

交易成本框架下互联网使用、土地转入 与山区农户市场参与

胡友 陈昕 祁春节

内容提要:本文基于2014年、2016年和2018年连续三期中国家庭追踪调查(CFPS)数据,运用面板截尾回归模型实证研究互联网使用对山区农户市场参与影响及土地转入对该影响的作用。结果表明:(1)互联网使用能够激励山区农户参与农业市场,即互联网使用能够解决山区农户市场交易的信息成本过高的问题,从而激励山区农户积极参与农业市场交易。(2)土地转入使互联网使用对山区农户参与农业市场的激励效应得以实现,土地转入使互联网使用对山区农户参与农产品市场激励效应得以实现的作用比参与农业服务市场的作用更大。(3)互联网使用对山区农户参与农业市场的激励效应具有异质性。互联网使用对家庭平均教育水平较高、无外出务工行为的山区农户参与农产品市场的激励效应更大,对家庭平均教育水平较低、有外出务工行为的山区农户参与农业服务市场的激励效应更大。促进山区农户积极参与市场,有必要推进山区农村互联网设施建设、建立依托互联网的农业市场信息服务平台、加强山区农村互联网技能的劳动力差异化培训、适度推进山区农地的规整流转。

关键词:互联网使用 土地转入 市场参与 交易成本 山区农户 山区农地

中图分类号:F323;F325

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2023)06-0057-20

一、问题提出

中国丘陵、山地和高原(以下统称山区)耕地面积占全国土地面积近35%,承载着全国近33%人口生计^[1],对保障农产品供给安全举足轻重^[2]。同时,山区还是低收入人口聚集区,要充分发挥其农产品供给功能,必须提高山区农户农业经营效益,促进山区农业高质量发展^[3]。山区农业高质量发展,必然要求山区农户与现代农业发展有机衔接^[4],即山区农户充分参与农业市场交易^[5]。据中国家庭追踪调查(CFPS)2014—2018年三期数据统计显示,中国山区农户对农产品市场、农业服务市场的平均参与率分别为53.35%、14.20%,

收稿日期:2022-11-09;修回日期:2023-04-22

基金项目:国家自然科学基金一般项目“家庭农场耕地生态保护行为:形成机理、福利效应与政策模拟”(72264013);江西省自然科学基金一般项目“环鄱阳湖城市群市场一体化:水平、效应及跨区政策协调研究”(20181BAA208015);教育部人文社会科学研究规划基金项目“家庭农场耕地生态保护行为研究:形成机理、福利效应与政策模拟”(22YJA790094)

作者简介:胡友 江西农业大学经济管理学院讲师,南昌,330045;

陈昕 江西农业大学经济管理学院讲师,通信作者;

祁春节 华中农业大学经济管理学院教授、博士生导师,武汉,430070。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

分别低于平原地区的 71.61%、19.25%,表明山区农户农业市场参与不足。农户农业服务市场参与不足会导致农业生产效率低下^[6-7],农产品市场参与不足会导致农产品生产结构性失衡和卖难问题突出,不利于农户农业经营性收入增长^[8]。亦有研究指出,山区农户生产效率低下、农业经营收入难以增长的直接原因是农户市场参与不足^[9]。在此背景下,探究如何提高山区农户市场参与水平,对于提高山区农户经营效益、促进山区农业高质量发展和整体推进中国农业农村现代化发展具有重要意义。

近年来,随着中国农业供给侧结构性改革的不断推进,边远山区开始按照要素禀赋调整农业产业结构,发展高附加值的蔬菜、水果、坚果、中药材、花卉等产业^[10]。但是,农业市场对高附加值农产品及相应的农业服务交易提出了更高的准入要求和流通约束,这是山区农户参与农业市场交易面临的首道障碍^[11]。高附加值农产品需要向中心城镇寻找销售市场,其生产所需的农机、农技及农业雇工也需要从专业化、社会化的服务市场寻找服务供给主体。而信息基础设施不健全、市场信息服务功能缺位导致的以信息成本为主要内容的农户市场交易成本过高,严重打击了农户参与农业市场交易的积极性。因此,降低农户市场参与的信息成本是推进农户市场参与的重要手段^[5]。互联网使用使山区农户获取市场信息的渠道不再受限于地理空间,与外界的信息沟通能力增强,以前所未有的速度、广度、低价获得市场信息,极大地降低了农户的信息搜寻成本^[12]。已有研究表明,互联网的信息载体功能已成为推动中国农业市场化发展的新动力^[13]。所以,在生产经营中,只要农户使用互联网降低市场参与的信息成本,就能够全面激发其市场参与的积极性^[14]。

然而,CFPS 数据显示,2014 年山区农户户均家庭平均上网率为 12.9%,户均农产品市场和农业服务市场参与率分别为 52.579%和 8.317%,到 2018 年,山区农户家庭平均上网率为 32.784%,是 2014 年的近 3 倍,但户均农产品市场和农业服务市场参与率分别为 47.765%和 10.501%,两者并未因家庭平均上网率提高而显著提高。究其原因,可以从农户市场参与的交易成本视角寻找答案。农户市场参与的交易成本分为可变交易成本和固定交易成本两种形态^[15],只有各项交易成本总和小于预期收益时,农户才会积极参与市场交易^[16]。互联网使用降低的是信息成本和谈判成本^[12],属于可变交易成本范畴^[17]。故而,降低可变交易成本的互联网使用并不必然激励农户参与市场交易,它只对那些仅受限于信息成本、谈判成本过高而市场参与积极性不高的农户具有显著的激励效应,而对那些同时受限于可变交易成本和固定交易成本的农户的激励效应有限^[18]。要全面发挥互联网使用对农户市场参与的激励效应,还需解决固定交易成本过高的问题。固定交易成本是农户进入市场必须支付的一次性费用^[15]。农业市场专业化程度越高,需要支付的单位固定交易成本越高。通常,土地转入使经营规模扩大,从而使农户市场参与的单位固定交易成本降低,互联网使用对农户市场参与的激励效应的实现使得其受固定交易成本的约束性降低,即土地转入会使互联网使用对受限于固定交易成本的农户市场参与的激励效应得以实现^[18]。因此,要研究互联网使用对山区农户市场参与的影响,有必要将交易成本纳入研究框架,同时考虑两种类型的交易成本对农户市场参与的约束性,以此考察土地转入对互联网使用激励农户参与市场的作用。

二、文献回顾

既有文献主要从信息供给层面互联网对农业市场的影响、可变交易成本视角下互联网使用对农户市场参与行为的影响和固定交易成本视角下土地转入对农户市场参与行为的影响三个方面展开研究。

随着数字经济与经济社会深度融合,互联网对农业市场发展的影响受到关注。作为信息供给主体的互联网,它连接农户与市场的桥梁作用得到广泛认同。互联网的信息供给消除了城乡之间的信息不对称,使农产品市场和农业服务市场透明化,减少农户生产经营由于信息获取不完全导致的决策盲目性^[13],进一步

促进了农村物质资源、劳动力资源的优化配置,使农业生产更加适应市场需求,促进农户积极参与市场^[19-20]。此外,基于互联网衍生的各种农村电商、直播销售平台为农业生产经营打开了新的农业市场流通格局,缓解了农业市场流通渠道不畅的问题,进而促进农户参与农产品市场^[13]。这些研究均是立足于宏观政策层面、从市场信息供给的角度研究互联网对农业市场的影响。

农户市场参与的交易成本内生于农户的个体特征和市场环境,对农户市场参与的内生动力具有重要影响^[21-22]。于是,学者们在互联网使用对农户市场参与影响的研究框架中纳入交易成本。早期的文献多将可变交易成本等同于总交易成本,关于互联网使用对农户市场参与影响中交易成本作用的研究主要从效应、方向、差异性、维度上展开。效应上,有学者认为互联网使农业市场信息透明化,降低了农户市场交易的信息成本,使农户市场参与的积极性提高^[12-13,23-25]。方向上,尽管多数学者认为互联网使用通过降低农户信息成本对农户市场参与具有正向影响,但仍有研究指出,互联网普及带来的信息成本降低并未提高农户的农业服务市场参与水平,即信息化并未显著提高农业生产效率^[26]。尽管互联网使用降低信息成本的作用在整体上促进了农户市场参与的积极性,但该促进作用具有行业差异、人力资本差异和滞后性^[27-28]。维度上,学者们主要从农户参与农产品市场与农业服务市场 2 个维度展开研究。在农产品市场,互联网突破物理空间和距离承载并传递海量农产品供需信息,创新网络空间的农产品销售平台(如农村电商)和新型销售业态(如直播、自媒体),极大地降低了可变的的信息成本和谈判成本,激励农户参与农产品交易^[12,29-30]。在农业服务市场,互联网为农户提供较低成本的农资、农技市场信息,激励农户进入服务市场,购买价格更低、质量更好的农资、农技服务^[31-35]。这些研究都假定只要互联网使用能够降低农户市场参与的信息成本、谈判成本等可变交易成本,必然能促进农户参与市场交易。

