

农业资源再配置的生产率效应评估

郑宏运,李谷成*

(华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070)



摘要 优化农业资源配置对促进农业生产率增长具有重要作用。以劳动生产率、土地生产率和全要素生产率为例,基于 1384 个县的面板数据,通过 OP 协方差分解考察了农业资源再配置及其对农业生产率的影响。研究发现:分要素来看,劳动要素再配置和土地要素再配置均较为滞后,农业综合资源再配置则有所改善;分地区来看,与东部、中部和西部地区相比,东北地区的劳动要素再配置、土地要素再配置和综合资源再配置均较为滞后;从生产率效应来看,劳动要素的最优再配置可提升 54.64% 的劳动生产率,土地要素的最优再配置可提升 55.86% 的土地生产率,资源再配置贡献了 17.37% 的全要素生产率增长。农业资源再配置具有较大的潜在生产率效应。为此,应在政策制定上给予优化农业资源配置更多关注,重点推进农业土地和劳动要素的优化配置,充分发挥农业资源再配置对生产率增长的驱动作用。

关键词 资源再配置;劳动生产率;土地生产率;全要素生产率

中图分类号:F 323.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)05-0045-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.05.006

在宏观经济进入“新常态”和乡村振兴战略提出发展新要求的背景下,实现生产率驱动型的农业增长对发挥农业部门“压舱石”作用、推动农业高质量发展具有重要意义。如何保持农业生产率的可持续增长因而得到广泛关注。例如,已有研究发现资本深化、技术进步是中国农业生产率增长的重要源泉^[1-2],稀缺资源未得到合理配置也可能是阻碍生产率提升的重要原因^[3]。但资本和技术所维持的增长需要巨大的资源消耗。资源再配置则可以使现有资源得到更高效利用,进而提高加总生产率水平,被认为是一条经济有效的生产率提升途径^[4-5]。因此,能否通过更为“合算”的资源再配置提高农业生产率,成为关系农业生产率持续增长的重要问题。

考察农业资源再配置的生产率效应对现阶段的农业政策制定具有重要的指导意义。首先,2019 年中央一号文件提出“优先满足‘三农’发展要素配置”。可以预见,在资金投入、公共服务和科技创新等方面对农业的支持力度会继续加大。但解决不平衡不充分的发展不仅需要高投入的支持,更要关注农业资源能否得到有效配置。其次,农业生产率包括劳动生产率、土地生产率和全要素生产率等丰富内涵^[6]。农业劳动生产率和土地生产率的提高是宏观经济和农业增长的重要驱动力^[7-8]。全要素生产率的增长更被认为是农业可持续发展的根本出路^[9],2018 年中央一号文件也明确提出“提高农业创新力、竞争力和全要素生产率”。资源再配置则为寻找不同维度农业生产率的提升路径提供了新的视角。

从实际情况来看,农业资源可能存在错误配置的现实问题。例如,农业劳动力的比重依旧偏高,“库兹涅茨过程”尚未完成^[10],微观上则表现为农户要素配置的扭曲^[11]。土地要素配置也存在宏观统计上流转面积增长与微观流转市场上农地流转行为“双面性”的矛盾^[12]。一个基本的判断是,农业

收稿日期:2021-01-07

基金项目:国家自然科学基金项目“中国农业全要素生产率增长的微观基础及若干农业政策的生产率效应评估”(71873050);中央高校基本科研业务费专项基金项目(2662015PY093);清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目“资源错配对中国农业生产率的影响研究”(201902)。

* 为通讯作者。

资源重新配置还有非常大的空间。通过优化农业资源配置可提升的农业生产率也具有较大潜力。基于此,本文重点研究农业资源再配置的生产率效应。具体地,将在测算不同维度农业生产率(劳动生产率、土地生产率和全要素生产率)的基础上,考察农业资源再配置的整体趋势和分布特征,实证评估农业资源再配置的生产率效应^[13],并为此寻找县域尺度上的经验证据。

