

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2013.04.003

农田灌溉方式变化对农户时间分配的影响^{*}

——对湖北省 600 个农户的调研分析

郑风田, 裴培, 丁冬, 普冀喆

(中国人民大学农业与农村发展学院, 北京 100872)

摘要:农村家庭承包责任制实行以及农村税费改革后,灌区农户集体使用大中型农田水利工程的灌溉方式大为减少,相反,农户更多地选择自组织建设小型水利设施的灌溉方式。在“大水利”被“小水利”替代的演变中,有必要研究农户灌溉方式的转变对其时间分配的影响。借鉴加里·贝克尔时间和家庭生产分析框架,根据时间分配理论,利用湖北省 600 个农户的样本数据,就灌溉方式对农户时间分配的影响进行实证研究,结果表明:农田水利灌溉方式的转变对农民时间分配有较大的影响;集体灌溉的农户比家庭灌溉的农户参与农外创收性劳动的概率更高,时间也 longer,从而可能比家庭灌溉的农户获得更高的收入;但灌溉方式的变化对农户休闲时间的影响不显著。

关键词:灌溉方式;时间分配;集体灌溉;家庭灌溉;灌溉偏好;灌溉时间;从事农外创收性活动时间;家庭内部生产时间;休闲时间

中图分类号:F069.9;F30 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2013)04-0021-10

一、引言

萧伯纳认为“经济是充分利用时间的艺术”,时间分配历来是重要的经济学研究领域。新消费理论认为,随着时间价值的不断提高,人们更偏好于

用节省时间的方式来满足稳定的需求,而满足的方式是通过能够对满足需要的工具的投资,即人们的偏好受到外部环境约束。关于生产者时间分配,国内外有着较为成熟的研究。Ilahi(2000)对巴基斯坦

* 收稿日期:2013-03-17;修回日期:2013-04-29

基金项目:国家社会科学基金重大项目(07&ZD048)

国家社会科学基金资助项目(07BJY085)

作者简介:郑风田(1965—),男,河南正阳人;教授,博士生导师,现任中国人民大学农业与农村发展学院副院长,主要从事农经理论与政策研究。

裴培(1985—),女,江苏苏州人;硕士研究生,在中国人民大学农业与农村发展学院学习,主要从事农村水利研究。

丁冬(1987—),男,山东栖霞人;博士研究生,在中国人民大学农业与农村发展学院学习,主要从事农村发展研究;TEL:15201132606, E-mail:dingdong0923@126.com。

普冀喆(1989—),女,云南昆明人;硕士研究生,在中国人民大学农业与农村发展学院学习,主要从事乡村治理研究。

①该研究将妇女的时间分成四块:日常取水花费的时间、家庭内生产时间、市场劳动参与时间、休闲时间,然后利用时间分配理论对妇女的时间分配进行了研究。

地区妇女的时间分配进行了研究,研究的核心问题是公共供水基础设施的数量和质量如何影响妇女时间分配^①;Gronau(1977)的研究采用时间三分法,将时间分为市场工作时间、家庭内部生产时间和休闲时间;刘秀梅等(2004)在研究内蒙古中部南部农业区农户非农时间供给行为时同样采用三分法,将其家庭时间分为消费时间(闲暇)、农业劳动时间和非农业劳动时间;齐心等(2003)对中国北方农民的生活时间配置的研究则采用的是四分法,即按照生产劳动时间、生理必需时间、家务劳动时间和闲暇时间来考察和研究农民的生活时间结构。

国内外关于时间分配影响因素的研究同样较多。例如: Bloch(1973)和 Gronau(1976)认为家庭规模及结构会影响农民的时间分配,家庭中孩子的数量与妻子的家庭生产时间正相关,与其市场劳动供给时间和休闲时间负相关,但孩子数量的增加将使丈夫的休闲时间减少; Kimhi(2001)也认为家庭结构对农民的劳动时间有影响,同时制度因素、文化背景或劳动力的差异都会影响劳动时间分配,但农田和资本规模并不影响农户的时间分配; Ilahi(2000)则认为基础设施的数量和质量会影响人们的时间分配;王琪延等(1999)对北京市居民的时间分配进行了研究;王雅林(2003)对上海、天津、哈尔滨城市居民时间分配进行了考察;刘秀梅等(2004)根据理性假说理论构建了一个用于解释农户家庭劳动时间配置决策基本原理框架;朱农(2005)分析了影响家庭非农决策的因素;弓秀云等(2009)采用 Heckman 两阶段模型,对影响家庭非农劳动供给的因素做了实证分析。

总体上看,在有关时间分配的研究中,很少有关于生产方式或技术不同对生产者时间分配的影响的研究,尤其缺乏对某一具体技术变化引起生产

者时间分配变化的实证研究。有鉴于此,本文将基于我国农业灌溉方式“大水利”被“小水利”替代的实践^①,通过对湖北省 600 个农户的实地调研,研究灌溉方式的不同对农户的时间分配会产生怎样的影响,具体地分析大的抽水灌溉设备和灌溉渠道等被农民自购的小型抽水灌溉设备取代后,农民用于灌溉的时间分配是否发生了变化?农民将更多时间用于灌溉是否对其从事农外创收性活动产生影响?以期能丰富有关研究,并为有关决策提供参考。

