

地形差异视角下耕地流转对农户收入差距的影响及其分解

——以黄河流域中上游 1879 份农户数据为例

牛文浩^{1,2}, 申淑虹^{1,2}, 罗 岚³, 柴朝卿^{1,2}, 张蚌蚌^{1,2},
李玉恒^{4,5}, 郑伟伟^{1,2}, 孔祥斌⁶

(1. 西北农林科技大学经济管理学院, 杨凌 712100; 2. 西北农林科技大学应用经济研究中心, 杨凌 712100;

3. 南京大学商学院, 南京 210093; 4. 中国科学院地理科学与资源研究所/区域可持续发展分析

与模拟重点实验室, 北京 100101; 5. 中国科学院大学资源与环境学院, 北京 100049;

6. 中国农业大学土地科学与技术学院, 北京 100193)

摘要: 基于黄河流域中上游 1879 份农户调研数据, 从地形差异的视角, 借助无条件分位数回归模型和 RIF 回归分解法揭示了耕地流转对农户收入差距的影响及其作用机制。结果表明: (1) 耕地流转对高收入农户群体增收效应大于低收入农户群体, 从而导致农户收入差距扩大, 其中系数效应是造成该差距扩大的主因, 在耕地转入中贡献度达 90% 以上, 在耕地转出中贡献度达 60% 以上。(2) 耕地转入在平原和山区对高收入农户群体增收效应均大于低收入农户群体, 从而导致平原和山区农户收入差距扩大, 且该现象在山区更加显著, 其中系数效应也是造成该差距扩大的主因, 在平原的贡献度达 90% 以上, 在山区的贡献度达 80% 以上。(3) 耕地转出仅对平原中等收入农户群体具有显著增收效应, 从而导致平原中低收入农户群体间的收入差距扩大, 其中系数效应同样也是造成该差距扩大的主因, 贡献度达 70% 以上。因此, 应针对不同收入水平农户和地形特征实施差异化的耕地流转支持政策, 以促进耕地流转对农户的增收均衡, 缩小农村贫富差距。

关键词: 耕地流转; 收入差距; 地形差异; 无条件分位数回归; RIF 回归分解

中国作为一个小农大国, “三农”问题一直是政府所关注的重点^[1]。稳住“三农”这个基本盘, 坚持农业农村优先发展, 对中国实现全面现代化具有重要意义^[2,3]。“三农”问题的根本在于解决农民增收^[4], 近年来, 耕地流转作为解决农村土地要素资源配置、实现农民增收的有效方式受到广泛关注^[5-7], 连续多年“中央一号文件”也对耕地流转进行了鼓励和指导。虽然部分学者对其持怀疑态度, 认为耕地流转对农民收入并无显著影响^[8], 甚至在一些情况下会使农民收入显著减少^[9], 但耕地流转能够显著提高农民收入仍是学术界的主流认知^[10-13]。

近年来, 随着脱贫攻坚、乡村振兴等一系列政策战略的实施, 中国城乡收入差距持

收稿日期: 2022-03-21; 修订日期: 2022-04-24

基金项目: 国家重点研发计划项目 (2020YFD1100601); 国家自然科学基金项目 (42171267, 42171208); 陕西省重点研发计划项目重点产业创新链 (群) —农业领域 (2022ZDLNY02-01)

作者简介: 牛文浩 (1997-), 男, 山东昌乐人, 硕士, 主要从事粮食安全与土地利用转型、土地资源经济与乡村振兴研究。E-mail: niu-wenhao@nwfufu.edu.cn

通讯作者: 张蚌蚌 (1990-), 男, 河南太康人, 博士, 副教授, 博士生导师, 主要从事耕地细碎化整治与土地评价、土地利用系统分析与乡村振兴研究。E-mail: bangbang.zhang@nwfufu.edu.cn

续缩小^[14]，但农户内部的收入差距却在不断扩大^[15,16]。据国家统计局公布的农村居民人均可支配收入五等份分组数据显示，2019年中国农村居民高收入组（前20%）与低收入组（后20%）的人均可支配收入比值达到8.5:1，可见当前农村内部收入差距问题已十分严峻，共同富裕的目标面临着严峻的挑战。因此，在当前背景下深入考察农户收入差距扩大的原因具有重要现实意义。

现有文献已从扶贫方式^[17]、创业^[18]、农村养老保险制度^[19]、农业劳动生产率^[20]等视角对农户收入差距扩大的原因进行了深入分析。然而，耕地流转对农户收入差距是否存在影响？对于此问题，当前学术界仍存在较大争议。一种观点认为耕地流转会缩小农户收入差距，如万广华等^[21]在对中国农户收入不平等影响因素分解的研究中认为低收入农户间的耕地流转会降低农户间的收入不平等；Zhang^[22]和Zhang等^[23]的研究认为农地流转有助于提高低收入水平农户的收入，从而缓解农户总体收入分配不平等现象。而另一种观点恰恰相反，认为耕地流转会加剧农户间的收入不平等现象，并扩大农民收入差距，如朱建军等^[24]通过构建反事实框架研究发现农户收入分配的基尼系数在农地转入和转出后均出现显著提高；史常亮^[25]利用再中心化影响函数回归研究发现土地流转显著扩大了农村居民内部收入差距，且这一结论在进行一系列稳健性检验和控制样本选择偏差后依然成立；陈斌开等^[26]基于1986—2008年农业部固定观察点数据研究发现土地流转在提高农户收入的同时，也扩大了农户家庭经营收入和总体收入的不平等。

通过以上文献梳理可知，既有文献对耕地流转与农户收入差距的关系进行了较为深入的研究，但未来可能还需在以下几方面进行努力：一是在研究方法上，现有文献大多通过基尼系数测算来分析耕地流转对农户收入差距的影响，而较少从耕地流转对不同收入水平农户增收效应的差异方面分析；二是在研究内容上，部分学者认为耕地流转对收入差距的影响存在形式、地区等方面的差异^[27-29]，而地形作为影响生产要素配置与替代的重要因素之一，势必会对耕地流转的过程及结果产生影响，但鲜有文献从地形差异的视角研究耕地流转与农户收入差距的关系，同时现有研究多停留在耕地流转与农户收入差距之间的关系论证，而缺乏对两者关系背后影响机制的识别；三是在研究样本上，当前多数代表性文献中所使用的样本量普遍较少且调查区域覆盖的范围较为有限。因此，由于上述问题的存在，学术界对于耕地流转是否扩大了农户收入差距这一问题的答案尚未形成共识，亟待进一步研究以积累更多有益的资料。

鉴于上述分析，本文基于2020年黄河流域中上游1879份农户调研数据，首先通过无条件分位数回归模型识别耕地转入、转出对不同收入水平农户增收效应的差异，分析耕地流转对农户收入差距的影响；其次将地形分为平原和山区，进一步讨论耕地流转对农户收入差距影响的地形差异；最后通过RIF回归分解法，分析耕地流转对农户收入差距扩大的影响机制。该研究结果以期完善耕地流转政策、缩小农村贫富差距提供理论参考。

与已有研究相比，本文可能的边际贡献在于：第一，利用无条件分位数回归，从耕地转入、转出两方面考察耕地流转对不同收入水平农户增收的无条件影响，验证耕地流转是否扩大了农户收入差距这一问题，为相关研究提供更多有益的经验证据；第二，基于地形差异的视角，将农户划分为平原和山区两个群体，通过分样本回归，分析不同地形下耕地流转对农户收入差距的影响，为相关研究提供新的视角；第三，引入RIF回归分解法这一更加严格的分解方法，分析耕地流转对农户收入差距的影响机制，弥补已有研究的空白。

1 理论分析与研究假说

1.1 耕地流转的增收效应

根据刘易斯二元经济发展理论,农户拥有的土地数量不能随着农户家庭人口的增长而增加,因此在土地经营规模有限的约束条件下,农业生产部门劳动力数量的不断增加必然会导致其边际收益递减^[30]。在这种情况下,就必须要通过土地要素的重组和优化配置,一方面实现土地的适度规模经营,提高劳动生产率和经济效益,进而获得相应的比较收益;另一方面促进劳动力的有效配置,将农业生产部门过剩的劳动力解放出来,使其向非农生产部门转移,从而提高农户的非农收益^[31]。

耕地流转作为实现土地要素优化配置的重要手段,能够对农户收入产生显著影响^[32]。耕地流转一般指的是耕地的经营权流转,包括转入和转出双向流动^[6]。本文借鉴 Deininger 等^[33]以及栾江等^[34]的研究思路,构建起耕地流转对农户收入分配影响机制的理论模型。首先,假设农户家庭中拥有的全部劳动力数量为 H ,经营的耕地总面积为 L ,经营单位耕地面积所需最低劳动力数量为 μ ($\mu > 0$)^①,处于农业生产部门的劳动力数量为 $L\mu$ 。其次,假设农户家庭初始承包的耕地面积为 L_0 ,农户流转的耕地面积为 $L_r = L - L_0$,当 $L_r < 0$ 时,农户转出耕地,当 $L_r > 0$ 时,农户转入耕地。最后,假设耕地流转市场上的双方信息是对称的,且转入方和转出方都是耕地租金价格的接收者,即单位面积耕地转入和转出的交易成本均为 c ,单位面积流转耕地的租金均为 r 。基于上述条件,构建农户进行家庭生产决策时所获得的利润 ζ 表达式为:

$$\zeta = f(L\mu, L, M)P + \theta\omega(H - L\mu) - I_{in}[(L - L_0)(r + c)] + I_{out}[(L_0 - L)(r - c)] - Ld \quad (1)$$

式中: $f(L\mu, L, M)$ 为农业生产函数; M 为农户从事农业生产的资金投入; P 为农户种植农产品的平均出售价格; q 为农户家庭中剩余劳动力在非农业生产部门就业的概率; w 为农户家庭劳动力在非农业生产部门就业的平均工资率; I_{in} 和 I_{out} 分别代表农户参与耕地转入和转出的二元虚拟变量; d 为单位面积农业生产投入品成本(为简化分析,本文不考虑规模成本问题)。将式(1)对耕地经营面积 L 进行求导可得:

$$\frac{d\zeta}{dL} = \frac{df(L\mu, L, M)}{dL}P - \mu\theta\omega - I_{in}(r + c) + I_{out}(c - r) - d \quad (2)$$

