

农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件*

徐志刚¹ 谭鑫¹ 郑旭媛² 陆五一¹

摘要: 本文分析了农地流转市场发育对粮食生产的影响及其机制,并着重考察了耕地资源禀赋、农产品市场容量以及地形地貌引致的要素替代难易度三项约束条件对上述影响机制的作用。分析结果表明,农地流转市场发育程度提高会导致粮食播种面积及其在农作物播种面积中的比例同时下降,对粮食生产造成不利影响;但这种负向作用在不同约束条件下会有所差异,在耕地资源比较充裕、耕地适宜机械化作业的平原地区以及远郊地区,上述负向作用会被不同程度地弱化。因此,在中国农地流转深入推进的过程中,除了需要关注粮食安全问题,还需要关注农户在生产结构调整中面临的资源禀赋约束、农产品市场容量与要素替代难易度等约束条件的影响。

关键词: 农地流转 粮食生产 资源禀赋 农产品市场容量 要素替代难易度

中图分类号: F326.1 **文献标识码:** A

一、引言

农地流转市场发育和土地经营权在农户间自由转让,被认为是优化土地资源配置和提高土地经营效率的有效途径,也是提升农业生产规模和农业全要素生产率的重要前提(Brümmer et al., 2006; Fleisher and Liu, 1992)。中国农村从20世纪70年代末开始实施的家庭联产承包责任制和农地均分制度安排在促进农业增长、农村内部收入差距缩小等方面发挥了重要作用(Lin, 1992)。但是,农地均分制度也导致了土地的分散化和细碎化,随着城市化发展、农村人口增长及家庭分化,它对农业生产和农民增收的负面作用日益凸显。农地“按人平均分配”和“增人不增地、减人不减地”的分配方式不仅不可避免地导致了后续农地分配不公问题(周其仁、刘守英, 1997),而且农地均分制度在农村人口增长和家庭分化的背景下也加剧了农地细碎化程度,影响了农户土地经营规模,构成

*本文研究获得国家自然科学基金项目“人口变化和劳动成本上升背景下的农户适应性调整与中国粮食生产力竞争研究”(项目编号:71573133)、国家自然科学基金项目“劳动力成本上升背景下的粮食要素结构调整行为与约束机制研究——基于结构调整难易度和农户禀赋异质性的视角”(项目编号:71603053)和江苏省高校现代粮食流通与安全协同创新中心的资助。郑旭媛为本文通讯作者。

了农地利用效率损失的重要原因之一（黄季焜、马恒运，2000）。为此，培育农地流转市场、促进农地流转，被认为是实现农地适度规模经营、促进农业技术采用、提升农地资源配置效率和农业劳动生产率的必然选择（黄季焜等，2008）。

中国政府自 20 世纪 90 年代中后期开始积极鼓励农村开展多种形式的土地使用权流转。1987 年设定的土地制度改革试验区和 1992 年出台的广东南海土地股份制改革，可以认为是中国农村土地流转市场发展的重要标志。进入 21 世纪，《农村土地承包法》（2002 年）和《农村土地承包经营权流转管理办法》（2005 年）的颁布则将农村土地承包经营权流转纳入了法律轨道。2014 年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《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》，则将农村土地承包经营权流转提升到了一个新的历史高度。自 2003 年《农村土地承包法》实施以来，随着越来越多的农业劳动力转移到非农部门就业以及国家对农地流转的鼓励，农村土地流转市场逐步发育，这促进了农村土地集中和规模化经营。2007~2015 年，全国农村土地流转面积从 0.64 亿亩上升至 4.47 亿亩，占家庭承包土地总面积的比例由 5.2% 上升至 33.3%。目前，中国参与农村土地经营权流转的农户约有 6600 万户，约占承包农户总数的 30%^①。

农地流转市场发育和农地流转在提高土地资源配置效率的同时对粮食生产和国家粮食安全的影响一直存在很大分歧，值得深入研究。一些学者认为，农地流转带来土地适度规模经营，通过提高单位面积土地利用效率和单位劳动生产率促进了粮食生产（姜钰滢，2016；聂良鹏等，2013；陈洁等，2015）。这些研究多以农业机械化及劳动力配给为视角，基于当前中国土地资源供给紧张、农民非农就业机会增加和兼业化程度增强的现实情况，将机械化作为实现农村土地与劳动力资源重新配置的有效途径。同时，农地转入户因为规模扩大能提高耕地利用效率，规模经营效益得到明显体现，农业劳动的边际报酬和总收入得到提升，使得种粮有利可图，形成粮食专业化生产的格局，从而抑制“非粮化”现象，表现为“非粮化”比例随着经营规模的增大而减小。此外，农业生产性服务社会化程度的提高也有利于农地流转后农业规模生产经营者发展粮食生产，因为这些生产性服务组织主要针对粮食生产中的耕地、播种、收获等易于机械化作业的生产环节提供服务。在规模经营条件下，粮食生产连片程度和生产作业标准化程度较高，易于机械化作业，而机械代替劳动投入是缓解劳动力成本上升冲击的重要措施（Ji et al., 2012）。

另一部分学者则认为，农地流转带来的经营规模扩大及种植决策变化将对粮食生产造成不利影响（例如曾福生，2015；刘琴，2014；易小燕、陈印军，2010；丁忠义等，2005）。这些研究多基于成本—收益理论，认为农地流转会促进农业经营规模与资源配置状态调整，加速农业劳动力转移，从而诱发种植决策变动并加剧“非粮化”现象（白经天，2013；苏纪涛，2011；张茜等，2014）。例如一些研究认为，限于家庭承包土地面积，农户种粮收益总量具有“刚性”制约。农业生产资料价格持续攀升与土地流转费用抬高增加了土地经营者的经营成本，在多数经济作物生产的比较效益高于粮食作物的情况下，农户“非粮化”生产存在内部动力（Gonzalez-Velosa, 2011；张丽君等，2005）。

^①数据来源：中国农村土地流转网（<http://www.tuliu.com/data/nationalProgress.html>）。

同时，地方政府针对发展特色农业和设施农业实施的奖补政策等因素使得土地大多流向特色种植大户与养殖大户手中，他们倾向于“非粮化”用途（陈怀远，2014）。另有一些研究从农户行为等视角出发，探究了农地流转对粮食生产的影响，或在细化农地流转类型的基础上分析了不同类型的农地流转发生后粮食生产的变动情况，都认为农地流转不利于粮食生产（方鹏等，2003；马育军等，2006）。

