

DOI: 10.19361/j.er.2017.01.12

非农劳动供给:土地细碎化起作用吗?

——基于刘易斯拐点的视角*

卢 华 胡 浩*

摘要:“农民与土地”的关系仍是新形势下农村改革的主线。本文系统梳理了土地细碎化和非农劳动供给之间的可能作用机制,并利用全国农村固定观察点2005–2012年数据,采用面板GMM方法实证测度了两者之间的作用关系。研究发现:在农村人口结构变化背景下,全国土地细碎化情况有所缓解,土地细碎化降低了农业产出,农业生产存在规模报酬递减特征。土地细碎化不仅降低了农业劳动边际生产力,还阻碍了农户非农参与概率、减少了农户非农供给时间,这种影响对年轻劳动力更为明显。政府及相关部门应该为农户自发的整村租入或相邻地块整片租入的农地流转提供及时的政策或配套措施支持,进一步推进土地平整,优化农业经营体系,加强高标准农田建设,促进农业现代化和新型城镇化相辅相成,有效推进农村一二三产业融合。

关键词: 人口结构;土地细碎化;劳动边际生产力;非农劳动供给

一、问题的提出

自20世纪80年代以来,大量农村劳动力的非农转移促进了非农部门经济快速增长。随着人口结构发生变化,加之新《劳动合同法》实施和城市最低工资水平不断上涨的示范效应,我国平均工资水平快速上升^①,但由于农业劳动生产效率增长缓慢^②,农民收入水平并没有得到有效提高,城乡收入差距仍然较大,2014年我国基尼系数为0.469,高于0.4的警戒线。Cai和Wang(2008)认为工资的快速上涨预示着中国农业剩余劳动力已接近于被吸纳殆

*卢华,南京农业大学经济管理学院,邮政编码:210095,电子信箱:luhuanj@126.com;胡浩,南京农业大学经济管理学院,邮政编码:210095,电子信箱:huhao@njau.edu.cn。

本文得到国家社科基金重大项目“加快构建新型农业经营体系研究”(项目编号:14ZDA037),江苏省优势学科建设工程(PAPD),南京农业大学中国粮食安全保障研究中心、江苏省2015年普通高校研究生科研创新计划项目“土地细碎化对非农劳动供给的影响——基于劳动力供给视角”(项目编号:KYZZ15_0167)和清华大学中国农村研究博士论文奖学金项目“土地细碎化、非农劳动供给和农地经营权流转”(项目编号:201609)的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议和编辑老师的辛勤工作,当然文责自负。

①《中国统计年鉴(2015)》数据显示,从2003年开始,我国非农工资水平持续快速上涨,2014年平均工资水平是2003年的4.03倍。

②张红宇(2015)指出,我国的农业劳动生产效率是发达国家平均水平的2%,是美国的1%,是世界平均效率的64%。参见农业部经管司张红宇司长在中国国际经济交流中心第69期“经济每月谈”上的讲话,http://finance.ifeng.com/a/20150318/13562109_0.shtml。

尽和刘易斯拐点已经到来。从2008年开始,农民工数量增速开始逐年下降,2015年我国农村劳动力外出增长速度几乎为零(蔡昉,2016)。尽管劳动年龄人口数量和比重下降,16-59岁劳动人口连续四年出现绝对值下降^①,但目前我国农业劳动力规模依然庞大,与2003年的3.62亿相比,2014年下降到2.28亿,但比1978年的2.83亿仅减少19.4%。《中国流动人口发展报告2015》也指出,到2020年,我国流动迁移人口将逐步增长到2.91亿人,其中农业转移人口约2.2亿人。面对规模如此庞大的农业劳动力和快速上涨的实际工资水平,如何有效释放农村“剩余”劳动力是推进新型城镇化和农业供给侧改革的关键之一。

“农民和土地”关系仍是农村改革的基本方向之一^②。在农村人口结构变化、刘易斯拐点出现和城镇化发展背景下,土地细碎化对农业生产的种种影响也将使农村劳动力在农业和非农用途配置中发挥更大作用,农户非农就业和农业生产之间的相互联动关系将表现得更为明显。工业化发展初期,农业部门的劳动边际生产力普遍低于非农产业,农业的脆弱性及经营风险使得农村家庭必须考虑农业收入的波动性。农户作为理性主体,在自身资源禀赋和现有环境条件下更倾向于选择在报酬率高的部门就业,以此增加收入。多数研究分析了人力资本、社会资本、风险、补贴、金融支持对城镇发展的偏向等对农户非农劳动供给的影响(都阳,1999;Yao,1999;陈帅、葛大东,2014;乔金杰等,2014;孙久文、周玉龙,2015),但忽略了土地本身这一重要因素,不论是从传统的“恋土”情节还是土地的多功能性,绝大多数农民仍然表现出较强的土地依赖性。从家庭联产承包责任制实施以来,土地细碎化就一直存在,多数研究也将其认定为一个固定事实,缺乏足够的研究。

在我国人多地少的农业环境中,劳动力是仅次于土地的最重要要素投入,土地细碎化结构的变化必然也会影响农村劳动力的分配状况,研究两者关系也越来越具有重要的现实意义。大量文献探讨了土地细碎化对农业生产本身的影响,如浪费耕地和农机作业时间、增加成本、降低效率及风险等(Schultz,1953;许庆等,2008;Tan et al.,2010;Latruffe and Piet,2014;卢华、胡浩,2015)。然而,除了Jia和Petrick(2014)之外,鲜有文献直接分析土地细碎化对非农劳动供给的影响。Jia和Petrick(2014)强调土地细碎化通过降低劳动利用效率而作用于农户非农劳动供给,但基于农村固定观察点1995-2002年中国三省份数据的研究结果表明,土地细碎化对非农劳动供给的影响并不显著。可能是由于2003年以前,农村固定观察点数据并不包括家庭成员数据且数据较老。随着近年来劳动力市场和农业经营组织不断完善,固定观察点更加详细的家庭成员数据也被调查其中,土地细碎化对非农劳动供给的影响可能会更加凸显。陈会广和刘忠原(2013)将土地承包权益引入托达罗模型,理论推导出土地细碎化越严重,农村劳动力转移概率就越小,但经验分析结果却与理论预期相反。部分学者也认为,地块细碎化妨碍了机械使用,增加了农业劳动投入(Wang et al.,2007;Tan et al.,2008;Manjunatha et al.,2013),暗含结论是土地平整会释放更多的农村“剩余”劳动力到

