

DOI: 10.16210/j.cnki.1007-7561.2025.03.027

吕金武, 张璐, 喻言, 等. 互联网使用对种植结构调整的影响研究——基于中国土地经济调查的实证分析[J]. 粮油食品科技, 2025, 33(3): 247-254.

LV J W, ZHANG L, YU Y, et al. Research on the impact of internet usage on planting structure adjustment: empirical analysis based on China land economic survey[J]. Science and Technology of Cereals, Oils and Foods, 2025, 33(3): 247-254.

互联网使用对种植结构调整的影响研究 ——基于中国土地经济调查的实证分析

吕金武^{1,2}, 张璐³, 喻言³✉, 熊航^{1,2}

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430000;

2. 华中农业大学 数字农业研究院, 湖北 武汉 430000;

3. 湖南农业大学 经济学院, 湖南 长沙 410000)

摘要: 本文基于2021年中国土地经济调查数据实证分析互联网使用对种植结构调整的影响时发现: 第一, 互联网使用可以显著降低农户的种粮比例, 造成种植结构“非粮化”问题, 选取工具变量进行两阶段最小二乘法估计解决内生性问题后上述结论依然成立, 使用替代自变量法进行稳健性检验后结果依然稳健。第二, 对户主性别分组进行异质性分析发现不同户主性别条件下互联网使用对种植结构的影响程度不同。第三, 互联网使用可以通过提高农户金融信贷可得性和降低经济作物成本降低种粮比例, 使种植结构产生“非粮化”调整。根据研究结果提出, 需牢牢守住保障粮食安全的底线, 关注不同类型家庭的农业生产活动, 建立促使种植结构“趋粮化”的多元路径等对策建议。

关键词: 互联网使用; 种植结构; 金融信贷可得性; 经济作物成本

中图分类号: TS210: F326.1 文献标识码: A 文章编号: 1007-7561(2025)02-0247-08

网络首发时间: 2025-03-03 16:44:15

网络首发地址: <https://link.cnki.net/urlid/11.3863.ts.20250303.1144.004>

Research on the Impact of Internet Usage on Planting Structure Adjustment: Empirical Analysis Based on China Land Economic Survey

LV Jin-wu^{1,2}, ZHANG Lu³, YU Yan³✉, XIONG Hang^{1,2}

(1. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei 430000, China;

2. Digital Agriculture Research Institute, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei 430000, China; 3.

College of economics, Hunan Agricultural University, Changsha, Hunan 410000, China)

Abstract: An empirical analysis based on China's 2021 Land Economic Survey data, examining the impact

收稿日期: 2024-06-19; 修回日期: 2024-08-02; 录用日期: 2024-08-05

基金项目: 湖南省研究生科研创新项目“社会网络对农业技术扩散影响的实证与仿真研究”(CX20230732)

Supported by: Hunan Province Graduate Research Innovation Project “Empirical and Simulation Study on the Influence of Social Network on Agricultural Technology Diffusion” (No. CX20230732)

第一作者: 吕金武, 男, 1999年出生, 在读博士生, 研究方向为农业技术经济, E-mail: jinwu.lv@webmail.hzau.edu.cn

通信作者: 喻言, 女, 1980年出生, 博士, 副教授, 研究方向为产业经济, E-mail: yuyanwhu@aliyun.com

of internet use on planting structure adjustments, revealed the following: First, internet use can significantly reduce the proportion of grain cultivation by farmers, leading to a “de-grainization” of the planting structure. This conclusion remained valid after addressing endogeneity issues using instrumental variables in a two-stage least squares estimation. The results remained robust after conducting sensitivity tests using alternative independent variables. Second, heterogeneity analysis by grouping household heads by gender showed that the impact of internet use on planting structure varied under different household head gender conditions. Third, internet use can reduce the proportion of grain cultivation and cause a “de-grainization” adjustment in the planting structure by improving farmers’ access to financial credit availability and reducing the costs of economic crops. According to the research results, it is necessary to firmly hold the bottom line of ensuring food security, pay attention to agricultural production activities of different types of households, and establish multiple paths to promote the “grain-oriented” planting structure.