现有研究存在较大争议主要源于以下几方面的原因。首先，多数研究偏重于利用特定样本数据通过计量经济模型来笼统地分析农地流转对粮食生产的影响，而忽视了农地流转对粮食生产的影响机制的复杂性，即该影响会因农户经营规模以及产品和要素投入结构的变化而不同。缺乏对影响机制的理论分析，容易导致实证研究结论表现出较大的不确定性，从而引发分歧。其次，现有实证研究大多基于单年的区域性横截面数据，难以很好地反映农地流转对粮食生产的动态影响，并且不同区域农户在生产结构调整时所面临的耕地资源禀赋、农产品市场容量与要素替代难易度等客观约束条件不同，这可能直接关系到农地流转对粮食生产影响程度的大小。如果不将这种约束条件纳入分析，研究结论的一般性和外部有效性不仅会存在较大局限，而且研究结论之间也会存在差异和分歧。再次，大多数现有研究忽视了农地流转与农业生产结构调整两者之间可能存在的互为因果的关系，对农地流转的内生性问题关注不足，可能导致参数估计偏误，无法分析得出农地流转对粮食生产的真实影响，导致研究结论存在争议。最后，不少研究只是用粮食播种面积比例来反映粮食生产情况，忽视了粮食播种面积比例与粮食播种面积两者变化方向的不一致性，无法全面甚至还会错误地反映粮食生产变化，也就无法准确估计农地流转对粮食生产的真实影响，从而引起研究争议。

上述引起争议的缘由中值得特别关注的是，农地流转对粮食生产的影响可能因为农户在土地规模优化、种植结构和投入结构调整过程中受到不同客观条件的制约而表现出很大的差异性。现有研究在分析农地流转对粮食生产的影响时较少考虑到这一点，从而影响到研究结论的深度。但事实上，农地流转背景下农业经营主体的种植结构与投入结构调整并非完全取决于其主观意愿，而是受到诸多条件的制约。现有研究中仅有少数关注农地流转作用于农业生产结构调整所面临的约束条件及其影响。比如，李勇、杨卫忠（2014）在分析土地流转主体参与行为时，强调了自然环境限制下不同农业经营主体在土地经营规模、土地利用现状、生产经营方式及劳动力配给模式等方面的异质性，认为土地流转后其土地利用方式、种植选择及农业生产模式选择存在很大差异。包宗顺等（2009）指出，区域经济发展水平及市场环境是影响土地流转规模、速度及方式等的重要因素，并分析了市场环境对农地流转后农业生产安排的影响。不过，上述研究或者所关注的约束条件比较宽泛，或者偏重于定性逻辑分析，就特定约束条件及其影响机制和影响程度缺乏深入的实证分析。系统研究耕地资源禀赋、农产品市场容量与要素替代难易度这三项约束条件或其中几项的作用及其机制的研究更是少见。

本文基于对农业发展差异显著的江苏、四川、吉林3省302个村跟踪调查所形成的3期（2003年、2008年和2013年）面板数据，系统分析农地流转市场发育对农业经营主体农业生产结构调整和粮食生产的影响，以及耕地资源禀赋、农产品市场容量和要素替代难易度三项约束条件在上述影响中的作用及其机制。本文研究有助于加深理解农地流转对粮食生产的影响，对判断农地流转市场

不断发展情况下中国粮食生产的变化趋势也具有重要参考价值。本文尝试在两个方面为现有研究增加贡献：一是本文在解析农地流转市场发育^①对粮食生产影响的理论机制时，将耕地资源禀赋、农产品市场容量与要素替代难易度三项客观约束条件纳入分析框架，并剖析其各自的作用机制，再通过实证分析来加以检验，试图增加对问题的理解深度；二是本文利用跨度 10 年的 3 期村级面板数据构建计量经济模型，以粮食播种面积和粮食播种面积比例两个指标共同测度粮食生产变化情况，并使用工具变量处理内生性问题，为提升农地流转市场发育对粮食生产影响估计的准确性和可靠性提供有力的数据和技术保障。

二、分析框架与研究假说

随着农地流转市场的发育，农业经营主体为追求经济效益可选择如下经营策略：一是将土地部分或全数转出，以释放家庭劳动力从事非农产业，成为土地转出方；二是通过土地转入扩大生产规模，实现农业生产专业化，提高土地生产率和农业生产效益，成为土地转入方。已有研究认为，土地转出方多因农业劳动力不足而转出土地，这将促使转出方增加机械要素投入并提高粮食播种面积比例，增加粮食播种面积，促进粮食生产（钟甫宁等，2016）。而转入土地的农业经营主体对农业生产结构的调整，将对粮食生产造成直接影响并形成宏观层面上的区域种植结构变动。因此，本文主要研究土地转入方在农地流转后其种植结构与要素投入结构的调整情况以及粮食生产的变化情况。

农村土地流转对粮食生产可能产生两种影响。一方面，土地流转促进土地、资金、劳动与技术等要素的重新优化组合，实现专业化分工与产业化经营，降低成本，提高土地经营的经济效益。土地转入方在租金成本与市场风险双重压力和追求高额利润动机驱动下，将要素更多地分配到比较效益高的经济作物上，增加蔬菜、瓜果等经济作物的种植面积，这将不利于粮食生产。另一方面，农业经营主体可通过土地流转扩大生产规模，改善土地细碎化状况，这将有利于机械化作业，既能释放从事农业生产的劳动力，又能降低亩均人工成本。随着劳动力价格的不断上升，这将诱使劳动力、土地及其他配套要素从难以实现机械化生产的经济作物转向容易机械化生产的粮食作物，促进粮食生产（郑旭媛、徐志刚，2016）。但是，值得注意的是，上述种植结构与要素投入结构的调整会受到耕地资源禀赋、农产品市场容量、要素替代难易度的制约。其具体影响机制如下：

1. 耕地资源禀赋与农产品市场容量是制约农业经营主体随着土地规模调整改变种植结构的关键因素，会通过限制种植结构调整而影响粮食生产。相较于人均耕地资源短缺的地区，在人均耕地资源丰富的地区，转入土地实现耕地集中连片管理的生产者会倾向于选择易于管理的粮食作物，形成粮食生产专业化格局。耕地资源短缺地区的农户在规模效益难以获取的情况下则会基于粮食作物和经济作物的比较效益，调整种植结构，缩减粮食播种面积，扩大比较效益高的经济作物的种植规模。因此，农业经营主体拥有的耕地资源越丰富，越偏好于选择种植粮食作物。另外，经济作物相对于

^①本文以样本村耕地流转面积占村耕地总面积的比例来表示农地流转市场发育程度，从而探究农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件。

粮食作物而言其产品市场容量有限，需求趋于饱和时价格波动幅度大。目前中国农产品流通正处于向农超对接、生鲜超市等新型模式过渡的转型期，完备的农产品经销体系尚不健全，加之冷链储运技术较为落后，因此，经济作物的种植选择偏好一般发生于城市近郊村庄，而在偏远山区等地较少发生。本文假设县城为农产品主要消费市场，产地与县城的距离越近，农产品销售越便捷，可实现农产品销售的市场容量也越大。