当式(2)值为0时, ζ 取最大值。此时,式(2)可做如下变换:

$$\frac{df(L\mu, L, M)}{dL}P = \mu\theta\omega + r + c + d, I_{in} = 1 \quad (3)$$

$$\frac{df(L\mu, L, M)}{dL}P = \mu\theta\omega + r - c + d, I_{out} = 1 \quad (4)$$

式(3)和式(4)说明,农户的耕地流转行为取决于耕地的边际产出与从事农业生产的机会成本(从事农业生产所放弃的非农生产的收益)、耕地净租金和投入成本之和的比较。当耕地的边际产出小于从事农业生产的机会成本、耕地净租金和投入成本之和时,农户会选择转出耕地,从而获得稳定的土地租金收入,使自身的财产性收入增加,并得以从生产率较低的农业生产部门转向生产率较高的非农业生产部门就业,拓宽收入来源,以此获

① 需要说明的是,如果假设农业技术进步为 A ,则此处农户家庭经营单位耕地面积所需最低劳动力数量 μ 应该是关于农业技术进步 A 的减函数,即随着农业技术的进步,农户家庭经营单位耕地面积所需要的最低劳动力数量是逐渐减少的。由于农业技术进步不是本文分析的重点,且不会对后续的理论推导产生影响,为简化分析,下文中仅使用 μ 进行分析。

得较高的非农收入增长^[35,36]。当耕地的边际产出大于从事农业生产的机会成本、耕地净租金和投入成本之和时,农户会选择转入耕地,获得更大的农业生产规模,从而释放农户因耕地规模不足而闲置的劳动力,提高农业生产效率,实现家庭农业收入的外延式增长;同时,耕地的转入缓解了耕地细碎化问题,提高了耕地的规模连片程度,进而使农户可以通过集约化、机械化、专业化经营,实现家庭农业收入的内涵式增长^[37,38]。

因此,基于上述分析,本文提出假说H1:

H1: 耕地转入和转出均能有效促进农户收入增长。

1.2 耕地流转对农户收入差距的影响

当前,中国农村经济面临深刻转型,农村居民在收入方面的分化程度日益增强^[39],导致同一政策制度对不同收入水平农户的影响会存在较大差异^[40],这种差异同样也会体现在耕地流转对农户的增收效应上^[29],即耕地流转对农户收入的影响与农户自身的收入水平密切相关。

具体而言,农户流转耕地需要承担相应的交易成本^[41],如此农户的潜在生产成本增加,将阻碍农户耕地流转行为的发生,也会使耕地流转市场的准入成本增加。假设农户实现家庭利润最大化的耕地经营面积为 L^* ,则农户实现最优耕地经营面积时,需要转入的耕地面积为 $L_r^*=L^*-L_0$;需要转出的耕地面积为 $L_r^*=L_0-L^*$ 。结合式(1)可知,农户转入耕地的交易成本及生产成本增量之和为 $L_r^*(r+c+d)$,转出耕地的交易成本为 L_r^*c 。假设该部分支出全部来自于农户家庭可支配收入 T ,且占农户家庭可支配收入的最优比例为 h^* ($h^*>0$);但由于农户家庭可支配收入有限,并非所有农户都能通过耕地流转实现家庭耕地资源的最优配置,即实际分配到耕地流转的资金可能达不到实现农户农业生产最优化目标所需要的资金 ($hT \leq h^*T$);因此在此种情况下,农户实际流转的耕地面积小于或等于最优流转面积 $L_r=(hL_r^*)/h^*$ ($0 \leq h/h^* \leq 1$),这会使部分农户无法通过耕地流转来实现家庭利润的最大化,即存在潜在的福利损失。对于低收入农户来说,其流转行为受到家庭可支配收入的约束较强,因此实际流转耕地面积与最优流转耕地面积差距较大,潜在的福利损失较高,实现家庭利润最大化的可能性较小。而对于高收入农户来说,其流转行为受到家庭可支配收入的约束较弱,因此实际流转耕地会更接近最优流转耕地面积,潜在的福利损失较低,实现家庭利润最大化的可能性较大。

因此,基于上述分析,本文提出假说H2:

H2: 耕地转入和转出对高收入农户的增收效应均显著高于低收入农户,即耕地转入和转出均会使农户收入差距扩大。

1.3 耕地流转增收效应的地形差异

农户通过流转土地获得增收,实质上是土地、劳动力、资本等生产要素有效配置及替代的结果^[42,43],而生产要素配置、替代的难易程度和效率往往会受到地形条件的影响^[44],这就意味着耕地流转的增收效应会因为地形的不同而产生较大差异。

具体而言,当农户进行耕地转入时,由式(1)可推导出农户进行家庭生产决策时所获得的利润如下:

$$\xi_{in}=f(L\mu, L, M)P+\theta\omega(H-L\mu)-(L-L_0)(r+c)-Ld \quad (5)$$

假设平原与山区农户耕地转入时进行家庭生产决策时所获得的利润分别为 ξ_{in-x} 和 ξ_{in-y} ,农业生产函数分别为 $f_x(L\mu, L, M)$ 和 $f_y(L\mu, L, M)$,农户家庭中剩余劳动力在非农业生产

部门就业的概率分别为 q_x 和 q_y , 转入单位面积耕地的交易成本分别为 c_x 和 c_y , 单位面积耕地的农业生产投入品成本分别为 d_x 和 d_y , 当 H 、 $L\mu$ 、 L_0 、 L_r 、 M 、 P 、 w 、 r 等变量均不变时, 可以计算出平原与山区农户进行耕地转入时家庭生产决策所获得的利润差值为:

$$\xi_{in-x} - \xi_{in-y} = [f_x(L\mu, L, M) - f_y(L\mu, L, M)]P + \omega(H - L\mu)(\theta_x - \theta_y) - (L - L_0)(c_x - c_y) - L(d_x - d_y) \quad (6)$$

以往研究表明, 山区农户居住相对较为分散, 相互之间信息沟通不畅, 加之地面起伏不平, 耕地细碎化程度较高, 不适宜大型农业机械的使用, 且灌溉条件较差, 这些因素客观上增加了耕地经营的成本与风险^[45]。因此相较于平原来讲, 山区的农业生产效率更低^[46], 同时转入单位面积耕地的交易成本更高^[47], 单位面积耕地的农业生产成本更高^[45], 即 $f_x(L\mu, L, M) > f_y(L\mu, L, M)$ 、 $c_x < c_y$ 、 $d_x < d_y$ 。另外, 农户的非农就业除了受到经济、社会等因素的影响外, 地理环境等要素在其中也发挥着重要作用^[48]。对于平原来讲, 其地形平坦, 经济较为发达, 拥有较为便利的交通条件, 且拥有更多的市场就业机会, 农户从农业生产部门转移到非农生产部门就业的概率往往大于山区, 即 $q_x > q_y$ 。因此, 由上述分析可得 $\xi_{in-x} - \xi_{in-y} > 0$, 即平原农户进行耕地转入时家庭生产决策所获得的利润往往大于山区农户。

当农户进行耕地转出时, 由式(1)可进一步推导出农户家庭生产决策所获得的利润如下:

$$\xi_{out} = f(L\mu, L, M)P + \theta\omega(H - L\mu) + (L_0 - L)(r - c) - Ld \quad (7)$$

假设平原与山区农户耕地转出时进行家庭生产决策时所获得的利润分别为 ξ_{out-x} 和 ξ_{out-y} , 由上述推论同理可得, 在 H 、 $L\mu$ 、 L_0 、 L_r 、 M 、 P 、 w 、 r 等变量一定时, $\xi_{out-x} - \xi_{out-y} > 0$, 即平原农户进行耕地转出时家庭生产决策所获得的利润往往大于山区农户。

因此, 基于上述分析, 本文提出假说H3、H4:

H3: 耕地转入对平原和山区的农户均具有显著增收效应, 但平原耕地转入对农户的增收效应要大于山区。

H4: 耕地转出对平原和山区的农户均具有显著增收效应, 但平原耕地转出对农户的增收效应要大于山区。

1.4 耕地流转影响农户收入差距的地形差异

对于耕地转入来说, 山区农户转入单位面积耕地所承担的交易成本与农业生产成本增量要远远大于平原农户^[45-47], 当山区农户转入面积为 L_r^* 的耕地以实现家庭最优耕地经营面积时, 其所需支付的交易成本与农业生产成本增量占农户家庭可支配收入 T 时比例往往大于平原农户, 即 $h_x^* < h_y^*$ 。因此, 低收入水平农户在山区转入耕地的行为受家庭可支配收入更强, 实际流转耕地面积与最优流转耕地面积差距更大, 潜在的福利损失也更高。而农户收入水平较高时, 其流转行为受到家庭可支配收入的约束在平原和山区的差异并不明显。

因此, 基于上述分析, 本文提出假说H5:

