

# 土地资源配置不当与劳动生产率：来自中国的证据<sup>\*</sup>

盖庆恩

上海财经大学财经研究所

电子信箱: gai.qingen@shufe.edu.cn

电话: 15901887173

朱喜

上海交通大学安泰经济与管理学院

电子信箱: zhuxi97@sjtu.edu.cn

电话: 13774205899

程名望

同济大学经济与管理学院

电子信箱: walkercheng@163.com

电话: 18221809198

史清华

上海交通大学安泰经济与管理学院

电子信箱: shq@sjtu.edu.cn

电话: 13003290916

---

<sup>\*</sup> 本文系“第十五届中国青年经济学者论坛”入选论文，且受到国家自然科学基金（71203129、71273172、71373179和71473165）、教育部人文社会科学基金（14YJC790034）、上海市教委科研创新项目（15ZS022）、上海市“晨光”计划（13CG36）等项目的资助。作者感谢全国农村固定跟踪观察点给予的大力支持。

## 土地资源配置不当与劳动生产率：来自中国的证据

**内容提要：**家庭联产承包责任制下土地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，使用 Stone-Geary 的效用函数从理论上说明了土地市场扭曲对劳动生产率的影响机制，并基于全国农村固定跟踪观察点（2004-2008 年）详实的微观数据评价了土地市场扭曲的影响程度。实证结果表明，若土地能够有效配置，中国农业部门的全要素生产率将提高 1.22 倍，农业劳动力占比将下降 19.99%，经济的劳动生产率将提高 1.87 倍。

**关键词：**资源配置不当、结构转型、劳动生产率

**JEL 分类号：** O13, Q12, Q18

## Land Misallocation and Aggregate Labor Productivity: Evidence from China

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)

**Abstract:** Land is allocated based on household's size in Household's Responsibility System. This can cause misallocation between farm's operated land size and its productivity. This paper incorporates Chinese land system into standard two-sector model, and employs Stone-Geary utility function to theoretically illustrate the mechanism of land misallocation and aggregate labor productivity. Finally, we quantitatively evaluate productivity loss caused by land misallocation based on national fixed survey points during 2004-2008. The result shows land misallocation in rural China induced huge productivity loss. Agriculture total factor productivity (TFP) and aggregate labor productivity will separately increase 122% , meanwhile, the share of agriculture labor will decrease 19.99% if land can be allocated effectively.

**Keyword:** resource misallocation, structural change, labor productivity

**JEL:** O13, Q12, Q18

## 一、引言

家庭联产承包责任制的实施对改革开放之初农村经济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。但是, 这样的分配方式忽略了农户在农业生产上的异质性, 导致农户生产效率和土地经营规模的脱节。一般而言, 生产效率较高的企业其相应的边际产出也较高, 在要素市场一定的情况下, 生产效率较高的企业将持续扩大规模直至其边际产出与边际成本相等。这意味着企业的效率越高, 其规模越大, 二者呈正相关关系 (Alfaro, Charlton and Kanczuk, 2008; Adamopoulos and Restuccia, 2014)。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 2013 年中央“一号文件”《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《中共中央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 and Rogerson, 2013)。Hsieh and Klenow (2009) 对此进行了开创性的研究, 其在 Melitz (2003) 的基础上建立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, 记为 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, 制造业的 TFP 将提高 30%-50%; 若完全消除要素市场的扭曲, 制造业的 TFP 可以提高 86.6%-115%。龚关和胡关亮 (2013) 及邵宜航、步晓宁和张天华 (2013) 延续了 Hsieh and 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、史清华和盖庆恩 (2011) 测量了中国农业部门的资本和劳动力扭曲, Brandt, Tombe and Zhu (2013) 等则分别测量了中国 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静态效率损失, 而越来越多的文献则表明, 要素市场扭曲会影响企业的决策 (如进入退出行为、研发行为) 等从而导致间接效率损失。Banerjee and 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 and Xu (2014) 及盖庆恩、朱喜、程名望和史清华 (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。实证证明要素市场扭曲导致企业进入和技术采用决策所导致的间接损失要更为严重。

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 and Waugh, 2013; Herrendorf and Schoellman, forthcoming; Gollin et al., 2014)。Restuccia et al. (2008) 认为整体经济的生产效率、中间投入品的价格扭曲、劳动力市场的障碍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 and

Restuccia (2014) 研究了农户土地经营规模的影响因素及其对国家间生产效率的影响；盖庆恩、朱喜和史清华 (2013) 则研究了由于二元户籍制度而造成的城乡劳动力市场分割对中国劳动生产率的影响。Adamopoulos and Restuccia (2015) 基于微观数据研究了菲律宾1988年土地改革的影响。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臵不当。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市场扭曲对劳动生产率的影响，并基于全国农村固定跟踪观察点 (2004-2008 年) 详实的微观数据评价了土地市场扭曲的影响。实证研究表明，若土地能够有效配臵中国农业部门的全要素生产率将提高 1.22 倍，农业劳动力占比将下降 19.99%，加总的劳动生产率将提高 1.87 倍。本文的贡献主要有两个方面：一方面，通过将中国特色的土地制度引入到标准的两部门模型中，本文从理论上说明了土地市场扭曲对劳动生产率的影响路径和机制；另一方面，本文基于全国农村固定跟踪观察点 (2004-2008 年) 详实的微观数据客观评价了土地市场扭曲对中国劳动生产率的影响程度。

