

## 劳动力转移对中国农业生产的影响

盖庆恩 朱 喜 史清华\*

**摘 要** 本文基于 2004—2010 年全国固定调查点山西、河南、山东、江苏和浙江的面板数据,研究了劳动力转移对中国农业生产的影响。研究发现:首先,各类型劳动力在农业生产中的效率存在显著差异,男性、女性、老人和儿童的效率之比为 1.00 : 0.76 : 0.71 : 0.57;其次,男性和壮年女性的转移不仅会使提高农户退出农业的概率,增大农户家庭耕地流出率,而且会降低农业产出增长率;最后,结合传统的“剩余劳动力”理论可以推断在当前制度环境下,中国的“刘易斯拐点”已经到来。

**关键词** 劳动力转移, 农业生产, 增长核算

### 一、引 言

自中国实行改革开放以来,尤其是 20 世纪 90 年代初以后,随着工业的发展和城市化进程的加快,农村劳动力开始大规模跨区域外出务工,劳动力的大规模流动对中国经济增长起到了非常重要的作用(刘秀梅和田维明, 2005)<sup>1</sup>。张广婷、江静和陈勇(2010)估计 1997—2008 年中国农业剩余劳动力转移对劳动生产率提高和 GDP 增长的贡献分别达到 16.33% 和 1.72%, 而由于劳动力流动障碍导致的劳动力在部门间错配使经济增长的效率下降 8% (袁志刚和解栋栋, 2011)<sup>2</sup>。但另一方面,在当前的制度下劳动力的转移呈现出“男多女少, 壮年优先”的趋势。根据第二次全国农业普查的结果, 2006 年年末农村外出就业劳动力达 1.3181 亿人, 其中男劳动力 0.8434 亿人, 占

\* 盖庆恩,上海财经大学财经研究所,上海交通大学安泰经济与管理学院;朱喜、史清华,上海交通大学安泰经济与管理学院。通信作者及地址:盖庆恩,上海市杨浦区武东路 321 号 305 室,200433;电话:(021)65903010;E-mail:gai.qingen@shufe.edu.cn。本文受到国家自然科学基金(71073102、71273171、71273172)、上海市浦江人才计划(12PJC067)、上海市教委科研创新项目(13ZS019)的资助。作者特别感谢中国农村固定调查点工作人员的辛勤劳动和积极支持。作者感谢两名审稿人、Wuyang Hu、韩中元、程名望等提出的宝贵意见,当然文责自负。

<sup>1</sup> 刘秀梅、田维明,“我国农村劳动力转移对经济增长的贡献分析”,《管理世界》,2005 年第 1 期,第 91—95 页。

<sup>2</sup> 张广婷、江静、陈勇,“中国劳动力转移与经济增长的实证研究”,《中国工业经济》,2010 年第 10 期,第 15—23 页。袁志刚、解栋栋,“中国劳动力错配对 TFP 的影响分析”,《经济研究》,2011 年第 7 期,第 4—17 页。

比达 64%，而从年龄结构上看，21—50 岁的占 78.8%，其余的占 21.2%。<sup>3</sup> 随着优质劳动力的向外转移，农村的留守人口结构不再具有其原始的状态。样本选择性转移后，女人、老人和儿童成为农村的主要居民。大量优质劳动力转移后所导致的“劳动力空缺”究竟由谁来替代，其又将对中国农业生产产生怎样的影响？

Chang, Dong and Macphail (2011) 使用中国健康与营养调查的数据发现，劳动力向外转移会导致留守儿童和老人用于农业生产的劳动时间大幅增加，而这种改变甚至也具有性别歧视的特征，女性（无论是女性儿童还是女性老人）的劳动时间要显著高于同等条件下的男性的劳动时间。李琴和宋月萍（2009）以及 Pang、Rozelle and de Brauw（2003）发现劳动力流动尤其是跨省流动会增加农村老年人的农业劳动时间。<sup>4</sup> 那么劳动力间的这种“替代关系”对农业生产产生怎样的影响，值得我们进行深入研究，但目前对此的研究尚未引起足够的重视。李旻和赵连阁（2009）是为数不多研究劳动力转移导致的就业结构变化对农业生产影响的论文<sup>5</sup>，其利用辽宁省农调队 2003—2006 年连续 4 年的固定农户跟踪调查数据，研究发现在影响农业生产（如农业生产结构、农业生产技术应用）的几个重要因素中，“男女劳动力共同从事农业生产”的农户在农业生产中表现出较强的优势，而“主要由女性劳动力从事农业生产”的农户表现出一定的弱势，农业生产的“女性化”不利于中国农业生产的长期发展。但其结论主要由比较研究得到，缺乏足够的理论和实证分析，结论的稳健性需要进一步推敲。事实上，我国农村家庭中男女分工长期以来主要是“男主外、女主内”，即男性主要负责生产性事务，而女性则主要负责家庭内部事务即家庭的生活。但随着经济的发展，这种分工状态被逐渐打破，女性也参与到就业市场上来，农业生产中原有的“男耕女织”的分工转变到“男工女耕”。在当前的农村，女性也是农业经营的主要劳动者之一（Chang、Dong and Macphail, 2011；李旻和赵连阁，2009）。而近来，随着劳动力市场的进一步发展，女性外出务工者也越来越多，2006 年农村外出就业劳动力中女性占比达到 36%。性别差异引致两类劳动力在农业生产中的分工不同，那么当其外出务工而发生转移时，对农业生产也可能呈现不同的影响，但当前的研究对此知之甚少。为此，本文在实证中将劳动力按性别进行划分，分别研究男性劳动力和女性劳动力的转移对中国农户农业生产的影响，以此弥补当前研究的不足。

<sup>3</sup> 第二次全国农业普查主要数据公报：<http://www.stats.gov.cn/tjgb/nypcgb>。

<sup>4</sup> 李琴、宋月萍，“劳动力流动对农村老年人农业劳动时间的影响以及地区差异”，《中国农村经济》，2009 年第 5 期，第 52—60 页。Pang、Rozelle and de Brauw，“中国农村老人的劳动供给研究”，《经济学》（季刊），2003 年第 3 期第 2 卷，第 2003 页。

<sup>5</sup> 李旻、赵连阁，“农业劳动力‘女性化’现象及其对农业生产的影响——基于辽宁省的实证分析”，《中国农村经济》，2009 年第 5 期，第 61—69 页。

对劳动力转移与农业生产的关系进行研究一方面有助于我们客观认识当前中国农业生产的现状，而另一方面也可以对当前学术界关于中国“刘易斯拐点”的争论提供新的实证依据。传统的理论认为“剩余劳动力”的向外转移并不会对农业生产产生负面影响，直到“刘易斯拐点”的到来。当前，虽然中国农村仍有大量的劳动力，但经历三十多年的大规模转移后，有的学者认为中国的“刘易斯拐点”已经到来，而另一些则持反对意见。本文的研究也将从一个侧面给出自己的答案。如果发现劳动力转移对农业生产产生了负面影响，结合传统的“剩余劳动力”理论，可以认定当前“刘易斯拐点”已经到来，否则，说明当前农村依然存在剩余劳动力。

针对劳动力转移对农业生产的影响，本文基于2004—2010年全国农村固定调查点山西、河南、山东、江苏和浙江的数据，从增长核算的角度对此进行了研究。本文的贡献主要有两点：一是基于微观数据从增长核算的角度研究了劳动力转移对农业生产的影响，弥补了当前研究的空白。二是客观估计了各类劳动力在农业生产率方面存在的差异，为后续研究奠定了良好的基础。本文接下来的章节安排如下：第二部分将重点介绍对中国农业生产的要素分解，以期能够得到各要素对最终农产品生产的影响程度；第三部分将首先描述劳动力转移后对农业生产人口结构的影响，并在此基础上描述和构造本研究所需的主要变量，估计研究所需要的参数，为实证部分做好准备；第四部分是实证分析，使用面板数据来研究劳动力转移对农业生产各要素的影响；最后，总结本研究的主要内容。

## 二、增长核算

设处于某地区（省份） $s$ 的农户 $i$ 在第 $t$ 年需要投入土地、资本和劳动，生产同质化的产品，其采用劳动增强型的柯布-道格拉斯（即C-D）生产函数进行生产：

$$Y_{ist} = M_{ist}^{\alpha_s} K_{ist}^{\beta_s} [X_{ist} A_{ist} \psi(h_{ist})]^{\gamma_s}. \quad (1)$$

这里， $Y_{ist}$ 代表该农户所生产的无差异的最终产品的数量， $M_{ist}$ 代表该农户从事农业生产所投入的土地数量， $K_{ist}$ 代表所投入的资本数量， $A_{ist}$ 表示该农户的技术进步，与Deininger and Jin（2005）一样，生产技术由三部分构成：当地的整体技术水平 $z_s$ 、农户的个体技术水平 $z_i$ 和时间趋势，即 $A_{ist} = \exp(z_s + z_i + \phi t)$ ， $X_{ist}$ 是投入的总劳动力数量， $\psi(h_{ist})$ 表示农户劳动力的综合劳动能力。 $\alpha_s$ 、 $\beta_s$ 和 $\gamma_s$ 分别表示土地、资本和劳动力的替代弹性，替代弹性在各省份间可以变化，但并不随时间而改变。以往的研究表明，中国的农业生产