H5: 山区耕地转入对农户收入差距扩大的影响大于平原。

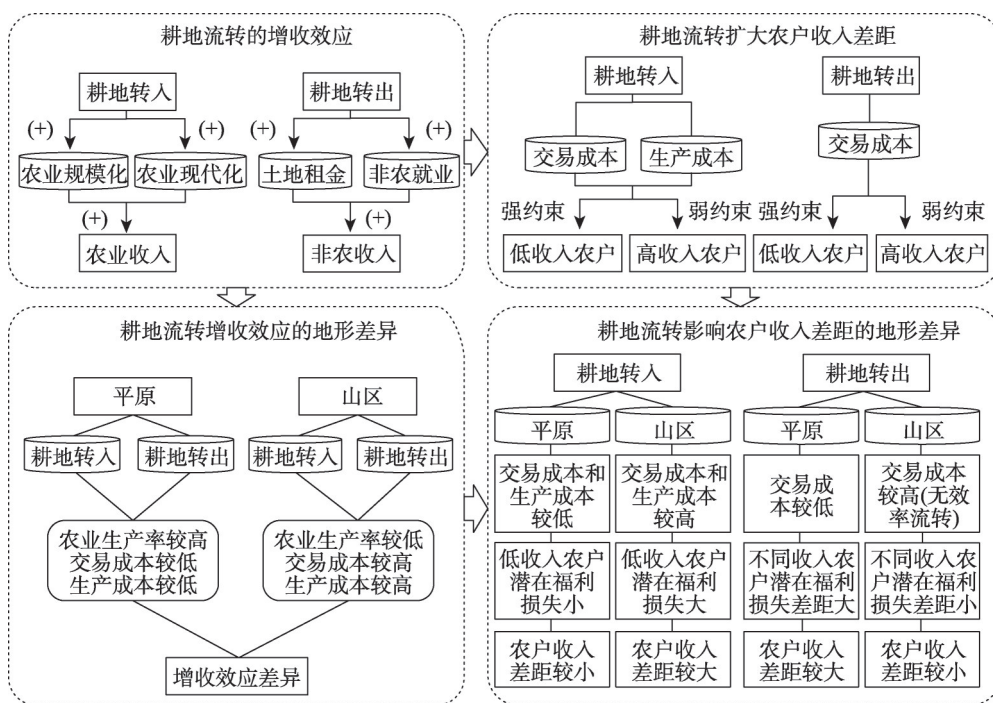
不同于耕地转入的是, 对于耕地转出来说, 农户转出单位面积耕地所承担的成本增量仅仅包含交易成本一项。当山区耕地转出的交易成本过高且面临违约风险过大时, 大部分农户转出耕地时并未以获得租金为目标, 而是选择转出给亲戚朋友、撂荒等无效率

的流转方式降低交易成本^[49]。在此种情形下，农户耕地转出的实际交易成本降低甚至可以忽略不计，其耕地转出行为受到家庭可支配收入的约束大大减弱，从而导致山区不同收入水平农户群体耕地转出中潜在的福利损失差距不再明显。

基于上述分析，本文提出假说H6：

H6：山区耕地转出对农户收入差距扩大的影响小于平原。

综上，本文的逻辑框架图见图1。



注：图中的 (+) 表示正向促进效应，箭头表示影响效应的方向。

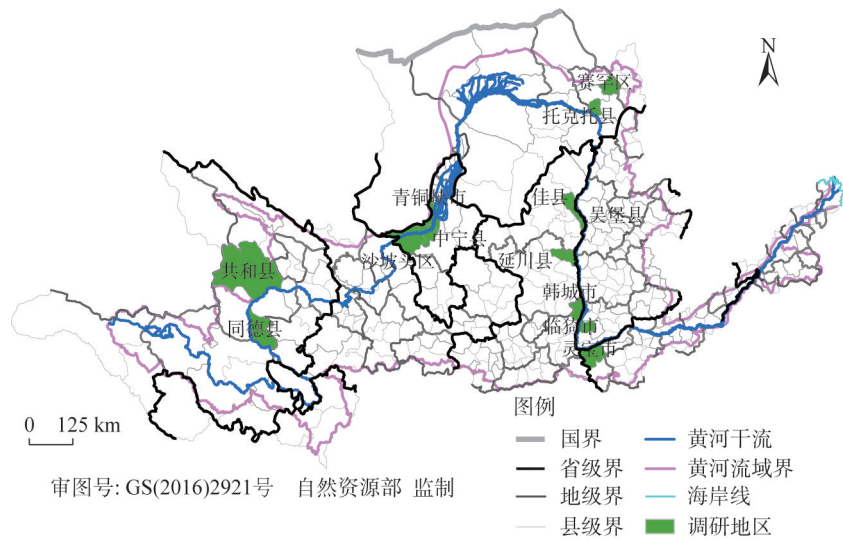
图1 地形差异视角下耕地流转影响农户收入差距的逻辑框架

Fig. 1 Logical frame of cultivated land transfer affecting household income gap from the perspective of terrain difference

2 研究方法与数据来源

2.1 数据来源

本文所使用的数据来源于西北农林科技大学经济管理学院“黄河流域生态保护与农业农村高质量发展”课题组在2020年8-9月期间在黄河流域中上游的青海、宁夏、内蒙古、陕西、山西、河南六个省（自治区）的沿黄河流域主要县（市、区）开展的农村与农户专项调查。为保证调研的代表性，并突出黄河流域中上游各区域的特点，本次调研采取分层抽样、典型抽样与随机抽样相结合的方法，共涉及同德县、共和县、沙坡头区、中宁县、青铜峡市、托克托县、赛罕区、佳县、吴堡县、延川县、韩城市、临猗县、灵宝市13个县（市、区），44个乡镇，182个村（图2）。实地调研采取问卷调查与典型访谈相结合的方法，农户问卷调查涉及农户家庭基本信息、家庭资产和生产经营、2019年收支、生态宜居、乡风文明和乡村治理等方面内容，村庄问卷主要包括村庄的基



注：本图基于自然资源部标准地图服务系统下载的标准地图制作，底图无修改。

图2 调研区域

Fig. 2 Survey area

本特征、乡村产业发展、生态宜居、乡风文明和乡村治理等方面内容，重点对村干部、专业合作社负责人等进行访谈。在问卷调查过程中，带队教师以及组长及时对每份调查问卷进行集中检验与审查，以保证问卷数据的完备性与准确性，最终共获得村级问卷104份，农户问卷2362份，具体农户样本分布情况见表1。

本文主要研究耕地流转对农户收入差距的影响，由于青海的被调查样本农户多为牧户，拥有耕地较少，因此本文将青海的423户农户样本进行了剔除，并在此基础上又删除了核心变量缺失或存在明显错误的问卷，最终实际使用的农户样本数量为1879户。

2.2 研究方法

2.2.1 无条件分位数回归模型

本文主要目标是验证耕地流转是否扩大了农户的收入差距，以往相关研究多采用倾向得分匹配法（PSM）进行研究，但倾向得分匹配法（PSM）仅仅考察自变量对该模型是均值回归，因此仅仅能描述解释变量对被解释变量条件期望的影响 $E(y|x)$ ，即平均影响，而无法体现不同样本群体之间的差异。条件分位数回归（CQR）最早由Koenker等^[50]提出，其思想是对传统OLS的扩展，用多个分位函数来估计整体模型。与传统OLS相比，条件分位数回归的特点在于使用残差绝对值的加权平均作为最小化的目标函数，故

表1 样本分布表

Table 1 Sample distribution (个)

区域	黄河流域上游地区					黄河流域中游地区							
省(自治区)	青海		宁夏			内蒙古		陕西				山西	河南
县(市、区)	同德县	共和县	沙坡头区	中宁县	青铜峡市	托克托县	赛罕区	佳县	吴堡县	延川县	韩城市	临猗县	灵宝市
数量	216	207	187	194	186	210	176	192	109	177	164	163	181

对异常值的敏感性较小,当扰动项为非标准正态分布时分位数比OLS更为有效且更具有更为丰富的统计值,其结果也更稳健。因此,运用该方法将有助于发现在条件分布的不同位置上各因素的影响方向、大小及趋势情况^[51,52]。但是条件分位数的经济学意义往往基于过多乃至是不必要的观测特征,导致估计结果与政策制定者关心的初衷相悖^[53]。就本文而言,我们更为关心的是耕地流转对不同收入水平农户增收的无条件影响,而非针对具有相同观测特征的农户具备有条件的解释力。

针对条件分位数回归的估计局限,Firpo等^[54]提出无条件分位数回归,该方法是一种利用分布统计量的再集中影响函数(RIF)进行回归的方法, Q_τ 分位数的RIF方程可以用公式表示为:

$$RIF(Y_i; Q_\tau^i, F_{Y_i}) = Q_\tau + \frac{\tau - 1 - I(Y \leq Q_\tau^i)}{F_{Y_i}(Q_\tau^i)} \quad (i = u, r, c) \quad (8)$$

式中: Q_τ 为 $F(Y)$ 分布的分位数函数; $f_Y(\cdot)$ 为 Y 的边际密度函数。

由于 $RIF(Y_i; Q_\tau^i, F_{Y_i})$ 可以线性地表示为自变量的函数,于是将第一步得到的RIF变量对解释变量 X 进行OLS回归,用公式表示为:

$$RIF(Y_i; Q_\tau^i, F_{Y_i}) = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

2.2.2 RIF回归分解法

在进行耕地流转与农户家庭人均年收入因果关系推断时,受截面数据限制,往往只能观测到参与耕地流转和未参与耕地流转的农户个体家庭人均年收入,而无法同时观测到农户个体在参与耕地流转前后的家庭人均年收入。因此,需要进一步构建反事实框架,通过引入潜在结果来解决因果推断的问题。

Firpo等^[54]基于无条件分位数回归提出的RIF回归分解法可以有效解决上述样本自选择问题。RIF回归分解法是一种将无条件分位数回归与Oaxaca-Blinder均值分解相结合的方法,可以在构建反事实框架的基础上,讨论各个分位点参与和未参与耕地流转农户家庭人均年收入差异的变化趋势及其原因。该方法的思路是:首先运用“反事实分析法”将农户家庭人均年收入分布的差异分解为特征效应和系数效应,再构建RIF回归模型分解各协变量对因变量的影响,从而得到各协变量在不同分位数上对因变量的贡献率。

通过上文,我们采用无条件分位数回归模型估计得到了农户家庭人均年收入[式(9)],在此基础上可将耕地流转的收入不平等分解为两个部分,即:

$$Q_\tau(\ln Y_m) - Q_\tau(\ln Y_f) = [Q_\tau(\ln Y_m) - Q_\tau(\ln Y_c)] + [Q_\tau(\ln Y_c) - Q_\tau(\ln Y_f)] \quad (10)$$

