

新一轮土地确权提升粮食全要素生产率 ——基于全国农村固定观察点数据的分析

许庆 张霄 刘进 杨青

目录

附录I 测算粮食全要素生产率的模型设定	1
附录II 土地确权变量的定义方式	2
附录III 事前趋势检验	3
附录IV 稳健性检验	5
附录V 异质性分析	8
附录VI 附图	11
参考文献	12

附录 I 测算粮食全要素生产率的模型设定

基于超越对数模型的随机前沿分析方法在测算粮食全要素生产率或农业全要素生产率的相关研究中应用较为广泛（Gong, 2018；高鸣和魏佳朔, 2022；杨青等, 2023）。此方法使用分离出来的随机扰动项捕获影响粮食生产的随机冲击（比如，天气等），而且在一定程度上克服了粮食投入、产出数据中的测量误差，所估计的系数更加准确。因此，本文使用基于超越对数模型的随机前沿分析方法测算农户的粮食全要素生产率。具体来说，基于随机前沿分析方法的 BC92 模型（Battese and Coelli, 1992），构建式（I1）如下：

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}; t; \alpha) + v_{it} - u_{it}, \quad (\text{I1})$$

其中， Y_{it} 是农户 i 在 t 时期的粮食作物总产值， $f(X_{it}; t; \alpha)$ 是农户 i 的劳动、资本、土地以及中间投入等要素投入组合 X_{it} 在 t 时期所能达到的潜在产值， α 为待估系数， v_{it} 是服从正态分布的随机统计误差， u_{it} 是服从截断正态分布的技术非效率项。基于式（I1），构建超越对数生产函数如式（I2）所示：

$$\ln Y_{it} = \alpha_c + \sum_{j=1}^4 (\alpha_j + \alpha_{jt} t) \ln X_{ijt} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^4 \sum_{k=1}^4 \alpha_{jk} \ln X_{ijt} \ln X_{ikt} + \alpha_t t + \frac{1}{2} \alpha_{tt} t^2 + v_{it} - u_{it}, \quad (\text{I2})$$

其中， $\ln Y_{it}$ 为农户 i 在 t 时期的粮食作物总产值的对数， j 和 k 为投入要素种类，表示劳动、资本、土地和中间投入， t 为衡量技术变化的时间趋势项。 α_c 为常数项， X_{ijt} 为农户 i 在 t 时期的要素 j 的投入量， α 为一系列待估系数。由此，农户 i 在 t 时期的粮食全要素生产率可以近似地表达为式（I3）：

$$\ln TFP_{it} \approx \alpha_c + \alpha_t t + \frac{1}{2} \alpha_{tt} t^2 + \sum_{j=1}^4 \alpha_{jt} \ln X_{ijt} - u_{it}, \quad (\text{I3})$$

测算粮食全要素生产率，首先需要准确计算农户在各时期的粮食作物总产值及劳动投入、资本投入、土地投入、中间投入等关键的产出、投入变量。参考已有研究的做法（王璐等, 2020；Chari et al., 2021；杨青等, 2023），本文以农户的 5 种粮食作物（小麦、稻谷、玉米、大豆、薯类）为研究对象。接下来对产出、投入变量进行详细讨论。

（1）粮食作物总产值。本文将农户当年 5 种粮食作物产值加总，并使用省级层面的种植业产品生产者价格指数进行平减，最终得到农户当年粮食作物总产值。

（2）劳动投入。本文使用农户报告的 5 种粮食作物生产经营的投工量（日）总和衡量农户粮食生产过程中的劳动投入。

（3）资本投入。借鉴盖庆恩等（2017）、王璐等（2020）采用永续盘存法测算资本投入的方式，本文使用如下方式测算农户真实资本投入：

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + (K_t^N - K_{t-1}^N) / P_t, \quad (\text{I4})$$

其中， K_t 为农户的真实资本投入， K_t^N 为农户的名义资本投入，即农户年末拥有的生产性固定资产原值（包括役畜、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）， P_t 为固定资产投资价格指数， δ 为资本折旧率。本文根据农户自报的固定资产折旧费用及生产性固定资产原值，计算得到资本折旧率为 7%。在此基础上，本文以《中国农村统计年鉴》统计的 1985 年全国农户平均的生产性固定资产原值为初值，假定调查农户固定资产原值的增长速度与全国相同，并使用永续盘存法最终计算得到农户的真实资本投入。

（4）土地投入。本文使用农户报告的 5 种粮食作物的播种面积的总和衡量农户的土地投入。

（5）中间投入。本文根据农户报告的 5 种粮食作物的种子种苗费用、化肥费用、农药费用、机械作业费用和水电与灌溉费用的总计，并使用省级层面的居民消费价格指数进行平减。