2.要素替代难易度制约农业生产中机械对人力的替代程度，会通过限制要素投入结构调整而影响粮食生产。在适宜机械化作业的平原地区，机械易于替代人力劳动，农业经营主体在转入土地扩大经营规模后，会力求通过机械化作业来抵消伴随土地资源增加而产生的要素投入成本增量与监管工作增量，因此会倾向于多种粮食作物。并且，农业生产社会化服务尤其是农机服务，在释放粮食生产劳动力、保证作业即时性上有其独特优势，更加有利于土地流转后粮食生产规模效益的提升。农地流转将会促进粮食生产，提高粮食播种面积比例。相反，在人均耕地资源匮乏、耕地多为坡地的丘陵山区，机械替代劳动难度大，农业机械的实际应用水平较低，即便考虑采用中小型农业机械替代人力以降低成本，其效益仍远不及平原地区粮食机械化生产的效益。并且，农业生产社会化服务统一作业的功能与农业机械不可分割，土地细碎化、坡耕地比例较大的地区无法满足粮食生产专业化分工的要求，粮食生产同时受到土地与劳动力的约束。因此，在丘陵山区，农业经营主体倾向于种植受要素替代难易度约束较小的高附加值经济作物，从而减少粮食种植。

综上，农地流转对粮食生产的影响机制以及约束条件在其中的作用路径如图 1 所示。

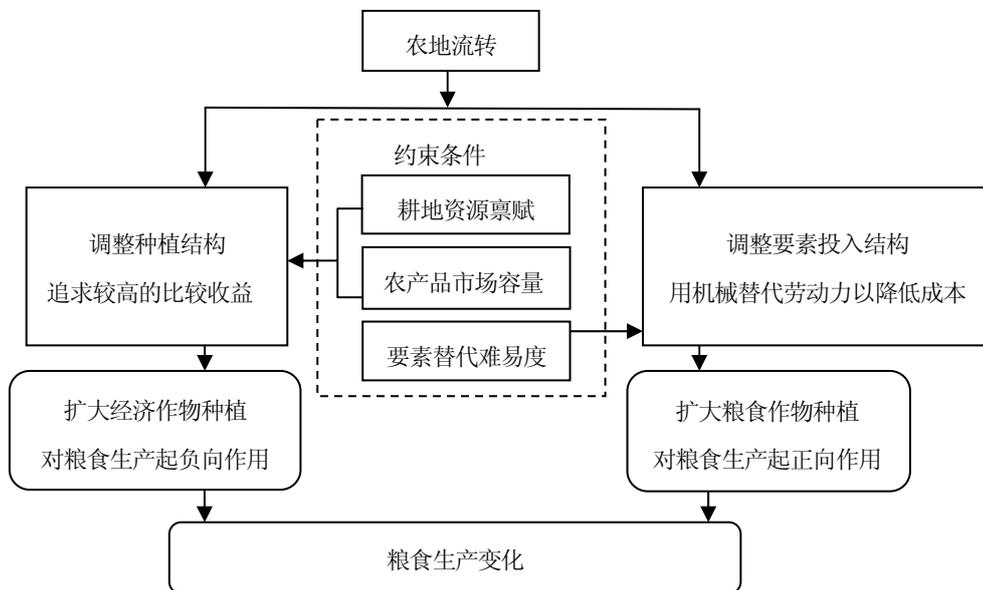


图 1 本文的分析框架

基于上述分析，本文提出以下三个需要实证检验的研究假说：①耕地资源禀赋越丰裕，种植结构越容易向粮食作物调整，从而抵消农地流转对粮食生产的负面影响，即相对于耕地资源短缺的地

区，耕地资源丰裕地区农地流转对粮食生产的负面影响较弱。②较大的农产品市场容量会增强种植结构向粮食作物调整的难度，从而强化农地流转对粮食生产的负面影响，即相对于农产品市场容量较小的远郊地区，城郊地区的农地流转对粮食生产的负面影响较强。③耕地坡度会加大要素投入结构调整的难度，从而强化农地流转对粮食生产的负面影响，即相对于耕地平缓的平原地区，难以实现要素有效替代的丘陵山区的农地流转对粮食生产的负面影响较强。

三、计量经济模型、数据与变量

(一) 模型设定与数据

本文基于一套 302 个村的 3 期面板数据，采用非观测效应综列数据模型来检验上述三个研究假说。具体的计量经济模型为：

$$Y_{it} = \alpha + \beta \times TA_{it} + X_{it} \times \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中，被解释变量 Y_{it} 分别为村庄 i 第 t 年农作物总播种面积中粮食播种面积比例与粮食播种面积，用来测度粮食生产情况。关键解释变量 TA_{it} 为农地流转比例，以村庄 i 参与流转的耕地面积占村耕地总面积的比例来表示，测度村庄农地流转市场发育程度。 X_{it} 为一组影响农业经营主体粮食生产的控制变量，包括：①村耕地丰裕度，用村户均耕地面积代理，测度村庄耕地资源禀赋；②村区位条件，用村委会与最近县政府所在地的距离代理，测度村农业生产结构调整所面临的农产品市场容量；③高比例坡耕地^①村虚拟变量（由于各村庄该变量在较短时期内没有变化，在模型估计中用“高比例坡耕地村虚拟变量与 2013 年时间虚拟变量交互项”来替代，以避免其在参数估计时被差分掉），测度种植结构和投入结构调整中的要素替代难易度；④村非农就业比例；⑤村庄中固定收购农户粮食的商贩人数；⑥时间虚拟变量。 μ_i 为控制村庄层面随时间不变但因村庄而异的不可观测因素。 ε_{it} 是特异扰动项，控制村庄层面因村而异因时也变化的不可观测因素。 α 、 β 、 γ 是模型待估参数。

为进一步检验耕地资源禀赋、农产品市场容量和要素替代难易度在农地流转市场发育程度对粮食生产的影响中所起的作用，本文在 (1) 式中进一步引入上述三个约束条件与农地流转比例 TA_{it} 的交互项，形成如下模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \times TA_{it} + \beta_2 \times TA_{it} H_{it} + \beta_3 \times TA_{it} S_{it} + \beta_4 \times TA_{it} P_{it} + X_{it} \times \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中， H_{it} 是测度耕地资源禀赋的村耕地丰裕度虚拟变量，当样本村户均耕地面积小于或等于所处样本省的省均值时，取值为 0，反之，取值为 1^②。 S_{it} 是测度农产品市场容量的村区位条件虚拟变量，当样本村村委会与最近县政府所在地的距离小于或等于所处样本省的省均值时，取值为

^①指坡度大于或等于 15°的耕地。

^②因样本省实际农业生产情况各具代表性，差异较大，本文设定的三项约束条件虚拟变量的取值标准采用各村级观测值与所在省的省均值相比较。

0, 反之, 取值为 1。 P_{it} 是测度要素替代难易度的高比例坡耕地村虚拟变量, 当样本村坡耕地比例小于或等于所处样本省的省均值时, 取值 0, 反之, 取值为 1。 β_2 、 β_3 、 β_4 是本文研究重点关注的参数^①。

