期内投入变化呈现“一主二小”的三峰分布格局。投入变化值大部分集中分布在均值 32.97% 附近,有小部分集中分布在 70%~90%,还

① 参考 Cramer<sup>[27]</sup> 的研究,峰度计算公式为:
$$K = \frac{(n-1)}{(n-2)(n-3)} \left( (n+1) \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right)^2} \right) + 3。$$

有小部分集中分布在150%~200%,这意味着两个时期内投入变化分布出现了三极分化现象。由图2(d)可知,两个时期内气候变化呈现“一主多小”的多峰分布。其中,主峰位置在均值-4.08%附近,还有众多较小的波峰出现在-50%和50%附近。这意味着两个时期内气候变化分布呈现出多极分化趋势。由图2(e)可知,两个时期内效率变化呈现“多峰”分布,意味着两个时期内粮食生产效率变化存在多极分化的现象,这也印证了表1对粮食生产效率分析得出的结论。

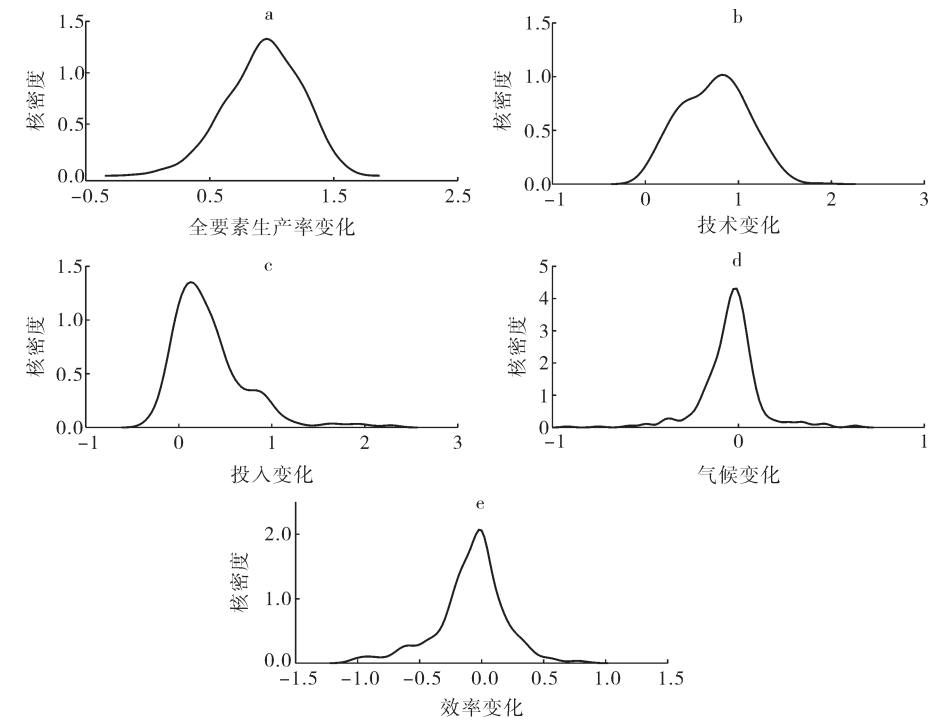


图2 1978—1995年和2003—2020年间我国粮食TFP变化及其分解变化

3.主要粮食作物全要素生产率增长及其分解

本文构造了水稻、小麦和玉米的产出指数和投入指数,并对三大主粮作物的TFP展开测算和分解<sup>[18]①</sup>。分析表3可知,25年间三大主粮作物TFP增长率最高的是水稻,达到87.46%。其次为小麦,最低的是玉米。技术进步率最高的是小麦,其次为水稻,玉米最低。25年间小麦技术进步率达到63.51%,年均增长2.54%,这与陈书章等<sup>[28]</sup>的测算结果接近。对于投入变化,25年间投入变化最大的是小麦,其次是水稻,玉米投入变化最小。通过分析发现,三种粮食作物的投入变化均为正增长,这表明我国水稻、玉米和小麦生产的规模效率和要素配置效率均有所提高。25年间粮食TFP增长中与气候相关的变化均为负,水稻、玉米和小麦分别为-5.60%、-2.39%和-0.99%,意味着气候变化对三大主粮作物TFP增长均存在负效应,且对水稻TFP增长的负向影响最大。此外,25年间水稻技术效率变化为2.07%,但玉米和小麦技术效率变化为负增长,分别为-0.95%和-20.48%。可能的原因是,相对于小麦和玉米,水稻生产过程中对杂交稻、超级稻等新品种、新技术的推广和应用程度更高。