二、理论框架与研究假设

灌溉是农业发展、农村安定、农民安居的重要保障,但家庭联产承包责任制以及税费改革的施行对我国农田灌溉造成了很大的冲击。目前,我国基层财力、人力的缺乏大大限制了农村水利基础设施的新建和维护,进而导致了农村公共水利基础设施的供给困境。在公共水利基础设施供给失效的情况下,农户资源禀赋的差异和意愿的分散使得其灌溉需求难以统一,集体灌溉很难实现,越来越多的农户通过修建私人水利设施来满足自己的灌溉需求,家庭化的灌溉方式日益盛行。本文研究的目的在于分析并验证这种可能使农户灌溉变得更加困难和复杂的灌溉方式演变是否会影响农户的时间分配。为便于分析,本文采用时间四分法,即将农户时间分为灌溉时间、从事农外创收性活动时间^②、家庭内部生产时间和休闲时间。

为了能够定量地分析这种变化所带来的影响,本研究基于加里·贝克尔的时间和家庭生产分析框架,在时间分配理论的基础上对这一问题进行探讨。该理论的核心是假定家庭既是生产者又是消费者,这些家庭根据传统厂商理论的成本最小化原则通过产品与时间等投入要素的组合进行商品生产。

^① 对于“大水利”被“小水利”替代,学者们存在共识。自 20 世纪 80 年代农村家庭承包责任制实行后,特别是 2002 年农村税费改革后,灌区农户集体使用大中型农田水利工程的灌溉方式大为减少;相反,农户更多地选择自组织建设小型水利设施的灌溉方式。小型水利设施大量涌现,尤其是 2004 年水费收取制度调整后(罗兴佐,2005)。对于“小水利”挤占“大水利”的后果,学者们认为在个体化基础上的灌溉方式无法将大江大河的水引入农田,“不合作”所带来的农业风险并不亚于旱灾,小水利设施只能在风调雨顺的年份起到对农业用水略作调节的作用,无法真正抵抗旱灾(谭同学,2006);由于存在插花田,即使农户拥有潜水泵,也不能解决所有责任田的灌溉问题,农户灌溉合作难引发了农户用水难和泵站经营难的双重困境(赵晓峰,2009);不仅如此,农民自己对灌溉方式的家庭化发展并不满意,虽然这种家庭化的灌溉方式免去了合作灌溉中与其他农户协商、争水等的麻烦,但却既费时又费工(罗兴佐,2005)。

^② 本研究中所指的农外创收性劳动时间除包括农户的打工时间、从事商业活动时间外,还包括农户进行规模养殖等种植业以外的农业生产活动的时间。

农户灌溉用水方程为:

$$W_i = f(t_i^w, Iri_i)$$

其中, W_i 为农户的灌溉用水量, t_i^w 代表花费在灌溉活动上的时间, Iri_i 是水利基础设施状况, 在本研究中是以灌溉方式来反映的。

设第 i 户农户消费为 c_i , 休闲时间为 t_i^l , 农户的偏好为 α , 则第 i 户农户效用函数为:

$$U_i = U_i(c_i, t_i^l, \alpha_i)$$

农户既是生产者又是消费者, 根据其需要和时间分配偏好将其时间分配到不同的活动中去, 在效用最大化时, 函数表达式为:

$$\max U_i = U_i(c_i, t_i^l, \alpha_i)$$

并服从如下时间和预算约束:

$$t_i^w + t_i^m + t_i^l + t_i^h \leq T$$

$$x_i \leq w_i t_i^m + v_i$$

其中, t_i^m 表示从事农外创收性活动的时间, t_i^h 表示家庭内部生产时间, T 为农户的时间禀赋, x_i 表示农户总的消费支出(以货币形式表达), w_i 为市场工资率, v_i 为农户的其他收入(如非劳动所得等)。

由上可以得到农户的充分收入(Full-income):

$$x_i + w_i(t_i^w + t_i^l + t_i^h) = w_i T + v_i$$

进而, 可以获得时间和商品需求的最优解的函数表达式:

$$t_i^* = t_i^*(w, v, \alpha, Iri, \gamma)$$

$$x_i^* = x_i(w, v, \alpha, Iri, \gamma)$$

其中, γ 是生产的技术参数(或者生产力); $j = w, m, l, h$ 。

为便于计量经济学进行实证检验, 以时间分配理论为依据构建时间分配方程如下:

$$t_i^* = t_i^*(w, v, \alpha, Iri, \gamma) + \varepsilon$$

因所有时间因变量($t_i^w, t_i^m, t_i^l, t_i^h$)都服从总时间约束, 所以只需任选其中的三个因变量来进行估算即可。根据本研究主题的需要, 选择 t_i^w, t_i^m, t_i^l 。