(1) 式、(2) 式都是非观测效应综列数据模型。对于基于面板数据的非观测效应综列数据模型, 可设为固定效应模型或随机效应模型来进行参数估计, 前者用普通最小二乘法 (OLS) 估计得到固定效应估计量 (FE-OLS), 后者用一般化最小二乘法 (GLS) 估计得到随机效应估计量 (RE-GLS)。两个估计量各有优劣势: 当时不变不可观测因素与解释变量有关时, FE-OLS 具有优势, 可获一致估计量, 但 RE-GLS 有偏误; 当时不变不可观测因素与解释变量无关时, 两个估计量都无偏误, 但 RE-GLS 的估计效率较高。用 Hausman 检验可对两套估计参数进行比较和取舍。

此外, 在 (1) 式、(2) 式中, 关键解释变量村庄农地流转比例 TA_{it} 在理论上是内生变量, 可能导致模型内生性问题和参数估计偏误。为检验和处理模型内生性问题, 本文在固定效应模型或随机效应模型的基础上, 使用工具变量法分别获得 FE-IV 估计量和 RE-IV 估计量, 并分别与 FE-OLS 和 RE-GLS 的估计量进行比较。本文选择两个变量作为农地流转比例的工具变量, 分别为“有无企业包地”(即“有无外部企业进入村庄流转土地从事农业产业”)和“农地流转审批”(即“农户土地流转是否需要村委会或乡镇审批”)。这两个变量符合作为农地流转比例工具变量的两个必要条件: 一是理论上它们可能会显著影响村庄农地流转情况; 二是它们具有较好的外生性, 不直接影响村庄的粮食播种面积和比例。针对 (2) 式模型中的 3 个与 TA_{it} 的交互项, 则进一步用“有无企业包地”和“农地流转审批”与不同约束条件的交互项作为工具变量。用 Hausman 检验可判断模型是否存在内生性问题以及是否需要用工具变量法估计参数。

本文分析所用数据来自课题组分别于 2004 年、2009 年和 2014 年对江苏、吉林、四川三省 11 县 302 个样本村跟踪调查所形成的 2003 年、2008 年、2013 年跨时 10 年的 3 期面板数据。课题组选择地区跨度较大、各具代表性的吉林、江苏和四川三省以增强样本的异质性。其中, 吉林省作为国内农业主产区之一, 人均耕地等农业资源丰富; 江苏省人口密集, 非农产业发达, 市场需求旺盛; 四川省则耕地资源匮乏, 且多丘陵山地, 劳务输出较多, 经济欠发达。课题组综合考虑经济发展水平和区域分布, 采用分层抽样方法, 在样本省内随机选取样本县, 在样本县内随机选取样本乡镇, 在样本乡镇对所有行政村进行问卷调查。调查问卷由课题组核心成员带领聘用研究生到实地访问完成。本文分析所用数据涉及 302 个村庄 2003 年、2008 年与 2013 年的农业生产、土地和基本经济社会情况, 观察值数为 906 个。

本文主要变量的定义和描述性统计结果如表 1 所示。

^①由于同一年度内不同地区之间粮食价格差别较小, 可忽略; 不同年度间粮食价格差异在模型估计时用时间虚拟变量代理, 故模型中未考虑粮食价格变量。

表 1 变量的描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差
粮食播种面积比例	粮食播种面积占农作物总播种面积的比例 (%)	81.45	19.16
粮食播种面积 (对数)	粮食播种面积 (亩) 取对数	8.19	1.08
农地流转比例	参与流转的耕地面积占村耕地总面积的比例 (%)	13.72	15.37
村耕地丰裕度	村户均耕地面积 (亩)	7.32	7.37
村区位条件	村委会距最近县政府所在地的距离 (公里)	30.70	20.81
村耕地丰裕度 (虚拟变量)	户均耕地面积小于或等于所处省省均值的村庄, 取值为 0; 反之, 取值为 1	0.33	0.47
村区位条件 (虚拟变量)	村委会与最近县政府的距离小于或等于所处省省均值的村庄, 取值为 0; 反之, 取值为 1	0.30	0.46
高比例坡耕地村 (虚拟变量)	耕地中坡耕地比例小于或等于所处省省均值的村庄, 取值为 0; 反之, 取值为 1	0.19	0.39
非农就业比例	村内非农就业人口占全村总人口的比例 (%)	30.17	25.15
农产品贩运商数量	村内从事农产品贩运 (经纪人) 人数	9.53	25.06

(二) 样本地区粮食生产与农地流转基本情况

表 2 对比分析了样本地区 2003~2013 年粮食等主要农产品的生产变化情况。2013 年, 江苏省与吉林省粮食播种面积比例稳中有升, 分别比 2003 年提高了 7.6 个百分点和 1.1 个百分点; 四川省经济作物播种面积比例上升, 粮食播种面积比例下降, 降幅为 4.1 个百分点。就粮食播种面积而言, 江苏省与吉林省保持稳定并呈增长趋势, 四川省则持续萎缩。

表 2 样本地区主要农作物种植结构及播种面积情况

		播种面积比例 (%)		播种面积 (亩)	
		粮食作物	经济作物	粮食作物	经济作物
江苏	2003 年	84.4	13.4	5464	1036
	2008 年	84.3	13.5	5507	1003
	2013 年	92.0	6.9	7032	519
四川	2003 年	73.8	20.8	1217	361
	2008 年	69.3	24.8	1098	413
	2013 年	69.7	22.3	957	344
吉林	2003 年	91.1	6.7	6754	452
	2008 年	90.1	8.2	6515	616
	2013 年	92.2	5.9	8025	404

注: 调查问卷中, 农作物还包括其他作物, 此处未列出, 因此, 粮食作物和经济作物播种面积比例之和不为 100%。

表 3 对比分析了农地流转市场发育程度不同的两类村庄的农业生产情况。t 检验表明, 两类村

庄的种植结构差异显著，农地流转比例高的村庄的粮食播种面积比例（78.46%）低于农地流转比例低的村庄（87.82%），且二者差异在 1%的水平上显著；经济作物种植面积比例及其他作物种植面积比例在农地流转市场发育程度不同的村庄间也存在显著差异。农地流转比例高的村庄的粮食播种面积（4351.17 亩）低于农地流转比例低的村庄（5292.80 亩），且二者差异在 1%的水平上显著；而经济作物播种面积在两类村庄间的差异不显著。

表 3 2013 年样本地区农地流转市场发育程度不同村庄的粮食等主要农作物生产差异

	农作物播种面积比例 (%)			农作物播种面积 (亩)		
	粮食作物	经济作物	其他作物	粮食作物	经济作物	其他作物
所有村庄	82.83	12.99	4.18	4790.81	414.80	133.22
农地流转比例低的村庄	87.82	10.16	4.32	5292.80	374.53	159.28
农地流转比例高的村庄	78.46	15.47	4.06	4351.17	450.07	118.13
t 检验统计量对应概率	0.000	0.000	0.018	0.001	0.702	0.069

