

# 土地资源资源配置不当与劳动生产率<sup>\*</sup>

盖庆恩 朱 喜 程名望 史清华

内容提要: 中国农村土地在家庭承包责任制下按人口数量进行平均分配,这忽略了农户在农业生产效率上的差异,从而导致了农户土地经营规模与其生产效率间的错配,造成土地资源资源配置不当。本文在标准的两部门模型中,引入中国特色的土地制度安排,从理论上说明了土地资源资源配置不当对中国加总劳动生产率的影响机制,并基于全国农村固定跟踪观察点(2004—2013年)详实的微观数据评价了土地资源误配的影响程度。实证结果表明,若土地能够有效配置,平均而言样本期间中国农业部门的全要素生产率将提高1.36倍,农业劳动力占比将下降16.42%,加总的劳动生产率将提高1.88倍。

关键词: 资源配置不当 结构转型 劳动生产率

## 一、引 言

家庭承包责任制的实施对改革开放之初中国农村经济的恢复和农业生产的发展起到了重要的作用(Lin, 1992; McMillan et al., 1989)。在实际操作中,由于各种条件的限制,土地这一重要的农业生产要素往往按照农户家庭人口进行平均分配。<sup>①</sup>这样的分配方式忽略了农户在农业生产效率上的异质性,导致其生产效率与土地经营规模脱节。一般地,生产效率较高的生产者其要素的边际产出也较高,在要素市场完备的情况下,生产效率较高的生产者将持续扩大规模直至其边际产出与边际成本相等。这意味着生产者的效率越高,其规模越大,二者呈正相关关系(Alfaro et al., 2008; Adamopoulos & Restuccia, 2014)。相关性越强,资源配置效率越高。但是具体到中国而言,在当前的土地分配制度下农户的土地经营规模与其生产效率并不相关,这意味着中国土地资源配置是扭曲的。十八大以来的诸多文件(如2012年12月31日《关于加快发展现代农业进一步增强农村发展活力的若干意见》、2013年11月12日《关于全面深化改革若干重大问题的决定》、2014年1月19日《关于全面深化农村改革加快推进农业现代化的若干意见》及2014年11月20日《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》)均鼓励农户进行土地流转,并藉此提高农地配置效率。那么,土地资源的重新配置(即土地流转)究竟能够带来多大的效率改进?当前的研究对此并未给出令人信服的答案。

研究资源配置不当对全要素生产率的影响是近十年来增长理论的重要进展之一(Restuccia & Rogerson, 2013)。Hsieh & Klenow(2009)对此进行了开创性研究,其在Melitz(2003)的基础上建立

\* 盖庆恩,上海财经大学财经研究所,邮政编码:200433,电子信箱:gai.qingen@shufe.edu.cn;朱喜、史清华(通讯作者),上海交通大学安泰经济与管理学院,邮政编码:200030,电子信箱:zhuxi97@sjtu.edu.cn,shq@sjtu.edu.cn;程名望,同济大学经济与管理学院,邮政编码:200092,电子信箱:walkercheng@163.com。本文系“第十五届中国青年经济学者论坛”入选论文,且受到教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“推进农民工市民化的理论与政策研究”(15JZD026)、国家自然科学基金(71673186, 71603154)、教育部人文社会科学基金(14YJC790034)等项目的资助。作者感谢多伦多大学朱晓东教授、香港中文大学宋铮教授、白营助理教授和匿名审稿人提出的建设性意见,也感谢“第十五届中国青年经济学者论坛”各与会专家给予的批评建议,文责自负。特别感谢全国农村固定跟踪观察点给予的大力支持。

① 中国农村土地按照用途可以划分为经营性建设用地、宅基地、农业用地等,本文中的土地特指“耕地”。

起要素配置扭曲同全要素生产率间的关系,提出可以使用全要素生产率(total factor productivity of revenue,TFPR)的离散程度来衡量资源配置效率。实证结果表明:若中国的资源配置效率能够达到美国的水平(即中国企业的TFPR离散程度与美国相同),制造业的全要素生产率(简称为TFP)将提高30%—50%;若完全消除要素市场扭曲,制造业的TFP可以提高86.6%—115%。龚关和胡关亮(2013)及邵宜航等(2013)延续了Hsieh & Klenow(2009)的思路,针对中国的情况对其进行改进并评价了要素市场扭曲对中国工业企业全要素生产率的影响。朱喜等(2011)测量了中国农业部门的资本和劳动力扭曲,Brandt et al.(2013)等则分析了1985—2007年间中国分部门和省份的劳动和资本市场扭曲。上述文献主要考虑了要素市场扭曲所带来的直接效率损失,而越来越多的文献则表明,要素市场扭曲还会影响企业的决策(如进入退出行为、研发行为)等使得在造成直接效率损失的同时进一步导致间接效率损失。Banerjee & Moll(2010)区分了狭义和广义的要素市场扭曲,并证明在一定的假设条件下,广义的要素市场扭曲会持续存在;Midrigan & Xu(2014)及盖庆恩等(2015)认为资本市场扭曲一方面扭曲了企业的进入和技术采用决策,另一方面资本市场的扭曲还使得在位企业间的资本边际报酬不同,从而产生资源误配。

此外,本文的研究还与经济结构转型(structural transformation)密切相关(Gollin et al.,2004;Lagakos & Waugh,2013;Herrendorf & Schoellman,forthcoming;Gollin et al.,2014)。Restuccia et al.(2008)认为经济的生产效率、中间投入品的价格扭曲及农业和非农间的劳动力市场扭曲能够有效解释国家间在农业劳动生产率和农业劳动占比上存在的巨大差异。Adamopoulos & Restuccia(2014)研究了农户土地经营规模的影响因素及其对经济增长的影响;盖庆恩等(2013)则研究了由于二元户籍制度而造成的城乡劳动力市场扭曲对中国劳动生产率的影响。Adamopoulos & Restuccia(2015)研究了菲律宾1988年土地改革对其农业生产的影响。由于农业改革后政府对农户所拥有的土地规模设置了上限,并严格限制了土地转让,由此导致农户土地资源配置不当。此次改革使得菲律宾的农户规模下降了34%,而农业生产效率则下降了17%。

本文在标准的两部门模型中,引入中国特色的土地制度安排,使用Stone-Geary的效用函数从理论上说明了土地资源误配对中国加总劳动生产率的影响,并基于全国农村固定跟踪观察点(2004—2013年)详实的微观数据评价了土地资源误配的影响程度。实证研究表明,若土地能够有效配置,平均而言样本期间中国农业部门的全要素生产率将提高1.36倍,农业劳动力占比将下降16.42%,加总的劳动生产率将提高1.88倍。本文的贡献主要有两个方面:一方面,将中国特色的土地制度引入到标准的两部门模型中,从理论上说明了土地资源误配对中国劳动生产率的影响路径和机制;另一方面,基于全国农村固定跟踪观察点(2004—2013年)详实的微观数据进一步评价了土地资源误配对中国劳动生产率的影响。

## 二、一个简单的两部门模型

### (一) 模型的构建

#### 1. 农业部门

在中国农村,农户投入自身生产效率( $A_i$ )、劳动( $L_i$ )、土地( $M_i$ )和资本( $K_i$ )采用Lucas(1978)的技术进行农业生产,相应的生产函数形式为:

$$Y_{ai} = A_i^{1-\eta} (M_{ai}^\alpha K_{ai}^\beta L_{ai}^\gamma)^\eta \quad \alpha + \beta + \gamma = 1 \quad \eta < 1$$