式中: $\ln Y_c$ 表示所构造的反事实分布的统计量,反事实分布是指群体 m 的个体特征 X 的回报率不变,但个体特征 X 的分布与群体 f 相同时的收入分布,即控制变量 X 的值与参与耕地流转农户相同,而控制变量估计参数 β 的值与未参与耕地流转的农户相同; m 为未参与耕地流转的农户群体; f 为参与耕地流转的农户群体; c 为反事实分布群体,即具有与参与耕地流转农户相同个体特征但被当作未参与耕地流转的农户群体,进一步将式(9)代入式(10)中可以得到:

$$Q_\tau(\ln Y_m) - Q_\tau(\ln Y_f) = [(X_m - X_f)\beta_m + \varepsilon_{mc}] + [X_f(\beta_m - \beta_f) + \varepsilon_{cf}] \quad (11)$$

式中:等号右边第一项可以理解为参与和未参与耕地流转农户特征变量不同而带来的可解释差异(合理部分),即特征效应;第二项则可以理解为两个农户群体特征回报率的不

同带来的不可解释差异（歧视部分），即系数效应。

2.3 变量说明及描述性统计

2.3.1 核心被解释变量

本文的主要目标是研究耕地流转中的农户收入差距问题，因此参考朱建军等^[24]的研究，选取农户家庭人均年收入作为核心被解释变量，其收入构成主要包括：种植业收入、养殖业收入、林业收入、务工收入、经商收入、企事业单位工资收入、亲人无偿援助、补贴收入及其他收入（分红等）9项收入。

2.3.2 核心解释变量

本文的核心解释变量为农户是否参与耕地流转，具体包括农户参与耕地转入虚拟变量以及农户参与耕地转出虚拟变量，如果农户参与耕地转入或者转出，则赋值为1，否则赋值为0。

2.3.3 分类变量

本文在研究全样本农户下耕地流转对农户收入差距的影响基础上，进一步采用村级问卷中的地形变量作为分类变量对农户进行分组，借助分样本回归探究耕地流转对农户收入差距影响的地形差异。为方便变量描述性统计，在此对地形变量进行赋值，若地形为平原则赋值为1，若地形为山区则赋值为0。

2.3.4 控制变量

结合已有文献^[9,12,28,29]和现有数据，本文从家庭特征和户主特征两方面选取控制变量，在家庭特征方面，具体选取耕地面积、家庭人数、家庭劳动力占比、是否为兼业农户、家庭人均固定资产五个变量；在户主特征方面，具体选取户主性别、户主年龄、户主受教育年限、户主身份四个变量。

表2报告了各变量的描述性统计。可以看出，在1879户被调查农户中，家庭人均年收入平均为21399.99元，说明被调研农户收入普遍较高。在耕地流转方面，参与耕地转入的样本农户普遍较少，仅有343户，占总样本农户数量的18%；参与耕地转出的样本

表2 变量赋值说明与描述性统计

Table 2 Variable assignment description and descriptive statistics

变量名称	变量定义	平均值	标准差
家庭人均年收入	家庭人均年收入水平/元	21399.99	33145.42
耕地转入	是否参与耕地转入：0=否；1=是	0.18	0.39
耕地转出	是否参与耕地转出：0=否；1=是	0.22	0.41
地形	农户所处的地形：0=山区；1=平原	0.54	0.5
耕地面积	农户家庭实际经营耕地面积/亩	19.47	35.73
家庭人数	农户家庭人口数量/人	3.61	1.6
家庭劳动力占比	农户家庭劳动力数量占总人口比例/%	67.36	33.04
是否为兼业农户	农户家中是否有人外出务工：0=否；1=是	0.49	0.5
家庭人均固定资产	家庭人均固定资产总值/元	16259.04	32145.16
户主性别	户主的性别：0=女；1=男	0.95	0.21
户主年龄	户主的实际年龄/岁	57.75	11.28
户主受教育年限	户主的实际受教育年限/年	7.09	3.58
户主身份	户主是否是党员或者担任村干部：0=否；1=是	0.14	0.35

农户仅有404户，占总样本农户数量的22%。地形变量的平均值为0.54，说明近54%的农户位于平原地区。平均耕地面积为19.47亩（1亩 \approx 667 m²），说明样本农户耕地经营模式普遍较大。在家庭特征方面，被调研样本农户大多为3口或4口之家，平均家庭劳动力占比为67.36%，近一半的样本农户为兼业农户，且平均家庭人均固定资产总值为16259.04元。在户主特征方面，样本农户的户主普遍为男性，平均年龄为57.75岁，平均受教育年限仅为7.09年，共263户农户的户主身份为党员或者村干部，占总样本农户的14%。

3 结果分析

3.1 耕地流转对农户收入差距的影响

为验证耕地流转对农户收入差距的影响，本文将耕地转入户、转出户分别与非流转户的样本混合后进行无条件分位数回归，全面分析耕地转入、转出对不同收入水平农户的增收效应差异。在分位点的选取上，参考程名望等^[52]的研究，选取了0.25、0.5、0.75三个分位点，可以较好地代表低收入组、中等收入组、高收入组三个不同收入群体农户。在进行分位数回归之前，对各个自变量的方差膨胀因子（VIF）进行了计算，发现自变量的方差膨胀因子最大仅为1.39，表明模型不存在严重的多重共线性。

表3报告了耕地流转的无条件分位数回归模型的估计结果。结果显示，耕地转入和转出的估计系数在各分位点上均为正且通过了1%水平上的显著性检验，说明耕地流转无论对低收入组（Q25）、中等收入组（Q50）还是高收入组（Q75）农户均存在显著的增收作用。另外，耕地转入和转出的估计系数随着分位数的提高不断上升，表示高收入水

表3 耕地流转的无条件分位数回归估计结果

Table 3 Results of unconditional quantile regression estimation of cultivated land transfer

变量	家庭人均年收入			家庭人均年收入		
	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75
耕地转入	2229.155***	4219.751***	7078.567***			
耕地转出				1716.303***	2402.575***	3823.905***
耕地面积	5.166	19.787**	27.829*	6.628	23.036**	18.133
家庭人数	-616.985***	-1293.077***	-2604.034***	-511.203***	-1043.72***	-2501.04***
家庭劳动力占比	3.754	12.601	34.329*	5.154	20.7*	50.552***
是否为兼业农户	7229.96***	8635.568***	9009.76***	6971.7***	8668.536***	9453.298***
家庭人均固定资产	0.041**	0.091***	0.198***	0.04**	0.092***	0.196***
户主性别	555.126	-1177.882	2239.294	128.733	-570.979	1243.623
户主年龄	-33.496	-3.15	34.766	-8.881	31.553	-5.594
户主受教育年限	231.982***	330.322***	862.375***	189.84**	233.507**	510.763***
户主身份	-1430.044*	-696.308	-491.777	-1502.158**	-1153.319	61.148
常数项	3864.065	9106.353**	10711.64*	2793.524	5647.869	15152.4***
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R ²	0.156	0.154	0.158	0.148	0.147	0.16
样本量/个	1512	1512	1512	1573	1573	1573

注：*、**、***分别代表估计结果在10%、5%、1%的统计水平上显著，下同。

平农户进行耕地流转后的增收效果要高于低收入水平农户，说明耕地流转会扩大农户间的收入差距。由此，假设H1、H2初步得证。

除此之外，通过对比耕地转入和转出的估计系数，可以发现耕地转入在各分位点上的估计系数要明显大于耕地转出，说明耕地转入对各收入群体农户的增收效应要显著高于耕地转出，耕地转出的增收效应仍未得到充分发挥。同时，耕地转入的估计系数从25%分位点到75%分位点上升了2.175倍，而耕地转出的估计系数仅上升了1.228倍，说明耕地转入相比于耕地转出更能扩大农户间收入差距。

3.2 耕地流转对农户收入差距影响的地形差异

耕地流转作为农村土地、劳动力、机械等要素有效配置和替代的重要途径，而农村生产要素配置、替代的难易程度和效率常常会受到地形条件的影响^[44]。那么，耕地流转对农户收入差距的影响是否存在地形差异？鉴于当前学术界并未对该问题做出回答，因此，本文将样本农户划分为平原与山区两个群体，再次借助无条件分位数回归模型进行分样本回归，分析不同地形下耕地转入、转出对不同收入水平农户的增收效应。

3.2.1 耕地转入对农户收入差距影响的地形差异

表4报告了平原和山区耕地转入的无条件分位数回归结果。结果显示，耕地转入在平原和山区的估计系数仍为正，且通过了10%及以上水平的显著性检验，同时估计系数均呈现随分位点提高而增大的趋势，说明在考虑了地形差异后，耕地转入仍能使各收入水平农户实现显著增收，并会使农户间收入差距的进一步扩大。

表4 地形差异下耕地转入的无条件分位数回归估计结果

Table 4 Results of unconditional quantile regression estimation of renting-in cultivated land under terrain difference						
变量	家庭人均年收入(平原)			家庭人均年收入(山区)		
	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75
耕地转入	2494.363***	3509.248***	6078.761**	1863.719**	2332.003*	6685.79***
耕地面积	10.23	6.783	18.306	6.35	40.808**	43.66
家庭人数	-1225.637***	-1871.898***	-3886.764***	-300.065	-415.438	-2040.503***
家庭劳动力占比	-5.985	26.043	18.531	2.496	2.345	18.204
是否为兼业农户	7461.363***	7365.854***	6382.945***	6918.166***	10037.07***	13421.24***
家庭人均固定资产	0.041*	0.08**	0.186**	0.055***	0.123***	0.25***
户主性别	762.985	-2171.114	4127.371	425.408	-1923.201	-187.39
户主年龄	-13.564	26.475	29.245	-64.771*	43.458	85.817
户主受教育年限	-35.578	338.035*	399.022	344.849***	473.28***	1164.13***
户主身份	-791.427	210.062	3358.137	-726.705	-2852.243**	-3258.426
常数项	7633.477*	11787.27**	22047.66**	3706.243	2171.856	3173.313
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R ²	0.126	0.138	0.14	0.198	0.203	0.232
样本量/个	755	755	755	757	757	757