表 4 进一步比较了在不同约束条件下农地流转市场发育程度不同的村庄的粮食生产情况。耕地资源丰裕且农地流转比例低的村庄，其粮食播种面积比例平均为 86.16%，高于耕地资源丰裕且农地流转比例高的村庄（76.44%），并且这一差异（9.72 个百分点）低于耕地资源匮乏但农地流转比例不同村庄间的差异即 14.45 个百分点（88.28%和 73.83%之差）。同时，耕地资源丰裕且农地流转比例低的村庄，其平均粮食播种面积为 6024.12 亩，高于耕地资源丰裕且农地流转比例高的村庄（5878.63 亩），且这一差异显著低于耕地资源匮乏但农地流转比例不同村庄间的差异。这说明，农地流转市场发育对粮食播种面积比例及粮食播种面积的影响会因耕地资源丰裕程度的不同而不同。同理可说明，在不同的农产品市场容量与要素替代难易度这两个约束条件下，农地流转市场发育对粮食生产的影响也不同。

表 4 2013 年样本地区不同约束条件下农地流转市场发育程度不同村庄的粮食生产差异

		粮食播种面积比例 (%)		粮食播种面积 (亩)	
		农地流转比例低村庄	农地流转比例高村庄	农地流转比例低村庄	农地流转比例高村庄
耕地丰裕度 (耕地资源禀赋)	丰裕村	86.16	76.44	6024.12	5878.63
	匮乏村	88.28	73.83	5190.95	2545.87
区位条件 (农产品市场容量)	城郊	77.84	72.12	4361.00	2746.36
	远郊	86.28	85.64	9272.14	6986.14
坡耕地比例 (要素替代难易度)	平原	87.34	83.00	6597.95	5877.30
	丘陵山地	87.59	68.69	4571.70	1869.85

四、实证分析结果

(一) 不考虑约束条件的模型估计结果

表 5 报告了分别以粮食播种面积比例和粮食播种面积为被解释变量的 (1) 式模型关于模型设定的 Hausman 检验结果。本文先用 Hausman 检验比较不处理农地流转市场发育程度变量内生性问题的固定效应模型估计结果 (FE-OLS) 和随机效应模型估计结果 (RE-GLS), 以确定选择何种模型和估计量。在确定 FE-OLS 或 RE-GLS 估计量的基础上, 再用 Hausman 检验比较固定效应模型下的 OLS 估计结果 (FE-OLS) 和工具变量估计结果 (FE-IV) 的差异, 或者随机效应模型下的 GLS 估计结果 (RE-GLS) 和工具变量估计结果 (RE-IV) 的差异, 以决定选择何种模型和估计量。

对于粮食播种面积比例调整模型, 针对 FE-OLS 和 RE-GLS 估计量差异的 Hausman 检验结果显示, 卡方统计量为 14.39, 在 1% 的统计水平上显著拒绝了原假设, 表明两套估计量存在系统性差异, 即 FE-OLS 估计量是一致的, 而 RE-GLS 存在偏误, 故选择用固定效应模型估计。进一步, 针对固定效应模型下 FE-OLS 和 FE-IV 估计量差异的 Hausman 检验结果显示, 卡方统计量为 10.29, 没有拒绝原假设, 表明两套估计量没有系统性差异, 模型中农地流转市场发育程度变量的内生性问题并不严重, 不需要采用工具变量法, 用固定效应模型估计是适宜的选择。对粮食播种面积调整模型关于模型设定的 Hausman 检验结果与上述检验结果类似, 也表明用固定效应模型估计是适宜的选择。因此, 本文基于表 6 中的 FE-OLS 估计结果来讨论农地流转市场发育对粮食播种面积比例及粮食播种面积的影响。作为稳健性对比, 表 6 也报告了随机效应模型估计量 (RE-GLS)。

表 5 模型设定的 Hausman 检验结果

	被解释变量: 粮食播种面积比例	被解释变量: 粮食播种面积 (对数)
FE-OLS 与 RE-GLS 的差异	14.39***	157.00***
FE-OLS 与 FE-IV 的差异	10.29	0.36

注: ***表示在 1% 的水平上显著。

表 6 中的 FE-OLS 估计结果表明, 在不考虑耕地资源禀赋、农产品市场容量、要素替代难易度三项约束条件的情况下, 农地流转比例对粮食播种面积比例有负向影响, 其边际影响为 -0.287, 并且在 1% 的统计水平上显著。这表明, 基于江苏、吉林、四川三省 302 个村庄跨时 11 年的数据, 中国农地流转市场发育总体上会导致粮食播种面积比例下降。相比于农地流转之前的农户分散经营, 农地流转比例每提高 1 个百分点, 规模化经营会将一部分种植粮食作物的农地转为种植经济作物, 粮食播种面积比例会下降 0.287 个百分点。同时, 农地流转比例对粮食播种面积也存在显著的负向影响, 且在 1% 的统计水平上显著, 表明农地流转市场发育也会导致粮食播种面积缩减。综上, 中国农地流转市场发育会同时导致粮食播种面积和粮食播种面积比例下降, 相对的种植结构和绝对的种植面积的变化都表明, 农地流转不利于粮食生产。

表 6 农地流转市场发育影响粮食播种面积比例与粮食播种面积调整的模型估计结果

	粮食播种面积比例		粮食播种面积（对数）	
	FE-OLS	RE-GLS	FE-OLS	RE-GLS
关键变量				
农地流转比例	-0.287*** (-7.044)	-0.281*** (-7.714)	-0.009*** (-5.809)	-0.010*** (-6.553)
控制变量				
村耕地丰裕度	0.133 (0.802)	0.464*** (4.256)	0.009 (1.365)	0.044*** (8.700)
村区位条件	-0.034 (-0.632)	-0.046 (-1.245)	-0.003 (-1.210)	0.005*** (2.662)
高比例坡耕地村虚拟变量与2013 年时间虚拟变量交互项	-5.016*** (-3.590)	-4.789*** (-3.551)	-0.165*** (-3.030)	-0.243*** (-4.237)
非农就业比例	0.001 (0.051)	0.006 (0.286)	-0.004E-01 (-0.429)	-0.014E-01 (-1.558)
农产品贩运商数量	0.089*** (4.098)	0.067*** (3.405)	0.002** (1.985)	0.003*** (3.878)
2008 年虚拟变量	-1.344* (-1.653)	-1.265 (-1.561)	-0.048 (-1.515)	-0.043 (-1.260)
2013 年虚拟变量	6.810*** (5.352)	6.598*** (5.431)	0.183*** (3.682)	0.248*** (4.781)
常数项	83.674*** (36.540)	81.610*** (45.600)	7.978*** (89.660)	7.516*** (88.250)
观察值数	906	906	904	904
F检验值	12.490***	—	7.710***	—
卡方检验值	—	129.280***	—	199.660***

注：①*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；②括号内数字为估计系数的 t 值；③由于有一个村两年粮食播种面积为零，对其取对数导致观察值数减少为 904 个；④工具变量的估计结果略。