$\eta$ 用来衡量农业生产的规模报酬情况, $\eta < 1$ 说明此时农户农业生产函数为规模报酬递减, $\alpha$ 、 $\beta$ 和 $\gamma$ 分别衡量土地、资本和劳动这三种要素的相对重要程度, $\alpha\eta$ 、 $\beta\eta$ 和 $\gamma\eta$ 分别表示土地、资本和劳动的产出弹性。对于土地,改革开放以来中国农村土地分配的基本制度是家庭承包责任制,这一制度的核心在于实现农地所有权和承包经营权的分离,同时在村集体内对土地按照人口进行平均分配

(丰雷等 2013) ,因此人口是决定农户土地经营规模的核心因素。Zhao(2015)的实证结果也表明影响农户土地分配面积的关键因素是家庭人口数量,而与农户的农业生产效率(以农户人均农业资本存量衡量)无关。基于此,本文假设该经济中人均耕地面积为 $\bar{M}$ ,代表性农户(或个人)当年实际经营的土地面积面临如下约束: $M_{ai} \leq \bar{M}$ 。对于农户可使用的土地面积,虽然其初始分配时所面临的约束条件为该式,但如果农户可以通过市场来转入或者转出土地,那么其同样可以实现土地资源的优化配置。但是,从现实来看,由于各种条件(如农地产权不够清晰)的限制,中国农村土地流转市场尚未能够建立。全国农村固定跟踪观察点的数据显示 2004 年 5.47% 的农户转入了土地,而至 2013 年有 3.14% 的农户转入了土地,2004—2013 年平均而言 4.75% 的农户转入了土地;2004 年,农户转入土地占总耕地面积的 2.16%,而 2013 相应的数值则为 1.59%,2004—2013 年平均而言,农户转入的土地面积占总耕地面积的 2.03%。上述数据表明,当前的农户土地流转幅度较小,市场对农地资源再配置的贡献非常有限。<sup>①</sup>

## 2. 非农部门

对于非农部门,与 Duarte & Restuccia(2010)及盖庆恩等(2013)等相同,本文假设非农部门由同质的个人投入劳动以线性生产函数生产,即 $Y_n = A_n L_n$ ,其中 $A_n$ 为非农部门的生产效率, $L_n$ 为非农部门投入的劳动数量。由于中国存在较为严重的劳动力市场分割(孙文凯等 2011),因此非农部门的劳动力价格与农业部门并不相同,进一步假设非农部门的劳动力价格为 $w_n$ 。在该经济中由于仅有两种产品(农业产品和非农产品),本文将农业部门的价格设为参照,非农产品的价格为 $P$ 。

## 3. 消费者偏好

个人通过消费农业和非农产品来获得效用,与已有文献一样,其采用 Stone-Geary 的非位似效用函数,即: $U = a \log(c_a - \bar{a}) + (1 - a) \log(c_n)$ ,  $0 \leq a < 1$ ,其中 $c_a$ 和 $c_n$ 分别表示个人所消费的农业和非农产品, $a$ 表示该代表性个人对农业和非农产品的相对偏好, $\bar{a}$ 表示的是维持生存所需要消费的农产品数量。因此,进一步假设: $c_a > \bar{a} > 0$ 。在上述定义的效用函数中,随着个人收入的增长,农业产品支出占总消费的比重将逐步降低(即恩格尔定律),由此使得部分农业劳动力将转入到非农部门,从而实现经济结构转型(Gollin et al., 2004)。

## 4. 劳动力市场扭曲

对于劳动力市场而言,户籍制度的存在使得农业劳动力无法自由进入到非农部门,中国存在较为严重的城乡劳动力市场分割,部门间的劳动力工资水平存在较大差异(蔡昉等 2005;袁志刚和解栋栋 2011;孙文凯等 2011)。假设城乡间劳动力市场一体化程度为 $\tau$ (相应地,劳动力市场扭曲程度为 $1 - \tau$ ,在下文中二者交替使用),部门间劳动力的工资水平满足: $w_a = \tau w_n$ ,  $0 < \tau \leq 1$ 。其中, $w_a$ 、 $w_n$ 分别表示农业和非农部门的工资水平。若 $\tau = 1$ 那么同质劳动力在农业和非农部门能够获得的工资水平是相同的,此时不存在劳动力市场的扭曲;若 $\tau < 1$ ,同质劳动力在非农部门能够获得更高的工资水平,说明此时的劳动力市场制度是倾向于非农部门的。对于中国而言,长期以来农业部门存在大量的剩余劳动力,工资水平要远低于非农部门,这意味着 $\tau < 1$ ,袁志刚和解栋栋(2011)、盖庆恩等(2013)等对此进行了较为深入的研究。

## 5. 一般均衡

在上述定义的一般均衡中,在给定的生产技术和要素市场扭曲的情况下,本文选择一系列的资源配置方案和价格,使得:a) 给定产品价格,选择相应的消费组合 $\{c_a, c_n\}$ 使得消费者的效用最大化。b) 给定要素市场价格,选择 $\{M_{ai}, K_{ai}, L_{ai}\}$ 使得农户的利润最大化,选择 $\{L_n\}$ 使得非农部门的利润最大化。c) 给定劳动力市场一体化程度,分别选择相应的劳动力价格 $\{w_a, w_n\}$ 使得劳动力在农

<sup>①</sup> 关于农户土地资源分配和土地流转情况更为详细的分析附录略去,若有需要请向作者索取。

业和非农部门间的选择无差异, 劳动力不再流动。d) 要素和产品市场出清:  $\int L_{ai} di + L_n = L$  (劳动力市场)  $M = \int M_{ai} di$  (土地市场)  $K = \int K_{ai} di$  (资本市场)  $Y_a = L^* c_a$ ;  $Y_n = L^* c_n$  (产品市场)。

## (二) 模型的求解

### 1. 土地资源误配与加总农业全要素生产率

对于农业生产者而言, 其面临着土地约束, 在此条件之下选择相应的土地和劳动投入来最大化其利润。农户的生产决策可用下式来表示:

$$\pi_a = A_i^{1-\eta} (M_{ai}^\alpha K_{ai}^\beta L_{ai}^\gamma)^\eta - w_a L_{ai} - R K_{ai} \quad s. t. \quad M_{ai} \leq \bar{M}$$

基于上述条件, 本文能够得到代表性农户(生产效率为 $A_i$ )对各要素(资本、劳动)的需求函数, 并进一步能够得到其相应的产出:

$$Y_{ai} = \left(\frac{\alpha w_a}{\gamma}\right)^{\frac{\alpha\eta}{1-\eta}} \left(\frac{\beta w_a}{\gamma R}\right)^{\frac{\beta\eta}{1-\eta}} \left(\frac{\alpha\eta}{w_a}\right)^{\frac{\eta}{1-\eta}} \mu_{ai}^{-\frac{\alpha\eta}{1-\eta}} A_i$$

其中 $\mu_i$ 为土地的影子价格, 等于农户土地的边际产出。根据农户的农业生产函数、农户农业生产的要素需求和产出函数, 我们可以得到农业部门的加总全要素生产率:<sup>①</sup>

$$TFP_a = \left(\int \mu_{ai}^{-\frac{\alpha\eta}{1-\eta}} A_i di\right)^{1-(1-\alpha)\eta} / \left(\int \mu_{ai}^{-1-\frac{\alpha\eta}{1-\eta}} A_i di\right)^{\alpha\eta} \quad (1)$$

式(1)反映了土地资源误配与农业全要素生产率的关系。已有文献发现, 要素市场扭曲能够显著降低经济的全要素生产率, 造成效率损失(Hsieh & Klenow, 2009)。对于上式, 由于 $\mu_{ai}$ 是 $A_i$ 的函数, 代入上式中, 可以进一步简化为:

$$TFP_{a,d} = \left(\int A_i^{\frac{1-\eta}{1-(1-\alpha)\eta}} di\right)^{1-(1-\alpha)\eta} \quad (2)$$