随着交易成本理论研究的深入,有学者认为除了单位可变交易成本外,单位固定交易成本过高也会限制农户参与市场交易^[17]。有研究表明,可变交易成本决定农户市场参与的程度^[15,22]。而固定交易成本是交易前为获取特定交易资格或交易机会必须一次性支付的相对固定的费用,它不受交易规模的影响,且决定农户能否跨越市场门槛^[36]。有文献分别研究埃塞俄比亚和肯尼亚农户市场参与行为,发现埃塞俄比亚奶农进入原奶市场前必须支付的交易成本使奶农难以决策是否进入市场^[37],肯尼亚农户在参与市场前必须支付一笔费用才能获得交易机会,这使其理性地选择不参与市场交易^[38]。当然,尽管固定交易成本的存在可能会使农户参与市场的动力不足,但单位固定交易成本降低却可以激发农户参与市场的积极性^[39]。有研究表明,决定固定交易成本大小的农业专用性资产价值通常较高,如果农户经营规模过小,专用性资产利用率太低,就会造成单位固定交易成本过高,农户经营的利润率低下,使得农户争取市场参与机会的动力不足。相反,如果经营规模扩大、单位固定交易成本必然降低,有利于激发农户一次性支付固定交易成本的意愿^[40]。在当前家庭联产承包责任制下,土地流转是扩大经营规模、降低单位固定交易成本从而激励农户支付固定交易成本获得交易资格的有效方式。有文献表明,土地转入农户参与农产品市场交易的单位固定交易成本降低,参与农产品市场的积极性提高^[41]。可以说,通过土地转入降低单位固定交易成本,进而激励农户支付固定交易成本获得交易机会是小规模农户利用互联网信息提高市场参与度的基础。当然,也有研究认为土地转入降低可变固定交易成本的作用对农户市场参与的影响具有产品差异性。不同农产品市场准入门槛及固定交易成本限制不同,土地转入对农户参与农产品市场的影响存在差异^[42]。在农业服务市场,土地转入对农户市场参与的影响存在争议。有学者认为土地转入只要形成规模经营就能激励农户购买社会化服务^[43],另有研究表明土地转入只有形成适度规模经营才能促进农户购买农机服务^[44]。

以上文献对本文提供了丰富的经验借鉴。大多数相关文献都强调互联网使用对农户市场参与的激励

效应在于其对可变交易成本(即信息成本)的效应,都认同只要能降低可变交易成本,必能激励他们积极参与市场,忽略了固定交易成本的约束性^[45]。尽管少量文献区分了互联网使用和土地转入所影响的交易成本内容的不同,但未能考虑两者对农户市场参与行为影响的相互关系。梳理文献得知,土地转入通过降低固定交易成本激励小规模农户支付固定交易成本以获得市场交易机会,如此,小规模农户才可能利用互联网降低可变交易成本,更频繁地参与农业市场交易。这意味着,互联网使用能否激励市场信息相对闭塞的农户积极参与市场取决于农户经营规模对应的单位固定交易成本能否激发农户支付固定交易成本获得交易机会。同时,大多数文献只关注互联网使用对农户参与单一类型市场的影响,较少对比研究其对农户参与不同类型市场的影响。此外,现有文献忽略了山区农户这一处于特殊地域的群体的市场参与行为。尽管山区农户获取市场信息的渠道更为闭塞,但经营规模普遍狭小^[46],互联网使用能否发挥其对山区农户市场参与的激励效应,需要进一步探讨。因此,本文以交易成本理论为基础,考虑山区农户经营规模狭小的特征,将土地转入纳入互联网使用对山区农户市场参与影响的研究框架,结合互联网使用和土地转入对农户市场交易成本影响的内容不同,对比研究互联网使用对山区农户参与农产品和农业服务市场的激励效应,考察土地转入对于该激励效应实现所起的作用,以期为推进中国山区农户市场参与、提高山区农户农业生产效率、解决山区农产品卖难问题提供决策参考。

三、理论分析与研究假设

为突出重点,假定农户参与农产品市场与农业服务市场的行为相互独立。鉴于目前互联网使用对农产品价格、农业服务价格产生的影响效应尚无定论,故不考虑农产品价格、农业服务价格变动情况。为简化研究,假定农产品产量全部用于市场交易,生产投入全部为农业服务投入。本文将基于这些假定分别推导农户参与两类市场的边界条件。

(一) 山区农户参与农产品市场交易的市场边界

假设农业市场上有3个农户 A_p 、 A 和 B , A_p 来自平原, A 和 B 来自山区。初期3个农户农产品产量分别为 Q_p 、 Q_A 和 Q_B 。为体现地形条件对农户市场参与行为的影响,控制农户 A_p 与 A 的经营规模相同,即 $Q_p = Q_A$ 。为体现经营规模对农户市场参与行为的影响,控制农户 A 的经营规模大于农户 B ,即 $Q_A > Q_B$ 。假设市场准入要求的经营规模对应的销售量为 Q_M ,令 $Q_B < Q_M < Q_A$, A_p 、 A 和 B 的单位产品生产成成本 C 外生于市场行为,均为 C_0 (常数)。初期 A_p 、 A 和 B 的单位可变交易成本函数相同,均为 $v^s = v^s(I)$, v^s 为农户信息获取水平 I 的减函数, I 是外生的。初期农户 A_p 、 A 和 B 均未使用互联网,他们获取市场信息的水平取决于当地信息基础设施完善程度。不妨设初期信息设施条件较好的平原农户 A_p 信息获取水平 $I_p = I_{p0}$,对应的农户 A_p 其单位可变交易成本为 $v_{pA}^s = v^s(I = I_{p0}) = v_{p0}^s$,信息设施条件较差的山区农户 A 和 B 的单位可变交易成本为 $v_A^s = v_B^s = v^s(I = I_0) = v_0^s$,由于 $I_{p0} > I_0$,则有 $v_{pA}^s(I = I_{p0}) = v_{p0}^s < v_A^s(I = I_0) = v_B^s(I = I_0) = v_0^s$ 。假定农户 A_p 、 A 和 B 的单位固定交易成本函数分别为 $f_{pA}^s(Q)$ 、 $f_A^s(Q)$ 和 $f_B^s(Q)$, $f_{pA}^s(Q)$ 、 $f_A^s(Q)$ 和 $f_B^s(Q)$ 分别是农产品销售量 Q (或经营规模)的减函数。由于 $Q_B < Q_A = Q_{pA}$,所以在初期 $f_{pA}^s(Q) = f_A^s(Q) = f_{A0}^s < f_B^s(Q) = f_{B0}^s$, $f_{B0}^s - f_{A0}^s = \Delta f_{AB0}^s > 0$ 。农户 A_p 、 A 和 B 参与农产品市场交易愿意接受的单位农产品售卖价格分别为 P_{pA}^s 、 P_A^s 和 P_B^s 。任意农户参与农产品市场交易的利润为:

$$R^s(Q, P^s, f^s, v^s, I) = QP^s - QC - Qf^s(Q) - Qv^s(I) \quad (1)$$

在初期农户均不使用互联网亦不转入农地,那么农户参与农产品市场交易能够接受的产品价格边界条

件为:

$$P^s > C + f^s + v^s \quad (2)$$

式(2)中, f^s 和 v^s 分别为初期农户生产规模 Q 和信息获取水平 I 决定的单位固定交易成本和可变交易成本。如此, 农户 A_p 、A 和 B 参与农产品市场交易愿意接受的单位产品价格须分别满足 $P_{pA}^s > C_0 + f_{A0}^s + v_{p0}^s$, $P_A^s > C_0 + f_{A0}^s + v_0^s$, $P_B^s > C_0 + f_{B0}^s + v_0^s$ 。假设外生的农产品市场价格 $P_M^s = C_0 + f_{A0}^s + v_0^s$, 则 $P_{pA}^s < P_M^s < P_A^s < P_B^s$ 。由于农产品市场价格 P_M^s 均低于农户 A 和 B 参与农产品交易愿意接受的价格却高于农户 P_{pA}^s 愿意接受的价格, 故初期只有市场信息传递较畅通的平原农户 A_p 参与市场, 而市场信息传递不畅的山区农户 A 和 B 均不参与农产品市场。

现假设农户使用互联网使信息获取水平提高, 则有 $\frac{\partial v^s}{\partial I} < 0$, 从而农户交易的单位信息成本降低至 $v_1^s = v^s (I_0 + \Delta I) = v_0^s - \Delta v^s$, 其中 $\Delta v^s > 0$, $\Delta I > 0$ 。鉴于平原农户即使不使用互联网也能以较低的信息成本参与农产品市场, 后续讨论皆为山区农户。由于不转入农地, 经营规模不变, 单位固定交易成本不变, 即 $\frac{\partial f^s}{\partial Q} = 0$ 。此时, 任意农户参与农产品交易的利润为:

$$R^s(Q, P^s, f^s, v^s, I) = QP^s - QC - Qf^s(Q) - Qv_1^s(I) \quad (3)$$

在理性经济人假设下, 农户参与农产品市场交易的条件是 $R^s \geq 0$ 。故令式(3)中 $R^s \geq 0$ 且对 Q 求导, 整理得到:

$$\frac{\partial R^s}{\partial Q} = P^s - C - f^s(Q) - Q \times \frac{\partial f^s}{\partial Q} - v_1^s(I) \quad (4)$$

将 $v_1^s = v_0^s - \Delta v^s$, $\frac{\partial f^s}{\partial Q} = 0$ 代入式(4), 得到农户使用互联网后参与农产品市场交易愿意接受的产品价格边界条件为:

$$P^s > C + f^s + v^s - \Delta v^s \quad (5)$$

由式(2)和式(5)可知, 使用互联网后农户参与农产品市场交易能够接受的产品价格边界向下扩展, 农户参与农产品市场的概率提高。如此, 使用互联网的山区农户 A 和 B 参与农产品市场愿意接受的农产品价格条件分别为 $P_A^s > C_0 + f_{A0}^s + v_0^s - \Delta v^s$, $P_B^s > C_0 + f_{A0}^s + v_0^s + f_{AB0}^s - \Delta v^s$ 。农产品市场价格依然为 $P_M^s = C_0 + f_{A0}^s + v_0^s$, 假设互联网使用对山区农户 B 产生的可变交易成本降低量 Δv^s 无法弥补其固定交易成本过高量 Δf_{AB}^s , 即 $\Delta v^s - \Delta f_{AB}^s < 0$, 那么 $P_M^s > P_{Amin}^s$, $P_M^s < P_{Bmin}^s$, 即农产品市场价格 P_M^s 高于山区农户 A 参与农产品交易愿意接受的最低价格而低于山区农户 B 参与农产品交易愿意接受的最低价格, 于是山区农户 A 选择参与农产品市场而山区农户 B 选择不参与农产品市场。