通过对比平原和山区耕地转入的估计系数发现：平原耕地转入在75%分位点的估计系数要小于山区，说明平原耕地转入对高收入农户的增收作用要弱于山区，这与假设H3部分不符，分析其原因可能是：该部分山区农户在转入耕地后大多选择种植水果、药材等经济作物，获得的总收益要远远高于平原种植的低收益粮食作物。值得注意的是，山

区耕地转入在 75%分位点上的估计系数分别是 50%分位点、25%分位点的 2.867 倍和 3.587 倍，而平原仅是 1.732 倍和 2.437 倍，说明山区耕地转入中的农户收入差距更大，假说 H5 初步得证。

3.2.2 耕地转出对农户收入差距影响的地形差异

表 5 报告了平原和山区地形下耕地转出的无条件分位数回归结果。结果显示，除平原耕地转出的估计系数在 50%分位点上通过了 5%水平上的显著性检验外，其余耕地转出的估计系数均未通过显著性检验。这说明在考虑地形差异后，耕地转出仅对平原中等收入农户存在显著的增收效应，耕地转出扩大了平原低收入农户与中等收入农户间的收入差距，但缩小了中等收入农户与高收入农户间的收入差距，而山区耕地转出并未造成农户间收入差距的扩大，说明相对于平原来说，山区耕地转出对农户收入差距的影响并不显著。假设 H4、H6 初步得证。

表 5 地形差异下耕地转出的无条件分位数回归估计结果

变量	家庭人均年收入(平原)			家庭人均年收入(山区)		
	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75
耕地转出	1240.142	2426.319**	2252.659	480.094	591.561	1377.963
耕地面积	5.672	7.327	3.595	17.367	57.953***	52.836*
家庭人数	-1072.752***	-1969.54***	-3879.756***	-172.916	-168.15	-1565.925***
家庭劳动力占比	8.215	52.236***	61.57**	4.025	1.751	21.065
是否为兼业农户	7721.86***	8419.476***	7562.22***	6562.501***	9592.826***	12552.11***
家庭人均固定资产	0.038*	0.078**	0.184**	0.054***	0.116***	0.237***
户主性别	-95.844	-671.697	3110.325	398.156	-343.069	157.523
户主年龄	17.051	23.391	7.107	-19.267	60.44	6.851
户主受教育年限	44.436	200.351	350.563	295.107***	396.343***	670.752***
户主身份	-1869.78	-1423.401	1130.091	-91.768	-2639.568**	-2052.461
常数项	4747.448	9658.244*	21552.78***	738.271	-704.419	9545.817
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R ²	0.133	0.157	0.162	0.172	0.197	0.203
样本量/个	841	841	841	732	732	732

3.3 耕地流转对农户收入差距影响的 RIF 回归分解

为深入分析耕地流转对农户收入差距的影响机制，本文进一步引入 RIF 回归分解法，通过构建反事实框架，测度 25%、50%和 75%三个分位点上参与和未参与耕地流转农户的家庭人均年收入的总差异，并将总差异进一步分解为特征效应和系数效应，实现耕地流转对农户收入差距影响机制的识别。

表 6 显示了耕地转入和转出中农户收入差距的 RIF 回归分解结果，结果显示，无论是耕地转入还是转出，各分位点上总差异的估计系数均显著为负，同时总差异的估计系数绝对值随分位点的提高而增大，说明在考虑样本自选择误差后，低收入、中等收入和高收入群体中参与耕地流转农户的家庭人均年收入仍显著高于未参与农户，且耕地流转对高收入农户的增收效应高于低收入农户，假设 H1、H2 再次得证。除此之外，耕地转入在各分位点上的总差异系数绝对值均大于耕地转出，且 75%分位点与 50%、25%分位点

表6 耕地流转的RIF回归分解结果

Table 6 RIF regression decomposition results of cultivated land transfer

项目	耕地转入			耕地转出		
	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75
总分解						
总差异	-2545.474***	-4291.637***	-9254.561***	-1415.447**	-2944.403***	-3466.936**
特征效应	-205.93	-233.253	-653.843	-306.552	-554.879*	-865.99
贡献/%	8.077	5.435	7.065	21.657	18.845	39.359
系数效应	-2339.544***	-4058.384***	-8600.718***	-1108.895*	-2389.524***	-2600.946**
贡献/%	91.923	94.565	92.935	78.343	81.155	60.641
特征效应						
耕地面积	-93.677	-260.655*	-373.642	3.444	9.584	13.738
家庭人数	81.276	164.447*	455.601*	-48.57	-98.272	-272.263
家庭劳动力占比	-14.432	-68.304	-139.523	17.742	83.969	171.522
是否为兼业农户	24.003	32.966	38.192	-163.797	-224.968	-260.627
家庭人均固定资产	-56.598	-118.844	-271.888	-45.465	-95.465	-218.404
户主性别	-10.36	29.728	-47.615	0.27	-0.775	1.242
户主年龄	-31.436	145.345	-14.221	18.587	-85.936	8.408
户主受教育年限	-102.539*	-155.886*	-301.814*	-102.833*	-156.333*	-302.681**
户主身份	-2.167	-2.051	1.067	14.069	13.319	-6.925
系数效应						
耕地面积	204.056	140.985	-2020.906	-14.193	-139.905	-91.162
家庭人数	2886.914	4673.959	6123.957	560.892	641.029	1105.304
家庭劳动力占比	617.929	728.049	7283.418	-551.321	-3178.033*	-2363.276
是否为兼业农户	-205.934	305.292	-413.395	-908.692	80.291	1891.188
家庭人均固定资产	-1250.737	-2517.97***	-5359.507***	-685.014*	-1958.837***	-2208.427***
户主性别	-249.376	7951.862	5631.627	371.141	-390.137	6105.542
户主年龄	-899.614	-369.454	521.277	-2940.474	1578.981	1591.95
户主受教育年限	-83.169	-5743.016**	-12580.21**	2143.789	2404.135	3961.372
户主身份	312.487	279.206	143.208	443.765	568.632	128.847
常数项	-3672.1	-9507.299	-7930.188	471.211	-1995.681	-12722.28

上的系数差绝对值均大于耕地转出，再次证实了耕地转入的增收效应高于耕地转出，同时耕地转入更能加剧农户间收入差距。

进一步对总分解结果进行分析，在耕地转入情景下，系数效应对总差异的贡献度均位于90%以上，最高达94.565%；在耕地转出情景下，系数效应对总差异的贡献度最低为60.641%，最高达81.155%，表示系数效应即耕地流转群体特征回报率差异是造成耕地流转中的农户收入差距扩大的主因。从系数效应的解释变量来看，在耕地转入方面，家庭人均固定资产、户主受教育程度估计系数在50%和75%分位点上显著为负，且后者绝对值大于前者，说明家庭人均固定资产和户主受教育程度是造成耕地转入中农户收入差距的主要因素，提高中等收入农户群体家庭人均固定资产以及农户受教育程度有助于缩小其与高收入农户群体形成的收入差距；在耕地转出方面，家庭人均固定资产对各分位点上的系数效应均具有显著负向影响，且系数绝对值随着分位点升高而增加，说明家庭

人均固定资产同样也是造成耕地转出中农户收入差距的主要因素，提高低收入农户群体家庭人均固定资产是缩小其与其他收入水平农户群体收入差距的有效途径。

3.4 地形差异下耕地流转对农户收入差距影响的RIF回归分解

3.4.1 地形差异下耕地转入对农户收入差距影响的RIF回归分解

表7报告了平原和山区耕地转入中农户收入差距的RIF回归分解结果。结果显示，平原和山区耕地转入总差异估计系数在25%~75%分位点上均显著为负，且随着分位点上升绝对值逐渐增大，说明在消除样本自选择误差后，耕地转入仍能加剧各收入水平农户间的收入差距。同时，山区耕地转入总差异在75%分位点的估计系数绝对值要大于平原，且75%分位点与50%、25%分位点上的总差异估计系数差绝对值均高于平原，这与表4得到的结论基本一致，进一步证明了结论的稳健性。

从总分解结果上看，平原的系数效应对总差异的贡献度均在90%以上，最高为

表7 地形差异下耕地转入的RIF回归分解结果
Table 7 RIF regression decomposition results of renting-in cultivated land under terrain difference

项目	平原			山区		
	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75
总分解						
总差异	-3059.715***	-5105.423***	-8718.695**	-2355.801**	-4365.223***	-10395.638***
特征效应	-200.904	-323.311	-782.875	-430.925	-847.378	-854.606
贡献/%	6.566	6.333	8.979	18.292	19.412	8.221
系数效应	-2858.811***	-4782.112***	-7935.819**	-430.925	-3517.845**	-9541.032***
贡献/%	93.434	93.667	91.021	81.703	80.588	91.779
特征效应						
耕地面积	-105.329	-127.326	-105.329	-91.953	-418.714*	-445.702
家庭人数	-103.628	-174.375	-103.628	40.219	57.86	736.451**
家庭劳动力占比	-21.359	-130.3	-21.359	4.032	-4.835	-24.386
是否为兼业农户	32.941	34.132	32.941	77.664	123.549	171.688
家庭人均固定资产	32.221	60.838	32.221	-215.03	-422.123	-916.69*
户主性别	6.678	30.571	6.678	-5.087	13.711	45.292
户主年龄	-55.842	68.735	-55.842	-45.228	83.098	-8.474
户主受教育年限	-5.766	-67.994	-5.766	-186.087	-228.429	-366.877
户主身份	19.18	-17.593	19.18	-9.455	-51.496	-45.907
系数效应						
耕地面积	239.349	-171.152	-3419.013	767.748	544.686	-2894.797
家庭人数	669.074	1651.421	5369.011	4005.53	6405.284	8912.044
家庭劳动力占比	4827.246	1817.005	16990.49	612.069	2271.859	3215.625
是否为兼业农户	-646.988	100.433	-155.63	-356.421	741.01	-2000.016
家庭人均固定资产	-2518.307***	-4242.751***	-6690.721***	181.96	-331.075	-4038
户主性别	-5460.663	4880.665	1771.123	4656.344	12021.14	8894.769
户主年龄	-1.3039.6**	-7456.297	14866.09	10657.44*	8779.966	-16966.16
户主受教育年限	2161.039	-3114.666	-4348.189	33.499	-4702.506	-20781.12***
户主身份	116.6	212.139	-315.876	76.882	292.565	396.402
常数项	10793.44	1541.092	-32003.1	-22559.92**	-29540.77*	15720.23