附录 II 土地确权变量的定义方式

不同于 Bu and Liao (2022) 使用县土地确权开始的时间, 本文使用县土地确权完成的时间的原因在于, 新一轮土地确权包括土地测量、确权登记和颁证三个阶段, 一般而言, 一个县完成土地确权需要一年半的时间 (Bu and Liao, 2022), 而对于大多数农民来说, 只有其领到土地承包经营权证书, 才意味着他们的土地产权得到了充分保障。此外, Liu et al. (2023) 认为, 一旦确权宣布实施, 上级政府将设定一个预期的完成时间, 而只有当完成的最后期限临近时, 地方政府实施确权的动力才会加强, 因此, 确权完成时间是衡量政策实际时间的更准确指标。各县土地确权的完成时间根据 2013 年以来地方政府公布的新一轮土地确权工作进度信息 (包括各年各级人民政府工作报告、关于开展农村土地承包经营权确权登记颁证试点的工作方案、关于农村土地承包经营权确权登记颁证工作的实施方案、农业农村部门年度工作总结、农业农村部门关于农村土地承包经营权确权登记颁证工作进度的通告、农村土地承包经营权确权登记颁证工作相关负责同志讲话和会议等资料) 进行确定。在将样本村与所在县的确权完成时间匹配过程中, 部分村庄所在县 (主要来自少数民族地区) 没有提供其确权完成时间, 因此, 本文删除了这部分样本村。

附录III 事前趋势检验

表III1第(1)、(2)列报告了正文模型(2)的回归结果。结果显示, 无论是否加入控制变量, 土地确权完成前的系数均不显著, 这意味着控制变量的时变性并未对确权的政策效应形成干扰, 即时变混淆因子的政策干预效果并不明显。同时, 土地确权完成后的系数均显著为正, 说明土地确权在完成当年就对处理组农户的粮食全要素生产率发挥了正向促进作用, 而且该作用持续存在于随后数年。整体而言, 数据分析结果与平行趋势假设一致, 同时也揭示了土地确权确实产生了显著的政策效果。值得注意的是, 本文使用县级土地确权完成时间, 会忽略正在进行确权但并未完成的县域内部不同村庄确权进度以及同一村庄内农户证书持有情况的差异, 导致那些已经领到承包经营权证书但是所在县并未完成确权的农户被错误地纳入控制组。平均而言, 一个县完成土地确权需要一年半的时间(Bu and Liao, 2022), 这意味着同一县域内的农户获得土地承包经营权证书的时间可能会有一年半的差异, 因而在一定程度上会造成事前趋势的存在, 从而低估确权对粮食全要素生产率的影响效果。由于土地确权是以村庄为基本单位整体推进, 同一村庄内农户完成土地确权的时间差异应该小于同一县域内农户完成土地确权的时间差异, 如果一个县完成土地确权的时间平均需要一年半, 那么我们有理由推断一个村完成土地确权的时间应该小于一年半。为此, 本文选取2018—2021年的样本, 以村庄“是否完成承包地确权登记颁证”定义土地确权变量, 同样采用模型(2)进行事前趋势检验, 这种检验方式能够在一定程度上缓解使用县完成时间造成的事前趋势, 相应的检验结果汇报在表III1第(3)、(4)列。进一步地, 本文选取2019—2021年的样本, 以农户“是否完成承包地耕地确权登记颁证”定义土地确权变量, 同样采用模型(2)进行事前趋势检验, 相应的检验结果汇报在表III1第(5)、(6)列。这种方式直接避免了上面两种方式的时间差异, 数据分析结果与平行趋势假设一致。

表III1 事前趋势检验结果

分组	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	县级土地确权		村级土地确权		户级土地确权	
D^{-5}	-0.010 (0.007)	-0.011 (0.007)				
D^{-4}	-0.003 (0.013)	-0.003 (0.013)				
D^{-3}	-0.004 (0.017)	-0.003 (0.017)	-0.011 (0.010)	-0.009 (0.010)		
D^{-2}	-0.002 (0.014)	-0.002 (0.014)	0.005 (0.009)	0.005 (0.009)	0.004 (0.017)	0.004 (0.017)
D^0	0.008 (0.006)	0.008 (0.006)	0.007 (0.012)	0.007 (0.012)	0.009 (0.017)	0.009 (0.017)
D^1	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.018*** (0.005)	0.018*** (0.006)	0.019*** (0.006)	0.019*** (0.006)
D^2	0.016** (0.007)	0.016** (0.007)	0.022*** (0.006)	0.021*** (0.006)	0.027*** (0.007)	0.027*** (0.007)
D^3	0.025*** (0.004)	0.025*** (0.004)	0.031*** (0.007)	0.030*** (0.007)		
D^4	0.029*** (0.009)	0.030*** (0.009)				
D^5	0.043*** (0.012)	0.043*** (0.012)				
控制变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
农户固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	88141	88141	42562	42562	32874	32874
Adj-R ²	0.849	0.850	0.715	0.716	0.236	0.236