最后假设某农户使用互联网并转入土地、经营规模扩大, 销量增至 $Q_1 = Q_0 + \Delta Q$, $\Delta Q > 0$, Q_0 、 Q_1 、 ΔQ 分别为初期、土地转入后的销售量及其增加量变量, 销售量增加使单位固定交易成本降至 $f_1^s = f^s(Q + \Delta Q) = f_0^s - \Delta f^s$, f_0^s 为未转入土地时的单位固定交易成本, $\Delta f^s > 0$, $\frac{\partial f^s}{\partial Q} < 0$ 。此时, 使用互联网且转入土地的农户参与农产品交易的利润为:

$$R^s(Q, P^s, f^s, v^s, I) = Q_1 P^s - Q_1 C - Q_1 f_1^s(Q) - Q_1 v_1^s(I) \quad (6)$$

同理,令式(6)中 $R^s \geq 0$ 且对 Q 求导,整理得到式(7):

$$\frac{\partial R^s}{\partial Q} = P^s - C - [f^s(Q) - \Delta f^s] - [v^s(I) - \Delta v^s] - (Q + \Delta Q) \times \frac{\partial f^s}{\partial Q} > 0 \quad (7)$$

由于 $\frac{\partial f^s}{\partial Q} < 0$, 代入式(7), 整理得到使用互联网并转入农地的农户参与农产品市场交易愿意接受的产品价格边界条件为:

$$P^s \geq C + f^s + v^s - \Delta v^s - (Q + \Delta Q) \times \left| \frac{\partial f^s}{\partial Q} \right| - \Delta f^s \quad (8)$$

由式(5)和式(8)可知,使用互联网并转入农地使农户参与农产品市场能够接受的产品价格范围进一步扩大。具体到山区农户 B,其使用互联网并转入农地,销售量增加为 $Q_B = Q_{B0} + \Delta Q_B$, $\Delta Q_B > 0$, 销售量增加使单位固定交易成本降至 $f_{B0}^s(Q_B + \Delta Q_B) = f_{B0}^s - \Delta f_{B0}^s$, 其中 $\Delta f_{B0}^s > 0$, $\frac{\partial f_{B0}^s}{\partial Q} < 0$ 。那么山区农户 B 参与农产品交易愿意接受的产品价格 P_B^s 满足条件:

$$P_B^s \geq C_0 + f_{A0}^s + v_0^s + \Delta f_{AB}^s - \Delta v^s - (Q_{B0} + \Delta Q_B) \times \left| \frac{\partial f^s}{\partial Q} \right| - \Delta f^s \quad (9)$$

如果互联网使用产生的可变交易成本降低和土地转入带来的固定交易成本降低之和能够补偿山区农户 B 固定交易成本过高量 Δf_{AB0}^s , 即 $\Delta f_{AB0}^s < \Delta v^s - (Q_{B0} + \Delta Q_B) \times \left| \frac{\partial f^s}{\partial Q} \right| - \Delta f^s$, 则有 $P_M^s > P_{Amin}^s$, 即 P_M^s 高于山区农户 B 参与农产品交易愿意接受的最低产品价格,于是山区农户 B 进入农产品市场。

(二) 山区农户参与农业服务交易的市场边界

假设上文 3 个农户 A_p 、A 和 B 需要决策是否进入农业服务市场。假设单位产量对应单位服务购买量,那么初期农户 A_p 、A 和 B 需要的农业服务量分别为 Q_p 、 Q_A 和 Q_B 。类似地,控制农户 A_p 与 A 的经营规模相同,即 $Q_p = Q_A$,控制农户 A 的经营规模大于农户 B,即 $Q_A > Q_B$ 。假设服务市场准入门槛要求的经营规模对应的农业服务购买量为 Q_M ,且 $Q_B < Q_M < Q_A$,农户 A_p 、A 和 B 的单位产品销售价格 P 外生于市场行为,均为 P_p (常数)。假定初期农户 A_p 、A 和 B 购买农业服务单位可变交易成本函数相同,均为 $v^b = v^b(I)$, v^b 为农户信息获取水平 I 的减函数, I 外生于市场行为。初期农户 A_p 、A 和 B 均未使用互联网,他们的信息获取水平与信息基础设施密切相关。假设初期信息设施条件较好的平原农户 A_p 信息获取水平 $I_p = I_{p0}$,对应的农户 A_p 参与农业服务市场的单位可变交易成本为 $v_{pA}^b = v^b(I = I_{p0}) = v_{p0}^b$,信息设施条件较差的山区农户 A 和 B 参与农业服务市场的单位可变交易成本为 $v_A^b = v_B^b = v^b(I = I_0) = v_0^b$ 。由于 $I_{p0} > I_0$,故 $v_{pA}^b(I = I_{p0}) = v_{p0}^b < v_A^b(I = I_0) = v_B^b(I = I_0) = v_0^b$ 。假定农户 A_p 、A 和 B 的单位服务购买的固定交易成本函数分别为 $f_{pA}^b(Q)$ 、 $f_A^b(Q)$ 和 $f_B^b(Q)$, $f_{pA}^b(Q)$ 、 $f_A^b(Q)$ 和 $f_B^b(Q)$ 分别是农业服务购买量 Q (或经营规模)的减函数。由于 $Q_B < Q_A = Q_{pA}$,所以在初期 $f_{pA}^b(Q) = f_A^b(Q) = f_{A0}^b < f_B^b(Q) = f_{B0}^b$, $f_{B0}^b - f_{A0}^b = \Delta f_{AB0}^b > 0$ 。农户 A_p 、A 和 B 参与农业服务市场交易愿意接受的单位服务购买价格分别为 P_{pA}^b 、 P_A^b 和 P_B^b 。假设农户参与服务市场交易的利润为:

$$R^b(Q, P^b, f^b, v^b, I) = QP_p - QP^b - Qf^b(Q) - Qv^b(Q) \quad (10)$$

由于不使用互联网亦不转入农地,农户参与农业服务市场交易的服务价格边界条件为:

$$P^b < P - f^b - v^b \quad (11)$$

式(11)中, f^b 和 v^b 分别为初期农户参与服务市场的单位固定交易成本和可变交易成本变量, P 和 P^b 分别为单位农产品市场价格变量和农业服务价格变量。如此,农户 A_p 、A 和 B 参与农业服务市场愿意接受的

单位服务购买价格分别为 $P_{pA}^b < P_p - f_{A0}^b - v_0^b$, $P_A^b < P_p - f_{A0}^b - v_0^b$ 和 $P_B^b < P_p - f_{B0}^b - v_0^b$ 。假设农业服务市场价格为 $P_M^p = P_p - f_{A0}^b - v_0^b$, 则 $P_B^b < P_A^b < P_M^p < P_{pA}^b$, 那么只有平原农户 A_p 参与农业服务市场交易, 山区农户 A 和 B 选择不参与农业服务市场交易。

接着, 使用互联网使农户信息获取水平提高为 $I_1 = I_0 + \Delta I$, 从而农户参与农业服务交易的单位可变成本降低为 $v_1^b = v^b(I_0 + \Delta I) = v_0^b - \Delta v^b$, 且 $\Delta v^b > 0$, $\frac{\partial v^b}{\partial I} < 0$ 。鉴于平原农户即使不使用互联网也能以较低的信息成本参与农业服务市场, 后续不再讨论平原农户问题。由于不转入土地, 经营规模不变, 农户克服市场准入限制的能力不变, 单位固定交易成本不变, 即 $\frac{\partial f^b}{\partial Q} = 0$, 那么使用互联网的农户参与农业服务市场交易的利润为:

$$R^b(Q, P^b, f^b, v^b, I) = QP - QP^b - Qf^b(Q) - Qv_1^b(I) \quad (12)$$

在理性经济人假设下, 农户参与农业服务交易的条件是 $R^b > 0$ 。令式(12)中 $R^b > 0$ 并对 Q 求导, 整理得到:

$$\frac{\partial R^b}{\partial Q} = P - P^b - f^b(Q) - v^b(Q) + \Delta v^b > 0 \quad (13)$$

经过进一步整理, 得到农户使用互联网后参与农业服务市场愿意接受的服务价格边界条件为:

$$P^b < P - f^b - v^b + \Delta v^b \quad (14)$$

由式(11)和式(14)可知, 互联网使用使农户参与农业服务市场愿意接受的服务价格边界向上延伸, 农户参与服务市场的概率提高。具体到山区农户 A 和 B, 使用互联网使其愿意接受的服务购买价格分别为 $P_A^b < P_p - f_{A0}^b - v_0^b + \Delta v^b$ 和 $P_B^b < P_p - f_{B0}^b - v_0^b + \Delta v^b$ 。这时山区农户 A 参与农业服务市场愿意接受的最高服务价格高于市场价格, 即 $P_{Amax}^b > P_M^p$, 则山区农户 A 会选择参与农业服务市场交易。如果互联网使用带来的信息成本降低额无法弥补山区农户 B 超出的固定交易成本增量 Δf_{AB0}^b , 即 $\Delta v^b - \Delta f_{AB0}^b < 0$, 这时山区农户 B 参与农业服务市场愿意接受的最高服务价格低于市场价格, 即 $P_{Bmax}^b < P_M^p$, 山区农户 B 选择不参与农业服务市场交易。