Key words: internet use; planting structure; financial credit availability; costs of economic crops

粮食安全事关国家的安全、发展与乡村振兴全局。新时期中国的农业种植结构不仅要满足国家社会和经济的发展需要，还要满足国家保证端稳饭碗和口粮自给的粮食安全战略需求。但近年粮食播种面积持续降低显现出来的种植结构“非粮化”问题日益突出，使粮食安全受到了一定威胁^[1]，因此种植结构一直是粮食安全领域的研究热点。

现有研究表明种植结构的影响因素主要包括劳动力迁移、农地流转和家庭禀赋特征等。首先，劳动力的转移使农村家庭对生产决策进行调整，从而显著影响种植结构的调整，且非农就业程度越高的农户越倾向调整种植结构^[2]。其次，农地流转也会促使种植结构发生调整。关于农地流转对种植结构的影响主要分为两个观点：一是土地流转使种植结构向“趋粮化”调整，土地的转入使农户土地经营规模扩大，从而扩大种粮面积使种植结构向“趋粮化”调整^[3]。二是农地流转使种植结构向“非粮化”调整，由于土地转入租金的存在，提高了土地的经营成本，农户更倾向于种植高收益的经济作物以达到提高收入的目的^[4]。最后，家庭禀赋特征包含的人力资本水平和市场拓展难易程度等方面都会使种植结构朝着不同的方向进行调整。农户家庭的人力资本水平越高，种植结构越有可能产生“非粮化”现象，越有可能种植经济作物^[5]。市场拓展难易程度主要以农户家庭出售农产品难易程度进行定义，如果经济

作物更容易出售，则农户种植结构倾向于向“非粮化”进行调整^[6]。

近年来，互联网的快速发展对社会和经济等各个领域产生了深刻的影响，数字乡村的建设使互联网在农村地区也逐渐普及，据中国互联网络信息中心 2023 年 3 月发布的第 51 次《中国互联网络发展状况统计报告》显示截至 2022 年 12 月全国农村网民规模已达 3.08 亿，普及率 61.9%^[7]。互联网为农户提供了更加便捷的信息获取渠道、更加广泛的技术学习渠道和更加快捷的交流沟通渠道。农户的种植结构容易受到其获取的信息和掌握的技术的影响^[8]，而互联网恰恰正能为农户提供信息和技术的支撑，那么研究互联网使用对农户的种植结构的影响及影响机制不仅可以从新的视角分析农户种植结构的影响因素，还可以通过互联网的信息传播效应调整农户的种植结构，保障粮食安全。

综上所述，农户种植结构的影响因素被广泛研究，但关于互联网使用对种植结构影响的研究较少，因此，本文基于 2021 年中国土地经济调查数据实证分析了互联网使用对种植结构的影响。本文可能存在的边际贡献在于：从机理层面和实证层面分析了互联网使用对种植结构调整的影响，有益于厘清互联网使用与种植结构调整的关系，为切实保证粮食安全提供了理论和实证的支持；通过检验影响机制，既丰富了现有研究，又进行了一定程度的拓展。

1 机理分析与研究假设

1.1 互联网使用与种植结构

小农的生产决策以追求利润最大化为目的对资源进行最大配置^[9]。粮食作物的价格保持相对平稳使种粮经济收益有所压缩^[10]，但有着更高的机械化技术替代效应的特点^[11]。经济作物相对于粮食作物有更高的比较收益^[12]，但经济作物也有着更高的产品市场不确定性和技术门槛^[13]。农户的行为决策与其禀赋特征及约束条件相匹配^[14]，理性小农会依据自身技术水平等禀赋选择种植结构谋求利益最大化^[5]。而互联网的普及可以解决农户获取信息渠道不畅的问题，显著增加农户在产品销售和农资采购等方面的信息可得性，有利于拓展产品的销售渠道和市场范围^[15]，降低产品市场的不确定性。以互联网为载体的农业技术线上学习课程有助于农户掌握农业技术，提高技术操作水平^[16]，打破技术门槛。互联网解决了种植经济作物面临的产品市场和技术问题，使农户的种植结构向提高经济作物面积方向调整以达到其追求高收益的目的，因此本文提出第一个研究假设：