^①2015年中国16-59岁劳动力规模由2012年的9.37亿降至9.11亿,劳动人口连续四年绝对值下降,人口红利正在逐年缩水。2012年底,中国16-59岁劳动年龄人口绝对数为93727万人,比上年末减少345万人。此外,15-64岁人口绝对数从2014年开始下降,这是长期以来首次出现劳动年龄人口绝对数量下降的情况,我国长期的劳动力供需格局正在发生变化。

^②引自2016年4月25日习近平总书记在安徽小岗村农村改革座谈会上的讲话,他指出“坚持稳定土地承包关系”是经济转型时期必须坚持的基本政策之一。

非农部门。在刘易斯拐点出现和农业产业结构调整背景下,如果该结论是正确的,那必定对我国正在平稳增加的农村劳动力外出务工带来更为严峻的挑战。但是,已有文献仍存在一个共同的缺陷,即并没有详细解释为什么土地平整会带来农业劳动力的释放,也未曾深入调查农业劳动力分配的实际机制,只给予了定性或侧面说明,缺乏较为系统的理论作用机制梳理;经验上也多采用某一年的截面数据,缺乏面板数据或最新数据的分析与支持。

已有研究在模型设定、变量选取等方面积累了大量成果,也给本文提供了重要参考和启示。在此基础上,本研究结合当前农户分化和农村改革的新情况,从理论层面系统梳理土地细碎化和农户非农劳动供给之间的可能作用机制,并予以实证检验,以期从农村剩余劳动力转移角度为相关政策制定提供一些新的启示。接下来论文结构安排如下:首先,从理论层面系统梳理土地细碎化对非农劳动供给的可能作用机制。其次,基于理论基础,构建本文的经济计量模型。再次,交代样本数据来源及相关数据的描述性统计。最后,分析和讨论模型检验结果、提出本文的结论和相关启示。

二、机制分析

经济学中的任何行为分析都存在系列的假设条件,本研究也不例外。为梳理土地细碎化对非农劳动供给的复杂影响,这里我们假定农户是价格的被动接受者,农户会根据农产品价格和农资价格进行最利于实现自身效用最大化的时间分配。因此,两者的作用机制可能如下:

机制 1:利润效用——正面影响

首先,各不相邻地块及地块与家之间所产生的额外交通时间、地块狭小、形状不规则或道路不顺畅、机械操作困难等都会降低农业的投入产出效率,导致成本上升和利润下降。其次,考虑到农产品价格波动和农产品“柠檬市场”的特征,家庭基于收入最大化和风险分散等,一定程度上会减少农业劳动供给而增加非农供给。最后,闲暇作为正常品,农户在农业利润下降时会减少闲暇消费,增加非农劳动供给,以平抑收入波动和提高家庭总收入。

机制 2:风险效用和时间需求效用——影响不确定

在农村社会保障不完善和农民收入增长较慢时,农户往往追求风险规避。首先,理性农户在每块地块上的决策应是已按照这块地最适合的生产方式来选择,一定区间内种植品种不会发生变化,但区间之外种植品种或许会发生变化,这种变化及所带来的劳动力灵活配置(农业劳动需求时间分布)在增加产出和提高农业劳动边际生产力的同时也降低了农户经营风险,表现为非农劳动供给减少。其次,品种变化也可能会导致农业生产成本上升,对农业利润造成负面影响,降低农业综合比较利益,促进劳动力非农供给增加。最后,尽管土地细碎化和种植多样化延长了总劳动时间,导致所需劳动力人数减少,为释放更多农业劳动力提供了机会,但由于当前农村剩余劳动力主要以女性为主,所受教育和非农工作经验相对较少,非农就业技能并不充足,非农就业活动具备的连续性和长期性特征,导致劳动时间很难在农业和非农用途之间自由配置,阻碍劳动力的非农供给增加。综合而言,这种因土地细碎化和种植多样化带来的风险效用和劳动时间需求效用对农户非农劳动供给的影响将不确定。

由图 1 可以看出,土地细碎化对非农劳动供给各个作用路径的影响不尽相同。农产品要素市场(劳动和保险等)的不断完善、农技推广和新型经营主体等生产组织形式的不断发展决定了各作用路径的强弱和大小,从而最终决定其对非农劳动供给的影响方向。