文章的后续安排如下：在第二部分我们将详细阐述理论模型，为后续研究奠定理论基础，第三部分是数据来源和参数估计，第四部分则基于前述的模型和数据，分别评价土地市场扭曲对中国农业全要素生产率、结构转型和劳动生产率的影响程度；最后是结论和建议。

## 二、一个简单的两部门模型

### (一) 模型的构建

#### 1. 农业部门

由于本文的重点是研究土地市场扭曲的影响，因此我们不考虑农户的资本投入情况。假设农业  $i$  投入劳动和土地采用柯布-道格拉斯函数 (Cobb-Douglas, 简称为 C-D) 进行生产，其相应的生产函数形式为：

$$Y_{ai} = A_i^{1-\eta} (K_{ai}^\alpha L_{ai}^{1-\alpha})^\eta \quad (1)$$

此处， $Y_{ai}$ 、 $K_{ai}$ 、 $L_{ai}$  分别为农户  $i$  的农业产出 (经济增加值)、土地投入和劳动投入， $A_i$  为该农户的农业生产效率。 $\eta$  用来衡量农业生产的规模报酬情况，若  $\eta < 1$  说明此时农户农业生产函数为规模报酬递减；若  $\eta = 1$ ，此时农户的农业生产函数为规模报酬不变；若  $\eta > 1$ ，农户的农业生产函数为规模报酬递增。 $\alpha$  衡量土地和劳动这两种要素的相对重要程度， $\alpha\eta$  和  $(1-\alpha)\eta$  分别表示土地和劳动的产出弹性。具体到中国而言，对于农村土地在家庭联产承包责任制下采用的是按人口平均的分配方式，这使得对于农户而言其可以投入的耕地面积面临如下约束：

$$K_{ai} \leq \bar{K} \quad (2)$$

此处的  $\bar{K}$  为农业生产中的人均耕地面积，为外生给定。在获得土地进行生产的同时，农户需要按照其所分配的土地支付一定的成本，土地的单位成本为  $r$ 。对于农村内部而言，劳动力市场是完备的，劳动力的价格为  $w_a$ 。

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公式（2），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 2004-2008 年间，平均而言有 5.77% 的农户转出了土地，转出的土地占当年农户总经营面积的 2.35%；与此同时，有 5.24% 的农户转入了土地，转入土地面积占当年农户总经营面积的 2.35%。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。

## 2. 非农部门

对于非农部门，与盖庆恩、朱喜和史清华（2013）及 Duarte and Restuccia（2010）等相同，我们假设其由同质的个人投入劳动采用线性生产函数进行生产，相应的生产函数形式为：

$$Y_n = A_n L_n \quad (3)$$

此处  $A_n$  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，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），我们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

代表性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 的非位似偏好效用函数，即：

$$U = a \log(c_a - \bar{a}) + (1 - a) \log(c_n), \quad 0 \leq a < 1 \quad (4)$$

此处  $c_a$  和  $c_n$  分别代表代表性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，我们进一步假设：

$$c_a > \bar{a} > 0$$

在上述定义的效用函数中，随着个人收入的增长，农业产品支出所占的比重将逐步降低（即恩格尔定律），在农业生产效率不变的情况下，这意味着生产同样数量的农产品需要更少的劳动力，由此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由农业部门自由进入到非农部门，由此较为严重的城乡劳动力市场分割，从而使得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）。假设城乡间劳动力市场一体化程度为  $\tau$ ，部门间劳动力的工资水平存在如下关系：

$$w_a = \tau w_n \quad (5)$$

此处的  $w_a$ 、 $w_n$  分别表示农业和非农部门的工资水平， $\tau$  衡量了中国劳动力市场的扭曲程度，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  $\tau > 1$ ，同质劳动力在农业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

倾向于农业部门的；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、朱喜和史清华（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，我们需要在给定的生产技术和要素市场扭曲的情况下，我们选择一系列的资源配置方案和价格方法，使得：

- 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；
- 给定要素市场价格，选择 $\{K_{ai}, L_{ai}\}$ 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；
- 给定劳动力市场一体化程度，分别选择相应的劳动力价格 $\{w_a, w_n\}$ 使得劳动力在农业和非农部门间选择无差异，劳动力不再流动；
- 要素和产品市场出清：

$$\text{劳动力市场: } L_a + L_n = L$$

$$\text{土地市场: } K = \int K_{ai} di$$

$$\text{产品市场: } Y_a = L * c_a; Y_n = L * c_n$$

## （二）模型的求解

### 1. 农业生产者的利润最大化

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，即：

$$\pi_a = A_i^{1-\eta} (K_{ai}^\alpha L_{ai}^{1-\alpha})^\eta - rK_{ai} - w_a L_{ai}$$

$$s. t. \quad K_{ai} \leq \bar{K}$$

对于上述问题，我们可以建立如下拉格朗日函数：

$$L = Y_{ai} - rK_{ai} - w_a L_{ai} + \mu_i (\bar{K} - K_{ai}) \quad (6)$$

将公式（6）分别对土地和劳动求导可得相应的一阶条件为：

$$\frac{\partial L}{\partial L_{ai}} = \frac{\partial Y_{ai}}{\partial L_{ai}} - w_a = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial L}{\partial K_{ai}} = \frac{\partial Y_{ai}}{\partial K_{ai}} - (r + \mu_i) = 0 \quad (8)$$