H1：互联网使用会使种植结构向“非粮化”进行调整，即降低种粮比例。

1.2 互联网使用、金融贷款可得性与种植结构

农户逐利性使其种植结构向“非粮化”调整，但农业生产经营进入到“社会化小农”阶段后，农业生产的各项资源要素都需要现金货币购买，增加了农民对现金货币的需求^[10]，金融信贷能够显著解决农户的资金约束问题，起到增加起始资金和流动资金的作用^[18]。但农村金融信贷存在制度改革与创新相对滞后的问题，使得农户受到严重的正规金融借贷约束，主要问题出现在信贷供需信息不对称，农户难以获得正规金融信贷^[19]，而随着互联网的普及，农户通过使用互联网可以更方便的获取信贷信息使信贷约束得到有效缓解^[20]，从而解决资金约束问题，使种植结构进行“非粮化”调整以谋求高收益。因此本文提出第二个研究假设：

H2：互联网使用通过提高农户金融贷款可得

性使种植结构产生“非粮化”调整。

1.3 互联网使用、经济作物成本与种植结构

经济作物相对于粮食作物所需成本较高^[17]，而农户通过使用互联网可以通过两方面降低成本促使种植结构进行“非粮化”调整：一是拓宽农户获取市场信息的渠道，提高农户精准搜寻和获取信息的能力^[21]，通过依托于互联网的电子商务平台接触到更多农资采购信息^[22]，还可以实现农产品交易场所的改变，加快交易速度，减少中间环节，降低交易成本^[23]。二是互联网的普及有利于农业新知识、新技术跨时空地传播，促进知识与技术等在全社会开放与共享，促进农业技术外溢^[24]，农户通过使用互联网在农业生产过程中可以获得大量先进的技术性知识的支持，还可以学习更全面的农业知识和直观的技术，从而获得技术进步提高农业生产率，降低生产成本。因此本文提出第三个研究假设：

H3：互联网使用通过降低经济作物的生产成本使种植结构产生“非粮化”调整。

2 数据与实证方法

2.1 数据来源

本文基于南京农业大学人文社科处创立的中国土地经济调查（China land economic survey, CLES）在 2021 年于江苏省进行抽样调查获得的微观数据实证研究互联网使用对种植结构的影响。CLES 在 2021 年的调查覆盖了江苏省 12 个地级市、24 个县、48 个行政村，共获得 2 420 份问卷，本文将变量缺失的观测值进行剔除，最后获得 1 955 份有效问卷供研究使用。

2.2 变量选取

被解释变量：农户种植结构。本文将稻谷、小麦和玉米 3 种作物定义为粮食作物。采用农户粮食作物种植面积占农作物总种植面积的比例作为农户种植结构的代理变量，下文均简称为种粮比例。

核心解释变量：互联网使用。本文考虑互联网使用是指农户利用手机、电脑等终端设备获取信息的行为，因此将农户从互联网获取各类信息的程度作为互联网使用的衡量指标，农户从互联网获

取信息的程度越高表明其互联网使用的程度越高。

控制变量：本文从户主特征、家庭特征和村庄特征三个方面选取影响农户种植结构的控制变量。参照现有的文献^[3-5]，本文选取户主的性别、年龄、和受教育程度作为户主特征的具体变

量，选取家庭劳动力禀赋、家庭年收入和家庭人口平均年龄作为家庭特征的具体变量，选取村庄地貌特征、村庄到县城的距离对数和村庄道路硬底化率作为村庄特征的具体变量。描述性统计见表 1。