一、文献回顾

对资源再配置的生产率效应的探索,至少可以追溯到 Syrquin 扩展的 TFP 分解框架,将 TFP 分解为行业 TFP 和行业间配置效应后,发现即使行业 TFP 水平不发生变化,只通过行业间要素重新配置也可提升加总生产率^[14]。Banerjee 等则首次从发展经济学的视角考察了资源再配置的经济影响,并指出部门间的资源再配置是经济增长的重要驱动力^[15]。从已有文献来看,对农业资源再配置的生产率效应的研究主要从如下几方面展开:一是关注农业劳动力重新配置的生产率贡献^[7]。这一类研究主要从二元经济理论出发,将农业劳动生产率和非农部门的劳动生产率联系起来,考察农业劳动力重新配置对宏观经济增长的贡献,并发现农业劳动力仍需要进一步转出以提高劳动生产率进而为宏观经济增长提供动力。二是从投入产出视角考察要素配置及其生产率效应,如资本配置^[16]和土地配置^[17-18]等。陈海磊等利用山西固定观察点数据,分析了农户全要素生产率等生产效率和生产规模的关系,并发现农户生产效率对生产规模有负向影响,存在土地配置不当^[17],但其没有分析土地再配置的生产率效应。朱喜等通过对农业农村农村固定观察点数据的分析,发现存在农户的要素配置扭曲和 20% 以上的农业 TFP 增长空间,但其并不涉及单要素生产率的分析^[11]。三是从生产率分解视角测算资源配置效率及其对生产率的影响,这集中于对 TFP 的分解。主要基于随机前沿分析(stochastic frontier analysis, SFA)^[19-20]和数据包络分析(data envelope analysis, DEA)^[21-22]两类生产前沿面方法,并发现配置效率增长是农业 TFP 增长的重要来源^[2, 23]。李承政等利用农村固定观察点数据和 OP 协方差分解等方法,研究指出农地再配置可提升农业总产出 20% 以上^[18],但其仅局限于浙江省的例证。

总的来看,可以发现已有文献可能仍有如下几方面的不足。第一,不同视角下研究农业资源配置的生产率效应的文献在不断累积,但大多是从单一要素配置或全要素生产率的特定角度展开研究,缺少在统一框架下的系统分析。这意味着不能简单地将现有研究结论在农业生产率的多个维度上扩展。第二,农业资源再配置对宏观经济和农业增长的驱动作用得到广泛证实,但对于农业资源再配置及其生产率效应可能存在的地区差异,现有研究具有一定的借鉴意义但略显不足,对此仍然缺乏一个科学判断。第三,已有研究主要在全国层面或省级层面进行了探讨,县级层面的研究相对不足^[19]。显然,相对“粗糙”的省级层面研究不具有更小空间尺度上的政策指导性,也可能会导致对农业生产率和资源配置情况的误判,从而造成农业政策制定上的偏差。

在上述讨论的基础上,本文重点在两个方面做出新的探索:第一,借鉴现有研究广泛应用的 OP 协方差分解^[4-5, 18],对农业劳动生产率、土地生产率和全要素生产率进行同一框架下的分解,识别农业资源再配置及其生产率效应。这仍然属于生产率分解的研究思路,但相对于生产前沿面方法,OP 协方差分解可以同时考察生产率差异和地区差异的影响,能够提供更稳健和一致的估计。第二,以 2002—2015 年 1384 个县级行政单位的 19376 个样本为支撑,从县域尺度上刻画农业资源再配置及其生产率效应的变化特征和地区异质性,从而在更小空间尺度上提供优化农业资源配置、提升农业生产率的政策依据。

二、研究方法、数据来源与变量选择

1. 资源再配置的度量

现有文献主要利用生产前沿面方法分解农业 TFP 来分析农业资源配置。但这种方法至少存在两方面的困难或不足:一是分解 TFP 计算配置效率时,需要生产要素的价格信息。如 SFA 方法分

解的配置效率项就是基于要素成本份额的比较得到的。在价格信息不可得时,配置效率无法求出^[24]。而宏观统计的农业要素价格往往难以准确度量,同时还存在配置扭曲问题隐含的“要素价格税”^[11]。二是仅能分析配置效率对 TFP 增长的影响,并不适用于农业单要素生产率的分解,因而不具有明确的优化某一特定要素配置的意义。

参考已有研究^[4-5,18],本文选择 OP 协方差分解估计资源再配置及其生产率效应^[25]。具体操作是将某一期总体的加权生产率分解为两部分:一部分是平均生产率,另一部分是生产率与权重的协方差(OP 协方差)。以本文对农业劳动生产率、土地生产率和全要素生产率的分解为例,可表示为:

$$AMPL_t = \sum_{i=1}^N l_{it} MPL_{it} = \overline{MPL}_t + \sum_{i=1}^N (l_{it} - \overline{l}_t) (MPL_{it} - \overline{MPL}_t) = MMPL_t + CMPL_t \quad (1)$$

$$AMPM_t = \sum_{i=1}^N m_{it} MPM_{it} = \overline{MPM}_t + \sum_{i=1}^N (m_{it} - \overline{m}_t) (MPM_{it} - \overline{MPM}_t) = MMPM_t + CMPM_t \quad (2)$$

$$ATFP_t = \sum_{i=1}^N y_{it} TFP_{it} = \overline{TFP}_t + \sum_{i=1}^N (y_{it} - \overline{y}_t) (TFP_{it} - \overline{TFP}_t) = MTFP_t + CTFP_t \quad (3)$$