最后, 假设农户既使用互联网又转入农地, 农业经营规模扩大, 服务交易量^①增加为 $Q_1 = Q + \Delta Q$, $\Delta Q > 0$, Q_0 、 Q_1 、 ΔQ 分别为初期、土地转入后的农业服务需求量及其增加量变量, 农业服务需求量增加使单位固定交易成本降低为 $f_1^b = f^b(Q) - \Delta f^b$, 其中, $\Delta f^b > 0$, $\frac{\partial f^b}{\partial Q} < 0$ 。此时, 农户参与农业服务市场交易的利润为:

$$R^b(Q, P^b, f^b, v^b, I) = Q_1 P_p - Q_1 P^b - Q_1 f_1^b(Q) - Q_1 v_1^b(I) \quad (15)$$

同理, 令式(15)中 $R^b > 0$ 并对 Q 求导, 整理得到:

$$\frac{\partial R^b}{\partial Q} = P_p - P^b - f^b(Q) - v^b(Q) - (Q + \Delta Q) \times \frac{\partial f^b}{\partial Q} + \Delta f^b + \Delta v^b > 0 \quad (16)$$

将 $\frac{\partial f^b}{\partial Q} < 0$ 代入式(16)整理得到农户使用互联网、同时转入农地后参与农业服务市场交易的服务价格边界条件为:

$$P^b < P_p - f^b - v^b + Q_0 \times \left| \frac{\partial f^b}{\partial Q} \right| + \Delta v^b + \Delta Q \times \left| \frac{\partial f^b}{\partial Q} \right| + \Delta f^b \quad (17)$$

① 服务市场交易量根据单位农产品消耗的服务数量为计量单位计量, 故服务交易量与农产品销售量相同, 后同。

由式(14)和式(17)可知,使用互联网并转入土地使农户参与农业服务市场的服务价格边界范围进一步向上延伸,农户参与服务市场的概率进一步提高。具体到山区农户B,使用互联网并转入土地使其愿意接受的服务购买价格满足:

$$P_B^b < P_p - f_{A0}^b - v_0^b + \Delta v^b + \Delta f^b + (Q_{B0} + \Delta Q) \times \left| \frac{\partial f^b}{\partial Q} \right| - \Delta f_{AB0}^b \quad (18)$$

只要 $\Delta v^b + \Delta f^b + (Q_{B0} + \Delta Q) \times \left| \frac{\partial f^b}{\partial Q} \right| - \Delta f_{AB0}^b > 0$, 则使用互联网并转入土地使山区农户B愿意接受的最高服务购买价格高于市场服务价格,即 $P_{Bmax}^b > P_M^p$, 此时,山区农户B选择参与农业服务市场交易。

(三) 山区特征对农户市场参与的影响及不同类型市场的比较

长期以来中国政府在农村基层广泛培育农业服务市场,使山区农户进入农业服务市场相对容易^[47],而经营规模过小、相对落后的生产设施与设备使山区农户进入农产品市场面临着较高的单位固定交易成本^[48],或者说较高的单位固定交易成本会降低预期利润率,使农户因支付固定交易成本的意愿降低而无法获得农产品市场交易机会。土地转入而经营规模扩大,可以降低单位固定交易成本,提高市场交易的预期利润率,提高农户支付固定交易成本的意愿从而可能获得农产品市场交易机会。因此,土地转入使互联网使用对山区农户参与农产品市场激励效应得以实现的作用大于土地转入使互联网使用对山区农户参与农业服务市场激励效应得以实现的作用。由于山区小而分散的地形条件使土地转入形成连片农地的作用受限^[46],只有部分山区农户须通过土地转入才能实现互联网使用对农户参与农业服务市场的激励效应,还有部分山区农户的土地转入无法形成连片农地,不能改变农地细碎化特征,无法从根本上推动土地的宜机化经营,也就无法推动农业经营的社会化服务发展。

根据上述的理论分析,本文提出以下3个研究假设:

假设 H1: 互联网使用对信息相对闭塞的山区农户市场参与行为具有显著的激励效应。

假设 H2: 互联网使用对山区农户市场参与的激励效应需通过土地转入得以实现。

假设 H2_a: 山区农户普遍经营规模较小,与农产品市场对接能力较弱,单位固定交易成本过高,故土地转入使互联网使用对农户参与农产品市场激励效应得以实现的作用更大。

四、数据来源、变量选取与模型设定

(一) 数据来源

本文采用的山区农户市场参与的微观数据来自 CFPS2014 年、2016 年和 2018 年三期数据,涵盖 25 个省份(不含新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏、海南和港澳台地区)的丘陵、山区及高原。互联网使用、土地转入与农户参与市场均属农户行为,故本文以农户为研究尺度展开。最终样本数据来源于 CFPS2014、CFPS2016、CFPS2018 中进入调查的 2 938 个基线山区农户。

(二) 变量选取与说明

1. 被解释变量

根据研究目的,选择山区农产品市场和农业服务参与水平为解释变量。借鉴阿扎姆等(Azam et al., 2012)^[49]的做法,采用农户家庭农副产品销售总值占农业总产值的比重衡量山区农户农产品市场参与水平,借鉴刘明辉等(2019)^[50]的做法,采用农户家庭农业服务支出费用占农业总投入的比重衡量农业服务市场

参与水平。由于小规模经营农户可以较好地参与农资市场,但因农业服务市场信息不透明,农户参与农机农工服务市场的水平尚待提高^[51],因此农业服务支出费用用 CFPS 调查问卷中山区农户农机租赁费和农业雇工费用之和表示,农业总投入用 CFPS 调查问卷中农业生产的经常性支出总和表示。表 1 显示山区上网户农产品市场和农业服务市场参与水平均高于山区未上网户。

2. 核心解释变量和工具变量

核心解释变量为山区农户互联网使用水平及其与土地转入的交叉项 2 个变量,分别体现互联网使用对山区农户市场参与影响及土地转入对该影响的作用。互联网使用水平采用家庭平均上网率表征,用家庭成员上网人数/家庭成员人数测度。其中,家庭成员上网人数采用家庭成员对 2014 年问卷中“你是否上网”、2016 年和 2018 年“是否电脑上网”“是否手机上网”三个问题的回答赋值加总得到,若回答“是”赋值 1,否则赋值 0。土地转入根据问卷中“是否租用他人土地”的回答赋值界定,回答“是”赋值 1,否则赋值 0。工具变量为区县农村上网率,用 CFPS 调查问卷中山区农户所在区县农村居民平均上网率衡量。

3. 控制变量

影响农户市场参与的其他因素很多,本文引入山区户主特征、农户特征和村庄特征以修正互联网使用、土地转入对山区农户市场参与的影响模型。户主特征包括年龄、性别、教育年限和健康状况。农户家庭特征包括户均年龄、户均教育水平、经营规模、非农就业机会、自有农业机械数量、家庭劳动力数量。村庄特征包括村庄规模和村庄交通。表 1 显示山区上网户户主平均年龄更小,教育水平更高,户主男性比女性更多,上网户家庭成员平均年龄更小,家庭成员平均教育水平更高,土地租用户更多,非农就业机会、农业劳动力更多,自有农业机械价值更高,所在村庄规模更大,交通条件更优越。各变量的定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计特征

变量类型	变量名称	变量定义	山区上网户		山区未上网户	
			平均值	标准误	平均值	标准误
被解释变量	农产品市场化水平	农副产品销售总值/农业总产值(%)	0.515	0.390	0.321	0.267
	农业服务市场化水平	(农机租赁费用+农业雇工费用)/农业总投入(%)	0.122	0.164	0.086	0.143
核心解释变量	互联网使用	家庭成员平均上网率/%	0.464	0.215	0.000	0.000
	互联网使用×土地转入	家庭成员平均上网率与土地转入的交叉项	0.103	0.216	0.000	0.000
工具变量	区县农村上网率	所在区县农村居民平均上网率/%	0.350	0.228	0.261	0.278
山区户主特征	户主年龄	户主年龄(周岁)	47.659	11.643	52.350	12.445
	户主性别	户主性别,男=1,女=0	0.574	0.495	0.620	0.485
	户主教育水平	文盲/半文盲到研究生,依次为 1~7	2.309	1.076	1.846	0.917
	户主健康状况	健康到不健康程度,依次为 1~5	3.186	1.239	3.313	1.288
山区农户特征	户均年龄	农户家庭成员平均年龄/周岁	41.813	8.033	51.101	11.441
	户均教育水平	农户家庭成员平均教育水平/年	2.469	0.828	2.161	1.358
	经营规模	农副产品生产总产值/万元	2.073	5.020	1.428	3.071
	土地转入	是否有土地流入,是=1,否=0	0.226	0.418	0.194	0.395
	非农就业机会	外出打工收入占总收入比重/%	34.970	21.639	34.293	21.987
	自有农业机械	家庭自有农机价值/万元	0.448	1.201	0.259	0.673
山区村庄特征	农业劳动力	家庭农业劳动力数量/人	2.299	1.156	2.069	1.091
	村庄规模	所在行政村农业劳动力比例/%	0.521	0.252	0.507	0.249
	村庄交通	村庄到本县城时间/小时	3.182	7.163	3.635	8.111

