横向分工视角下农户家庭增收机制与效应

许雨萱，薛　莹

（沈阳农业大学 经济管理学院，辽宁 沈阳 110866）

摘　要：基于农业分工理论，构建“横向分工—分工深化—经济效益”理论逻辑框架，利用 2021 年辽宁省 1079 份农户的调查数据，考察了横向分工视角下空间连片化土地流转对农户家庭收入结构的影响及其作用机制。结果表明：在空间邻近特性的推动下，横向分工能有效促进农业收入增长，从而对家庭总体收入水平产生“牵引”作用，发挥规模经济效应；进一步机制分析发现，在横向分工深化过程中，生产专业性程度对规模化带来的增收效应产生了“放大”作用。异质性分析表明，与其他农户相比，土壤质量高、兼业化水平低的农户群体更容易在横向分工深化过程带来的经济效应中获益。因此，各级政府部门应积极鼓励引导区域内多种形式的土地连片化集聚，提升区域规模化优势，培养农户专业化生产意识与主动性，保障农户长期稳定可持续增收。

关键词：横向分工；空间连片化；生产专业性；收入结构；共同富裕

中图分类号：F323.8　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2025)01－0072－14

一、农业横向分工与农民增收

高质量推动农民增收是我国经济发展过程中一项长期性重大战略任务，也是实现中国式现代化的重要要求。2022 年党的二十大报告指出“全面建设社会主义现代化国家，最艰巨最繁重的任务仍然在农村”、“应保障种粮农民收益，拓宽农民增收渠道”，推动实现共同富裕这一中国式现代化发展目标[1]。2024 年中央一号文件再次强调农民收入问题，提出了“实施农民增收促进行动”的宏观要求。国家统计局公布的数据显示，2023 年农村居民人均可支配收入为 21691 元，与 2020 年的 17131 元相比上涨 26.62%，农民收入高速增长背后仍存在结构性问题[2]，收入差距较 2020 年扩大了 32.60%①。在大国小农的国情下，如何实现小农户与现代农业的有机衔接，稳步提升农民收入，是缩小收入差距、实现共同富裕与乡村振兴工作进程中亟待解决的关键问题之一[3]。

农民增收的问题一直备受学者的关注，主要表现在金融政策扶持引导[4]、数字信息引领[5]、区域产业集聚[6]、三产融合发展[7]、生产托管服务[8]与农业土地流转等[9]。其中，土地流转是农业领域形成横向分工的前提基础，通过地块规模化来扩大市场容纳量，进而加快细分环节的生产分工[10]。从理论上分析，可以通过形成规模优势来降低生产资料的转换成本和外包服务的交易成本，促进农户提高收益[11]。然而现有文献关于横向分工规模化带来的经济效益尚有争议，目前部

收稿日期：2024－06－21　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2025.01.006

基金项目：国家自然科学基金项目(72103143)；国家社会科学基金重大项目(22&ZD083)；辽宁省社会科学规划基金项目(L22AGL017)；辽宁省哲学社会科学青年人才培养对象委托课题项目(2022lslqnrcwtkt-51)

作者简介：许雨萱(1997—)，女，辽宁鞍山人，沈阳农业大学经济管理学院博士研究生，主要研究方向为农业经济理论与政策研究，E-mail：2020200181@stu.syau.edu.cn；薛莹为本文通讯作者。

① 数据来源：国家统计局年度数据库

分学者证实了增收效应的存在[12],另一部分学者则得出相反或不稳定的结论[13]。宋震宇等在斯密定理的基础上,验证发现了横向分工规模效应的倒 U 型影响机制[14]。此争议的产生与横向分工的必要性条件——“空间性”问题紧密相关,已有研究聚焦于土地流转的行为[15]、地块面积[16]与契约稳定性等[17],往往忽视了流转土地与农户承包土地的空间关系,但横向分工的规模化问题不可忽略区域连片性这一空间特质。广义的土地规模化包含分散形式的土地流转,但其分布情况却缺乏关注。这种分散形式的流转依旧存在农机效率低下以及交易成本高的问题,虽然扩大了耕种面积,但同时也带来了较高的生产成本,难以达到横向分工的规模化效果。在分散化转入土地达到一定规模后,交易成本高于生产成本,导致效率降低和效益水平下降的一系列问题,形成倒 U 型演化路径。此外,已有研究从宏观层面切入分析横向分工的增收效应,结果表明地形条件复杂、地块细碎严重且作物品类小而多的西部地区,其增收带动效果明显低于其他地区[18]。由此可见,关于空间视角上的横向分工参与行为对农户经济效益的拉动效果还有待进一步剖析。

空间连片化土地流转行为是横向分工在农业领域中得以形成的重要条件[19],生产专业性指作物的专业化经营[20],是分工进一步得到深化的度量方法[21]。具体地,农业横向分工是以空间集聚的土地连片为基础,以产品种类和规模专业化为路径,促进作物集中生产,扩大市场容量,从而刺激农业生产链条纵深化发展的过程[22]。近年来,学界关于横向分工的研究主要围绕理论分析及其效应问题展开,具体包括提高机械化生产效率[23],改良生产方式[24]以及提高农户经济效益等[25]。但目前的研究尚留有进一步深化的空间。一方面,对于前提条件缺乏邻近性的界定,仅用农户是否转入土地以及转入土地的面积和期限进行衡量有所偏颇,因为分散化土地流转会带来劳动成本增加、土壤质量下降的风险,不利于提升劳动效率。农作物总产量增加带来的种植收入增长,有可能掩盖了生产效率提升的关键问题,并导致对实际净收益情况的忽视。另一方面,对横向分工过程中专业性生产起到的机制作用缺乏深入考量,未能就影响农户增收的因素展开系统化梳理。因此,从横向分工的视角入手,深入探讨如何破解在诸多制约因素下小农通过专业化生产经营而增收的问题,值得进一步展开讨论。

综上所述,本文构建“横向分工—分工深化—经济收益”理论逻辑框架,基于 2021 年辽宁省 1079 份农户的调查数据,探讨农业领域横向分工参与对促进农户家庭收入增长的机制作用。本文的边际贡献可能有以下两点:一是将横向分工的研究向前延伸,聚焦于前提条件中的连片化形式,强调空间上的邻近特征,突破以往分散式“低效率规模”的局限性,并探讨土地规模效应下农户家庭收入的结构性增长状态;二是分析横向分工参与刺激农户家庭收入增长的重要传导机制,即横向分工的深化(生产专业性),探究专业化作物生产经营对农户家庭收入增长的影响。