具有规模报酬不变的性质(许庆、尹荣梁和章辉, 2011)<sup>6</sup>, 因此:

$$\alpha_s + \beta_s + \gamma_s = 1. \quad (2)$$

对劳动力投入  $X_{ist}$  可进一步划分为四类: 男性劳动力 ( $m$ )、女性劳动力 ( $f$ )、儿童 ( $c$ ) 和老人 ( $o$ )。

$$X_{ist} = \sum H_{ist}^j. \quad (3)$$

其中,  $H_{ist}^j$  表示该农户中类型  $j$  的劳动力投入的劳动时间,  $j$  的取值范围为 ( $m, f, c, o$ )。由于各类型的劳动力在农业生产技能和投入时间上均存在差异, 本文采用线性加总来表示劳动力的综合能力指数  $\psi(h_{st})$ :

$$\psi(h_{ist}) = \sum \lambda_j \times h_{ist}^j. \quad (4)$$

$\lambda_j$  表示不同类型劳动力在农业劳动上的异质性,  $h_{ist}^j$  表示各类劳动力的劳动时间占家庭农业劳动投入的比例, 其定义为:

$$h_{ist}^j = \frac{H_{ist}^j}{X_{ist}}. \quad (5)$$

设该农户家庭所拥有的土地数量为  $M_{ist}$ , 并联立公式 (1) 可得到该家庭的亩均产出:

$$y_{ist} = \frac{Y_{ist}}{M_{ist}}, \quad (6)$$

$$y_{ist} = \left(\frac{K_{ist}}{M_{ist}}\right)^{\beta_s} \left(\frac{X_{ist}}{M_{ist}} A_{ist} \psi(h_{ist})\right)^{\gamma_s}. \quad (7)$$

结合公式 (5) 和公式 (6), 并对两边取对数能得到对农户农业产出的核算等式:

$$\ln Y_{ist} = \ln M_{ist} + \ln y_{ist} = \ln M_{ist} + \beta_s \ln k_{ist} + \gamma_s \ln l_{ist} + \gamma_s \ln A_{ist} + \gamma_s \ln \psi(h_{ist}). \quad (8)$$

这里,  $k_{ist}$  和  $l_{ist}$  分别表示该农户的亩均资本投入和亩均劳动力投入。从公式 (8) 可以看出, 农户家庭农业产出的提高可以分解为两方面: 种植面积的扩大 ( $M$  增加) 和亩均产量的提高 ( $y$  增加), 而亩均产量则可以继续分解为亩均资本投入 ( $k = K/M$ )、亩均劳动投入 ( $l = X/M$ )、绝对技术 ( $A$ ) 和劳动力的综合能力 ( $\psi$ )。

对公式 (7) 进行对数线性化, 能够得到农户农业生产增长率的核算等式:

$$\hat{Y}_{ist} = \hat{M}_{ist} + \hat{y}_{ist} = \hat{M}_{ist} + \beta_s \hat{k}_{ist} + \gamma_s \hat{x}_{ist} + \gamma_s \hat{A}_{ist} + \gamma_s \hat{\psi}(h_{ist}). \quad (9)$$

公式 (9) 是进行增长核算的重要等式, 与公式 (8) 类似, 农户农业产出的增长率可以划分为耕地面积增长率和亩均产量增长率之和, 后者则可以进一步划分为亩均资本增长率、亩均劳动力增长率、技术进步增长率与劳动力综

<sup>6</sup> 许庆、尹荣梁、章辉, “规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究”, 《经济研究》, 2011年第3期, 第59—71页。

合指数增长率之和。因此，劳动转移对最终产出的影响是基于对各类要素投入的影响来实现，这也是本文后续研究的主要思路。

### 三、计量方法及参数估计

#### (一) 数据来源

本文的数据来源于全国农村固定跟踪观察点办公室。从1986年开始，全国农村固定观察点办公室对各省、市和自治区按随机抽样原理，随机抽取自然行政村和农户进行连续跟踪调查（其中1992年和1994年未进行），跟踪的农户样本每年在2万户左右。在2002年之前（含2002年），农户观察只进行户级统计，2003年及以后，农户样本调查内容包含两个层面：一是农户家庭层面，二是农民个人层面。在农户家庭层面本调查搜集了农户家庭生产、投资和消费等方面的详细情况，而在个人层面则包含农户家庭各成员的人口学特征以及就业行为等，这套数据为本研究提供了丰富的数据资源，本研究所选择的时间窗口为2004—2010年。

地域方面，本文选择的样本省份为山西、河南、浙江、山东和江苏。山西地处黄土高原，为中国的能源重化工基地，农业发展在全国处于中等水平；河南地处中原腹地，为中国的农业大省，所产粮食为全国前十位，在所有省份中曾长期占据首位，2011年播种面积为9859.9千公顷，粮食产量则达到5542.5万吨，同时也是最大的劳动力输出地；山东地处黄海之滨，既是中国的农业大省，也是劳动力输出大省，2011年播种面积为7145.8千公顷，产量达到4426.3万吨，仅次于河南和黑龙江。江苏和浙江则位于东南沿海，其民营经济较为发达，农业不再是支柱产业，代表了发达地区的实际情况，这五个省份既含有农业和劳动力输出大省，也含有非农经济发达和劳动力输入的沿海省份，对其进行研究在中国具有很大的代表性。

在样本区间内，共获得有效调查的农户2.62万户，个人9.78万人。需要注意的是：由于各种客观原因，在实际中对相当一部分农户的调查未真正实现“固定跟踪”，因此，此处获得的数据并非严格意义上的面板数据。我们使用朱喜、史清华和盖庆恩（2011）的方法，根据户码和户主年龄两个信息来建立面板数据。<sup>7</sup>经过删选最终可得到资料完整的有效样本1.18万户，共4.74万人，较原始数据分别减少了54.96%和51.53%。

当前中国农村劳动力的流动遵循“男性优先，壮年优先”的基本规律，他们的离去会对农村留守人员的构成造成影响。图1和图2分别从总量和性

<sup>7</sup> 朱喜、史清华、盖庆恩，“要素配置扭曲与农业全要素生产率”，《经济研究》，2011年第5期，第86—98页。

别构成的角度给出了2010年样本省份农村留守人口的构成特征。<sup>8</sup>从图1来看,相比其他区间,17—60岁区间内留守人员占户籍人口的比例出现了较大幅度的下降,在19—45岁的年龄段内,外出务工人员比例均超过了20%。具体来看,17—29岁,随着年龄的增加,外出务工的比例不断增加,留守人员占比不断下降,在29岁时达到最低的0.47,这意味有近53%的该年龄人员在外务工超过了半年。而后开始回升,到60岁时,留守人员/户籍人员基本维持在90%,这与老年人丧失劳动力无法在外获取工作有着直接的关系。图2给出了留守人员和户籍人口中的性别构成与变化。从图中可以看出,在0—16岁和61岁以后,留守人员与户籍人口中的性别比例基本相同且基本在