(三) 模型设定

1. 基准模型

当前中国山区农业生产以家庭小规模经营为主^[12],相当部分农户农业市场参与程度接近0,即被解释变量具有边界性,故而采用适应受限因变量的截尾回归(Tobit)模型拟合互联网使用、土地转入对山区农户市场参与的影响。Tobit模型可将市场参与水平为0的农户数据纳入回归过程,以保持足够样本容量,但不会因此引起估计偏误。根据研究目的,设计回归模型,如式(19)所示。各模型初步拟合结果的似然比(LR)检验结果显著拒绝混合截面Tobit模型的原假设,故随机效应面板Tobit模型对于本文是适用的。

$$A_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Int_{it} + \alpha_2 Int_{it} \times scale_{it} + \sum_{k=1}^n \beta_k Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

式(19)中,被解释变量 A_{it} 为山区农户 i 第 t 年的农业参与水平。核心解释变量 Int_{it} 为山区农户 i 第 t 年平均上网率, $Int_{it} \times scale_{it}$ 为农户家庭平均上网率与土地转入的交叉项,表征土地转入在互联网使用对山区农户市场参与影响中的作用, Z_{it} 为控制变量,包括农户 i 第 t 年的户主特征、农户特征和村庄特征。 α_0 为常数项, α_1 和 α_2 分别为核心解释变量的系数, β_k 为第 k 个控制变量的系数, ε_{it} 为随机扰动项。

2. 内生性处理

互联网使用与农户市场参与或互为因果关系而产生内生性,可能导致估计结果产生偏误。采用鲁德曼(Roodman, 2011)^[52]提出的条件混合估计方法(CMP)处理内生性问题。处理过程分为两部分:第一部分寻找工具变量,并估计其与内生变量的相关性;第二部分将相关值代入基准模型回归,通过内生性检验参数来判断外生性,如果参数显著则CMP估计更准确。借鉴柳松等(2020)^[53]的研究,采用山区区县层面的农村居民平均上网率作为互联网使用的工具变量进行内生性检验。一方面,区县层面的农村居民平均上网率可衡量一个地区的互联网普及率及农户使用互联网的概率,与内生变量具有相关性;另一方面,区县层面的农村居民平均上网率不会直接影响单个农户的市场参与水平,满足外生性假设。

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表2中,所有模型估计结果的Wald-Chi2值表明估计结果有效。大多数变量的系数估计值在5%置信水平下显著,表明模型拟合效果较好。不控制土地转入的农产品市场参与模型和农业服务市场参与模型中互联网使用的系数显著为正,表明互联网使用有利于激励山区农户参与农业市场,意味着互联网使用通过降低可变交易成本,使山区农户能够提高农副产品销售比重,更多地租赁农机和使用雇工来解决农业生产问题,这一结论与假设H1一致。控制土地转入的农产品市场参与模型中交叉项系数显著为正而互联网使用的系数却不显著,表明互联网使用通过降低可变交易成本对农户参与农产品市场的激励效应基本体现在土地转入农户群体中,意味着互联网使用对山区农户参与农产品市场的激励效应需通过土地转入、扩大经营规模得以实现,验证了假设H2。控制土地转入的农业服务市场参与模型中互联网使用及其与土地转入的交叉项系数均显著为正,表明互联网使用降低可变交易成本对山区农户参与农业服务市场的激励效应部分地体现在土地转入农户群体中,意味着互联网使用对部分山区农户参与农业服务市场的激励效应需通过土地转入、经营规模扩大得以实现,亦验证了假设H2。对比两个控制土地转入模型中交叉项对山区农户市场参

与的影响发现,土地转入在互联网使用对山区农户市场参与的激励效应实现中的作用存在差异:互联网使用对所有山区农户参与农产品市场的激励效应都需通过土地转入得以实现,而互联网使用只对部分山区农户参与农业服务市场的激励效应需通过土地转入得以实现,意味着土地转入使互联网使用对农户参与农产品市场激励效应得以实现的作用更大,这一结论与假设 H2_a 一致。这是因为在“小农户-大市场”的买方市场格局下山区农户对接农产品市场能力不足,农户参与农产品交易的固定交易成本太高,即便互联网使用降低了单位信息成本,但高企的单位固定交易成本使得农户预期无法获得生产者剩余而选择放弃获得农产品市场交易机会。要实现互联网使用对农户参与农产品市场的激励效应,必须转入土地以降低单位固定交易成本,激发农户支付固定交易成本获得农产品市场交易机会。土地转入使互联网使用对农户参与农业服务市场激励效应得以实现的作用体现在部分山区农户群体中,是因为山区地形条件使土地转入难以形成集中连片的农地,不适合大型农机作业,且以林果、园艺等劳动密集型作物为主,资本难以替代劳动,故而土地转入的作用被削弱。当然,在长期的支农政策下,中国农村基层普遍设有农机农技服务站点,农户参与服务市场的准入费较低^[47],这是土地转入作用受限的另一个原因。

大部分控制变量都显著影响农户参与农产品市场和农业服务市场,以下将分三个层面进行分析。

1. 户主层面

户主年龄对山区农户参与农产品市场的影响不显著而对农户参与农业服务市场影响显著为正,可能是因为农产品市场,年轻的户主学习能力相对较好,更擅长借助互联网开发新的市场网络、开拓新的销售渠道和销售平台,但这种优势被山区较高的物流成本抵消^[54]。在农业服务市场,老年户主由于体力限制无法承担繁重的田间劳动,对劳动节约型农机服务、替代性雇工服务需求增加。户主性别对山区农户参与农产品市场影响不显著,而对山区农户参与农业服务市场具有显著的负向影响,这是因为随着中国人文教育的发展,男女越发享有同等的社会权利^[55],在开拓农产品市场渠道能力方面几乎一致,而女性因为体力限制对农机服务、雇工服务的需求更大。户主教育水平对山区农户参与农产品市场影响不显著,对山区农户参与农业服务市场的影响显著为正,可能的原因是户主受教育水平越高,农户开拓农产品市场和农业服务市场关系的能力越强,经营型特征也越突出,对农业市场参与的需求越大,但受限于较小的经营规模、较高的固定交易成本,农户参与农产品市场水平并未因户主教育水平提高而改善。户主健康程度对农户参与农产品市场的影响显著为负而对农户参与农业服务市场的影响不显著,这是因为户主健康程度低,其农业生产更具生存型特征,对农产品市场和农业服务交易需求降低,同时健康程度低导致的体能下降又会提高农业服务的交易需求,从而抵消生存型特征对农业服务交易需求的降低效应。

2. 农户层面

户均年龄和户均教育水平均对农户参与农产品市场影响不显著而对农户参与农业服务市场影响显著,这是因为家庭成员普遍年长的不利影响和教育水平普遍提高的有利影响均会被山区农户有限的农产品市场对接能力削弱,而家庭成员普遍年长和教育水平普遍提高对农户采纳更多的农机服务和雇工服务的有利影响得以发挥。土地转入、自有农业机械资产及所在区县农业经营规模均对山区农户市场参与具有显著的正向影响,这是因为山区农户普遍经营规模小,限制了其市场参与需求,因此小农户向规模经营农户转变可以提高市场参与水平。非农就业机会对山区农户参与农业服务市场具有显著的正向影响,因为非农就业将吸引年轻的、教育水平较高、综合能力较强的山区优质农民走向城镇,使山区农民减少对农业生产的劳动力投入,在经营规模不变的情形下农业生产所需劳动投入必然诉诸劳动替代性农机租赁服务或雇工服务,从而对农业服务市场参与的需求增加^[56]。家庭农业劳动力规模对山区农户参与农业服务市场具有显著的负

向影响,是因为较多的农业劳动力数量对农业服务尤其是劳动节约型的农机租赁服务需求不足从而对农户参与农业服务市场具有显著的负向影响。

3. 村庄层面

村庄规模对山区农户参与农产品市场具有显著的正向影响而对农户参与农业服务市场具有显著的负向影响,可能的原因是规模大尤其农业劳动力较多的山区村庄,农户收入更加依赖农业经营,各农户会更加积极地参与农产品交易以保障农业经营收入。同时,这些村庄因为人口及劳动力规模大,对农业服务尤其劳动节约型服务的需求不足而限制其参与劳动节约型农业服务市场。村庄交通条件对山区农户参与农产品市场具有显著的正向影响而对其参与农业服务市场的影响不显著,因为农产品市场主要集中在远离山区农村的中心城镇,良好的交通条件有利于降低农产品的运输成本,而中国基层农机服务站的广泛铺设使得农机租赁服务、雇工服务以本地交易为主。

表 2 互联网使用、土地转入与山区农户市场参与:基准回归结果

变量	农产品市场参与				农业服务市场参与			
	不控制土地转入		控制土地转入		不控制土地转入		控制土地转入	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
互联网使用	0.063 ***	2.86	0.035	1.56	0.065 ***	5.6	0.057 ***	4.52
互联网使用×土地转入			0.080 ***	4.51			0.037 *	1.76
户主年龄	0.001	1.10	0.001	1.16	0.001 ***	4.18	0.001 ***	4.16
户主性别	-0.017	-1.35	-0.018	-1.41	-0.013 **	-1.93	-0.013 **	-1.93
户主教育水平	0.008	1.24	0.008	1.22	0.009 ***	2.64	0.009 ***	2.65
户主健康程度	-0.012 ***	-2.55	-0.012 ***	-2.56	0.004	1.44	0.004	1.42
户均年龄	-0.000	-0.03	-0.000	-0.05	0.001 ***	2.56	0.001 **	2.00
户均教育水平	0.007	0.55	0.008	0.72	0.009 *	1.73	0.011 *	1.79
经营规模	0.000 ***	6.46	0.000 ***	6.34	0.000 **	2.21	0.000 ***	2.34
土地转入	0.018	1.21	0.014	0.94	0.014 *	1.67	0.002 *	1.74
非农就业机会	-0.000	-0.14	-0.002	-0.77	0.004 ***	2.63	0.004 ***	2.62
农业劳动力	-0.013 ***	-2.57	-0.013 **	-2.64	-0.006 **	-2.07	-0.006 **	-2.08
自有农业机械	0.016 ***	2.82	0.013 **	2.33	0.002	0.76	0.002	0.7
村庄规模	0.001 ***	3.86	0.001 ***	3.81	0.000 **	-2.03	0.000 **	-2.06
村庄交通	0.002 *	1.77	0.002 *	1.65	0.000	-0.23	0.000	-0.23
常数项	0.588 ***	12.71	0.595 ***	12.97	0.015	0.64	0.018	0.76
Wald-Chi2	119.15 ***		140.95 ***		84.04 ***		86.07 ***	
	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
年份虚拟变量	控制		控制		控制		控制	
观测值	2 938		2 938		2 938		2 938	