二、理论分析与研究假说

随着土地确权工作的逐步完善以及现代农业机械化的创新发展,土地经营权剥离,传统的农业生产环节也逐渐呈现出清晰的边界,使得农业规模经营的可获得性增强。与此同时,劳动力市场上的人力资本增值也提高了农业生产成本。为了使农业生产经营更加节本增效,农业领域逐渐出现了以土地流转为主要形式的横向规模化分工。这种趋势作为一种外部的信号刺激使得农户做出了生计决策的改变,并因此对收益产生了相应的影响。因此,本文利用经典的农业分工理论模型,将模块之间的关联特性进行架构,探索性地构建出“横向分工—分工深化—经济收益”这一理论逻辑框架(图 1)。

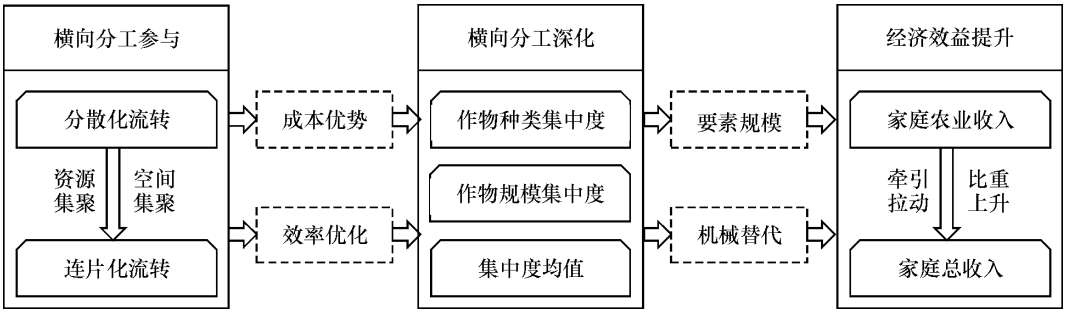


图1 “横向分工—分工深化—经济收益”理论分析框架

(一)横向分工参与对农户家庭收入增长的直接影响

横向分工带来的规模化效应可以促进农户节本增收。在农业现代化进程中,土地细碎化带来的交易成本与乡土情结引致的资源依赖是阻碍农业领域分工深化的重要障碍,抑制了农民群体的经济增收,而连片化形式的土地流转可以在空间上与情理上对此“壁垒”有所突破。早期斯密提出的分工思想来源于工业制造业中,制造业由于生产工艺和中间产品的可分离性强,可以通过分工来提升生产效率,这为追求利润最大化的厂商带来了效益上的进步[26]。考虑到商品的劳动密集型属性,斯密定理中城市内分工深化是集中人力资本来提升商品交易效率与市场规模,从而促进分工程度进一步发展的过程。在此基础上,农业的横向分工更接近于“厂商”内部的分工,即通过连片化土地流转进行横向资源整合(扩大生产规模),降低土地细碎化产生的隐形成本(生产环节损耗),以此来提高生产效率,进一步摊薄农作物单位成本,形成规模化生产经营优势。

目前,中国农村地区的横向分工主要表征为土地流转带来的连片化种植。随着产权制度的落实与产权意识的明晰,土地流转已经普遍存在于各个村庄之中,政策与现实均向农户释放出了横向分工的市场信号。农户在这种外部环境刺激下加入横向分工之中,其主要的表现形式包括区域范围同种作物集中化种植和优势资源配置利用等形式[26]。一方面,通过与相邻地块的农户进行土地规模化流转,土地变得更加集中,这使得农户在田间周转所消耗的物质投入和时间成本均有降低,农户的资源得到更加优化的配置,起到了节本增效的作用。在同一水平生产资料投入的情况下,规模效应使得农业生产经营性收入显著增加,进而推动家庭总收入的增长。此外,从协同发展角度看,土地连片化流转促进农户卷入纵向产业链,实现整体的增收效应[27]。另一方面,农户的土地流转行为会提升生产效率,提高农户收入预期与务农意愿,优化农业收入比重,有效削弱收入的不平衡性[12]。基于以上分析,本研究提出如下假说:

H_{1a}:横向分工参与行为显著促进了农户家庭总收入的增长。

H_{1b}:横向分工参与行为显著促进了农户家庭农业收入的增长。

(二)横向分工深化对农户家庭收入增长的间接影响

横向分工参与的进一步发展为参与程度的深化,这种深化体现在生产经营的专业性上[28],专业化是提高效率促进增收的重要条件[29]。小农在经过土地连片化流转后,扩大了耕种规模,集中了土地资源,改变由于地块细碎化带来的多品类小规模农业生产,转向更加具备效率优势的规模化、专业化生产。一方面,区域内同种作物的统一管理会更加有效地缩减经营成本以及耗费的监管成本(时间成本),农业机械的运行损耗也得到明显缩减,更有利于后续环节分工的展开,促进作物产量的提高。另一方面,由于相邻耕地具备相似的自然条件,在经营中学习生产技术产生的隐

性成本亦得到有效控制。这将有利于进一步扩大商品化农产品经营规模,实现生产环节的专业化,改变粗放式生产模式,提升劳动生产效率,达到增产增收。因此,生产专业性是在土地连片基础上对经济效益产生“推动力”的关键因素,表现为通过农户家庭农业收入的增长来拉动总体收入水平的提高。本研究的生产专业性,指土地连片基础上进行的单一作物规模化种植与集约化生产。一方面,农作物品类单一化代表着农户生产过程上的专业化程度较高,可以更加集中优势生产资料和技术开展具体的生产活动,属于内核品类的专业化。另一方面,种植过程中的规模优势越明显,同区域内单一品种的农作物生产管理就会更加节约人力、物力等要素的投入,减少隐形成本消耗,提高经营效率,属于空间地域的专业化。