（二）考虑约束条件的固定效应估计结果

不考虑约束条件的以粮食播种面积比例和粮食播种面积为被解释变量的（1）式模型的估计结果表明，固定效应估计量（FE-OLS）是适宜的估计量，因而考虑约束条件的（2）式模型也选择固定效应估计量（FE-OLS）。表 7 和表 8 分别报告了（2）式模型的固定效应估计结果（FE-OLS）。

1.耕地资源禀赋约束下的估计结果及分析。表 7、表 8（1）列单独加入村耕地丰裕度虚拟变量与农地流转比例的交互项。模型估计结果显示，农地流转比例对粮食播种面积比例及粮食播种面积仍然存在负向影响，二者均在 1%的水平上显著。村耕地丰裕度虚拟变量与农地流转比例的交互项在 1%的水平上显著且系数为正，说明在人均耕地面积较大的村庄，农户在农地流转后会选择维持

甚至扩大粮食播种面积比例及粮食播种面积，通过经营规模化降低成本，获得规模经济；而规模较小的农户则会考虑调整种植结构，缩减粮食播种面积，选择种植比较效益较高的经济作物。因此，实证分析结果验证了本文的第一个研究假说，即耕地资源禀赋越丰裕，种植结构越容易向粮食作物调整，从而抵消农地流转对粮食生产的负面影响。

2.农产品市场容量约束下的估计结果及分析。表 7、表 8（2）列单独加入农产品市场容量这一约束条件，即村区位条件虚拟变量与农地流转比例的交互项。模型估计结果显示，农地流转比例对粮食播种面积比例及粮食播种面积仍有显著的负向影响。在农地流转市场发育对粮食播种面积比例调整的影响中，村区位条件虚拟变量与农地流转比例的交互项在 1%的水平上显著且系数为正；在农地流转市场发育对粮食播种面积调整的影响中，该交互项在 5%的水平上显著且系数为正。上述结果说明，村庄越是处于远郊，距离农产品销售市场越远，越倾向于增加粮食作物播种面积。粮食作物相较于水果蔬菜等经济作物而言，生产周期较长，销售周期较为固定，对市场容量与销售半径要求较低。在偏远的农村地区选择种植经济作物所面临的种植与销售风险较大，而在城市近郊则有较为充足的农产品销售空间，允许粮食作物种植向经济作物种植转变。因此，实证分析结果验证了本文的第二个研究假说，即较大的农产品市场容量会增强种植结构向粮食调整的难度，从而强化农地流转对粮食生产的负面影响。

3.要素替代难易度约束下的估计结果及分析。表 7、表 8（3）列单独加入要素替代难易度约束条件，即高比例坡耕地村虚拟变量与农地流转比例的交互项。模型估计结果表明，在纳入要素替代难易度约束条件后，农地流转比例对粮食播种面积比例仍然有显著的负向影响，而对粮食播种面积的影响不再显著。高比例坡耕地村虚拟变量与农地流转比例的交互项对粮食播种面积比例和粮食播种面积均有负向影响，且在 1%的水平上显著。这说明，在坡耕地比例较高的低山丘陵地区，农地流转市场发育会促使农业生产者将种植结构更多地向经济作物调整，缩减粮食播种面积。这一结果与现实相符。在耕地不适宜机械作业的低山丘陵地区，粮食作物生产环节中以机械替代人力的难度较大，机械难以有效替代劳动力，加上经济作物有利于充分利用农户家庭劳动力，这些因素共同促使种植品种向经济作物转变。因此，实证分析结果验证了本文的第三个研究假说，即耕地坡度会加大要素投入结构调整的难度，从而强化农地流转对粮食生产的负面影响。

4.约束条件综合效应的估计结果及分析。表 7、表 8（4）列报告了同时考虑三项约束条件影响的参数估计结果，该结果展示了在同时考虑耕地资源禀赋（耕地丰裕度）、农产品市场容量（村区位条件）、要素替代难易度（坡耕地比例）三个约束条件的情况下，农地流转市场发育对粮食生产的影响以及约束条件在其中的作用。模型估计结果表明，除了耕地丰裕度虚拟变量与农地流转比例交互项对粮食播种面积比例及粮食播种面积影响不显著，以及村区位条件虚拟变量与农地流转比例交互项对粮食播种面积影响不显著外，其余约束条件皆对粮食生产有显著影响。各约束条件与农地流转比例交互项的影响与之前分别考虑各约束条件时的结果基本一致，进一步验证了本文的研究假说。

在上述模型估计结果中，其余控制变量对村庄粮食播种面积比例及粮食播种面积的影响符合理论预期。村庄内农产品贩运商数量对粮食生产在绝大多数情况下表现出显著的正向影响，说明村庄

内农产品贩运商在合理需求内人数越多，就越能为种粮农户提供相应的服务，从而保证粮食在销售环节以合理价位、便捷方式出售，从而有效促进粮食播种面积比例及播种面积增加。

表 7 农地流转市场发育影响粮食播种面积比例调整的模型估计结果：有约束条件

	粮食播种面积比例 (FE-OLS)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
关键变量				
农地流转比例	-0.313*** (-7.215)	-0.333*** (-7.840)	-0.146** (-2.292)	-0.216*** (-3.129)
村耕地丰裕度虚拟变量×农地流转比例	0.198*** (2.611)	—	—	0.091 (1.175)
村区位条件虚拟变量×农地流转比例	—	0.323*** (3.786)	—	0.262*** (3.081)
高比例坡耕地村虚拟变量×农地流转比例	—	—	-0.232*** (-2.867)	-0.189** (-2.307)
村耕地丰裕度	1.784 (0.910)	—	—	2.894 (1.491)
村区位条件	—	-3.853* (-1.784)	—	-0.926 (-0.399)
高比例坡耕地村虚拟变量与2013年时间虚拟变量交互项	—	—	-2.712* (-1.683)	-3.292* (-1.907)
控制变量				
非农就业比例	0.044E-01 (0.183)	0.007 (0.293)	0.043E-01 (0.183)	0.075E-01 (0.321)
农产品贩运商数量	0.100*** (4.578)	0.076*** (3.404)	0.087*** (4.049)	0.079*** (3.612)
2008年虚拟变量	-1.572* (-1.925)	-1.482* (-1.821)	-1.331* (-1.648)	-1.510* (-1.886)
2013年虚拟变量	3.500*** (3.564)	3.726*** (3.696)	5.544*** (4.162)	5.476*** (3.681)
常数项	82.684*** (72.490)	84.464*** (71.170)	83.530*** (93.190)	82.432*** (60.550)
样本量	906	906	906	906
模型拟合优度F检验	13.980***	14.090***	15.490***	12.010***