注:***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,后表同。括号内为相应统计量估计值的 P 值。

(二) 内生性问题处理

为了解决模型中潜在的内生性问题,引入工具变量区县农村上网率,并运用 CMP 估计法进行估计,结果如表 3 所示。表 3 显示工具变量系数在 1%水平上显著影响互联网使用,满足相关性条件。各模型 *atanrho_12* 参数估计值具有显著性,表明 CMP 估计结果更准确。各解释变量的统计显著性与基准回归结果基本一致,说明表 2 估计结果具有稳健性。在处理内生性问题后,互联网使用对山区农户参与农产品市场和农业服务市场均具有显著的激励效应,互联网使用对农户参与农产品市场和农业服务市场的激励效应需通过土地转入得以实现,进一步验证了假设 H1 和假设 H2。同时,表 3 数据显示,土地转入使互联网使用激励山区农户参与农产品市场效应实现的作用大于土地转入使互联网使用激励山区农户参与农业市场效应实现的作用,这一结论进一步验证了研究假设 H2a,表明基准回归结果是可靠的。

表 3 互联网使用、土地转入与山区农户市场参与: CMP 估计结果

变量	农产品市场参与				农业服务市场参与			
	不控制土地转入		控制土地转入		不控制土地转入		控制土地转入	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
互联网使用	0.053 ***	3.64	0.022	1.38	0.046 ***	4.19	0.038 ***	3.31
互联网使用×土地转入			0.090 ***	6.58			0.021 **	2.32
户主年龄	0.001	1.52	0.001	1.4	0.001 ***	3.79	0.001 ***	3.76
户主性别	-0.020 **	-2.4	-0.020 **	-2.44	-0.017 **	-2.13	-0.017 **	-2.14
户主教育水平	0.010 ***	2.48	0.009 **	2.34	0.017 ***	4.37	0.017 ***	4.4
户主健康程度	-0.005 *	-1.68	-0.005 *	-1.67	0.002	0.58	0.002	0.58
户均年龄	0.001 *	1.76	0.001 *	1.65	0.001 ***	2.62	0.001 ***	2.61
户均教育水平	0.021 ***	2.82	0.022 ***	2.95	0.006	1.26	0.006	1.29
经营规模	0.000 ***	7.19	0.000 ***	6.95	0.000 *	1.77	0.000 *	1.76
土地转入	0.019 **	2.00	0.014 *	1.73	0.024 ***	2.66	0.017	1.28
非农就业机会	-0.002	-1.53	-0.003 **	-2.08	0.006 ***	3.97	0.006 ***	4.00
农业劳动力	-0.009 ***	-2.48	-0.009 ***	-2.59	-0.012 ***	-3.29	-0.012 ***	-3.3
自有农业机械	0.006 **	2.16	0.005 *	1.74	0.001	0.39	0.001	0.34
村庄规模	0.001 ***	7.11	0.001 ***	7.17	0.001 ***	3.74	0.001 ***	3.77
村庄交通	0.001 *	1.71	0.001 *	1.72	0.000	-0.46	0.000	-0.46
常数项	0.614 ***	21.5	0.601 ***	10.08	-0.061 **	-2.17	-0.058 **	-2.07
工具变量	0.184 ***	14.25	0.184 ***	14.25	0.184 ***	14.25	0.184 ***	14.25
<i>atanrho_12</i>	-0.056 ***	(-6.43)	-0.095 ***	(-6.61)	-1.112 ***	(-5.83)	-1.115 ***	(-5.86)
观测值	2 934		2 934		2 934		2 934	

(三) 异质性分析

基准模型估计和 CMP 估计结果均验证了互联网使用对山区农户市场参与的激励效应及土地转入对这

种激励效应实现的作用,但未识别与互联网使用、土地转入和山区农户市场参与具有共同联系的不同户主特征、不同家庭平均教育水平和不同外出务工行为中互联网使用对山区农户市场参与的激励效应及实现作用的异质性。故本文从户主特征、家庭平均教育水平和家庭成员外出务工行为等要素层面进一步分析互联网使用对山区农户市场参与影响的异质性。

1. 户主特征的异质性

表4表明,互联网使用对山区农户市场参与的激励效应及土地转入对激励效应实现的作用受户主年龄、性别和教育水平的影响存在差异。在户主年龄方面,土地转入对互联网使用激励50岁以上山区户主农户参与农产品市场实现的作用大于对50岁以下户主农户激励效应实现的作用。这是因为山区老年户主农户多为生存型农户,对农产品市场参与需求不足,无法发挥互联网降低可变交易成本的作用。互联网使用对年轻户主农户参与农业服务市场的影响显著而与土地转入的交叉项影响不显著,表明50岁以下户主农户参与农业服务交易基本受限于山区农村信息传递不畅,互联网使用及其与土地转入交叉项对50岁以上户主农户参与农业服务市场的影响均显著,表明部分年老户主农户在参与农业服务交易时受到山区农村信息传递不畅和固定交易成本过高的限制,这是因为年轻户主农户多为经营型农户,经营规模较大,土地转入的实现作用不明显,而老年户主农户多为生存型农户,经营规模较小,土地转入的实现作用较明显。

在户主性别方面,互联网使用对男性户主农户参与农产品市场的激励效应需要通过土地转入、经营规模扩大才能实现,而互联网使用对部分女性户主农户参与农产品市场的激励效应无须通过土地转入即可实现,这是因为受传统观念的影响,部分女性户主获取农产品市场信息的能力有限,其农产品市场参与行为主要受限于市场信息不足。互联网使用及其与土地转入的交叉项对山区女性户主农户参与农产品市场和农业服务市场的影响均大于男性户主农户,这是因为山区女性户主通常信息获取能力较低,经营规模较小,互联网使用、转入土地对其参与农业市场的激励效应更大。

在户主教育水平方面,互联网使用对小学及以下山区户主农户参与农产品市场具有显著的激励效应,对初中及以上山区户主农户参与农产品市场的激励效应不明显。这是因为教育水平较低的户主对本地市场信息获取能力较低,依赖互联网获取市场信息的需求更大。互联网使用对山区农户参与农业服务市场的激励效应在户主教育水平方面无显著差异,大体是因为农村农机服务站点广泛铺设和无差别服务消除了户主教育水平的差异性。

表4 不同户主特征的异质性估计结果

维度	变量	户主年龄		户主性别		户主教育水平		
		50岁及以下	50岁以上	男性	女性	文盲/半文盲	小学	初中及以上
农产品市场参与	互联网使用	0.018 (0.58)	0.054 (1.54)	0.001 (0.02)	0.061* (1.70)	0.081* (1.69)	0.079** (1.92)	0.018 (0.55)
	互联网使用×土地转入	0.007*** (4.03)	0.009*** (2.63)	0.016*** (5.12)	0.004* (1.77)	0.021*** (3.38)	0.007*** (2.64)	0.008*** (3.35)
	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	常数项	0.591*** (8.20)	0.684*** (6.63)	0.574*** (10.05)	0.542*** (7.11)	0.553*** (7.74)	0.636*** (8.01)	0.691*** (7.23)
	观测值	1 286	1 286	1 739	1 169	1 042	2 938	1 024

表4(续)

维度	变量	户主年龄		户主性别		户主教育水平		
		50岁及以下	50岁以上	男性	女性	文盲/半文盲	小学	初中及以上
农业服务市场参与	互联网使用	0.041** (2.25)	0.076*** (3.66)	0.045** (2.56)	0.054** (2.22)	0.050* (1.76)	0.054** (2.16)	0.056*** (2.88)
	互联网使用×土地转入	0.000 (0.17)	0.039*** (4.39)	0.042** (2.25)	0.052** (2.37)	0.003 (0.83)	0.000 (0.07)	0.000 (1.26)
	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	常数项	0.044 (1.03)	0.032 (0.54)	0.007 (0.21)	0.041 (0.90)	0.130*** (3.25)	0.186 (0.42)	-0.002 (-0.04)
	观测值	1 399	1 539	1 769	1 169	1 042	2 938	1 024