求解上述方程能够得到：

$$\eta(1 - \alpha) \frac{Y_{ai}}{L_{ai}} = w_a \quad (9)$$

$$\eta\alpha \frac{Y_{ai}}{K_{ai}} = r + \mu_i \quad (10)$$

此处  $r$  为土地使用的名义成本，而  $\mu_i$  为相应的拉格朗日乘数，即土地的影子价格，二者共同决定了土地的真实价格，这与 Midrigan and Xu (2014) 对资本成本的定义一致。对比公式 (9) 和 (10) 可以进一步上述两个方程意味着，各农户的劳均土地面积存在如下关系：

$$k_i = \frac{K_{ai}}{L_{ai}} = \frac{w_a}{r + \mu_i} \frac{\alpha}{1 - \alpha} \quad (11)$$

上述方程意味着，对于任一农户来说其劳均耕地面积会受到农业部门劳动力价格  $w_a$ 、耕地的真实成本  $r + \mu_i$ ，以及农业生产中函数中土地和劳动的产出弹性之比。进一步来看，对于任意的两个农户  $i$  和  $j$ ，其劳均耕地面积存在如下关系：

$$\frac{k_i}{k_j} = \frac{r + \mu_j}{r + \mu_i} \quad (12)$$

而对于上述定义的农业生产函数，进一步求解可得农户对劳动和土地的需求函数如下：

$$L_{ai} = \left( \frac{w_a}{\eta(1-\alpha)} \left( w_a \frac{\alpha}{1-\alpha} \right)^{-\alpha\eta} \right)^{-\frac{1}{1-\eta}} (r + \mu_i)^{-\frac{\alpha\eta}{1-\eta}} A_i \quad (13)$$

$$K_{ai} = \left( \frac{1}{\eta\alpha} \left( w_a \frac{\alpha}{1-\alpha} \right)^{-(\alpha-1)\eta} \right)^{-\frac{1}{1-\eta}} (r + \mu_i)^{-\frac{1+(\alpha-1)\eta}{1-\eta}} A_i \quad (14)$$

上述方程意味着在土地成本一定时，无论是土地还是劳动均与农户的生产效率正相关，农户的生产效率越高，其需要的土地和劳动就越多，反之就越少 (Adamopoulos and Restuccia, 2014)。通过对公式 (13) 和 (14) 进行加总，我们可以得到该经济中农业部门所投入的总劳动力数量和总土地面积，其表达式如公式 (15) 和 (16)：

$$L_a = \int L_{ai} di = \left( \frac{w_a}{\eta(1-\alpha)} \left( w_a \frac{\alpha}{1-\alpha} \right)^{-\alpha\eta} \right)^{-\frac{1}{1-\eta}} \int (r + \mu_i)^{-\frac{\alpha\eta}{1-\eta}} A_i di \quad (15)$$

$$K = \int K_{ai} di = \left( \frac{1}{\eta\alpha} \left( w_a \frac{\alpha}{1-\alpha} \right)^{-(\alpha-1)\eta} \right)^{-\frac{1}{1-\eta}} \int (r + \mu_i)^{-\frac{1+(\alpha-1)\eta}{1-\eta}} A_i di \quad (16)$$

那么在上述定义的环境中，农户  $i$  所投入的劳动和土地占总投入的比重可以由公式 (17) 和 (18) 表示：

$$s_{i,l} = \frac{L_{ai}}{L_a} = \frac{(r + \mu_i)^{-\frac{\alpha\eta}{1-\eta}} A_i}{\int (r + \mu_i)^{-\frac{\alpha\eta}{1-\eta}} A_i di} \quad (17)$$

$$s_{i,k} = \frac{K_{ai}}{K} = \frac{(r + \mu_i)^{-\frac{1+(\alpha-1)\eta}{1-\eta}} A_i}{\int (r + \mu_i)^{-\frac{1+(\alpha-1)\eta}{1-\eta}} A_i di} \quad (18)$$

从公式 (17) 和 (18) 可以看出，农户的要素投入占比不仅受到其生产效率的影响，而且还受到土地市场扭曲的影响。若所有的要素市场是完全竞争的，那么农户要素投入占比与其生产效率占比是完全正相关，相关系数为 1。而二者的相关关系越小，该经济的资源配置效率越低，而这正是 Olley and Parks (1996) 所反映的问题。

根据农户的农业生产函数，我们可以知道农业部门的总产出可由下式来表示：

$$Y_a = TFP_a K^{\alpha\eta} L_a^{(1-\alpha)\eta} \quad (19)$$

将公式 (15) 和 (16) 带入到公式 (19) 中，我们可以得到农业部门加总的的全要素生产率为：

$$TFP_a = \frac{\int (r + \mu_i)^{-\frac{\alpha\eta}{1-\eta}} A_i di}{\left( \int (r + \mu_i)^{-\frac{1+(\alpha-1)\eta}{1-\eta}} A_i di \right)^{\alpha\eta} \left( \int (r + \mu_i)^{-\frac{\alpha\eta}{1-\eta}} A_i di \right)^{(1-\alpha)\eta}} \quad (20)$$

