

# 种植结构“趋粮化”的动因何在？\*

## ——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究

仇童伟 罗必良

**摘要：**本文利用全国9省2704户农户的调查数据，分析了农地产权、要素配置对种植结构的影响。结果表明：①农地产权稳定性的改善会抑制农户种植农作物，但对种植经济作物的抑制作用显著强于对种植粮食作物的抑制作用，且不显著降低粮食种植户的粮食播种面积；②随着农地产权管制的放松，纯务农劳动力占比越高的农户，务农收益最大化的动机会激励他们越倾向于种植经济作物；③兼业农户与“离农”农户具有相同的行为目标，即务农成本最小化，强化地权稳定性将诱导这两类农户更倾向于种植粮食作物；④随着粮食生产中机械使用程度的提高，农地产权稳定性的改善能够提高粮食生产绩效。本文研究认为，农村劳动力的非农转移、地权稳定性的改善以及农业机械使用程度的提高，均会诱导农户更倾向于种植粮食作物，从而表现出种植结构的“趋粮化”。

**关键词：**种植结构 “趋粮化” 农地产权 要素配置

**中图分类号：**F321.1 F307.11 **文献标识码：**A

### 一、引言

2016年中央经济工作会议提出，推动“藏粮于地”和“藏粮于技”战略加快落地，保护和提高粮食综合生产能力。但反观现实，随着工业化和城镇化进程的加快，农村劳动力大规模转移，造成农地抛荒、农地“非粮化”等现象普遍发生（张鸣鸣，2013）。已有研究表明，农村劳动力非农转移会带来农地的流转与集中（钟甫宁、纪月清，2009），但那些转入农地实行规模生产的经营主体，在粮食生产效益较低的状况下往往会进行“非粮化”生产（易小燕、陈印军，2010；张茜等，2014）。由此，近年来，种植结构调整及其“非粮化”成为了各级政府和理论界普遍关注的议题。

一个值得关注的判断是，对于农村改革初期粮食产量的快速增长，学者们普遍将其归因于家庭承包制的实施（例如 McMillian 和 Zhu，1989；Lin，1992）；而对于1984年之后粮食生产下滑和农

---

\*本文研究是国家自然科学基金重点项目“农村土地与相关要素市场培育与改革研究”（项目编号：71333004）和国家自然科学基金政策研究重点支持项目“农地确权的现实背景、政策目标及效果评价”（项目编号：71742003）的阶段性成果。感谢匿名审稿人和编辑部老师对本文提出的宝贵意见，本文作者文责自负。通讯作者：罗必良。

业经济增长疲软，学者们则将其归因于农地产权内在激励的释放殆尽（例如 Lin, 1992; Ma, 2013）。具体的解释是，一方面，不稳定的农地产权会削弱农户对农地的生产性投资，那么，其必然也会抑制农业生产绩效的改善（Jacoby et al., 2002）；另一方面，农地转让权的不完善又会降低农地的配置效率（Kimura et al., 2011）和农业绩效（Ma, 2013）。但是，冀县卿、钱忠好（2010）对 1978~2008 年中国农业绩效增长的分析表明，与第一轮承包相比，第二轮承包时农地产权的完善对农户生产积极性的激励作用更大。何一鸣、罗必良（2010）则从产权管制的角度发现，农地产权管制放松会提高农业绩效。这表明，在家庭承包及其小规模分散格局并未发生根本性变化的背景下，稳定的地权依然使得农业经济回归景气。由此推断，农地产权对粮食生产可能并不存在唯一的决定性影响。

已有研究结论与实际情形的反差更是强烈。一方面，2004~2016 年，中国粮食生产实现了“十三连增”，这显然不能用 McMillian 和 Zhu（1989），Lin（1992）的观点加以解释；另一方面，从《土地管理法》（1998 年）、《农村土地承包法》（2002 年）、《物权法》（2007 年）到《农村土地承包经营纠纷调解仲裁法》（2009 年）的颁布实施来看，中国农地产权也是在不断完善的。这表明，前述关于种植结构调整与农地产权激励弱化的研究文献并不具有足够的解释能力。

事实上，从 1978 年以来中国种植结构的演变历程来看，“非粮化”并不是一种常态，粮食生产也没有呈现很大的波动性。例如，1978~1984 年粮食产量的快速增长，1984 年后农产品价格“双轨制”引致的种植结构调整，到 2004 年农业税减免和农业补贴政策实施诱导的粮食播种面积增加，以及随后的粮食生产疲软，都说明种植结构总是在反复转换的。

问题在于，在农业经营性收入占农户总收入比重与乡村农林牧渔从业人员占比双双下降的背景下农民的种粮行为为何重新且持续地变得活跃起来？钟甫宁等（2016）对此做出的最新解释是，外出工会促使农户增加机械要素投入以替代农业劳动力，并由此提高了粮食播种面积。因为粮食生产中的劳动投入更易于被机械所替代。

很显然，农业生产要素的相互替代或配置方式的调整，依赖于农户对要素相对价格及其潜在收益的有效反应，而一个不减弱的产权是农户做出有效反应的前提。可以认为，农民外出务工与种植结构调整都是产权管制放松的结果。没有要素流动管制的放松，农村劳动力的非农转移就不可能持续增加；没有产权激励结构的变化，要素配置以及种植结构也不会发生持续性转变。因此，有必要讨论促使农户要素投入结构和种植结构调整的产权逻辑。

Hayek（1999）认为，经济发展和要素流动源自知识分工，而知识分工要转化为劳动分工和市场经济，则需要一套社会秩序，以保证每个主体都能够根据自己所积累的知识与信息制定计划并实施。换言之，行为自由和完善的财产处置权构成了分工经济的制度保障，而要素配置对生产结构或产出结构的影响只是一种表象。从上文来看，农地产权确实对种植结构调整存在重要影响。而且，农地产权对农业绩效的影响还是通过要素配置实现的（李宁等，2017）。由此，从农地产权和要素配置两个方面考察种植结构调整，或许有助于在动因和实现路径两个方面解释粮食生产为何会重新受

到小农户青睐<sup>①</sup>。

本文拟采用课题组 2015 年初对全国 9 省 2704 户农户的调查数据，分析农地产权和要素配置对种植结构的影响，并在此基础上，进一步探讨不同要素配置方式下农地产权作用的差异。本文剩余部分安排如下：第二部分通过区分不同产权管约束下的农户行为空间，构建农户要素配置与种植结构调整关系的理论模型；第三部分介绍数据来源、模型设置与变量选取；第四部分是估计结果与分析；第五部分是结论与讨论。