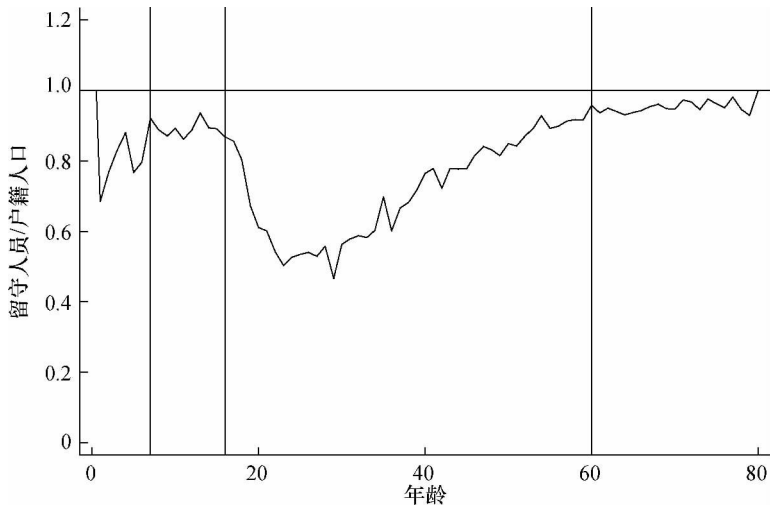


图1 2010年样本省份留守人口与户籍人口之比

资料来源:全国农村固定调查点,由作者整理。

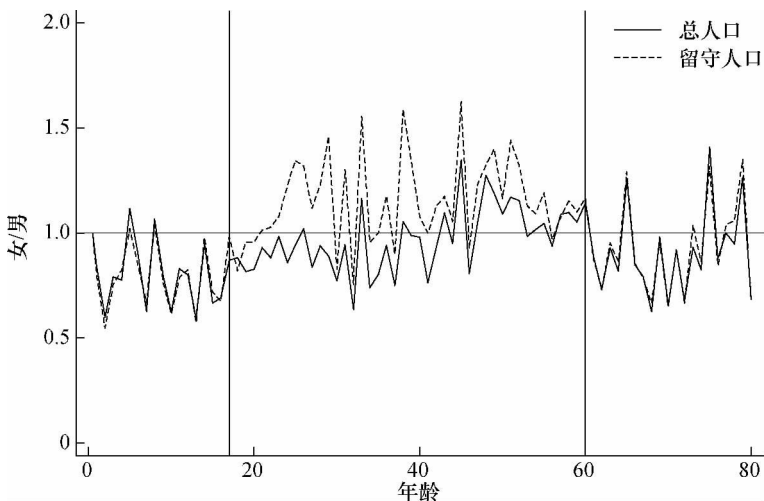


图2 2010年样本省份农村人口性别比的变化

资料来源:全国农村固定调查点,由作者整理。

1 附近波动,说明在这两个年龄段,劳动力流动对留守人员的性别构成没有造成显著影响。但在 17—60 岁的年龄段,留守人员中的女性比例要显著高于总人口中的比例。在 38 岁时,留守人口中女性的比例达到最大,女男比达到 1.59,较总人口中的 1.06,高出 53 个百分点,劳动力的转移使农村留守中呈现“女性化的倾向”。

## (二) 参数估计

公式(8)和公式(9)是对农户农业生产进行分解的关键公式,从中可以看出,为了进一步研究劳动力转移对农业生产的影响,我们需要对生产函数的要素弹性( $\alpha_s$ 、 $\beta_s$ 和 $\gamma_s$ ),土地、资本和劳动力等要素投入( $M_{ist}$ 、 $K_{ist}$ 、 $N_{ist}$ 和 $X_{ist}$ ),农户的技术进步( $A_{ist}$ )及劳动力的综合劳动力系数( $\psi(h_{ist})$ )等进行估计。本文将首先估计劳动力的异质性程度,然后运用生产函数来估计相应的要素弹性,进而获得农户的技术进步,以便于后续的研究。

劳动力异质性程度的估计 对不同类型劳动力间的生产效率差异,长期以来对中国国内农业问题的研究比较倾向于认为男整劳、女整劳和半劳(老人和儿童)的生产效率指数分别为 1.0、0.75 和 0.5(许庆等,2011),这主要来源于计划经济时代所确立的“工分”制度,缺乏相应的科学依据,对市场经济条件下的适用性尚未可知。因此,本文将首先通过已有的调研数据来估计当前的经济中劳动力生产效率的差异。

一般而言,在劳动力市场完全竞争的条件下,其他条件相同的劳动力其生产效率的差异等于二者的工资之比。但是在农业生产中,由于中国的农户规模较小,其一般采用的都是家庭的自我经营行为,无法通过观察直接获得各类劳动力实际工资,这为实证带来了非常大的困难。Jacoby(1993)开创性地将“影子工资”(shadow wage)应用于农业生产,认为在劳动者完全理性的条件下,农户获得的工资要等于其机会成本(即外出打工收入)。设  $MPL_j$  为第  $j$  类劳动者所对应的边际产出,而  $wa_j$  则表示农户从事农业所获得的工资收入,对本文来说,设农户追求的目标是利润最大化,则由相应的一阶条件,可以得到:

$$MPL_j = wa_j \quad j \in \{m, f, c, o\}. \quad (10)$$

相应地:

$$MPL_j = \frac{\partial Y}{\partial L_j} = \frac{\gamma_s Y_{ist}}{X_{ist} \psi(h_{ist})} \times \lambda_j. \quad (11)$$

对当前的中国来说,由于存在严重的劳动力市场分割,农业和非农就业间的

<sup>8</sup> 此处的户籍人口是指登记户口为农业户口的人员,而我们将留守人员定义为,当年在家居住时间大于半年即 180 天的人员(在不考虑非农经营等的情况下这意味着农户外出打工的时间要小于半年)。但事实上有相当部分的人员在外打工时间小于半年,因此由于对留守人员定义的不同,本文可能会高估留守人员的数量。

渠道并不顺畅。由于比较严重的劳动力市场保护使得农户从事农业的工资往往要低于外出务工的工资,因此,我们设:

$$wa_j = g(x) \times wn_j \quad 0 \leq g(x) \leq 1. \quad (12)$$

这里,  $x$  表示对农村劳动力转移的诸多限制因素,  $g(x)$  则表示这些限制因素对农户劳动力转移中的工资影响程度。若劳动力市场完全分割,即农业和非农间完全不转移,则  $g(x)=0$ ;若劳动力市场完全开放,劳动力可以在农业和非农间自由转换,则认为  $g(x)=1$ 。当前的经济社会环境中,农业劳动力逐步地向非农转移,但受限于各类约束其并不能真正自由转移,因此,我们可以认为  $0 < g(x) < 1$ 。而户口制度等“系统性障碍”是造成中国劳动力市场分割的主要原因(孙文凯、白重恩和谢沛初,2011)<sup>9</sup>。且对于所有的农户来说可以认为其基本不变,所以根据公式(12)有:

$$\frac{wa_j}{wa'_j} = \frac{wn_j}{wn'_j}. \quad (13)$$

联立公式(10)、公式(11)和公式(13),我们可以得到:农户个人的生产效率之比要等于工资之比。

$$\frac{MPL_j}{MPL'_j} = \frac{\lambda_j wn_j}{\lambda'_j wn'_j}. \quad (14)$$

公式(14)是本文估算农户生产率差异的重要依据。通过农户个人信息表我们可以获得农户成员外出务工的时间和收入,以此来估算其能够获得的日工资,并据此来估算生产率差异。为了避免极端值的影响,本文取各类型劳动者工资的中位数,表1给出了最终的估计结果。

表1 各类型劳动力的生产效率指数

年份	男性	女性	儿童	老人
2004	1	0.78	0.49	0.75
2005	1	0.76	0.52	0.78
2006	1	0.73	0.55	0.67
2007	1	0.76	0.60	0.69
2008	1	0.73	0.63	0.71
2009	1	0.78	0.64	0.68
2010	1	0.79	0.63	0.67
总计	1	0.76	0.57	0.71

一般而言男性劳动力的生产效率要高于其他类型(Thapa, 2008)。因此,我们以男性为基准,即假设男性的生产率指数为1,其他类型的劳动力指数均

<sup>9</sup> 孙文凯、白重恩、谢沛初,“户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响”,《经济研究》,2011年第1期,第28—41页。

通过公式(14)得到。从表1可以看出,2004—2010年间女性的劳动力相当于男性的76%,其次是老人,相当于男性的71%,儿童则相当于男性的57%。从最终的结果看本文的估计与许庆等(2011)相比在女性和儿童部分相差无几,而老人的估计则要高于前者,但总的来看比较吻合。

但是在现有的文献中并不是所有的研究都支持女性的生产效率要低于男性这一结论。Udry(1996)的研究发现由女性控制的农场尽管产出要小于男性,但仅有约6%的产出差距;Petersen *et al.*(2007)通过对美国、挪威和瑞典同行业中同一企业的工人的比较研究发现,虽然男性的生产效率要高于女性,但二者之间的差别非常微小,在瑞典二者之差约为1%,美国为2%,挪威为3%。上述研究虽然表明了在生产中性别之间的差异要显著小于我们通常认可的0.25(男性为1,女性为0.75,本文估计男性为1,女性为0.76),但从严格意义上讲仍然认可了男性的生产率要高于女性这一观点。李实(2001)推断在获取农业收入方面,中国的女劳动力要胜过男劳动力,前者比后者要高出24.60%。<sup>10</sup>从前文的综述可以看出,当前的研究对性别间生产率的差异结论并不相同,因此在接下来的研究中,我们将以本文估计的结果(1.00, 0.76, 0.57, 0.71)作为基准,同时考虑性别无差异的假设(即1.00, 1.00, 0.57, 0.71)来分别研究劳动力转移对农业生产的影响。

**要素替代弹性估计** 在估计出各劳动力异质性系数之后,我们需要进一步估计各要素的替代弹性。对公式(1)两边取对数,同时添加独立同分布(i. i. d.)的误差项可以得到对时间 $t$ 、省份 $s$ 、第 $i$ 个人的估计方程,如公式(15):

$$\ln Y_{ist} = \alpha_s \ln M_{ist} + \beta_s \ln K_{ist} + \gamma_s \ln X_{ist} \psi(h_{ist}) + \gamma_s(z_s + z_i + \phi t) + \zeta_{ist} \quad (15)$$