公式 (20) 反映了要素市场扭曲与全要素生产率的关系。已有的文献发现，要素市场扭曲能够显著降低经济的全要素生产率，造成相应的效率损失 (Hsieh and Klenow, 2009)。进一步看，若土地市场是完全竞争的，土地的价格为  $R$ ，这意味着对各农户而言其均可以相同的价格  $R$  来获得其所需的土地。即：

$$r + \mu_i = R$$

那么，此时农业部门的全要素生产率可以转变为：

$$TFP_{a,e} = \frac{\int A_i di}{\left( \int A_i di \right)^\eta} = \left( \int A_i di \right)^{1-\eta} \quad (21)$$

这意味着在土地市场完备时，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。在完全竞争的市场环境中，经济的资源配置效率最高，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）可由下式来表示：

$$\Delta TFP_a = \frac{TFP_{a,e}}{TFP_a} - 1 \quad (22)$$

农业部门的劳动生产率可以表示为：

$$y_a = \frac{Y_a}{L_a} = \frac{TFP_a K^{\alpha\eta} L_a^{(1-\alpha)\eta}}{L_a} \quad (23)$$

这意味着在上述情况下，若保持劳动和土地总投入不变，那么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：

$$U = a \log(c_a - \bar{a}) + (1 - a) \log(c_n) \quad (24)$$

所面临的约束条件为：

$$c_a + p c_n = I \quad (25)$$

综合考虑我们可以得到其对农产品和非农产品的需求函数满足下式：

$$c_a = \bar{a} + \frac{a}{1-a} p c_n \quad (26)$$

当  $a \rightarrow 0$  时， $c_a \rightarrow \bar{a}$ 。在市场均衡时，农业和非农产品市场出清，而该经济中人口的总量为  $L$ ，这意味着：

$$Y_a = c_a L \quad (27)$$

$$Y_n = c_n L \quad (28)$$

综合考虑公式（26）、（27）和（28），对于农业总产出、非农部门产出具有如下关系：

$$Y_a = \bar{a}L + \frac{a}{1-a}pY_n \quad (29)$$

### 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的农业和非农部门的工资水平存在如下关系：

$$w_a = \tau w_n \quad (30)$$

结合农业部门的生产函数，我们可以得到其相应的工资水平：

$$w_a = \frac{\partial Y_a}{\partial L_a} = (1-\alpha)\eta \frac{Y_a}{L_a} \quad (31)$$

而对于非农部门结合其生产函数，我们可以得到非农部门的工资水平为：

$$w_n = \frac{\partial pY_n}{\partial L_n} = \frac{pY_n}{L_n} \quad (32)$$

这意味着劳动力市场的扭曲程度 $\tau$ 可以由下式来表示：

$$\tau = \frac{(1-\alpha)\eta \frac{Y_a}{L_a}}{\frac{pY_n}{L_n}} \quad (33)$$

通过对公式（33）进行分析可以看出，本文中所定义的劳动力市场扭曲与盖庆恩、朱喜和史清华（2013）存在不同，这主要源自于二者对农业生产函数的定义存在差异，这并不影响后续的研究。综合考虑公式（29）和（33），并加入劳动力市场出清条件：

$$L_a + L_n = L \quad (34)$$

我们可以得到该经济结构转型程度（用劳动力占比来表示）的表达式：

$$n_a = \frac{L_a}{L} = \frac{(1-a)\tau}{(1-a)\tau + (1-\alpha)\eta} \frac{\bar{a}}{\frac{Y_a}{L_a}} + \frac{a(1-\alpha)\eta}{(1-a)\tau + (1-\alpha)\eta} \quad (35)$$

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（ $y_a$ ）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。即：

$$\frac{\partial n_a}{\partial y_a} = -\frac{(1-a)\tau}{(1-a)\tau + (1-\alpha)\eta} \bar{a}y_a^2 < 0 \quad (36)$$

从上文的分析可以看出，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，结合公式（36）可以知道，土地市场的扭曲还将进一步阻碍经济的结构转型。而进一步来看，土地市场的扭曲还将影响到经济的劳动生产效率。

与 Restuccia, Yang and Zhu（2008）、盖庆恩、朱喜和史清华（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：

$$y = \frac{Y}{L} = \frac{GDP_a + GDP_n}{L} = \frac{Y_a + pY_n}{L} = \frac{Y_a}{L_a} \frac{L_a}{L} + pA_n \left(1 - \frac{L_a}{L}\right) = pA_n \left(1 + n_a \left(\frac{\tau}{(1-\alpha)\eta} - 1\right)\right) \quad (37)$$

将该经济的劳均产出对农业劳动力占比求导可以得到：

$$\frac{\partial y}{\partial n_a} = pA_n \left( \frac{\tau}{(1-\alpha)\eta} - 1 \right) \quad (38)$$