表3 1978—1995年和2003—2020年间三大主粮作物TFP增长及其分解情况

| 粮食作物 | $\Delta TFP$ | $\Delta T$ | $\Delta X$ | $\Delta W$ | $\Delta E$ |
|------|--------------|------------|------------|------------|------------|
| 水稻   | 0.8746       | 0.5338     | 0.3760     | -0.0560    | 0.0207     |
| 小麦   | 0.8655       | 0.6351     | 0.4451     | -0.0099    | -0.2048    |
| 玉米   | 0.5522       | 0.4585     | 0.1271     | -0.0239    | -0.0095    |

注:表中数值为该种粮食作物对应省份的平均值。

① 水稻包括河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、福建、山西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、四川、贵州、云南、陕西和宁夏21个省份;小麦包括河北、山西、内蒙古、黑龙江、江苏、安徽、山东、河南、湖北、四川、陕西、甘肃、宁夏和新疆14个省份;玉米包括河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、山东、河南、湖北、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏和新疆19个省份。因篇幅所限,分省份的水稻、小麦和玉米TFP增长及其分解项的数值留存备案。

#### 4. 气候因素和粮食全要素生产率增长分布

本文旨在从粮食  $TFP$  增长构成中分解出气候变化作用部分,并探讨气候变化在粮食  $TFP$  增长中的作用。由此,基于 1978—1995 年实际的粮食  $TFP$  及不同分解项依次构造出 2003—2020 年粮食  $\widehat{TFP}$  的反事实分布。然后,采用非参数检验推断 2003—2020 年实际的粮食  $TFP$  和构造的粮食  $\widehat{TFP}$  两个变量的核密度分布是否相同<sup>[29][30]</sup>。全文对全国和七个地区均做了同样的处理。最后,根据检验结果厘清各驱动因素特别是气候因素在我国粮食  $TFP$  增长过程中扮演的角色。

通过式(10)可知,粮食  $TFP$  增长由四个部分构成,如下:

$$\ln TFP(t,0) = \Delta T_{t,0}(w, w_0, x, x_0) + \Delta W_{t,0}(w, w_0, x, x_0) + \Delta X_{t,0}(w, w_0, x, x_0) + \Delta E_{t,0}(w, w_0, x, x_0) \quad (11)$$

通过分析表 2 可知,技术进步是粮食  $TFP$  增长最重要的动力。如果  $\Delta W$ 、 $\Delta X$ 、 $\Delta E$  均等于零,表示粮食  $TFP$  增长全部来源于技术进步,则式(11)简化为:

$$\ln TFP(t,0) = \Delta T_{t,0}(w, w_0, x, x_0) \quad (12)$$

由此,借鉴 Kumar 等<sup>[30]</sup>的思路,构造 2003—2020 年  $\widehat{TFP}$  的反事实分布:

$$\widehat{TFP}(t) = \frac{y_0}{x_0} \exp(\Delta T_{t,0}) \quad (13)$$

式(13)意味着  $\widehat{TFP}(t)$  在  $\Delta W$ 、 $\Delta X$  和  $\Delta E$  中没有出现任何调整。如果技术进步真的是  $TFP$  增长的唯一来源,则  $\widehat{TFP}(t)$  和  $TFP(t) = \frac{y_t}{x_t}$  的分布应该一致,即检验两个变量分布在统计上是否存在显著性差异,便可判断  $\Delta T$  对  $TFP$  的影响程度。接着,考虑到技术进步和投入变化对粮食  $TFP$  增长的贡献最为明显,因而构造同时考虑技术进步和投入变化的  $\widehat{TFP}$ :

$$\widehat{TFP}(t)^x = \widehat{TFP}(t) \times \exp(\Delta X_{t,0}) \quad (14)$$

本文主要是探讨气候因素在粮食  $TFP$  增长的作用,在式(14)的基础上纳入气候变化分解项,从而构造出同时考虑技术进步、投入变化和气候变化的  $\widehat{TFP}$  如下:

$$\widehat{TFP}(t)^{xw} = \widehat{TFP}(t)^x \times \exp(\Delta W_{t,0}) \quad (15)$$