其中, $AMPL_t$ 、 $AMPM_t$ 和 $ATFP_t$ 是 t 年劳动生产率、土地生产率和全要素生产率的加总生产率,通过对 t 年第 i 个县 ($i=1, \dots, N$) 的劳动生产率 MPL_{it} 、土地生产率 MPM_{it} 或全要素生产率 TFP_{it} 以相应的劳动投入份额 l_{it} 、土地投入份额 m_{it} 和产出(表示综合资源投入)份额 y_{it} 为权重加权得到。以上划线表示参数相应的均值。可以得到两部分:第一部分是未加权的生产率均值,分别用 $MMPL_t$ 、 $MMPM_t$ 和 $MTFP_t$ 表示;第二部分是生产率与权重的协方差项(OP 协方差),分别用 $CMPL_t$ 、 $CMPM_t$ 和 $CTFP_t$ 表示,通常被用来衡量资源再配置。其中,式(1)、式(2)中的协方差项分别反映了劳动和土地要素所代表的单要素的资源再配置情况,而式(3)的协方差项则表示全要素生产率反映出的农业综合资源再配置情况。

可以看出,权重越大的生产单元的生产率水平越高,对加总生产率的贡献就越大。基于此,已有文献认为,可以通过生产率和要素投入份额的关系来判断要素配置情况^[26-27],即如果农业生产率和相应的要素投入份额呈正相关关系,说明生产率越高的县投入要素所占的权重越高,资源被配置到利用效率更高的生产单元。反之,则说明农业生产率较低的县投入了过多要素。此外, OP 协方差项的重要经济学含义在于,如果占有相对更高权重的县生产率更高,则协方差项为正,表明资源向生产率更高的生产单元流动,资源配置的有效改进对加总生产率有正向贡献。如果协方差项为负,则表明资源再配置无效,降低了加总生产率,存在资源错配。因此, OP 协方差测度的资源再配置是一个更一般的概念,可以反映出整个农业要素市场的资源流动和配置特征。同时还适用于对单要素的资源配置情况进行考察,而不仅仅是生产前沿面方法分解出的一个 TFP 组成部分。当存在资源错配时, OP 协方差还表示了改善要素错配可提升的生产率大小,具有更为明确的要素再配置意义。

2. 农业生产率的度量

对于式(1)和式(2)中的劳动生产率(MPL)和土地生产率(MPM),已有研究多是计算平均意义上的单要素生产率水平,即单位要素投入的农业产出。但平均生产率掩盖了要素对产出的“纯粹”贡献^①,而边际要素生产率则反映了最后一单位要素投入的产出,用来度量单要素生产率更为适合^[28]。因此,本文选择边际意义上的单要素生产率来测算劳动生产率和土地生产率。具体方法为:

$$MPL_{it} = (\beta_{Li} \times Y_{it}) / L_{it} \quad (4)$$

$$MPM_{it} = (\beta_{Mi} \times Y_{it}) / M_{it} \quad (5)$$

其中, MPL_{it} 和 MPM_{it} 是 t 年第 i 个县边际意义上的劳动生产率和土地生产率, β_{Li} 和 β_{Mi} 是劳动要素和土地要素的产出弹性, Y_{it} 、 L_{it} 和 M_{it} 分别是农业产出水平、劳动要素投入和土地要素投入。

从式(4)和式(5)可看出,测算单要素生产率需要估计要素产出弹性。参考已有文献^[29],本文选

① 在同样规模的土地上投入更多的农业劳动力从事农业生产,单位面积的土地生产率会更高,但这其中有增加的劳动力投入带来的增长,而非土地要素的纯粹贡献。

择随机前沿生产函数估计要素产出弹性。这主要基于以下原因:一是与仅包含单一随机扰动项的生产函数相比,随机前沿生产函数可以考虑技术无效率因素和纯随机扰动项的综合冲击,更符合农业生产特征;二是随机前沿生产函数还可以用于估计全要素生产率,从而保证本文在统一框架下测算农业生产率。首先,将生产函数定义如下:

$$Y_{it} = F(X_{it}, t) \exp(-u_{it}) \quad (6)$$

式(6)中, Y_{it} 表示农业产出水平, $F(\cdot)$ 表示确定性生产前沿, X_{it} 是包括劳动、土地、机械和化肥投入在内的要素投入向量, t 表示技术进步, u_{it} 表示无效率项。然后,将对数化的 $F(\cdot)$ 对 t 求偏导:

$$\frac{d \ln F(X_{it}, t)}{dt} = \frac{\partial \ln F(X_{it}, t)}{\partial t} + \sum_j \frac{\partial \ln F(X_{it}, t)}{\partial X_{jit} / X_{jit}} \times \frac{dX_{jit} / X_{jit}}{dt} = TP_{it} + \sum_j \beta_{jit} \dot{X}_{jit} \quad (7)$$

式(7)中,第一项 $\frac{\partial \ln F(X_{it}, t)}{\partial t}$ 表示技术进步(technical progress, TP),即要素投入不变时生产前沿的变化;第二项 $\sum_j \beta_{jit} \dot{X}_{jit}$ 表示生产技术不变时要素投入变化导致的生产前沿变化。下标 j 表示第 j 个投入要素, β_{jit} 表示所需要的要素产出弹性, \dot{X}_{jit} 表示第 j 个要素的变化率。