其中, $Y$ 为农户的农业收入(用种植业经营收入代表), $M$ 为土地经营面积, $K$ 为资本投入(用农业经营费用支出代表,主要包括化肥、农药费、种子费(如自产种子按照市场价格折算为一定数额的现金)、机耕机播费、自用或租用役畜费等), $X$ 为劳动投入(用种植业经营投工量代表,主要包括家庭用工和雇工), $\psi$ 表示农户的异质性系数, $z_s$ 和 $z_i$ 分别代表省份和农户家庭的生产技术, $t$ 为时间, $\zeta_{ist}$ 为独立同分布的残差项。在公式(15)中,对于省级生产技术( $z_s$ )和农户个体生产技术( $z_i$ )均无法由数据直接得到,若直接对其进行估计则可能会产生“遗漏变量偏误”,使要素替代弹性有偏。但是在面板数据中,由于各农户有多个观测值,我们可以使用农户的固定效应来无偏地估计相关参数(Deininger and Jin, 2005)。

<sup>10</sup> 李实,“农村妇女的就业与收入——基于山西若干样本村的实证分析”,《中国社会科学》,2001年第3期,第56—69页。

$$\begin{aligned} \ln Y_{ist} - \overline{\ln Y_{ist}} = & \alpha_x (\ln M_{ist} - \overline{\ln M_{ist}}) + \beta_s (\ln K_{ist} - \overline{\ln K_{ist}}) \\ & + \gamma_s (\ln X_{ist} \psi (h_{ist}) - \overline{\ln X_{ist} \psi (h_{ist})}) + \gamma_s (z_s + z_i + \phi t) \\ & - (\overline{z_s} + \overline{z_i} + \overline{\phi t}) + (\zeta_{ist} - \overline{\zeta_{ist}}). \end{aligned} \quad (15a)$$

通过上述对技术进步的定义我们可以知道,由于生产技术可以分解为不随时间变动的部分及时间趋势,那么对于不随时间变动的部分我们有  $z_s = \overline{z_s}$ ,  $z_i = \overline{z_i}$ , 其中  $\overline{z_s}$  和  $\overline{z_i}$  分别表示生产技术  $\overline{z_s}$  和  $\overline{z_i}$  在样本期间的均值。因此,通过固定效应可以将公式(15a)中技术进步中的未知参数  $\overline{z_s}$  和  $\overline{z_i}$  消除,得到公式(15b):

$$\begin{aligned} \ln Y_{ist} - \overline{\ln Y_{ist}} = & \alpha_x (\ln M_{ist} - \overline{\ln M_{ist}}) + \beta_x (\ln K_{ist} - \overline{\ln K_{ist}}) \\ & + \gamma_s (\ln X_{ist} \psi (h_{ist}) - \overline{\ln X_{ist} \psi (h_{ist})}) + \gamma_s \phi (t - \overline{t}) \\ & + (\zeta_{ist} - \overline{\zeta_{ist}}), \end{aligned} \quad (15b)$$

至此,通过面板数据固定效应和已有的变量相结合,我们可以尽可能避免因变量无法测量而导致的遗漏变量偏误,从而尽可能“无偏”地估计生产函数中的要素替代弹性。事实上,本文同时还以随机效应模型来对公式(15)进行估计,Hausman 检验显示固定效应能够得到更好的结果,支持了本文对生产函数估计的方法选择。

表2给出了样本省份各主要变量在2004—2010年的基本统计。从表中可以看出在此区间内农户的农业收入在逐步增加,而投入的土地总体而言保持一个相对稳定的水平(2010年除外),户均约9.29亩,资本投入亦呈逐年增长的趋势,2004年最低位1728.50元,最高则在2010年达到2272.10元。相反,劳动力投入在逐渐减少,2004年最大为197.82个工作日,2010年仅为167.83个工作日,在样本年间男性劳动力和女性劳动力无论是绝对数量的劳动时间还是家庭劳动时间占比均呈下降趋势,而老人却呈上升趋势,详见图3和图4。

表2 主要变量的基本统计(2004—2010年)

年份	收入(元)	土地(亩)	资本(元)	劳动力(日)	工资(元/日)
2004	6 202.23	9.45	1 728.50	197.82	18.20
2005	6 180.11	9.25	1 735.99	187.95	20.22
2006	6 570.69	9.26	1 895.75	188.09	20.31
2007	7 280.46	9.22	1 974.28	193.25	30.60
2008	6 721.89	9.27	1 955.49	178.80	33.61
2009	7 681.79	9.45	2 083.52	180.84	36.67
2010	7 091.23	9.08	2 272.10	167.83	41.71
合计	6 766.70	9.29	1 929.46	185.78	27.75

注:收入和资本投入都已经进行价格调整;劳动力工资我们与朱喜等(2011)的方法相同(使用各省份各年日雇工价格的中位值)。

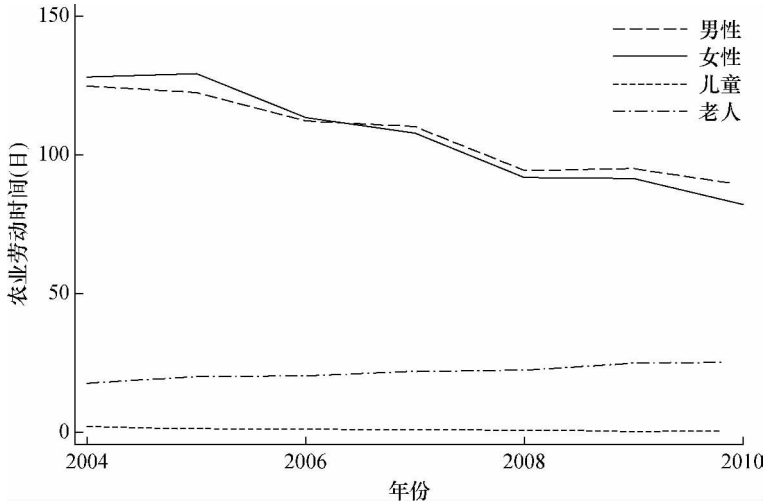


图 3 各类型劳动力劳动时间变化

资料来源：全国农村固定调查点，由作者整理。

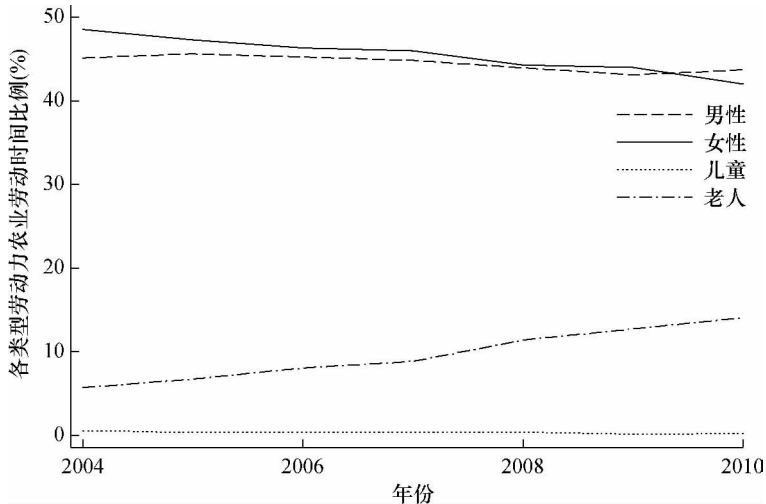


图 4 各类型劳动时间占比变化

资料来源：全国农村固定调查点，由作者整理。

表 3 给出了各地区农业生产要素的产出弹性。在三种基本要素投入中，劳动力的弹性最小，这与以往的研究相吻合（许庆等，2011），因为在当前农村存在大量剩余劳动力的条件下，农户劳动的边际成本较低，近似为 0 或为负，由此造成劳动投入占收入的比重较小（要素弹性又称为要素的相对份额）。土地和资本的重要性则随各地区而异，山西、河南和浙江的土地替代弹性在三种要素中最高，其中河南的土地替代弹性达到 0.70，而山东和浙江的资本替代弹性在三种要素中最高，其中山东的资本替代弹性达到 0.59。样本省份在农业生产方面显示较大的地域差异。

表3 各省份产出的要素替代弹性

省份	土地	资本	劳动力
山西	0.50	0.33	0.18
河南	0.70	0.23	0.07
山东	0.22	0.59	0.19
江苏	0.30	0.47	0.23
浙江	0.49	0.28	0.23

注:(1) 利用规模报酬不变假设,表中的弹性系数已经标准化,方法与朱喜等(2011)的做法相同。  
(2) Hausman 检验的结果显示对所有的省份均应使用固定效应,限于篇幅,本文省去了随机效应的估计结果。

最后,对技术进步  $A_{it}$  的估计。在得到劳动力异质性系数和各要素弹性之后,采用计算索洛剩余的方法。对公式(1)进行变形能够得到公式(16),并联合公式(2)、公式(4)和公式(5),从而对各农户的技术进步  $A_{it}$  进行估计:

$$A_{it} \left( \frac{Y_{it}}{M_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta}} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \frac{1}{X_{it} \psi(h_{it})}. \quad (16)$$