表 1 变量的描述性统计
Table 1 Descriptive statistics of variables

变量名称	定义及取值	均值	标准差
种粮比例	粮食种植面积占总面积的比例	0.438	0.464
互联网使用	农户从互联网获取信息的程度（基本通过非网络渠道进行信息的获取=1；主要通过非网络渠道获取信息，网络渠道获取信息较少=2；网络渠道和非网络渠道的信息获取比例相差不大=3；主要通过网络获取信息，非网络渠道获取信息较少=4；基本通过网络渠道进行信息的获取=5）	2.197	1.373
户主性别	男=1；女=0	0.946	0.225
户主年龄	岁	62.480	10.172
户主文化程度	受教育年限	8.080	2.918
家庭年收入	元	48 986.82	905 168.9
家庭平均年龄	岁	50.190	12.510
家庭劳动力禀赋	家庭超过 16 周岁小于 60 周岁的人口数	2.224	1.433
村庄地貌特征	本村地形是否为丘陵（0=否；1=是）	0.159	0.365
到县城的距离	千米	18.920	12.787
村庄道路硬底化率	百分比	88.842	19.720
金融信贷可得性	获得网上信贷平台指标个数	1.068	0.395
经济作物成本	每亩所需的化肥费用、农药费用和机械作业费用	561.008	2 189.538

中介变量：金融信贷可得性和经济作物成本。其中以获得网上信贷平台指标个数作为提高金融信贷可得性的替代指标。使用每亩所需的化肥费用、农药费用和机械作业费用等核算经济作物成本。

2.3 实证方法

由于农户的种粮比例是一个连续变量，实证分析互联网使用对种植结构产生影响时选取多元线性回归作为基准回归模型：

$$Y = \alpha + \delta D_{int} + \beta_k X_k + \varepsilon \quad \text{式 (1)}$$

式 (1) 中， Y 为农户粮食作物的种植面积比例； D_{int} 为农户互联网使用程度； X_k 为农户的户主特征、家庭特征和村庄特征的一系列控制变量， k 表示第 k 个控制变量； α 为常数项； δ 为农户互联网使用程度产生影响的待估参数； β 为控制变量产生影响的待估参数， k 表示第 k 个控制变量的待估参数； ε 为随机干扰项。

3 计量分析

3.1 基准回归

基准回归采用逐步回归法将不同层面的控制

变量逐步加入回归模型中，估计互联网使用对种植结构的影响，表 2 汇报了基准回归的结果。逐步加入不同层面控制变量的模型 (1)、(2)、(3) 的结果表明：在其他条件不变的情况下，农户从互联网获取信息的程度提高一个等级，其种粮比例分别下降 4.3%、2.8%、2.3%。即互联网使用对种植结构“非粮化”调整具有显著的影响，且影响均在 1% 的水平下显著，验证了本文的假设 1。这是因为农户从互联网获取信息的程度越高，获取产品价格和产品市场需求的有关信息的可能性越大，技术学习渠道越广阔，就能解决种植经济作物存在的价格 and 市场需求不确定性问题，还能更好的掌握种植经济作物所需要的技术，所以其倾向于调整种植结构，降低粮食作物种植比例，增加经济作物种植比例，追求高收益。而家庭年收入、家庭平均年龄、村庄地貌特征、到县城的距离、村庄道路硬底化率也使种粮比例产生不同程度的下降，这可能是因为家庭年收入越高，具有更多的资金投入经济作物的生产，使得种粮比例下降，而家庭平均年龄越大，家庭成员种植经

表 2 基准回归结果
Table 2 Benchmark regression results

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)
互联网使用	-0.043*** (0.008)	-0.028*** (0.008)	-0.023*** (0.008)
户主性别	0.107** (0.043)	0.095** (0.043)	0.065* (0.039)
户主年龄	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.001 (0.001)
户主受教育年限	-0.005 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.004)
家庭年收入		-0.087*** (0.011)	-0.055*** (0.010)
家庭平均年龄		-0.004*** (0.001)	-0.003** (0.001)
劳动力禀赋		0.005 (0.010)	0.009 (0.009)
村庄地貌特征			-0.063*** (0.012)
到县城的距离			-0.008*** (0.000)
村庄道路硬化率			-0.060** (0.026)
常数项	0.792*** (0.102)	1.669*** (0.154)	2.067*** (0.145)
样本数	1955	1955	1955
R ²	0.020	0.063	0.189

注：括号内为稳健性标准误，下同。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%条件下显著，下同。

Note: The standard error of robustness in parentheses is the same below. *, ** and *** are significant at 10%, 5% and 1%, respectively, the same as below.