注：①*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；②括号内数字为估计系数的 t 检验统计值。

表 8 农地流转市场发育影响粮食播种面积调整的模型估计结果：有约束条件

	粮食播种面积（对数）（FE-OLS）			
	(1)	(2)	(3)	(4)
关键变量				
农地流转比例	-0.010*** (-5.976)	-0.010*** (-6.100)	-0.004 (-1.593)	-0.006** (-2.108)
村耕地丰裕度虚拟变量×农地流转比例	0.008*** (2.707)	—	—	0.005 (1.612)
村区位条件虚拟变量×农地流转比例	—	0.007** (2.180)	—	0.005 (1.404)
高比例坡耕地村虚拟变量×农地流转比例	—	—	-0.009*** (-2.737)	-0.007** (-2.202)
村耕地丰裕度	0.151** (2.000)	—	—	0.192** (2.554)
村区位条件	—	-0.167** (-1.984)	—	-0.089 (-0.983)
高比例坡耕地村虚拟变量与2013年时间虚拟变量交互项	—	—	-0.086 (-1.364)	-0.084 (-1.245)
控制变量				
非农就业比例	-0.002E-01 (-0.272)	-0.003E-01 (-0.306)	-0.002E-01 (-0.267)	-0.003E-01 (-0.320)
农产品贩运商数量	0.002** (2.571)	0.001 (1.599)	0.002* (1.928)	0.002* (1.950)
2008年虚拟变量	-0.057* (-1.819)	-0.052 (-1.625)	-0.048 (-1.516)	-0.054* (-1.741)
2013年虚拟变量	0.069* (1.828)	0.078** (1.989)	0.143*** (2.754)	0.109* (1.874)
常数项	7.897*** (179.700)	8.010*** (172.700)	7.960*** (228.100)	7.914*** (149.300)
样本量	904	904	904	904
模型拟合优度F检验	10.080***	7.500***	9.470***	8.190***

注：①*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；②括号内数字为估计系数的 t 检验统计值。

（三）稳健性检验：考虑约束条件的 RE 和 IV 估计结果

为了与表 7 和表 8 中的固定效应估计量（FE-OLS）对比，同时在一定程度上检验该估计结果的稳健性，表 9 报告了考虑约束条件的（2）式模型的随机效应估计结果和工具变量估计结果。

表 9 中的随机效应估计结果（RE-GLS）显示，农地流转市场发育对粮食播种面积比例和粮食

播种面积也都有显著的负向影响，除了村耕地丰裕度虚拟变量与农地流转比例交互项对粮食播种面积比例与粮食播种面积影响不显著、村区位条件虚拟变量与农地流转比例交互项对粮食播种面积影响不显著外，其余约束条件皆对粮食播种面积比例和粮食播种面积有显著的影响，且与前文对应各项的影响方向相同。

表 9 也报告了用工具变量处理模型内生性问题的估计结果（FE-IV 和 RE-IV）^①。首先，针对工具变量的弱工具变量 F 检验表明，F 值都在 24 以上，远高于一般要求的 10。这表明，在不同约束条件下，“有无企业包地”和“农地流转审批”这两个工具变量对农地流转比例均有显著影响；工具变量与不同约束条件交互项对农地流转比例与不同约束条件交互项也存在显著影响。因此可以认为，这两个变量都适宜作为处理模型内生性问题的工具变量，不存在弱工具变量问题。其次，表 9 所列的工具变量估计结果 FE-IV 和 RE-IV 表明，农地流转市场发育对粮食播种面积比例和粮食播种面积均有显著的负向影响，同时区位条件虚拟变量与农地流转比例交互项对粮食播种面积比例有显著的正向影响，其他关键变量影响不显著。由于 Hausman 检验结果表明模型不存在内生性问题，因此，参数估计效率较低，很多估计量的统计检验结果不显著，属于合理情况。

表 9 农地流转市场发育对粮食生产调整的模型估计结果：有约束条件

	粮食播种面积比例			粮食播种面积（对数）		
	不处理 内生性	处理内生性		不处理 内生性	处理内生性	
	RE-GLS	FE-IV	RE-IV	RE-GLS	FE-IV	RE-IV
关键变量						
农地流转比例	-0.244*** (-3.900)	-0.361** (-1.994)	-0.397*** (-2.598)	-0.005** (-1.964)	-0.015** (-2.107)	-0.015** (-2.157)
村耕地丰裕度虚拟变量× 农地流转比例	0.091 (1.267)	-0.046 (-0.215)	-0.007 (-0.037)	0.004 (1.244)	0.007 (0.904)	0.009 (1.060)
村区位条件虚拟变量×农 地流转比例	0.270*** (3.369)	0.540** (2.293)	0.565*** (2.804)	0.002 (0.649)	0.005 (0.562)	0.001 (0.059)
高比例坡耕地村虚拟变量 农地流转比例	-0.160** (-2.262)	-0.352 (-1.514)	-0.312 (-1.606)	-0.010*** (-3.132)	-0.010 (-1.058)	-0.011 (-1.304)
村耕地丰裕度	0.021 (0.013)	3.134 (0.975)	2.061 (0.766)	0.265*** (3.673)	0.104 (0.834)	0.137 (1.124)
村区位条件	-2.102 (-1.171)	-3.233 (-0.948)	-4.101 (-1.460)	0.251*** (-3.108)	-0.058 (-0.437)	0.226* (-1.802)
高比例坡耕地村虚拟变量 与	-2.824* (-1.730)	-1.459 (-0.519)	-1.482 (-0.618)	-0.168** (-2.432)	-0.057 (-0.516)	-0.117 (-1.048)

^①限于篇幅，表 9 相关模型的工具变量估计的第一阶段结果不做报告。

农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件

2013 年时间虚拟变量交互项						
控制变量						
非农就业比例	0.002E-01 (0.011)	0.013 (0.545)	0.012 (0.603)	-0.016E-01* (-1.718)	-0.002E-01 (-0.222)	-0.011E-01 (-1.193)
农产品贩运商数量	0.054*** (2.683)	0.064** (2.469)	0.058*** (2.714)	0.003*** (3.370)	0.002* (1.773)	0.003*** (2.981)
2008 年虚拟变量	-1.379* (-1.728)	-0.475 (-0.485)	-0.505 (-0.608)	-0.044 (-1.318)	-0.013 (-0.346)	-0.005 (-0.123)
2013 年虚拟变量	5.435*** (3.920)	7.442*** (3.332)	7.348*** (3.902)	0.222*** (3.774)	0.225** (2.569)	0.313*** (3.588)
常数项	84.199*** (57.490)	84.647*** (45.660)	85.329*** (32.190)	7.804*** (108.860)	8.009*** (111.320)	7.924*** (87.710)
样本量	906	906	906	904	904	904
Wald 卡方检验	137.420***	62891.530***	124.420***	162.410***	388731.340***	113.700***

注：①*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；②括号内数字为估计系数的 t 或 Z 检验统计值。