一般而言，农业部门的劳动生产率要远低于非农部门的劳动生产率。Gollin, Lagakos and Waugh (2014) 使用详细的国家间数据分析发现，即使在控制部门间劳动力在劳动时间、劳动者人力资本等方面存在的差异后，非农部门的劳均生产效率仍然是农业部门的 2 倍之多，袁志刚和解栋栋 (2011)、盖庆恩、朱喜和史清华 (2013) 等针对中国的研究也发现了同样的趋势。因此，存在如下关系：

$$\frac{\tau}{(1-\alpha)\eta} = \frac{\frac{Y_a}{L_a}}{\frac{pY_n}{L_n}} < 1 \quad (39)$$

综合公式 (38) 和 (39)，我们可以得到：

$$\frac{\partial y}{\partial n_a} = pA_n \left( \frac{\tau}{(1-\alpha)\eta} - 1 \right) < 0 \quad (40)$$

公式 (40) 说明结构转型与经济中的劳动生产率密切相关。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，这意味着经济中将越多的劳动力配置到低效率的农业中，因此会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 (40) 我们可以知道土地市场的扭曲最终还将阻碍中国经济总的劳动生产率，阻碍了中国经济增长。

通过上述过程，我们即可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户的劳动生产率，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微观数据来进一步判断和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，我们所需估计的参数主要有以下几类：生产方面 ( $\alpha$ 、 $\eta$ )、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 ( $r + \mu_i$ ) 等。

#### (一) 生产函数的参数估计

本文的数据主要来源于全国农村固定跟踪观察点，所选择的年份为 2004-2008 年。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，至今已连续跟踪长达 29 年（1986-2014）。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。

在获得原始数据后，我们首先根据农户的户码来建立面板数据。考虑到每年由于每年都有新的农户进入或者旧的农户退出样本，因此上述处理将得到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，为此我们进一步去除了关键变量缺失的样本。在前文中，本文假设农户投入土地和劳动采用规模报酬递减的柯布-道格拉斯函数进行生产。在估计农业生产函数之前，我们需要首先根据 Restuccia, Yang and Zhu（2008）的方法来计算农户农业生产的增加值：

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

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。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动产出对样本的0.5%进行了缩尾处理，并形成后续研究用的最终样本。各变量的描述性统计可见表1。

表 1：农业生产各变量的描述性统计

年份	增加值（元）		土地（亩）		劳动（日）		亩均产出(元/亩)		劳均产出(元/日)	
	均值	标准误	均值	标准误	均值	标准误	均值	标准误	均值	标准误
2004	4719.46	4965.49	11.47	13.22	199.72	153.23	490.31	350.10	28.08	23.82
2005	4583.02	5493.82	11.51	13.95	191.20	153.04	472.51	396.56	26.81	22.86
2006	4758.93	5620.13	11.26	14.82	186.82	156.97	499.48	457.55	29.05	27.42
2007	5350.24	6536.21	11.66	15.15	179.87	176.11	567.25	550.40	35.49	36.25
2008	5040.50	6178.76	11.65	16.52	174.22	244.25	546.20	516.63	36.42	41.07
均值	4877.20	5770.01	11.51	14.74	186.68	178.95	513.36	458.64	30.97	31.03

从表1可以看出，2004-2008年间样本农户的农业增加值和土地耕种面积基本保持不变，但是农业生产中投入的劳动有较大幅度的下降。2004年农户农业生产所投入劳动的均值为199.72工日，而后逐年下降，2008年户均劳动投入仅为174.22工日，较2004年下降了25.50工日，下降幅度达12.77%。而另一方面，农户的亩均产出和劳均产出均有较大幅度的增长。2004年农户的亩均产出为490.31元，2008年农户的亩均产出增加至546.20元，增幅为11.40%。2004年农户的劳均产出为28.08元/工日，2008年增加至41.07元/工日，增幅高达46.26%，究其原因主要可能在于农业劳动力的大规模向外转移使得农户投入农业生产的劳动力数量大幅减少，出现资本替代劳动，从而使得农业的劳动生产效率快速增长。

为了估算农户土地资源分配的扭曲程度，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。我们将通过建立面板数据模型来估计农户的农业生产函数。

$$\ln Y_{ai,t} = \beta_k \ln land_{i,t} + \beta_l \ln labor_{i,t} + \beta_t td + \beta_p pd + \beta_v v_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中， $\ln Y_{ai,t}$ 为农户*i*在*t*年的农业总产出（种植业增加值）， $\ln land_{i,t}$ 和 $\ln labor_{i,t}$ （分别为其相应的土地（农户实际耕种面积）和劳动投入（种植业的投工量）， $\beta_k$ 和 $\beta_l$ 为其相应的回归系数，分别代表土地和劳动的产出弹性， $td$ 和 $pd$ 分别代表时间和省份的虚拟变量， $\beta_t$ 和 $\beta_p$ 为相应的回归系数， $v_{i,t}$ 代表农户个体差异的变量， $\beta_v$ 为相应的回归系数， $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。本文分别使用固定效应和随机效应来进行估计，并通过 Hausman 检验来进行判断，最终的估计结果可见表 2。

表 2：农业生产函数的估计

变量名	固定效应	随机效应
<i>L</i> land	0.6343*** (0.0057)	0.6344*** (0.0040)
<i>L</i> labor	0.1888*** (0.0047)	0.2762*** (0.0037)
控制变量	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.6321	0.6741
N	75534	75534
<i>L</i> land+ <i>L</i> labor=1	F=1176.67	$\chi^2=647.34$
Hausman test	$\chi^2=1199.01$	