根据劳动经济学理论, 影响人力资本的因素(年龄、性别、受教育程度等)会影响一个人对于市场活动的参与概率及参与时间, 进而影响到其时间配置情况; 当地的市场发育状况也有类似效应。同时, 农户耕地拥有数量、耕地的水源条件等会直接影响农户的灌溉时间; 而家庭收入、家庭财产则不仅会影响到农户对于农外创收性活动的选择行为, 还会因此影响农

户的休闲活动; 家庭中未成年子女的数量有可能会加重家庭内的家务劳动负担。同时, 随着农外就业机会的增加, 农户的时间价值在增加, 时间增值将影响农户的行为选择, 从而影响到其在不同活动上的时间分配。基于上述分析, 本文提出研究假设:

H: 农户采用的灌溉方式影响农户时间分配。

Ha: 农田水利灌溉方式的家庭化发展将会增加农户用于灌溉的时间。

Hb: 由于农户的时间分配服从时间禀赋, 农户灌溉时间上的变化将会引起农户其他生产或非生产性活动时间的变化。

三、样本选择与样本描述

1. 取样方法

本文样本来自 2011 年对湖北省 S 县 600 户农户的实地调查。调查时由样本镇的镇长协助, 按照各村的灌溉条件分为好、中、差三个级别(三个级别的村庄数量分别占比 30%、40%、30%), 同时结合每个调查乡镇的水系分布状况和所辖村庄的经济发展状况, 共抽取 20 个样本村庄。样本村基本涵盖了当地的主要灌溉水利状况, 具有广泛的代表性。然后, 在样本村庄内抽选农户, 每个样本村 30 个农户, 对农户的选择也由村干部协助, 将被调查农户按照灌溉条件分为好、中、差三个级别(三个级别的农户数目分别占比 30%、40%、30%), 然后从每一级中分别选择选择 9、12、9 个农户。

被调查农户平均年龄在 40~50 岁之间, 受教育程度平均为初中水平, 平均每户拥有 15 亩左右的耕地, 以水田为主(90%以上的耕地为水田), 家庭总收入中农业收入占相当大的比重。此外, 还对不同农户对不同灌溉方式的选择意愿进行了调查, 结果显示, 一半以上的农户更愿意采用集体统一灌溉方式, 占有效样本总量的 51%; 另外, 还有 11% 的农户对两种灌溉方式没有明显的偏好, 认为家庭灌溉和集体灌溉各有利弊。

2. 变量说明

本研究将农户的时间分成四部分: 灌溉活动上的时间、从事农外创收性活动时间、家庭内部生产时间、休闲时间。根据研究需要, 从中选取灌溉时间、从事农外创收性活动的时间、休闲时间作为本研究的被解释变量, 分别用 t_i^w, t_i^m, t_i^l 表示; 选择农户

的灌溉方式作为解释变量, 该变量是虚拟变量, 用 Iri_i 表示: 如果农户的农田灌溉以集体灌溉方式为主^①, 则 $Iri_i = 1$; 反之, 如果以家庭单独灌溉为主, 则 $Iri_i = 0$ 。同时, 引入其他可能对农户的时间分配造成影响的控制变量。控制变量的选择是在实地调

研的基础上, 充分考虑调查地点的实际情况, 并结合已有的经验研究确定的, 在不同的被解释变量对应的回归模型中, 控制变量的选择有所差异, 但有相当一部分重合。

表 1 被调查农户的基本情况描述

| 年 龄 | 35 岁以下 | 36~50 岁 | 50 岁以上 |
|----------|-----------|----------------------|-----------|
| 各年龄段占比/% | 22.75 | 65.00 | 12.25 |
| 性 别 | 男 | 女 | |
| 性别占比/% | 98.00 | 2.00 | |
| 受教育年限 | ≤6 年 | >6 年且 ≤9 年 | >9 年 |
| 各阶段占比/% | 14.00 | 71.50 | 14.50 |
| 耕地面积 | ≤5 亩 | >5 亩且 ≤20 亩 | >20 亩 |
| 各分层占比/% | 25.00 | 70.25 | 5.25 |
| 年总收入 | ≤15 000 元 | >15 000 元且 ≤50 000 元 | >50 000 元 |
| 各阶层占比/% | 45.75 | 38.00 | 16.25 |
| 灌溉偏好 | 认为集体灌溉好 | 认为家庭灌溉好 | 认为差不多 |
| 各类型占比/% | 51.00 | 38.00 | 11.00 |

在分析不同的灌溉方式对于农户灌溉时间的影响分析中, 被解释变量为灌溉时间 (t_i^w , 灌溉时间 = 每次灌溉花费的时间 × 年灌溉次数), 解释变量为农户采用的灌溉方式 (Iri_i), 此外, 本文还引入了年龄 (age)、性别 (sex)、受教育程度 (edu)、家庭总收入 ($income$)、家庭总财产 ($possession$)、水田面积 ($waterland$)、农地离灌溉水源地的距离 (dis)、村水源条件 ($vilg$)、与本村农户相比水源条件 ($wcond$)、与本小组内成员相比水源条件 ($wpcond$)、所在乡镇 ($town$) 等控制变量。农村家庭在农业生产方面的重要决策权主要在户主一方, 尤其是农田管理、灌溉方式的选择上, 通常户主是家庭的主要决策人, 因此, 这里农户层面的特质选择了户主的年龄、性别和受教育程度, 对户主的特征进行控制, 来消除农户层面的差异对于农田灌溉的影响; 同时, 本文选择了所在乡镇、村级水源条件、与本村农户相比