## 二、种植结构调整的内在逻辑

### （一）理论线索

新古典经济学中的厂商理论认为，生产者是根据自身的禀赋和行为能力对市场价格做出反应的。在技术条件不变的情况下，他们通过改变要素配置结构，以实现最大化经营利润。但这里有一个隐含的约束条件，即产权是完全且不减弱的。也就是说，在纯市场行为中不考虑对资源使用和行为能力的管制。很显然，在现实的农业生产中，这一前提是难以成立的。例如，1957~1978 年的人民公社时期，农民对土地的使用、收益和处分权利就被完全剥夺了，这使得农业生产沦为计划经济的附庸。1978~1984 年，虽然国家开始实施家庭承包制，但农村劳动力流动和农户对农地的处分权及收益权依然受到较大程度的管制。由此造成的结果是，农业生产依附于国家政策方针，经营主体缺乏自主决策权。

产权作为制度的重要组成部分，旨在界定基于主体与物品的归属关系背后的不同主体间的财产关系（North, 1994）。但产权经济学不仅关注产权的成文规定，更关注它的实际运行与操作，其中，产权主体的行为能力是一个重要方面。Barzel（1989）指出，人们对资产的权利不是永久不变的，它是人们自己直接加以保护、他人企图夺取和任何“第三方”所做的保护这项权利的努力程度的函数。任何对产权施加的约束，都会导致产权的“稀释”。在此基础上，罗必良（2014）将农地产权强度归纳为国家赋权、社会认同和行为能力的三维表达。而从 Hayek（1999）关于秩序的界定来看，产权其实就是一系列“自由权项”，参与主体行为能力的发挥很大程度上受制于组织对产权行使空间的干预。也就是说，生产者基于自身禀赋和行为能力的经营行为，只有置于产权管制的视角下，才能真实地反映他们是如何以及为何会调整要素配置结构并改变生产布局的。

在农业生产中，产权管制也是约束种植结构调整和农业绩效的重要情景因素（Lin, 1992；何一鸣、罗必良，2010）。根据张五常（2002）的说法，产权具有一系列内部结构，其结构的完整性决定了主体行使权能的自由空间。杨小凯和黄有光（1999），以及张五常（2002）从农地产权的多维性入手，将其细分为农地使用权、收益权和处置权。与之相对应，农地产权管制大致可以分为要素配置权管制（农地租赁、农业劳动力非农转移、农业雇工），农地处置权管制（使用方式、农作物品种选

<sup>①</sup>这里是与 1978~1984 年相比而言的，该阶段国家采取粮食征订和粮食价格补贴政策诱导农户种植粮食，在劳动力流动性不足和经济作物市场受限的状况下，种植粮食自然受到农户青睐。

择), 以及产品处置权与收益权管制(限市、限价, 如人民公社时期的统购派购制度取消了农民对农产品的自由售卖权)等。依据这一分类, 产权管制约束下的农户不仅缺乏与农地经营相关的农地配置自由和采纳社会化服务的机会, 而且在选择农作物品种和调整种植结构方面也缺乏自由选择权。与此伴随的是, 农产品的销售管制和价格管制, 以及家庭劳动力流动的体制约束。国家或组织采用产权管制的方式干预农业生产, 将造成巨大的产权公共域, 并导致产权租值的无谓耗散。其中, 组织监督或命令传达的交易成本也是一项重要的效率损失。换句话说, 由农地产权管制造成的价格信号失灵, 不仅压缩了农业经营主体依据市场价格调整经营结构或配置要素的自由空间, 也会在产权公共域和交易费用巨大的情形下约束农业分工和社会化服务市场等的发展, 由此形成了一个“管制—低效率—管制”的“正反馈”的农业发展困局。

农地产权管制放松则意味着, 农户的要素配置权、农地处置权以及产品处置权与收益权都将得到强化, 由此, 他们依据自身禀赋和行为能力配置家庭生产要素以实现收益最大化的自由空间也是在同步扩大的<sup>①</sup>。此时, 理性的农户在配置要素进行农业生产时, 不仅会考虑农业生产的投入产出问题, 也会在劳动力流动性增强和部门要素价格差异扩大的情形下最小化农业生产的机会成本。具体来说, 农业生产一般具有长周期性, 但种植不同农作物所表达的周期性含义是不同的。如果农户种植的是水果或药材等经济作物, 由于前期需要对基础设施进行较高的固定投入, 加之该类型作物的生长周期较长, 这会造成种植品种的专用性与资本套牢现象。如果再将学习生产技术、要素采购与产品销售的信息搜寻等投入考虑进来, 调整种植结构将造成更多的沉淀成本无法收回, 套牢的情形也会更加严重。相反, 如果农户种植的是粮食作物(如水稻、玉米、小麦等), 由于该类型农作物生长不存在跨年度的路径依赖问题, 农户能够根据市场与要素价格的变化及时做出适应性调整, 并不会形成明显的资本套牢现象。

此外, 在家庭经营格局下, 农业生产中可支配的劳动力也存在刚性约束的风险。一旦农地经营规模突破家庭劳动力的预算约束, 雇工经营就成为必然。但正如上文所述, 不同的农作物在经营中的可套牢程度是不同的, 而且不同农作物在生产过程中的雇工所隐含的劳动监督成本也是不同的。相对来说, 经济作物种植尤其具有劳动密集、劳动质量难以考核的特点, 而生产粮食作物的劳动消耗主要集中在整地、插播与收割等环节, 并易于采用机械作业, 劳动监督成本相对较低, 这决定了粮食作物的生产在农业分工上更具优势(仇童伟和罗必良, 2017)。一旦非农就业机会的增加以及非农就业工资率超过农业劳动力生产率, 农户必然会在劳动力非农转移的过程中最小化农业劳动投入, 同时也会尽量避免在农业生产中形成结构性套牢。随着农村劳动力非农转移与农业用工成本的上升, 农户在经营农业时不仅需要考虑家庭劳动力投入的机会成本, 也需要通过雇工或参与农业分工来提高家庭的要素配置效率。因此, 作为理性决策者的农户, 一方面会选择以机械替代劳动, 另一方面也会选择种植更易于进行分工的农作物。特别是在农业分工与社会化服务成为一种大趋势的背景下(向国成、韩绍凤, 2007), 农户在种植结构的调整中转向“趋粮化”具有必然性。

<sup>①</sup>这里假定农户的偏好同质, 而且他们在择业和农作物品种选择方面仅考虑利润最大化问题。

(二) 机理分析

农业绩效是由要素的生产效率和配置效率共同决定的，农地产权通过影响生产要素的配置而影响农业绩效（李宁等，2017）。为了从新古典假设来探讨要素配置与种植结构调整的关系，并过渡到在不同产权管制状态下对种植结构进行比较静态分析，下文将首先假设农地产权完善且不减弱，即无产权管制，以考察生产要素配置与种植结构调整的关系；然后分别在产权管制和产权管制放松两种情形下考察种植结构调整，并进一步阐述农地产权与要素配置的内在关联。