93.667%；山区的系数效应对总差异的贡献度最低为80.588%，最高为91.779%，说明系数效应仍是造成平原和山区耕地转入中农户收入差距扩大的主要诱因。进一步分析系数效应的解释变量，对于平原来说，家庭人均固定资产在各分位点上均显著为负，且分位点越高，系数绝对值越大，说明家庭人均固定资产是造成平原耕地转入中农户收入差距扩大的主因，提高低收入农户群体家庭人均固定资产可以有效削减其与其他收入水平农户的收入差距；户主年龄仅在25%分位点上显著为负，说明低收入农户群体中户主年龄越大，其转入耕地时与中高收入农户群体间的收入差距越小；对于山区来说，户主年龄是25%分位点上系数效应的主要决定因素，户主受教育程度则是75%分位点上系数效应的主要决定因素。

3.4.2 地形差异下耕地转出对农户收入差距影响的RIF回归分解

表8报告了平原和山区耕地转出中农户收入差距的RIF回归分解结果。结果显示，平

表8 地形差异下耕地转出的RIF回归分解结果
Table 8 RIF regression decomposition results of renting-out cultivated land under terrain difference

项目	平原			山区		
	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75
总分解						
总差异	-1332.933	-2855.256**	-3161.584	-1263.333	-1986.126	-2817.5
特征效应	-211.086	-761.916	-1388.962*	-975.023**	-1687.230**	-1884.448*
贡献/%	15.836	26.685	43.932	77.179	84.951	66.884
系数效应	-1121.847	-2093.341*	-1772.622	-288.31	-298.896	-933.052
贡献/%	84.164	73.315	56.068	22.821	15.049	33.116
特征效应						
耕地面积	52.562	63.538	33.69	-8.814	-40.135	-42.722
家庭人数	-589.138***	-991.348***	-1617.117***	33.185	47.741	607.646*
家庭劳动力占比	23.313	142.219	303.84	-8.761	10.505	52.987
是否为兼业农户	139.564	144.612	119.188	-635.148*	-1010.395**	-1404.081*
家庭人均固定资产	17.412	32.876	80.957	-86.606	-170.015	-369.208
户主性别	3.338	15.282	-90.737	9.504	-25.614	-84.61
户主年龄	63.213	-77.808	34.81	38.931	-71.529	7.295
户主受教育年限	-1.506	-17.765	-16.034	-308.241**	-378.377*	-607.707**
户主身份	80.155	-73.522	-237.559	-9.072	-49.411	-44.048
系数效应						
耕地面积	164.337	190.234	-445.916	-699.553	-411.647	-1193.91
家庭人数	-1839.897	169.97	-2552.709	368.727	-3420.587	-5367.138
家庭劳动力占比	-1599.608	-3905.899*	-128.387	-471.739	52.972	-2593.948
是否为兼业农户	-1882.436**	-1314.695	-905.876	-108.459	2829.767	4936.606*
家庭人均固定资产	-862.383	-2680.286***	-3844.568***	-205.179	-400.377	2.414
户主性别	2699.086	-1025.533	9642.26	317.842	1130.13	2654.964
户主年龄	-8116.062*	2898.616	-9408.28	1382.246	-7128.645	10854.32
户主受教育年限	344.558	695.87	-2677.898	4204.933*	1999.638	11081.22**
户主身份	441.713	857.671	1364.12	455.584	-317.108	-840.882
常数项	9528.844	2020.712	7184.632	-5532.712	5366.961	-20466.69

原总差异的估计系数仅在50%分位点上显著为负,说明耕地转出仅对平原中等收入农户存在显著增收效应,且耕地转出在山区对农户收入差距的影响并不显著,假说H4、H6再次得证。从总分解结果上看,平原系数效应在50%分位点上为总差异贡献了73.315%。从系数效应的解释变量来看,平原家庭人均固定资产是影响耕地转出50%、75%分位点上系数效应的主要影响因素,说明提高中等收入农户群体家庭人均固定资产有助于缩小平原中高收入农户群体间的收入差距,但可能会使中低收入农户群体间的收入差距进一步扩大。此外,家庭劳动力占比也是50%分位点上平原耕地转出系数效应的主要影响因素。

4 结论与讨论

本文基于1879份黄河流域中上游农户调研问卷数据,首先借助无条件分位数回归模型分析了耕地流转对农户收入差距的影响;其次将地形分为平原和山区,进一步分析了耕地流转对农户收入差距影响的地形差异;最后引入RIF回归分解法,探究了耕地流转对农户收入差距扩大的影响机制。研究结果显示:

(1) 总体来看,耕地转入、转出对各收入水平农户均有显著增收效应,且耕地转入、转出对高收入水平农户群体的增收效应大于低收入水平农户群体,从而导致农户收入差距扩大,但耕地转出对农户的增收效应以及对农户收入差距扩大的影响要弱于耕地转入。RIF回归分解结果表明,系数效应是造成耕地流转中农户收入差距扩大的主因,其贡献度在耕地转入中达90%以上,在耕地转出中达60%以上,其中家庭人均固定资产和户主受教育年限是耕地转入中系数效应的主要影响因素。此外,家庭人均固定资产也是耕地转出中系数效应的主要影响因素。

(2) 对于耕地转入而言,平原耕地转入对高收入农户群体的增收效应小于山区,且耕地转入在平原和山区对高收入农户群体增收效应大于低收入农户群体,从而导致农户收入差距扩大,但该现象在山区更加明显。RIF回归分解结果表明,系数效应是造成平原和山区耕地转入中农户收入差距扩大的主因,在平原的贡献度达90%以上,在山区的贡献度达80%以上。其中家庭人均固定资产、户主年龄是平原耕地转入中系数效应的主要影响因素,而户主年龄和户主受教育年限则是山区耕地转入中系数效应的主要影响因素。

(3) 对于耕地转出而言,耕地转出对平原各收入水平农户的增收效应均大于山区,与耕地转入不同的是,耕地转出仅对平原中等收入农户群体具有显著增收效应,从而导致平原中低收入农户群体间的收入差距扩大。RIF回归分解结果表明,系数效应是造成平原耕地转出中中低收入农户收入差距扩大的主因,贡献率在70%以上,其中家庭人均固定资产和家庭劳动力占比则是平原耕地转出系数效应的主要影响因素。

需要说明的是,虽然本研究发现耕地流转会扩大农户间收入差距,但并不意味着对耕地流转政策的否定,因为全样本无条件分位数回归和RIF回归分解法结果显示,耕地流转对各收入水平的农户均存在显著的增收效应,实现了农户的普遍增收。因此,推进耕地流转仍是当前促进农户增收、改善农户福利的有效途径。但在此过程中仍需要对相关政策制度进一步完善,以充分发挥耕地流转对农户收入的带动作用,同时避免农户收

入差距的进一步扩大,具体而言:第一,中国当前鼓励倡导的耕地流转政策对农户的增收效应仍主要体现在耕地转入方面,而耕地转出的增收效应仍未得到充分发挥,因此后续仍需加强和完善对耕地转出后农村剩余劳动力的转移激励保障政策,如通过扶持农村特色产业的发展,给农户创造更多就近就业的机会,充分发挥耕地转出对农村剩余劳动力的释放效应。第二,要针对不同收入水平农户实施差异化的耕地流转支撑政策,重点关注低收入农户群体。对于转入耕地的“小农户”,可以通过增加农机购置补贴、鼓励农户购置生产性资产,并广泛组织开展农业技术培训,从而增强其农业生产过程中的现代化、机械化水平,提高其农业生产效率。同时还应为他们提供相应的信贷支持,突破其转入耕地过程中的资金约束,实现家庭的最优经营规模;对于转出耕地的“小农户”,可以通过提高耕地租金、引导鼓励多样化创业等方式,丰富其收入来源,同时通过开展多种专业技能和职业技能培训,提高他们的非农就业能力。第三,在平原和山区两种不同的地区需要因地制宜采取合适的耕地流转支持政策。在以种粮为目的且不易改变种植结构的平原应进一步提高种粮补贴,完善最低粮食收购价策略,避免“谷贱伤农”现象的发生;而在信息闭塞、交通不便的山区,应注意创新和完善各类流转服务平台和中介服务组织体系,降低农户流转耕地的交易成本。同时还应重视转出耕地农户的劳动力转移就业问题,通过完善农村交通和信息化基础设施建设,拓宽农户就业渠道,充分发挥耕地转出对农民收入增长的带动作用。

值得注意的是,农户家庭人均年收入中包含了农业收入与非农收入,研究耕地流转对农户农业收入和非农收入差距的影响及其作用机制,有助于加深对耕地流转与农户收入差距之间关系的认识,在未来应进一步加强农户收入结构视角下耕地流转对农户收入差距影响机制的相关研究。

参考文献(References):

