

土地流转有助于提升粮食安全吗

——基于土地经营方式转变的分析

靳卫东, 房芳, 陈佩奇

摘要: 近期土地流转被视为保障粮食生产和粮食安全的有效策略。为此, 本文研究了土地流转影响粮食生产和粮食安全的理论机制, 并采用固定效应模型、工具变量法和多重中介效应模型等进行实证分析, 结果发现土地流转明显降低了粮食生产, 是我国粮食产量增速下滑的重要原因。进一步机制检验表明, 土地流转推动小农户向家庭农场转变, 一方面有利于土地经营集约化、专业化和组织化, 增加了粮食单产; 另一方面也显化和提升了土地成本, 在种粮“微利”条件下减少了粮食种植面积; 两方面因素相比, 种粮面积减少对粮食生产的影响更大, 所以土地流转在总体上降低了粮食产量, 对我国粮食安全构成了威胁。

关键词: 土地流转; 粮食生产; 粮食单产; 种粮面积; 粮食安全

中图分类号: F323.211 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)04-0105-17

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20230609.001

一、引言

2022 年我国多地发生了小麦青贮事件^①, 再加上全球粮食减产、短缺和价格上涨, 激发了人们对粮食生产和粮食安全问题的广泛关注^②。长期以来, 受人地关系制约, 分散化、细碎化小农户经营是我国土地耕种的主要方式, 它限制了资源利用率和土地生产率, 抬高了粮食生产的成本^[1]。那么, 随着现代农技发展和农业人口转移, 通过土地流转, 让种粮“能手”经营更多土地, 必然能够提高土地生产率、增加粮食生产^{[2][3]}。为此, 2014 年《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》明确提出, 要“引导土地经营权有序流转”“重点支持发展粮食规模化生产”, 以“保障粮食安全和主要农产品供给”。可是, 伴随此次改革, 我国粮食产量增速不升反降, 特别是种粮面积逐步呈现出下降趋势。这明显不符合原有的粮食生产论证逻辑, 也有悖于“稳定粮

基金项目: 马克思主义理论研究和建设工程特别委托项目“有效市场和有为政府更好结合研究”(2021MYB014); 山东省自然科学基金项目“农业转移人口的就业质量提升与市民化融合对接机制研究”(ZR2019MG035)

作者简介: 靳卫东, 青岛大学经济学院教授、博士生导师, jinweidong@qdu.edu.cn (山东 青岛 266071); 房芳, 中共鱼台县委党校教师 (山东 济宁 272399); 陈佩奇, 青岛大学经济学院研究生

① 小麦青贮是指, 灌浆期小麦被提前收割, 经过粉碎、发酵等处理以后, 制作成为牛羊等动物的养殖饲料。近期在全球粮食减产、国际贸易争端加剧和俄乌冲突持续的背景下, 河南、山东等地的小麦青贮数量快速增长, 引发了公众对我国粮食安全问题的普遍担忧, 被称为小麦青贮事件。

② 粮食安全的内涵十分宽泛, 既包括粮食生产和粮食供给问题, 又涉及粮食需求和粮食消费问题。目前, 按照“中国人的饭碗里应主要装中国粮”的时代要求, 在“谷物基本自给、口粮绝对安全”战略目标下, 粮食生产仍然是我国粮食安全的核心内容。为此, 本文论证了土地流转对粮食生产进而对粮食安全的不利影响。

食种植面积”的政策要求。因此，根据农业生产环境变迁，本文考察土地流转对粮食生产的影响，包括粮食单产和种粮面积变化。

目前，已有大量文献研究了农业机械化、农业补贴、劳动供给、化肥使用、气候变化等因素对我国粮食生产的影响^{[4][5][6][7]}，其中土地流转和规模经营的影响一直备受关注。然而，有关土地流转和规模经营与粮食生产的关系，至今国内外学者并没有得出一致结论。有学者认为，在发展中国家，农村要素市场（劳动力、资本和土地等）较不完善^[3]，扩大土地经营规模反而不利于农业生产率增长，由此提出了 IR 假说（Inverse Relationship），即两者之间存在负相关关系。

不过，也有学者指出，随着劳动工资上涨、农业技术进步和农业机械化率提升^[8]，特别是考虑到土地质量差别、样本测度偏误和内生性问题^{[3][9]}，IR 假说很可能已经减弱或者根本就不存在。尤其是在中国，伴随土地制度改革、土地和劳动市场发展以及现代农技的推广与应用，土地流转和规模经营对粮食生产的负向作用很弱^{[10][11]}，甚至有可能已经转变为正值^{[12][13]}，成为粮食单产和粮食产量增长的重要原因。2014 年土地制度改革以后粮食单产迅速增长，似乎也为此提供了统计数据的证据。只是，基于农业生产环境变迁，IR 假说在我国是否成立仍需更多的数据测度和经验论证。

事实上，粮食生产受到双重约束，不仅涉及粮食单产，而且取决于种粮面积变化。伴随土地流转，大量土地经营“非粮化”和“非农化”趋势明显，已对粮食生产造成了严重损害^[14]。有研究认为，这主要是因为土地流转推高了地租，导致“地租侵蚀利润”，进而挫伤了农户种粮积极性。可是，很多小农户种植粮食主要是为了满足家庭需求，实现粮食自给自足，并不计算人工和土地成本。相反，以家庭成员为主要劳动力的家庭农场流入其他农户土地，使土地成本从“隐性”机会成本转变为“显性”租金支出，才会产生土地成本约束进而形成强烈的“非粮化”和“非农化”动机。这就合理解释了 2014 年土地制度改革以后，伴随土地流转我国种粮面积逐步减少。换言之，研究土地成本显化及提升对家庭农场种粮积极性的影响，才能全面认识土地流转在粮食增产中的实际作用。

另外，对于土地流转与粮食生产的关系，大量文献采用某一或特定地区调查数据，样本覆盖范围太小^[13]，而且相关数据采集时间过早，不能捕捉近期农业生产环境变迁，特别是 2014 年以后土地制度改革所产生的重要影响。还有，土地质量、气候变化和要素市场发展等因素较难测度，很容易造成遗漏变量，再加上有可能存在的内生性、测度误差和样本选择偏差等问题^{[9][10][11]}，也导致了准确估计土地流转影响粮食生产和粮食安全的计量方法困难。

综上所述，本文研究土地流转对土地经营方式进而对粮食生产和粮食安全的影响，可以在三个方面做出边际贡献：第一，根据近期农业生产环境变迁，本文采用 2014、2016 和 2018 年 CLDS（China Labor-force Dynamic Survey）数据，检验土地流转和规模经营对粮食单产的影响，可以为 IR 假说检验提供新的证据；第二，基于土地经营主体由小农户向家庭农场转变，本文考察土地成本显化及提升对种粮面积的影响，能够为全面认识我国粮食生产和粮食安全问题提供新的视角；第三，本文采用固定效应模型、工具变量法、处理效应模型和 Hausman-Taylor 模型等，解决遗漏变量、内生性和样本选择偏差等问题，有利于准确分析土地流转在粮食生产进而在粮食安全中的重要作用。

二、土地流转与粮食生产分析

目前小规模、分散化经营的小农户仍然是我国数量占优的土地经营主体。不过，如表 1 所示，随着土地流转，2013—2018 年耕种 10 亩以下土地的小农户占比不断减少，而耕种 10~50 亩土地

的家庭农场占比增加了 0.5% 左右^①, 同时 50 亩以上大规模土地经营主体的占比略有上升。可见, 土地流转正在推动小农户向家庭农场转变。这种土地经营方式转变必然对粮食生产造成重要影响, 会导致粮食单产和种粮面积两方面变化, 进而有可能对粮食安全构成威胁。