五、结论与讨论

随着农地流转市场日益发育，它对粮食生产的影响备受关注。本文基于江苏、吉林和四川 302 个村庄 2003 年、2008 年和 2013 年 3 期面板数据，从理论和实证两个方面深入分析了农地流转市场发育对粮食生产的影响及其机制以及这一影响过程中的约束条件。农业经营主体根据自身农业资源禀赋与所处市场环境，基于不同作物的要素投入与比较效益差异，调整优化现有的种植结构与要素投入结构。本文研究结果表明，农地流转市场发育会导致粮食播种面积及其比例同时下降，对粮食生产造成不利影响。但是，现实中农业经营主体种植结构与要素投入结构的调整还会受到诸多约束条件的影响。农地流转对粮食生产的作用会受耕地资源禀赋（村耕地丰裕度）、农产品市场容量（村区位条件）、要素替代难易度（村坡耕地比例）等客观约束条件的影响。农地流转对粮食生产的负向作用强度在耕地资源比较丰裕、耕地适宜机械化作业的平原地区以及远离城市的农村地区会被不同程度地弱化。

上述结论具有如下政策涵义：第一，政府应完善农村土地流转的实施机制，将现有工作重点放在强化监督管理方面；同时组织整合零散土地的工作，提升农地流转与土地利用效率。第二，各级政府应当大力支持农业机械技术的研发创新，对进行农业科技创新与科技成果转化的科研院所、团队、企业、农业生产经营参与主体给予相应的鼓励与优惠政策，促进农业实用性机械的研发与普及；并且，农业机械的研发与技术更新不应当只局限于大中型机械，应当充分考虑各地农业生产的现实状况，在发展大中型机械的同时，加强适用于丘陵山区作业的中小型农机具的研制，将提升平原地区农业机械化水平与推动丘陵山区农业机械化进程并举。第三，政府应积极引导发展多种形式的农

业社会化服务, 构建并完善农业公共服务体系, 对农业合作经济组织、涉农企业以及农业院校、科研院所等提供农业社会化服务给予支持与指导。

参考文献

- 1.白经天, 2013:《农村土地流转对粮食生产的影响——对河南省洛阳市相公庄村的调查》,《农村经济与科技》第6期。
- 2.包宗顺、徐志明、高珊、周春芳, 2009:《农村土地流转的区域差异与影响因素》,《中国农村经济》第4期。
- 3.陈怀远, 2014:《警惕土地流转“非粮化”倾向对国家粮食安全的影响——基于对安徽省部分市、县的调研》,《广西社会主义学院学报》第3期。
- 4.陈洁、高韵哲、罗丹、王宾, 2015:《耕地经营权流转对粮食生产的影响》,《农村经营管理》第4期。
- 5.丁忠义、郝晋珉、李新波、张富刚、侯湖平, 2005:《农业产业结构调整中土地利用结构及其与粮食产量关系分析——以河北省曲周为例》,《资源科学》第4期。
- 6.方鹏、黄贤金、陈志刚, 2003:《区域农村土地市场发育的农户行为响应与农业土地利用变化——以江苏省苏州市、南京市、扬州市村庄及农户调查为例》,《自然资源学报》第3期。
- 7.黄季焜、马恒运, 2000:《中国主要农产品生产成本与主要国际竞争者的比较》,《中国农村经济》第5期。
- 8.黄季焜、陶然、徐志刚、刘明兴, 2008:《制度变迁和可持续发展: 30年中国农业与农村》,上海:格致出版社、上海人民出版社。
- 9.姜钰滢, 2016:《家庭农场规模对土地非粮化的影响——基于江苏省家庭农场实证研究》,《经济研究导刊》第21期。
- 10.李勇、杨卫忠, 2014:《农村土地流转制度创新参与主体行为研究》,《农业经济问题》第2期。
- 11.刘琴, 2014:《土地流转制度下粮食主产区粮食生产问题研究》,《生态经济》第4期。
- 12.马育军、黄贤金、许妙苗, 2006:《上海市郊区农业土地流转类型与土地利用变化响应差异性研究》,《中国人口·资源与环境》第5期。
- 13.聂良鹏、宁堂原、陈传军、王芳、李增嘉、郭利伟、赵华桐, 2013:《土地流转对粮食安全的影响与对策》,《山东农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 14.苏纪涛, 2011:《浅析土地流转对粮食安全的负面影响及解决措施》,《经济研究导刊》第6期。
- 15.易小燕、陈印军, 2010:《农户转入耕地及其“非粮化”种植行为与规模的影响因素分析——基于浙江、河北两省的农户调查数据》,《中国农村观察》第6期。
- 16.张丽君、黄贤金、钟太洋、方鹏, 2005:《区域农户农地流转行为对土地利用变化的影响——以江苏省兴化市为例》,《自然科学》第6期。
- 17.张茜、屈鑫涛、魏晨, 2014:《粮食安全背景下的家庭农场“非粮化”研究——以河南省舞钢市21个家庭农场为个案》,《东南学术》第3期。
- 18.曾福生, 2015:《建立农地流转保障粮食安全的激励与约束机制》,《农业经济问题》第1期。
- 19.郑旭媛、徐志刚, 2016:《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》,《经

济学（季刊）》第1期。

20.钟甫宁、陆五一、徐志刚，2016：《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗？——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》，《中国农村经济》第7期。

21.周其仁、刘守英，1997：《湄潭：一个传统农区的土地制度变迁》，载中共贵州省委政策研究室、中共贵州省湄潭县委（编）：《土地制度建设试验监测与评估》，原国务院农研中心发展所。

22.Brümmer, B., and T. Glauben, and W. Lu, 2006, "Policy Reform and Productivity Change in Chinese Agriculture: A Distance Function Approach", *Journal of Development Economics*, 81(1): 61-79.

23.Fleisher, B. M., and Y. Liu, 1992, "Economies of Scale, Plot Size, Human Capital, and Productivity in Chinese Agriculture", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 32(3): 112-123.

24.Gonzalez-Velosa, C., 2011, "Essays on Migration and Agricultural Development", Ph.D. Dissertation, University of Maryland.

25.Ji, Y., X. Yu, and F. Zhong, 2012, "Machinery Investment Decision and Off-farm Employment in Rural China", *China Economic Review*, 23(1): 71-80.

26. Lin, J., 1992, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *American Economic Review*, 82(1): 34-51.

（作者单位：¹南京农业大学中国粮食安全研究中心；
²福建农林大学经济学院）

（责任编辑：何欢）

The Influence and Constraints of the Development of Farmland Transfer Market on Grain Production

Xu Zhigang Tan Xin Zheng Xuyuan Lu Wuyi

Abstract: This article analyzes the influence and mechanisms of market development of farmland transfer on the grain production, especially under different constraining conditions of cultivated land resources, agricultural market capacity and the degree of difficulty in factor substitution caused by topographic features. The results show that farmland transfer has caused a decline both in the acreage of grain and its proportion to crop acreage, which generates harmful effects on grain production. However, this negative impact is constrained by different conditions. The negative effects would be reduced in rural, remote areas and plain areas which is abundant in land resources and suitable for mechanization. Therefore, the study concludes that, besides food security, more attention needs to be paid to the constraining conditions that farmers are facing in the process of promoting China's farmland transfer, such as resource constraints, agricultural market capacity and the degree of difficulty in factor substitution in the adjustment of production structure.

Key Word: Farmland Transfer; Grain Production; Resources Endowment; Agricultural Market Capacity; Degree of Difficulty in Factor Substitution