验越丰富，越倾向于种植技术门槛更高的经济作物，到县城的距离越近以及村庄道路硬化率越高越有利于销售经济作物获取高收益，使种粮比例降低。

3.2 内生性处理

互联网使用与种粮比例可能存在遗漏变量和变量反向因果关系等潜在的内生性问题，本文选择工具变量法进行解决，参考 Krolkowski^[25]选取工具变量的思路：因为同一个县域在互联网设施条件较相似，选取同一县域其他农户的互联网使用程度取均值会反映农户的互联网使用情况且不会影响微观个体种植结构的决策，符合工具变量的外生性，因此本文选取同一县其他农户通过互联网获取信息程度的平均值作为工具变量。表 3 是经过两阶段最小二乘法 (Two stage least squares,

2SLS) 估计的结果，表明：逐步加入控制变量后，互联网使用均显著使农户的种粮比例降低，与基准回归的影响方向一致，且工具变量与互联网使用有显著的高度相关关系，均通过了弱工具变量检验，不存在弱工具问题，因此依然可以得出互联网使用会使农户降低种粮比例的结论，进一步证明了互联网使用会使种植结构产生“非粮化”调整的假设。

表 3 工具变量法处理结果
Table 3 Results of instrumental variable method processing

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)
互联网使用	0.632*** (0.071)	0.711*** (0.100)	0.486*** (0.075)
工具变量	0.763*** (0.080)	0.620*** (0.081)	0.653*** (0.088)
户主特征	控制	控制	控制
家庭特征		控制	控制
村庄特征			控制
—阶段 R ²	0.216	0.245	0.246
—阶段 F 统计值	162.300***	117.940***	82.960***
DWH F 统计值	379.267***	298.582***	134.687***
弱工具变量检验 F 统计值	90.324***	58.136***	55.404***

3.3 稳健性检验

为了增强模型的稳健性，本文将自变量更换为农户是否通过互联网获取信息，探讨互联网使用对种植结构的影响，表 4 汇报了稳健性检验结果。稳健性检验也采取了逐步回归的方法，将户主特征、家庭特征和村庄特征逐步加入模型中进行系数估计。逐步加入户主特征、家庭特征和村庄特征的 3 个模型的结果表明，在其他条件不变

表 4 稳健性检验结果
Table 4 Results of robustness test

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)
是否使用互联网	0.096*** (0.022)	0.058** (0.022)	0.045** (0.021)
户主特征	控制	控制	控制
家庭特征		控制	控制
村庄特征			控制
常数项	0.712*** (0.098)	1.643*** (0.154)	2.046*** (0.145)
样本数	1 955	1 955	1 955
R ²	0.016	0.061	0.188

的情况下，农户从互联网获取信息，其种粮比例分别下降 9.6%、5.8%和 4.5%。稳健性检验结果表明互联网使用对种植结构有显著的影响，基准回归的结果具有一定的稳健性。

3.4 异质性分析

本文进一步分析农户通过互联网获取信息的程度对种植结构调整产生的影响是否具有异质性，从户主性别的角度进行了异质性分析，其中户主性别划分为男、女两组进行回归，在回归的过程中将户主特征层面的性别删除，避免其对回归结果产生影响。结果见表 5。