表 1 土地流转与土地经营主体转变

	流转入土地的不同主体占比 (%)				不同土地经营主体的占比 (%)			流转入土地用于种粮的占比 (%)
	小农户	企业	合作社	其他主体	<10 亩	10~50 亩	>50 亩	
2012 年	64.69	9.18	15.85	10.28	—	—	—	55.99
2013 年	60.29	9.44	20.36	9.91	85.96	12.83	1.21	56.52
2014 年	58.31	9.66	21.93	10.10	85.94	12.78	1.28	56.81
2015 年	58.65	9.47	21.79	10.09	85.71	12.92	1.37	56.69
2016 年	58.38	9.68	21.58	10.36	85.52	13.13	1.35	56.53
2017 年	57.50	9.83	22.70	9.96	85.21	13.34	1.45	55.76
2018 年	57.17	10.31	22.47	10.05	85.22	13.23	1.55	54.15
总增长率	-11.62	12.31	41.77	-2.24	-0.86	3.12	28.10	-3.29

注: 总增长率是指 2012 至 2018 年各项指标的总增长百分比。资料来源于历年《中国农村经营管理统计年报》, 由作者整理、核算。

(一) 粮食单产的变化: 土地经营集约化、专业化和组织化

改革开放以来大量农民转移到城镇地区, 并没有顺利转化为市民, 而是被迫选择了“半工半耕”的生活方式^[15]。换言之, 除参与非农务工以外, 很多小农户还兼营土地, 只是将土地经营放在次要地位^[10]。这显然有碍于农业生产的集约化、专业化和组织化, 会降低土地生产率和粮食单产。首先, 小农户兼业从事分散化、细碎化土地经营, 降低了各种生产要素集约化使用进而激励农业资本投入的可能^[16], 比如购置大型农用机械、大面积改良农田以及建造重要水利设施等。其次, 如果小农户单纯耕种少量土地, 既不能充分发挥家庭劳动能力, 又不能满足家庭生活需要。所以, “非农务工、抽空务农”成为大部分小农户的理性选择, 严重制约了农业劳动投入和农业生产专业化, 导致大量土地弃耕、撂荒或者是粗放耕种^{[17][18]}。而且, 按照小农户家庭分工, 青壮年劳动力外出务工, 文化层次较低的“老弱病残”留守农村、从事农业生产, 也会阻碍良种推广、生态农业、病虫害防治等专业化农技服务发展^{[18][19]}。最后, 小农户耕种细碎化小规模土地, 不能有效配置和转移大量农业资源, 不利于农业生产的内部和外部组织化, 比如通过种养结合或者“农场+”提高粮食生产效率^[20]。

与小农户相比, 土地流转推动家庭农场发展, 有利于土地经营的集约化、专业化和组织化。首先, 如表 1 所示, 2014 年《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》和《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》等政策改革推动土地和劳动力市场发展, 能够增加土地经营规模, 以提升土地经营集约化水平。而土地经营集约化有利于科学组合和集约使用各种生产要素, 大幅度提高土地生产率, 并且也能在更大的连片土地上平摊农机购置、农田改良和水利建设成本, 激励更多农业资本投入^[19]。其次, 土地流转和规模经营还可以促进土地经营专业化, 一方面吸引更多农业劳动投入, 减少土地粗放耕种、弃耕和撂荒等现象^{[17][19]}; 另一方面规避农民老龄化和低素质化趋势, 便于良种推广、肥料增效、病虫害防治等现代农技应用。最后, 伴随土地流转和规模经营, 家庭农场基于要素共享推进种养结合等内部组织化, 或者发展农场间协作和“农场+”等外部组织化^[20], 能够创建高单产、少物耗、低成本、抗风险的农业生产方式^[21]。很明显, 三方面因素都能改善农业生产环

^① 按照《关于促进家庭农场发展的指导意见》(2014 年), “家庭农场经营者主要依靠家庭成员而不是依靠雇工从事生产经营活动”。所以, 结合山东省试点农业补贴“三合一”以及江苏省农业大灾保险试点的实践, 本文将家庭农场从事适度规模经营的土地耕种面积设定为 10~50 亩。

境，在总体上将有利于增加土地生产率和粮食单产（如表 2 所示）。由此，本文提出：

H1：土地流转推动土地经营集约化、专业化和组织化，有效提高了粮食单产，有利于粮食增产。

表 2 粮食生产的成本收益变化

	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	总增长量	总增长率
粮食单产	451.35	444.67	470.93	467.41	457.13	468.72	449.30	-2.05	-0.45
总产值	1 104.82	1 099.13	1 193.35	1 109.59	1 013.34	1 069.06	1 008.18	-96.64	-8.75
总成本	936.42	1 026.19	1 068.57	1 090.04	1 093.62	1 081.59	1 093.77	157.35	16.80
生产成本	770.23	844.83	864.63	872.28	871.35	866.01	868.90	98.67	12.81
土地成本	166.19	181.36	203.94	217.76	222.27	215.58	224.8	58.61	35.27
种粮毛收益	334.59	254.3	328.72	237.31	141.99	203.05	139.28	-195.31	-58.37
种粮净收益	168.4	72.94	124.78	19.55	-80.28	-12.53	-85.59	-253.99	-150.83

注：粮食单产是指，种植粮食的亩均生产量，单位为：公斤/亩。其他粮食生产的成本收益指标也都是亩均值，单位为：元/亩。其中，种粮毛收益=总产值-生产成本，种粮净收益=总产值-总成本。另外，最后两列分别为 2012 至 2018 年各项指标的总增长量和总增长率（百分比）。资料来源于《全国农产品成本收益资料汇编》，由作者整理、核算。

（二）种粮面积的变化：土地经营“非粮化”和“非农化”

近年来粮食价格增长缓慢，而种子、农药、化肥等农资价格快速上涨，粮食生产日渐趋于“微利”。如表 2 所示，2012 至 2018 年粮食总产值增长明显落后于粮食生产成本上涨，两者差距已从 334.6 元迅速缩减至 139.3 元。不过，对于小农户来说，其一，受制于农村土地和劳动力市场不完善，他们种粮主要是为了实现粮食自给自足，并不精于计算人工和土地成本^[8]；其二，小农户高度重视土地经营的社会保障功能^[22]，他们兼营土地主要为了规避失业风险、以备未来养老或者是应对家庭生计的不时之需，并非为了盈利和增收^[22]；其三，非农务工收入增长弱化了农业生产对家庭生计的支撑功能，也使得小农户兼营土地不是单纯为了增收^[17]，对种粮收益下降较不敏感；其四，在“半工半耕”生活方式中，农业生产已退居农村家庭“副业”，那么为了节省农业劳动投入，耕种用工少、投资小、不必费心照看的大田粮食作物就成为小农户经营土地的理性选择^[15]；最后，我国农田基础设施逐步完善、城乡交通日益便利、农业社会化服务快速发展，同样强化了小农户兼营土地和种植粮食的积极性。总之，小农户受到种粮收益下降的冲击相对较小，倾向于维持种粮面积的基本稳定。