然后,将产出变动定义为 $\dot{Y}_{it} = \ln Y_{it} / dt$, 则 \dot{Y}_{it} 可以分解为:

$$\dot{Y}_{it} = \frac{d \ln F(X_{it}, t)}{dt} - \frac{du_{it}}{dt} = TP_{it} + \sum_j \beta_{jit} \dot{X}_{jit} - \frac{du_{it}}{dt} = TFP_{it} + \sum_j \beta_{jit} \dot{X}_{jit} \quad (8)$$

将技术效率变化(changes in technical efficiency, TEC)定义为 $-\frac{du_{it}}{dt}$ 。则式(8)中的全要素生产率增长可表示为: $TFP_{it} = TP + TEC$ 。

本文将随机前沿生产函数的具体形式设定为 Cobb-Douglas(C-D)生产函数。C-D 生产函数形式更为简洁,经济含义明显,也为大多文献所采用^[6,30]。其对数形式具体如下:

$$\ln Y_{it} = \ln A + \beta_{Li} \ln L_{it} + \beta_{Mi} \ln M_{it} + \beta_{Ki} \ln K_{it} + \beta_{Fi} \ln F_{it} + \beta_T T + \varepsilon_{it} - u_{it} \quad (9)$$

式(9)中, K_{it} 、 F_{it} 分别表示 t 年第 i 个县的农业机械投入和化肥投入, A 为常数项, β (省略下标)是要素产出弹性, T 为时间趋势项 ($T=1, \dots, 14$), ε_{it} 和 u_{it} 表示随机误差项和技术无效率项, 本文假定 u_{it} 服从非负截断正态分布, 即 $u_{it} \sim N(\mu, \sigma^2_{u_{it}})$, 并具体将 u_{it} 定义为时变形式^[31]。技术效率可定义为 $TE_i = e^{-u_i}$ 。

通过上述设定,可以估计得到测算所需的要素产出弹性,进而测算农业劳动生产率(MPL)和土地生产率(MPM),还可以根据式(6)一式(9)计算全要素生产率(TFP)。在具体估计时,考虑到地区间存在地理气候条件、农业资源禀赋和经济发展水平的差异,本文参考一般文献的做法^[11],首先按经济意义划分四大地区^①,然后基于县级面板数据估计每个地区的随机前沿生产函数。

3. 数据来源与变量选择

本文数据主要来源于 2003—2016 年《中国统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国县(市)社会经济统计年鉴》、各省统计年鉴和部分地市级统计年鉴,以及部分省市县(区)统计局。本文中的“县”是指包括市辖区、县级市、县、自治县、旗、自治旗、特区和林区在内的县级行政区划单位^②,统称“县”。

针对样本数据中可能出现的行政区划调整、指标命名不一、指标缺失和异常等问题,本文进行了如下处理:首先,按照行政区划单位的最新名称对县进行命名,对“撤县设区”“撤县设市”等行政区划单位名称有调整的样本进行匹配,并删除行政区划范围有变动的样本。然后,针对不同统计资料存在

① 本文按一般经济意义划分四大地区。东部包括河北、广东、福建、江苏、浙江、山东和海南 7 省份,中部包括湖北、湖南、山西、河南、江西和安徽 6 省份,西部包括内蒙古、广西、陕西、新疆、甘肃、宁夏和重庆 7 省份,东北包括吉林和辽宁 2 省份。

② 截至 2017 年 12 月 31 日,我国共有县级行政区划单位 2851 个,其中市辖区 962 个,县级市 363 个,县 1355 个,自治县 117 个,旗 49 个,自治旗 3 个,特区 1 个,林区 1 个。数据来源于《中华人民共和国行政区划简册 2018》。

统计口径及数据相同而指标名称和量纲不同的问题,本文按照统计资料的指标解释对数据进行比对、识别和匹配,并统一量纲和命名。最后,由于部分样本数据缺失严重,本文删除了关键变量缺失超过 2 年的样本。

在进一步处理数据时,首先,由于本文所研究的是广义农业即第一产业,同时考虑统计指标口径的一致性,参考已有文献^[9],本文选择如下农业投入产出指标:产出指标以第一产业增加值表示,并以样本所在省的价格指数折算为不变价。投入指标包括劳动、土地、机械和化肥投入,劳动用农林牧渔业从业人员表示,土地以农作物总播种面积表示,机械以农业机械总动力表示,化肥以化肥施用折纯量表示。然后,以农林牧渔业增加值插补第一产业增加值的缺失值,以数据缺失样本所在市的农作物总播种面积和化肥施用折纯量分别与粮食作物播种面积相比得到市级比例,再乘以缺失数据样本的粮食作物播种面积插补农作物总播种面积和化肥施用折纯量的缺失值。借鉴已有文献的做法^[19],本文用插值法补齐仍有缺失的部分^①。最后,本文对主要变量进行 1%水平上的双缩尾处理以减轻异常值的影响。