由此,通过对比纳入气候变化与不纳入气候变化两种情形下的假设检验结果,便能分析气候因素在粮食  $TFP$  增长分布变化中起到的作用。

表 4 展示了全国及七个地区粮食  $TFP$  增长分布的假设检验结果。对于每个检验而言,其原假设均为构造的粮食  $\widehat{TFP}$  和实际的粮食  $TFP$  存在相同的核密度分布。从表 4 可知,在只考虑  $\Delta T$  的情形下,华北地区( $p$  值 0.7000)、西北地区( $p$  值 0.6200)和东北地区( $p$  值 0.4267)在 10% 的显著性水平下均接受了  $\widehat{TFP}(t)$  和  $TFP(t)$  分布相同的原假设,全国、华东地区、华中地区、华南地区和西南地区则拒绝了原假设。这意味着在华北地区、西北地区和东北地区技术进步能很好解释粮食  $TFP$  增长分布变化,但在全国层面和其他地区只有技术进步并不能解释粮食  $TFP$  增长分布的变化。这意味着技术进步是 25 年间粮食  $TFP$  增长分布变动的重要驱动因素,但并非唯一因素。

在  $\Delta T$  基础上纳入  $\Delta X$ ,同时考虑  $\Delta T$  和  $\Delta X$ ,由表 4 可知,华北地区、华中地区、西北地区和东北地区在 10% 的显著性水平下接受了原假设,而全国( $p$  值 0.0000)拒绝了 1% 的显著性水平检验,华东地区(0.0300)、华南地区( $p$  值 0.0133)和西南地区( $p$  值 0.0167)拒绝了 5% 的显著性水平检验。这意味着同时考虑技术进步和投入变化也并不能完全解释全国、华东地区、华南地区和西南地区粮食  $TFP$  增长分布的变化。由此,进一步纳入  $\Delta W$ ,同时考虑  $\Delta T$ 、 $\Delta X$  和  $\Delta W$ ,通过表 4 可知,全国和所有地区在 1% 的显著性水平上均无法拒绝构造的粮食  $\widehat{TFP}$  和实际的粮食  $TFP$  核密度分布相同的原假设。这意味着当同时考虑技术进步、投入变化和气候变化三个分解项时完全解释了粮食  $TFP$  增长核密度分布的位置变化。具体地,在同时考虑  $\Delta T$  和  $\Delta X$  情形下,全国在 1% 的显著性水平上拒绝了原假设,华

① 本文使用软件 R 4.2.0 计算非参数检验(Li-test)的结果。

南地区和西南地区在5%的显著性水平下拒绝了原假设。但加入 $\Delta W$ 后,全国、华南地区和西南地区在10%的显著性水平下均接受了原假设。这意味着气候因素在全国、华南地区和西南地区粮食TFP增长分布的变化过程中起到了不可忽视的作用,但对其他地区粮食TFP增长分布的变化没有明显影响。