- [1] 罗必良. 构建“三农”研究的经济学话语体系. 中国农村经济, 2020, (7): 2-23. [LUO B L. Constructing the discourse system of the research on agriculture, rural areas and farmers in economics. Chinese Rural Economy, 2020, (7): 2-23.]
- [2] 杜志雄, 郜亮亮. “坚持农业农村优先发展”的重要意义及实现路径. 中国发展观察, 2019, (z1): 14-17. [DU Z X, GAO L L. The significance and realization path of "adhering to the priority development of agriculture and rural areas". China Development Observation, 2019, (z1): 14-17.]
- [3] 张红宇, 陈良彪, 胡振通. 构建农业农村优先发展体制机制和政策体系. 中国农村经济, 2019, (12): 16-28. [ZHANG H Y, CHEN L B, HU Z T. Establishing an institutional framework and policy system by giving priority to the development of agriculture and rural areas. Chinese Rural Economy, 2019, (12): 16-28.]
- [4] 王文成, 周津宇. 农村不同收入群体借贷的收入效应分析: 基于农村东北地区的农户调查数据. 中国农村经济, 2012, (5): 77-84. [WANG W C, ZHOU J Y. Analysis on the income effect of borrowing and lending of different income groups in rural areas: Based on the survey data of farmers in Northeast China. Chinese Rural Economy, 2012, (5): 77-84.]
- [5] 张红宇. 中国农地调整与使用权流转: 几点评论. 管理世界, 2002, (5): 76-87. [ZHANG H Y. Farmland adjustment and transfer of use right in China: Some comments. Management World, 2002, (5): 76-87.]
- [6] GAO J, SONG G, SUN X. Does labor migration affect rural land transfer? Evidence from China. Land Use Policy, 2020, 99: 105096. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2020.105096>.
- [7] 洪名勇, 何玉凤, 宋恒飞. 中国农地流转与农民收入的时空耦合关系及空间效应. 自然资源学报, 2021, 36(12): 3084-3098. [HONG M Y, HE Y F, SONG H F. Spatio-temporal coupling relationship and spatial effect between rural land transfers and farmers' income in China. Journal of Natural Resources, 2021, 36(12): 3084-3098.]
- [8] 崔会. 农村土地承包经营权流转对农民实际收入的影响分析. 特区经济, 2013, (6): 93-95. [CUI H. Analysis on the im-

- fact of the transfer of farmland contractual management right on farmers' actual income. *Special Zone Economy*, 2013, (6): 93-95.]
- [9] 彭代彦, 吴扬杰. 农地集中与农民增收关系的实证检验. *中国农村经济*, 2009, (4): 17-22. [PENG D Y, WU Y J. An empirical test of the relationship between farmland concentration and farmers' income increase. *Chinese Rural Economy*, 2009, (4): 17-22.]
- [10] JIN S, JAYNE T S. Land rental markets in Kenya: Implications for efficiency, equity, household income, and poverty. *Land Economics*, 2013, 89(2): 246-271.
- [11] 卢新海, 王洪政, 唐一峰, 等. 农地流转对农村减贫的空间溢出效应与门槛特征: 省级层面的实证. *中国土地科学*, 2021, 35(6): 56-64. [LU X H, WANG H Z, TANG Y F, et al. Spatial spillover and threshold effects of farmland transfer in poverty reduction: An empirical study at the provincial level. *China Land Science*, 2021, 35(6): 56-64.]
- [12] 冒佩华, 徐骥. 农地制度、土地经营权流转与农民收入增长. *管理世界*, 2015, (5): 63-74, 88. [MAO P H, XU J. Farmland system, land management right transfer and farmers' income growth. *Management World*, 2015, (5): 63-74, 88.]
- [13] ZHENG B, GU Y, ZHU H. Land tenure arrangements and rural-to-urban migration: evidence from implementation of China's rural land contracting law. *Journal of Chinese Governance*, 2019, 5: 1-23.
- [14] 李晓龙, 冉光和. 农村产业融合发展如何影响城乡收入差距: 基于农村经济增长与城镇化的双重视角. *农业技术经济*, 2019, (8): 17-28. [LI X L, RAN G H. How does the rural industrial convergence development affect the urban-rural income gap: Based on the dual perspective of rural economic growth and urbanization. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2019, (8): 17-28.]
- [15] 万广华. 解释中国农村区域间的收入不平等: 一种基于回归方程的分解方法. *经济研究*, 2004, (8): 117-127. [WAN G H. Accounting for income inequality in Rural China: A regression based approach. *Economic Research Journal*, 2004, (8): 117-127.]
- [16] 张兵, 刘丹, 郑斌. 农村金融发展缓解了农村居民内部收入差距吗: 基于中国省级数据的面板门槛回归模型分析. *中国农村观察*, 2013, (3): 19-29, 90-91. [ZHANG B, LIU D, ZHENG B. Has rural financial development eased rural residents' income gap: Analysis from the Threshold Regression Model based on the inter-province panel data in China. *China Rural Survey*, 2013, (3): 19-29, 90-91.]
- [17] 郭君平, 宁爱照, 曲颂. 参与式社区综合发展“益贫”还是“溢富”: 基于精准扶贫和收入分配效应视角. *农业经济问题*, 2017, 38(10): 52-62. [GUO J P, NING A Z, QU S. Is participatory comprehensive community development pro-poor or pro-rich? Based on the perspective of targeted poverty alleviation and income distribution effect. *Issues in Agricultural Economy*, 2017, 38(10): 52-62.]
- [18] 杨丹, 曾巧. 农户创业加剧了农户收入不平等吗: 基于RIF回归分解的视角. *农业技术经济*, 2021, (5): 18-34. [YANG D, ZENG Q. Does farmers entrepreneurship increase income inequality: Based on the perspective of RIF regression decomposition. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2021, (5): 18-34.]
- [19] 杨晶, 邓悦. 中国农村养老保险制度对农户收入不平等影响研究. *数量经济技术经济研究*, 2020, 37(10): 83-100. [YANG J, DENG Y. Research on the impact of China's rural pension insurance to household income inequality. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2020, 37(10): 83-100.]
- [20] 王亚辉, 李秀彬, 辛良杰. 农业劳动生产率的提高缩小了农村居民收入差距吗?. *自然资源学报*, 2018, 33(3): 372-385. [WANG Y H, LI X B, XIN L J. Does the improvement of agricultural labor productivity shrink rural residents' income gap?. *Journal of Natural Resources*, 2018, 33(3): 372-385.]
- [21] 万广华, 周章跃, 陆迁. 中国农村收入不平等: 运用农户数据的回归分解. *中国农村经济*, 2005, (5): 4-11. [WAN G H, ZHOU Z Y, LU Q. Rural income inequality in China: Regression decomposition using household data. *Chinese Rural Economy*, 2005, (5): 4-11.]
- [22] ZHANG Q F. Retreat from equality or advance towards efficiency? Land markets and inequality in Rural Zhejiang. *The China Quarterly*, 2008, 195: 535-557.
- [23] ZHANG L, FENG S, HEERINK N, et al. How do land rental markets affect household income? Evidence from rural Jiangsu, PR China. *Land Use Policy*, 2018, 74: 151-165.
- [24] 朱建军, 胡继连. 农地流转对我国农民收入分配的影响研究: 基于中国健康与养老追踪调查数据. *南京农业大学学*

- 报: 社会科学版, 2015, 15(3): 75-83, 124. [ZHU J J, HU J L. Analysis on the impact of farmland transfer on farmers' income distribution: Based on CHARLS data. Journal of Nanjing Agricultural University: Social Sciences Edition, 2015, 15(3): 75-83, 124.]
- [25] 史常亮. 土地流转与农户内部收入差距: 加剧还是缓解?. 经济与管理研究, 2020, 41(12): 79-92. [SHI C L. The impact of land transfer on rural household income gap: Exacerbation or alleviation?. Research on Economics and Management, 2020, 41(12): 79-92.]
- [26] 陈斌开, 马宁宁, 王丹利. 土地流转、农业生产率与农民收入. 世界经济, 2020, 43(10): 97-120. [CHEN B K, MA N N, WANG D L. Land circulation, agricultural productivity and rural household income. The Journal of World Economy, 2020, 43(10): 97-120.]
- [27] 韩茜, 钟甫宁. 劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响. 中国农村经济, 2011, (4): 18-25. [HAN H, ZHONG F N. The influence of "surplus land" direction after labor outflow on income distribution of local farmers. Chinese Rural Economy, 2011, (4): 18-25.]
- [28] 高欣, 张安录, 杨欣, 等. 湖南省5市农地流转对农户增收及收入分配的影响. 中国土地科学, 2016, 30(9): 48-56. [GAO X, ZHANG A L, YANG X, et al. Farmers' income and income distribution effect of farmland transfer: A case study on 5 cites in Hunan province. China Land Science, 2016, 30(9): 48-56.]
- [29] 郭君平, 曲颂, 夏英, 等. 农村土地流转的收入分配效应. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(5): 160-169. [GUO J P, QU S, XIA Y, et al. Research on income distributive effects of farmland circulation. China Population, Resources and Environment, 2018, 28(5): 160-169.]
- [30] 徐毅. 刘易斯二元经济增长理论的一个数理描述. 数量经济技术经济研究, 2007, (1): 118-123. [XU Y. A mathematical description of Lewis' Two-sector Economy Growth Theory. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2007, (1): 118-123.]
- [31] 陈飞, 翟伟娟. 农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究. 经济研究, 2015, 50(10): 163-177. [CHEN F, ZHAI W J. Land transfer incentive and welfare effect research from perspective of farmers' behavior. Economic Research Journal, 2015, 50(10): 163-177.]
- [32] 周京奎, 王文波, 龚明远, 等. 农地流转、职业分层与减贫效应. 经济研究, 2020, 55(6): 155-171. [ZHOU J K, WANG W B, GONG M Y, et al. Land transfers, occupational stratification and poverty reduction. Economic Research Journal, 2020, 55(6): 155-171.]
- [33] DEININGER K, JIN S. The potential of land rental markets in the process of economic development: Evidence from China. Journal of Development Economics, 2005, 78: 241-270.
- [34] 栾江, 张玉庆, 李登旺, 等. 土地经营权流转的农村居民收入分配效应研究: 基于分位数处理效应的异质性估计. 统计研究, 2021, 38(8): 96-110. [LUAN J, ZHANG Y Q, LI D W, et al. The effect of land management rights circulation on the farmers' income distribution: Estimation of heterogeneity based on the QTE. Statistical Research, 2021, 38(8): 96-110.]
- [35] 乐章. 农民土地流转意愿及解释: 基于十省份千户农民调查数据的实证分析. 农业经济问题, 2010, 31(2): 64-70, 111. [YUE Z. The willingness of farmers' land transaction and explanation: An empirical analysis based on survey data from 1032 farmers in ten provinces and cities. Issues in Agricultural Economy, 2010, 31(2): 64-70, 111.]
- [36] 彭开丽, 张安录. 土地利用变化中农户脆弱性研究: 一个理论分析框架及基于中国中部五省的调研实证. 自然资源学报, 2015, 30(11): 1798-1810. [PENG K L, ZHANG A L. Farmers' vulnerability in farmland conversion: Analytical framework and empirical research on five provinces in Central China. Journal of Natural Resources, 2015, 30(11): 1798-1810.]
- [37] 刘颖, 南志标. 农地流转对农地与劳动力资源利用效率的影响: 基于甘肃省农户调查数据的实证研究. 自然资源学报, 2019, 34(5): 957-974. [LIU Y, NAN Z B. Impact of farmland transfer on farmland and labor use efficiency: An empirical study of survey data from Gansu province, China. Journal of Natural Resources, 2019, 34(5): 957-974.]
- [38] 戚焦耳, 郭贵成, 陈永生. 农地流转对农业生产效率的影响研究: 基于DEA-Tobit模型的分析. 资源科学, 2015, 37(9): 1816-1824. [QI J E, GUO G C, CHEN Y S. The impact of farmland transfer on agricultural production efficiency based on the DEA-Tobit model. Resources Science, 2015, 37(9): 1816-1824.]
- [39] 孙鹏飞, 郑军, 赵凯, 等. 基于农户分化视角的农户对宅基地退出政策评价研究: 以安徽金寨县农户为例. 干旱区资源与环境, 2022, 36(3): 73-80. [SUN P F, ZHENG J, ZHAO K, et al. Effect of farmers' differentiation on evaluation of