表 2 显示，无论是固定效应模型还是随机效应模型，农户土地投入和劳动投入均对产出有显著正向影响，且土地的产出弹性要远高于劳动。在固定效应模型中，土地的产出弹性为 0.6343，劳动的产出弹性为 0.1888；随机效应中，土地的产出弹性为 0.6344，劳动的产出弹性为 0.2762，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。而 Hausman 检验的卡方统计量为 1199.01，说明应该使用固定效应。因此，本文中对农业生产函数的估计应选择固定效应。根据前文的假设，我们选择：

$$\alpha = \frac{0.6343}{0.6343 + 0.1888} = 0.7706$$

$$\eta = 0.6343 + 0.1888 = 0.8231$$

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，本文使用以下公式来分别进行估计：

$$\ln A_i = \frac{1}{(1-\eta)} (\ln Y_{ai} - \alpha \eta \ln K_{ai} - \eta(1-\alpha) \ln L_{ai}) \quad (41)$$

$$(r + \mu_i) = MPK = \frac{\partial Y_{ai}}{\partial K_{ai}} = \eta \alpha \frac{Y_{ai}}{K_{ai}} \quad (42)$$

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。



$$\bar{a} = \arg \min \sum_{t=1}^n (n_{a,t} - \widehat{n}_{a,t})^2 \quad (43)$$

通过估计，当 $\bar{a} = 266.22$ 时，二者拟合的最好。因此，在本文的后续研究中，我们将 $\bar{a}$ 的数值赋值为266.22。

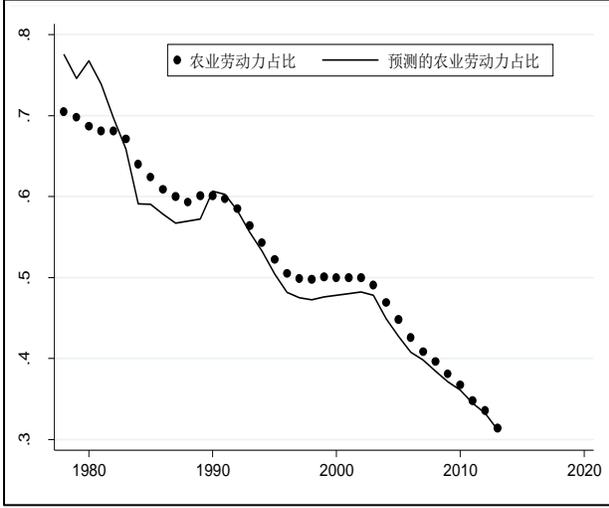


图 3:  $\bar{a}$ 的校准



图 4: 劳动力市场扭曲程度

### (三) 劳动力市场扭曲的估计

对于劳动力市场扭曲的估计，从前文的定义中我们可以得到：

$$\tau = \frac{(1 - \alpha)\eta \frac{Y_a}{L_a}}{\frac{pY_n}{L_n}}$$

本文将基于此公式来估计劳动力市场扭曲的程度。需要注意的是由于农业生产函数的设置不同，上述公式与盖庆恩、朱喜和史清华（2013）、Gollin, Lagakos and Waugh(2013)相比存在较大差异，本文中需要乘以农业部门劳动的产出弹性 $((1 - \alpha)\eta)$ 。该部分估计所使用的数据来源于《中国统计年鉴》。在2014年的《中国统计年鉴》的国民经济核算部分给出了以1978年为基期的不变价国内生产总值指数，而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，1978-2013年间劳动力市场一体化程度可以划分为三个阶段，1978-1984年劳动力市场一体化程度快速提高阶段，1978年，劳动力市场一体化程度为0.0310，其后虽然有所下降但整体呈上升趋势，至1984年劳动力市场一体化程度提高为0.0359，进一步分析此段时间劳动力市场扭曲的提升主要源自于家庭联产承包责任制实施以来农业生产的快速提高（Lin, 1992）。

而从 1985 年开始，劳动力市场一体化程度则快速下降，至 2003 年下降至 0.0183，仅相当于 1984 年的一半水平。而从 2004 年开始至今劳动力市场一体化程度重现增长态势，至 2013 年劳动力市场一体化水平为 0.0223，预计未来随着中国户籍制度改革的逐步推进，劳动力市场的一体化程度还将继续提高。这一阶段劳动力市场一体化程度的提高则可能来自于两方面：一方面在于 2004 年开始，中央连续发布三农“一号文件”出台一系列的支农、惠农政策，由此促使粮食产量的“十一连增”；另一方面，十六大以来，各级政府深化了户籍制度改革，使得农业劳动力能够更为顺利地转移至非农部门（孙文凯、白重恩和谢沛初，2011）。在二者的共同作用下使得农业的劳均生产率有了大幅度的提高，并超过非农部门劳动力生产率提高，由此体现出劳动力市场一体化程度的逐步提高。