注:括号内为相应统计量估计值的Z值,后表同。

2. 家庭平均教育水平的异质性

为了考察互联网使用对山区农户参与农业市场激励效应是否具有家庭平均教育水平的异质性,以山区家庭平均教育水平 2.34 为分界点,将农户分组进行分析,结果见表 5。

表 5 显示互联网使用对山区平均教育水平较低的农户参与农产品市场交易的激励效应不显著而对山区平均教育水平较高的农户参与农产品市场交易的激励效应显著,土地转入对互联网使用激励山区平均教育水平较低的农户参与农产品市场交易实现的作用大于土地转入对互联网使用激励山区平均教育水平较高的农户参与农产品市场交易实现的作用。这是因为较低的平均教育水平导致的家庭农业经营能力较低使得山区平均教育水平较低的农户中土地转入户比重(19.821%)低于平均教育水平较高的农户中土地转入户比重(21.279%),进一步导致其农产品市场参与受限于经营规模过小、固定交易成本过高的问题^[57]。互联网使用对山区平均教育水平较高的农户参与农业服务交易的激励效应大于其对山区平均教育水平较低的农户参与农业服务交易的激励效应,土地转入对平均教育水平较高的农户激励效应实现的作用更大,说明较高的平均教育水平使山区农户经营能力更强,擅长利用互联网克服山区市场信息传递不畅的问题,也更积极地通过土地转入克服农业服务市场准入的问题。

表 5 家庭平均教育水平的异质性估计结果

变量	农产品市场参与		生产性服务市场参与	
	小学及以下	初中及以上	小学及以下	初中及以上
互联网使用	-0.008 (-0.23)	0.062* (1.79)	0.051*** (3.05)	0.056*** (2.66)
互联网使用×土地转入	0.009*** (3.70)	0.008*** (3.36)	0.030 (0.80)	0.039* (1.84)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.552*** (9.13)	0.837*** (8.41)	0.024 (0.88)	0.031 (0.68)
观测值	2 333	605	2 333	605

3. 家庭成员是否有外出务工行为的异质性

将家庭打工收入大于0的农户定义为有外出务工农户,等于0的农户定义为无外出务工农户,对这两类农户分别拟合市场参与的基准模型,估计结果见表6。表6显示,互联网使用对无外出务工行为的山区农户参与农产品市场具有显著的激励效应,这是因为无外出务工行为的山区农户家庭收入严重依赖农业经营,对产品市场参与的需求大,而山区信息传递不畅导致的可变交易成本过高限制了其市场参与水平,互联网使用有效消除了这种限制。互联网使用对有外出务工行为的山区农户市场参与农产品市场的激励效应不显著,因为有外出务工行为的山区农户家庭收入对农业经营依赖性较小,对农产品市场参与的需求也小,限制了互联网使用降低可变交易成本作用的发挥。土地转入对互联网使用激励有外出务工行为的山区农户参与农产品市场实现的作用大于无外出务工行为的山区农户,原因是有外出务工行为的山区农户经营规模较小,家庭成员需外出务工谋取生计,要发挥互联网使用对这类农户参与农产品市场的激励效应,须通过土地转入消除固定交易成本的限制。

表6 家庭成员是否有外出务工行为的异质性估计结果

变量	农产品市场参与		农业服务市场参与	
	无外出务工行为	有外出务工行为	无外出务工行为	有外出务工行为
互联网使用	0.072 ** (2.01)	0.012 (0.41)	0.028 (1.28)	0.556 *** (2.85)
互联网使用×土地转入	0.007 *** (3.21)	0.011 *** (3.42)	0.082 * (1.85)	0.016 (0.42)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.637 *** (9.49)	0.580 *** (9.36)	0.006 (0.15)	0.051 (1.43)
观测值	883	2 055	883	2 055

互联网使用对有外出务工行为的山区农户参与农业服务市场的激励效应显著但对无外出务工行为的山区农户参与农业服务市场的激励效应不显著,是因为有外出务工行为的山区农户在农业生产中投入的劳动数量较少,对劳动替代型农机租赁、雇工服务的市场交易需求较大。土地转入对互联网使用激励无外出务工行为的山区农户参与农业服务市场实现的作用显著但对互联网使用激励有外出务工行为的山区农户参与农业服务市场实现的作用不显著,是因为无外出务工行为的山区农户家庭生产中劳动投入较大,对劳动替代型农机服务、雇工服务需求不足,土地转入可以克服此种需求不足,有效发挥互联网使用的激励效应。

六、结论与政策启示

提高山区农户市场参与水平,实现山区农户与现代农业有机衔接,是在人地关系渐趋紧张背景下保障中国农产品供给安全的重要举措。本文采用2014年、2016年、2018年三期CFPS数据,构建随机效应面板Tobit模型,研究互联网使用对中国山区农户参与农业市场的影响,考察土地转入对该影响的作用,得出以下研究结论:(1)互联网使用对山区农户参与农业市场具有显著的激励效应。由于山区农村信息基础设施建设不健全,

农业市场信息传递不畅,使得山区农户参与农业市场交易的可变交易成本较高,抑制了农户参与农业市场交易的积极性。互联网使用能够通过降低信息成本激励山区农户参与农业市场交易。(2)互联网使用对山区农户参与农业市场的激励效应需通过土地转入方得以实现,且该实现作用具有市场类别的差异性,即土地转入使互联网使用对山区农户参与农产品市场的激励效应得以实现的作用更大,而土地转入使互联网使用对山区农户参与农业服务市场激励效应得以实现的作用因地形特征不适宜大型农机作业而被削弱。(3)互联网使用对山区农户参与农业市场的激励效应具有户主特征、家庭平均教育水平和家庭成员外出务工行为方面的异质性。互联网使用对受教育水平较高、年轻的户主农户参与农业服务市场的激励效应更大,对家庭平均教育水平较高、无外出务工行为的农户参与农产品市场的激励效应更大,对家庭平均教育水平较低、有外出务工行为的农户参与农业服务市场的激励效应更大。

基于以上研究结论,本文提出以下政策建议:(1)推进山区农村互联网基础设施建设,创建依托互联网的农业市场服务平台。有关部门要促成山区农村集体与通信企业的深度合作,加快这些地区宽带设施、移动网络、新一代互联网设施的铺设,制定适当的互联网惠农补贴政策支持山区农村的宽带网络建设。要特别关注山区农产品市场网络服务平台建设,引导农产品购销企业参与市场供需信息建设,以利于农户利用互联网信息拓展市场交易空间与渠道。积极引导山区农户利用互联网创新农产品市场销售平台诸如农村电商、销售直播、公众号、自媒体,为小农户参与农产品市场寻求出路。(2)加强山区农村互联网技能的劳动力差异化培训。因为山区存在大量年龄偏大、受教育水平较低的户主劳动力,其互联网使用技能水平较低,互联网使用对这些户主农户参与市场交易的激励效应有限,故有关部门要组织针对老年户主、受教育水平较低的户主的互联网使用技能培训,提高其互联网使用技能、培养其使用互联网获取农业市场信息的主动性,鼓励老年、受教育水平较低的户主充分利用互联网扩展市场交易空间和渠道。(3)适度推进山区农地规整基础上的连片流转,发挥土地转入对互联网使用激励农户参与农业市场实现的作用。山区要避免盲目的农地流转,要在农地规整、宜机化改造基础上推进农地流转,以降低农户市场参与的单位固定交易成本。要以农地规整为基础完善农地流转市场机制,尽可能地整合邻接农地的使用权,做好土地转入、转出农户之间的利益分配,切实扩大农户经营规模,提高农地宜机化水平。

参考文献:

- [1]王秀峰,程康.山地农业研究文献综述与展望[J].南方农业学报,2019,50(5):1149-1156.
- [2]张宗毅.“十四五”期间丘陵山区农田宜机化改造若干重大问题与举措[J].中国农村经济,2020(11):13-28.
- [3]黄晗,李寻欢,周扬.中国丘陵山区农村贫困时空格局及其演变机制研究——以江西省于都县为例[J].地理科学进展,2020,39(6):938-950.
- [4]胡雯,张锦华,陈昭玖.农地产权、要素配置与农户投资激励:“短期化”抑或“长期化”?[J].财经研究,2020,46(2):111-128.
- [5]韩庆龄.村社统筹:小农户与现代农业有机衔接的组织机制[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(3):34-43.
- [6]李立娜,何仁伟,李平,等.典型山区农户生计脆弱性及其空间差异——以四川凉山彝族自治州为例[J].山地学报,2018,36(5):792-805.
- [7]杨朔,李博,李世平.新型农业经营主体带动贫困户脱贫作用研究——基于六盘山区7县耕地生产效率的实证分析[J].统计与信息论坛,2019,34(2):78-84.
- [8]叶伟媛.浙西南山区农业经营主体变化的两面性态势及其应对[J].农业经济,2014(10):19-21.