1.要素配置与种植结构调整。新古典经济学中的供需理论假设产权完全且不减弱，以及交易费用为零。为此，图 1a 和图 1b 中也假设农地产权界定完全且不存在交易费用，同时假定粮食作物生产和经济作物生产不存在技术异质性。图 1a 中， $Q^*$  表示农户承包地总规模， $P_1$  和  $P_2$  分别为单位粮食作物和经济作物的价格， $L_1$  和  $L_2$  分别表示务农劳动力和外出务工劳动力， $L_1/(L_1 + L_2)$  表示务农劳动力比重。如果在劳动力转移过程中，始终有  $P_1 > C_1$  和  $P_2 > C_2$  ( $C_1$  和  $C_2$  分别为种植粮食作物和经济作物的单位成本)，那么，随着外出务工劳动力比重的提高，种植劳动投入高的经济作物的机会成本将不断增加，此时粮食作物和经济作物种植规模的变化趋势分别为  $Q_1$  和  $Q_2$ 。需要指出的是，在家庭农业劳动力较多的情况下，种植经济作物较高的劳动需求所引致的机会成本问题，在这里可以忽略；相反，劳动力转移规模的扩大则会提高农业生产中劳动投入的机会成本。正是考虑到这点，当  $P_1 < C_1$  和  $P_2 < C_2$  时， $Q_1'$  和  $Q_2'$  将同时趋向于 0 ( $Q_1'$  和  $Q_2'$  分别表示粮食作物和经济作物的种植规模)。此时，种植粮食作物和经济作物的成本已超过预期收益，农户的最优决策是粮食作物和经济作物的种植规模均为 0 (即“弃耕”)。

图 1b 分析了农业分工对种植结构的影响，其中， $D_1$  和  $D_2$  分别表示粮食作物和经济作物生产环节的分工程度， $D_1/D_2$  表示粮食作物与经济作物的分工程度比。

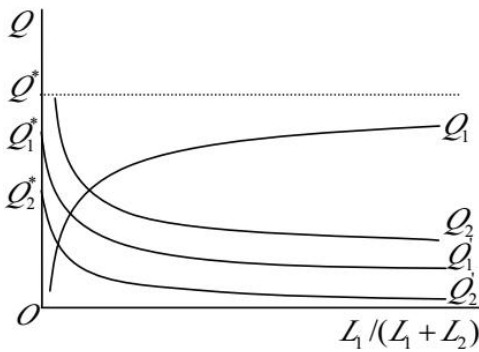


图 1a 劳动力流动与种植结构

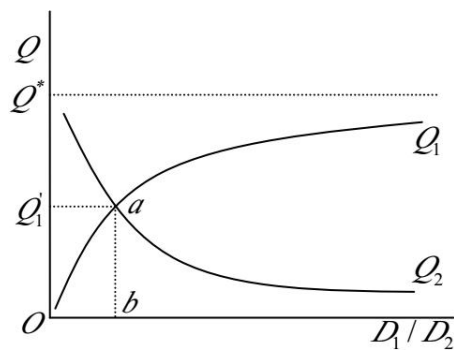


图 1b 农业分工与种植结构

在产权完全且不减弱的情形下，农业生产要素配置将按照分工经济进行，而农业生产环节的可分工程度则决定了要素的替代弹性。假定两种农产品的市场预期稳定，且仅考虑分工经济带来的规模效益。在不考虑农业生产机会成本大于预期收益的情况下，随着粮食生产环节分工程度的提高（显著快于经济作物），曲线  $Q_1$  和  $Q_2$  的变化趋势意味着，农业生产中粮食作物的比重将越来越大。值得注意的是，在  $Ob$  区间内， $Q_2 > Q_1$ ，此时粮食作物由分工经济带来的收益还不足以抵消经济作物的

价格优势。而且，如果农业劳动力长期滞留在农业部门，那么， $b$ 点将向右边平移。其原因是，一方面，农业劳动力闲置会降低农业生产的机会成本。另一方面，农业生产中劳动力就业需求也会降低机械对劳动的替代率。这样，生产曲线 $Q_1$ 斜率将下降， $Q_2$ 斜率将增加。数据表明<sup>①</sup>，2010~2015年平均，三种粮食亩均用工量为6.30个工日，花生、油菜籽和棉花每亩用工量分别为9.20个、7.75个和19.54个工日，而且经济作物的生产环节大多难以参与分工，也就容易导致曲线 $Q_2$ 斜率的下降，即经济作物种植规模将加速下降。

2. 农地产权管制与种植结构调整。图2描述了农地产权管制和管制放松时农户调整种植结构的过程。首先，考察产权管制下的种植结构。假定：①农地产权管制决定了农户只能种植粮食作物或经济作物；②粮食作物生产和经济作物生产不存在技术异质性。如果不考虑由产权管制风险造成的市场不稳定状态， $Q_1$ 和 $Q_2$ 仅由 $P_1 - C_1$ 与 $P_2 - C_2$ 决定。当 $(P_1 - C_1)/(P_2 - C_2) > 1$ 时， $Q_1 = Q^*$ ，即农户将承包地全部用于种植粮食作物。如果考虑产权管制造成的产品市场风险 $r_1$ 和 $r_2$ （ $r_1$ 表示粮食作物产品市场风险， $r_2$ 表示经济作物产品市场风险），那么，两类农作物产品价格比为 $(1 - r_1)(P_1 - C_1)/(1 - r_2)(P_2 - C_2)$ 。在这种情况下，如果经济作物的管制风险大于粮食作物，那么， $Q_1$ 和 $Q_2$ 将分别变为 $Q_1'$ 和 $Q_2'$ ，即农户在 $a$ 点之后就会将承包地全部用于种植粮食作物；如果粮食作物的产品市场风险大于经济作物，那么， $Q_1$ 和 $Q_2$ 将分别变为 $Q_1''$ 和 $Q_2''$ ，即农户在 $e$ 点之后将承包地全部用于种植粮食作物。在 $ab$ 、 $cd$ 和 $ef$ 三条虚线上，有 $(1 - r_1)(P_1 - C_1) = (1 - r_2)(P_2 - C_2)$ ，即经济作物和粮食作物的预期净收益相等，此时种植经济作物和粮食作物对农户的经营收益是无差异的。其实，从中国的经验可知，管制风险与农产品价格（受限制的农产品市场）是具有政策依赖性的。在1978~1984年、1985~1993年和1994~2003年期间，粮食产品价格具有保护价的性质，但经济作物种植不仅受到粮食征购量和订购量的约束，其价格也被粮食产品挤压，并受到来自政策层面的“歧视”，形成了较大的价格管制风险。尤其是在1978~1984年，粮食作物更是占据了种植结构的主导地位。可以这样说，1978~1993年国家对于种植经济作物的管制较强，1993年之后对种植经济作物的管制才逐渐放松。