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著, 括号内为村庄层面的聚类稳健标准误; 如无特

别说明，以下各表相同。

为更加直观呈现土地确权的动态效应，本文结合表III1第（2）、（4）、（6）列回归系数和95%的置信区间绘制了图III1。图III1左上、右上、左下分别展示了基于事件研究法绘制的县级土地确权、村级土地确权与户级土地确权对粮食全要素生产率的动态效应图。以上证据共同表明本文所用多期双重差分模型未拒绝事前趋势平行的假设。最近，关于多期双重差分模型的研究发现，政策前趋势检验并非平行趋势假设有效的经验证据，传统的政策前趋势检验的事件研究法可能会造成估计偏误（Roth et al., 2023）。为此，本文采用Biasi and Sarsons（2021）、Rambachan and Roth（2023）的方法，在平行趋势假设可能存在不同程度违背的情况下，对事件研究法的结果进行敏感性分析。具体来说，将平行趋势的最大偏离程度设置为1倍标准误差，然后估计不同相对偏离程度下待检验点估计量的置信区间。图III1（右下）展示了在不同相对偏离程度下待检验处理效应的平行趋势敏感性分析结果。可以看出，在相对偏离程度限制下，土地确权完成当年对粮食全要素生产率的促进效果十分稳健。检验结果表明，即使平行趋势存在一定程度的偏离，土地确权仍然对粮食全要素生产率具有显著的提高效果，这进一步增强了本文使用多期双重差分模型作为基准模型的有效性。

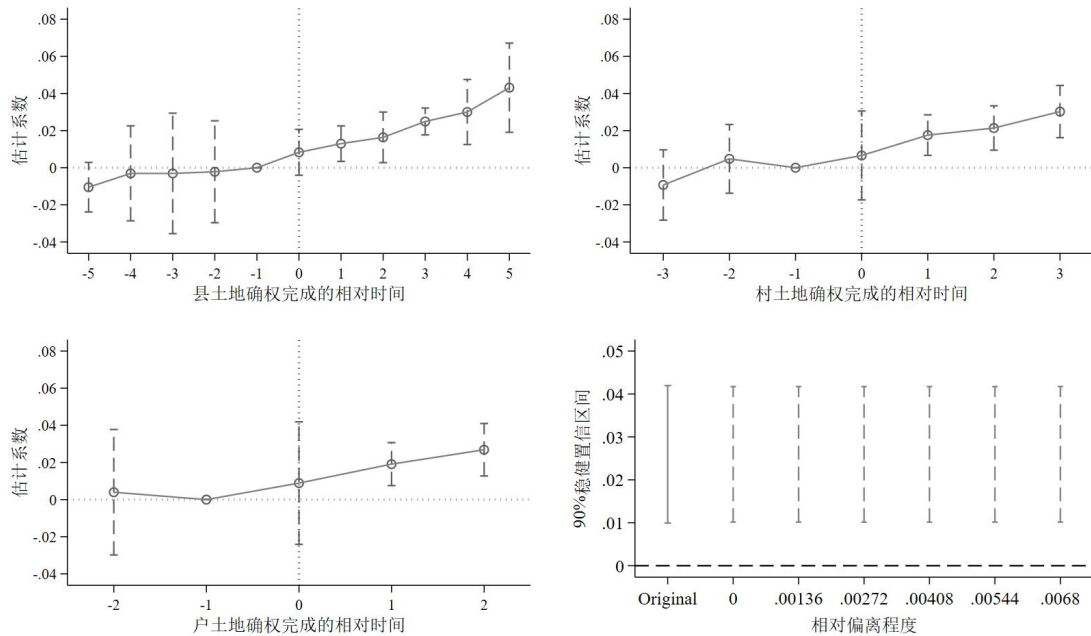


图 III 1 动态效应

注：图III1左上、右上及左下均以土地确权前一年（-1）为基期，且置信水平为95%。

附录IV 稳健性检验

本文进行了如下稳健性检验。

①更换全要素生产率测算方式。在正文的系列回归估计中，粮食全要素生产率的测算是基于超越对数模型的随机前沿分析方法，使用5种粮食作物的总产值得到。由于粮食全要素生产率的测算涉及模型、变量、作物等多方面，测算方式的不同可能会对基准结论产生影响。为此，本文分别进行如下检验：第一，更换随机前沿设定的函数形式，由超越对数生产函数更换为柯布—道格拉斯生产函数（C-D生产函数），重新估计粮食全要素生产率；第二，参考高鸣和魏佳朔（2022）的研究，更换测算尺度，使用粮食作物的总产量作为产出指标对粮食全要素生产率进行重新测算；第三，将粮食作物、经济作物及园地作物全部纳入分析，以此测算农户的农业全要素生产率。表IV1第（1）、（2）、（3）列分别汇报了上述三种检验方法的实证结果。表IV1的结果表明，确权确实能够提高粮食全要素生产率，进一步增强了本文结论的稳健性。