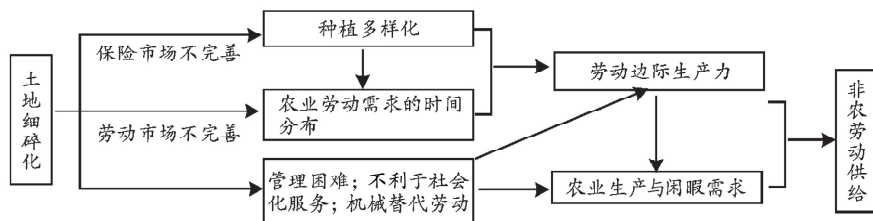


图1 土地细碎化对非农劳动供给的可能作用机制

三、理论基础和模型构建

(一) 理论基础

农户作为理性经济人,基于资源有限和制度约束,会自我选择最佳的资源配置来实现效用最大或成本最小,会在务农和非农之间做出理性判断以实现对应的目标和效用。本研究借鉴 Benjamin (1992) 的标准农户模型,通过引入土地平整参数 α 来研究土地细碎化对农业劳动边际生产力的影响,农户模型如下:

$$\max U = u(c, l, \xi) \quad (1)$$

(1)式中: c 为农户的所有消费品, l 反映农户的闲暇需求, ξ 代表家庭特征,农户会在消费和闲暇之间进行权衡以实现效用最大。

T 为总的劳动力禀赋情况,农户根据农业生产要素 A 的情况,分配家庭劳动力 L 从事农业生产,即 $Y = Y(L; A)$,并假定该生产函数服从凹函数一阶导 $Y_1 > 0$ 和二阶导 $Y_{11} < 0$ 。根据市场非农工资 w ,分配劳动 L^0 从事非农工作。为解释方便,本研究忽视劳动力雇佣情况。农户的预算约束条件如下:

$$c = Y(L; A) + wL^0 \quad (2)$$

$$T = l + L + L^0 \quad (3)$$

依据农户效用最大化时的选择为最优时间分配,构建以下拉格朗日函数:

$$y = u(c, l, \xi) + \lambda (Y(L; A) + wL^0 - c) + \mu (T - l - L - L^0) \quad (4)$$

对 c, l, L, L^0 分别求一阶偏导并简化,可以得出闲暇的机会成本为 $\partial c / \partial l = u / \lambda$ 。在市场非农工资 w 相对农户外生时,最优农业劳动供给取决于农业生产技术和外在非农工资 w ,因此,进一步可以推算出最优条件为 $\partial Y / \partial L = w$,农户空闲时间的选择依赖于家庭特征 ξ 。

现在,我们引入用来测量劳动使用效率的土地平整参数 $\alpha \in [0, 1]$ 。假如 α 趋近于 1,表示花在农业上的时间全部用在土地上;假如 α 趋近于 0,表示所花时间全部用于地块之间的来回交通或土地细碎化带来的非生产性活动,如繁琐的水管理和低效的机械使用等。因此,当存在土地细碎化情况时,将农业生产函数表示为 $Y = Y(\alpha L; A)$, αL 表示花在地块上的有效劳动时间,当 α 保持一定时,如果农户增加用于农业的时间,那么用于地块上的有效劳动时间也会成比例的增加。

根据 $\partial Y / \partial \alpha = (\partial Y / \partial (\alpha L)) \cdot L$ 和凹函数 $Y_1 > 0$ 的性质, $\partial Y / \partial \alpha > 0$,表示土地细碎化与农业总产出之间存在明显负相关关系。根据 $MPL = \partial Y / \partial L = (\partial Y / \partial (\alpha L)) \cdot \alpha$,土地细碎化对农业劳动边际生产力(MPL)的影响如下^①:

^①根据农业劳动边际生产力 MPL 等式,两边对土地细碎化求偏导,在复合函数的基础上,求导得来。

$$\frac{\partial MPL}{\partial \alpha} = \frac{\partial^2 Y}{\partial L \partial \alpha} = \frac{\partial Y}{\partial (\alpha L)} + \alpha L \times \frac{\partial^2 Y}{\partial (\alpha L)^2} \quad (5)$$

依据生产函数凹函数的性质, $\partial Y / \partial (\alpha L) > 0$, $\partial^2 Y / \partial (\alpha L)^2 < 0$ ^①, $\partial MPL / \partial \alpha$ 值无法确认为正还是负, 理论上而言, 土地细碎化对农业劳动边际生产力的影响不确定。

进一步, 我们可以得出土地细碎化对非农劳动供给的简化等式如下:

$$L^0 = L^0(w, \xi, A, \alpha) \quad (6)$$

根据 $L^0 = T - l - L$, 土地细碎化对非农劳动供给的影响如下:

$$\frac{\partial L^0}{\partial \alpha} = -\frac{\partial l}{\partial \alpha} - \frac{\partial L}{\partial \alpha} \quad (7)$$

因此, 在总的时间禀赋一定时, 土地细碎化对非农劳动供给的影响取决于土地细碎化对农业劳动和闲暇时间的影响。一般而言, $\partial l / \partial \alpha > 0$, 即随着土地平整的推进, 选择闲暇的需求会越多, 而 $\partial L / \partial \alpha$ 的影响不确定; 当 $\partial L / \partial \alpha < 0$, 且增加的闲暇没有超过农业劳动减少时, 土地平整会增加非农劳动供给, 当 $\partial L / \partial \alpha > 0$, 非农劳动供给将会减少。

(二) 模型构建

本文关键解释变量为土地细碎化, 基于数据质量的缺陷和不足, 本文选取地块数来予以衡量^②, 考虑到农业生产活动的特殊性, 选取滞后一期地块数来避免该变量所造成的内生性问题。基于农户模型, 选取影响农户家庭非农劳动供给的相关控制变量: 个人特征有劳动力年龄、受教育年限、健康状况、是否受过农业教育与培训和非农教育与培训等。家庭特征变量主要包括家庭劳动力人数、拥有的 6 岁以下儿童数、6-15 岁人口数及 65 岁及以上老人数、耕地资源禀赋、农业资产等。回归方程中还控制了时间和地区因素。