表4 全国及不同地区粮食TFP增长分布的假设检验

| $H_0:f(\bullet)$ 与 $g(\bullet)$ 分布相同                                                           | 全国                  | 华东地区                | 华北地区                | 华中地区                |
|------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| $f(\frac{y_t}{x_t})=g^T(\frac{y_0}{x_0}\exp(\Delta T_{t,0}))$                                  | 13.0309<br>(0.0000) | 10.2124<br>(0.0000) | 0.8393<br>(0.7000)  | 3.1217<br>(0.0067)  |
| $f(\frac{y_t}{x_t})=g^X(\frac{y_0}{x_0}\exp(\Delta T_{t,0}+\Delta X_{t,0}))$                   | 8.3540<br>(0.0000)  | 5.5799<br>(0.0300)  | -0.5837<br>(0.9967) | 1.2142<br>(0.1300)  |
| $f(\frac{y_t}{x_t})=g^{XW}(\frac{y_0}{x_0}\exp(\Delta T_{t,0}+\Delta X_{t,0}+\Delta W_{t,0}))$ | 4.1692<br>(0.1033)  | 4.7055<br>(0.0333)  | -0.7139<br>(0.7733) | -0.2739<br>(0.6700) |
| $H_0:f(\bullet)$ 与 $g(\bullet)$ 分布相同                                                           | 华南地区                | 西南地区                | 西北地区                | 东北地区                |
| $f(\frac{y_t}{x_t})=g^T(\frac{y_0}{x_0}\exp(\Delta T_{t,0}))$                                  | 23.8244<br>(0.0000) | 3.2248<br>(0.0067)  | -0.7544<br>(0.6200) | 0.5638<br>(0.4267)  |
| $f(\frac{y_t}{x_t})=g^X(\frac{y_0}{x_0}\exp(\Delta T_{t,0}+\Delta X_{t,0}))$                   | 2.4995<br>(0.0133)  | 3.2156<br>(0.0167)  | 0.5552<br>(0.1233)  | 0.7296<br>(0.1533)  |
| $f(\frac{y_t}{x_t})=g^{XW}(\frac{y_0}{x_0}\exp(\Delta T_{t,0}+\Delta X_{t,0}+\Delta W_{t,0}))$ | 1.3421<br>(0.1000)  | 2.9516<br>(0.1333)  | 1.2730<br>(0.1467)  | 0.1799<br>(0.2167)  |

注: $f(\bullet)$ 表示2003—2020年实际的TFP的核函数, $g(\bullet)$ 表示基于1978—1995年的TFP考虑不同分解项构造出的 $\widehat{TFP}$ 的核函数。其中 $g^T$ 表示只考虑技术进步, $g^X$ 同时考虑技术进步和投入变化, $g^{XW}$ 同时考虑技术进步、投入变化和天气变化。备择假设为 $H_1$ 表示 $f(\bullet)$ 与 $g(\bullet)$ 分布不相同。表中数值表示假设检验的 $T_n$ 值,括号内数值表示对应的 $p$ 值。

图3为全国层面基于1978—1995年构造的粮食 $\widehat{TFP}$ 和2003—2020年实际的粮食TFP两个变量的核密度分布。其中,图3(a)刻画了1978—1995年和2003—2020年两个时期粮食TFP的分布。由图3(a)可知,相比1978—1995年,2003—2020年粮食TFP峰值明显下降,密度曲线向右移动、曲线跨度明显加大,表明我国粮食TFP显著提高,但省份间粮食TFP的地区差距增大。图3(b)为在第一个