与小农户不同，家庭农场流转入其他农户土地，使土地成本从“隐性”机会成本转变为“显性”租金支出，在种粮“微利”条件下将面临更大的亏损风险。受传统习惯影响，早期小农户流转土地并非纯粹的市场行为，而是基于人情关系网络把土地免费或低租金流转给亲戚、朋友或其他具有地缘关系的主体，以应对社会保障不足造成的各种风险，同时也能够保证土地不被破坏和按期收回^[23]。显然，这种土地流转规模很小，主要发生在小农户之间，土地租金较多体现为“隐性”机会成本，并不会造成大量土地经营“非粮化”和“非农化”。可是，最新研究表明，在家庭农场规模化经营中，小农户流转土地的市场化程度不断提高，人情元素逐渐被“显性”租金取代，而且租金还由此以不可思议的速度上涨^[24]。如表 2 所示，当土地成本从 2012 年的 166.2 元上升到 2018 年的 224.8 元，种粮净收益（即：总产值-总成本）就转化为负值，下降到了-85.6 元。这将严重削弱家庭农场种粮积极性，造成土地经营“非粮化”和“非农化”，比如种植经济价值更高的果蔬、茶叶、药材等，甚至是开展乡村旅游等非农经营活动^[19]。另外，家庭农场规模化经营土地，很可能在某些农业生产环节引入借贷资本^[25]。那么，资本逐利与种粮收益下降的冲突也会强化土地经营“非粮化”和“非农化”趋势。由此，就解释了表 1 中用于粮食种植的流转入土地占比较低，2014 年以后我国种粮面积逐渐减少，以及近期频发的小麦青贮事件。所以，本文提出：

H2：土地流转显化及提升了土地成本，减少了种粮面积，进而降低了粮食产量。

综上所述, 土地流转推动小农户向家庭农场转变, 一方面有利于土地经营集约化、专业化和组织化, 提高了粮食单产; 另一方面也显化及提升了土地成本, 导致土地经营“非粮化”和“非农化”。两方面因素共同决定了粮食产量, 而如果后者的影响更大, 那么土地流转就在总体上降低了粮食生产, 对粮食安全构成威胁。

三、变量设置、模型构建与数据说明

(一) 变量设置

根据前文分析, 土地流转改变了土地经营方式, 对粮食生产和粮食安全产生了重要影响。为了检验土地流转对粮食生产的影响, 首先, 本文选择粮食单产作为被解释变量, 并采用村庄层面上粮食作物的亩均产量作为其衡量指标。具体核算方法是: 村庄层面稻谷、小麦和玉米的总产量除以粮食种植面积。其次, 本文选择种粮面积作为被解释变量, 并采用相对量指标, 即农户平均在每亩耕地上种植粮食的面积占比, 作为种粮面积的衡量指标。这是因为, 受历史背景、自然禀赋和人口增长等因素影响, 不同地区、村庄、农户所拥有耕地面积和村民数量并不相同, 甚至存在极大差别。本文采用相对量指标来衡量种粮面积, 可以有效避免这种耕地与村民数量差别所造成的种粮面积变化测度误差。具体核算方法是: 农户所获粮食直补金额除以地区内粮食直补标准, 得出农户种植粮食的耕地面积, 然后再除以农户所拥有耕地的总面积。最后, 同样是考虑到不同地区、村庄、农户拥有耕地面积和村民数量的差别及其所产生的不利影响, 本文选择相对量指标, 即农户平均在每亩耕地上所能生产出的粮食数量, 作为粮食产量的衡量指标, 核算方法是: 粮食单产乘以农户平均在每亩耕地上种植粮食的面积。

在解释变量方面, 也是为了消除不同地区、村庄、农户所拥有耕地面积和村民数量差别的不利影响, 本文采用相对量指标, 即流转入土地面积占比, 作为土地流转的衡量指标, 核算方法是: 在农户或村庄层面上流转入土地面积除以耕地总面积。

在控制变量方面, 由于粮食生产受到多方面可见与不可见因素影响, 所以本文在估计方程中还加入了很多其他变量, 包括农户、村庄、地区特征和粮食种类虚拟变量以及气候和极端天气因素。其中, 农户特征包括农户主事者的受教育年限和年龄、亩均务农人数、土地耕种方式、粮食生产补贴; 村庄特征包括务工与务农工资差距、人均耕地面积、灌溉排水服务; 地区特征是省级层面人均GDP; 气候和极端天气因素包括全年降水量、日照时数和平均气温以及省级层面极端天气受灾面积与农作物播种面积的比值。另外, 由于不同种类粮食作物的生长周期不同, 其栽培和管理要求有区别, 而且它们相互之间还存在天然的单产差异, 所以本文在估计方程中加入了粮食种类虚拟变量, 以控制粮食种类差别的影响。粮食种类的衡量指标是小麦和玉米虚拟变量。由此, 核心变量及其衡量指标如表3所示。

(二) 模型构建

首先, 本文检验了土地流转对粮食产量的影响, 具体方程为:

$$P_{it} = C_0 + C_1 L_{it} + C_2 C_{it} + \lambda_t + \delta_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, P_{it} 是农户 i 第 t 年的粮食产量, 从总体上反映了粮食生产情况; L_{it} 是农户 i 第 t 年的土地流转^①, 即流转入土地面积占比; C_{it} 是控制变量, 包括农户、村庄、地区特征以及气候和极端天气情况等; C_0 为常数项, ϵ_{it} 为随机扰动项。由于现代农业技术、农业机械化率、劳动力工资、农资

^① 土地流转有两个衡量指标, 即流转入土地面积和流转出土地面积。此处, 本文采用流转入土地面积占比作为土地流转的衡量指标, 在后文中将采用流转出土地面积占比进行稳健性检验。

表3 核心变量及其衡量指标说明

核心变量	衡量指标说明	单位
粮食产量	农户平均在每亩耕地上生产粮食数量的对数值	—
粮食单产	村庄层面上粮食作物亩均产量的对数值	—
种粮面积	农户平均在每亩耕地上种植粮食的面积占比	—
土地流转	流转入土地面积占比	—
受教育年限	农户家庭主事者的受教育年限	年
年龄	农户家庭主事者的年龄	年
亩均务农人数	从事农业生产超过3个月的家庭成员数/家庭耕地总面积	人/亩
土地耕种方式	0代表机械化耕作，1代表传统耕作方式	—
粮食生产补贴	农户所获种粮补贴/农户耕地总面积	元/亩
务工与务农工资差距	农户平均年工资收入减去平均年种粮收入的对数值	—
人均耕地面积	村庄耕地总面积/户籍人口总量	亩/人
灌溉排水服务	村庄是否提供灌溉排水服务：1为提供，其他为0	—
人均GDP	省级层面人均GDP的对数值	—
小麦虚拟变量	是否为小麦：1代表是，0代表不是	—
玉米虚拟变量	是否为玉米：1代表是，0代表不是	—
全年降水量	省级层面全年降水总量	毫米/年
全年日照时数	省级层面全年日照的小时数	小时/年
全年平均气温	省级层面全年平均气温	℃
极端天气	省级层面极端天气受灾面积与农作物播种面积的比值	—

价格以及土地和环境政策等诸多因素都随时间而改变，并且均对粮食生产具有重要影响，所以本文在估计方程中还引入了时间固定效应 λ_t 。同时，土地质量、要素市场和自然资源等因素存在明显的地区差别且较难准确测度^{[8][23]}，为了控制它们对粮食生产的影响，本文引入了地区固定效应 δ_i 。

其次，根据前文分析，为了识别粮食生产变化机制，本文检验了土地流转对粮食单产的影响，估计方程为：

$$D_{vt} = \alpha_0 + \alpha_1 L_{vt} + \alpha_2 C_{vt} + \lambda_t + \delta_v + \epsilon_{vt} \quad (2)$$