土地连片化是专业化经营的前提条件,专业化经营可以在横向分工促进农户收入增长的过程中起到正向的推动作用,如图 2 所示。依照柯布—道格拉斯生产函数,将生产资料假定为两种要素的情况,生产经营状态下小农的生产函数为 $Q = f(L,F)$,成本函数为 $C = g(l,f,q)$。其中,L 为投入的劳动力①,F 为耕地,q 为产量。由于市场机制下价格的波动稳定性特点,设定单独小农对价格的影响较小,价格 P 的波动区间为有限($P_0 \rightarrow P_1$)。在这一区间内,规模不变时,农户的供给曲线与其边际成本线相交于点 E,此时生产者剩余面积为 R。随着土地规模扩大($f_a \rightarrow f_b$),供给曲线右移至 S′,与边际曲线 MC 交点右移至点 E′,扩大生产者剩余面积至 R’。但在此规模的基础上,农户若增加作物种类数量,边际成本曲线上移至 MC′,与规模 f_b 相交于点 W,此时成本价格高于同等规模时的农作物市场价格($P_W > P_{E'}$),未能形成规模经济效应②。因此,小规模农户(含流转后田垄分割形成的邻近地块)更适宜通过提高生产专业性来增加收益。

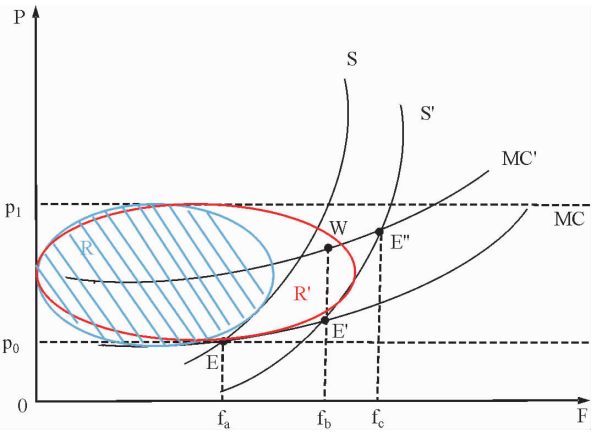


图 2　横向分工深化与农户收益函数图

综上,根据理论分析与生产函数推导,提出如下假说:

H_{2a}:横向分工参与通过提高生产专业性强度,进而促进农户家庭总收入的增长。

H_{2b}:横向分工参与通过提高生产专业性强度,进而促进农户家庭农业收入的增长。

三、数据来源、研究方法和变量选取

(一)数据来源

本研究设计的实证分析是基于 2021 年 7 – 8 月课题组对中国东北部辽宁省的实地调查数据,主要包含 4 个主要城市和 8 个区县③,每个样本区县抽取 2 个乡镇,共抽取了 16 个样本乡镇,每个样本乡镇随机选择四个村,共抽取了 64 个样本村,每个村随机选择约 15 个粮食种植户进行调研,

① 假定短时期内劳动力变化可忽略。

② 多样化种植最优均衡点为 E″,此处生产者剩余进一步得到扩大。

③ 调研城市包括地处于辽宁省北部的铁岭市、位于辽宁省中部地区的沈阳市、地处辽西的阜新市以及辽南的盘锦市。

共计调研1105个粮食种植户。在剔除填写问题或缺失问卷后,得到的有效问卷为1079个,问卷有效率为97.65%。

本研究所调查获得的1079份样本数据中,有911位男性(占比84.43%),显著超过了女性群体的数量,这是由于在农村地区涉及田间劳作等劳动力密集型生计活动,因此家庭内部的决策者仍以男性为主;家庭人口数量普遍以3口人及以下为主(占比61.08%),样本中户主的年龄多居于51岁至60岁之间(占比39.39%),这与目前农村地区小农经营且逐渐呈现出老龄化的趋势相符合。总体上,样本农户的基本特征与当前农村人口基本特征相一致,即样本具有一定的典型性和代表性。

(二)研究方法

1. 最小二乘法OLS回归模型

在本研究中,因变量为农户家庭收入的对数形式,是取值在0和1之间的连续型变量。因此,在进行计量模型设定时,选择最小二乘回归模型(Ordinary least squares,OLS)进行影响机制分析。具体的模型设定如下:

$$LR_i = \alpha + \beta TR_i + \mu X_i + \zeta_i \tag{1}$$

在公式(1)中,LR_i 为第i位样本农户的家庭收入(对数形式),TR_i 为农户的土地连片化流转情况,X_i 为控制变量,ζ_i 为扰动项。

2. 中介效应模型

为检验农户连片化土地流转对家庭收入的作用机制,确定农户横向分工参与是否通过分工深化(生产专业性)来促进农户增收,因此建立中介效应模型用以检验影响路径的准确性。借鉴温忠麟等人的做法[30],本研究中介效应模型构建为:

$$LR_i = a_0 + a_1 TR_i + a_2 \sum_{i=1}^{n} X + \zeta_i \tag{2}$$

$$M_i = b_0 + b_1 TR_i + b_3 \sum_{i=1}^{n} X + \xi_i \tag{3}$$

$$LR_i = c_0 + a'_1 TR_i + c_1 M_i + c_2 \sum_{i=1}^{n} X + \mu_i \tag{4}$$

其中,公式(2)中 a_1 为农户连片化土地流转对家庭收入的总效应;公式(3)中 b_1 为农户连片化土地流转对中间传导机制的影响效应;公式(4)中 c_1 是控制了自变量的影响以后,中间传导机制对农户连片化土地流转的效应,a_1'为控制了中间传导机制的影响之后,农户连片化土地流转对家庭收入的直接效应。

3. 倾向得分匹配(PSM)模型

倾向得分匹配模型通过匹配再抽样的方法使得观测数据尽可能接近随机试验数据,最大程度减少观测数据的偏差,从而能有效地解决由样本"自选择"造成的有偏估计问题。因此,文中采用PSM模型估算农户连片化土地流转对家庭收入影响的平均处理效应。参照现有研究[31],ATT定义为:

$$ATT = E(\ln Y_{1i} - \ln Y_{0i} \mid d_i = 1) = E(\ln Y_{1i} \mid d_i = 1) - E(\ln Y_{0i} \mid d_i = 1) \tag{5}$$

其中,d_i 为农户连片化土地流转情况,$d_i = 1$ 为进行连片化土地流转,$d_i = 0$ 为并未进行连片化土地流转。

4. 分位数回归(QR)模型

分位数回归可以放松传统均值回归样本分布条件的限制,同时克服样本内极端值的干扰,将

因变量与自变量的条件分位数相联系,从而得到条件分布的全貌[32]。由于农户家庭收入(人均家庭收入的对数形式)为连续型变量,且收入本身存在不平衡的特点,为研究和分析农户连片化土地流转对家庭收入的影响,本研究进一步在 OLS 平均效应的基础上采用分位数回归的方法来建立模型,具体模型如下:

$$Q_\theta(y_i|x_i,z_i)=\alpha_{0\theta}+\alpha_{1\theta}x_i+\alpha_{2\theta}z_i+\varepsilon_i=x'_i\alpha_\theta \tag{6}$$