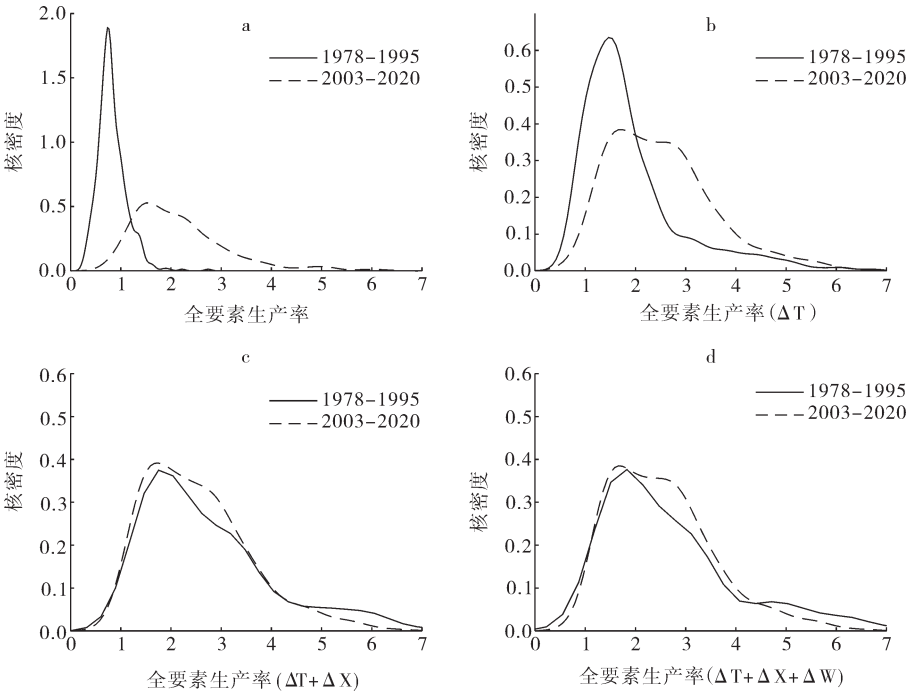


图3 全国层面1978—1995年构造的粮食 $\widehat{TFP}$ 和2003—2020年实际的粮食TFP的核密度分布

子时期加入 $\Delta T$ 的粮食 $\widehat{TFP}$ 分布。相比粮食 $TFP$ 分布,粮食 $\widehat{TFP}$ 的密度曲线位置整体靠左,其大部分数值集中在低值附近,高值处的数量明显更少。显然,这与25年间我国粮食 $\Delta TFP$ 高于 $\Delta T$ 是相符的。图3(c)为同时纳入 $\Delta T$ 和 $\Delta X$ 的粮食 $\widehat{TFP}$ 分布。与图3(b)相比,粮食 $\widehat{TFP}$ 的密度曲线位置向右移动,峰值轻微下降,与粮食 $TFP$ 的分布形态逐渐接近。图3(d)为同时纳入 $\Delta T$ 、 $\Delta X$ 和 $\Delta W$ 的粮食 $\widehat{TFP}$ 分布。粮食 $\widehat{TFP}$ 与粮食 $TFP$ 分布形态一致,特别是在超过2.5的高值位置,两条密度曲线完全重合。观察图3可知,此时粮食 $\widehat{TFP}$ 与粮食 $TFP$ 分布的重合度达到最高。通过表4的检验结果可知,此时粮食 $\widehat{TFP}$ 和粮食 $TFP$ 的核密度分布相同。由此可见,在全国层面虽然气候变化对粮食 $TFP$ 增长的影响比较小,但却比较明显。

## 四、结论与政策

### 1. 结 论

本文基于1978—2020年省级粮食总产量和总投入指数数据,使用MS模型将粮食 $TFP$ 增长分解为技术变化、投入变化、气候变化和效率变化4个部分,考察长期以来我国粮食 $TFP$ 变化及其驱动来源,主要得出以下结论:第一,技术进步和投入变化是我国粮食 $TFP$ 增长的重要驱动力。25年间我国粮食生产前沿技术进步率达73.41%,投入变化为32.97%,分别占粮食 $TFP$ 增长的78.50%和35.25%。可见,技术进步和投入效应对我国粮食 $TFP$ 增长具有重要作用。具体到水稻、小麦和玉米,技术进步和投入效应驱动了 $TFP$ 增长的结论仍然成立。第二,我国粮食生产效率呈现总体水平不高、下降趋势,但地区差距逐渐缩小。1978—1995年和2003—2020年我国粮食生产效率值分别为0.8227和0.7617,依然有较大的提升空间。两个子时期我国粮食生产效率由“双峰”分布向“单峰”分布转变,意味着“两极”分化现象消失,粮食生产效率的地区差距逐渐缩小。第三,气候变化对粮食 $TFP$ 的影响不容忽视,这种影响在不同地区、不同作物上具有差异性。气候因素在全国、华南地区和西南地区粮食 $TFP$ 增长分布的变化过程中起到了不可忽视的作用,但对华东地区、华北地区、华中地区、西北地区和东北地区粮食 $TFP$ 增长分布的变化影响不显著。此外,气候变化对水稻、小麦和玉米 $TFP$ 增长均存在不同程度的负向影响,对水稻 $TFP$ 增长的负向影响最大。