其中， D_{vt} 是村庄 v 第 t 年的粮食单产^①， L_{vt} 是村庄 v 第 t 年的土地流转， C_{vt} 是村庄、地区特征、粮食种类虚拟变量以及气候和极端天气因素；同样， λ_t 为时间固定效应， δ_v 为地区固定效应， α_0 为常数项， ϵ_{vt} 为随机扰动项。

最后，除了粮食单产，本文还检验了土地流转对种粮面积的影响，估计方程为：

$$G_{it} = \beta_0 + \beta_1 L_{it} + \beta_2 C_{it} + \lambda_t + \delta_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中， G_{it} 是农户 i 第 t 年的种粮面积， L_{it} 是农户 i 第 t 年的土地流转， C_{it} 是农户、村庄、地区特征、粮食种类虚拟变量以及气候和极端天气因素； λ_t 为时间固定效应， δ_i 为地区固定效应， β_0 为常数项， ϵ_{it} 为随机扰动项。

还有，在上述估计方程中很可能存在内生性问题。比如：农民倾向于流转出质量较差的土地，所以流转土地的生产率相对较低；农民会根据粮食生产情况反向决定是否流转以及流转多少土地；土地通常会流向能力更强的农民，所以表现出更高的生产率。为此，本文采取工具变量法进行相关估计，并选择农村宗族势力与县区层面土地流转情况的交互项作为土地流转的工具变量。其中，农村宗族势力的衡量指标是，村庄中宗族组织数量；县区层面土地流转情况的衡量指标是，县区层面上土地流转面积占所有耕地总面积的比例。

^① 受限于数据资料的可得性，本文只能在村庄层面上核算粮食单产，所以在后文实证分析中，估计方程式（2）的被解释变量、解释变量以及控制变量等都采用了村庄及以上层面的数据资料。

一般认为, 工具变量应该满足两项要求: 相关性要求和排他性要求。首先, 宗族势力是我国农村地区的重要非正式制度, 它以血缘为纽带构筑起农村社会关系网络, 对村民的生产生活方式具有决定性影响^[26]。在土地流转中, 土地政策只是提供了外在的正式制度环境, 而是否流转以及流转多少土地最终还要决定于村民决策。这时, 宗族势力作为村民的自组织形式, 形塑了村民的自我认同和生活微环境, 对其土地流转决策将产生不容忽视的重要影响。并且, 在农村基层治理中, 人数众多的宗族势力很容易与基层政治组织联合、构成“权威耦合”, 也能对村民的土地流转决策产生重要影响^{[26][27]}。所以, 农村宗族势力与土地流转紧密相关, 符合工具变量的相关性要求。其次, 我国农村是一个熟人社会, 村民生产生活方式和土地流转决策都深受他人及村居文化影响。那么, 宏观层面土地流转情况肯定会影响单个农户的土地流转决策。换言之, 县区层面土地流转情况与农户或村庄的土地流转紧密相关, 也符合工具变量的相关性要求。再次, 农户种植粮食的单产和面积主要决定于其农技水平、农资投入、务工收入和家务农成员数等因素, 与农村宗族势力和县区层面土地流转情况没有直接关联, 符合工具变量的排他性要求。最后, 县区层面土地流转主要决定于宏观的土地政策、要素市场、农业机械化率和自然禀赋条件等因素, 其与农村宗族势力都很难被每个农户或村庄的粮食生产情况所单独影响, 具有很好的外生性。

(三) 数据说明

本文数据来源于 2014、2016 和 2018 年中国劳动力动态调查 (CLDS)。该项调查是以 15~64 岁的劳动年龄人口为对象, 对劳动力所在社区的政治、经济和社会发展以及劳动力所在家庭的人口结构、家庭财产和家庭生产等众多问题开展调查。对应于“保障粮食安全和主要农产品供给”以及“口粮绝对保证”的政策要求, 本文筛选出生产稻谷、小麦和玉米三类粮食的村庄作为研究对象, 求得村庄层面粮食单产, 并进行 2% 截尾处理, 共得到 535 个村庄样本。同时, 本文筛选出生产稻谷、小麦和玉米三类粮食的农户作为研究对象, 并依据是否有务农家庭成员、是否获得粮食直补以及是否发生了土地流转, 剔除数据缺失样本, 然后再针对粮食产量和种粮面积进行 2% 截尾处理, 共得到 6 915 个农户样本。有关核心变量的描述性统计, 如表 4 所示。

表 4 核心变量的描述性统计

核心变量	最小值	最大值	平均值	方差
粮食产量	0	1 641	434.39	293.54
粮食单产	458	1 641	658.17	246.07
种粮面积	0	1	0.66	0.36
土地流转	0	0.98	0.08	0.19
受教育年限	0.00	16.00	7.27	3.22
年龄	19.00	80.00	54.37	10.71
亩均务农人数	0.10	2.55	0.46	0.59
土地耕种方式	0	1	0.68	0.73
粮食生产补贴	0.00	0.86	0.09	0.07
务工与务农工资差距	0.81	3.80	1.98	0.71
人均耕地面积	0.12	16.06	2.07	2.23
灌溉排水服务	0	1	0.42	0.49
人均 GDP	2.29	12.06	5.05	1.70
小麦虚拟变量	0	1	0.41	0.49
玉米虚拟变量	0	1	0.23	0.42
全年降水量	319.00	2 357.60	634.80	242.12
全年日照时数	945.56	2 489.08	1 930.90	235.88
全年平均气温	-6.7	22.3	13.90	5.32
极端天气	0.03	0.80	0.21	0.16

四、实证结果分析

（一）土地流转对粮食生产的影响

如表 5 中列（1）至列（5）所示，本文采用双向固定效应模型，逐步加入农户、村庄、地区特征和粮食种类虚拟变量以及气候和极端天气因素作为控制变量，土地流转都显著减少了粮食产量。并且，考虑到有可能存在的内生性，本文采用工具变量法重新进行相关估计，结果如表 5 中列（6）所示。很明显，土地流转仍然显著减少了粮食产量。这在一定程度上解释了 2014 年土地制度改革以后粮食产量增速下滑，初步验证了前文分析结论：土地流转降低了粮食生产，对粮食安全构成了威胁。

表 5 土地流转对粮食生产的影响

	固定效应模型					IV 估计
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地流转	-1.127*** (0.146)	-1.196*** (0.137)	-1.251*** (0.144)	-1.248*** (0.144)	-1.247*** (0.145)	-4.864** (1.955)
农户特征		+	+	+	+	+
村庄和地区特征			+	+	+	+
粮食种类虚拟变量				+	+	+
气候和极端天气					+	+
cons	5.921*** (0.011 0)	5.735*** (0.185)	5.313*** (0.209)	5.444*** (0.238)	5.852*** (0.326)	
N	6 915	6 915	6 915	6 915	6 915	6 915
R ²	0.058	0.120	0.136	0.141	0.153	-0.072

注：* 表示在 10% 水平上显著，** 表示在 5% 水平上显著，*** 表示在 1% 水平上显著，括号内数值为稳健标准误。为了简化分析，表中没有详列控制变量的估计结果，有需要的读者可以直接向作者索取。另外，工具变量通过了弱工具变量检验和不可识别检验，下表皆同。

在控制变量方面，首先农户主事者的受教育年限、亩均务农人数、土地耕种的机械化水平、粮食生产补贴金额、人均耕地面积都能够显著增加粮食产量，印证了已有研究结论^{[18][28]}。其次，由于水稻是劳动密集型作物，小麦、玉米是劳动节约型作物^[29]，所以在农业用工成本上升条件下，小麦和玉米虚拟变量的估计系数显著为正值。这表明劳动节约型粮食种植更受青睐，也从侧面印证了前文有关土地流转发生及其影响的理论分析。最后，全年日照时数显著增加了粮食产量，而极端天气不利于粮食生产。