水源条件、与本组农户相比水源条件、农田离水源地的距离来控制农户灌溉条件的差异对农户灌溉时间的影响; 经济异质性的变量本文选择了农户的家庭总收入和总家庭财产; 土地方面, 考虑到旱地对于灌溉的要求不高, 且灌溉频次较低, 一般为 1 次/季, 而水田则需要耗费农户大量的时间进行灌溉等农田管理, 同时, 考虑到被调查地是南方水稻区, 农田以水田为主^②, 因此, 本文认为水田的数量对于农户的灌溉时间有较大影响, 故将其引入。

在分析不同的灌溉方式对于农户农外创收性劳动时间的影响中, 我们先对影响农户非农劳动供给决策的因素进行分析, 其中被解释变量为农户是否从事非农活动 (是为 1, 否为 0), 用 D_i 表示; 解释变量为灌溉方式 (Iri_i); 控制变量为年龄 (age)、性别 (sex)、受教育程度 (edu)、家庭劳动力数量 (lab)、家庭总收入 ($income$)^③、总家庭财产 ($possession$)、到市

① 农户灌溉大多数是集体灌溉与家庭灌溉相结合, 但这两种灌溉方式有主次之分。农户以何种灌溉方式为主, 本文依照农户主观判断进行界定。

② 调查数据显示, 有 85% 的家庭水田占耕地的比重在 80% 以上。

③ 作为家庭初始资产代理变量, 预期家庭人均纯收入高的家庭, 有较强能力从事回报率较高的非农业。

场的距离(*market*)^①等。众所周知, 非农部门的工资率对农户非农的就业决策有很大影响, 这里之所以没有将非农部门的工资率纳入解释变量, 主要是因为本文的研究是基于相似地域的同一时期内有着较高同质性的农户数据, 因此, 本文假定对他们而言同一时期内非农部门的工资率大致相同。进而, 在分析农田水利灌溉方式差异如何影响农户从事农外创收性活动的时间时, 被解释变量是农户从事农外创收性劳动的时间(t_i^m , 包括养殖业、自营工商业、外出打工时间), 解释变量为灌溉方式(Iri_i)。此外, 根据理论研究以及实地调研, 确定年龄(*age*)、性别(*sex*)、受教育程度(*edu*)、是否担任过村干部(*leader*)、是否是党员(*party*)、家庭总收入(*income*)、总家庭财产(*possession*)、家庭耕地面积(*land*)、到市场的距离(*market*)、家庭劳动力数量(*lab*)、家庭中未成年子女的数量(*chil*)等影响农户农外创收性劳动时间的重要因素为控制变量。其

中, 年龄、性别、受教育程度、是否担任过村干部、是否为党员作为农户层面的特征变量, 用以消除不同农户层面的差异对农外创收性劳动时间的影响; 家庭总收入、总家庭财产作为农户间经济异质性的代理变量; 农业劳动与农外劳动存在一定程度上的替代关系, 因此选择家庭耕地数量作为农户农业劳动机会的代理变量; 同时, 离市场的距离是衡量农外劳动机会的重要代理变量, 通常情况下认为, 市场距离的增加会减少劳动者的市场劳动参与率和参与时间, 因此, 将这一变量引入模型也是必要的。

研究不同灌溉方式如何影响农户休闲时间时, 被解释变量为农户休闲时间(t_i^l , 农忙、农闲时段休闲时间加总), 解释变量为灌溉方式(Iri_i), 控制变量为年龄(*age*)、性别(*sex*)、受教育程度(*edu*)、家庭收入(*income*)、家庭财产(*possession*)、家庭耕地面积(*land*)、市场距离(*market*)、家庭劳动力数量(*lab*)、未成年子女数量(*chil*)等。