### 2. 建 议

基于上述结论,本文提出如下政策建议:第一,学术界或相关部门应重视气候变化对粮食 $TFP$ 增长的影响。气候变化特别是极端天气事件显著影响了粮食生产活动,增加了粮食供给系统的风险和不确定性。由此,在测算和分解粮食 $TFP$ 时,理应考虑粮食生产受气候因素影响明显的特质性。若有意或无意地忽略气候因素,会致使粮食 $TFP$ 测度和分解的结果不准确,难以为粮食生产决策提供高质量的信息服务。第二,提高粮食生产科技创新与推广应用水平。一方面,强化科技创新对粮食 $TFP$ 增长的驱动作用。持续加强基础理论创新、关键核心技术与装备研发、粮食新品种培育等研究,紧抓粮食科技创新这一关键环节和要素,为粮食 $TFP$ 增长注入持续动力。另一方面,提高技术效率对粮食 $TFP$ 增长的贡献。充分发挥农业技术推广站的作用,深入推行科技小院、科技特派员、科技示范基地等举措,大力推广先进适用的良种良法,解决农技服务“最后一公里”问题,充分提高粮食生产效率,为粮食 $TFP$ 增长添加动力。第三,各地政府应立足于当地实际制定差异化的应对气候变化政策。我国疆域辽阔,农业生产方式多样,气候变化对不同地区不同作物粮食 $TFP$ 增长的影响不同。因此,各级政府及相关职能部门应结合当地粮食生产的实际情况和气候变化的不利影响,有意识地推广抗逆性强、适应性广的品种,选择适当的农业生产管理措施,强化农田水利设施,提高粮食生产适应气候变化的能力,依靠粮食 $TFP$ 的提升保障国家粮食安全。

## 参 考 文 献

- [1] 罗必良. 农业供给侧改革的关键、难点与方向[J]. 农村经济, 2017(1): 1-10.