（二）土地流转影响粮食生产的机制检验

1. 粮食单产提升。以粮食单产为被解释变量，以土地流转为解释变量，逐步加入村庄、地区、粮食种类虚拟变量以及气候和极端天气作为控制变量，估计结果如表 6 所示。一方面，在列（1）至列（5）中土地流转显著增加了粮食单产；另一方面，在列（6）中采用工具变量法重新进行相关估计，土地流转仍然提高了粮食单产，且在 1% 水平上显著。这证伪了 IR 假说，同时也初步证明了 H1，即土地流转有效提高了粮食单产，有利于粮食增产，进而能够增进粮食安全。

表 6 土地流转对粮食单产的影响

	固定效应模型					IV 估计
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地流转	0.690*** (0.100)	0.594*** (0.0903)	0.591*** (0.0937)	0.581*** (0.0960)	0.586*** (0.0959)	1.822*** (0.484)
村庄特征		+	+	+	+	+
地区特征			+	+	+	+
粮食种类虚拟变量				+	+	+
气候和极端天气					+	+
cons	6.239*** (0.00765)	5.347*** (0.150)	5.397*** (0.170)	5.536*** (0.195)	5.541*** (0.233)	
N	535	535	535	535	535	535
R ²	0.037	0.099	0.106	0.107	0.120	0.098

2. 种粮面积减少。以种粮面积作为被解释变量, 以土地流转为解释变量, 估计结果如表 7 所示。在列 (1) 至列 (5) 中, 本文采用双向固定效应模型, 逐步加入控制变量, 土地流转都减少了种粮面积, 且在 1% 水平上显著。考虑到有可能存在的内生性, 本文采用工具变量法重新进行相关估计, 土地流转依然显著减少了种粮面积。这初步验证了 H2, 即土地流转减少了种粮面积, 降低了粮食产量。

表 7 土地流转对种粮面积的影响

	固定效应模型					IV 估计
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地流转	-0.53*** (0.05)	-0.55*** (0.05)	-0.55*** (0.05)	-0.54*** (0.05)	-0.52*** (0.05)	-1.52*** (0.58)
农户特征		+	+	+	+	+
村庄和地区特征			+	+	+	+
粮食种类虚拟变量				+	+	+
气候和极端天气					+	+
cons	0.71*** (0.01)	0.82*** (0.09)	0.62*** (0.11)	0.68*** (0.12)	0.62*** (0.20)	
N	6915	6915	6915	6915	6915	6915
R ²	0.066	0.118	0.144	0.150	0.158	-0.072

综合上述表 5、表 6 和表 7 的估计结果, 这就初步印证了前文判断: 相对于粮食单产增长, 种粮面积减少对粮食产量的影响更大, 所以土地流转在总体上降低了粮食生产, 对粮食安全构成威胁。

(三) 稳健性检验

为了检验上述实证分析结果的稳健性, 本文通过调整研究样本、替换衡量指标和改变研究方法, 重新估计了土地流转对粮食生产的影响。

1. 调整研究样本。(1) 以粮食主产区为研究对象。为了进一步消除土地质量、要素市场、气

候条件和自然资源等地区因素对粮食生产的影响，以提高对土地流转影响粮食生产的估计精度，本文重新筛选研究样本，将研究对象限定在粮食主产区。根据 2001 年粮食流通体制改革，我国将 31 个省（区、市）划分为粮食主产区、产销平衡区和主销区三大功能区。其中粮食主产区有 13 个省份，包括黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东、江苏、安徽、江西、湖北、湖南和四川。以此为标准，本文筛选出粮食主产区样本，共得到 456 个村庄样本和 4 408 个农户样本，估计结果如表 8 中列（1）所示。

表 8 调整研究样本和替换衡量指标的稳健性检验

	粮食主产区样本 (1)	消除测度误差 (2)	替换解释变量 (3)	替换工具变量 (4)
表 A 对粮食产量的影响				
土地流转	-1.165*** (0.154)	-1.222*** (0.182)	-1.248*** (0.145)	-17.36 (16.97)
控制变量	+	+	+	+
N	4 408	4 974	6 915	6 915
R ²	0.182	0.155	0.122	-1.095
表 B 对粮食单产的影响				
土地流转	0.451*** (0.092 9)	0.491*** (0.115)	0.584*** (0.102)	1.087*** (0.185)
控制变量	+	+	+	+
N	456	489	535	535
R ²	0.159	0.117	0.105	0.107
表 C 对种粮面积的影响				
土地流转	-0.54*** (0.06)	-0.51*** (0.06)	-0.27* (0.14)	-0.98* (0.42)
控制变量	+	+	+	+
N	4 408	4 974	6 915	6 915
R ²	0.177	0.154	0.097	0.155

(2) 消除数据样本的测度误差。在问卷调查中，由于被调查者的认知能力和信息缺陷，数据样本有可能存在测度误差。而样本测度误差是产生 IR 假说的重要原因，会导致有关粮食生产规律的认知偏误^{[11][13]}。为了提高估计精度，本文按照信息来源差别，重新筛选研究样本。其中，对于村庄层面调查数据，包括耕地面积、粮食产量和土地流转等，本文只保留受访者为村主任或村支书的样本，借此保证数据资料的可靠性；对于农户调查数据，包括粮食直补金额、土地流转和粮食生产等，本文以被访者家门口两米范围内是否有垃圾为标准，只保留没有垃圾的样本，借此提高样本数据精度。这样，本文共得到 489 个村庄和 4 974 个农户样本，估计结果如表 8 中列（2）所示。

总之，在两次调整研究样本以后，土地流转仍然显著增加了粮食单产，同时减少了种粮面积，并在总体上降低了粮食产量。这再次验证了前文分析结论，说明土地流转明显不利于粮食生产和粮食安全。

2. 替换衡量指标。(1) 替换解释变量——土地流转的衡量指标。如前文所述，土地流转有两个衡量指标，即流入土地面积和流出土地面积。有别于前文的流入土地面积占比分析，本文

重新采用流转出土地面积占比作为土地流转的衡量指标, 核算方法是: 在农户或村庄层面上流转出土地面积除以耕地总面积, 估计结果如表 8 中列 (3) 所示。

(2) 替换工具变量。在我国农村地区, 农户之间交往紧密、很容易相互模仿和学习, 所以村庄内部其他农户的土地流转情况会严重影响单个农户的土地流转决策。而村庄内部其他农户的土地流转情况很难直接作用于单个农户的粮食生产行为。同时, 单个农户的粮食生产行为显然很难影响到其他农户的土地流转。因此, 借鉴何安华等^[30]的研究, 本文选择每个农户所属村庄内部其他农户流转入土地面积占比的平均值作为土地流转的工具变量。同理, 本文选择每个村庄所属地区内部其他村庄流转入土地面积占比的平均值作为村庄层面上土地流转的工具变量。核算方法是: 其他所有农户或村庄的流转入土地面积除以它们所拥有耕地总面积, 然后求出平均值。估计结果, 如表 8 中列 (4) 所示。

综合上述两方面估计结果, 替换土地流转的衡量指标和工具变量以后, 土地流转同样显著增加了粮食单产、减少了种粮面积以及降低了粮食产量。这也证明了前文实证分析结果的稳健性。