至此,我们将本文所使用的主要变量全部估计完毕。

## 四、劳动力转移的影响分析

### (一) 变量的描述性统计

表4给出了基于男性劳动力女性劳动力转移类型的变量描述性统计,主要报告了农户农业生产的投入和产出情况、农户农业生产各变量的增长率及农户家庭的基本情况。根据家庭中男女劳动力转移时间进行分类,我们可将所有的家庭划分为四类:无劳动力外出、仅男性转移、仅女性转移和男女共同转移。<sup>11</sup>随着劳动力转移的逐步深入(此处是指从类型A-D),农户的农业投入和产出差距显著,大致呈下降趋势,这与李旻和赵连阁(2009)的发现基本相同。有男女共同转移的农户其农业生产的投入和产出较无劳动力转移的农户均呈现较大幅度的下降。相比后者,户均农业产出下降了46.30%,耕种面积下降了13.09%,亩均产量下降了35.94%,亩均资本下降了15.93%,亩均劳动力投入下降了25.43%。在女性劳动力异质性=0.76时(即面板A),农业生产的技术进步则略微上升了1.15%,劳动力异质性系数微降4.05%;在男、女性劳动力异质性相同时(即面板B),农业生产的技术进步

<sup>11</sup> 此处男性劳动力定义为男性大于等于18周岁且小于等于60周岁,而女性劳动力则定义为女性大于等于18周岁且小于等于55周岁,而劳动力则定义为农户家庭男、女性劳动力数量之和。儿童定义为小于16周岁,老人则定义为男性大约60周岁或女性大于55周岁。若当年劳动力外出务工时间大于0则认为该劳动力发生了转移。

则略微上升了 1.18%，劳动力异质性系数微降 5.10%。在农业生产增长率方面，在四种类型中并未变现出一致趋势，但总体上而言，相比无劳动力外出或仅女性转移，含男性劳动力转移的两类（仅男性转移和男女同转）农户在各方面增长缓慢，在部分要素上甚至出现了下降。仅男性转移类型的农户在总产出、耕地面积、亩均产量和生产技术方面在四类中表现最差，较最高值分别低 4.58、2.61、2.40 和 1.92（面板 A）个百分点，而男女同转的则在亩均资本、亩均劳动力和劳动力异质性方面表现最差，较最高值分别下降 1.22、0.62 和 0.28（面板 A）个百分点。

表 4 各变量的描述性统计

变量	无劳动力外出	仅女性转移	仅男性转移	男女同转
	A	B	C	D
<b>农户农业生产基本情况</b>				
总产出	8 829.86	7 229.22	5 968.056	4 741.73
耕种土地面积	9.70	9.23	9.27	8.43
亩均产量	874.52	754.09	611.10	560.24
亩均资本	224.57	226.46	188.96	188.79
亩均劳动力	24.18	23.74	20.39	18.03
<u>(1.00, 0.76, 0.51, 0.71)</u>				
技术(lnA)	30.55	30.75	31.24	30.90
劳动力异质性	0.87	0.89	0.85	0.83
<u>(1.00, 1.00, 0.51, 0.71)</u>				
技术(lnA)	30.43	30.65	31.10	30.79
劳动力异质性	0.98	0.98	0.98	0.93
<b>农户农业生产增长率(%)</b>				
总产出	1.64	2.51	-2.07	-0.96
耕种土地面积	-1.21	0.08	-2.53	-1.71
亩均产量	2.85	2.44	0.45	0.75
亩均资本	1.35	0.63	1.14	0.13
亩均劳动力	-0.07	-0.03	-0.23	-0.65
<u>(1.00, 0.76, 0.51, 0.71)</u>				
技术(lnA)	1.67	1.35	-0.25	1.03
劳动力异质性	-0.01	0.13	-0.10	-0.15
<u>(1.00, 1.00, 0.51, 0.71)</u>				
技术(lnA)	1.71	1.56	-0.32	1.15
劳动力异质性	-0.04	-0.08	-0.03	-0.38
<b>农户家庭基本情况</b>				
家庭规模(人)	3.75	3.94	4.08	4.82
儿童数量(人)	0.69	0.43	0.68	0.82
老人数量(人)	0.36	0.33	0.37	0.60
劳动力数量(人)	2.64	3.12	2.96	3.33

(续表)

变量	无劳动力外出	仅女性转移	仅男性转移	男女同转
	A	B	C	D
转移人口数(人)	0.03	2.22	2.38	4.41
户主年龄(岁)	50.07	50.27	50.01	51.31
户主教育程度(年)	7.22	7.11	7.03	7.11
经营土地面积(亩)	5.54	5.23	5.79	4.65
土地细碎化程度(亩/块)	2.03	1.77	1.97	1.57
固定性生产资料原值(元)	6570.60	5577.45	4469.16	4694.89
家庭总收入(元)	29975.13	32168.94	24975.08	31509.56
N	2891	465	2657	1618

注:(1) 由于计算增长率时会损失 2004 年的样本,因此在表 6 中给出的是 2005—2010 年各变量的描述性统计。(2) 由于在样本中仅保留了职业选择为家庭经营农业劳动力、受雇劳动者及学生,因此表 4 中所报告的农户家庭规模要小于其他统计资料中的家庭规模。

## (二) 劳动力转移对农户生产决策行为的影响

农户的生产核算其隐含的假设为农户仍进行农业生产,因此我们将首先分析劳动力转移对农户“退出”农业的影响。但随着劳动力转移程度的加深,一方面,劳动力转移后所带来的“资金回流”所产生的替代效应会降低对农业生产的依赖;另一方面,由于劳动力转移所带来的劳动力紧缺等使得农户进行农业生产的成本升高。当农户继续进行农业生产的边际成本高于其边际收益时,农户便会放弃农业生产,成为职业的“打工者”。因此在对农户进行增长核算之前,首先需要分析劳动力转移对农户“退出农业”的影响,为此我们建立如下模型:

$$P_{it}(\text{out} = 1) = \alpha + \beta \times X + \sum \gamma_j \times X \times \text{dum} + \lambda_j \times \text{cv} + f_i + \epsilon_i \quad (17)$$

其中,  $P_{it}$  为农户  $i$  在第  $t$  年的生产决策,若农户选择退出,则  $P=1$ ;若农户继续进行农业生产,则  $P=0$ 。若农户进行农业生产,则其必然需要相应的要素投入,获得一定的产出,结合公式(1)可以知道,这意味着有  $Y_{ist}$ 、 $M_{ist}$ 、 $K_{ist}$  和  $X_{ist} > 0$ ,即各项要素投入均需为正值。<sup>12</sup>若一农户其土地、资本、劳动力投入或者产出为 0,则可认为该农户放弃了农业生产,其他情况则认为该农户仍进行农业生产。变量  $X$  代表农户劳动力转移的天数,其可以进一步划分为男性转移和女性转移, $\beta$  分别表示男、女劳动力对农户“退出”行为的影响。以往的研究发现,不同年龄段的农户外出务工行为的影响并不相同,为

<sup>12</sup> 注意此处的土地与传统研究中的农户经营耕地并不相同。此处是指农户当年的耕种面积,而传统上往往是指农户具有经营所有权的土地。对农户而言,其可以将具有经营所有权的土地租给他人耕种,此时耕种面积为 0。

此我们通过虚拟变量  $dum_1$  来刻画农户劳动力转移的年龄类型, 根据农业生产的实际情况, 农户的年龄处于 35—45 岁 (含 35 和 45 岁)<sup>13</sup>, 我们认为该劳动力处于壮年,  $dum_1=1$ , 否则  $dum_1=0$ 。此外, 针对男女性是否同时转移, 我们分别通过设定虚拟变量  $dum_2$  和  $dum_3$  来反映。定义虚拟变量  $dum_2$  来反映男性劳动力转移的类型, 若仅男性劳动力转移, 则  $dum_2=0$ , 若男女劳动力共同转移, 则  $dum_2=1$ ; 定义虚拟变量  $dum_3$  来反映女性劳动力转移的类型, 若仅女性劳动力转移, 则  $dum_3=0$ , 若男女劳动力共同转移, 则  $dum_3=1$ 。在此基础上我们产生交叉项: 男性劳动力转移 \* 类型 1 和女性劳动力转移 \* 类型 2 来研究不同转移类型中劳动力转移的影响。 $cv$  代表控制变量, 包括农户户主的人口学变量、农户家庭结构、农户农业生产的主要情况等,  $f$  为固定效应,  $\epsilon_i$  为残差项。模型的最终结果见表 5 模型 1 至模型 3。