表IV1 更换全要素生产率测算方式

	(1)	(2)	(3)
变量	粮食 TFP (C-D)	粮食 TFP (产量)	农业 TFP
<i>Tenure</i>	0.028** (0.008)	0.021** (0.009)	0.043** (0.011)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
农户固定效应	是	是	是
观测值	88141	88141	88141
<i>Adj-R</i> ²	0.524	0.342	0.247

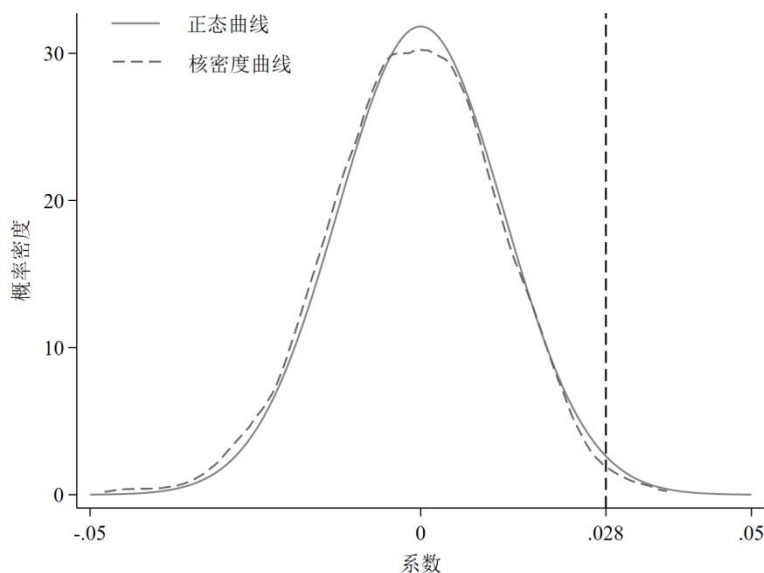
②调整分析样本和确权指标。在附录III事前趋势检验部分，我们更换了确权指标，分别使用2018—2021年与2019—2021年的样本进行了村级确权与户级确权的事前趋势检验。为了更直观地显示不同层级确权指标的影响，本部分分别使用2018—2021年与2019—2021年的样本，在正文模型（1）的基础上检验村级确权与户级确权对粮食全要素生产率的影响效果。表IV2结果发现，农户所在村庄完成确权与农户完成确权（领到承包经营权证书）均显著提升了粮食全要素生产率。上述结果说明，在考虑了不同层级确权指标的差异后，新一轮土地确权依然对粮食全要素生产率具有显著提升作用，充分证明了本文结论的稳健性。

表IV2 调整分析样本和确权指标

	(1)	(2)
确权指标	村级确权	户级确权
<i>Tenure</i>	0.034** (0.014)	0.018** (0.008)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
农户固定效应	是	是
观测值	42562	37438
<i>Adj-R</i> ²	0.715	0.235

③安慰剂检验。考虑到新一轮土地确权主要以村为单位开展土地确权工作，本文通过对村庄随机分配“伪确权”时间进行安慰剂检验。具体来说，对于2013—2021年全国农村固定观察点数据所涵盖到的342个村庄，每一个村庄均随机抽取2000—2040年的任意一年作为其确权的年份。图IV1绘制了在正文模型（1）的基础上重复模拟1000次后“伪确权”变量系数估计值的核密度曲线与均值为0的正态分布曲线。不难看出，二者几乎重合，并

且绝大多数“伪确权”系数估计值集中在 0 值附近，明显地有别于正文基准模型（1）的系数 0.028（见正文表 2）的真实估计值，且对应的 P 值也都大于 0.1，拒绝了与真实确权的估计结果不存在差异的假设。安慰剂检验的结果表明，随机生成的“伪确权”改革对农户粮食全要素生产率不具有显著的提升效果，这也从侧面印证了本文结论的稳健性。