而进一步来看, 资源的有效配置要求在给定的要素投入(土地、资本和劳动)下, 通过在农户间重新分配要素来使得农业的总产出最大, 即 $\max_{k_{ai}, l_{ai}} \int A_i^{1-\eta} (M_{ai}^\alpha K_{ai}^\beta L_{ai}^\gamma)^\eta di$ 。这意味着农户间土地、资本和劳动的边际产出相同, 最优配置时农业部门的全要素生产率为:

$$TFP_{a,e} = \int A_i di / \left(\int A_i di\right)^\eta = \left(\int A_i di\right)^{1-\eta} \quad (3)$$

式(3)说明当土地市场完备时, 农业部门的全要素生产率为各农户全要素生产率的加权平均。比较公式(1)和(3), 同时假设农户农业全要素生产率 $A_i$ 服从对数正态分布, 其均值和方差分别为 $E_{A_i}$ 和 $V_{A_i}$ 。那么, 土地市场扭曲所造成的全要素生产率损失(也即土地资源再配置能够带来的全要素生产率改进)可由下式来衡量:

$$\Delta TFP_a = \ln TFP_{a,e} - \ln TFP_a = \frac{1}{2}(1-\eta) \frac{\alpha\eta}{1-(1-\alpha)\eta} V_{A_i}$$

从农户的农业生产函数可以知道, 在上述情况下, 若保持要素总投入(土地、资本、劳动)不变, 那么农业劳动生产率的提高程度等于全要素生产率的提高程度, 即 $\Delta y_a = \Delta TFP_a$ 。

### 2. 消费者效用最大化

对于代表性个人而言, 其效用函数为:  $U = a \log(c_a - \bar{a}) + (1-a) \log(c_n)$  s. t.  $c_a + p c_n = I$ 。设该经济中人口的总量为 $L$ , 结合上述消费者效用最大化和要素市场出清, 能够得到农业总产出、非农部门总产出具有如下关系:  $Y_a = \bar{a}L + \frac{a}{1-a}p Y_n$ 。

### 3. 土地市场扭曲、结构转型与劳动生产率

进一步考虑, 市场均衡时劳动力市场同样出清, 根据前文分析当存在劳动力市场扭曲时该经济

① 土地的影子价格 $\mu_{ai}$ 是农户生产效率 $A_i$ 的函数, 公式(6)事实上仅取决于 $A_i$ 。

的农业和非农部门的工资水平存在如下关系： $w_a = \tau w_n$ 。结合农业部门的生产函数，可以得到劳动力市场的一体化程度  $\tau$  可以由下式来表示：

$$\tau = \left( \gamma \eta \frac{Y_a}{L_a} \right) / \left( p \frac{Y_n}{L_n} \right) \quad (4)$$

综合上述公式，并加入劳动力市场出清条件 ( $L_a + L_n = L$ )，可以得到该经济的结构转型程度(用劳动力占比来表示)为：

$$n_a = \frac{L_a}{L} = \frac{(1-a)\tau}{(1-a)\tau + a\gamma\eta} \frac{\bar{a}}{\frac{Y_a}{L_a}} + \frac{a\gamma\eta}{(1-a)\tau + a\gamma\eta} \quad (5)$$

从上述方程可以看出，结构转型的程度与农业部门的劳均生产率(用  $y_a$  表示)相关，农业部门的劳均生产率越高，生产同样数量的农产品所需的劳动力投入就越少。因此，农业生产效率的提高会把劳动力从农业部门“挤出”(push)到非农部门，从而促进经济结构转型。由于土地市场的扭曲会降低农业部门的全要素生产率和劳动生产率，因此土地市场的扭曲还将进一步阻碍经济的结构转型。

与 Restuccia et al. (2008)、盖庆恩等(2013) 等相同，本文所定义的经济中，其加总劳动生产率可以由下式来表示：

$$y = \frac{Y}{L} = \frac{GDP_a + GDP_n}{L} = \frac{Y_a L_a}{L_a L} + p A_n \left( 1 - \frac{L_a}{L} \right) = p A_n \left( 1 + n_a \left( \frac{\tau}{\gamma\eta} - 1 \right) \right) \quad (6)$$

上述公式说明，加总劳动生产率( $y$ )与经济结构转型程度( $n_a$ )密切相关。由于农业部门的生产率要低于非农部门，因此农业部门的劳动力占比越高(结构转型程度越低)，意味着经济中将越多的劳动力配置到低效率的农业中，这将降低经济总的劳动生产率。而前文我们已经发现中国土地市场的扭曲降低了农业部门的劳动生产率，结合公式(5)和(6)我们可以知道土地市场扭曲还将降低中国经济的加总劳动生产率，最终阻碍中国经济增长。

通过上述理论模型，我们可以建立起土地市场扭曲同加总劳动生产率间的关系。总的来看，土地市场的扭曲会降低农业的劳动生产率，从而阻碍了经济结构转型，并最终降低了经济的劳动生产率。接下来，我们需要结合中国的实际数据来进一步评估土地市场扭曲对劳动力生产率所造成的效率损失。

### 三、参数估计与模型校准

为了评价土地市场扭曲所造成的效率损失，我们需要估计上述模型中的相关参数。具体来看，本文所需估计的参数主要有以下几类：生产函数方面( $\alpha, \eta$ )、效用函数方面( $a, \bar{a}$ )和要素市场方面( $\tau$ )。而进一步看，我们还需要估计农户的农业生产效率( $A_i$ )、土地市场的扭曲程度( $\mu_{ai}$ )等。

#### (一) 生产函数的参数设定

本文的数据主要来源于全国农村固定跟踪观察点。该系统是1984年经中共中央书记处同意，由原中共中央农村政策研究室、国务院农村发展研究中心共同建立起来的一个在全国范围内选定村庄和农户进行连续跟踪调查系统，初定50年不变。该调查系统于1986年正式确立，在全国各省(市、区)均设有观察点，除1992和1994年因故未进行调查外至今已连续跟踪长达29年(1986—2016)。该调查涵盖了农户的生产、收入、投资、消费、就业及其他各项活动，能够反映中国农村的真实情况。2003年该调查在原有村级和户级的基础上进一步增加了农户家庭成员问卷，对农业人口的教育、就业等方面的指标进行了补充。限于数据的可获得性，本文的研究区间为2004—2013年。

在获得原始数据后，本文首先根据农户的户码来建立面板数据。考虑到由于每年都有新的农户进入或者旧的农户退出调查，上述处理将得到的是一个不平衡的面板数据(unbalanced panel

data)。本文主要关注农户种植业的生产状况,包括粮食作物、经济作物、果桑茶作等,所使用的变量主要有农户的农业产出、中间品投入(种子、化肥、农药等)、土地和劳动投入等。在估计农业生产函数之前,我们首先需要计算农户农业生产的增加值:

$$\text{农业增加值} = \text{农业总收入} - \text{中间品投入}$$

此处,中间品投入包括了种子种苗费、化肥费用、农家肥折价、农膜费用、农药费用、水电及灌溉费用、畜力费、机械作业费及其他费用。在获得农户的农业增加值后,本文进一步使用各省种植业的生产价格指数进行平减,基期为2004年,从而得到不变价的农业增加值。对于农户的资本存量,本文采用永续盘存法进行估计,农户真实资本存量如下:

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + (BK_t - BK_{t-1}) / P_t^K$$