其中,y_i 为农户家庭人均收入对数形式,x_i 为农户连片化土地流转,z_i 为相关控制变量。$Q_\theta(y|x,z)$ 为在解释变量连片化土地流转的条件下,农户家庭收入 y 在第 θ 分位数上的系数,α_θ 为第 θ 分位数下农户家庭收入随连片化土地流转边际变动量。

(三)变量选取

被解释变量。文中被解释变量家庭收入定义为 2020 年农户的家庭人均年收入,家庭农业收入定义为 2020 年农户的家庭人均年农业收入。为了使收入变量更接近正态分布,减少异方差,采用了收入的对数形式。

核心解释变量。横向分工参与行为,采用农户的连片化土地流转行为予以解释,用转入的耕地是否与自家耕地相邻为测度指标。

中介变量。本研究设定的中介变量为横向分工深化程度,用生产专业性加以衡量。借鉴何一鸣等人的研究,将农业生产经营专业性划分为种类集中度、规模集中度以及二者的均值项[26]。其中,种类集中度设定为种植作物种类数量的倒数;规模集中度设定为每种作物的种植面积占家庭总种植面积比重的平方和;集中度均值设定为种类集中度和规模集中度的平均值。

控制变量。本文选取的控制变量包括个人禀赋、家庭特征、外部环境和生产条件四大维度。个人禀赋包括户主年龄和户主的身体健康状况,家庭特征包括抚养比(16 岁以下未成年人及 65 岁以上老人占家庭人口比重)和家庭成员兼业情况,外部环境包括参保情况(金融环境)和自然环境(生态环境),生产条件包括技术掌握情况和收入渠道数量。变量具体定义及描述统计见表 1。

表 1　变量定义与统计

变量名称	具体指标	赋值及说明	均值	标准差
家庭人均收入	家庭人均收入(对数)	单位:元/年	10.11	0.92
家庭人均农业收入	家庭人均农业收入(对数)	单位:元/年	9.39	1.21
横向分工参与	连片化土地流转	是否将土地进行连片化流转? 0 = 否;1 = 是	0.19	0.39
生产专业性	作物种类集中度	种植种类数的倒数	0.92	0.17
	作物规模集中度	每种作物面积占总种植面积之比的平方和	0.89	0.22
	集中度均值	(种类集中度 + 规模集中度)/2	0.90	0.18
年龄	户主年龄	岁	57.01	9.86
健康状况	户主健康状况	1 = 非常差;2 = 差;3 = 一般;4 = 好;5 = 非常好	4.09	0.91
抚养比	16 岁以下未成年人及 65 岁以上老人占比	比率	0.27	0.31
兼业情况	家中是否有人外出务工	0 = 否;1 = 是	0.56	0.50
参保情况	参保种类数	项	2.18	0.83
自然环境	耕地平整程度	1 = 非常差;2 = 差;3 = 一般;4 = 好;5 = 非常好	3.82	0.96
技术掌握	掌握技术项数	项	0.88	1.78
收入渠道	收入渠道数量	项	3.46	1.08

四、检验结果与分析

(一)调研区域农户土地流转与家庭收入现状分析

为直观展现土地流转的空间性会对农户家庭收入产生何种影响以及影响程度,本文首先运用组间均值差异分析对横向分工程度(细碎化流转,连片化流转)与农户家庭收入、家庭农业收入之间可能存在的关系进行研究。借鉴黄恒[33]的做法,首先依据横向分工参与程度划分为两组样本农户,组别1为非流转与细碎化流转,组别2为非流转与连片化流转,通过对各项特征变量的均值差异进行t检验分别得出差异值DIFF1与DIFF2①,结果如表2所示。不同程度下的横向分工,其带来的农户家庭收入及家庭农业收入增长存在差异,且该结果分别在10%与1%的统计水平上显著。细碎化土地流转带来的增收效应较弱,未能产生明显的规模优势。而相较于未进行土地流转和细碎化流转的群体,形成连片化流转的农户可以获得更大幅度的家庭收入与农业收入提升,这初步印证了前文的理论分析。

表2 农户家庭收入组间均值差异

变量	未流转		细碎化流转		DIFF1	连片化流转		DIFF2
	Mean	S.D.	Mean	S.D.		Mean	S.D.	
家庭收入(对数)	9.947	0.859	10.163	0.884	-0.215**	10.660	0.934	-0.712***
家庭农业收入(对数)	9.133	1.114	9.472	1.248	-0.339**	10.248	1.134	-1.114***
年龄	57.670	10.039	55.840	10.075	1.832*	55.370	8.768	2.301**
健康状况	4.040	0.931	4.080	0.901	-0.039	4.300	0.788	-0.264***
抚养比	0.292	0.327	0.241	0.304	0.051*	0.218	0.264	0.074**
兼业情况	0.560	0.497	0.560	0.498	-0.003	0.530	0.500	0.032
参保情况	2.170	0.866	2.170	0.793	-0.003	2.200	0.737	-0.034
自然环境	3.810	0.960	3.620	0.990	0.190**	3.980	0.916	-0.174**
技术掌握	0.840	1.739	0.400	1.073	0.437**	1.370	2.148	-0.534***
经济来源	3.440	1.079	3.680	1.216	-0.233**	3.390	0.981	0.050

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,标准误为稳健标准误。

(二)基准回归结果

为了进一步对构建的"横向分工—分工深化—经济收益"理论分析框架进行验证,本研究基于Stata16.0 SE软件对农业横向分工参与影响农户家庭收入增长程度进行了最小二乘回归分析(见表3)。在进行基础回归分析之前,为避免变量之间可能存在的多重共线性影响,本研究进行了相关检验。结果显示,所有自变量的方差膨胀因子(VIF)均小于10,说明多重共线性的影响较小,满足样本独立性要求。