1. 土地细碎化对农业劳动边际生产力的影响

已有文献多用 C-D 生产函数来估计土地细碎化的影响, 为了估计出土地细碎化对农业劳动边际生产力 (MPL) 的影响, 需要建立一个交叉项的生产函数予以说明, 因此我们使用超越对数生产函数来验证其影响, 模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln A_{it} + \beta_4 \ln N_{it-1} + \beta_5 \ln L_{it} \ln K_{it} + \beta_6 \ln L_{it} \ln A_{it} + \beta_7 \ln L_{it} \ln N_{it-1} + \\ & \beta_8 \ln K_{it} \ln A_{it} + \beta_9 \ln K_{it} \ln N_{it-1} + \beta_{10} \ln A_{it} \ln N_{it-1} + \frac{1}{2} \beta_{11} (\ln L_{it})^2 + \\ & \frac{1}{2} \beta_{12} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{13} (\ln A_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{14} (\ln N_{it-1})^2 + u_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

(8) 式中: Y 为农业总产出额, L 、 K 、 A 分别表示劳动、资本、土地三种传统农业要素投入, u_{it} 服从独立同分布假定, N 为地块数。假定土地细碎化能够影响所有投入要素的边际生产力, 土地细碎化对农业总产出的直接影响为 β_4 , 合理假设为负, 即土地细碎化降低了农业总产出。

①根据标准农户模型中生产函数服从凹函数的前提, 假定引入土地细碎化之后的生产函数依旧服从凹函数的性质得来。

②以往研究并没有给定一个具体指标来衡量土地细碎化, 多数学者根据自身数据质量和研究目标需要, 提出了众多衡量指标, 比如辛普森指数, 地块隔家和地块之间的距离, 地块数和地块平均面积等。已有学者指出辛普森指数和地块之间距离等存在正相关关系 (Kawasaki, 2010), 但本研究由于数据质量限制, 无法计算出该指数。地块隔家的距离常常也和农户的生产决策互相影响, 理性农户常常会根据地块隔家的距离来参与农业生产要素的分配或土地流转等。因此, 一定程度上, 地块数最能直接反映土地细碎化程度。

中较全面地选择变量提供了可能及良好的基础数据。考虑到数据结构的一致性和能利用到的最新年份数据,本文选取 2005–2012 年的入户数据展开分析,并对部分无效样本进行剔除。另外,丘陵及山区由于地形地貌等条件限制,实际操作缓解土地细碎化的成本及挑战巨大,一定程度也并非政策目标所追求的,因此本研究选取平原地区样本予以研究。

(二)工具变量选取与描述性统计

本研究选取村庄离主要公路干线距离和村庄人均纯收入作为非农工资的工具变量。一般而言,村庄离主要公路干线的距离越远,侧面说明该村庄经济发展水平较为落后,农户获取市场就业信息不及时或不充分,非农工作能力会相对不充足,非农工资也会越低,两者具有一定的相关性,而村庄离主要公路干线距离可认为外生于单个农户的劳动决策。整个村庄人均纯收入越高,村庄经济发展水平相对较高,农户劳动能力相对越强,非农工资可能相对更高,而单个农户的劳动决策又外生于整个村庄的人均纯收入。在理论上满足外生性的假设,后面的实证分析也会对上述工具变量的合理性和有效性进行检验,确保实证结果的有效性和一致性。

表 1 列出了全国户均规模等土地细碎化情况。从趋势上看,全国耕地细碎化程度有所缓解,户均规模有所增加,户均块数和小面积地块均在下降,平均地块面积上升。但不可否认,相比同处于人多地少的东亚地区,如日本、韩国、中国台湾等,我国土地细碎化形势依然严峻:2012 年户均规模为 10.02 亩,平均分布在 5.01 块地块上,平均每块面积仅为 2 亩,其中不足一亩的地块数户均达到 2.8 块,5 亩以上地块数户均仅为 0.35 块;只有 1 块土地的农户占比不到 10%,仅为 7.63%,4 块及以上的农户占比达到 54.52%。从家庭经营来看(见表 2),家庭劳动力的平均年龄在 39.097 周岁,农村青壮年劳动力较少,接受农业或非农业教育和培训的比例偏低,均不到 10%,健康状况普遍偏好。家庭平均耕地面积为 9.282 亩,家庭拥有的劳动力人数平均为 3.211 个,15 岁及以下儿童数为 0.58,65 岁及以上老人数为 0.279,说明农村现在老人和小孩居多,需照看的人员较多,家庭拥有的农业资产原值为 1.1 万元。

表 1 全国土地细碎化情况

年份	户均规模 (亩)	户均 块数	地块面积 (亩)	不同面积地块数(块)				不同地块数农户占比(%)			
				不足 1 亩	1–3 亩	3–5 亩	5 亩 以上	只有 1 块	2 或 3 块	4 或 5 块	6 块 以上
2005	9.55	6.08	1.57	3.96	1.45	0.36	0.31	6.16	29.01	25.35	34.76
2006	8.70	5.54	1.57	3.16	1.59	0.39	0.26	7.43	28.03	24.90	33.77
2007	9.97	5.57	1.79	3.51	1.50	0.40	0.34	7.05	29.67	24.62	33.43
2008	10.13	5.75	1.76	3.58	1.41	0.38	0.37	6.63	31.28	25.12	31.94
2009	9.36	5.65	1.66	3.41	1.55	0.39	0.30	6.60	29.70	24.96	33.84
2010	9.15	5.61	1.63	3.41	1.49	0.41	0.30	7.61	29.61	24.53	32.91
2011	9.45	5.55	1.70	3.37	1.47	0.39	0.32	6.92	30.36	24.41	32.88
2012	10.02	5.01	2.00	2.80	1.46	0.41	0.35	7.63	31.05	24.37	30.15

注:(1)根据样本数据计算整理而得。(2)年末经营耕地面积和劳动力数量为 0 的样本被剔除。

表 2 各变量的描述性统计特征

函数	变量	Mean	Std.Dev
生产函数	总产值(对数)	8.876	1.041
	土地(对数)	2.151	0.979
	劳动(对数)	4.567	0.901