通过上述处理,最终得到本文所使用的 2002—2015 年 1384 个县级行政单位^②的农业投入产出平衡面板数据。各变量描述性统计见表 1。

表 1 投入产出变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
第一产业增加值 Y /万元	113493.629	93241.084	1984.220	562064.714
农林牧渔业从业人员数 L	123345.000	95425.000	839.000	564270.000
农作物总播种面积 M /公顷	70774.944	55754.835	90.200	391694.000
农业机械总动力 K /千瓦	399680.991	389860.955	10000.000	2611921.000
化肥施用折纯量 F /吨	27810.665	30435.513	0.518	254281.000

三、实证结果与分析

1. 农业生产率与要素投入份额的关系

在讨论农业生产率与要素投入份额的关系前,本文首先对式(9)的生产函数进行估计(表 2),这是估计农业生产率的重要基础。结果表明,各模型的 γ 值均接近于 1 但不等于 1,表明存在技术非效率因素,说明本文采用随机前沿生产函数较为合理。根据估计的劳动和土地要素产出弹性,可以计算得到边际意义上的劳动生产率(MPL)和土地生产率(MPM),根据式(6)一式(9)进一步测算得到全要素生产率(TFP)。

根据前文讨论,农业生产率和要素投入份额的关系可以反映农业资源配置的有效情况。基于此,本文绘制了三种生产率和要素投入份额的散点图(图 1)。可以看出,农业劳动生产率和土地生产率与要素投入份额有负相关关系,全要素生产率则与产出份额存在一定的正相关关系。结果表明:第一,低劳动生产率的县普遍存在过度投入农业劳动力的情况,即农业劳动力仍存在进一步转移的潜力^[10]。第二,低土地生产率的县也普遍存在过度投入土地要素的情况,即土地要素也存在再配置的空间,这与已有文献的结论基本一致^[18]。第三,全要素生产率所反映的要素综合利用情况则说明农业综合资源配置可能是有效的。

① 产出、劳动、机械和化肥的数据插补比例分别为 0.66%、3.74%、2.60%和 1.10%。检验表明,插补前后的数据不具有统计上的显著性差异。

② 最终使用的样本包括市辖区 117 个、县级市 267 个、县 893 个、自治县 57 个、旗 47 个、自治旗 3 个,共计 1384 个。包括东部地区 440 个、中部地区 476 个、西部地区 356 个和东北地区 112 个。与已有文献相比,本文样本在县级行政区划单位的类型上具有较好的代表性。

表 2 2002—2015 年中国分区域农业生产函数估计结果

解释变量	东部地区 模型 1	中部地区 模型 2	西部地区 模型 3	东北地区 模型 4
$\ln L$	0.006 (0.014)	0.093*** (0.006)	0.024*** (0.006)	0.125*** (0.027)
$\ln M$	0.099*** (0.011)	0.543*** (0.019)	0.419*** (0.010)	0.416*** (0.024)
$\ln K$	0.141*** (0.010)	0.054*** (0.009)	0.041*** (0.011)	0.103*** (0.013)
$\ln F$	0.002 (0.004)	0.023*** (0.007)	0.061*** (0.007)	-0.002 (0.011)
T	0.044*** (0.001)	0.9037*** (0.001)	0.046*** (0.002)	0.099 (0.084)
常数项	9.754*** (0.228)	3.669*** (0.207)	5.948*** (0.143)	10.334 (9.872)
σ^2	0.313	0.325	0.314	0.449
γ	0.940	0.894	0.913	0.917
样本数	6160	6664	4984	1568
对数似然值	2323.473	747.039	1014.843	76.972