表3结果显示农户连片化土地流转对家庭收入与农业收入的影响系数分别为0.559与0.898,且均在1%水平上显著正相关,说明农户连片化土地流转能够增加农户家庭总收入与农业收入。连片化土地流转对农户家庭工资性收入的影响并不显著,且系数为负,这一结果侧面验证了前文中提出的农业横向分工参与行为通过刺激农业收入增长来拉动总体收入提升的假说。

① DIFF值为土地流转前-土地流转后的差值。

表 3　最小二乘回归模型估计结果

变量	家庭收入			家庭农业收入			家庭工资性收入		
	系数	标准误	T 值	系数	标准误	T 值	系数	标准误	T 值
横向分工参与	0.559***	0.064	8.70	0.898***	0.084	10.71	-0.041	0.094	-0.44
年龄	-0.017***	0.003	-5.50	-0.019***	0.004	-4.72	-0.007*	0.004	-1.70
健康状况	0.106***	0.029	3.72	0.083**	0.037	2.24	0.104**	0.043	2.43
抚养比	-0.254***	0.093	-2.74	-0.231*	0.121	-1.91	-0.749***	0.163	-4.60
兼业情况	0.102*	0.059	1.72	-0.348***	0.077	-4.53	-0.209	0.139	-1.51
参保情况	0.100***	0.030	3.29	0.125***	0.040	3.14	0.047	0.043	1.09
自然环境	0.092***	0.026	3.48	0.095***	0.034	2.75	0.051	0.037	1.37
技术掌握	0.055***	0.014	3.81	0.073***	0.019	3.86	0.020	0.021	0.97
经济来源	0.103***	0.027	3.79	-0.138***	0.036	-3.89	0.187***	0.041	4.57
常数项	9.550***	0.239	40.00	9.970***	0.312	31.99	8.519***	0.359	23.72
N		1079			1079			645	
R^2		0.222			0.240			0.091	
F		33.92			37.59			7.04	

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,标准误为稳健标准误。

该结果证明横向连片化带来的规模效应对农业劳动力具有“集中”效应,使农户更愿意从事农业生产活动。在农户个人和家庭禀赋维度,首先,健康状况和兼业情况均显著正向影响农户家庭收入,系数分别为 0.106、0.102。这说明健康状况越好的农户在从事农业相关劳动时更具备人力资本优势,有更充足的精力进行相关生产经营性活动。从事兼业行为的农户能够获得额外的工资收入补充家庭总收入,对整体收入水平的增长也具有促进作用。其次,年龄显著负向影响农户家庭收入,系数为 -0.017,说明农户随着年龄增大,身体素质下降,面对新的技术或新的信息等接受能力与学习能力变差,风险保守性更高,耕作经营效益变差。最后,抚养比显著负向影响农户家庭收入,系数为 -0.254,说明家庭中老人与未成年人数量越多,抚养压力越大,收入效应越弱。在外部特征维度,参保情况和土地平整显著正向影响家庭收入,系数分别为 0.100 和 0.092。生产特征中,技术掌握情况和经济来源均可促进农户家庭收入增长。基于此,验证假说 1a 与 1b。

(三)机制分析

为了进一步挖掘农户连片化土地流转对家庭收入与农业收入的影响路径,检验横向分工深化在影响路径中产生的作用。本研究将农户家庭人均收入与人均农业收入作为被解释变量,生产专业性作为中介变量,运用 Stata16.0 SE 统计分析软件进行 Bootstrap 中介效应检验,抽样次数为 2000 次。本文将分别体现分工参与行为如何通过生产专业性(种类集中度、规模集中度以及二者的均值项)三个维度进而影响家庭收入增长的强弱,特别是家庭农业收入(见表 4)。从 R^2 和 F 值所表征的模型统计角度来看,模型整体拟合优度较好,表明生产专业性的嵌入为模型解释变量对被解释变量的驱动性有较强的解释能力。由表 4 可知,在 95% 的置信区间下,变量的上下限区间均不包含 0。说明生产专业性作为中介变量其三个维度均对主影响路径产生显著的正向作用,系数分别为 0.025、0.045 和 0.040。说明种类集中度、规模集中度以及集中度的均值项均具有中介效应,且为部分中介效应,中介效应分别占比为 0.045、0.081 和 0.072。也就是说,农户的家庭收

入可以在连片化土地流转的基础上通过增强专业性程度来得到提升。基于此,验证假说2a与2b。

表4 中介效应检验模型

因变量	自变量	中介变量	中介作用		95%置信区间	
			系数	标准差	下限	上限
家庭收入	横向分工参与	种类集中度	0.025**	0.011	0.0066	0.0491
		规模集中度	0.045***	0.014	0.0205	0.0770
		集中度均值	0.040***	0.014	0.0163	0.0683
家庭农业收入	横向分工参与	种类集中度	0.043***	0.016	0.0161	0.0778
		规模集中度	0.066***	0.019	0.0315	0.1090
		集中度均值	0.062***	0.019	0.0285	0.1018

注: ***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,标准误为稳健标准误。

(四)内生性检验

上文的基础回归模型验证了农户参与横向分工对于家庭收入的总体影响,但农户是否选择参与农业横向分工是依据其自身条件确定的,对这一部分缺乏考虑会导致自选择引发的内生性问题,模型实证结果有存在一定偏误的可能性。本研究采用倾向得分匹配法,通过模拟反事实情况,分析考察农户横向分工参与行为对家庭收入影响的处理效应。具体地,利用近邻匹配、近邻卡尺匹配、半径匹配和核匹配四种匹配方法测算平均处理效应(ATT),并利用Bootstrap抽样法再次检验,结果显著性明显,设定自助抽样次数为500。由表5可知,在不同的匹配方式下,平均处理效应量化存在轻微差异。但在定性分析的视角下,几种算法的最终测算结果趋于一致,且倾向得分匹配结果趋同于基准回归,表明农户横向分工参与行为可以提高家庭收入。

表5 PSM平均处理效应

匹配方法	家庭收入				家庭农业收入			
	处理组	对照组	ATT	标准误	处理组	对照组	ATT	标准误
近邻匹配(1∶4)	10.656	9.989	0.568***	0.092	10.242	9.189	0.938***	0.115
近邻卡尺	10.656	9.991	0.591***	0.096	10.242	9.191	0.959***	0.117
核匹配	10.656	9.989	0.556***	0.074	10.242	9.189	0.899***	0.090
半径匹配	10.656	9.991	0.563***	0.078	10.242	9.191	0.883***	0.099