表2 样本描述统计表

| 变量名 | 最小值 | 最大值 | 平均值 | 标准差 | 备注 |
|---------|---------|---------|--------|--------|---------------------------|
| 户主年龄 | 30 | 74 | 46.71 | 8.73 | |
| 户主性别 | 0 | 1 | 0.02 | 0.14 | 1女, 0男 |
| 户主受教育程度 | 1 | 5 | 3.01 | 0.67 | 1文盲, 2小学, 3初中, 4高中, 5高中以上 |
| 家庭耕地数量 | 1.98 | 54 | 14.25 | 7.47 | 单位: 亩 |
| 水田比例 | 0.37 | 1 | 0.90 | 0.15 | 单位: % |
| 灌溉方式 | 0 | 1 | 0.23 | 0.42 | 集体灌溉为主=1, 家庭灌溉为主=0 |
| 所属乡镇 | 1 | 3 | 1.85 | 0.81 | |
| 家庭劳动力数量 | 1 | 6 | 2.89 | 1.05 | 单位: 人 |
| 未成年子女数量 | 0 | 2 | 0.42 | 0.58 | 单位: 人 |
| 家庭耕地面积 | 1.98 | 54 | 14.25 | 7.47 | 单位: 亩 |
| 家庭水田面积 | 1.7 | 33 | 12.63 | 6.11 | 单位: 亩 |
| 面积最大水田 | 0.6 | 6 | 2.49 | 1.05 | 单位: 亩 |
| 家庭总收入 | 1 000 | 105 080 | 20 431 | 15 056 | 种植养殖、自营工商业收入, 回归时取对数 |
| 农业收入占比 | 0 | 100 | 65.7 | 0.29 | 单位: % |
| 总家庭财产 | -35 600 | 235 600 | 44 700 | 34 012 | 存款+耐用品价值-负债, 回归时取对数 |
| 距离市场的远近 | 0 | 14 | 4.19 | 3.58 | 家庭到最近集市的距离 |
| 村水源条件 | 0 | 1 | 0.41 | 0.49 | 1 河流下游, 0 非下游 |
| 农田离水源距离 | 0 | 10 000 | 652.59 | 1194 | 单位: 米 |
| 村内比水源条件 | 1 | 3 | 2.07 | 0.80 | 1 较好, 2 差不多, 3 较差 |
| 组内比水源条件 | 1 | 3 | 1.99 | 0.75 | 1 较好, 2 差不多, 3 较差 |

① 用来反映家庭的外部环境, 即农户从事农外创收性活动的外部选择机会, 使用离县城的距离作为其代理变量。弓秀云等(2009)的研究表明, 离县城远的家庭, 县域经济对其的辐射能力弱, 获取信息也不方便, 从事非农劳动供给的交易成本较高, 因此会减少非农劳动供给。

四、实证分析

本文基于调研数据, 实证分析农田水利灌溉方式转变对农户时间分配的影响, 主要包括两个问题: 采用不同灌溉方式的农户的灌溉时间有无显著差异? 灌溉方式转变对农户分配到其他活动(农收、休闲) 的时间有无影响?

1. 不同的灌溉方式对农户灌溉时间的影响分析

为考察不同灌溉方式对农户灌溉时间的影响, 构建多元线性回归模型如下:

$$t_i^w = f(Iri_i, age, sex, edu, town, vilg, dis, wcond, Ln(possesion), Ln(income), waterland) + \varepsilon_i$$

其中, t_i^w 表示灌溉时间, Iri_i 表示农户灌溉方式, i 代表农户, ε_i 表示随机误差项。引入的其他解释变量包括所属乡镇、村水源条件、户主年龄、户主性

别、户主受教育程度、农田离灌溉水源地的距离、与本村农户比水源条件、与本组农户比水源条件、家庭总收入、总家庭财产、水田面积、面积最大的水田亩数等。

本文首先对变量进行了皮尔森相关性检验, 结果显示与本村农户相比水源条件和与本小组农户相比水源条件、面积最大的水田亩数和水田面积间存在相关性; 家庭总收入与水田数量之间存在一定程度的正相关性, 这可能是因为当地农民的收入来源单一; 水田面积与农民总收入之间存在显著的相关性。在后继回归分析中, 笔者对变量重新进行了筛选, 仅保留家庭总财产作为农民经济异质性的代理变量, 将家庭总收入剔除。为了弱化极端值的离群趋势, 使数据分布曲线更加平滑, 对家庭总财产取对数, 回归结果见表 3 的模型 a 和模型 b 。

表 3 灌溉方式对农户灌溉时间的回归分析

| 解释变量 | 模型 a | 模型 b | 模型 c | 模型 d |
|---------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | 系数(t 值) | 系数(t 值) | 系数(t 值) | 系数(t 值) |
| 灌溉方式 | -228.14***(-3.21) | -235.71***(-3.42) | -1.108***(-10.72) | -1.111***(-11.10) |
| 所属乡镇 | -175.41***(-4.31) | -182.43***(-4.86) | -0.221***(-3.70) | -0.220***(-4.04) |
| 村水源条件 | 30.68(0.44) | — | -0.019(-0.18) | — |
| 户主年龄 | -0.74(-0.19) | — | -0.009*(-1.65) | — |
| 户主性别 | -108.61(-0.44) | -117.31(-0.49) | -0.269(-0.77) | -0.203(-0.58) |
| 受教育程度 | 35.03(0.71) | 40.17(0.88) | -0.022(-0.32) | 0.015(0.22) |
| 农田离水源距离 | 0.08*** (3.30) | 0.08*** (3.36) | 0.000(1.23) | 0.000(1.25) |
| 村内比水源条件 | 84.42** (2.21) | 87.07** (2.31) | 0.131** (2.34) | 0.141** (2.58) |
| Ln(财产) | -19.29(-0.59) | -18.40(0.57) | -0.070(-1.45) | -0.063(-1.36) |
| Ln(收入) | — | — | -0.040(-0.31) | — |
| 水田亩数 | 3.45(0.67) | 3.33(0.67) | 0.011(1.32) | 0.012*(1.74) |
| 常数项 | 398.94(1.13) | 367.81*(1.65) | 3.21*** (4.53) | 2.43*** (7.53) |
| 样本量 | 600 | 600 | 600 | 600 |
| F | 5.994 | 7.531 | 15.59 | 21.217 |
| 调整后 R^2 | 0.212 | 0.216 | 0.459 | 0.460 |
| Durbin-Watson | 1.962 | 1.962 | 2.124 | 2.151 |