注:括号内为标准误;***、**和*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

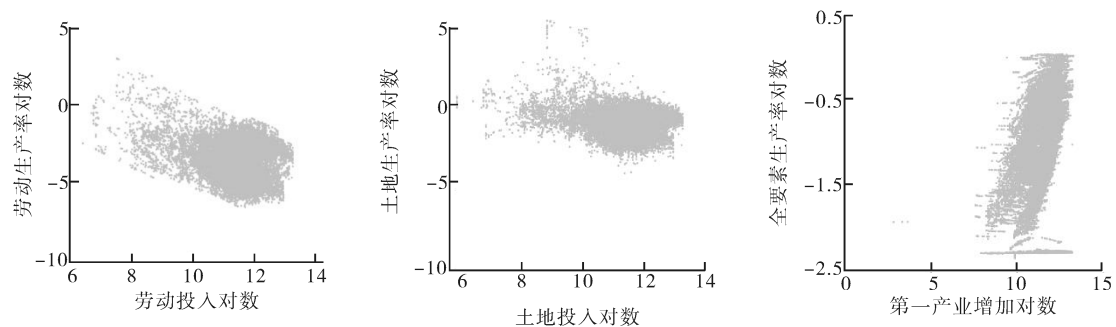


图 1 中国农业生产率与要素投入份额的关系

2. 农业资源再配置的分布特征

在判断农业资源再配置整体趋势的基础上,本文进一步从样本分布的视角分析农业资源再配置的时空变化特征。通过式(1)一式(3)可以估计得到各农业生产率对应的 OP 协方差项(资源再配置),而县级面板数据使本文可以灵活考察不同层面的农业资源再配置的情况。本文计算了分区域农业资源有效再配置的县级行政单位比例,即 OP 协方差项大于 0 的样本数占本地区总样本数的比例(图 2)。结合图 1 和图 2 可以看出,在农业劳动要素和土地要素存在错配的整体趋势下,农业资源再配置在不同区域的县级层面上仍然呈现出明显的分异特征:第一,与其他地区相比,东北地区的劳动有效再配置样本比例、土地有效再配置样本比例和综合资源有效再配置比例在研究区间内均相对较低。这表明东北地区的农业资源再配置相对滞后。第二,与图 1 相印证,劳动资源有效再配置样本比例和土地资源有效再配置的样本比例在各地区均低于综合资源有效再配置比例,这表明劳动和土地资源再配置均相对滞后。第三,需要注意的是,农业资源有效再配置的样本比例越高,只说明有更多的县的农业资源再配置对加总生产率增长有正向贡献,但对于加总层面资源再配置的生产率效应,仍需要进一步评估。

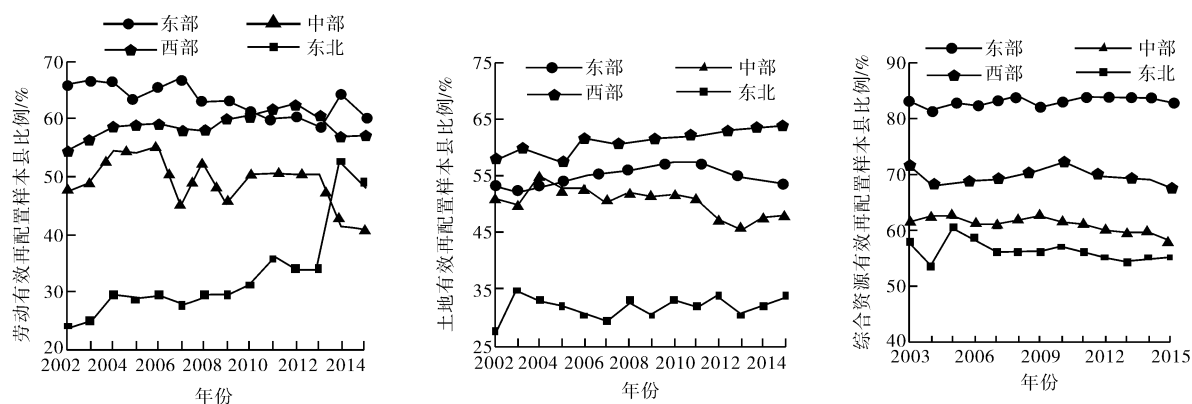


图2 2002—2015年中国分区域农业资源有效再配置的县级行政单位比例

3. 农业资源再配置的生产率效应

本文进一步对2002—2015年三种农业生产率进行全样本和分区域的分解,以识别农业资源再配置的生产率效应。限于篇幅,仅汇报三个代表性区间的结果(表3)。从表3可以得到如下几点判断:第一,比较劳动生产率和土地生产率的分解项, $CMPL$ 项和 $CMPM$ 项在全样本和分地区均为负,表明农业劳动要素和土地要素未实现最优配置,存在改善空间。分区域看,劳动要素的最优再配置在东部、中部、西部和东北地区可以提升18.18%、74.25%、114.36%和169.20%的劳动生产率,土地要素的最优再配置则可以提升195.61%、2.28%、40.81%和203.69%的土地生产率。东北地区的错配表现与已有文献的结论一致^[32]。第二,比较全要素生产率的分解项, $CTFP$ 项的全样本和分地区均值均为正,表明农业综合资源再配置在有效改进,提升了农业全要素生产率。但这与劳动要素和土地要素的错配表现并不矛盾,因为农业综合资源再配置对全要素生产率增长的贡献有明显的时间差异和地