表 5 劳动力转移对农户退出农业的影响

(系数 * 10 <sup>-2</sup> )	农户退出 (probit)			土地流转 (ols)		
	因变量: 农户退出农业			因变量: 土地转出率		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
男性劳动力转移 (日)	0.0193*** (0.0032)	0.0168*** (0.0036)	0.0137*** (0.0039)	0.0181*** (0.0055)	0.0138** (0.0062)	0.0141** (0.0066)
女性劳动力转移 (日)	0.0330*** (0.0035)	0.0248*** (0.0039)	0.0177*** (0.0062)	0.0064 (0.0059)	-0.0005 (0.0067)	0.0030 (0.0102)
男性劳动力转移 * 壮年		0.0044 (0.0042)	0.0039 (0.0042)		-0.0090 (0.0071)	-0.0088 (0.00071)
女性劳动力转移 * 壮年		0.0234*** (0.0055)	0.0235*** (0.0056)		0.0204** (0.0094)	0.0206** (0.0094)
男性劳动力转移 * 类型 1			0.0098* (0.0059)			0.0031 (0.0095)
女性劳动力转移 * 类型 2			0.0022 (0.0079)			-0.0072 (0.0128)
控制变量						
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11 819	11 819	11 819	11 819	11 819	11 819

注: (1) 此处壮年为虚拟变量, 若劳动力的年龄小于 35 或大于 45, 则壮年 = 0; 大于 35 且小于 45, 则壮年 = 1。(2) 此处其他控制变量包含农户的家庭规模, 儿童和劳动的数量, 农户的劳动力人数, 劳动力转移的人数, 户主的年龄, 户主年龄的平方, 户主的受教育程度, 农户经营土地面积, 土地零碎化程度, 农业固定性生产原值等, 限于篇幅, 回归系数在此省略。(3) \*\*、\* 和 \* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

从模型 1 的结果看, 男、女劳动力的向外转移均可能引起农户退出农业生产 ( $\beta=0.0193$ ,  $p<0.01$ ;  $\beta=0.0330$ ,  $p<0.01$ ), 这意味着男性劳动力外

<sup>13</sup> 我们还考虑了将壮年定义为 20—45 岁的情况, 如有需要可向作者索取。

出时间增加 10 天会使得农户退出农业的概率增加 0.19%，女性劳动力外出时间增加 10 天会使得农户退出农业的概率增加 0.33%。而从模型 2 可以发现壮年女性的外出则会使得这种影响进一步加大 ( $\beta=0.0234$ ,  $p<0.01$ )，该部分女性的外出务工时间增加 10 天会使得农户退出农业的概率增加 0.23%，这主要是因为 35—45 岁的女性无论在家庭中还是农业生产中均处于支柱地位，她们外出打工一方面意味着农户家庭的就业重心向外转移，而另一方面使得从事农业生产的可用时间减少，在这两方面的作用下农户对农业的依存度下降，在达到一定程度时便彻底地退出农业。从描述性统计分析看，男性劳动力和女性劳动力的转移类型存在较大区别，转移类型的不同可能也将影响到农户的退出决策，若不考虑其转移类型（即是否同时转移），则研究结果可能产生较大的偏误。为此，我们将男性劳动力和女性劳动力的转移类型及其交叉项加入其中，研究结果见模型 3。从模型 3 可以看出，考虑转移类型后男性劳动力、女性劳动力和壮年女性劳动力的向外转移对退出决策的影响程度有所减弱 ( $\beta=0.0137$ 、 $\beta=0.0177$  和  $\beta=0.0235$ )。交叉项男性劳动力 \* 类型 1 系数为 0.0098 且在 10% 水平上显著，说明相对于仅男性发生转移，当男女共同转移时，男性劳动力对农户退出农业的影响要更大。

当然，劳动力的向外转移并不是必然会引起农户退出农业，农户也可能通过转出土地，逐步减少农业投入，来达到自身利益最大化 (Kung, 2002)。为此，我们研究了劳动力转移对农户土地转出率的影响，结果见表 5 模型 4 至模型 6：

$$\text{Landout}_{it} = \alpha + \beta \times X + \sum \gamma \times X \times \text{dum} \times \lambda_j \times \text{cv} + f_i + \varepsilon_i. \quad (18)$$

其中，因变量 *Landout* 代表农户土地净转出率（即农户净转出土地占其经营面积之比），即：

$$\text{Landout}_{it} (\text{土地转出率}) = \frac{\text{转出土地} - \text{转入土地}}{\text{经营面积}}. \quad (19)$$

从模型 4 的结果看，男性劳动力的转移会使得农户土地净转出率增加 ( $\beta=0.0181$ ,  $p<0.01$ )，这说明男性劳动力向外转移的时间每增加 10 天，农户会有 0.18% 的土地向外流出，而一般女性劳动力转移对此的影响并不显著。而壮年女性劳动力的转移同样会使农户家庭土地转出率显著上升 ( $\beta=0.0204$ ,  $p<0.05$ )。在当前中国农村，男性劳动力转移后，主要由女性来从事农业生产，壮年女性成为农业生产的主力军 (钱忠好, 2008)<sup>14</sup>。因此壮年女性的向外转移意味着农户家庭农业劳动力投入的减少，在此情况下，女性的进一步转移势必会促使农户家庭进行生产调整，减少土地。总的来看，劳动力转移

<sup>14</sup> 钱忠好，“非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解”，《中国农村经济》，2008 年第 10 期，第 13—21 页。

会提高农户的土地转出率，但影响并不大，这与当前中国农地流转的现状相吻合（叶剑平等，2006<sup>15</sup>；钱忠好，2008）。我们也同样考虑了转移类型的影响，研究结果见表5模型6。回归结果显示，将男性劳动力和女性劳动力的转移类型纳入回归方程后，原有的结果基本保持不变。

### （三）劳动力转移对农业生产的影响

从公式（9）可以知道，农户农业产出的增长率（ $\hat{Y}$ ）等于耕地面积的增长率（ $\hat{M}$ ）与亩均产量的增长率之和（ $\hat{y}$ ），而亩均产量等于亩均资本（ $\beta\hat{k}$ ）、亩均劳动力（ $\gamma\hat{l}$ ）、农业技术进步（ $\gamma\hat{A}$ ）和劳动力异质性的增长率（ $\gamma\hat{\psi}$ ）之和，我们使用公式（20）来研究农户劳动力转移对农业生产增长率的影响。其中因变量 $\hat{d}_{ijt}$ 表示各投入和产出变量的增长率，而相应地 $\Delta X/X$ 表示农户男、女性劳动力外出务工的增长率，本文使用 $\ln(1+X_t) - \ln(1+X_{t-1})$ 来计算：

$$\hat{d}_{ijt} = a + b \times \frac{\Delta X}{X} + \sum c \times \frac{\Delta X}{X} \times dum + \eta \times cv + f_j + \epsilon_i. \quad (20)$$

这里 $dum_1$ 为年龄虚拟变量，表示若发生劳动力转移，该劳动力是否正处于壮年（35—45岁），若是则为1，其他取0。 $cv$ 为控制变量，包含农户家庭的主要情况，如家庭规模、劳动力数量等， $f_j$ 为固定效应， $\epsilon_i$ 为残差项。最终的回归结果分别见表6。

从表6可以看出，男性劳动力的转移不仅会降低农户的耕种面积（系数 $= -0.0055$ ， $p < 0.05$ ），而且会降低农户的亩均产出（系数 $= -0.0061$ ， $p < 0.05$ ），从而使得农户的总产出下降（系数 $= -0.0116$ ， $p < 0.01$ ）。在其他变量保持不变的情况下，男性劳动力的外出务工时间增加一倍，即增加100%会使得该农户的耕地面积下降0.55%，亩均产出下降0.61%，农户的总产出下降1.16%。男性劳动力转移所导致的生产技术下降则是亩均产量下降的主要原因（系数 $= -0.0062$ ， $p < 0.05$ ），男性劳动力外出务工时间每增加100%，农户的农业生产技术将下降0.62%。女性转移后会显著降低农户家庭在农业中的劳动力投入，系数为 $-0.0043$ 且在1%水平上显著。壮年女性劳动力转移的时间增长同样的幅度将使农户耕地面积下降1.40%，产出增长率下降2.37%。壮年女性劳动力的转移对农业生产的影响约为男性劳动力的两倍，这与壮年女性在农户家庭中的支柱地位相符合。在当前农村，男性转移后，家中农业生产将主要由女性尤其是壮年女性来经营，同时这部分女性还肩负着抚养儿童、赡养老人的重任。因此，当壮年女性劳动力转移后，农户

<sup>15</sup> 叶剑平、蒋妍、丰雷，“中国农村土地流转市场的调查研究：基于2005年17省调查的分析和建议”，《中国农村观察》，2006年第4期，第48—55页。