续表 2 各变量的描述性统计特征

函数	变量	Mean	Std.Dev
生产函数	资本(对数)	7.592	1.062
	地块数(对数)	1.219	0.652
非农劳动供给函数	男性比	0.529	0.156
	平均年龄(岁)	39.097	11.469
	平均年龄平方	1 660.077	1 025.521
	受教育年限(年)	6.865	2.521
	健康状况(1=优,2=良,3=中,4=差,5=丧失)	1.931	0.835
	平均农业教育与培训比	0.070	0.208
	平均非农教育与培训比	0.058	0.162
	家庭耕地面积(亩)	9.282	16.213
	农业资产原值(千元)	11.069	36.668
	劳动力人数(人)	3.211	1.199
	6岁以下儿童数(人)	0.222	0.479
	6-15岁儿童数(人)	0.358	0.612
	65岁及以上老人数(人)	0.279	0.578
样本量		85 590	

注:根据样本数据计算整理而得。

五、结果分析与讨论

(一) 土地细碎化对农业劳动边际生产力的影响

基于所用数据为面板数据,我们采用面板回归方法进行估计,豪斯曼检验的 P 值小于 0.05,显著拒绝原假设,接受固定效应模型。便于对比,表 3 同时给出了固定效应和随机效应回归的参数估计结果,而以下所有分析参照固定效应回归结果展开。结合要素的弹性系数和各变量的数学平均值,可测算出样本地区农业生产的规模报酬情况,其值为 0.8268^①,农业生产处于规模报酬递减阶段,该结论与已有经验研究数据是一致的(Wan and Cheng, 2001; Jia and Petrick, 2014)。资本和劳动的弹性系数分别为 0.4793 和 0.3762,近年来农资租赁市场的活跃和新型农业经营主体的发展,特别是规模经营户,对资本和职业农民的需求较大,资本投入对产出影响非常大。而令人惊讶的是土地的弹性系数仅有 0.0517,比预期要小,且影响不显著。土地细碎化对农业产出额的弹性系数为负,降低了农业产出,地块数增加 10%,农业产出额减少 0.8%。土地细碎化对农业劳动边际生产力的系数为 -0.06,即土地细碎化降低了农业劳动边际生产力,与理论预期相一致。从地块数和土地、劳动、资本的弹性系数来看,土地细碎化主要通过降低劳动边际生产力来降低农业总产出。在当前城乡经济发展的客观背景下,农业劳动的边际生产力普遍低于非农劳动的边际生产力和市场非农工资。随着各地交通基础设施不断改善和劳动力流动的逐渐放开,在单个农户相对市场非农工资外生条件下,“理性”农户会选择外出务工来获取更多收入,而土地细碎化带来农业劳动边际生产力的持续下降,扩大了农业和非农产业之间的收益差距预期,会促进农户的非农劳动供给增加。

^①该值的计算公式为 $e = \sum \partial \ln y / \partial \ln x_i$,其中 y 表示农业总产出, x_i 分别表示土地、劳动、资本等三种要素投入(具体见(8)式),规模报酬系数由三种要素的弹性系数加总得来。

需要注意的是,在农业社会化服务不断完善的平原地区,已经参与非农劳动的劳动力往往拥有较高的农业劳动边际生产力,如年龄更小或受教育程度更高等,而这些变量与农业劳动边际生产力正相关,因此遗漏该变量可能会带来劳动的估计系数偏高。另一个本研究无法关注的是农户有机肥使用情况,样本数据只提供化肥使用情况,无法给予细分,因此,如若能很好控制这些变量,土地细碎化对农业劳动边际生产力的影响可能会降低。

相比于丘陵和山区,平原地区实施缓解土地细碎化的成本更低,开展土地平整或整村租入土地更能有效提高农业劳动边际生产力,缩小与非农劳动边际生产力和非农工资的差距。农业劳动边际生产力提高之后,可能会带来两种结果:一是从事农业生产的吸引力增强,相对减少非农劳动供给;二是使得家庭获得相同农业产出或收入所需的劳动人数减少,会有更多的家庭劳动力从事非农产业,非农劳动供给增多。这与当前的农户分化现象恰恰相吻合,对于规模经营农户,由于农业效益提高,会选择继续扩大规模从事农业生产,相对会投入更多劳动力用于农业。对于小规模承包户,农业收入本身并不是家庭收入主要来源^①,农业劳动边际生产力提高会减少农业劳动供给,增加非农劳动供给。接下来的部分,我们将定量研究土地细碎化对农户非农劳动供给的这种总的影响。

表 3 土地细碎化对农业劳动边际生产力的影响

	固定效应		随机效应	
	系数	Z 值	系数	Z 值
土地	0.0517	1.11	0.0438	0.95
劳动	0.3762 ***	9.58	0.3317 ***	7.55
资本	0.4793 ***	11.41	0.3352 ***	7.65
地块数	-0.0804 ***	-10.58	-0.0834 ***	-10.66
土地×劳动	0.1109 **	2.00	0.0928	1.60
土地×资本	0.1347 ***	19.37	0.1187 ***	16.52
土地×地块数	-0.0038	-0.37	-0.0306 ***	-2.87
劳动×地块数	-0.0641 ***	-8.48	-0.0440 ***	-5.57
劳动×资本	-0.0041	-0.64	0.0118 *	1.82
资本×地块数	0.0234 **	2.58	0.0245 **	2.59
土地×土地	-0.1468 ***	-18.76	-0.1081 ***	-13.32
劳动×劳动	0.1902 ***	26.47	0.1584 ***	22.81
资本×资本	-0.0282 ***	-4.06	-0.0162 **	-2.2
地块数×地块数	-0.0245 *	-1.92	-0.0206	-1.55
常数项	5.2003 ***	25.93	4.9808 ***	28.7
年份虚拟变量	Yes		Yes	
地区虚拟变量	Yes		Yes	
豪斯曼检验(P 值)	0.00			