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 3。

表 3：本文的参数选择

参数类别	参数	取值	校准方法
生产函数方面	$\alpha$	0.7706	生产函数估计
	$\eta$	0.8231	
	$A_i$	--	
	$r + \mu_i$	--	
效用函数方面	$a$	0.03	盖庆恩、朱喜和 史清华（2013）、Restuccia, Yang and Zhu（2008 等）
	$\bar{a}$	266.22	1978-2013 年间劳动力占比
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

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详细探讨。并结合全国农村固定跟踪观察点（2004-2008 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，我们将从定量角度对土地市场扭曲所造成的效率损失进行细致评估。

由前文可知，土地市场扭曲会造成农业全要素生产率的效率损失，其效率损失的程度则可由下式来表达：

$$\text{Potential Gain} = \frac{TFP_{a,efficient}}{TFP_{a,distortion}} - 1 \quad (44)$$

其中  $TFP_{a,efficient}$  表示当农村土地市场完备时农业部门的全要素生产率，这意味着所有农户均可以以相同的价格从土地市场获得土地，即：

$$r + \mu_i = R$$

虽然农户的生产效率各异，但其土地的边际产出相同，由已有研究可以知道此时农业部门的生产效率最高，农业部门最优配置时的全要素生产率可由公式（21）来得到。 $TFP_{a,distortion}$ 表示在土地市场存在扭曲时的全要素生产率，可以通过公式（20）计算得到。土地重新配置后全要素生产率的改进空间可由公式（44）来衡量，最终的结果可见图 5。

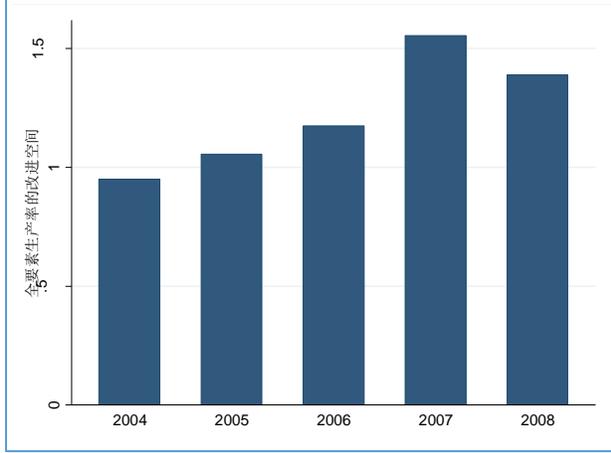


图 5：全要素生产率的改进空间

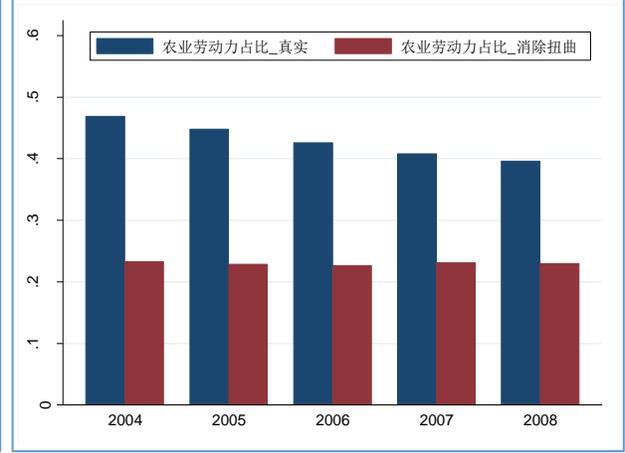


图 6：土地市场扭曲对结构转型的影响

图 5 显示出土地市场扭曲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，2004-2008 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 1.22 倍。其中，2004 年的改进空间最小，为 0.95 倍；而 2007 年的改进空间最大为 1.55 倍。从前文的分析可知，在要素投入不变的情况下，劳动生产效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。根据中国统计年鉴计算，2004 年中国农业劳均产出为 941.84 元（1978 年为基准），2007 年中国农业部门的劳均产出为 1223.62 元（1978 年为基准），2004-2008 年平均为 1131.34 元。在土地市场完备后，农业部门的劳动生产率将分别为 1836.51 元、3120.23 元和 2511.58 元。

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 and Poschke, 2011）。公式（35）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。在土地资源有效配置时，农业部门劳动力占比为：

$$n_{a,efficient} = \frac{L_{a,efficient}}{L} = \frac{(1-a)\tau}{(1-a)\tau + (1-\alpha)\eta} \frac{\bar{a}}{y_{a,efficient}} + \frac{a(1-\alpha)\eta}{(1-a)\tau + (1-\alpha)\eta} \quad (45)$$

其中：

$$y_{a,efficient} = (Potential\ Gain + 1)y_a \quad (46)$$

比较公式（35）和（45），同时结合公式（46），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，具体表达式可见公式（47）。

$$\Delta n_a = n_a - n_{a,efficient} = \frac{(1-a)\tau}{(1-a)\tau + (1-\alpha)\eta} \frac{\bar{a}}{y_a} \left( 1 - \frac{1}{(Potential\ Gain + 1)} \right) \quad (47)$$

图 6 给出了土地重新配置前后，经济结构转型的差异。2004-2008 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%，2008 年进一步下降为 38.45%，下降了 6.49 个百分点，相当于年均下降 1.30%。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 23.25%，较真实情况下降 23.65 个百分点，2008 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 22.97%，较真实情况下降 16.63 个百分点。平均而言，若土地资源能够有效配置，2004-2008 年经济中的农业劳动力占比应为 22.95%，较实际情况下下降 19.99%。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，从而促进加总生产率的提高。