使用似不相关模型对组间系数差异进行检验，检验结果表明互联网使用对种植结构调整的影响在不同户主性别的分组具有显著差异。在其他条件不变的情况下，农户通过互联网获取信息的程度提高一个等级，户主性别为男性和女性的种粮比例分别下降 2%和 6.6%。出现这样的差异可能是男性更容易通过互联网实现非农就业提高收入，偏向于选择机械化技术替代效应较高的粮食作物，因此互联网使用影响种植结构调整的比

例较低。而女性因为家庭照料等因素，较难以通过就业等渠道提高收入，所以更偏向降低粮食作物种植比例，提高经济作物种植比例，提高家庭收入以维持家庭生计。

表 5 异质性分析结果

Table 5 Heterogeneity analysis results

变量	(1) 户主为女性	(2) 户主为男性
互联网使用	0.066** (0.031)	0.020** (0.008)
户主特征	控制	控制
家庭特征	控制	控制
村庄特征	控制	控制
常数项	2.916*** (0.585)	2.074*** (0.149)
组间系数差异检验 (P 值)	0.089	
样本数	105	1 850
R ²	0.329	0.185

3.5 中介效应检验

本文使用 bootstrap 方法重复抽样 500 次进一步检验了金融信贷可得性和经济作物成本在互联网使用影响种植结构的中介作用，二者的中介效应检验结果见表 6。

表 6 中介效应检验结果

Table 6 Results of mediation effect test

变量	效应	标准差	bootstrap 的 95%置信区间		变量	效应	标准差	bootstrap 的 95%置信区间			
金融贷款 可得性	间接效应	-0.002	0.001	-0.004	-0.000	经济作 物成本	间接效应	0.002	0.000	0.000	0.003
	直接效应	-0.021	0.007	-0.038	-0.004		直接效应	-0.025	0.008	-0.040	-0.010

在表 6 的金融信贷可得性的中介效应检验结果中，间接效应和直接效应的 bootstrap 的 95%置信区间均显著不包括 0，表明金融信贷可得性存在显著的中介效应，即互联网使用通过提高农户金融贷款可得性使种植结构产生“非粮化”调整。这是因为农户从互联网获取信息的程度越高，从互联网获得金融信贷的可能性越大，农户越有可能通过金融信贷解决种植经济作物的资金要求，从而改变种植结构，降低粮食作物种植比例提高经济作物种植比例以获取高收益。

在表 6 的经济作物成本的中介效应检验结果中，间接效应和直接效应的 bootstrap 的 95%置信区间均显著不包括 0，表明经济作物成本存在显著的中介效应，即互联网使用通过降低经济作物

的生产成本使种植结构产生“非粮化”调整。这是因为农户从互联网获取信息的程度越高，其通过互联网采购农资、销售产品以降低交易成本和学习技术再导致降低生产成本的可能性越大，成本的降低使农户更倾向于增加经济作物的种植面积，使种植结构发生“非粮化”调整。

4 结论与政策启示

4.1 结论

本文利用中国土地经济调查在江苏省 12 市调查获得的微观数据实证分析了互联网使用对种植结构的影响，研究发现：

第一，互联网使用使农户的种粮比例显著降低，使种植结构发生“非粮化”调整。使用同一

县域农户从互联网获取信息程度的平均值作为工具变量进行内生性问题处理后证明基准回归结论依然成立。使用农户是否通过互联网获取信息作为自变量进行稳健性检验后发现基准回归结论依然稳健。

第二，互联网使用对种植结构产生影响在不同户主性别分组中均显著，户主为男性分组中互联网使用使种粮比例降低 2%，户主为女性分组中互联网使用使种粮比例降低 6.6%。