$K$ 为资本的真实价值, $BK$ 为资本的账面价值, $P^K$ 为固定资产投资价格指数, $\delta$ 为资本折旧率,取值为9%,资本存量的后续处理方式与Brandt et al. (2012)、龚关和胡关亮(2013)及Hsieh & Song (forthcoming)等相同。全国农村固定观察点数据调查了农户年末拥有的生产性固定资产原值,包括大中型铁木农具、设施农业固定资产等,而《中国农村统计年鉴》从1985年开始统计全国农户家庭平均的生产性固定资产原值,本文假设农户家庭固定资产原值的增长速度与全国相同,并将1985年的固定资产原值设定为初值,基于永续盘存法来计算农户的真实资本存量。在上述处理后,为避免异常值的影响,本文还根据农户亩均和劳均产出对样本进行0.5%缩尾处理,并形成后续研究用的最终样本。各年的样本分布情况可见表1。

表1 各年的样本分布情况

| 年份    | 2004  | 2005  | 2006  | 2007  | 2008  | 2009  | 2010  | 2011  | 2012  | 2013  |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 初始样本数 | 19584 | 21013 | 20741 | 19394 | 20561 | 20735 | 20505 | 19544 | 20010 | 19874 |
| 本文样本数 | 16141 | 16816 | 16182 | 14574 | 14874 | 14423 | 14151 | 13415 | 13563 | 10559 |

农户农业生产的描述性统计可见表2。从表2可以看出2004—2013年间,样本农户的农业产出在增加,由2004年的4551.82元增长到2013年的5617.91元。而从投入角度来看,土地投入基本保持不变;资本投入呈上升的趋势,由2004年的1259.81元上升至2013年的2363.65元;劳动投入则呈下降的趋势,由2004年的183.75日下降至2013年的124.66日。从生产率的角度来看,无论是土地生产率还是劳动生产率均呈上升的趋势,分别由2004年的846.02元/亩和27.79元/日上升至2013年的1121.02元/亩和50.95元/日。

表2 农业生产各变量的描述性统计

| 年份   | 增加值(元)  | 土地(亩) | 资本(元)   | 劳动(日)  | 亩均产出(元/亩) | 劳均产出(元/日) |
|------|---------|-------|---------|--------|-----------|-----------|
| 2004 | 4511.82 | 10.87 | 1259.83 | 183.75 | 846.02    | 27.79     |
| 2005 | 4521.26 | 10.91 | 1312.09 | 176.11 | 813.80    | 27.10     |
| 2006 | 4656.30 | 10.80 | 1310.14 | 172.41 | 865.75    | 28.94     |
| 2007 | 5089.37 | 11.20 | 1433.79 | 163.98 | 916.04    | 34.76     |
| 2008 | 5084.40 | 10.92 | 1468.54 | 157.13 | 924.56    | 37.61     |
| 2009 | 5028.15 | 10.88 | 1865.38 | 148.26 | 1096.61   | 40.56     |
| 2010 | 5558.89 | 11.32 | 1863.69 | 153.99 | 1014.45   | 43.02     |
| 2011 | 5730.92 | 11.22 | 1864.16 | 139.62 | 1017.03   | 45.83     |
| 2012 | 6127.92 | 11.36 | 2088.42 | 130.33 | 1037.53   | 53.98     |
| 2013 | 5617.91 | 11.05 | 2363.65 | 124.66 | 1121.02   | 50.95     |
| 均值   | 5145.00 | 11.04 | 1644.19 | 157.01 | 953.71    | 38.05     |

为了估算农户土地资源配置的扭曲程度 根据前文的模型我们需要估计农户的农业生产函数并进一步计算相关参数。我们将使用面板数据固定效应来估计农户的农业生产函数。<sup>①</sup>

$$\ln Y_{ait} = \beta_0 + \beta_M \ln land_{it} + \beta_K \ln capital_{it} + \beta_L \ln labor_{it} + \lambda_p + \gamma_t + \lambda_p \times \gamma_t + f_i + \varepsilon_{it}$$

其中  $\ln Y_{ait}$  为农户  $i$  在  $t$  年的农业总产出(种植业增加值)  $\ln land_{it}$ 、 $\ln capital_{it}$  和  $\ln labor_{it}$  分别为其相应的土地(农户实际耕种面积)、资本和劳动投入(种植业的投工量)  $\beta_M$ 、 $\beta_K$  和  $\beta_L$  为其相应的回归系数,分别代表土地、资本和劳动的产出弹性  $\lambda_p$ 、 $\gamma_t$  分别代表省份和时间效应  $f_i$  为农户个体固定效应  $\varepsilon_{it}$  为残差项。最终的估计结果可见表 3。

表 3 农业生产函数的估计

| 要素   | 土地                  | 资本                  | 劳动                  |
|------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 产出弹性 | 0.2713 (0.0043) *** | 0.0480 (0.0023) *** | 0.5357 (0.0031) *** |

注: 样本数量  $N = 124139$ ; 规模报酬不变检验:  $F = 940.95$ 。

表 3 显示,农户土地、资本和劳动投入均对产出有显著正向影响,且劳动的产出弹性要远高于土地和资本,其产出弹性分别为 0.2713、0.0480 和 0.5357 所有变量均在 1% 水平上显著,进一步的检验拒绝了农户生产函数为规模报酬不变的假设 ( $F = 940.95$ )。根据前文的假设,我们选择:

$$\alpha = 0.3173; \beta = 0.0561; \gamma = 0.6265; \eta = 0.8550$$

估计出农业生产函数后,对于农户  $i$  在  $t$  年的全要素生产率和土地市场扭曲,本文分别使用以下公式来进行估计:

$$\ln A_i = \frac{1}{(1 - \eta)} (\ln Y_{ai} - \alpha \eta \ln M_{ai} - \beta \eta \ln K_{ai} - \gamma \eta \ln L_{ai})$$

$$\mu_{ai} = MPM = \frac{\partial Y_{ai}}{\partial K_{ai}} = \alpha \eta \frac{Y_{ai}}{M_{ai}}$$

全要素生产率和土地市场扭曲取对数后的分布情况可见图 1 和图 2。

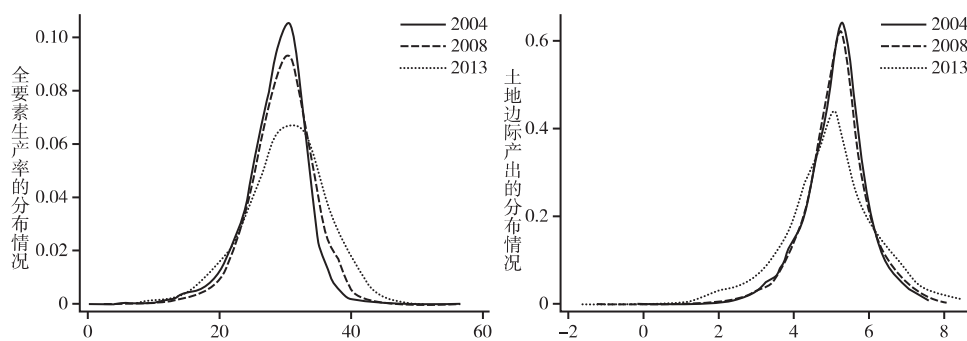


图 1 农户全要素生产率的分布情况

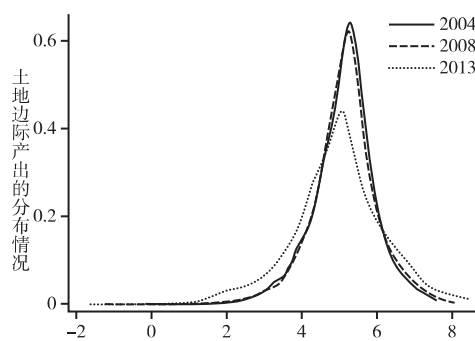


图 2 农户土地市场扭曲的分布情况

从图 1 和图 2 可以看出无论是农户的全要素生产率还是农户土地市场扭曲,均基本符合正态分布。具体来看,全要素生产率的绝对水平在各年间差别不大,2004 年其均值为 28.63,2008 年其均值 29.47,2013 年其均值为 30.03,十年间的均值为 29.38。从其离散情况看,2004—2013 年间全要素生产率呈发散的趋势,2004 年的标准误为 4.73,2008 年提高到 5.04,2013 年相应的标准误进