3. 改变研究方法。(1) 处理效应模型。土地流转和粮食生产都决定于很多因素, 比如农户、村庄和地区特征等, 甚至还共同受到农耕文化和地理环境等因素的影响。比如, 能力强的农民倾向于流转入更多土地, 其种粮效率也相对较高^[9]; 农民流转出的土地多为劣地, 其生产率相对较低。这有可能产生样本选择偏差, 造成土地流转与粮食生产关系的估计偏误。而且, 如前文所述, 土地流转与粮食生产之间很可能存在因果内生性, 比如农民会根据粮食生产情况来决定是否流转以及流转多少土地。那么, 为了避免样本选择偏差和内生性问题, 本文采用处理效应模型重新进行相关估计。结果如表 9 所示, 再次验证了前文实证分析结论。

表 9 改变研究方法的稳健性检验

	处理效应模型			Hausman-Taylor 模型		
	粮食产量 (1)	粮食单产 (2)	种粮面积 (3)	粮食产量 (4)	粮食单产 (5)	种粮面积 (6)
土地流转	-0.416*** (0.083 9)	0.241*** (0.025 1)	-0.13*** (0.04)	-1.287*** (0.110)	0.677*** (0.080 3)	-0.54*** (0.04)
控制变量	+	+	+	+	+	+
N	6 915	535	6 915	6 915	535	6 915

(2) Hausman-Taylor 模型。如前文所述, 土地流转与很多可见与不可见因素相关, 其中一些因素很难准确测度, 比如土地质量、要素市场发展、农耕文化变迁和自然资源禀赋等。并且, 考虑到某些农户特征和村庄特征不随时间变化, 为了充分利用面板数据信息以及克服内生性问题, 本文采用 Hausman-Taylor 模型重新进行相关估计。结果如表 9 所示, 也验证了前文研究结论。

(四) 异质性分析

1. 按照东、中、西部地区划分研究样本。我国幅员辽阔, 不同地区自然地理条件和社会经济发展存在巨大差异, 由此产生了农业生产方式、粮食种植结构和土地生产效率等地区差别, 构成了我国粮食生产区域异质性的基础, 包括粮食单产、种粮面积和粮食产量等。比如, 不同地区的地形复杂程度、人均耕地面积和非农就业机会不同, 使得土地流转难易程度存在差别, 进而会导致土地耕种机械化水平、粮食生产收益和农民种粮积极性等产生地区差异^[31]。另外, 各地城镇化和社会经济发展水平不同, 农民老龄化程度和女性占比存在地区差别, 那么现代农技应用和种养结合模式推广等在不同地区也将遇到不同程度的困难。为此, 本文根据我国区域划分标准, 将所有研究样本

划分为东、中、西部地区样本，分析不同地区土地流转对粮食生产的差异化影响，结果如表 10 中第（1）至第（3）列所示。无论是在东部地区还是在中部和西部地区，土地流转对粮食生产基本都具有显著影响，即增加了粮食单产、减少种粮面积和降低了粮食产量。

表 10 土地流转影响粮食生产的异质性分析

	按照地理区域划分			按照地形地貌特征划分		
	东部地区 (1)	中部地区 (2)	西部区域 (3)	平原 (4)	丘陵 (5)	山区 (6)
表 A 对粮食产量的影响						
土地流转	-1.362*** (0.306)	-1.124*** (0.200)	-1.335*** (0.214)	-1.468*** (0.224)	-1.150*** (0.218)	-0.769*** (0.290)
控制变量	+	+	+	+	+	+
N	2 226	1 995	1 839	3 630	1 869	1 416
R ²	0.112	0.105	0.114	0.121	0.115	0.104
表 B 对粮食单产的影响						
土地流转	0.669*** (0.119)	0.437*** (0.159)	0.135 (0.235)	3.139*** (1.192)	0.0274 (0.180)	0.552 (0.346)
控制变量	+	+	+	+	+	+
N	184	152	147	296	178	61
R ²	0.103	0.114	0.107	0.102	0.114	0.105
表 C 对种粮面积的影响						
土地流转	-0.50*** (0.11)	-0.35*** (0.09)	-0.53*** (0.11)	-0.481*** (0.079 8)	-0.432*** (0.102)	-0.143 (0.152)
控制变量	+	+	+	+	+	+
N	2 226	1 995	1 839	3 630	1 869	1 416
R ²	0.116	0.102	0.118	0.119	0.124	0.125

2. 按照地形地貌特征划分研究样本。我国地形复杂，自然资源禀赋分布不均，粮食生产呈现出明显的区域异质性。比如，与平原地区相比，丘陵和山地的田块细碎化程度较高，多分散且分布不均，高度落差也比较大。这种地形地貌特征降低了土地连片程度，显然有碍于土地流转、规模经营和土地经营方式转变，会造成农业机械化和现代农技应用的实际困难^①。所以，在地形地貌有差别的不同地区，农作物种植结构和农业生产效率明显不同，会产生粮食单产、种粮面积和粮食产量的区域差异。为此，本文根据 CLDS 中村居（社区）地势调查，将所有研究样本划分为三类：平原地区、丘陵地区和山区，借此考察地形地貌特征决定的土地流转影响粮食生产的异质性。估计结果如表 10 中第（4）至第（6）列所示，除了丘陵和山区的粮食单产增长较不明显，以及山区的种粮面积变化不大，土地流转还是增加了粮食单产、减少了种粮面积和降低了粮食产量。这基本印证了付华等^[31]的研究结论，也从侧面证明了前文理论分析的合理性。

^① 为此，本文还按照土地经营规模和土地经营主体划分研究样本，分别进行了异质性分析。研究结果同样验证了前文有关土地流转、土地经营方式与粮食生产的理论分析，证明了不同土地经营规模和土地经营主体中土地流转对粮食生产的差异化影响。

五、进一步机制检验

土地流转改变了土地经营方式进而影响到粮食单产和种粮面积, 最终在总体上降低了粮食产量。那么, 本文分析粮食单产和种粮面积的决定因素以及它们影响粮食产量的相对大小, 有利于进一步识别土地流转改变土地经营方式进而影响粮食生产和粮食安全的机制。

(一) 粮食单产的决定

1. 土地经营集约化。土地流转推动土地经营集约化, 可以激励农民购置大型农用机械、推广良种、改良农田以及集约使用各种生产要素等。这增加了农业资本和农业劳动投入, 进而提升了粮食单产。本文采用村庄层面上亩均务农人数作为土地经营集约化的衡量指标, 核算方法是: 村庄层面从事农业生产超过 3 个月的村民人数除以耕地总面积。采用中介效应模型, 本文检验了村庄层面土地流转对土地经营集约化的影响, 然后又估计了土地流转和土地经营集约化对粮食单产的共同影响。如表 11 列 (1) 和列 (2) 所示, 土地流转显著推动土地经营集约化, 并且土地流转通过土地经营集约化增加了粮食单产。

表 11 粮食单产和种粮面积的决定

表 A 粮食单产的决定	土地经营集约化	粮食单产	土地经营专业化和组织化	粮食单产
	(1)	(2)	(3)	(4)
土地流转	-0.001*	0.0129***	1.39***	0.0106***
	(0.002)	(0.00191)	(0.26)	(0.00186)
土地经营集约化		-0.0337***		
		(0.0127)		
土地经营专业化和组织化				0.00129***
				(0.000164)
控制变量		+		+
N	535	535	535	535
R ²	0.072	0.131	0.096	0.189
表 B 种粮面积的决定	土地成本	种粮面积	种粮面积	种粮面积
	(5)	(6)	(7)	(8)
土地流转	0.32*	-0.01***	-0.49***	-0.47***
	(0.17)	(0.01)	(0.05)	(0.05)
土地成本		-0.001**		
		(0.002)		
粮食生产收入			0.16***	0.18***
			(0.06)	(0.06)
土地流转×粮食生产收入				0.03***
				(0.01)
控制变量		+	+	+
N	6915	6915	6915	6915
R ²	0.086	0.060	0.099	0.102