注: ***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,标准误为稳健标准误。

进一步,由近邻匹配法绘制出的倾向得分密度分布图(图3)可知,两组样本匹配前后重叠区域大,图形贴合更加紧密,符合PSM估计方法的共同支撑假设。匹配后并未参加连片化土地流转的农户样本一共873个,损失14个,参加连片化土地流转的农户样本一共205个,损失1个,一共损失15个,与所使用样本的总量相比较,样本损失比例较少。平衡性检验结果如表6所示。匹配后,伪R从0.039下降至0.001以下,LR统计量从40.92下降至0.39以下,且LR统计量的P值均大于0.1,结果不显著,接受原假设,表明协变量不存在显著差异。另外,匹配后均值偏差由18.2%下降到1.3%以下,中位数偏差由21.5%下降至0.6%以下,B值小于25%。由此可见,匹配后样本总偏误明显降低,两组样本具有类似特征,平衡性检验通过。

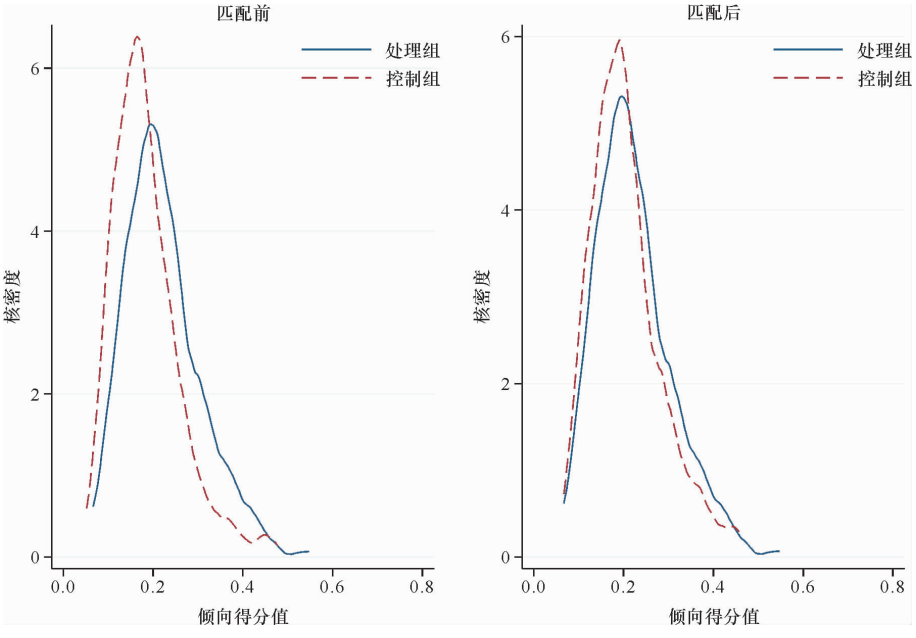


图 3　倾向得分密度分布图

表 6　匹配前后解释变量平衡性检验结果

项目	伪 R2	LR 统计量	*P* 值	均值偏差	中位数偏差	B 值
未匹配	0.039	40.92	0.000	18.2	21.5	50.3*
近邻匹配(1∶4)	0.002	1.26	0.996	3.0	2.6	11.1
近邻卡尺	0.003	1.58	0.991	3.3	2.8	12.4
核匹配	0.001	0.47	1.000	1.3	0.6	6.8
半径匹配	0.001	0.39	1.000	2.0	1.8	6.1

(五)稳健性检验

1. 模型替换法:分位数回归

在基准回归中,OLS 模型的回归结果表明横向分工参与、个人禀赋、家庭特征、外部环境和生产条件对农户家庭收入均具有显著的影响。然而,不同解释变量对农户家庭收入影响系数在不同分位数上具有可变性,各解释变量的显著性在不同分位点上与 OLS 估计的结果也会有所差异。为检验模型估计结果稳健性,借鉴陈燕,林乐芬的研究方法,文中采用分位数回归法对模型进行重新估计[34]。表 7 为分位数回归在 0.1,0.25,0.5,0.75 和 0.9 五个代表性分位点回归的结果,以此分析横向分工引起农户家庭收入变化的影响情况。表 7 回归结果显示,不同分位点上模型显著性以及作用方向未发生明显变化,表明回归的结果是稳健的。

表 7　家庭收入分位数回归结果

解释变量	θ=0.1		θ=0.25		θ=0.5		θ=0.75		θ=0.9	
	系数	*t* 值	系数	*t* 值	系数	*t* 值	系数	*t* 值	系数	*t* 值
家庭收入	0.532***	4.63	0.489***	7.31	0.494***	5.84	0.603***	5.90	0.793***	5.13
家庭农业收入	0.965***	5.46	0.938***	8.34	0.931***	10.51	0.880***	6.38	0.990***	6.00
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制		已控制	

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,标准误为稳健标准误。

根据表7分析结果,在不同分位点上,横向分工参与的经济效应存在显著的差异。连片化土地流转对农户家庭收入的影响在各分位点上均呈现显著,影响系数随着点位升高总体上呈现逐渐升高特征,对高分位点农民家庭收入影响的估计系数要高于对低分位点农民家庭收入影响的估计系数。这表明,连片化土地流转对高分位点农民家庭收入影响的边际效应较大,对中低分位点农民家庭收入水平的影响相对略小。横向分工参与在0.75和0.9分位点上显著且其系数大于OLS估计值,说明横向分工参与对农户家庭收入的影响效应大于平均水平。

2. 变量替换法:自变量替换

为进一步检验土地连片化流转带来的增收效应高于非流转和细碎化流转,本文借鉴高雅罕的做法,将自变量替换为横向分工参与程度[35]。根据横向分工参与的程度不同,本文进一步将其细分为未进行土地流转、细碎化土地流转与连片化土地流转,并将其分别以0、1和2进行赋值。表8显示,横向分工参与程度的系数值为正,并在1%水平上显著。表明伴随着横向分工程度的加深其带来的增收效应越强,这在一定程度上支持了本文研究结论。