<sup>①</sup> 对于生产函数的估计,目前比较常用的还有 OP 和 LP 等方法。但是,从现实来看,中国农户经营规模小且分散,是典型的小农经济。近年来,随着人力成本上升,农户大量借助于专业机构提供的机械租赁和机械服务(Wang et al., 2016),本身的固定资产投资发生频率较低;而且,其在投入决策方面容易受到“同群效应”(peer effect)的影响,无论是农户的固定资产投资还是中间投入,与其自身生产效率的相关性都比较弱,并不满足 OP 和 LP 方法的基本假设。因此,本文还是采用不依赖于这些假设的固定效应模型。当然,考虑到稳健性问题,我们在论文第四部分还参照其他文献的参数进行了稳健性检验。

一步提高至 6.37。土地边际产出呈现出与全要素生产率相同的趋势。从均值上看,2004 年土地边际产出的均值为 5.01,2008 年为 5.13,2013 年则为 4.95,十年平均为 5.09;与均值不同,土地边际产出的发散程度在 2004—2013 年呈增加的趋势,2004 年相应的标准误为 0.84,2008 年相应的标准误上升至 0.90,而 2013 年最高,上升至 1.25。

## (二) 效用函数的估计

在 Stone-Geary 的效用函数中  $a$  代表了消费者对农业和非农产品的相对偏好,当该经济的劳动生产率足够高时,经济中农业劳动力占比将收敛于  $a$  (Duarte & Restuccia, 2010)。Restuccia et al. (2008) 将其设定为 0.005,而 Duarte & Restuccia (2010) 则将其设定为 0.01,盖庆恩等 (2013) 将其设定为 0.03。从现实上来看,世界最发达的前 10% 国家其农业劳动力占比平均而言约为 3% (Lagakos & Waugh, 2013)。其中,美国农业劳动力占比 2011 年为 1.6%,日本为 3.7%。考虑到中国的实际情况,本文选择与盖庆恩等 (2013) 相同,将长期的劳动力占比设定为 0.03。

效用函数中的另一参数为  $\bar{a}$ ,即维持人类生存所必须的农产品数量。盖庆恩等 (2013) 基于中国在 1984 年解决了温饱问题这一特殊事件测算出维持生产所选的农业产品数量为 191.72 元 (1980 年不变价格)。本文通过校准的方法来进行选择。具体来看,我们选择  $\bar{a} = \operatorname{argmin} \sum_{t=1}^n (n_{a,t} - \hat{n}_{a,t})^2$  使得预测的结构转型程度与真实的结构转型程度最为接近。通过估计,当  $\bar{a} = 266.22$  时,二者拟合得最好。

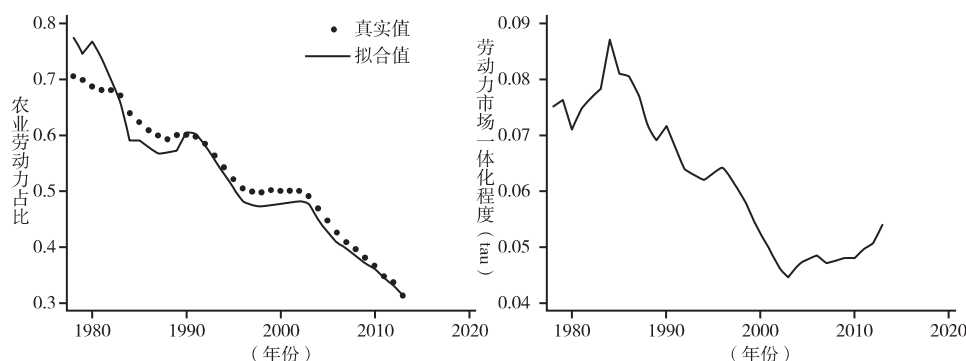


图3  $\bar{a}$ 的校准

图4 劳动力市场扭曲程度

## (三) 劳动力市场扭曲的估计

本文将基于前面式(4)来估计劳动力市场扭曲的程度。该部分所使用的数据来源于《中国统计年鉴》。《中国统计年鉴》给出了以 1978 年为基期的不变价国内生产总值指数,同时还给出了按当年价格计算的国内生产总值,其中 1978 年第一产业(即农业)的国内生产总值为 1027.5 亿元,结合二者我们可以计算出以 1978 年为基期的农业总产出,同样的方法还可以推算出 1978 年至今的非农部门总产出。《中国统计年鉴》同时还提供了分产业的年底就业人员数,1978 年农业部门就业人数为 2.83 亿人,而非农部门的就业人数为 1.19 亿人,根据上述资料我们即可计算农业和非农部门的劳动生产率并进一步估计城乡劳动力市场的一体化程度,最终的估计结果可见图 4。从图 4 可以看出,1978—1984 年劳动力市场一体化程度快速提高;1985—2003 年,劳动力市场一体化程度则逐步恶化;2004 年至今劳动力市场一体化程度重新恢复阶段,这可能新世纪以来农业政策的调整有关。

通过上述过程,我们已估算出进行后续研究所需的所有参数,相应结果可见表 4。



表4 本文的参数选择

| 参数类别   | 参数        | 取值     | 校准目标                                |
|--------|-----------|--------|-------------------------------------|
| 生产函数方面 | $\alpha$  | 0.3173 |                                     |
|        | $\beta$   | 0.0561 |                                     |
|        | $\gamma$  | 0.6265 |                                     |
|        | $\eta$    | 0.8550 | 生产函数估计                              |
|        | $A_i$     | —      |                                     |
|        | $\mu_i$   | —      |                                     |
| 效用函数方面 | $a$       | 0.03   | 盖庆恩等(2013)、Restuccia et al. (2008)等 |
|        | $\bar{a}$ | 266.22 | 1978—2013年间农业劳动力占比                  |
| 要素市场方面 | $\tau$    | —      | 农业和非农部门劳动力工资之比                      |

#### 四、主要结果

##### (一) 基本结果

本文通过构建模型从理论上对土地市场扭曲对农业生产效率、结构转型和加总劳动生产率的影响及其相应的内在机理进行深入探讨,并结合全国农村固定跟踪观察点(2004—2013年)详实的微观数据和《中国统计年鉴》等丰富的宏观数据运用恰当的方法估计出实证所需的参数。在此基础上,我们将进一步估计土地资源误配造成的生产效率损失。

从前文可知,土地市场扭曲会降低农业全要素生产率,其损失程度可由下式来表达:

$$\Delta TFP_a = \ln TFP_{a_e} - \ln TFP_a = \frac{1}{2}(1 - \eta) \frac{\alpha \eta}{1 - (1 - \alpha) \eta} V_{A_i}$$