注: ***, **, * 分别表示回归系数分别在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。

回归结果显示,模型具有统计学意义,在控制了影响农户灌溉时间的其他因素之后,灌溉方式对农户灌溉时间的影响依然非常显著,且其相关系数是所有解释变量中最高的,说明采用统一灌溉方式的农户比采用家庭单独灌溉的农户在农田灌溉方面平均可以节约 235.71 小时。此外,农田离灌溉水源地的距离、农户所在乡镇、与本村农户相比水源条件等反映农户灌溉条件的解释变量均表现出了较好的统计特性,均对农户的灌溉时间有着显著影响。

本文继续对被解释变量灌溉时间取对数,重新建模,回归结果见表 3 模型 c 和模型 d,模型的拟合优度和系数的显著性具有较大提高。对被解释变量灌溉时间取对数重新回归之后,发现解释变量水田数量获得了较好的统计特性,水田数量对农户灌溉时间的影响由不显著变为显著。这说明之前该变量的不显著可能是由于样本量较小,或者是数据抽样误差导致的。

2. 不同的灌溉方式对农户农外创收性劳动时间的影响分析

本文构建了影响农户从事农外创收性活动决策的模型和农户农外创收性劳动时间的影响因素模型。影响农户从事农外创收性活动决策的 Logit 模型表达式如下:

$$D_i = f(Ir_i, x_k) + \varepsilon_i$$

其中, D_i 为农户是否从事农外创收性活动, Ir_i 为农户灌溉方式, $x_k (k = 1, 2, \dots, n)$ 为控制变量: 性别、年龄、受教育程度、灌溉方式、距离最近集市的距离、未成年子女数量、耕地数量、家庭总收入、总家庭财产等。回归结果如表 4。

从表 4 可以获知: 耕地拥有量越多、年龄越大的农户参与农外创收性劳动的概率越低, 家庭总收入和总家庭财产较高的农户参与农外创收性劳动的概率较高; 采用集体统一灌溉方式的农户比采用家庭灌溉方式的农户更有可能从事农外创收性劳动。但变量的系数在统计上不显著, 原因可能是由于解释变量对被解释变量产生影响是一个小概率事件, 也有可能是由于样本量偏小或者数据误差造成的。该回归结果只能作为判断解释变量对农外创收性劳动参与概率的影响符号的参考, 很难说明各个因素对农外创收性劳动参与概率的具体影响大小。

表 4 影响农户农外创收性劳动参与概率的因素

| 解释变量 | 系数 | t 值 |
|-----------------|---------|----------|
| 灌溉方式 | 0.191 | 0.52 |
| Ln(2011 年家庭总收入) | 1.677 | 3.05*** |
| Ln(2011 年总家庭财产) | 0.140 | 0.78 |
| 距离最近集市的距离 | 0.025 | 0.55 |
| 未成年子女的数量 | 0.175 | 0.71 |
| 耕地数量 | -0.097 | -3.12*** |
| 受教育程度 | 0.478 | 1.97** |
| 年龄 | 0.104 | 2.81** |
| 性别 | -1.011 | -0.92 |
| 常数项 | -7.569 | -3.41*** |
| 有效样本量 | 600 | |
| 对数似然值 | -115.90 | |
| R ² | 0.21 | |

注: *** 表示在 1% 的统计水平上显著, ** 表示在 5% 的统计水平上显著。

接下来, 就灌溉方式对农户农外创收性劳动时间的影响进行分析。由于样本中有相当一部分观察值为 0, 如果采用普通最小二乘对农户农外创收性劳动时间的影响因素模型直接回归, 那么估计将是有偏的, 并且不满足一致性要求, 故采用 Tobit 模型如下:

$$t_i^w = \begin{cases} f(Ir_i, x_k) + \varepsilon_i, & \text{若 } f(Ir_i, x_k) + \varepsilon_i > 0 \\ 0 & \text{否则} \end{cases}$$

其中, t_i^w 表示从事创收性活动的时间, Ir_i 表示农户的灌溉方式, $x_k (k = 1, 2, \dots, n)$ 表示一组解释变量: 户主年龄、户主性别、户主的受教育程度、灌溉方式、耕地数量、农外创收性收入、家庭总收入、家庭总财产、家庭距离最近集市的距离、家庭中未成年子女的数量、户主的其他个人特征(包括是否为党员、是否曾经担任过村干部)等。

对变量进行皮尔森相关性检验, 发现农外创收性收入这一变量与家庭总收入、家庭总财产相关性过大。根据结果, 在后继回归分析中将农外创收性收入变量剔除, 仅将家庭总收入和总家庭财产作为衡量家庭经济状况的代理变量, 得到模型 a; 将变量是否担任过村干部和是否为党员从模型中剔除得到模型 b(见表 5)。