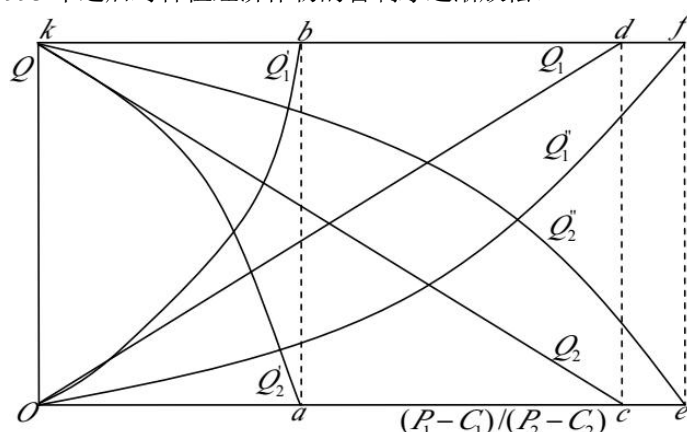


图2 产权管制与管制放松下农作物产品净收益与种植结构

<sup>①</sup>参见国家发展和改革委员会价格司（编），2016：《全国农产品成本收益资料汇编 2016》，中国统计出版社。

其次，假定农地产权管制的约束放松，即农户可以自由选择种植粮食作物和经济作物，或在农业和非农行业配置资源，上述假设②仍成立。情形 1：如果  $P_1 < C_1$  和  $P_2 < C_2$ ，农户的最优种植结构为  $Q_1 = Q_2 = 0$ ，即家庭劳动力全部非农转移。情形 2：如果  $P_1 > C_1$  和  $P_2 > C_2$ ，那么农户的最优种植结构取决于  $P_1 - C_1$  与  $P_2 - C_2$  的比值。图 2 中， $Od$  和  $kc$  曲线表示，在不考虑农产品市场风险时粮食作物种植规模和经济作物种植规模的关系。当  $(P_1 - C_1)/(P_2 - C_2) > 1$  时， $Q_1 = Q^*$ （ $Q^*$  表示农地禀赋，图 2 中并未给出）。如果考虑农产品市场风险，农户的生产决策将取决于  $(1 - r_1)(P_1 - C_1)$  与  $(1 - r_2)(P_2 - C_2)$  的比值。但如果粮食作物产品的预期价格不稳定，即  $r_1 > r_2$ ，那么， $Od$  曲线将转变为  $Ob$  曲线。而且，产权管制放松由于提高了劳动力的流动性，使得  $C_1$  和  $C_2$  不再只是生产成本，而更多地体现为农业生产的机会成本。因此，在农业部门与非农部门中单位劳动力价格差距不断扩大的前提下， $cd$  曲线会向左平移。这样一来，种植结构也越可能被粮食作物主导。

### 三、数据来源、模型设置与变量选取

#### （一）数据来源与样本描述

课题组于 2015 年年初通过分层聚类方法对农户进行了抽样问卷调查。其抽样过程是，首先，根据各省份总人口、人均国内生产总值、耕地面积、耕地面积占全省国土面积的比重、农业人口占全省人口的比重和农业产值占全省 GDP 的比重 6 个指标进行聚类分析，并结合中国七大地理分区，抽取了 9 个省份（包括东部地区的辽宁、江苏和广东，中部地区的山西、河南和江西，西部地区的宁夏、四川和贵州）；然后，按上述 6 个指标对各省的县（区、市）再进行聚类分析，在每个样本省份分别抽取 6 个样本县（合计 54 个），在每个样本县按经济发展水平高低抽取 4 个乡镇（因课题需要，在广东、江西各抽取 10 个样本乡镇）；接着，在每个样本乡镇随机抽取 1 个行政村，在每个行政村又随机抽取 2 个自然村；最后，在每个样本自然村随机挑选 5 户样本农户。此次调查共发放问卷 2880 份，回收问卷 2838 份，其中有效问卷 2704 份，问卷有效率为 95.28%。

表 1 汇报了样本的基本特征。在个体特征方面（主要分析受访者特征），男性占 63.72%，年龄在 26~65 岁的占 75.62%；从事兼业或非农务工的比例为 67.46%，有非农就业经历的占 59.10%；受教育程度为初中及以下的占 72.15%，说明当前农村居民整体受教育水平不高。在家庭特征方面，家庭人口数在 4 人及以上的农户占比为 62.34%，家庭中有老人或小孩的农户占比为 58.36%；家庭年收入在 5 万元以下的农户占比达到 76.29%；在农作物种植方面，种植粮食作物的农户占比为 77.22%，种植经济作物的农户占比为 36.61%。

表 1 样本基本特征

个体特征		选项	人数 (人)	比例 (%)	家庭特征		选项	户数 (户)	比例 (%)
受访者性别	男		1723	63.72	家庭规模	1 人	32	1.18	
	女		981	36.28		2 人	220	8.14	
受访者年龄	25 岁及以下		472	17.46		3 人	496	18.34	
	26~35 岁		381	14.09		4 人	789	29.18	

种植结构“趋粮化”的动因何在？

	36~45岁	583	21.56		4人以上	1167	43.16
	46~55岁	673	24.88	家庭成员结构	无小孩及老人	1126	41.64
	56~65岁	408	15.09		有小孩或老人	1578	58.36
	65岁以上	187	6.92		1万元以下	385	14.24
受访者职业	农业	880	32.54	家庭年收入水平	1万~3万元	963	35.61
	兼业	1071	39.61		3万~5万元	715	26.44
	非农业	753	27.85		5万~10万元	448	16.57
					10万元以上	193	7.14
受访者受教育程度	小学及以下	880	32.54	家庭是否种植粮食作物	是	2088	77.22
	初中	1071	39.61		否	616	22.78
	高中	412	15.24	家庭是否种植经济作物	是	990	36.61
高中以上	341	12.61	否		1714	63.39	
受访者是否有非农就业经历	是	1598	59.10				
	否	1106	40.90				