图IV1 安慰剂检验

注：图中虚线为模拟 1000 次后“伪确权”变量系数估计值的核密度曲线，实线为均值为 0 的正态曲线。

④ 异质性处理效应检验。异质性处理效应会导致传统多期（ $T \geq 3$ ）DID 模型的估计存在潜在偏误（de Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020）。对此，本文处理如下：首先，为了识别基准模型估计结果的偏误程度大小，本文参考 Goodman-Bacon（2021）的方法进行了培根分解。根据表 IV3 计算可知，加权得到的总 DID 估计系数为 0.023，略小于正文基准模型（1）的系数。从分解结果可以进一步看出，“晚处理组 VS 早处理组”这一类的“ 2×2 ”DID 估计系数所占权重仅为 7.2%，“处理组 VS 已处理组”这一类的“ 2×2 ”DID 估计系数所占权重仅为 8.2%，而确权对粮食全要素生产率的提高效应主要来自于“处理组 VS 未处理组”，其权重达到了 75.4%。因此，异质性处理效应所占权重在本文使用的传统双向固定效应模型中的占比较低，对估计结果的影响较小，说明正文基准模型（1）得到的结果是稳健的。

表IV3 培根分解权重表

分类	权重	“ 2×2 ” DID 估计系数
早处理组 VS 晚处理组	0.092	0.007
晚处理组 VS 早处理组	0.072	-0.005
处理组 VS 未处理组	0.754	0.027
处理组 VS 已处理组	0.082	0.025

随后，本文分别采用 de Chaisemartin and D’ Haultfoeuille（2020）、Callaway and Sant’ Anna（2021）以及 Roth et al.（2023）检验异质性处理效应的方法进行分析。结果如表 IV4 所示，三种异质性处理效应下稳健估计量的系数及显著性与采用传统双向固定效应模型得到的多期 DID 估计结果较为相似，进一步增强了本文基准结论的稳健性。

表IV4 异质性处理效应的稳健估计量

估计方法	估计系数
de Chaisemartin and D’ Haultfoeuille（2020）	0.046***

估计方法	估计系数
	(0.008)
Callaway and Sant' Anna (2021)	0.033***
	(0.011)
Roth et al. (2023)	0.034***
	(0.012)

附录V 异质性分析

本文进行了如下异质性分析。

① 农户经营规模。农户土地经营规模是影响农业生产效率的重要因素（盖庆恩等，2023），小农户与规模经营户由于农业生产经营方式的不同，可能会在确权影响下产生不同的表现。对此，本文将种粮农户划分为小农户和规模经营户，并使用以下三种方式对规模经营户进行界定：第一，与郑志浩等（2024）定义大农户的指标一致，本文同样以农户的粮食播种面积超过50亩定义规模经营户；第二，考虑到中国人地资源禀赋差异极大，用50亩的绝对量指标定义规模经营户很可能忽视粮食生产的适度规模经营问题（许庆等，2021），为此，本文借鉴郑淋议等（2023）以“农业经营面积为村庄户均承包地面积的5倍及以上”相对量定义规模经营的思路，同时结合研究样本中种粮农户平均土地投入面积在18亩左右的数据特性，本文以农户粮食作物播种面积超过村庄户均粮食作物播种面积的3倍定义规模经营户。第三，本文参考高鸣和魏佳朔（2022）对种粮农户经营规模的分类方法，将高于农户粮食作物播种面积中位数的农户定义为规模经营户。上述三种对不同规模农户的处理方式符合中国基本农情，既有绝对量，又有相对量，较好地保证了虚拟变量设置的科学性和准确性。在此基础上，本文在基准回归模型中加入土地确权（*Tenure*）与规模经营户虚拟变量（*Scale*）的交互项 *Tenure·Scale*，探讨土地确权对粮食全要素生产率的影响对不同经营规模农户的粮食全要素生产率是否存在显著差异。

表V1汇报了检验结果。可以看出，无论以何种方法界定规模经营户，交互项 *Tenure·Scale* 的系数均显著为正，这表明相对于小农户，确权对规模经营户的粮食全要素生产率的提高效果更大。原因可能在于，农户经营规模的扩大会提高粮食生产的商品化程度（高鸣和魏佳朔，2022），农业生产方式、技术等也将随之发生改变（盖庆恩等，2023）。在农地产权得到安全保障后，规模经营户基于收益最大化的考虑，更有意愿和信心来采纳现代生产技术、增加长期农业投资，从而提高粮食生产效率。表V1的结果不仅证实了确权提高粮食全要素生产率这一基本结论的稳健性，而且所体现的“规模效应”对于通过引导土地经营权有序流转、发展农业适度规模经营，保障国家粮食安全具有重要的政策启示。

表V1 农户经营规模的异质性分析

	(1)	(2)	(3)
分组	>50 亩	>村户均 3 倍	>播种面积中位数
<i>Tenure·Scale</i>	0.009** (0.004)	0.008** (0.004)	0.013** (0.006)
<i>Tenure</i>	0.026*** (0.007)	0.027*** (0.007)	0.023*** (0.008)
<i>Scale</i>	0.003* (0.002)	0.003** (0.001)	-0.003 (0.002)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
农户固定效应	是	是	是
观测值	88141	88141	88141
<i>Adj-R</i> ²	0.849	0.849	0.849