表6 劳动力转移类型对农业生产的影响

	$\hat{Y}$	$\hat{M}$	$\hat{y}$	$\beta \times \hat{k}$	$\gamma \times \hat{H}$	面板 A: (1.00, 0.76, 0.51, 0.71)		面板 B: (1.00, 1.00, 0.51, 0.71)	
						$\gamma \times \hat{A}$	$\gamma \times \hat{B}$	$\gamma \times \hat{A}$	$\gamma \times \hat{B}$
劳动力转移类型									
男性劳动力转移 (%)	-0.0116*** (0.0035)	-0.0055** (0.0025)	-0.0061** (0.0031)	0.0007 (0.0013)	0.0001 (0.0005)	-0.0062** (0.0028)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0059** (0.0028)	-0.0001* (0.0001)
女性劳动力转移 (%)	0.0055 (0.0044)	0.0013 (0.0031)	0.0042 (0.0038)	-0.0007 (0.0016)	-0.0006 (0.0007)	0.0026 (0.0035)	-0.0001 (0.0001)	0.0038 (0.0035)	-0.0006*** (0.0001)
男性劳动力转移 * 壮年	-0.0056 (0.0096)	-0.0058 (0.0067)	0.0001 (0.0083)	-0.0005 (0.0036)	0.0001 (0.0015)	0.0022 (0.0076)	-0.0006** (0.0002)	0.0005 (0.0077)	-0.0004** (0.0002)
女性劳动力转移 * 壮年	-0.0237** (0.0121)	-0.0140* (0.084)	-0.0097 (0.0105)	0.0039 (0.0045)	0.0004 (0.0019)	-0.0149* (0.0901)	0.0003 (0.0003)	-0.0137* (0.0090)	-0.0005** (0.0003)
男性劳动力转移 * 类型1	-0.0066 (0.0099)	-0.0184*** (0.0069)	0.0118 (0.0086)	0.0087 (0.0077)	0.0008 (0.0015)	0.0057 (0.0079)	-0.0006*** (0.0002)	0.0053 (0.0079)	-0.0001 (0.0001)
女性劳动力转移 * 类型2	-0.0051 (0.0084)	0.0037 (0.0058)	-0.0089 (0.0073)	-0.0031 (0.0031)	0.0002 (0.0013)	-0.0031 (0.0067)	0.0003 (0.0002)	-0.0042 (0.0071)	0.0003 (0.0002)
控制变量									
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
其他	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7 631	7 631	7 631	7 631	7 631	7 631	7 631	7 631	7 631

注: (1) 此处其他控制变量包含农户的家庭规模、儿童和劳动的数量、农户的劳动力人数、劳动力转移的人数、户主的年龄、户主年龄的平方、户主的爱教育程度、农户经营土地面积、土地零碎化程度、农业固定性生产原值等,限于篇幅回归系数在此省略。(2) 括号内为变量的稳健标准误。(3) \*\*、\*、\* 分别表示该变量在1%、5%和10%水平上显著。

家庭的重心也随之发生改变，农业将逐渐转由老人和儿童来经营，农户不得不缩减经营规模来应对和调整。因此，相比男性劳动力，壮年女性劳动力的转移会对农业生产产生更大的负面影响。从劳动力转移与转移类型的交叉项看，相对于仅男性劳动力转移，当男女劳动力共同转移时男性劳动力的进一步转移会引起农户耕种面积的下降（系数 = -0.0184， $p < 0.01$ ），但在女性劳动力上并未体现出如此特征。

从亩均产量的影响因素看，男性劳动力和女性劳动力的外出（含壮年劳动力）并不影响农户的资本和劳动力投入，这似乎与以往的研究相悖。我们认为劳动力转移对资本和劳动力投入有两方面的影响：第一，劳动力转移后所带来的资金回流可以增加农户家庭财富，降低其面临的资本约束；第二，劳动力外出后会降低农户在农业上的劳动力供给，在耕种面积保持不变的条件下客观上要求农户增加资本投入，由此表现出资本—劳动的替代关系。早期的研究发现，劳动力转移所带来的资金回流能够增加农户的投资。但当前的众多研究发现，在当前的农业生产中，农户的资本约束基本不存在（朱喜、史清华和李锐，2010；刘承芳、张林秀和樊胜根，2002）<sup>16</sup>，农户获得的资金回流主要用于建造房屋等耐用消费品（de Brauw *et al.*，2008）。在农户资本约束并不存在的条件下，第一条路径并不存在。对第二条路径，从本文的研究结果看，劳动力的转移并未显著降低农户的农业劳动投入，所以劳动—资本的替代效应也并不存在。因此，上述两方面的共同作用会使得劳动力的转移并未对农户的资本投入产生显著正向影响。

劳动力的转移并未对农户的亩均劳动投入产生显著影响。劳动力转移后，若农户面临劳动投入的约束，则可以通过两种方法来调整：一是降低单位面积的劳动力投入，二是缩小耕种面积。从实际情况看，中国农村人均耕地面积较小，样本省份农户的耕种面积为 9.29 亩，劳动力投入为 185.78 日，约为一个整劳力一年劳动时间的一半。因此，男性劳动力转移后，农业生产将主要由女性来承担，而女性劳动力尤其是壮年女性劳动力（35—45 岁）转移后，会提高老人及孩子的劳动时间，由此形成逐次替换的关系，所以农户农业劳动力投入所面临的约束可能并不严重。而从本文的研究结果看，男性劳动力和壮年女性劳动力转移后，农户的耕种面积出现下降，这说明农户同时也在通过缩小耕种面积来进行调整。

对索洛剩余的进一步研究发现，劳动力转移对农业生产技术的显著负面影响是造成其对亩均产量负面影响的主要原因。从表 6 可以看出，对面板 A 而言，男性劳动力的外出务工时间翻倍，农户的农业生产技术会下降 0.62%，

<sup>16</sup> 朱喜、史清华、李锐，“转型时期农户的经营投资行为——以长三角 15 村跟踪观察农户为例”，《经济学》（季刊），2010 年第 2 期第 9 卷，第 713—730 页。刘承芳、张林秀、樊胜根，“农户农业生产性投资影响因素研究——对江苏省六个县市的实证分析”，《中国农村观察》，2002 年第 4 期，第 34—41 页。

壮年女性劳动力外出务工时间翻倍,农户的农业生产技术下降的幅度更大,为1.49%,约为男性的3倍;对面板B而言则分别为0.59%和1.37%,显示出壮年女性劳动力在当前农业生产中的主要地位。这是因为在一定条件下,生产技术与劳动力和资本投入间并不是相互替代的关系,而表现为互补(Ji, Yu and Zhong, 2012)。面板A中,男性劳动力的转移会显著降低农户农业生产劳动力的综合能力(系数分别为-0.0004和-0.0006,  $p$ 分别小于0.01和0.05),而女性的影响并不显著;而面板B中,男女劳动力的转移均会显著降低农户农业生产劳动力的综合能力。这主要是由于在面板A中,各劳动力的效率组合为(1.00, 0.76, 0.51, 0.71),男性劳动力的生产效率要远高于其他,而女性劳动力虽然高于老人,但差距并不大(二者相差仅为0.05);而面板B中假设男女劳动力具有相同的生产效率,组合为(1.00, 1.00, 0.51, 0.71),女性劳动力的生产效率要远高于老人(二者相差0.29)。从现实情况看,男女劳动力转移后会显著增加老人的劳动供给(李旻和赵连阁, 2010)<sup>17</sup>,当老人与女性劳动力的生产差距较小时,女性持续转移后老人能够很好地形成替代,因此将出现面板A中的情况,反之则体现出面板B的性质。

Lewis (1954)认为,农村剩余劳动力是指边际劳动力生产率为0或负数的劳动力,由此推断农村剩余劳动力的实质是那些处于失业或半失业状态的农民,它是指超过农业生产需求的那部分劳动力,将他们转移出去,并不会对农业生产产生影响。但本文的研究结果表明,男性劳动力和壮年女性劳动力的转移却会导致农户退出农业的概率增加、耕地经营面积减少、农业产出下降等,说明劳动力的转移已经对农业生产产生影响(尽管这种影响仍比较微弱<sup>18</sup>),这与传统对剩余劳动力的定义相悖。说明经过几十年持续不断的转移,在当前的制度环境下中国劳动力无限供给的年代已经结束,传统意义上的剩余劳动力已经转移完毕,刘易斯拐点已经到来,支持了蔡昉(2010)的观点<sup>19</sup>。在此需要强调的是农村的“剩余劳动力”和“刘易斯拐点”是一个相对的概念,其状态随着环境的变化而变化。尽管本文发现劳动力的转移已经对农业生产呈现显著的负向影响,并由此推断在“当前的制度环境”下,刘易斯拐点已经到来。

但是,从长远来看,我国仍有大量的农业剩余劳动力需要向外转移。2010年我国农业的就业比例为36.7%,但从国际经验看一个成熟经济体其农业部门的就业比例大都降低在10%以内,这意味着中国农业劳动力的向外转移仍有很大的提升空间(36.7% vs 10%)。以2010年为基准,假设中国的农

<sup>17</sup> 李旻、赵连阁,“农村劳动力流动对农业劳动力老龄化形成的影响——基于辽宁省的实证分析”,《中国农村经济》,2010年第9期,第68—74页。

<sup>18</sup> 基于研究结果我们预测了样本期内劳动力转移对农业生产的影响,限于篇幅,此处省略,如有需要请与作者联系。

<sup>19</sup> 蔡昉,“人口转变、人口红利与刘易斯转折点”,《经济研究》,2010年第4期,第4—13页。

业劳动力占比达到10%左右,这意味中国仍将有2.05亿农业劳动力向外转出。因此,“剩余劳动力”的存在与否是一个相对的问题,从本文的研究结果看在当前的制度条件下,“刘易斯拐点”已经到来,但从长期的角度看,随着国家制度改革的不断深入,我们仍将产生大量的“剩余劳动力”,“刘易斯拐点”并真正到来。