2. 土地经营专业化和组织化。土地流转使有能力、有意愿“种粮”的农户经营更多土地, 有利于土地经营专业化和组织化。一方面, 这既减少了“抽空务农”现象, 增加了农业劳动投入, 又充分发挥了“种粮”能手的技术专长, 缓解了农民老龄化和低素质化趋势; 另一方面, 土地流转和规模经营也有利于农业生产推行种养结合和“农场+”等组织化模式。两方面因素都能提高土地生产率和粮食单产。本文采用村庄层面上农业收入占农民总收入的比例来综合衡量土地经营的专业化

和组织化程度，借此估计了土地流转对土地经营专业化和组织化的影响，并检验了土地流转以及土地经营专业化和组织化对粮食单产的共同影响。结果如表 11 列（3）和列（4）所示，土地流转明显促进了土地经营专业化和组织化，进而显著增加了粮食单产。那么，结合上述土地经营集约化分析，这就最终证明了 H1，即土地流转推动土地经营集约化、专业化和组织化，有效提高了粮食单产，有利于粮食增产。

（二）种粮面积的决定

在土地流转中，粮食生产收入和土地成本都直接影响农户种粮的净收益，是土地经营“非粮化”和“非农化”或者说是种粮面积减少的重要决定因素。

1. 土地成本的显化及提升。按照前文分析，家庭农场流转入其他农户土地，使土地租金从“隐性”机会成本转变为“显性”租金支出，而且还在某些农业生产环节引入了借贷资本。这都强化了家庭农场的趋利动机，使种植经济价值更高的非粮食作物或者是改变农地用途成为理性选择。本文选择土地价格作为土地成本的衡量指标，赋值标准为：在农户层面上，对于流转入土地的家庭农场，每亩土地的价格即为土地成本；对于没有流转入土地的农户，其土地成本赋值为 0。这充分反映了土地流转中土地成本显化及提升。由此，本文估计了土地流转对土地成本的影响，然后又检验了土地流转与土地成本对种粮面积的共同影响。结果如表 11 列（5）和列（6）所示，土地流转显化及提升了土地成本，进而显著降低了种粮面积。

2. 粮食生产收入变化。如果粮食生产收入增长缓慢（比如缓慢地高产良种推广、农资成本下降或粮食价格上涨等），而土地流转快速显化及提升了土地成本，那么将导致更加严重的“非粮化”和“非农化”现象。这样，粮食生产收入就成为土地流转作用于种粮面积的调节变量。本文选择亩均粮食生产收入作为其衡量指标，即农户层面上粮食生产收入除以粮食种植面积。采用调节效应模型，本文首先估计了土地流转和粮食生产收入对种粮面积的影响，然后再检验土地流转、粮食生产收入以及两者的交互项对种粮面积的共同影响。估计结果如表 11 列（7）和列（8）所示，土地流转降低了种粮面积，而当粮食生产收入下降时，土地流转对种粮面积的负向作用更加明显。结合上述土地成本变化分析，这最终证明了 H2，即土地流转减少了种粮面积，进而降低了粮食产量。

（三）土地流转降低粮食产量的多重中介效应检验

土地流转和土地经营方式转变既提高了粮食单产，又减少了种粮面积；两方面因素相比，如果后者对粮食产量的影响更大，就证明了前文有关土地流转降低粮食产量进而威胁粮食安全的分析，也解释了近期粮食产量增速下滑的经验事实。在表 12 列（1）至列（4）中，本文分别检验了粮食单产和种粮面积对土地流转影响粮食产量的中介效应。然后，在表 12 列（5）中，本文同时估计了土地流转、粮食单产和种粮面积对粮食产量的共同影响。

表 12 土地流转降低粮食产量的多重中介效应

	粮食单产 (1)	粮食产量 (2)	种粮面积 (3)	粮食产量 (4)	粮食产量 (5)
土地流转	0.586*** (0.0959)	-1.119*** (0.135)	-0.520*** (0.05)	0.118* (0.0702)	-0.0247 (0.0458)
粮食单产		1.119*** (0.0670)			1.031*** (0.0247)
种粮面积				2.091*** (0.0391)	2.048*** (0.0255)
控制变量	+	+	+	+	+
N	535	6 915	6 915	6 915	6 915
R ²	0.120	0.133	0.158	0.117	0.169
Sobel 检验	Z=6.85, P<0.001, 中介效应显著		Z=-10.01, P<0.001, 中介效应显著		

首先, 由列(1)和列(5)可知, 土地流转经由粮食单产而影响粮食产量的中介效应为 $0.60 = 0.586 \times 1.031$, 且在1%水平上显著。这再次证明了H1, 说明土地流转通过提升粮食单产增加了粮食产量。其次, 由列(3)和列(5)可知, 土地流转经由种粮面积而影响粮食产量的中介效应为 $-1.06 = 2.048 \times (-0.520)$, 且在1%水平上显著。这也验证了H2, 说明土地流转通过减少种粮面积降低了粮食产量。最后, 上述两项中介效应的绝对值为0.60和1.06, 两者相差0.46。计算可得两者差异的显著性水平低于5% ($Z=2.12$)。这表明, 土地流转经由种粮面积减少而影响粮食产量的中介效应相对更大。由此, 就最终证明了前文分析结论: 种粮面积快速减少, 其影响超过了粮食单产提升, 所以土地流转在总体上降低了粮食生产, 对粮食安全构成了威胁。

六、结 语

当前我国非常重视粮食生产和粮食安全, 并将土地流转和规模经营作为提高土地生产率、增加粮食产量的重要举措。但是, 近期伴随土地流转制度改革, 我国粮食产量增速却出现了大幅下滑。这明显有悖于政策预期, 产生了有关我国粮食生产和粮食安全的认知困难。为此, 本文从土地经营方式转变出发, 分析土地流转对粮食生产和粮食安全的影响, 逻辑一致地解释了土地流转、粮食单产增加、种粮面积减少以及粮食产量增速下滑等现象。这对于我国提高粮食生产能力、筑牢粮食安全根基显然具有重要意义。

研究结果显示, 土地流转降低了粮食生产, 是我国粮食产量增速下滑的重要原因。进一步机制分析表明, 土地流转和规模经营一方面有利于土地经营的集约化、专业化和组织化, 提高了土地生产率和粮食单产; 另一方面也显化及提升了土地成本, 在种粮“微利”条件下导致土地经营“非粮化”和“非农化”, 减少了粮食耕种面积; 两方面因素相比, 粮食耕种面积减少对粮食生产的影响更大, 所以土地流转在总体上降低了粮食生产, 对粮食安全构成了威胁。基于CLDS数据库, 本文采用固定效应模型、工具变量法和多重中介效应模型等, 为此提供了经验证据支持, 而调整研究样本、替换衡量指标和改变研究方法以后结果依然稳健。

因此, 为了保障我国粮食生产和粮食安全, 要求如下。

1. 引导农村土地有序流转, 充分挖掘粮食单产的增长潜力。首先, 通过专项补助、贷款贴息、融资担保等措施, 激励农民扩大农业资本投入, 借此依靠集约化使用各种生产要素, 降低粮食生产成本; 其次, 通过财政奖励、宣传教育等措施, 吸引高素质劳动力从事农业生产, 提高粮食生产专业化水平; 最后, 通过专项补助、贷款贴息和财政奖励等措施, 发展种养结合、农场间协作和“农场+”等现代农业组织形式。另外, 在我国东部和中部平原地区, 通过土地流转发展适度规模的新型土地经营主体, 更加有利于提升土地生产率和粮食单产。