② 农户种植粮食作物类型。正文测算粮食全要素生产率是以小麦、稻谷、玉米、大豆和薯类5种宽口径的粮食作物为依据，由于粮食作物的技术进步方向和速度、对要素配置的需求受其自身生产特性的影响较大，因此，确权对不同种类粮食的种植户的影响可能也会存在差异。为了进一步验证研究结果的稳健性，同时探究确权对不同粮食作物全要素生产率的异质性影响，本部分使用窄口径的中国人的三大主要口粮——小麦、稻谷和玉米，分别考察确权对三类主粮种植户的粮食全要素生产率的影响。

表V2汇报了检验结果。可以看出，确权对三类粮食作物的全要素生产率的影响均显著为正，这证实了本文基准回归结果的稳健性。进一步地，表V2第（1）列的结果显示，确权对小麦全要素生产率的提升效果仅在10%的统计水平上显著，而且确权系数与稻谷、玉米相比较小，表明确权提高粮食全要素生产率的效果更多地体现在稻谷、玉米这两类粮食作物上。原因可能在于，小麦的播种时期、整个生长期以及小麦产业的新型技术整体供给较少，在技术供给相对不足的现实背景下，小麦的种业技术进步有限，即便确权使小麦种植户的产权稳定性得到保障，但其对粮食全要素生产率的促进作用仍是微弱的。另外，小麦与稻谷和玉米的机械化水平差异也可能是重要原因。事实上，早在新一轮土地确权试点开始的2009年，小麦的耕种收综合机械化率就已经达到了89.27%，而稻谷和玉米的耕种收综合机械化率到2018年也才达到80.18%和85.55%^①，小麦的高机械化率意味着确权对其粮食生产能力的边际提升效果较小。从这个意义上来说，稻谷和玉米的粮食生产能力仍存在较大提高空间，如何通过产权制度安排，激发稻谷、玉米种植户的生产积极性，提高粮食综合生产能力，是未来三农政策设计的重要方向。

表V2 粮食作物的异质性分析

	(1)	(2)	(3)
分组	小麦	稻谷	玉米
<i>Tenure</i>	0.017*	0.028***	0.030***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
农户固定效应	是	是	是
观测值	32960	36172	38932
<i>Adj-R</i> ²	0.505	0.751	0.718

③农村要素市场化程度。党的十九大报告指出，“经济体制改革必须以完善产权制度和要素市场化配置为重点”。完善产权制度和要素市场化配置的效率目标是实现产权有效激励，提高全要素生产率（洪银兴，2018）。新一轮土地确权的一个重要意图是促进土地流转以改善规模经济性，而如果单纯扩大土地经营规模，却忽略了多样化要素间的投入匹配问题，可能会影响农业生产效率的改善（罗必良，2017）。因此，土地确权政策效应的有效发挥需要与要素市场化配置机制相匹配，土地确权对粮食全要素生产率的影响可能会因农村要素市场化程度的差异而有所不同。

与前文对农户经营规模异质性分析的思路一致，本文使用了如下两种方式衡量农村要素市场化程度：第一，王小鲁等（2021）所测算的分省份市场化指数中包含了要素市场化指数，用以衡量各省要素市场发育程度。本文首先采用该指数作为农村要素市场化程度的代理变量，计算出各省份2013—2021年要素市场化指数的平均值，并根据其中位数对农村要素市场化程度的虚拟变量 *Factor* 赋值，高于中位数的样本省份 *Factor* 赋值为1，反之为0。第二，考虑到上述要素市场化指数由金融业市场化、人力资源供应条件和技术成果市场化三大类指标构建而得，可能无法完全等同于农村要素市场化程度，而且从省份要素市场化指数中能捕获的农村要素市场化程度信息有限，为此，本文分别以村庄接受过职业教育或有技术特长的劳动力比例、粮食作物机耕机播面积比例、耕地流转面积比例衡量农村要素市场上劳动、资本和土地要素的市场化程度，同样基于各自的中位数对虚拟变量赋值。在此基础上，本文在基准回归模型中加入土地确权（*Tenure*）与农村要素市场化程度虚拟变量（*Factor*）的交互项 *Tenure·Factor*，探讨土地确权对粮食全要素生产率的影响是否存在农村要素市场化程度的异质性。