基于前文得到的参数和估计的农户全要素生产率情况,计算农户土地资源误配所造成的效率损失(或土地资源有效配置时全要素生产率的改进空间),最终的结果可见图5。

图5显示出土地资源误配对中国农业部门的全要素生产率有着非常重大的影响,平均而言,2004—2013年间,若土地得到有效配置,中国农业部门的全要素生产率将提高1.36倍。其中,2004年的改进空间最小,为1.06倍;而2013年的改进空间最大为1.92倍。从前文的分析可知,在要素投入不变的情况下,劳动生产率的改进空间与全要素生产的改进空间相同,这意味着样本期间中国农业部门的劳动生产率也将提高相应的幅度。根据中国统计年鉴的数据,2004年中国农业劳均产出为941.84元(1978年为基准),2013年中国农业部门的劳均产出为2018.71元(1978年为基准),2004—2013年平均为1415.35元。在土地资源有效配置后,农业部门的劳动生产率将分别提高至1940.19元、5895.22元和3297.77元。

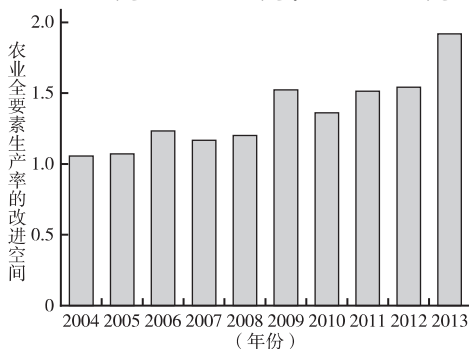


图5 农业全要素生产率的改进空间

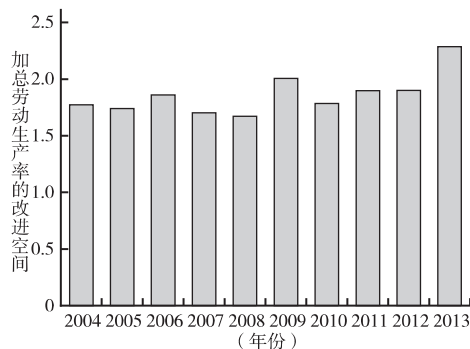


图6 加总劳动生产率的改进空间

已有的文献表明农业部门劳动生产率的提高将“挤出”农业劳动力,使之进入非农部门,从而促进经济结构转型(Alvarez-Cuadrado & Poschke 2011)。式(5)给出了本文所构建的模型中农业部门的劳动生产率同农业劳动力占比(结构转型)间的关系。当土地资源有效配置时,农业部门劳动力占比为:

$$n_{a\text{ efficient}} = \frac{L_{a\text{ efficient}}}{L} = \frac{(1-a)\tau}{(1-a)\tau + a\gamma\eta} \frac{\bar{a}}{y_{a\text{ efficient}}} + \frac{a\gamma\eta}{(1-a)\tau + a\gamma\eta} \quad (7)$$

其中  $y_{a\text{ efficient}} = (\Delta TFP_a + 1) y_a$ 。比较式(5)和(7)我们可以得到土地资源再配置对经济结构转型程度的影响程度,具体表达式如下:

$$\Delta n_a = n_a - n_{a\text{ efficient}} = \frac{(1-a)\tau}{(1-a)\tau + a\gamma\eta} \frac{\bar{a}}{y_a} \left( 1 - \frac{1}{(\Delta TFP_a + 1)} \right)$$

基于前文的结果,我们进一步计算了土地资源误配对中国经济结构转型的影响。从现实来看,2004—2013年间,中国经济的农业劳动力占比呈显著下降趋势,显示出结构转型程度在逐步提高,其中2004年农业劳动力占比为44.94%,2013年进一步下降为23.25%,下降了13.52%,相当于年均下降1.35%。若土地资源能够有效配置,中国经济结构转型的程度还将继续提高,其中2004年,若土地资源能够得到有效配置,此时经济中农业劳动力占比应为23.26%,较真实情况下下降21.68个百分点,2013年,若土地资源能够得到有效配置,经济中农业劳动力占比应为20.75%,较真实情况下下降10.67个百分点。平均而言,若土地资源能够有效配置,2004—2013年经济中的农业劳动力占比应为22.51%,较实际情况下下降16.42%。考虑到中国农业部门的劳动生产率要远低于非农部门,这意味着在此情况下中国部门间的劳动力资源配置效率也将得到较大改善,从而提高加总劳动生产率。

式(6)给出了劳动力市场扭曲、结构转型与加总劳动生产率间的关系,从中可以看出经济中农业劳动力占比越低,加总的劳动生产率越高。从前文分析来看,土地市场扭曲会降低农业的全要素生产率和劳动生产率,而农业劳动力生产率与经济结构转型程度(用农业劳动力占比来衡量)正相关。因此,土地市场扭曲最终将降低经济总的劳动生产率。从式(4)可以看出,在劳动力市场一体化程度不变时,农业部门的生产率变动还将影响到非农部门的产品价格,因此土地资源有效配置时的加总劳动生产率为:

$$y_{\text{ efficient}} = p_{\text{ efficient}} A_n \left( 1 + n_{a\text{ efficient}} \left( \frac{\tau}{\gamma\eta} - 1 \right) \right)$$

根据式(4)可知:  $\frac{p_{\text{ efficient}}}{p} = \frac{y_{a\text{ efficient}}}{y_a} = \Delta TFP_a + 1$ 。

综上所述可以看出土地市场完备后,劳动生产率的改进空间可由下式来表示:

$$\Delta y = \frac{y_{\text{ efficient}}}{y} - 1 = \frac{p_{\text{ efficient}}}{p} \frac{1 + n_{a\text{ efficient}} \left( \frac{\tau}{\gamma\eta} - 1 \right)}{1 + n_a \left( \frac{\tau}{\gamma\eta} - 1 \right)} - 1$$

结合前述估计结果,本文进一步评价了土地市场扭曲对加总劳动生产率的影响。

图6显示若土地资源能够有效配置,2004—2013年间中国的劳动生产率将有非常大的提升幅度。若土地资源有效配置,2004年加总的劳动生产率将提高1.81倍,2013年加总的劳动生产率将提高2.30倍,为样本期间的最大值。平均而言,样本期间加总的劳动生产率将提高1.88倍。考虑到2004—2013年间,中国平均的劳动生产率为8707.27元(1978年为基期),土地资源有效配置后相应的劳动生产率将为25076.94元。事实上,土地市场的扭曲并非中国所特有,而是在发展中国家普遍存在,特殊的制度安排所造成农业生产要素市场扭曲能够在很大程度上解释国家间的效率

差异(Adamopoulos & Restuccia 2014; Restuccia et al., 2008)。本文则基于家庭承包责任制这一特殊的制度安排分析了中国土地市场扭曲对经济增长的影响,研究结果同样说明农业部门要素市场扭曲对一国经济起着至关重要的作用。

(二) 稳健性检验

基于全国农村固定跟踪观察点(2004—2013年)的微观数据,本文估计了农户的农业生产函数,并据此估算了土地资源误配所造成的效率损失,在此本文将进一步来检验本文结论的稳健性。通过前文的分析可知,土地资源误配直接降低了农业的全要素生产率,并进一步通过经济结构转型来影响经济的加总劳动生产率,因此能够准确估计土地资源误配所造成的农业全要素生产率损失是本文研究的重中之重。而进一步分析可以得到,该损失程度与农户农业生产函数的相关参数有关。为此,本文将重新估计农户的农业生产函数,并研究不同情境下要素市场扭曲所造成的效率损失。我们首先研究规模报酬不变程度( $\eta$ )对农业全要素生产率损失的影响。具体来看,保持 $\alpha$ 、 $\beta$ 和 $\gamma$ 不变,假设 $\eta$ 变化5%( $\eta=0.8282$ 或 $\eta=0.8818$ ),估计土地资源误配的效率损失;进一步,假设农户农业生产函数规模报酬程度不变( $\eta$ 不变),改变要素的投入产出弹性来研究要素市场扭曲的效率损失。Adamopoulos et al. (2016, 后续简称为 ABLR(2016))认为中国农业部门劳动、土地和资本收入份额分别为0.46、0.36和0.18;而Cheremukhin et al. (2015, 后续简称为 CGGT(2015))基于中国宏观经济核算得到中国农业部门的劳动、土地和资本收入份额分别为0.55、0.31和0.14。本文首先将劳动收入份额分别校准至与 ABLR(2016)和 CGGT(2015)相同,此时的 $\alpha$ 、 $\beta$ 和 $\gamma$ 分别为(0.3626、0.1637、0.4737)和(0.4211、0.2105、0.3684)。图7给出了在不同参数下农户全要素生产率的比较,其中图7(a)给出的是本文同 ABLR(2016)的对比,而图7(b)给出则是本文与 CGGT(2015)的对比,从最终结果来看在不同参数下农户的全要素生产率均有着相同的趋势。