## 五、主要结论及政策建议

农村劳动力的大规模向外转移是中国过去30年经济发展的重要特征之一。劳动力资源的重新配置对推动中国经济增长、提高农户收入等具有显著作用,但劳动力转移对农业生产影响的研究并不多见。本文基于中国农村固定调查点2004—2010年山西、山东、河南、江苏和浙江的面板数据,研究了劳动力转移对农业生产的关系,研究发现:

第一,男性劳动力在农业生产中的效率要高于其他类型,男性、女性、老人和儿童的劳动生产效率之比约为1.00:0.76:0.71:0.56,与计划经济时代对各劳动力的分配大致相同。本文的研究对此提供了更为科学的依据。

第二,男性劳动力和壮年女性(35—45岁)劳动力的转移不仅仅会使农户退出农业的概率提高,耕地流出率增大,而且会降低农户农业产出及其增长率,农户耕地面积的减少是主要原因,显示出劳动力转移对农业生产的负面影响。

第三,本研究发现劳动力转移对农业生产存在显著负面影响,尽管这种影响的幅度较小,但与“剩余劳动力”的推论相悖,这说明当前中国农业剩余劳动力的转移已基本完毕,“刘易斯拐点”已经到来。但是从长期角度看,我国仍将有大量的农村剩余劳动力向外转移。

从本文得到的研究结论看,在当前的政策制度下劳动力转移已经对中国的农业生产产生负向影响,但是从发展的角度看中国仍有大量的农业劳动力亟须向外转移。从结构转变的角度看,农业的发展关系着整个中国经济的发展,能够将农业劳动力从农业中解放出来是未来中国经济进一步发展的关键。为了实现这一目标,就要求我们对当前限制农业发展和农村劳动力转移的政策和制度等作出相应调整,进一步释放农业劳动力的生产积极性。例如,在当前家庭联产承包责任制下,我国农户的平均耕地面积相对较小,虽然能够吸纳相当数量的农村劳动力,但也具有生产规模较小难以建立规模优势,不利于农业生产技术的推广等弊端,降低了农业生产的效率,并进一步阻碍了农业劳动力的向外转移。从长远的角度看,需要中国对土地制度进行改革,促进农地流转,提高农业生产效率,并使更多的农村劳动力可以从农业生产中解放出来实现向外转移,从而实现经济的顺利转型,促进经济的快速发展。

## 参考文献

- [1] Cai F. ,“Demographic Transition, Demographic Dividend and Lewis Turning Point in China”, *Economic Research Journal*, 2010, 4, 4—13. (in Chinese)
- [2] Chang, H. , X. Dong, and F. Macphail. ,“Labor Migration and Time Use Patterns of the Left-behind Children and Elderly in Rural China”, *The World Development*, 2011, (39)12, 2199—2210.
- [3] De Brauw, A. , and S. Rozelle, “Migration and Household Investment in Rural China”, *China Economic Reviews*, 2008, 19, 320—335.
- [4] Deininger, K. , and S. Jin, “The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2005, (78)1, 241—270.
- [5] Jacoby, H. G. , “Shadow Wages and Peasant Family Labour Supply: An Econometric Application to the Peruvian Sierra”, *Review of Economic Studies*, 1993, (60)4, 903—921.
- [6] Ji, Y. , X. Yu, F. Zhong, “Machinery Investment Decision and Off-Farm Employment in Rural China”, *China Economic Review*, 2012, (23)1, 71—80.
- [7] Kung, J. K. , “Off-Farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China”, *Journal of Comparative Economics*, 2002, (30)2, 395—414.
- [8] Lewis, W. A. , “Economic Development with Unlimited Supplies of Labor”, *The Manchester School*, 1954, (22)2, 139—191.
- [9] Li M. , and L. Zhao, “Feminization of Agricultural Labor Forces and Its Impacts on Agricultural Production—An Empirical Study Based on Survey in Liaoning Province”, *Chinese Rural Economy*, 2009, 5, 61—69. (in Chinese)
- [10] Li M. , and L. Zhao, “The Impact of Rural Labor Forces Flow to Ageing of Agricultural Labor Forces—An Empirical Study Based on Data of Liaoning Province”, *Chinese Rural Economy*, 2010, 9, 68—74. (in Chinese)
- [11] Li S. , “Rural Women: Employment and Income—An Empirical Analysis Based on the Data from Sample Villages”, *Social Sciences in China*, 2001, 3, 56—69. (in Chinese)
- [12] Li Q. , and Y. Song, “The Impact of Different Types of Migration on Labor Supply for Farming of the Elderly in Rural China and the Regional Differences”, *Chinese Rural Economy*, 2009, 5, 52—60. (in Chinese)
- [13] Liu C. F. , L. Zhang, and S. Fan, “A Study on the Factors Affecting Farmer’s Agricultural Production Investment”, *China Rural Survey*, 2002, 4, 34—41. (in Chinese)
- [14] Liu X. M. , and W. Tian, “Research on the Contribution of China’s Rural Labor Force Transfer to Economic Growth”, *Management World*, 2005, 1, 91—5. (in Chinese)
- [15] Pang L. H. , Rozelle Scott and De Brauw Alan, “Labor Supply of the Elderly in Rural China”, *China Economic Quarterly*, 2003, (2)3, 721—730. (in Chinese)
- [16] Petersen, T. , V. Snartland and E. M. M. Milgrom, “Are Female Workers Less Productive than Male Workers?”, *Research in Social Stratification and Mobility*, 2007, 25, 13—37.

- [17] Qian Z. H. , “Does Off-farm Employment Certainly Lead to Circulation of Farmland? -A Theoretical Analysis in Context of labor Division within a Family and Explanation of Farmers’ Households’ Managing Agriculture as Concurrent Business”, *Chinese Rural Economy*, 2008, 10, 13—21. (in Chinese)
- [18] Sun W. K. , C. Bai, and P. Xie, “The Effect on Rural Labor Mobility from Registration System Reform in China”, *Economic Research Journal*, 2011, 28—41. (in Chinese)
- [19] Thapa, S. , “Gender Differentials in Agricultural Productivity: Evidence from Nepalese Household Data”, MPRA working paper, 2008.
- [20] Udry, C. , “Gender, Agricultural Production, and the Theory of the Household”, *Journal of Political Economy*, 1996, 104(5), 1010—1046.
- [21] Xu Q. , R. Yin, and H. Zhang, “Economics of Scale, Returns to Scale and the Problem of Optimum-scale Farm Management: An Empirical Study Based on Grain Production in China”, *Economic Research Journal*, 2011, 3, 59—71. (in Chinese)
- [22] Ye J. P. , Y. Jiang, and L. Feng, “A Survey of Land Circulation Market in Rural China: Analysis and Suggestions based on 17 Provinces in 2005”, *China Rural Survey*, 2006, 4, 48—55. (in Chinese)
- [23] Yuan Z. G. , and D. Xie, “The Effect of Labor Misallocation on TFP: China’s Evidence 1978—2007”, *Economic Research Journal*, 2011, 7, 4—17. (in Chinese)
- [24] Zhang G. T. , J. Jiang, and Y. Chen, “The Impact of Chinese Rural Surplus Labor Transfer on Economic Growth”, *China Industrial Economics*, 2010, 10, 15—23. (in Chinese)
- [25] Zhu X., Q. Shi, and Q. Ge, “Misallocation and TFP in Rural China”, *Economic Research Journal*, 2011, 5, 86—98. (in Chinese)
- [26] Zhu X. , Q. Shi, and R. Li, 2010, “Farmers’ Operational Investment Behavior in Transition: Evidence from 15 Villages in the Yangtze River Delta”, 2010, 9(2), 713—730. (in Chinese)

## Labor’s Migration and Chinese Agricultural Production

QINGEN GAI\*

(Shanghai University of Finance and Economics,  
Shanghai Jiao Tong University)

XI ZHU QINGHUA SHI  
(Shanghai Jiao Tong University)

**Abstract** Based on panel data constructed by Shanxi, Henan, Shandong, Jiangsu and

---

\* Corresponding Author; QingenGai, Room 305, No. 321 Wudong Road, Yangpu District, Shanghai, 200433, China; Tel: 86-21-65903010; E-mail: gai\_qingen@shufe.edu.cn

Zhejiang provinces during 2004—2010, we intend to shed light on the relationship between rural labor migration and agricultural production. First of all, this article indicates that the agricultural productivity of male, female, elderly and children is different and can be expressed as  $1.00 : 0.76 : 0.71 : 0.57$ . Secondly, we discover that the migration of male and female labor aged 35—45 can not only improve household's quit rate and increase the rate of land's outflow, but also decrease the agricultural growth rate. Finally, according to our findings, 'Lewis turning point' has arrived in the current institutional environment.

**JEL Classification** Q12, O11, O13