第三，中介效应检验发现互联网使用可以通过提高农户的金融信贷可得性和降低经济作物成本的途径使种粮比例下降。

4.2 政策启示

基于上述的研究结论，得到以下政策启示。

第一，要牢牢守住保障粮食安全的底线。时刻关注互联网使用对农户种植结构调整的影响，应以底线思维引导农户进行种植结构调整，遏制过度“非粮化”。

第二，关注不同类型家庭的农业生产活动。以差异化的引导措施促使不同类型的家庭进行种植结构调整，对耕地“非粮化”进行严格管控，切实保障粮食安全。

第三，建立促使种植结构“趋粮化”的多元路径。可以通过推出具有针对性的金融信贷、推广农业社会化服务降低粮食作物生产成本等多元路径促使种植结构“趋粮化”。

参考文献

- [1] 黄祖辉, 李懿芸, 毛晓红. 我国耕地“非农化”“非粮化”的现状与对策[J]. 江淮论坛, 2022(4): 13-21.
HUANG Z H, LI Y Y, MAO X H. The current situation and countermeasures of “non agriculturalization” and “non grainization” of cultivated land in China[J]. Jiang-huai Tribune, 2022(4): 13-21.
- [2] 张琛, 彭超, 毛学峰. 非农就业、农业机械化与农业种植结构调整[J]. 中国软科学, 2022(6): 62-71.
ZHANG C, PENG C, MAO X F. Off-farm employment, agricultural mechanization and adjustment of agricultural planting structure[J]. China Soft Science, 2022(6): 62-71.
- [3] 李克乐, 杨宏力. 劳动力转移、土地流转和溢出效应对农户种植结构的影响[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2021, 24(5): 77-89.
- LI K L, YANG H L. The impact of labor transfer, land transfer and spillover effects over the planting structure of farmers[J]. Journal of Hunan University of Science and Technology(Social Science Edition), 2021, 24(5): 77-89.
- [4] 易小燕, 陈印军. 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[J]. 中国农村观察, 2010(6): 2-10+21.
YI X Y, CHEN Y J. Analysis of the influencing factors of farmers' conversion to arable land and their “non grain” planting behavior and scale: based on survey data of farmers in Zhejiang and Hebei provinces[J]. China Rural Survey, 2010(6): 2-10+21.
- [5] 叶初升, 马玉婷. 人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构[J]. 中国农村经济, 2020(4): 34-55.
YE C S, MA Y T. How do human capital and its adaptability to technological progress affect agricultural planting structure?[J]. Chinese Rural Economy, 2020(4): 34-55.
- [6] LIU S, ZHANG P, MARLEY B, et al. The factors affecting farmers' soybean planting behavior in Heilongjiang province, China[J]. Agriculture, 2019, 9(9): 188.
- [7] 中国互联网络信息中心. 第 51 次《中国互联网络发展状况统计报告》[R/OL]. [2023-03-02]. <https://www.cnnic.net.cn/n4/2023/0303/c88-10757.html>.
China Internet Network Information Center. The 51st Statistical Report on Internet Development in China[R/OL]. [2023-03-02]. <https://www.cnnic.net.cn/n4/2023/0303/c88-10757.html>.
- [8] 闫周府, 吴方卫, 袁凯彬. 劳动禀赋变化、技术选择与粮食种植结构调整[J]. 财经研究, 2021, 47(4): 79-93.
YAN Z F, WU F W, YUAN K B. Labor endowment change, technological choice and grain planting structure adjustment[J]. Journal of Finance and Economics, 2021, 47(4): 79-93.
- [9] 西奥多·W. 舒尔茨. 改造传统农业[M]. 商务印书馆, 1987.
THEODORE W S. Transforming traditional agriculture[M]. Commercial Press, 1987.
- [10] 阮海波. “趋粮化”抑或“非粮化”: 粮食安全的张力及调适[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022, 21(4): 79-90.
RUAN H B. “Food-oriented” or “non-grained”: The tension and adjustment of food security[J]. Journal of South China Agricultural University(Social Science Edition), 2022, 21(4): 79-90.
- [11] 赵晓峰, 刘子扬. “非粮化”还是“趋粮化”: 农地经营基本趋势辨析[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(6): 78-87.
ZHAO X F, LIU Z Y. “Non-Grain” or “Grain-Oriented”: an analysis of trend of farmland management[J]. Journal of South China Agricultural University(Social Science Edition), 2021, 20(6): 78-87.
- [12] 黄伟. 农地流转中的非农化与非粮化风险及其规避[J]. 当代经济管理, 2014, 36(8): 39-43.
HUANG W. The non-agricultural and the non-grain oriented risk and its circumventions in agricultural land transfer[J].