表5 灌溉方式对农户农外创收性劳动时间的Tobit回归结果

| 解释变量 | 模型 a | | 模型 b | |
|----------------|---------|----------|---------|----------|
| | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 |
| 灌溉方式 | 36.95 | 1.42 | 39.46 | 1.55 |
| 年龄 | -0.670 | -0.46 | — | — |
| 性别 | -137.75 | -1.3 | -121.75 | -1.19 |
| 受教育程度 | 31.14 | 1.7* | 36.05 | 2.13** |
| 耕地数量 | -8.76 | -5.05*** | -8.42 | -5.01*** |
| Ln(家庭总收入) | 132.36 | 3.58*** | 135.20 | 3.66*** |
| Ln(家庭总财产) | 18.30 | 1.28 | 19.39 | 1.36 |
| 距离最近集市距离 | 0.74 | 0.23 | 0.52 | 0.17 |
| 未成年子女数量 | 5.12 | 0.25 | 6.84 | 0.36 |
| 是否为党员 | 23.22 | 0.67 | — | — |
| 是否曾担任村干部 | 3.58 | 0.13 | — | — |
| 常数项 | -565.25 | -2.93*** | -629.64 | -3.92*** |
| 样本数 | 600 | | 600 | |
| 对数似然值 | -716.21 | | -716.62 | |
| LR chi2 | 42.95 | | 42.12 | |
| R ² | 0.291 | | 0.286 | |

注:***、**、*分别表示回归系数分别在1%、5%和10%的统计水平上显著。

结果显示,解释变量对被解释变量的影响符号与预期基本一致,灌溉方式对农户时间分配的影响不能被忽略。分析表明,灌溉方式的不同对农户农外创收性劳动的时间有较大影响,采用集体统一灌溉方式的农户在农外创收性劳动上投入的时间要远远多于采用家庭灌溉的农户;耕地数量与农户从事农外创收性劳动的时间呈负相关,家庭总收入与农外创收性劳动时间正相关;在模型 b 中,受教育程度对农户农外创收性劳动时间表现出显著的正向影响^①。

3. 不同的灌溉方式对农户休闲时间的影

响分析

为观察不同灌溉方式对农户的休闲时间的影响,构建 OLS 模型:

$$t_i^l = f(Iri_i, sex, edu, land, Ln(possession), Ln(income), market, chil, party, D_i) + \varepsilon_i$$

其中,被解释变量为农户休闲时间,解释变量是灌溉方式,控制变量为性别、受教育程度、家庭耕地数量、家庭总收入、总家庭财产、家庭距离最近集市的距离、家庭中未成年子女数量、户主其他个人特征(是否为党员等)、是否参与农外创收性劳动等。回归结果如表 6。

^① 本文的回归结果与现有研究结论保持一致,例如:Kimhi(2001)研究认为,离城镇的距离越远,非农就业就越少,教育水平对农业和非农业就业有正向影响,尤其是非农就业;Shahidur(1998)认为,离市场距离的增加会减少妇女对于市场工作的参与率,也因此会减少市场工作的时间。

表6 农户休闲时间的影响因素分析

| 解释变量 | 模型 a | | 模型 b | |
|----------------|--------|-----------|--------|-----------|
| | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 |
| 2011 年灌溉方式 | -3.04 | -0.439 | -1.83 | -0.267 |
| 镇编码 | -1.63 | -0.402 | — | — |
| 村水源条件 | -8.36 | -1.255 | -7.60 | -1.221 |
| 性别 | 19.78 | 0.857 | 22.94 | 1.002 |
| 受教育程度 | -3.29 | -0.724 | -2.76 | -0.624 |
| 2011 年是否参与农外劳动 | -18.85 | -2.963*** | -19.10 | -3.029*** |
| 未成年子女数量 | 2.97 | 0.585 | 2.33 | 0.463 |
| Ln 2011 年家庭总收入 | -18.22 | -2.128** | -17.98 | -2.115** |
| Ln 2011 年总家庭财产 | 1.57 | 0.500 | 1.81 | 0.576 |
| 村内农户相比水源条件 | 2.64 | 0.719 | 2.24 | 0.615 |
| 家庭耕地数量(亩) | 1.64 | 3.751*** | 1.73 | 3.986*** |
| 是否党员 | 10.79 | 1.354 | — | — |
| 常数项 | 141.52 | 3.925*** | 135.97 | 3.795*** |
| R ² | | 0.210 | | 0.202 |
| F | | 3.864 | | 4.445 |
| Durbin-Watson | | 1.963 | | 1.948 |

注:***、**、* 分别表示回归系数分别在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。

结果显示,除灌溉方式外,其他变量对被解释变量休闲时间的影响符号与预期大致相同;灌溉方式对农户休闲时间的影响与预期相反,即采用集体统一灌溉的农户反而比采用家庭单独灌溉的农户拥有更少的休闲时间,但结果不显著,这与预期并不一致;家庭耕地数量、当年是否参与农外创收性劳动、家庭总收入是影响农户休闲时间长短的重要变量;农外劳动对农户的休闲时间具有较高的替代效应;家庭耕地数量对农户休闲时间的增加有积极作用。