表V3汇报了检验结果。可以看出，表VI3第（1）—（4）列中交互项 *Tenure·Factor*

^①数据来源于2010年、2019年《中国农业机械工业年鉴》。

的系数均显著为正，这表明在农村要素市场化程度更高的地区，确权对粮食全要素生产率的提高效果更大。原因可能在于，一方面，在要素市场化程度较高的地区，产权结构一般更加清晰，农户对土地确权的安全感知和信任水平较高，也就增强了土地确权后对土地制度稳定性的预期，从而促进了土地确权政策的作用发挥（郑淋议等，2023）。另一方面，就要素本身而言，首先，土地流转市场的发展和完善能够有效促进农业生产（陈媛媛和傅伟，2017）；再者，人力资本水平较高的农户更愿意在农业生产中使用农业机械，能够更好地发挥机械替代劳动的比较优势，最终提高农业生产效率（孙琳琳等，2020）。这一结论与林文声等（2018）的研究相类似，该文发现，在农业机械化水平较高的村庄，土地确权提升农户农业生产效率的效果更为显著。Markussen（2008）对柬埔寨的研究同样表明，在要素市场比较发达的地区，土地确权更能提高农业生产效率。此外，唐建军等（2022）发现，在生产要素集约化程度高的地区，数字普惠金融提高农业全要素生产率的效应更强，该文同样强调了要素流动的重要作用，这也在一定程度上提供了侧面证据。上述发现还具有更深层次的意义：产权从界定到实施须落脚于完备的要素市场，如果要素没有市场化配置，那么产权对粮食生产的激励功能也就很难实现。长期以来，中国农村要素市场发展程度低、市场体系和市场秩序混乱，限制了农村生产力的充分发展，未来需要加快深化农村要素市场化配置改革，着力提高要素配置效率，这既是提升农业全要素生产率增长的重要手段，也是城乡融合发展、实现农业农村现代化的应有之义。

表V3 农村要素市场化程度的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
分组	要素市场化指数	高技能劳动力比例	机耕机播面积比例	耕地流转面积比例
<i>Tenure Factor</i>	0.005* (0.003)	0.006*** (0.001)	0.019*** (0.003)	0.008*** (0.001)
<i>Tenure</i>	0.026*** (0.007)	0.017** (0.007)	0.018*** (0.007)	0.025*** (0.007)
<i>Factor</i>	0.001 (0.001)	0.022*** (0.003)	0.006*** (0.001)	0.006** (0.003)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
农户固定效应	是	是	是	是
观测值	88141	88141	88141	88141
<i>Adj-R²</i>	0.849	0.850	0.850	0.850