- rural homestead withdrawal policy. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2022, 36(3): 73-80.]
- [40] 钟甫宁, 顾和军, 纪月清. 农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应: 江苏省农业税减免、粮食直补收入分配效应的实证研究. *管理世界*, 2008, (5): 65-70, 76. [ZHONG F N, GU H J, JI Y Q. role differentiation of farmers and income distribution effect of agricultural subsidy policy: An empirical study on income distribution effect of agricultural tax reduction and grain direct subsidy in Jiangsu province. *Management World*, 2008, (5): 65-70, 76.]
- [41] 邵亮亮. 中国农户在农地流转市场上能否如愿以偿: 流转市场的交易成本考察. *中国农村经济*, 2020, (3): 78-96. [GAO L L. Can Chinese farmers get what they desire? An empirical study on the transaction costs in China's farmland rental market. *Chinese Rural Economy*, 2020, (3): 78-96.]
- [42] 应瑞瑶, 郑旭媛. 资源禀赋、要素替代与农业生产经营方式转型: 以苏、浙粮食生产为例. *农业经济问题*, 2013, 34(12): 15-24, 110. [YING R Y, ZHENG X Y. Resources endowment, factor substitution and the transformation of agricultural production and operation: Example from food production in Jiangsu and Zhejiang. *Issues in Agricultural Economy*, 2013, 34(12): 15-24, 110.]
- [43] 仇童伟. 农地产权、要素配置与家庭农业收入. *华南农业大学学报: 社会科学版*, 2017, 16(4): 11-24. [QIU T W. Farmland property, factor deployment and family farming income. *Journal of South China Agricultural University: Social Science Edition*, 2017, 16(4): 11-24.]
- [44] 周晶, 陈玉萍, 阮冬燕. 地形条件对农业机械化发展区域不平衡的影响: 基于湖北省县级面板数据的实证分析. *中国农村经济*, 2013, (9): 63-77. [ZHOU J, CHEN Y P, RUAN D Y. Impact of topographic conditions on regional imbalance of agricultural mechanization development: An empirical analysis based on county-level panel data in Hubei province. *Chinese Rural Economy*, 2013, (9): 63-77.]
- [45] 付顺, 崔永亮. 影响农村土地承包经营权流转的非制度性因素分析. *农村经济*, 2010, (12): 35-37. [FU S, CUI Y L. Analysis of non institutional factors affecting the circulation of rural land contractual management right. *Rural Economy*, 2010, (12): 35-37.]
- [46] 文高辉, 刘蒙罢, 胡贤辉, 等. 耕地细碎化与农业全要素生产率的空间格局及空间相关性探析. *地域研究与开发*, 2020, 39(5): 169-174. [WEN G H, LIU M B, HU X H, et al. Spatial pattern and spatial correlation of cultivated land fragmentation and agricultural total factor productivity. *Areal Research and Development*, 2020, 39(5): 169-174.]
- [47] 陈美球, 肖鹤亮, 何维佳, 等. 耕地流转农户行为影响因素的实证分析: 基于江西省1396户农户耕地流转行为现状的调研. *自然资源学报*, 2008, 23(3): 369-374. [CHEN M Q, XIAO H L, HE W J, et al. An empirical study on factors affecting the households' behavior in cultivated land transfer. *Journal of Natural Resources*, 2008, 23(3): 369-374.]
- [48] 殷江滨, 李尚谦, 姜磊, 等. 中国连片特困地区非农就业增长的时空特征与驱动因素. *地理学报*, 2021, 76(6): 1471-1488. [YIN J B, LI S Q, JIANG L, et al. The spatio-temporal variations and driving factors of non-farm employment growth in contiguous destitute areas of China. *Acta Geographica Sinica*, 2021, 76(6): 1471-1488.]
- [49] 谢花林, 黄莹乾. 非农就业与土地流转对农户耕地撂荒行为的影响: 以闽赣湘山区为例. *自然资源学报*, 2022, 37(2): 408-423. [XIE H L, HUANG Y Q. Impact of non-agricultural employment and land transfer on farmland abandonment behaviors of farmer: A case study in Fujian-Jiangxi-Hunan Mountainous Areas. *Journal of Natural Resources*, 2022, 37(2): 408-423.]
- [50] KOENKER R, BASSETT G. Regression quantiles. *Econometrica*, 1978, 46(1): 33-50.
- [51] 陈强. 高级计量经济学及stata应用(第二版). 北京: 高等教育出版社, 2014. [CHEN Q. *Advanced Econometrics and stata Applications* (2nd Edition). Beijing: Higher Education Press, 2014.]
- [52] 程名望, 史清华, JIN Y H, 等. 农户收入差距及其根源: 模型与实证. *管理世界*, 2015, (7): 17-28. [CHENG M W, SHI Q H, JIN Y H, et al. Farmer income gap and its root: Model and demonstration. *Management World*, 2015, (7): 17-28.]
- [53] 朱平芳, 邱俊鹏. 无条件分位数处理效应方法及其应用. *数量经济技术经济研究*, 2017, 34(2): 139-155. [ZHU P F, DI J P. Unconditional quantile treatment effects and application in policy evaluation. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2017, 34(2): 139-155.]
- [54] FIRPO S, FORTIN N M, LEMIEUX T. Unconditional quantile regression. *Econometrica*, 2009, 77(3): 953-973.

**The impacts and its decomposition of cultivated land
transfer on rural households' income gap from
the perspective of terrain difference:
A case study of 1879 survey data of rural households in the
middle and upper reaches of the Yellow River Basin**

NIU Wen-hao^{1,2}, SHEN Shu-hong^{1,2}, LUO Lan³, CHAI Chao-qing^{1,2}, ZHANG Bang-bang^{1,2},
LI Yu-heng^{4,5}, ZHENG Wei-wei^{1,2}, KONG Xiang-bin⁶

(1. College of Economics & Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, Shaanxi, China;
2. Research Center for Applied Economics, Northwest A&F University, Yangling 712100, Shaanxi, China;
3. Business School, Nanjing University, Nanjing 210093, China; 4. Key Laboratory of Regional Sustainable
Development Modeling, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101,
China; 5. College of Resources and Environment, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049,
China; 6. College of Land Sciences and Technology, China Agricultural University, Beijing 100193, China)

Abstract: Based on 1879 survey data of rural households in the middle and upper reaches of the Yellow River Basin, this study analyzes the impact and mechanism of cultivated land transfer on rural households' income gap from the perspective of terrain difference using the UQR model and RIF regression decomposition method. The results show that: (1) The effect of cultivated land transfer on increasing the income of high-income rural households is greater than that of low-income rural households, resulting in the widening of rural households' income gap. The structure effect is the main reason for this gap expansion, the contribution of structure effect is more than 90% in renting-in and more than 60% in renting-out. (2) The effect of cultivated land renting-in on increasing the income of high-income rural households in the plain and mountainous areas is greater than that of low-income rural households, resulting in the widening of the income gap between rural households in the plain and mountainous areas, and this phenomenon is more significant in the mountainous areas. The structure effect is also the main reason for this gap expansion, as the contribution of structure effect is more than 90% in plain and more than 80% in mountainous areas. (3) The cultivated land renting-out only has a significant income increasing effect on the middle-income rural households in the plain, resulting in the widening of the income gap between the low-income rural households in the plain. The cultivated land renting-out only expands the income gap between low-income rural households in the plain, and the structure effect is also the main reason for this gap expansion, with the contribution of structure effect value of more than 70%. Therefore, differentiated cultivated land transfer support policies should be implemented for rural households at different income levels and different terrains, in order to promote the increasing income balance by cultivated land transfer on rural households' and cultivated land transfer income and narrow the gap between the rich and the poor in rural areas.

Keywords: cultivated land transfer; income gap; terrain difference; unconditional quantile regression; RIF regression decomposition