五、结论

农业是国家之命脉,灌溉是农业的咽喉。农村旧有税费制度及以工代赈等政策所支撑的农村水利体系随着农业税和“两工”取消已遭到破坏。与此同时,农户的灌溉行为开始不局限于集体灌溉,而向以家庭灌溉为主的多种灌溉方式并存转型。本文研究表明,农田水利灌溉方式的转变对农民时间分配有较大的影响。灌溉方式由集体统一灌溉向家庭灌溉的转变,不仅增加了农户在农田水利灌

溉上的时间支出,也减少了农户在农外创收性劳动上的时间投入。此外,在本文研究中,灌溉方式与农户的休闲时间二者之间则呈现非显著负相关关系,这值得今后进一步研究。

参考文献:

- 贺雪峰. 2006. 退出权、合作社与集体行动的逻辑[J]. 甘肃社会科学(1):23-28.
- 胡鞍钢. 2003. 城市化是今后中国经济发展的主要推动力[J]. 中国人口科学(6):78-84.
- 加里·贝克尔. 2008. 人类行为的经济分析[M]. 王业宇, 陈琪, 译. 上海: 上海三联书店, 上海人民出版社.
- 林万龙. 2000. 家庭联产承包制的实施与农村社区公共产品供给制度变迁[M]. 中国农业大学出版社.
- 罗兴佐. 2005. 税费改革后的农田水利困境——湖北省荆门市五村调查[J]. 调研世界(11):37-39.
- 马培衢, 刘伟章, 祁春节. 2006. 农户灌溉方式选择行为的实证分析[J]. 中国农村经济(12):45-54.
- 唐忠, 李众敏. 2005. 改革后农田水利建设投入主体缺失的经济学分析[J]. 农业经济问题(2):34-40.

- 王琪延,张卫红,龚江辉.1999.城市居民的生活时间分配[M].北京:经济科学出版社.
- 朱农.2005.中国劳动力流动与“三农”问题[M].武汉:武汉大学出版社.
- CRAIG L I, WALTER R B. 1974. Individual Income Redistribution and Publicly Provided Irrigation;the Columbia Basin Project [J]. American Journal of Agricultural Economics,56(4) :805-811.
- GARY S B. 1965. A Theory of the Allocation of Time[J]. The Economic Journal,75(9) :493-517.
- ILAH I N, GRIMARD F. 2000. Public Infrastructure and Private Costs;Water Supply and Time Allocation of Women in Rural Pakistan[J]. Economic Development and Cultural Change, 35(10) :45-75.
- KIMHI A, LEE M. 1996. Off-Farm Work Decisions of Farm Couples: Estimating Structural Simultaneous Equations with Ordered Categorical Dependent Variables [J]. American Journal of Agricultural Economics,78(3) :687-698.
- RIMJHIM M A. 2000. Possibilities and Limitations to Cooperation in Small Groups;The Case of Group-Owned Wells in Southern India[J].World Development,28(8) :1481-1497.
- SHAHIDUR R K. 1988. Determinants of Women's Time Allocation in Rural Bangladesh[J]. Economic Development and Cultural Change,37(1) :111-126.
- WILLIAM M A. 1991. Large Scale Irrigation in Northern Nigeria;Performance and Ideology [J]. Transactions of the Institute of British Geographers,16(3) :287-300.

The Influence of Farmland Irrigation Method Change on Farmer Households' Time Allocation

—Survey and Analysis Based on 600 Farmer Households in Hubei Province

ZHENG Feng-tian, PEI Pei, DING Dong, PU Ming-zhe

(School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: After the implementation of rural family contracted land system and rural tax-fee reform, the collective irrigation of peasant households in irrigated area to use big and medium-sized farmland water conservancy projects is dramatically reduced, on the contrary, the farmer households prefer to choose the irrigation method by self-organizing to construct small water conservancy facilities. In the process of the change from “big water conservancy” to “small water conservancy”, it is necessary to study the influence of peasant household irrigation method change on their time allocation. Based on Becker's time and household production analysis framework, according to time allocation theory, by using sample data of 600 farmer households in Hubei Province, empirical research is conducted on the impact of irrigation method on farmer household time allocation, and the results show that the change of farmland water conservancy irrigation method has big effect on farmers' time allocation, that the probability of non-agricultural money-making by the farmer households to use collective irrigation is higher than that of the farmer households to use family irrigation, the former uses longer time and may obtain higher income than the later, however, the change of irrigation method has insignificant impact on leisure time of the farmer households.

Key words: irrigation method; time allocation; collective irrigation; family irrigation; irrigation preference; irrigation time; time for making non-agricultural income; family's inner production time; leisure time

CLC number: F069.9; F30 **Document code:** A **Article ID:** 1674-8131(2013)04-0021-10

(编辑:夏冬;段文娟)