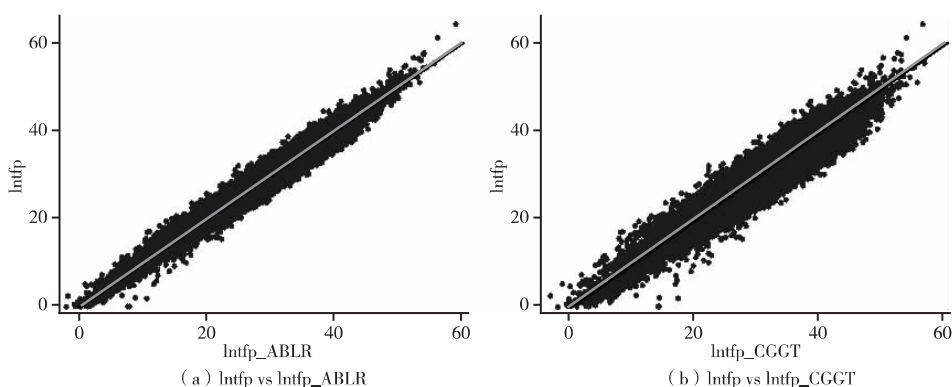


图7 不同参数下农户的全要素生产率比较

最后根据上述参数,计算不同情境下土地资源误配的效率损失,最终结果可见表5。从表5可以看出,当规模报酬不变程度减少5%时(即 $\eta=0.8282$ )样本期间土地资源误配所造成的效率损失为1.0666,低于本文前述估计的1.3567;而当规模报酬不变程度增加5%时(即 $\eta=0.8818$ )相应的效率损失为1.7879,高于本文前述估计的1.3567。当保持 $\eta$ 不变,劳动力收入份额与 ABLR(2016)相同时,相应的效率损失为1.5941,略高于本文的1.3567;若劳动力收入份额与 CGGT(2015)相同时,相应的效率损失为1.4450,同样略高于本文的1.3567。而进一步看,虽然在不同参数时所得到的效率损失程度有所不同,但是均有相同的时间趋势,而另一方面在上述情境下土地资源误配均造成了显著的效率损失,最低的也为1.0666,这也说明当前中国农村土地资源存在误配,本文的研究结论是稳健的。

表 5 不同参数下农业全要素生产率改进空间

| 年份   | 规模报酬不变程度        |        |                 | 劳动力收入份额    |        |            |
|------|-----------------|--------|-----------------|------------|--------|------------|
|      | $\eta = 0.8282$ | 本文     | $\eta = 0.8818$ | ABLR(2016) | 本文     | CGGT(2015) |
| 2004 | 0.8300          | 1.0558 | 1.3923          | 1.2138     | 1.0558 | 1.1033     |
| 2005 | 0.8408          | 1.0693 | 1.4097          | 1.2596     | 1.0693 | 1.1385     |
| 2006 | 0.9644          | 1.2273 | 1.6191          | 1.4319     | 1.2273 | 1.3073     |
| 2007 | 0.9176          | 1.1658 | 1.5354          | 1.3636     | 1.1658 | 1.2377     |
| 2008 | 0.9434          | 1.1988 | 1.5791          | 1.3482     | 1.1988 | 1.2449     |
| 2009 | 1.1920          | 1.5204 | 2.0058          | 1.8597     | 1.5204 | 1.6521     |
| 2010 | 1.0711          | 1.3608 | 1.7879          | 1.5674     | 1.3608 | 1.4322     |
| 2011 | 1.1905          | 1.5125 | 1.9919          | 1.7333     | 1.5125 | 1.5919     |
| 2012 | 1.2104          | 1.5370 | 2.0233          | 1.7558     | 1.5370 | 1.6121     |
| 2013 | 1.5060          | 1.9188 | 2.5341          | 2.4077     | 1.9188 | 2.1298     |
| 均值   | 1.0666          | 1.3567 | 1.7879          | 1.5941     | 1.3567 | 1.4450     |

## 五、结论与建议

家庭承包责任制在实施之初为中国农村经济恢复和农业生产发展起到了至关重要的作用 (Lin, 1992)。但是,在家庭承包责任制下土地以人为基础进行平均分配,这忽略了农户在农业生产上的异质性,将导致土地资源配置不当。本文在封闭的两部门模型中,对农业生产函数根据家庭承包责任制的特征设定了相应的土地约束方程,使用 Stone-Geary 的效用函数建立起土地资源误配同结构转型和加总劳动生产率的关系。在此基础上,本文进一步基于全国农村固定跟踪观察点 (2004—2013 年) 详实的微观数据估计了农户的农业生产效率和土地资源误配的程度,并结合《中国统计年鉴》等宏观数据对模型进行校准,评价了土地资源误配对农业全要素生产率、结构转型和加总劳动生产率的影响程度。研究表明,土地资源误配造成了非常大的效率损失,若土地资源能够有效配置,平均而言样本期间中国农业生产的全要素生产率将提高 1.36 倍,而农业劳动力占比将下降 16.42%,加总的劳动生产效率将提高 1.88 倍。

我们的这一研究有助于清晰了解家庭承包责任制下土地资源误配所带来的效率损失及其影响机制,弥补了现有研究的不足,但本文也存在以下需要进一步完善的地方。首先,本文的模型是封闭经济的两部门模型,但从实际来看农产品贸易在中国农产品消费中起着越来越重要作用,如何在开放经济中构建模型并评价土地市场扭曲所带来的效率损失将是未来研究的一大挑战;其次,本文研究了土地资源误配所带来的静态效率损失,但是从现实看土地市场扭曲和劳动力市场扭曲共同作用,影响着农户的生产、就业行为,未来需要进一步考虑两种市场扭曲的相互影响。

### 参考文献

- 蔡昉、都阳、王美艳 2005 《中国劳动力市场转型与发育》,商务印书馆。
- 丰雷、蒋妍、叶剑平 2013 《诱致性制度变迁还是强制性制度变迁?——中国农村土地调整的制度演进及地区差异研究》,《经济研究》第 6 期。
- 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华 2015 《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》,《经济研究》第 5 期。
- 盖庆恩、朱喜、史清华 2013 《劳动力市场扭曲、结构转型与中国劳动生产率》,《经济研究》第 5 期。
- 龚关、胡关亮 2013 《中国制造业资源配置效率与全要素生产率》,《经济研究》第 4 期。
- 邵宜航、步晓宁、张天华 2013 《资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于工业企业数据库再测算》,《中国工业经济》第 12 期。