- [9]梁义成,李聪.西部山区农户的集约化农业生产策略研究[J].经济问题探索,2011(2):132-137.
- [10]李玉清,吕达奇.边远贫困山区农业产业结构调整路径研究——以贵州省M县推进“一减四增”政策为例[J].贵州社会科学,2020(12):163-168.
- [11]田逸飘,张卫国.资源禀赋、能力水平与农户参与特色农业经营——基于武陵山区建档贫困户的调查分析[J].西南大学学报(自然科学版),2020,42(11):109-117.
- [12]DEICHMANN U, GOYAL A, MISHRA D. Will digital technologies transform agriculture in developing countries? [J]. *Agricultural Economics*, 2016, 47(S1): 21-33.
- [13]张兴旺,孟丽,杜绍明,等.关于信息化影响农业市场化问题研究[J].农业经济问题,2019(4):39-45.
- [14]胡雅淇,林海.“互联网+”赋能小农户对接大市场的作用机制及效果[J].现代经济探讨,2020(12):110-117.
- [15]WILLIAMSON O E. Comparative economic organization: the analysis of discrete structural alternatives[J]. *Administration Science Quarterly*, 1991, 36(2): 269-296.
- [16]KEY N, SADOULET E, DE JANVRY A. Transactions costs and agricultural household supply response[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2000, 82(2): 245-259.
- [17]侯建昀,刘军弟.交易成本对农户市场化行为影响研究[J].农业技术经济,2014(8):25-36.
- [18]胡友,陈昕,祁春节.互联网使用、农地转入对农户市场参与的影响研究——基于交易成本分类视角[J].林业经济,2022,44(1):76-96.
- [19]华昱.劳动供给结构、技术进步与收入差距——基于CHNS数据的研究[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2018,20(2):70-76,92.
- [20]朱红根,宋成校.互联网使用对家庭农场劳动力资源配置的影响[J].农业技术经济,2020(8):40-53.
- [21]曾福生,李飞.农业基础设施对粮食生产的成本节约效应估算——基于似无相关回归方法[J].中国农村经济,2015(6):4-12,22.
- [22]COASE R H. The nature of the firm[J]. *Economica*, 1937, 4(16): 386-405.
- [23]王娟,吴海涛,丁士军.山区农户最优生计策略选择分析——基于滇西南农户的调查[J].农业技术经济,2014(9):97-107.
- [24]AL-HASSAN R M, EGYIR I S, ABAKAH J. Farm household level impacts of information communication technology (ICT)-based agricultural market information in Ghana[J]. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 2013, 5(4): 161-167.
- [25]HENNESSY T, LÄPPLE D, MORAN B. The digital divide in farming: a problem of access or engagement[J]. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 2016, 38(3): 474-491.
- [26]张之光,蔡建峰.信息技术资本、替代性与中国经济增长——基于局部调整模型的分析[J].数量经济技术经济研究,2012,29(9):71-81,150.
- [27]韩海彬,张莉.农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析[J].中国农村经济,2015(8):11-21.
- [28]李波,梁双陆.信息通信技术、信息化密度与地区产业增长——基于中国工业数据的经验研究[J].山西财经大学学报,2017,39(9):58-71.
- [29]GOYAL A. Information, direct access to farmers, and rural market performance in central India[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(3): 22-45.
- [30]SHIMAMOTO D, YAMADA H, GUMMERT M. Mobile phones and market information: evidence from rural Cambodia[J]. *Food Policy*, 2015, 57: 135-141.
- [31]LEE K H, BELLEMARE M F. Look who's talking: the impacts of the intrahousehold allocation of mobile phones on agricultural prices[J]. *The Journal of Development Studies*, 2013, 49(5): 624-640.
- [32]李瑾,郭美荣,冯献.农业物联网发展评价指标体系设计:研究综述和构想[J].农业现代化研究,2016,37(3):423-429.
- [33]张永强,张晓飞,刘慧宇.我国农产品流通效率的测度指标及实证分析[J].农村经济,2017(4):93-99.
- [34]TCHAMYOU V S, ERREYERS G, CASSIMON D. Inequality, ICT and financial access in Africa[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2019, 139: 169-184.
- [35]LENG C X, MA W L, TANG J J, et al. ICT adoption and income diversification among rural households in China[J]. *Applied Economics*, 2020,

52(33): 3641-3628.

- [36] JAGWE J, OUMA E, MACHETHE C. Transaction costs and smallholder farmers' participation in banana markets in the great lakes region[Z]. Center of Evaluation for Global Action Working Paper No. AfD-0909, 2009.
- [37] HOLLOWAY G, BARRETT C, EHUI S. Bayesian estimation of the double hurdle model in the presence of fixed costs[J]. *Journal of International Agricultural Trade and Development*, 2005, 1(1): 17-28.
- [38] BELLEMARE M F, BARRETT C B. An ordered Tobit model of market participation; evidence from Kenya and Ethiopia[J]. *American Journal of Agricultural Economy*, 2006, 88(2): 324-337.
- [39] WOLDIE G A, NUPPENAU E A. A contribution to transaction costs: evidence from banana markets in Ethiopia[J]. *Agribusiness*, 2011, 27(4): 493-508.
- [40] LWEZAURA D, NGARUKO D. Determinants of transaction costs to farmers participation in groups from Mbozi district in Tanzania[J]. *African Journal of Economic Review*, 2013, 1(1): 41-51.
- [41] 刘大鹏, 刘颖, 陈实. 土地流转、规模经营对农业社会化服务需求的影响分析——基于江汉平原 393 个水稻种植大户的调查[J]. *中国农业资源与区划*, 2019, 40(1): 170-176.
- [42] DEGLA P K. Transaction costs in the trading system of cashew nuts in the north of Benin; a field study[J]. *The American Journal of Economics and Sociology*, 2012, 71(2): 277-296.
- [43] 韩旭东, 杨慧莲, 王若男, 等. 土地规模化经营能否促进农业社会化服务获取? ——基于全国 3 类农户样本的实证分析[J]. *农业现代化研究*, 2020, 41(2): 245-254.
- [44] 曹铁毅, 周佳宁, 邹伟. 规模化经营与农户农机服务选择——基于服务需求与供给的二维视角[J]. *西北农林科技大学学报(社会科学版)*, 2021, 21(4): 141-149.
- [45] SADOULET E, FUKUI S, DE JANVRY A. Efficient share tenancy contracts under risk: the case of two rice-growing villages in Thailand[J]. *Journal of Development Economics*, 1994, 45(2): 225-243.
- [46] 王善高, 田旭. 农村劳动力老龄化对农业生产的影响研究——基于耕地地形的实证分析[J]. *农业技术经济*, 2018(4): 15-26.
- [47] 朱哲毅, 邓衡山, 应瑞瑶. 价格谈判、质量控制与农民专业合作社农资购买服务[J]. *中国农村经济*, 2016(7): 48-58.
- [48] 王秋月. 社会性中介: 农民与市场的链接机制——基于郫都区 D 村经纪人经济行为的考察[J]. *农林经济管理学报*, 2020, 19(2): 235-243, 260.
- [49] AZAM M S, IMAI K S, GAIHA R. Agricultural supply response and smallholders market participation: the case of Cambodia[Z]. *The University of Manchester Economics Discussion Paper No. 1208*, 2012.
- [50] 刘明辉, 卢飞, 刘灿. 土地流转行为、农业机械化服务与农户农业增收——基于 CFPS2016 数据的经验分析[J]. *南京社会科学*, 2019(2): 26-33.
- [51] 卢洋啸, 孔祥智. 改革开放以来小农户与现代农业有机衔接的探索——文献综述视角[J]. *经济体制改革*, 2019(6): 89-95.
- [52] ROODMAN D. Fitting fully observed recursive mixed-process models with CMP[J]. *The Stata Journal*, 2011, 11(2): 159-206.
- [53] 柳松, 魏滨辉, 苏柯雨. 互联网使用能否提升农户信贷获得水平——基于 CFPS 面板数据的经验研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2020(7): 58-72.
- [54] 邓磊. “四化同步”视角下山区农业现代化问题研究——以武陵山片区为例[J]. *华中师范大学学报(人文社会科学版)*, 2013, 52(6): 18-24.
- [55] 段塔丽, 李玉磊, 王蓉, 等. 精准扶贫视角下贫困地区农村女性户主家庭能力脱贫实现路径探析——基于陕南秦巴山区农户家庭的调查数据[J]. *陕西师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2020, 49(6): 40-53.
- [56] 罗明忠, 雷显凯. 非农就业经历、行为能力与新型职业农民经营效率[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2020(5): 29-38, 169-170.
- [57] 孙欣, 毕如田, 刘慧芳, 等. 贫困山区耕地细碎化对农户生计策略的影响——以左权县清漳河流域 87 个村为例[J]. *中国土地科学*, 2018, 32(2): 40-47.

Internet Use, Land Transfer and Market Participation of Rural Households in Mountainous Areas Under Framework of Transaction Costs

HU You¹, CHEN Xin¹, QI Chunjie²

(1. Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330045;

2. Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070)

Abstract: Exploring how to improve the market participation of rural households in mountainous areas is of great significance for improving their operational efficiency, promoting the high-quality development of mountain agriculture, and advancing the development of China's agricultural and rural modernization. Based on the China Family Panel Studies (CFPS) data in 2014, 2016 and 2018, this paper constructs a panel Tobit model to explore the impact of internet use and land transfer in mountainous areas on rural households' market participation.

The results are shown as follows. First, internet use can encourage rural households in mountainous areas to participate in agricultural markets. Specifically, internet use is conducive to reducing the high information costs of market transactions for rural households in mountainous areas, thus providing incentives for them to actively participate in the agricultural market transaction. Second, land transfer can realize the incentive effect of internet use on rural households' participation in the agricultural markets. Meanwhile, land transfer plays a more significant role in realizing the incentive effect of internet use on their participation in agricultural product markets than in agricultural service markets. Third, the incentive effect of internet use on rural households' involvement in agricultural markets is heterogeneous in mountainous areas. On the one hand, internet use has a more significant incentive effect on rural households' participation in agricultural product markets with a higher average level of education and no work behaviors in mountainous areas. On the other hand, it has a more significant incentive effect on rural households with a lower average level of education and work behaviors to participate in agricultural service markets.

Based on these findings, this paper puts forward the following policy recommendations to promote the active participation of rural households in mountainous areas in agricultural markets. First, it is necessary to accelerate the construction of internet facilities in mountainous areas and to establish an internet-based service platform for market information on the supply and demand of agricultural products and agricultural services. Second, it should strengthen the differentiated training of workers on internet skills in mountainous areas. Third, the transfer and integration of land in mountainous areas should be promoted appropriately.

Keywords: internet use; land transfer; market participation; transaction cost; rural household in mountainous area; land in mountainous area

责任编辑:宛恬伊