表3 2002—2015年中国农业资源再配置的生产率效应

年份	劳动生产率			土地生产率			全要素生产率		
	$AMPL$	$MMPL$	$CMPL$	$AMPM$	$MMPM$	$CMPM$	$ATFP$	$MTFP$	$CTFP$
全样本									
2002—2005	0.031	0.036	-0.005	0.405	0.589	-0.183	0.487	0.399	0.088
2006—2010	0.044	0.058	-0.014	0.505	0.773	-0.269	0.497	0.408	0.088
2011—2015	0.061	0.113	-0.052	0.626	1.023	-0.397	0.501	0.419	0.082
均值	0.046	0.072	-0.025	0.520	0.810	-0.290	0.495	0.409	0.086
东部地区									
2002—2005	0.005	0.006	-0.001	0.166	0.378	-0.212	0.424	0.333	0.091
2006—2010	0.007	0.008	-0.001	0.207	0.636	-0.429	0.428	0.339	0.089
2011—2015	0.010	0.012	-0.002	0.273	0.874	-0.601	0.432	0.345	0.087
均值	0.008	0.009	-0.001	0.219	0.647	-0.428	0.428	0.339	0.089
中部地区									
2002—2005	0.045	0.046	-0.002	0.560	0.566	-0.006	0.669	0.554	0.115
2006—2010	0.068	0.095	-0.027	0.707	0.713	-0.006	0.691	0.577	0.113
2011—2015	0.093	0.211	-0.118	0.868	0.903	-0.036	0.710	0.603	0.107
均值	0.070	0.123	-0.052	0.722	0.739	-0.017	0.691	0.580	0.111
西部地区									
2002—2005	0.013	0.024	-0.011	0.395	0.579	-0.184	0.486	0.366	0.120
2006—2010	0.017	0.032	-0.015	0.465	0.633	-0.168	0.480	0.365	0.115
2011—2015	0.025	0.061	-0.036	0.577	0.816	-0.239	0.476	0.364	0.112
均值	0.019	0.040	-0.022	0.485	0.683	-0.198	0.480	0.365	0.115
东北地区									
2002—2005	0.123	0.144	-0.021	0.609	1.542	-0.934	0.101	0.101	0.001
2006—2010	0.163	0.183	-0.020	0.694	2.019	-1.324	0.101	0.100	0.001
2011—2015	0.217	0.261	-0.044	0.804	2.778	-1.974	0.100	0.100	0.000
均值	0.171	0.200	-0.029	0.709	2.154	-1.445	0.101	0.100	0.000

区差异,全样本的分解结果是综合表现^[33]。第三,综合比较三种农业生产率的分解项,可以发现农业资源再配置具有较大的潜在生产率效应。其中,劳动要素的最优再配置可提升 54.64% 的劳动生产率,土地要素的最优再配置可提升 55.86% 的土地生产率,资源再配置贡献了 17.37% 的全要素生产率增长。与其他国家农业部门的研究相比,如 Sheng 等对澳大利亚的研究发现资源再配置贡献了 44.4% 的农业 TFP 增长^[34],中国农业资源再配置对生产率增长的贡献仍然较小。

上述结果表明,对中国农业劳动生产率、土地生产率和全要素生产率而言,资源再配置均具有较大的生产率效应。这与现有文献中强调实现农业资源市场化配置的观点相佐证^[11],也与当前鼓励农村土地流转、推动农业劳动力转移^[10]的政策相一致。因此,以市场最优配置为目标优化农业资源配置,进而获得农业资源重新配置效率,对实现中国农业生产率驱动型增长具有重要意义。

四、结论与政策启示

本文利用 2002—2015 年 1384 个县的农业投入产出面板数据,在测算中国农业劳动生产率、土地生产率和全要素生产率的基础上,分析了农业资源再配置及其对农业生产率增长的影响。研究结论主要包括:(1)整体来看,农业劳动和土地要素的再配置均较为滞后,存在明显的劳动和土地要素错配。农业综合资源再配置则有所改善。(2)农业资源再配置的样本分布存在明显的地区差异。东北地区的农业资源再配置滞后于东部、中部和西部地区。(3)农业资源再配置对农业生产率增长有较大的贡献潜力。其中,实现劳动要素的最优再配置可提升 54.64% 的劳动生产率,实现土地要素的最优再配置可提升 55.86% 的土地生产率,资源再配置仅贡献了 17.37% 的全要素生产率增长。总体来看,农业资源再配置具有较大的潜在生产率效应,可以成为驱动农业生产率增长的重要源泉。

基于上述结论,本文可能有几方面的政策启示:(1)以市场最优配置为导向的农业资源重新配置,对农业生产率增长具有重要推动作用。在乡村振兴战略强调加大对农投入的同时,如何优化农业资源配置、减少资源错误配置导致的生产率损失,应在政策制定上得到更多关注。(2)促进农业土地和劳动要素的再配置尤为迫切。农业劳动力的重新配置对农业和非农部门而言都是重中之重,其不仅是继续推进“库兹涅茨过程”、提高农业与非农部门劳动生产率的关键,更是改善农业部门内土地和其他要素配置效率的基础。这需要进一步减少户籍制度对农业劳动力流动的约束,培育完善的农业要素市场,真正发挥市场对农业资源配置的决定性作用。(3)农业资源再配置及其生产率效应存在地区差异,这可能与地区经济发展水平和农业资源禀赋有关。因此,改善农业资源配置效率必须要注意地区平衡发展的问题。不同地区的政策制定要有所偏重,在地区、省级层面指导性政策的基础上,在县级层面上进一步精准细化,从而优化地区间农业资源配置。