注:(1)根据样本数据计算整理而得。(2)表中变量均采取自然对数形式。(3)***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

(二)土地细碎化对非农劳动供给的影响

个体异质性问题在面板数据中虽然得到了一定程度的解决,但回归模型中如果包含内生解释变量,则仍需要采用工具变量来获得一致估计量。由于非农工资可能存在的内生性,需采用面板工具变量的方法来予以处理。考虑到所选工具变量个数多于内生解释变量个

^①蔡昉(2016)就指出,2012 年农户纯收入中有 65.6%与农业无关。

数,对面板数据进行 GMM 估计会更有效率。而使用工具变量法之前,需检验工具变量的有效性(见表 4),过度识别检验的 P 值为 0.0702,无法拒绝原假设,即接受所有工具变量均是外生的假设;不可识别检验的 P 值为 0.0009,拒绝原假设;内生性检验的 P 值为 0.000,拒绝了所有解释变量均为外生的假设,说明 OLS 估计结果是不一致的。对于不同年龄段的样本,工具变量均通过了有效性检验。

由于非农参与概率和非农劳动供给时间分别为二值选择变量和受限被解释变量(截取),我们分别采取面板 Probit 和面板 Tobit 回归方法进行估计,表 4 和表 5 分别汇报了土地细碎化对农户非农劳动参与时间和参与概率影响的回归结果。考虑到土地细碎化对不同年龄段农户的影响差异,本研究还区分年龄段予以稳健型检验。回归结果表明,反映土地细碎化的地块数在非农参与概率和参与时间上均显著为负,暗含结论是,在其他因素不变时,土地细碎化越严重,农户非农参与概率和非农劳动时间都越低,增加 1 块地块数会减少非农参与时间 1.74 天。原因或许是,在刘易斯拐点出现和农村改革不断推进的现状下,结合劳动密集型的农业生产方式、新型农业经营主体的快速发展和普遍存在的农机租赁等社会化服务市场,现阶段,在我国平原地区,土地细碎化阻碍了农户的非农劳动供给,农地仍具有一定的就业保障功能。从不同年龄段来看,土地细碎化对非农参与概率的影响均显著为负,显著影响 16-35 岁劳动力的非农参与时间,对 36-65 岁劳动力的影响则不显著,可能的解释是年轻劳动力的就业选择空间和范围更大,获取非农工资相对更容易,农业收益相对低下更容易推动年轻劳动力向非农部门转移。年龄较大劳动力由于工作基本稳定,随着年龄增大,体力下降,土地细碎化对其劳动力重新配置的影响相对更小。增加 1 块土地,16-35 岁劳动力的非农供给时间下降 1.98 天,36-65 岁则下降 2.91 天。该研究结论与 Jia 和 Petrick (2014) 的结论(影响为负但不显著)是一致的, Jia 和 Petrick (2014) 同样利用的是农业部 1995-2002 年农村固定观察点数据,研究结论具有较强的可比性,两者最主要的差别可能在数据时期和数据详实度的不同(本文选取 2005-2012 年的数据,且 2003 年之后的数据包含家庭成员数据)。随着近年来土地市场、劳动力市场和农业社会化服务的不断完善,土地细碎化对农户非农劳动供给的负面作用可能会更加凸显。

另一个需重点关注的是非农工资的上升会显著增加非农劳动供给,非农工资增加一个单位带来非农参与天数增加 1.74 天,这与之前的研究结论也是一致的(Summer, 1982; Wang et al., 2007)。随着农地改革的不断推进,家庭拥有的农地资源禀赋越多,农户会将更多的劳动资源配置到农业生产中,耕地面积具有显著降低农户非农劳动供给的作用,户均耕地面积越多,非农劳动供给越少。家庭劳动力人数对农户非农劳动供给的影响显著为正,由于农业生产季节性等特征的存在,农业所需劳动主要集中在某一生产环节,家庭拥有劳动力人数越多,平均从事非农劳动的时间会越长,这从不同年龄段的非农劳动供给中也得到了验证。家庭拥有的农业资产原值在参与时间上显著为负,从不同年龄来看,相对于 16-35 岁,36-65 岁的影响系数更大,农业资产原值越多,农户从事农业生产的经验积累相对更多,农业资产也会相对束缚农村劳动力的非农外出。健康对农户非农劳动供给具有促进作用。平均年龄增加对非农参与时间呈现先增后减的倒 U 型趋势,奇怪的是在参与概率上却呈现先减后增趋势,可能是由于样本地区平均年龄在 39 岁,家庭趋于稳定,需要稳定的收入来源维持家庭正常生活,所以随着年龄增大,继续外出寻找非农就业的可能性会降低。劳动力所受农业教育和培训比例越高,家庭从事农业生产的积极性会越高。非农教育培训对 36-65 岁劳动力

非农参与时间影响显著为正。整体而言,家庭拥有 6 岁以下儿童数会显著降低农户参与非农劳动的时间,65 岁及以上老人数会显著增加农户参与非农劳动供给的概率和非农时间。

土地细碎化使得农户需要分配更多劳动用于弥补其带来的负面影响,减少了农业生产的有效时间,造成农业劳动边际生产力降低和非农劳动供给减少。暗含结论是土地平整有利于中国农村地区释放更多的农业“剩余”劳动力,促进非农劳动供给增加和非农产业发展。