- Contemporary Economic Management, 2014, 36(8): 39-43.
- [13] 高延雷, 张正岩, 王志刚. 农地转入、农户风险偏好与种植结构调整——基于 CHFS 微观数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2021(8): 66-80.
- GAO Y L, ZHANG Z Y, WANG Z G. Land transfer, appetite for risk and crop pattern: empirical analysis based on micro data of CHFS[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2021(8): 66-80.
- [14] MEKONNEN A. Tenure security, resource endowments, and tree growing: evidence from the Amhara region of Ethiopia[J]. Land Economics, 2009, 85(2): 292-307.
- [15] 胡伦, 陆迁. 贫困地区农户互联网信息技术使用的增收效应[J]. 改革, 2019(2): 74-86.
- HU Q, LU Q. The effect of internet information technology used by farmers on income-increasing in poverty areas[J]. Reform, 2019(2): 74-86.
- [16] KASSEM H S, SHABANA R M, GHONEIM Y A, et al. Farmers' perception of the quality of mobile-based extension services in Egypt: a comparison between public and private provision[J]. Information Development, 2020, 36(2): 161-180.
- [17] 马俊凯, 李光泗, 李宁. “非粮化”还是“趋粮化”: 农地经营模式对种植结构的影响[J]. 中国农业资源与区划, 2023, 44(9): 90-100.
- MA J K, LI G S, LI N. “Non-grain” or “Grain-oriented”: the influence of farmland management scale on planting structure[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2023, 44(9): 90-100.
- [18] 张榆琴, 高静, 李学坤. 金融借贷、家庭创业与农户返贫防范——基于贫困脆弱性视角[J]. 武汉金融, 2022(10): 60-71.
- ZHANG Y Q, GAO J, LI X K. Financial lending, family entrepreneurship, and prevention of farmers returning to poverty: based on the perspective of poverty vulnerability[J]. Wuhan Finance, 2022(10): 60-71.
- [19] STIGLITZ J E, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. The American economic review, 1981, 71(3): 393-410.
- [20] 田红宇, 王媛名, 祝志勇. 数字化赋能: 互联网使用对农户信贷的影响及其异质性研究——基于选择实验方法的检验和分析[J]. 农业技术经济, 2022(4): 82-102.
- TIAN H Y, WANG A M, ZHU Z Y. Digital empowerment: the impact of internet usage on farmers' credit and its heterogeneity[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2018(1): 24-31.
- [21] 姚敏, 陈新力. 互联网巩固拓展脱贫攻坚成果的机理及其检验[J]. 调研世界, 2022(7): 17-25.
- YAO M, CHEN X L. The mechanism and test of the internet consolidating and expanding the achievements of poverty elimination[J]. The World of Survey and Research, 2022(7): 17-25.
- [22] 唐润, 关雪妍, 于荣. “互联网+农业”产业链协同平台建设[J]. 中国科技论坛, 2018(9): 121-127.
- TANG R, GUAN X Y, YU R. Construction of collaboration platform for “internet plus agriculture” industry[J]. Chain Forum on Science and Technology in China, 2018(9): 121-127.
- [23] 李海舰, 田跃新, 李文杰. 互联网思维与传统企业再造[J]. 中国工业经济, 2014(10): 135-146.
- LI H J, TIAN Y X, LI W J. Mobile internet thinking and traditional business reengineering[J]. China Industrial Economics, 2014(10): 135-146.
- [24] 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.
- LI Q N, LI G C. The impact of internet development on the growth of agricultural total factor productivity[J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition), 2020(4): 71-78+177.
- [25] KROLIKOWSKI M, YUAN X. Friend or foe: customer-supplier relationships and innovation[J]. Journal of Business Research, 2017, 78: 53-68. 完