注：小孩是指年龄在16岁以下的家庭成员，老人是指年龄在70岁以上的家庭成员；受教育程度的各选项中均包含在该阶段肄业。

## （二）变量选择与定义

1. 因变量。本文模型的因变量包括农户是否种植粮食作物、是否种植经济作物、粮食播种面积占比和粮食亩产量。由于本文关注于种植结构调整，因此，一方面需要考察粮食作物和经济作物种植行为发生与否，另一方面也需要分析粮食作物的经营状况。为了保证分析结果的一致性与有效性，并考虑到粮食作物类型的不同、数据的可获得性以及本文9个样本省份中有8个都有水稻种植，本文将以对水稻播种面积及亩产量的分析代替对粮食作物的考察。

2. 主要自变量。本文模型的主要自变量包括农地产权满意度、纯务农劳动力占比、兼业劳动力占比、粮食生产中劳动用工量和机械使用程度。其中，农地产权满意度是依据农户对农地所有权、承包权和经营权落实的满意度来衡量的<sup>①</sup>。家庭劳动力可具体区分为纯务农劳动力、兼业劳动力和完全非农劳动力，这一划分与廖洪乐（2012）的研究一致。但如果将这三个指标作为变量同时引入模型，必然产生共线性问题，故本文仅保留纯务农劳动力占比和兼业劳动力占比。此外，为了进一步阐明劳动投入和机械使用如何影响种植结构，本文也识别了粮食生产中劳动用工量和机械使用程度。考虑到粮食生产中劳动用工量和机械使用程度为1~5的等级变量（很低=1；较低=2；一般=3；较高=4；很高=5），本文将“一般”及以上水平赋值为1，低于“一般”水平赋值为0<sup>②</sup>。

3. 其余控制变量。除上述变量外，本文也控制了农户的农地特征和流转行为以及村庄特征。对于不同的土地类型，其适合种植的作物和实现的比较收益也是不同的。当水田面积较大时，粮食作

<sup>①</sup>本文是用熵权法首先对三类农地产权落实满意度进行了赋权，然后再加总。此外，本文也将农户对土地所有权、承包权和经营权落实的满意度用均值进行处理，其结果与采用熵权法处理的结果无显著差异。

<sup>②</sup>本文也尝试将1~5的等级变量作为连续变量引入模型估计，与引入哑变量的估计结果无显著差异。



物尤其是水稻的种植可能更具优势。对于不同的农地流转行为，农户选择种植的农作物种类和目的也有所不同。如果农户转入农地，盈利动机使得他们更倾向于种植比较收益更高的经济作物（易小燕、陈印军，2010）；相反，如果农户转出部分农地，那么他们可能会在保留的农地上种植粮食作物，以满足口粮需求。不同位置、地形、交通状况以及经济水平的村庄，劳动力非农转移的难度、就业机会以及地势导致的耕作难度的不同，会造成种植结构的差异。此外，种植粮食作物的利润也是影响农户农作物选择的重要原因。本文利用《全国农产品成本收益资料汇编 2015》的数据<sup>①</sup>，计算了各省份亩均粮食作物净利润及亩均水稻净利润来表征粮食生产收益。是否转入农地、是否转出农地、村庄地形、村庄交通状况和村庄经济水平均为分类变量，故下文将它们以哑变量的形式引入模型。

本文所用变量的定义及描述性统计见表 2。

表 2 变量定义与描述性统计

变量	定义	均值	标准差	样本量
<b>因变量</b>				
是否种植粮食作物	种植了粮食作物=1，未种植粮食作物=0	0.772	0.419	2704
是否种植经济作物	种植了经济作物=1，未种植经济作物=0	0.366	0.482	2704
粮食播种面积占比	水稻播种面积占当年总播种面积的比重	0.771	0.280	1256
粮食亩产量	每亩水稻产量（公斤）	496.818	144.922	1256
<b>主要自变量</b>				
农地产权满意度	农户对土地所有权、承包权和经营权满意度的熵权值	0.696	0.100	2704
纯务农劳动力占比	家庭纯务农劳动力占总劳动力的比重	0.336	0.334	2704
兼业劳动力占比	家庭兼业劳动力占总劳动力的比重	0.286	0.338	2704
粮食生产中劳动用工量	大于等于一般水平=1，小于一般水平=0	0.652	0.476	2088
粮食生产中机械使用程度	大于等于一般水平=1，小于一般水平=0	0.598	0.490	2088
<b>农地特征与流转行为</b>				
水田比重	当年实际经营水田面积占总经营面积的比重	0.471	0.436	2388
是否转入农地	转入农地=1，未转入农地=0	0.121	0.326	2704
是否转出农地	转出农地=1，未转出农地=0	0.227	0.419	2704
<b>村庄特征</b>				
村庄地形	平原=3，丘陵=2，山区=1	2.120	0.816	2704
村庄交通状况	很好=5，较好=4，一般=3，较差=2，很差=1	3.258	0.899	2704
村庄位置	村庄距最近镇中心的距离（公里）	5.699	6.031	2704
村庄经济水平	很低=5，相对低=4，中游=3，比较高=2，很高=1	3.035	0.772	2704
粮食净利润	各省份三种主粮（谷物、小麦、玉米）每亩净利润（元）	335.180	548.648	2704
水稻净利润	各省份水稻亩均净利润（元）	347.577	385.310	1256

<sup>①</sup>国家发展和改革委员会价格司编，2015：《全国农产品成本收益资料汇编 2015》，中国统计出版社。

区域虚拟变量	各省份区域虚拟变量	—	—	2704
--------	-----------	---	---	------

注：在 2704 个样本农户中，种植水稻的农户为 1256 个；粮食生产中劳动用工量和机械使用程度则是针对粮食种植户而言的，故样本为 2088 个；水田比重是采用当年实际经营水田面积占总经营面积的比重计算的，当年未经营农地的农户不在样本范围内，故样本量为 2388 个。

### （三）模型设置与工具变量选取的说明

1.模型选择。本文旨在考察农地产权与要素配置对种植结构的影响，以及不同要素配置状况下农地产权作用的差异。因此，本文首先给出未引入交互项的独立方程，以估计农地产权和要素配置对种植结构的影响；然后借鉴钟甫宁等（2016）的做法，引入农地产权与要素配置的交互项。未引入交互项模型的基本表达式如下：

$$Y_i = a_0 + a_1 Landproperty_i + a_2 Factor_{1i} + a_3 Factor_{2i} + \sum_{n=1}^{4n} a_{4n} D_{ni} + \xi_i \quad (1)$$