表 4 土地细碎化对农户非农劳动时间的影响

	全体样本		16-35 岁		36-65 岁	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
非农工资	1.7445 ***	3.14	2.3583 *	1.72	1.2018 ***	2.92
地块数	-1.7366 ***	-3.26	-1.9756 ***	-3.97	-2.9112	-0.74
平均年龄	4.4940 ***	5.91	13.9526	1.51	3.0461	1.43
平均年龄平方	-0.0613 ***	-6.74	-0.206	-1.37	-0.0464 *	-2.04
教育	1.2637	0.79	1.9586	0.7	-1.5594	-0.96
健康状况	-0.7729 *	-1.91	-1.2725	-1.18	-0.6760 *	-1.89
农业教育与培训比	-14.0627 ***	-2.89	-9.3717	-0.94	-17.5416 ***	-3.62
非农教育与培训比	7.1017	0.81	-7.2753	-0.34	20.2158 ***	2.89
家庭耕地面积	-0.5097 ***	-6.07	-0.6835 ***	-3.88	-0.3396 ***	-4.06
农业资产原值	-0.1797 ***	-3.00	-0.1327	-1.42	-0.2907 ***	-3.33
劳动力人数	10.0326 ***	8.12	7.1311 ***	3.57	11.5324 ***	8.85
6 岁以下儿童数	-5.6829 **	-2.11	-1.9467	-0.47	-10.6285 ***	-2.6
6-15 岁儿童数	-2.1364	-0.86	-2.6478	-0.54	-2.0413	-0.84
65 岁及以上老人数	6.8277 ***	3.37	2.3076	0.29	7.3180 ***	4.22
年份虚拟变量	Yes		Yes		Yes	
地区虚拟变量	Yes		Yes		Yes	
过度识别检验(P-value)	0.0702		0.367		0.0524	
不可识别检验(P-value)	0.0009		0.0041		0.0001	
内生性检验(P-value)	0.000		0.000		0.002	

注:(1)根据样本数据计算整理而得。(2)***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

表 5 土地细碎化对农户非农劳动参与概率的影响

	全体样本		16-35 岁		36-65 岁	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
地块数	-0.0145 ***	-16.82	-0.0140 ***	-6.92	-0.0137 ***	-7.31
家庭男性比	0.0383	0.96	0.2220 **	1.98	0.0349	0.33
平均年龄	-0.0149 ***	-3.68	0.018	0.34	-0.0367	-1.31
平均年龄平方	0.0001 **	2.57	-0.0006	-0.64	0.0003	1.07
教育	0.0242 ***	9.68	0.0376 ***	4.88	0.0407 ***	5.95
健康状况	-0.0137	-1.63	0.0263	1.16	-0.0176	-0.71
农业教育与培训比	-0.2699 ***	-9.79	0.0121	0.14	-0.0265	-0.28
非农教育与培训比	0.1862 ***	4.89	0.1557	1.41	0.3093 **	2.71
家庭耕地面积	-0.0071 ***	-22.87	-0.0055 ***	-3.28	-0.0082 ***	-5.15
农业资产原值	0.0007 ***	3.34	-0.0002	-0.97	-0.0004	-0.85
劳动力人数	0.0155 **	2.33	0.0092	0.49	0.0154	0.77
6 岁以下儿童数	-0.0217	-1.37	-0.0731 *	-1.95	-0.0907	-1.38
6-15 岁儿童数	-0.0042	-0.35	-0.0229	-0.8	-0.0211	-0.54
65 岁及以上老人数	0.0294 **	2.21	0.1079	1.49	0.0623 *	1.88
常数项	1.4922 ***	16.03	1.1414	1.24	2.7054 ***	3.75
年份虚拟变量	Yes		Yes		Yes	
地区虚拟变量	Yes		Yes		Yes	

注:(1)根据样本数据计算整理而得。(2)***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

六、结论与启示

本研究利用全国大规模的农户调查数据,在刘易斯拐点背景下,系统梳理了土地细碎化与非农劳动供给之间的可能影响路径,定量研究了两者之间的作用关系。可以得出两个结论:一是在当前农村改革发展的现实背景下,土地细碎化对农业劳动边际生产力的系数为-0.06,降低了农业劳动边际生产力。地块细碎化的存在降低了农业产出,地块数增加10%,农业产出额会减少0.8%,农业生产整体呈现规模报酬递减特征。二是土地细碎化降低了农户非农劳动参与概率和参与时间,地块数增加1块,非农参与时间减少1.74天。考虑到土地细碎化对不同年龄段农户的影响差异,本研究还区分年龄段予以稳健性检验,并得到一致结论。所得结果较好体现了农村的现实情况,也为当前推进新型城镇化和农村改革提供了一些启示。

在推进农业供给侧改革和新型城镇化的背景下,土地细碎化带来的负面影响可能会越来越凸显,成为阻碍农村改革发展和发展现代农业的一个重要因素。在土地细碎化难以自由快速消除的情况下,推进土地平整,有利于进一步优化农业经营体系,发展土地流转型和服务引领型规模经营的“双驱动”经营模式,让分散农户搭上规模经营的“快车”。近年来全国土地细碎化情况有缓解趋势,我们也观察到一些消减土地细碎化情况的政策措施,比如土地整治和高标准农田建设等,这也正契合了农业部2016年推进农业供给侧结构性改革重点任务中所涉及的加强高标准农田建设,改善农业生产条件和提高农产品供给能力等目标。数据显示,2015年中央累计下达高标准农田建设和土地整治重大工程等资金212.8亿元,开展并验收土地整治项目9535个,土地整治规模达到161.23万公顷^①。转入大面积土地农户往往采取整村租入,或相邻地块整片租入的方式,还有干脆采取消除田埂堤坝、填平废沟、降低交易成本等措施。这些由下而上的农户自发性农地规模转变,必然与家庭农地资源禀赋和经济条件相对应,政府及相关部门可以为这种自发的转变提供政策及相关配套支持,使土地更均一旦细碎化程度更低,非农劳动供给更通畅,促进农业现代化和新型城镇化相辅相成,有效推进农村一二三产业融合。