2. 提高粮食种植收益、强化土地用途监管, 筑牢粮食种植面积的“底线”。首先, 要健全面向小农户的农业生产社会化服务体系, 切实帮助小农户克服小规模土地经营的集约化、专业化和组织化劣势, 以充分调动他们的种粮积极性; 其次, 要根据粮食价格变化、农资价格上涨和土地租金提升等具体情景, 将种粮补贴指数化和动态化, 以防止粮农的种粮收益被过度侵蚀; 最后, 要加快推进《粮食安全保障法》及相关法律法规的制定和完善, 加强对土地经营“非粮化”和“非农化”行为的预警及惩戒。另外, 还要完善特惠性种粮补贴的适度倾斜机制, 消除土地租金显化与提升对规模化土地经营主体的不利影响。

3. 优化粮食安全制度保障体系, 协调土地流转与粮食安全的关系。首先, 把要素市场供求、不同品种比价和国际市场价格等因素考虑在内, 来完善粮食保护价收购政策, 并探索粮食作物全成本保险和种粮收入保险, 以稳定粮农种植收益预期; 其次, 要发展以普惠金融为核心的粮食产业金

融,以解决粮食生产者在农资供应、农用机械、农田改良以及水利建设等方面融资难、融资贵问题;最后,要培育多元化、多层次和多类型农业生产社会化服务体系,将统防统治、生产性委托、农机化服务、烘干仓储等都纳入生产性补贴范畴。

参考文献

- [1] 陈锡文. 中国农业发展形势及面临的挑战[J]. 农村经济, 2015(1).
- [2] 李文明, 罗丹, 陈洁, 等. 农业适度规模经营: 规模效益、产出水平与生产成本——基于 1 552 个水稻种植户的调查数据[J]. 中国农村经济, 2015(3).
- [3] Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, et al. Misallocation, selection, and productivity: A quantitative analysis with panel data from China[J]. *Econometrica*, 2022 (3).
- [4] 高鸣, 宋洪远, C. Michael. 补贴减少了粮食生产效率损失吗? ——基于动态资产贫困理论的分析[J]. 管理世界, 2017(9).
- [5] 林光彬, 郑川. 我国农业补贴政策的绩效评价及改进思路[J]. 经济与管理评论, 2019(6).
- [6] 魏君英, 夏旺. 农村人口老龄化对我国粮食产量变化的影响——基于粮食主产区面板数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2018(12).
- [7] 张云华, 彭超, 张琛. 氮元素施用与农户粮食生产效率: 来自全国农村固定观察点数据的证据[J]. 管理世界, 2019(4).
- [8] Gautam, M., M. Ahmed. Too small to be beautiful? The farm size and productivity relationship in Bangladesh [J]. *Food Policy*, 2019, 84.
- [9] Kimhi, A. Plot size and maize productivity in Zambia: Is there an inverse relationship? [J]. *Agricultural Economics*, 2006(1).
- [10] 唐轲, 王建英, 陈志钢. 农户耕地经营规模对粮食单产和生产成本的影响——基于跨时期和地区的实证研究[J]. 管理世界, 2017(5).
- [11] Sheng, Y., J. Ding, J. Huang. The relationship between farm size and productivity in agriculture: Evidence from maize production in Northern China[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2019(3).
- [12] 范红忠, 周启良. 农户土地种植面积与土地生产率的关系——基于中西部七县(市)农户的调查数据[J]. 中国人口·资源与环境, 2014(12).
- [13] 王建英, 陈志钢, 黄祖辉, 等. 转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察[J]. 管理世界, 2015(9).
- [14] 徐志刚, 谭鑫, 郑旭媛, 等. 农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件[J]. 中国农村经济, 2017(9).
- [15] 夏柱智, 贺雪峰. 半工半耕与中国渐进城镇化模式[J]. 中国社会科学, 2017(12).
- [16] 郭冠清. 新中国农业农村现代化的政治经济学分析[J]. 经济与管理评论, 2020(5).
- [17] 尚旭东, 朱守银. 家庭农场和专业农户大规模农地的“非家庭经营”: 行为逻辑、经营成效与政策偏离[J]. 中国农村经济, 2015(12).
- [18] 魏晓卓, 金丽馥, 吴君民. 为什么应将“农民增收”同“粮食安全”一样也上升为国家战略? ——“粮食财政直接补贴”战略目标的视角[J]. 中国软科学, 2015(9).
- [19] 王新志, 杜志雄. 家庭农场更有效率吗? ——基于理论与实证的比较分析[J]. 东岳论丛, 2020(7).
- [20] 杨红炳. 发展现代农业重在农业组织制度创新[J]. 经济问题, 2011(3).
- [21] 高思涵, 吴海涛. 典型家庭农场组织化程度对生产效率的影响分析[J]. 农业经济问题, 2021(3).
- [22] 刘汉成, 关江华. 适度规模经营背景下农村土地流转研究[J]. 农业经济问题, 2019(8).
- [23] Wang, H., J. Riedinger, S. Jin. Land documents, tenure security and land rental development: Panel evidence from China[J]. *China Economic Review*, 2015, 36.
- [24] 杜志雄, 韩磊. 供给侧生产端变化对中国粮食安全的影响研究[J]. 中国农村经济, 2020(4).
- [25] 张乐柱, 许兰壮, 伍茜蓉. 正规信贷约束对农户收入影响的异质性研究[J]. 经济与管理评论, 2022(5).

- [26]伍骏骞,齐秀琳,范丹,等.宗族网络与农村土地经营权流转[J].农业技术经济,2016(7).
- [27]郭云南,姚洋,Jeremy Foltz.宗族网络、农村金融与平滑消费:来自中国11省77村的经验[J].中国农村观察,2012(1).
- [28]夏雯雯,杜志雄,郜亮亮.土地经营规模对测土配方施肥技术应用的影响研究——基于家庭农场监测数据的观察[J].中国土地科学,2019(11).
- [29]程传兴,高士亮,张良悦.中国农地非农化与粮食安全[J].经济学动态,2014(7).
- [30]何安华,孔祥智.农户土地租赁与农业投资负债率的关系——基于三省(区)农户调查数据的经验分析[J].中国农村经济,2014(1).
- [31]付华,李萍.农业机械化发展对粮食生产的影响——基于机械异质性和区域异质性的分析[J].财经科学,2020(12).

Does Land Circulation Help Improve Food Security?

— Based on the Analysis of Change of Land Management Mode

JIN Wei-dong, FANG Fang, CHEN Pei-qi

Abstract: Recently, land transfer has been regarded as a valid strategy to ensure effective grain supply and food security. Therefore, this paper examined the influence of land transfer on grain production in terms of both grain yield per unit area and grain crops sown area. The results showed that land transfer significantly reduced grain output, which was an essential factor for the decline of China's grain output growth in recent years. Further mechanism research showed that land transfer encouraged small farmers to convert to family farms. On the one hand, this change facilitated the intensification and specialization of land cultivation, which increased grain yield per unit area. On the other hand, this change increased and manifested the cost of land, which reduced the grain crops sown area under "marginally profitable" conditions. By comparison, the reduction of grain crops sown area had a greater impact on grain production. Consequently, land transfer decreased grain output in general and posed a threat to China's food security.

Key words: land transfer; grain production; grain yield per unit area; grain crops sown area; food security

(责任编辑 周振新)