因种植结构涉及农作物选择、种植面积及产量，(1) 式中的  $Y_i$  分别代表农户是否种植粮食或经济作物，以及粮食播种面积占比和亩产量。其中，对粮食亩产量进行取对数处理。 $i$  表示第  $i$  个农户， $Landproperty_i$  表示农户的农地产权满意度。当  $Y_i$  代表农户是否种植粮食作物或经济作物时， $Factor_{1i}$  和  $Factor_{2i}$  分别表示纯务农劳动力占比和兼业劳动力占比；当  $Y_i$  代表粮食播种面积占比和粮食亩产量时， $Factor_{1i}$  和  $Factor_{2i}$  分别表示粮食生产中劳动用工量和机械使用程度。 $D_{ni}$  表示第  $i$  个农户的农地特征、流转行为及其所处村庄的特征等控制变量。 $a_0$  为常数项， $a_1 \sim a_{4n}$  为待估计系数， $\xi_i$  为误差项。

引入交互项模型的基本表达式如下：

$$Y_i = a_0 + a_1 Landproperty_i + a_2 Factor_i \times Landproperty_i + \sum_{n=1}^{4n} a_{3n} D_{ni} + \xi_i \quad (2)$$

(2) 式中，将 (1) 式中提到的家庭纯务农劳动力占比和兼业劳动力占比、粮食生产中劳动用工量和机械使用程度对因变量分别进行估计。其中， $Factor_i \times Landproperty_i$  表示交互项。其余变量和参数的定义与 (1) 式中一致。

2.工具变量选取的说明。Jacoby et al. (2002) 认为，农户对农地产权的认知很可能被那些观测不到的生产行为强化，即农户的农地产权满意度存在内生性问题。Deininger and Jin (2009) 认为，农户的农地产权认知与农地产权实施高度相关，而且农地产权实施要通过农户的农地产权认知，才能影响他们的生产决策。从已有研究来看，农地产权实施涉及两方面：一是公共治理层面。农户对农地产权的不安全认知，主要源于地方政府不合理和不合法的行政性农地征收 (Ma et al., 2013)。但农地征收及其高额补偿有可能是农户所期待的，因而难以表达产权安全的概念。为此，本文选择农户的征地满意度来刻画公共治理层面的产权实施状况。第一，它能够表征公共治理层面农地被侵权的程度，而且农户的评估更可能反映征地对其地权稳定性预期的影响；第二，它需要通过作用于农户对产权安全的预期来影响他们的行为决策。于是，征地满意度可以作为农地产权满意度的工具变量。二是村庄自治层面。村庄经常性的农地行政性调整被认为是农户农地产权不安全认知的主要

来源 (Ma et al., 2013)。而且, Zhang et al. (2011) 还发现, 农地调整会抑制农户对农地的生产性投资, 进而降低农业绩效。因此, 农地调整可以作为农地产权满意度的工具变量。

#### 四、估计结果与分析

##### (一) 农地产权、要素配置与种植结构

1. 工具变量检验。本文将征地满意度和农地调整两个工具变量同时引入模型, 因此, 需要进行过度识别和弱工具变量检验。在过度识别检验中, 表 3 中各工具变量检验所对应的 p 值分别为 0.1339、0.9042、0.8233 和 0.8039, 故接受“所有工具变量均外生”的原假设。在工具变量与内生变量的相关性检验方面, 工具变量检验所对应的 F 统计量分别为 13.6957、13.6957、14.1205 和 14.1205, 故接受“不存在弱工具变量”的原假设。同时, 对比 IV 估计和普通估计的结果表明, 采用工具变量方法后农地产权满意度变量的估计系数明显下降, 且显著性发生明显变化。这说明, 遗漏重要变量确实会造成主要自变量出现内生性问题。此外, 采用工具变量方法前后, 其它控制变量估计系数的正负性和显著性未发生明显变化。这说明, 工具变量的选取是恰当的。

2. 模型估计结果分析。表 3 汇报了农地产权、要素配置对种植结构的影响。

表 3 农地产权、要素配置对农业种植结构的影响

变量	是否种植粮食作物		是否种植经济作物		粮食播种面积占比		粮食亩产量	
	Probit 估计	IV 估计	Probit 估计	IV 估计	OLS 估计	IV 估计	OLS 估计	IV 估计
主要自变量								
农地产权满意度	-0.052 (0.064)	-1.412** (0.727)	0.054 (0.097)	-2.320*** (1.178)	0.066 (0.056)	-0.343 (0.381)	0.047 (0.090)	-0.664 (0.613)
纯务农劳动力占比	0.120*** (0.026)	0.130*** (0.028)	0.119*** (0.036)	0.136*** (0.041)	—	—	—	—
兼业劳动力占比	0.115*** (0.025)	0.116*** (0.027)	0.090*** (0.034)	0.092** (0.039)	—	—	—	—
粮食生产中劳动用工量	—	—	—	—	-0.002 (0.012)	0.000 (0.012)	-0.017 (0.016)	-0.012 (0.017)
粮食生产中机械使用程度	—	—	—	—	0.021** (0.011)	0.022** (0.012)	0.055*** (0.018)	0.057*** (0.018)
控制变量	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入
常数项	0.765*** (0.074)	0.165*** (0.478)	0.494*** (0.109)	2.038*** (0.774)	0.255*** (0.057)	2.611*** (0.808)	6.019*** (0.104)	5.320*** (1.156)
观测值	2388	2388	2388	2388	1246	1246	1246	1246

注: \*\*、\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著; 括号内数字为稳健标准误; 表 3 中的 IV 估计分别为 IVProbit 估计和 2SLS 估计; 限于篇幅, 此处未给出控制变量的估计结果, 读者如感兴趣, 可与笔者联系索取。

从要素配置的影响看, 纯务农劳动力占比和兼业劳动力占比的提高均会激励农户种植粮食作物和经济作物, 机械使用程度的增加也显著提高了粮食播种面积占比和粮食亩产量。其原因是, 纯务

农劳动力占比和兼业劳动力占比越高的农户，越有动力从事农业生产。但从其系数估计值来看，纯务农劳动力占比较高的农户，其种植经济作物的可能性显著大于种植粮食作物的可能性；而兼业劳动力占比越高的农户，则越有可能种植粮食作物。这表明，随着农村劳动力非农转移规模的增加，农户种植粮食作物的可能性也会提高。具体到粮食生产，粮食生产中机械使用程度对粮食播种面积占比和粮食亩产量均具有显著的正向影响，但粮食生产中劳动用工量的影响并不显著。这说明，随着粮食生产机械化程度的提高，农业生产的机会成本也在下降，这使得粮食作物种植受到小农户青睐。在此过程中，劳动投入在粮食生产中的作用将不断下降。