表8 不同流转类型对农户家庭收入的影响

变量	家庭收入			家庭农业收入		
	系数	标准误	T值	系数	标准误	T值
横向分工参与	0.283***	0.032	8.95	0.468***	0.041	11.39
年龄	-0.016***	0.003	-5.31	-0.018***	0.004	-4.49
健康状况	0.107***	0.029	3.76	0.084**	0.037	2.26
抚养比	-0.242***	0.093	-2.60	-0.209*	0.121	-1.73
兼业情况	0.114*	0.059	1.93	-0.327***	0.077	-4.28
参保情况	0.100***	0.030	3.27	0.123***	0.040	3.12
自然环境	0.098***	0.026	3.72	0.104***	0.034	3.04
技术掌握	0.060***	0.014	4.18	0.080***	0.019	4.31
经济来源	0.093***	0.027	3.43	-0.155***	0.035	-4.38
常数项	9.476***	0.238	39.73	9.847***	0.310	31.77
N		1079			1079	
R^2		0.225			0.250	
F		34.52			39.57	

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,标准误为稳健标准误。

(六)异质性分析

农户家庭收入的增长不仅会受到土地连片化流转的影响,还会受到农户分化[36]与生态环境的制约[37]。因此,连片化土地流转对不同分化类型与不同生态条件下的农户群体在增收效应上存在差异。为进一步理解横向分工参与对不同样本农户群体家庭收入影响的差异,文中依据分化类型和土壤质量进行组别分类。其中,农户分化差异组分为务工型(家庭农业收入占比低于50%)与务农型两类,土壤质量差异组分为高质量(耕地土质未发生退化)与低质量两类。为保证分析效果的稳健性,借鉴孙学涛的做法,利用Bootstrap抽样法对组间差异进行检验,抽样次数为1000次[38]。检验结果中经验P值分别为0.039和0.049,分别在5%和10%统计水平上显著,组间差异明显。表9结果表明,连片化土地流转对土壤质量好且以务农为主的农户群体带来的增收效应更好,对于兼业化强、土壤质量差的农户带来的规模优势较弱。

表 9　横向分工对农户家庭收入影响的异质性分析

因变量	项目	农户分化差异				土壤质量差异			
		务工型		务农型		高质量		低质量	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
家庭收入	横向分工参与	0.321**	0.106	0.581***	0.082	0.660***	0.096	0.460***	0.086
	控制变量	控制		控制		控制		控制	
	R^2	0.145		0.278		0.212		0.248	
	F	7.92		27.42		14.74		20.78	
	N	429		650		502		577	
家庭农业收入	横向分工参与	0.697***	0.140	0.636***	0.087	1.050***	0.120	0.744***	0.118
	控制变量	控制		控制		控制		控制	
	R2	0.127		0.247		0.288		0.202	
	F	6.75		23.32		22.16		15.93	
	N	429		650		502		577	

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,标准误为稳健标准误。

五、结论与政策建议

本研究基于农业分工理论模型,进一步提出了“横向分工—分工深化—经济收益”这一理论框架,系统分析了农户连片化土地流转通过生产专业性对家庭收入产生影响的作用机制。基于辽宁省 1079 份农户调查数据,运用最小二乘回归分析模型、中介效应检验模型和反事实分析进行了实证检验,主要结论如下:第一,在土地细碎化与促农增收背景下,连片化土地流转可以直接促进农户家庭收入与农业收入的提升,能够有效发挥规模优势。更进一步分析表明,相比较于未进行土地流转和细碎化土地流转,连片化土地流转可以更加有效地拉动农户家庭收入增长。第二,在生产专业性机制上,横向分工可促进农户选择集中化作物生产种植,降低多元化经营产生的隐形成本,专业性的增强与成本的节约提高了家庭收入水平。第三,异质性分析显示,对于土壤质量高且兼业化程度低的农户群体,横向分工带来的收入效应要优于其他类型的农户。

因此,本文提出以下政策建议:首先,正面支持引导,推动耕地规模化。受经营权属、土壤质量、社会网络以及乡土情结的制约,农村地区土地连片化的推进过程较为困难。各级政府部门应充分发挥能动性,在农地流转市场机制中积极鼓励与引导土地连片化的实现。在工作过程中可运用村集体会议和数字化媒体等多种形式开展规模化生产普及教育,培养农户对耕地连片化的主动性。进一步增强东北地区高标准农田建设工作,通过整合土地资源来削减细碎化带来的效率低下问题,增强农户的生产能力和营收能力,实现高质量的发展。其次,侧面迂回发力,减轻农户负担与风险。由于土地细碎问题的长期存在,打破这一困境需要从不同角度切入。一方面要因地制宜,设定多样化流转方案,包括“互换并地”等横向合作行动与“土地入股”等纵向合作行动,探索出多种形式的规模化路径。另一方面要加强监管,降低流转风险,完善制度机制,规范市场环境。从而降低在横向分工参与过程中农户面临的问题,合理有序推进相邻耕地连片化整合。最后,促进科学生产,培育专业化意识。土地规模化是生产专业性增强的基础,在关注区域连片化的同时,还应对生产种植方式予以重视,为区域专业化发展创造条件。政府部门应通过多种渠道对有足够生产能力和连片化规模的农户开展专业化知识普及,点对点建立与专家学者的科研合作,政策上给予帮扶,技术上加以支持。从而合理推动区域范围内的作物专业化生产,形成集群化效应,推动上下游涉农组织的发展,增强小农户连接大农业市场的协调度。

参考文献:

[1]李梦娜,周云波,王梓印.数字经济能否缓解农民工相对贫困——基于城市规模视角[J].中国农村经济,2023(3):48-73.

[2]周滔,黄冬月.收入结构视角下农民收入增长动力的时空演化特征——以石漠化脱贫地区为例[J].人文地理,2024(1):48-58.

[3]丁可可,马正兵,王涛.乡村数字经济对农民收入的影响及空间异质性研究[J].干旱区资源与环境,2024(5):90-99.

[4]赵丹玉,崔建军.财政金融支农与农民增收:作用机制与空间效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2024(2):42-54.

[5]赵路.以"互联网+"优化拓宽农民增收途径[J].宏观经济管理,2024(2):53-60+69.

[6]刘文勇.粮食生产区域集聚对农民收入的影响研究[J].农业经济与管理,2023(5):23-35.

[7]高思涵,鄢伟波.家庭农场加入合作社的行为特征与增收效应——基于网络组织的视角[J].中国农村经济,2023(6):161-184.

[8]XU Y, LYU J, XUE Y, LIU H, et al. Does the agricultural productive service embedded affect farmers' family economic welfare enhancement? An empirical analysis in black soil region in China[J]. Agriculture, 2022(11):1880.