- [2] 仇焕广,雷馨圆,冷淦潇,等.新时期中国粮食安全的理论辨析[J].中国农村经济,2022(7):2-17.
- [3] 郑志浩,程申.中国粮食种植业TFP增长率及其演进趋势:1980—2018[J].中国农村经济,2021(7):100-120.
- [4] 魏素豪,高延雷.农机作业服务市场的“本地化”提高了农户粮食生产技术效率吗?[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(6):1-13.
- [5] 王雅秋,刘海滨.黄河流域城市粮食全要素生产率分区差异及技术落差研究[J].经济问题,2024(8):121-128.
- [6] 高鸣,魏佳朔.收入性补贴与粮食全要素生产率增长[J].经济研究,2022,57(12):143-162.
- [7] 陈卫平,郑风田.中国的粮食生产力革命——1953—2003年中国主要粮食作物全要素生产率增长及其对产出的贡献[J].经济理论与经济管理,2006(4):56-61.
- [8] 卓乐,曾福生.农村基础设施对粮食全要素生产率的影响[J].农业技术经济,2018(11):92-101.
- [9] 罗慧,赵芝俊,钱加荣.要素错配对中国粮食全要素生产率的影响[J].中国农业大学学报(社会科学版),2021,38(1):97-110.
- [10] 张利国,谭笑,肖晴川,等.基于气候资源投入的中国农业生态效率测度与区域差异[J].经济地理,2023,43(4):154-163.
- [11] NORDHAUS W D. Managing the global commons: the economics of climate change [M]. Cambridge, MA: MIT press Cambridge, 1994.
- [12] NISHIMIZU M, PAGE JR J M. Total factor productivity growth, technological progress and technical efficiency change: dimensions of productivity change in Yugoslavia, 1965-78 [J]. The economic journal, 1982, 92(368): 920-936.
- [13] FÄRE R, GROSSKOPF S, LINDGREN B, et al. Productivity changes in Swedish pharmacies 1980 — 1989: a non-parametric malmquist approach [J]. Journal of productivity analysis, 1992, 3(1): 85-101.
- [14] KUMBHAKAR S C, LOVELL C A K. Stochastic frontier analysis [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- [15] CHEN S, GONG B L. Response and adaptation of agriculture to climate change: evidence from China [J]. Journal of development economics, 2021, 148: 102557.
- [16] 尹朝静,高雪.纳入气候因素的中国农业全要素生产率再测算[J].中南财经政法大学学报,2022(1):110-122.
- [17] COLBY H. Cross-commodity analysis of China's grain sector: sources of growth and supply response [M]. Washington, DC: United States Department of Agriculture, 2000.
- [18] WANG S L, TUAN F, GALE F, et al. China's regional agricultural productivity growth in 1985 — 2007: a multilateral comparison [J]. Agricultural economics, 2013, 44(2): 241-251.
- [19] SCHLENKER W, HANEMANN W M, FISHER A C. Will US agriculture really benefit from global warming? Accounting for irrigation in the hedonic approach [J]. American economic review, 2005, 95(1): 395-406.
- [20] DESCHÊNES O, GREENSTONE M. The economic impacts of climate change: evidence from agricultural output and random fluctuations in weather [J]. American economic review, 2007, 97(1): 354-385.
- [21] CHAMBERS R G, PIERALLI S, SHENG Y. The millennium droughts and Australian agricultural productivity performance: a nonparametric analysis [J]. American journal of agricultural economics, 2020, 102(5): 1383-1403.
- [22] BANKER R D, MOREY R C. Efficiency analysis for exogenously fixed inputs and outputs [J]. Operations research, 1986, 34(4): 513-521.
- [23] CHAMBERS R G, PIERALLI S. The sources of measured US agricultural productivity growth: weather, technological change, and adaptation [J]. American journal of agricultural economics, 2020, 102(4): 1198-1226.
- [24] SHESTALOVA V. Sequential malmquist indices of productivity growth: an application to OECD industrial activities [J]. Journal of productivity analysis, 2003, 19(2): 211-226.
- [25] FARRELL M J. The measurement of productive efficiency [J]. Journal of the royal statistical society: series a (general), 1957, 120(3): 253-290.
- [26] 张启楠,张凡凡,麦强,等.中国粮食生产效率空间溢出网络及提升路径[J].地理学报,2022,77(4):996-1008.
- [27] CRAMÉR H. Mathematical methods of statistics [M]. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1946.
- [28] 陈书章,宋春晓,宋宁,等.中国小麦生产技术进步及要素需求与替代行为[J].中国农村经济,2013(9):18-30.
- [29] LI Q, MAASOUMI E, RACINE J S. A nonparametric test for equality of distributions with mixed categorical and continuous data [J]. Journal of econometrics, 2009, 148(2): 186-200.
- [30] KUMAR S, RUSSELL R R. Technological change, technological catch-up, and capital deepening: relative contributions to growth and convergence [J]. American economic review, 2002, 92(3): 527-548.

## Remeasuring China's Total Factor Productivity of Grain Under Climate Change

YIN Chaojing, YANG Kun, KONG Feng

**Abstract** Measuring the changes in grain production efficiency and total factor productivity (TFP), and revealing the sources of TFP growth in China's grain sector, are of great significance for promoting sustainable grain production and ensuring food security. Based on provincial-level panel data of the grain industry, this article incorporates climate factors as exogenous uncontrollable input factors into the grain TFP measurement system. Using a specialized measurement (MS) model, the growth of grain TFP is measured and decomposed into technological progress, input change, climate change, and efficiency change, thereby providing a detailed analysis of China's grain TFP growth and its composition over the past 25 years. The results show that China's grain TFP has increased by 93.52% over 25 years, mainly driven by frontier technological progress and factor input effects. Changes in technological efficiency have slowed grain TFP growth, while climate change has had a significant negative effect on grain TFP growth. Moreover, the level of grain production efficiency in China is not high and shows a declining trend in general, but regional disparities in grain production efficiency among provinces are gradually narrowing. Additionally, the impact of climate change on grain TFP growth is mixed but predominantly adverse. Except for the northeast region, all other six regions experienced negative effects of climate change on grain TFP growth. Climate change plays a significant role in the distributional changes of grain TFP growth, with varying effects across different regions and crops.

**Key words** grain total factor productivity; food security; climate change; MS model

(责任编辑:王 薇)