参 考 文 献

- [1] GONG B. Agricultural reforms and production in China: changes in provincial production function and productivity in 1978—2015 [J]. Journal of development economics, 2018(132): 18-31.
- [2] JIN S, HUANG J, HU R, et al. The creation and spread of technology and total factor productivity in China's agriculture [J]. American journal of agricultural economics, 2002, 84(4): 916-930.
- [3] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. 经济研究, 2015(2): 61-74.
- [4] SHENG Y, CHANCELLOR W, JACKSON T. Deregulation reforms, resource reallocation and aggregate productivity growth in the Australian dairy industry [J]. Australian journal of agricultural and resource economics, 2020, 64(2): 477-504.
- [5] FRICK F, SAUER J. Deregulation and productivity: empirical evidence on dairy production [J]. American journal of agricultural economics, 2017, 100(1): 354-378.
- [6] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据 [J]. 经济学(季刊), 2010, 9(1): 95-124.
- [7] 蔡昉, 王美艳. 从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战 [J]. 经济研究, 2016(5): 14-26.
- [8] 李谷成. 资本深化、人地比例与中国农业生产率增长——一个生产函数分析框架 [J]. 中国农村经济, 2015(1): 14-30.
- [9] 高帆. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015(5): 3-19.

- [10] 蔡昉.农业劳动力转移潜力耗尽了么? [J].中国农村经济,2018(9):2-13.
- [11] 朱喜,史清华,盖庆恩.要素配置扭曲与农业全要素生产率[J].经济研究,2011(5):86-98.
- [12] 袁航,段鹏飞,刘景景.关于农业效率对农户农地流转行为影响争议的一个解答——基于农户模型(AHM)与CFPS数据的分析[J].农业技术经济,2018(10):4-16.
- [13] 孙元元,张建清.中国制造业省际间资源配置效率演化:二元边际的视角[J].经济研究,2015(10):89-103.
- [14] SYRQUIN M. Growth and structural change in Latin America since 1960: a comparative analysis[J]. *Economic development & cultural change*, 1986, 34(3): 433-454.
- [15] BANERJEE A, DUFLO E. Growth theory through the lens of economic development[J]. *Handbook of development economics*, 2005(1): 473-552.
- [16] 薛薇,杨孝良.我国农业资本配置效率的影响因素研究[J].农村经济,2014(1):59-63.
- [17] 陈海磊,史清华,顾海英.农户土地流转是有效率的吗?——以山西为例[J].中国农村经济,2014(7):61-71.
- [18] 李承政,顾海英,史清华.农地配置扭曲与流转效率研究——基于1995-2007浙江样本的实证[J].经济科学,2015(3):42-54.
- [19] 揭懋汕,郭洁,陈罗焯,等.碳约束下中国县域尺度农业全要素生产率比较研究[J].地理研究,2016(5):898-908.
- [20] 张乐,曹静.中国农业全要素生产率增长:配置效率变化的引入——基于随机前沿生产函数法的实证分析[J].中国农村经济,2013(3):4-15.
- [21] LIU S W, ZHANG P Y, HE X L, et al. Efficiency change in North-East China agricultural sector: a DEA approach[J]. *Agricultural economics*, 2015, 61(11): 522-532.
- [22] CHEN P, YU M, CHANG C, et al. Total factor productivity growth in China's agricultural sector[J]. *China economic review*, 2008, 19(4): 580-593.
- [23] 涂圣伟.我国农业要素投入结构与配置效率变化研究[J].宏观经济研究,2017(12):148-162.
- [24] KUMBHAKAR S C, LOVELL C A K. *Stochastic frontier analysis*[M]. Cambridge, UK: Cambridge university press, 2000.
- [25] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [26] DAN A, CINGANO F. Public policy and resource allocation: evidence from firms in OECD countries[J]. *Economic policy*, 2014, 29(78): 253-296.
- [27] BARTELSMAN E, HALTIWANGER J, SCARPETTA S. Cross-Country differences in productivity: the role of allocation and selection[J]. *American economic review*, 2013, 103(1): 305-334.
- [28] 曲玥.中国工业企业的生产率差异和配置效率损失[J].世界经济,2016(12):121-142.
- [29] 谢杰,金钊,李鹏.中国生猪养殖生产效率的时空特征差异研究[J].农业经济问题,2018(6):49-57.
- [30] LIN J Y. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. *American economic review*, 1992, 82(1): 34-51.
- [31] BATTESE G E, COELLI T J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India[J]. *Journal of productivity analysis*, 1992, 3(1-2): 153-169.
- [32] 郑宏运,李谷成,周晓时.要素错配与中国农业产出损失[J].南京农业大学学报(社会科学版),2019,19(5):143-153.
- [33] 李欠男,李谷成.互联网发展对农业全要素生产率增长的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(4):71-78,177.
- [34] SHENG Y, JACKSON T, GOODAY P. Resource reallocation and its contribution to productivity growth in Australian broadacre agriculture[J]. *Australian journal of agricultural and resource economics*, 2017, 61(1): 56-75.

(责任编辑:陈万红)