[9]余晋晶,葛扬.农业土地流转、农村产业融合与农民收入增长[J].山西财经大学学报,2023(9):78-93.

[10]张露,罗必良.小农生产如何融入现代农业发展轨道?——来自中国小麦主产区的经验证据[J].经济研究,2018(12):144-160.

[11]郭庆海.土地适度规模经营尺度:效率抑或收入[J].农业经济问题,2014(7):4-10.

[12]张广辉,张建.农村土地流转对农户收入的影响:内在机理与实证检验[J].经济学家,2023(2):120-128.

[13]刘银,李秋凤,徐丽娜,等.我国农村土地流转的增收效应研究——兼析农村土地流转家庭收入分配效应演变趋势[J].价格理论与实践,2023(12):16-20.

[14]宋震宇,黄强,陈昭玖.规模经营、分工深化与农业生产率——基于江西省水稻种植户的经验证据[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2020(3):17-25.

[15]杨烁晨,杜海峰,杨晓宁.土地流转与农村家庭收入差距:家庭发展视角下的经验探讨[J].华中农业大学学报(社会科学版),2024(1):178-191.

[16]费喜敏,易宏宇,李杰,等.经营权稳定性、转入规模与农户化肥施用行为——基于转入地的微观实证[J].中国农业资源与区划,2024(4):1-13.

[17]张溪,张堪钰.交易费用视角下村委会行为对农地流转和契约选择的影响[J].经济与管理评论,2024(2):72-82.

[18]邵旭阳,王波.土地流转对农村内部收入差距的影响——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的实证分析[J].宏观经济研究,2023(8):78-91+104.

[19]张露,罗必良.规模经济抑或分工经济——来自农业家庭经营绩效的证据[J].农业技术经济,2021(2):4-17.

[20]李小云,林晓莉,徐进.小农的韧性:个体、社会与国家交织的建构性特征——云南省勐腊县河边村疫情下的生计[J].农业经济问题,2022(1):52-64.

[21]夏显力,崔民.农业托管服务对化肥减量施用的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023(6):88-101.

[22]梁志会,张露,刘勇,等.农业分工有利于化肥减量施用吗?——基于江汉平原水稻种植户的实证[J].中国人口·资源与环境,2020(1):150-159.

[23]李琪,李凯.病虫害防治托管对技术效率的影响——基于横向分工与纵向协同视角[J].资源科学,2022(10):1964-1979.

[24]朱诗娥,杨汝岱,王璐,等.中国农村土地流转与农业生产模式变迁[J].管理世界,2024(1):76-88+106+89-90.

[25]吕杰,徐霞,尹冠球.农户双规模经营如何提高种粮收入?[J].干旱区资源与环境,2024(2):96-103.

[26]何一鸣,张苇锟,罗必良.农业分工的制度逻辑——来自广东田野调查的验证[J].农村经济,2020(7):1-13.

[27]张高胜,杨俊孝,阿布都热合曼·阿布迪克然木,等. 农业"双规模"经营方式形成逻辑与效果研究——基于新疆三地州 1366 个样本农户的实证[J]. 中国农业资源与区划,2024(4):1 - 15.
[28]罗必良. 论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J]. 中国农村经济,2017(11):2 - 16.
[29]罗明忠,刘恺. 农业生产的专业化与横向分工:比较与分析[J]. 财贸研究,2015(2):9 - 17.
[30]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731 - 745.
[31]王林蔚,霍学喜,孔荣. 非农职业经历、土地流转对家庭农场主农业生产生态自觉性的影响效应[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2024(2):115 - 126.
[32]韩秀丽,田彦花,石荣,等. 农村宅基地退出:福利效应、差异测度与影响因素——基于宁夏平罗县、贺兰县的实证[J]. 干旱区资源与环境,2024(4):58 - 68.
[33]黄恒,齐保垒. 企业信息披露的绿色创新效应研究——基于环境、社会和治理的视角[J]. 产业经济研究,2024(1):71 - 84.
[34]陈燕,林乐芬. 政策性农业保险的福利效应*——基于农民视角的分析[J]. 中国农村观察,2023(1):116 - 135.
[35]高雅罕,蒋振,靳乐山. 农户秸秆收集利用受偿意愿及影响因素研究[J]. 干旱区资源与环境,2023(2):76 - 87.
[36]唐宏,何慧芳,梁玲婕,等. 土地托管、劳动力分化对农户家庭收入的影响研究——基于 6 省 1933 户农户的实证[J]. 中国土地科学,2023(9):95 - 105.
[37]刘伟,徐洁,韩秀华,等. 生态脆弱区农户收入贫困与多维贫困的关系研究——基于陕南安康市 1404 份调查问卷的实证分析[J]. 干旱区资源与环境,2018(9):19 - 25.
[38]孙学涛,张丽娟,王振华. 高标准农田建设对农业生产的影响——基于农业要素弹性与农业全要素生产率的视角[J]. 中国农村观察,2023(4):89 - 108.

Income Increase of Farmers' Households under the Perspective of Horizontal-Division of Labor: Role Mechanisms and Impact Effects

XU Yu-xuan, XUE Ying
(*College of Economics and Management*, *Shenyang Agricultural University*, *Shenyang* 110866, *China*)

Abstract: Based on the theory of agricultural division of labor, a logical framework of "horizontal division of labor - deepening of division of labor - economic efficiency" was constructed. Using survey data from 1,079 farm households in Liaoning Province in 2021, this study examined the impact of spatially contiguous land transfer on the income structure of farm households and its mechanism of action from the perspective of horizontal division of labor. The results indicate that, driven by spatial proximity, the horizontal division of labor effectively increases agricultural income, thereby exerting a "pulling" effect on the overall household income level and realizing economies of scale. Further mechanism analysis reveals that, in the process of deepening the horizontal division of labor, the degree of production specialization "amplifies" the income-generating effects of scaling up. Heterogeneity analyses show that farmer groups with high soil quality and low levels of diversification (not parturition, which typically refers to childbirth) are more likely to benefit from the economic effects of deepening the horizontal division of labor. Therefore, government departments at all levels should actively encourage and guide various forms of land clustering within the region, enhance the advantages of regional scale, cultivate farmers' awareness and initiative for specialized production, and ensure farmers' long-term stable and sustainable income increase.

Key Words: horizontal division of labor; spatial contiguity; production specialization; income structure; common prosperity