当然,本研究也存在诸多不足之处,对于兼职型和全职非农劳动力,土地细碎化对其非农劳动参与时间的影响会存在差异。对于劳动力的不同非农就业地点,如本乡镇内就业、镇外县内、县外和省外等,土地细碎化的影响程度可能又不一样。本研究由于受数据质量限制,无法对其展开研究,未来应该予以更深入探讨,使研究结论更具启发性,相关政策建议更具针对性。

参考文献:

1. 蔡昉, 2016:《城镇化必须同农业现代化同步》,《北京日报》2月15日第14版。
2. 陈帅、葛东东, 2014:《就业风险对中国农村劳动力非农劳动供给的影响》,《中国农村经济》第6期。
3. 陈会广、刘忠原, 2013:《土地承包权益对农村劳动力转移的影响——托达罗模型的修正与实证检验》,《中国农村经济》第11期。
4. 都阳, 1999:《教育对贫困地区农户非农劳动供给的影响研究》,《中国人口科学》第6期。
5. 卢华、胡浩, 2015:《土地细碎化、种植多样化对农业生产利润和效率的影响分析——基于江苏农户的微观调查》,《农业技术经济》第5期。
6. 乔金杰、穆月英、赵旭强, 2014:《保护性耕作补贴政策的非农劳动力供给效用——以山西和河北省为例》,《中国人口科学》第5期。

^①数据来源于《2015中国国土资源公报》。

- 7.孙久文、周玉龙,2015:《城乡差距、劳动力迁移与城镇化——基于县域面板数据的经验研究》,《经济评论》第2期。
- 8.许庆、田士超、徐志刚、邵挺,2008:《农地制度、土地细碎化与农民收入不平等》,《经济研究》第2期。
- 9.Benjamin, D. 1992. "Household Composition, Labor Market, and Labor Demand: Testing for Separation in Agriculture Household Models." *Econometrica* 60(2):287-322.
- 10.Cai, F., and M.Wang.2008. "A Counterfactual Analysis on Unlimited Surplus Labor in Rural China." *China & World Economy* 16(1):51-65.
- 11.Jia, L., and M. Petrick. 2014. "How Does Land Fragmentation Affect Off-farm Labor Supply: Panel Data Evidence from China." *Agricultural Economics* 45(3):369-380.
- 12.Kawasaki, K.2010. "The Costs and Benefits of Land Fragmentation of Rice Farms in Japan." *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 54(4):509-526.
- 13.Latruffe, L., and L.Piet.2014. "Does Land Fragmentation Affect Farm Performance? A Case Study from Brittany, France." *Agricultural Systems* 129(7):68-80.
- 14.Manjunatha, A. V., A. R. Anik, S. Speelman, and E. A. Nuppenau. 2013. "Impact of Land Fragmentation, Farm Size, Land Ownership and Crop Diversity on Profit and Efficiency of Irrigated Farms in India." *Land Use Policy* 31(4):397-405.
- 15.Schultz, T.W.1953.*The Economic Organization of Agriculture*.New York: McGraw Hill.
- 16.Sumner, A.D.1982. "Wage Functions and Occupational Selection in a Rural Less Developed Country Setting." *The Review of Economics and Statistics* 63(4):513-519.
- 17.Tan, S., N.Heerink, G.Kruseman, and F.Qu.2008. "Do Fragmented Landholdings Have Higher Production Costs? Evidence from Rice Farmers in Northeastern Jiangxi Province, P.R.China." *China Economic Review* 19(3):347-358.
- 18.Tan, S., N. Heerink, A. Kuyvenhove, and F. Qu. 2010. "Impact of Land Fragmentation on Rice Producers' Technical Efficiency in South-East China." *NJAS-Wageningen Journal of Life Science* 57(2):117-123.
- 19.Wang, X., T. Herzfeld, and T. Glauben.2007. "Labor Allocation in Transition: Evidence from Chinese Rural Household." *China Economic Review* 18(3):287-308.
- 20.Wan, G., and E. Cheng.2001. "Effects of Land Fragmentation and Returns to Scale in the Chinese Farming Sector." *Applied Economics* 33(2):183-194.
21. Yao, Y. 1999. "Rural Industry and Labor Market Integration in Eastern China." *Journal of Development Economics* 59(2):463-496.

Off-Farm Labor Supply: Does Land Fragmentation Work? Based on the Perspective of Lewis Turning-point

Lu Hua and Hu Hao

(College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University)

Abstract: The relationship between farmers and land is still the main idea of rural reform under the new situation. Based on the household data of the National Rural Fixed observation Points in 2005-2012, the paper analyses the theoretical mechanism and empirically tests the relationship of land fragmentation on off-farm labor supply by using the method of panel GMM. The results reveal that the situation of land fragmentation is slowly easing under the changes of population structure in rural regions. Overall, land fragmentation reduces the agricultural output and the negative returns to scale exist in agricultural production. Besides, land fragmentation indeed leads to lower the marginal productivity of labour and hindered the probability and time of participating in off-farm works. Especially, it is more obvious for young workers. The government should provide policy support timely for the transfer of land adjacent or the whole village among farmers spontaneously, promote land consolidation, optimize the management system of agricultural, and strengthen the high construction of standard farmland. Therefore, the complement of agricultural modernization and new urbanization are promoted, and the integration of rural one two three industry is effectively propelled.

Keywords: Population Structure, Land Fragmentation, Marginal Productivity of Labour, Off-Farm Labour Supply

JEL Classification: Q12, Q15, Q24

(责任编辑:彭爽)