此外，农地产权满意度对农户是否种植粮食作物和是否种植经济作物均存在显著的负向影响，但对粮食播种面积占比和粮食亩产量无显著影响。其原因可能是，目前农业生产对农户的重要性在逐渐下降。由农地产权满意度表征的地权稳定性改善，通过赋予农户更多处置农地和配置家庭要素的自由空间，使得他们更多地选择外出务工。但从农地产权满意度变量的估计系数来看，农地产权满意度对种植经济作物的抑制效果大于对种植粮食作物的抑制效果。正如理论分析部分所述，农业生产对流动性要素的束缚必然提高务农的机会成本。因此，种植预期收益稳定且有利于家庭劳动力非农转移的粮食作物种植是相对更好的选择。而且，农地产权满意度对粮食种植户的粮食播种面积占比和粮食亩产量的影响并不显著。或者说，随着地权稳定性的改善，粮食种植户会保持粮食播种面积。由此说明，在农村劳动力非农转移的大背景下，农户从事农业生产的目标已经从利润最大化转向成本最小化。

## （二）农地产权与要素配置交互项对种植结构的影响

表4汇报了引入农地产权满意度变量与要素配置变量交互项的模型估计结果。结果显示：首先，纯务农劳动力占比越高，农地产权稳定性的改善会提高农户种植经济作物或者种植粮食作物的可能性，但对种植经济作物的激励更强。相反，随着兼业劳动力占比的增加，农地产权稳定性的改善对农户是否种植两类作物未呈现出显著影响。其原因是，在纯务农劳动力占比较高的情形下，为了降低从事农业生产的机会成本，农户的目标是农业生产利润最大化。因此，农地产权稳定性的改善会激励该类型农户更倾向于种植经济作物。但随着兼业劳动力占比的增加，家庭劳动力从事农业生产的机会成本也在不断提高。而且，家庭劳动力兼业化水平越高，它们与完全非农的农户在务农成本最小化的目标上就越一致，这会使得农地产权满意度变量的影响在农户兼业化和非农化两类情境中无显著差异。

其次，农地产权满意度变量与粮食生产中劳动用工量变量交互项的估计结果不显著，再次表明农业劳动投入已不是决定粮食种植规模以及增产与否的主要原因。此外，农地产权满意度变量与粮食生产中机械使用程度变量交互项对粮食播种面积占比的影响不显著，但对粮食亩产量有显著的正向影响。从逻辑上来说，一方面，长期稳定的农地产权能够激励农户加大投入，有助于粮食增产；另一方面，农地产权满意度的提升能够改善农户的预期稳定性，从而促使他们选择种植生长周期较长的农作物（特别是附加值较高的多年生经济作物），而地权的不稳定则会激励农户种植短周期的粮食作物（仇童伟和罗必良，2017）。并且，农户对机械的使用程度（尤其在参与分工进行服务外包的

情形下) 仅仅与农作物种类有关, 而与地权稳定与否关系不大, 由此导致交互项对粮食播种面积占比的影响不显著。此外, 表 3 同时纳入农地产权满意度变量和粮食生产中机械使用程度变量时, 农地产权满意度变量的估计不显著已说明了这一点。

表 4 不同要素配置下农地产权作用的差异

变量	是否种植粮食作物		是否种植经济作物		粮食播种面积占比		粮食亩产量	
主要自变量								
农地产权满意度	-1.641** (0.755)	-1.473** (0.756)	-2.630** (1.265)	-1.910* (1.004)	-0.244 (0.582)	0.485 (0.347)	-0.633 (0.527)	-0.602 (0.424)
农地产权满意度× 纯务农劳动力占比	0.108*** (0.035)	—	0.136** (0.054)	—	—	—	—	—
农地产权满意度× 兼业劳动力占比	—	0.045 (0.035)	—	0.016 (0.048)	—	—	—	—
农地产权满意度 ×粮食生产中劳 动用工量	—	—	—	—	0.015 (0.018)	—	0.002 (0.025)	—
农地产权满意度 ×粮食生产中机 械使用程度	—	—	—	—	—	0.020 (0.017)	—	0.060** (0.012)
控制变量	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入
常数项	1.848*** (0.493)	1.776*** (0.463)	2.280*** (0.829)	1.858*** (0.664)	0.450 (0.372)	-0.012 (0.230)	6.456*** (0.351)	6.425*** (0.288)
观测值	2388	2388	2388	2388	1246	1246	1246	1246

注: \*\*、\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著; 括号内数字为稳健标准误; 考虑到表 3 中的估计结果已表明 IV 估计优于 Probit 估计和 OLS 估计, 故表 4 中仅汇报了 IV 估计的结果; 限于篇幅, 此处未给出控制变量的估计结果。

## 五、结论与讨论

### (一) 研究结论

在农村劳动力大量非农转移的背景下, 农地“非粮化”和抛荒现象已受到各级政府和学界的普遍关注。本文从农地产权和要素配置的视角出发, 利用全国 9 个省份的农户调查数据, 考察了农地产权、要素配置对种植结构的影响。研究表明, 农地产权稳定性的改善并不能有效激励农户种植农作物的热情, 且对经济作物种植的抑制作用显著大于对粮食作物种植的抑制作用。但是, 农地产权稳定性的改善使得农户家庭能够在农业部门和非农部门之间自由配置要素, 并更可能种植市场风险较低和分工程度较高的粮食作物。追求务农收益最大化的纯农户, 倾向于种植经济作物; 而追求务农成本最小化的兼业农户, 则选择种植粮食作物的可能性更高。农业机械化程度的提高, 尤其是农业社会化服务市场的发育, 能够有效激励兼业农户通过采用机械以节省劳动投入并增加粮食播种面

积。由此表明，农业劳动投入已经不再是决定粮食种植与否的主要要素。本文的结论是，农村劳动力的非农转移、地权稳定性的提高以及农业机械使用程度的增加，均会诱导农户更倾向于种植粮食作物，从而表现出种植结构的“趋粮化”。

## （二）进一步讨论

本文将农地产权稳定性的改善作为诱发农村劳动力非农转移和农业分工的动因，并基于产权的作用路径，阐述了农户自由决策空间的扩展是如何导致要素配置优化和种植结构调整的。因此，本文与钟甫宁等（2016）分别是不同的层面来看待农业经营模式转型和分工经济形成，也就形成了认识种植结构“趋粮化”的不同视角。此外，本文与钟甫宁等（2016）又都是将种植结构调整置于农户的行为选择之下，但这种选择又是基于劳动力流动管制放松和农业社会化服务市场的发育逐渐适应、调整和趋同的。不言而喻，农户所能做的决策是受限制的，从农地产权管制到劳动力流动约束、从城乡户籍制度约束到劳动力市场歧视，当这些条件形成特定的外部情景时，农户的行为选择也必然趋于均衡，而这种均衡状况也是农户基于比较收益最大化的目标建构起来的。因此，钟甫宁等（2016）关于农村劳动力非农转移与农户种粮行为关系的阐述，其实是将农村劳动力非农就业市场的发育和农户从事农业生产的比较劣势作为外部情景，探讨农户在优化家庭要素配置结构过程中种植结构新均衡的形成；本文则以农户的行为自由为出发点，将其作为农户识别外部约束和行为发生的前提，并暗含了农地产权管制放松诱发农村劳动力非农转移和农业分工深化的理论线索。