附录 VI 附图

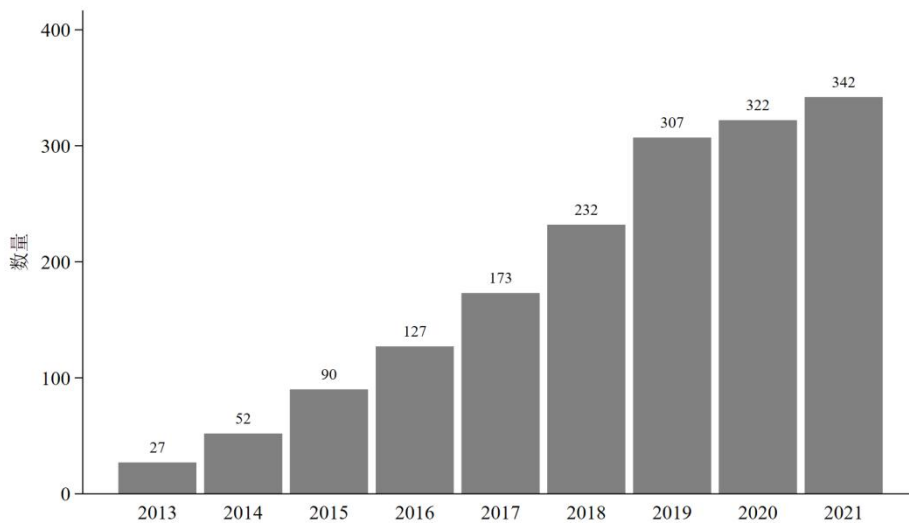


图 A1 各年完成土地确权的村庄数量

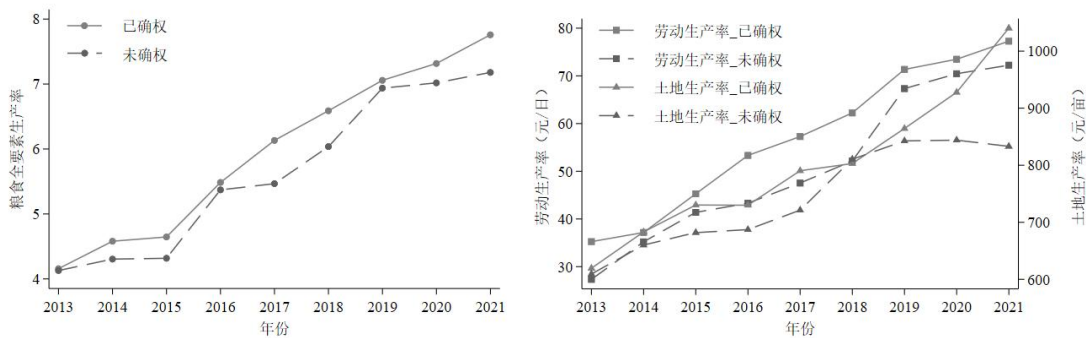


图 A2 确权与农户生产率

注：劳动生产率=粮食总产值/劳动投入，土地生产率=粮食总产值/土地投入。

参 考 文 献

- [1] Battese, G. E. and T. J. Coelli, “Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India”, *Journal of Productivity Analysis*, 1992, 3 (1/2), 153-169.
- [2] Biasi, B. and H. Sarsons, “Flexible Wages, Bargaining, and the Gender Gap”, *Quarterly Journal of Economics*, 2021, 137 (1), 215-266.
- [3] Bu, D. and Y. Liao, “Land Property Rights and Rural Enterprise Growth: Evidence from Land Titling Reform in China”, *Journal of Development Economics*, 2022, 157, 102853.
- [4] Callaway, B. and P. H. C. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 200-230.
- [5] Chari, A., E. M. Liu, S. Wang and Y. Wang, “Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China”, *The Review of Economic Studies*, 2021, 88 (4), 1831-1862.
- [6] 陈媛媛、傅伟, “土地承包经营权流转、劳动力流动与农业生产”, 《管理世界》, 2017年第11期, 第79—93页。
- [7] de Chaisemartin, C. and X. D’Haultfœuille, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 2020, 110 (9), 2964-2996.
- [8] 盖庆恩、李承政、张无垠、史清华, “从小农户经营到规模经营: 土地流转与农业生产效率”, 《经济研究》, 2023年第5期, 第135—152页。
- [9] 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华, “土地资源配置不当与劳动生产率”, 《经济研究》, 2017年第5期, 第117—130页。
- [10] 高鸣、魏佳朔, “收入性补贴与粮食全要素生产率增长”, 《经济研究》, 2022年第12期, 第143—161页。
- [11] Gong, B. L., “Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015”, *Journal of Development Economics*, 2018, 132, 18-31.
- [12] Goodman-Bacon, A., “Difference-in-Difference with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 254-277.
- [13] 洪银兴, “完善产权制度和要素市场化配置机制研究”, 《中国工业经济》, 2018年第6期, 第5—14页。
- [14] 林文声、王志刚、王美阳, “农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析”, 《中国农村经济》, 2018年第8期, 第64—82页。
- [15] Liu, S., S. Ma, L. Yin and J. Zhu, “Land Titling, Human Capital Misallocation, and Agricultural Productivity in China”, *Journal of Development Economics*, 2023, 165, 103165.
- [16] 罗必良, “科斯定理:反思与拓展——兼论中国农地流转制度改革与选择”, 《经济研究》, 2017年第11期, 第178—193页。
- [17] Markussen, T., “Property Rights, Productivity, and Common Property Resources: Insights from Rural Cambodia”, *World Development*, 2008, 36 (11), 2277-2296.
- [18] Rambachan, A. and J. Roth, “A More Credible Approach to Parallel Trends”, *Review of Economic Studies*, 2023, 90 (5), 2555-2591.

- [19] Roth, J., P. H. C. Sant' Anna, A. Bilinski and J. Poe, "What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature", *Journal of Econometrics*, 2023, 235 (2), 2218-2244.
- [20] 孙琳琳、杨浩、郑海涛, "土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析", 《经济研究》, 2020年第11期, 第156—173页。
- [21] 唐建军、龚教伟、宋清华, "数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角", 《中国农村经济》, 2022年第7期, 第81—102页。
- [22] 王璐、杨汝岱、吴比, "中国农户农业生产全要素生产率研究", 《管理世界》, 2020年第12期, 第77—90页。
- [23] 王小鲁、胡李鹏、樊纲, "中国分省份市场化指数报告(2021)"。社会科学文献出版社, 2021年。
- [24] 许庆、杨青、章元, "农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响", 《经济研究》, 2021年第8期, 第192—208页。
- [25] 杨青、贾杰斐、刘进、许庆, "农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力? ——基于农机社会化服务的视角", 《管理世界》, 2023年第12期, 第106—123页。
- [26] 郑淋议、李焯阳、钱文荣, "土地确权促进了中国的农业规模经营吗——基于CRHPS的实证分析", 《经济学(季刊)》, 2023年第2期第23卷, 第447—463页。
- [27] 郑志浩、高杨、霍学喜, "农户经营规模与土地生产率关系的再探究——来自第三次全国农业普查规模农户的证据", 《管理世界》, 2024年第1期, 第89—108页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。