- 孙文凯、白重恩、谢沛初 2011 《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》，《经济研究》第1期。
- 袁志刚、解栋栋 2011 《中国劳动力错配对TFP的影响分析》，《经济研究》第7期。
- 朱喜、史清华、盖庆恩 2011 《要素配置扭曲与农业全要素生产率》，《经济研究》第5期。
- Adamopoulos, T., and D. Restuccia. ,2014, “The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences”, *American Economic Review* ,104( 6) ,1667—1697.
- Adamopoulos, T., and D. Restuccia. ,2015, “Land Reform and Productivity: A Quantitative Analysis with Micro Data”, Working Paper.
- Adamopoulos, T., L. Brandt., J. Leight., and D. Restuccia. ,2016, “Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China”, Working Paper.
- Alfaro, L., A. Charlton., and F. Kanczuk. ,2008, “Plant-size Distribution and Cross-country Income Differences”, NBER Working paper No. 14060.
- Alvarez-Cuadrado, F., and M. Poschke. ,2011, “Structural Change Out of Agriculture: Labor Push versus Labor Pull”, *American Economic Journal: Macroeconomics* ,3( 3) ,127—158.
- Banerjee, A. V., and B. Moll. ,2010, “Why Does Misallocation Persist?”, *American Economic Journal: Macroeconomics* ,2( 1) ,189—206.
- Brandt L., T. Tombe., and X. D. Zhu. ,2013, “Factor Market Distortions Across Time, Space and Sectors in China”, *Review of Economic Dynamics* ,16( 1) : 39—58.
- Brandt L., J. Van Biesebroeck., and Y. F. Zhang, 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, 97 339—351.
- Cheremukhin, A., M. Golosov., S. Guriev., and A. Tsyvinski. ,2015, “The Economy of People’s Republic of China from 1953”, NBER Working Paper.
- Duarte, M., and D. Restuccia. ,2010, “The Role of the Structural Transformation in Aggregate Productivity”, *Quarterly Journal of Economics* ,125 ( 1) ,129—73.
- Gollin, D., D. Lagskos., and M. E. Waugh. ,2014, “The Agricultural Productivity Gap”, *Quarterly Journal of Economics* ,129( 2) ,939—993.
- Gollin, D., S. L. Parente, and R. Rogerson, 2004, “Farm Work, Home Work and International Productivity Differences”, *Review of Economic Dynamics* ,7( 4) : 827—850.
- Herrendorf, B., and T. Schoellman, forthcoming, “Why is Measured Productivity So Low in Agriculture?”, *Review of Economic Dynamics*.
- Hsieh, C. T., and P. Klenow. ,2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics* ,124( 4) ,1403—1448.
- Hsieh, C. T., and Z. Song., forthcoming, “Grasp the Large, Let go of the Small: The transformation of the State Sector in China”, *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Lagakos, D., and M. E. Waugh. ,2013, “Selection, Agriculture, and Cross-country Productivity Differences”, *American Economic Review* ,103( 2) 948—980.
- Lin, J. Y., 1992, “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review* 82( 1) 34—51.
- Lucas Jr, R. E., 1978, “On the Size Distribution of Business Firms”, *Bell Journal of Economics* ,9( 2) : 508—523.
- McMillan, J., J. Whalley., and L. J. Zhu. ,1989, “The impact of China’s Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth”, *Journal of Political Economy* ,97( 4) 781—807.
- Melitz, M., 2003, “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica* 71( 6) ,1695—1725.
- Midrigan, V., and D. Y. Xu. 2014, “Finance and Misallocation: Evidence from Plant-Level Data”, *American Economic Review* ,104( 2) ,422—58.
- Restuccia, D., and R. Rogerson. ,2013, “Misallocation and Productivity”, *Review of Economic Dynamics* ,16( 1) 1—10.
- Restuccia, D., D. T. Yang., and X. D. Zhu. ,2008, “Agriculture and Aggregate Productivity: A Quantitative Cross-country Analysis”, *Journal of Monetary Economics* ,55( 2) 234—250.
- Wang, X., F. Yamauchi, K. Otsuka, and J. Huang, 2016, “Wage Growth, Landholding and Mechanization in Chinese Agriculture”, *World Development* ,86: 30—45.
- Zhao, X. X., 2015, “To Reallocate or Not? Optimal Land Institutions under Communal Tenure: Evidence from China”, Working Paper.

## Land Misallocation and Aggregate Labor Productivity

Gai Qing'en<sup>a</sup>, Zhu Xi<sup>b</sup>, Cheng Mingwang<sup>c</sup> and Shi Qinghua<sup>b</sup>

( a: Shanghai University of Finance and Economics; b: Shanghai Jiao Tong University; c: Tongji University)

**Summary:** The implementation of the Household Responsibility System (HRS) played a key role in the recovery of the rural economy and the development of agricultural production at the beginning of the reform and opening-up period (Lin, 1992; McMillan et al., 1989). Under HRS, land is allocated on the basis of household size. This system neglects household agricultural productivity heterogeneity, and can mean that there is no relationship between household productivity and land size. Generally, more productive producers tend to buy more input factors in competitive markets until their marginal output equals the marginal cost of input. This indicates that more productive producers are larger in size. There is therefore a positive correlation between plant size and their productivity, and a stronger positive correlation indicates more efficient capital allocation (Alfaro et al., 2008; Adamopoulos and Restuccia, 2014). In China's rural land allocation under the current HRS, there is no relationship between a household's productivity and its land, and this suggests that land is misallocated. The Chinese government issued a number of policies to promote farmland rent after the 18<sup>th</sup> CPC National Congress to improve land allocation efficiency. What productivity gains could be obtained if land were efficiently allocated across existing farms?

Using a two-sector (agriculture and non-agriculture) model, combined with the Stone-Geary utility function and HRS's land allocation, this paper builds a customizable model to study the effect of land misallocation on structural change and aggregate labor productivity. We use unbalanced panel data from the National Fixed Point Survey (2004—2013), a household survey collected by the Research Center for the Rural Economy in the Chinese Ministry of Agriculture to estimate household production efficiency. We use the equilibrium properties of the model to calibrate the parameters to observed moments and targets from the data for China. We also use the framework provided by our model and parameters obtained from previous steps to evaluate the effect of land misallocation on China's structural change and aggregate labor productivity. Our results show there was a change in household TFP between 2004 and 2013. The standard deviation (SD) of log total factor productivity (TFP) is 4.73 in 2004, 5.04 in 2008, and 6.37 in 2013. The dispersion of land marginal product of revenue (MPR) has the same trend as household TFP. The SD of log MPR is 0.84 in 2004, 0.90 in 2008, and 1.25 in 2013. The change in land MPR indicates that land allocation efficiency deteriorated over time. Furthermore, reallocating land across all existing farmers to increase efficiency increased aggregate agricultural output and TFP by a factor of 1.36 between 2004 and 2013, from a minimum of 1.08 in 2004. Finally, an efficient reallocation of land to existing farmers in China increased aggregate labor productivity by a factor of 1.88 over the sample period, from a minimum in 2004 (1.81) to a maximum in 2013 (2.30).

The paper makes two main contributions. It incorporates Chinese land allocation under HRS into a standard two-sector model to theoretically assess the effect of land misallocation on China's aggregate labor productivity. In addition, it uses National Fixed Point micro panel data to estimate the distribution of household productivity and evaluate potential gains from the elimination of land misallocation in China. The empirical result shows that there is severe land misallocation in China and that we can obtain huge gains by reallocating land efficiently. This result deepens our understanding of this problem in China's current land allocation system.

**Key Words:** Resource Misallocation; Structural Change; Labor Productivity

**JEL Classification:** O13, Q12, Q18

(责任编辑: 林 一)(校对: 曹 帅)