本文研究对于理解中国农地产权制度的作用，正确认识农地“非粮化”和合理制定相应政策，均具有一定意义。首先，农地产权作用的发挥并不是一个静态过程，它在引致城乡要素流动和社会分工的过程中，有助于推动种植结构的演变。尤其是在农户与农地的社会关系发生巨大变化的今天，对农地产权的定位应该更多地从物权和财产权等方面进行探讨，强化农地产权在要素配置、分工拓展和农业结构调整等方面的作用，从以往单纯的生产性激励和增加劳动投入，转向产权主体跨行业配置资源和比较收益最大化等维度，由此重新审视农地产权作用的阶段性差异。其次，农地“非粮化”也属于阶段性和结构性现象，是伴随农产品价格市场化和城乡要素流动而形成的。一旦农地产权完善引发要素投入结构的变化和家庭内部分工模式的调整，基于目标最大化的家庭决策将根据要素价格的部门差异，调整要素投入和种植结构。换言之，随着农村劳动力非农转移规模持续扩大，原先粮食生产的低效益劣势将向效益稳定和机械化程度高的比较优势转变。应该说明的是，本文所述种植结构的“趋粮化”仅针对家庭承包农户或小农户，新型农业经营主体的生产决策并不在讨论范围内。这显然是需要进一步关注的问题。

## 参考文献

- 1.何一鸣、罗必良，2010：《产权管制、制度行为与经济绩效——来自中国农业经济体制转轨的证据（1958~2005年）》，《中国农村经济》第10期。
- 2.冀县卿、钱忠好，2010：《中国农业增长的源泉：基于农地产权结构视角的分析》，《管理世界》第11期。
- 3.廖洪乐，2012：《农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响》，《管理世界》第5期。

4. 李宁、何文剑、仇童伟、陈立根, 2017: 《农地产权结构、生产要素效率与农业绩效》, 《管理世界》第3期。
5. 罗必良, 2014: 《农地流转的市场逻辑——“产权强度—禀赋效应—交易装置”的分析线索及案例研究》, 《南方经济》第5期。
6. 罗必良、仇童伟, 2018: 《中国农业种植结构调整: “非粮化”抑或“趋粮化”》, 《社会科学战线》第2期。
7. 仇童伟、罗必良, 2017: 《农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗?》, 《中国农村观察》第4期。
8. 向国成、韩绍凤, 2007: 《分工与农业组织化演进: 基于间接定价理论模型的分析》, 《经济学(季刊)》第2期。
9. 杨小凯、黄有光, 1999: 《专业化与经济组织——一种新兴古典微观经济学框架》, 北京: 经济科学出版社。
10. 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。
11. 张鸣鸣, 2013: 《新型农业经营体系和农业现代化——“新型农业经营体系和农业现代化研讨会暨第九届全国农经网络大会”综述》, 《中国农村经济》第12期。
12. 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。
13. 张五常, 2002: 《佃农理论》, 北京: 商务印书馆。
14. 钟甫宁、纪月清, 2009: 《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》, 《经济研究》第12期。
15. 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。
16. Barzel, Y., 1989, *Economic Analysis of Property Rights*, Cambridge: Cambridge University Press.
17. Deininger, K., and S. Jin, 2009, “Security Property Rights in Transition: Lessons from Implementation of China’s Rural Land Contracting Law”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 70(1): 22-38.
18. Hayek, F. A. V., 1999, “The Constitution of Liberty”, *Journal of the American Medical Association*, 172(8): 825-826.
19. Jacoby, H. G., G. Li, and S. Rozelle, 2002, “Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China”, *American Economic Review*, 92(5): 1420-1447.
20. Kimura, S., K. Otsuka, T. Sonobe, S. Rozelle, 2011, “Efficiency of Land Allocation through Tenancy Markets: Evidence from China”, *Economic Development & Cultural Change*, 59(3): 485-485.
21. Lin, J. Y., 1992, “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review*, 82(1): 34-51.
22. Ma, X., N. Heerink, E. V. Ierland, M. V. D. Berg, X. Shi, 2013, “Land Tenure Security and Land Investments in Northwest China”, *China Agricultural Economic Review*, 5(2): 281-307.
23. Ma, X., 2013, *Does Tenure Security Matter? : Rural Household Responses to Land Tenure Reforms in Northwest China*, PhD thesis, Wageningen UR.
24. McMillan, J., and L. Zhu, 1989, “The Impact of China’s Economic Reform on Agricultural Productivity Growth”, *Journal of Political Economy*, 97(4): 781-807.
25. North, D. C., 1994, “Economic Performance through Time”, *American Economic Review*, 84(3): 359-368.
26. Zhang, Y., X. Wang, T. Glauken, B. Brümmer, 2011, “The Impact of Land Reallocation on Technical Efficiency:

Evidence from China”, *Agricultural Economics*, 11(4): 495-507.

(作者单位：华南农业大学国家农业制度与发展研究院；  
华南农业大学经济管理学院)  
(责任编辑：陈静怡)

## **What Leads to a “Tendency to Plant Grains” in Agricultural Planting Structure? An Empirical Analysis Based on the Impact Factors of Land Property Rights and Factors Allocation**

Qiu Tongwei Luo Biliang

**Abstract:** This article employs survey data collected from 2704 households in 9 provinces to analyze the impact of land property rights and factors allocation on agricultural planting structure. The analytical results indicate, first of all, that the stabilization of land property rights can inhibit households to grow crops, and the inhibiting effect on cash crops plantation appears significantly stronger than that on grain plantation. The sown areas of grains are not found to become significantly smaller. Secondly, for households with a higher proportion of agricultural labor force, the combination of maximization of agricultural income and a decreasing control of land property rights tend to encourage them to grow more cash crops. Thirdly, for concurrent farming households and off-farm households, the stabilization of land property rights drives them to grow more grains to minimize farming cost. Fourthly, with an increase in the extent of machine usage in grain production, the stabilization of land property rights can encourage households to increase grain sown areas. The implications suggest that labor migration to off-farm work, the stabilization of land property rights and the increase in agricultural mechanization rate are likely to induce farmers to grow more grains. This leads to a tendency for them to plant grains in agricultural planting structure.

**Key Words:** Planting Structure; “Tendency to Plant Grain”; Land Property Rights; Factors Allocation