公式 (37) 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。从公式 (33) 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，因此结合公式 (37) 和公式 (33)，我们可以得到土地资源有效配置时的加总劳动生产率为：

$$y_{efficient} = p_{efficient} A_n \left( 1 + n_{a,efficient} \left( \frac{\tau}{(1-\alpha)\eta} - 1 \right) \right) \quad (48)$$

根据公式 (33) 可知：

$$\frac{p_{efficient}}{p} = \frac{y_{a,efficient}}{y_a} = Potential\ Gain + 1 \quad (49)$$

综上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：

$$\Delta y = \frac{y_{efficient}}{y} - 1 = \frac{p_{efficient}}{p} \frac{1 + n_{a,efficient} \left( \frac{\tau}{(1-\alpha)\eta} - 1 \right)}{1 + n_a \left( \frac{\tau}{(1-\alpha)\eta} - 1 \right)} - 1 \quad (50)$$

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 7 显示若土地资源能够有效配置，2004-2008 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 1.67 倍，为样本期间的最小值；2007 年加总的劳动生产率将提高 2.19 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 1.87 倍。考虑到 2004-2008 年间，中国平均的劳动生产率为 6729.56 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 19297.30 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 and Restuccia, 2014; Restuccia, Yang and Zhu, 2008）。本文则基于家庭联产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。若要素资源能够有效配置，农业部门和加总的生产效率都将得到显著提高。

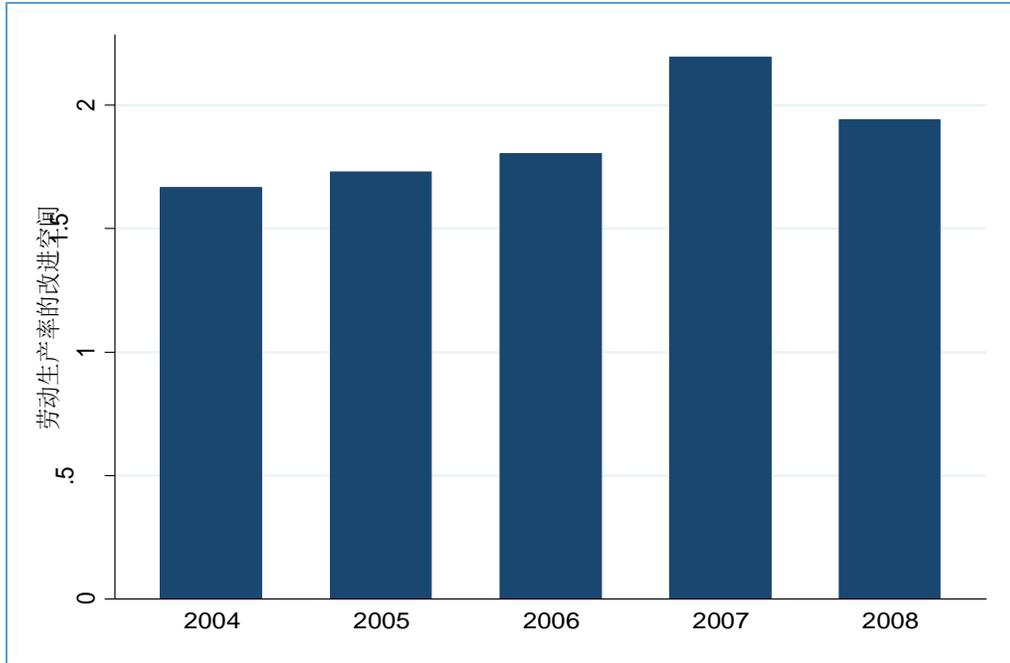


图 7：土地市场扭曲对加总劳动生产率的影响

## 五、 结论与建议

家庭联产承包责任制在实施之初为中国农业生产和国民经济的恢复和发展起到了至关重要的作用（Lin, 1992）。但是，在家庭联产承包责任制下土地进行的是以人为基础的平均分配，忽略了农户在农业生产上的异质性，从而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联产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市场扭曲同结构变化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（2004-2008 年）详实的微观数据估计了农户的农业生产效率和土地市场的扭曲程度，结合《中国统计年鉴》等宏观数据对模型进行校准并评价了土地市场扭曲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，土地市场扭曲造成了非常大的效率损失，若土地资源能够有效配置，样本期间中国农业生产的全要素生产率将提高 1.22 倍，而农业劳动力占比将下降 19.99%，加总的劳动生产效率将提高 1.87 倍。

我们的这一研究有助于清晰了解家庭联产承包责任制下土地扭曲所带来的效率损失，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，本文的模型并未考虑农户的就业选择，未来需要在现有的框架下进一步考虑土地市场扭曲与农户就业行为的互动；第三，土地资源重新配置后农户的农业生产行为（如技术采用决策）等可能发生变化，因此需要研究土地市场扭曲同农户行为间的关系。

## 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。
- 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", *The American Economic Review*, 104(6), 1667-1697.
- Alfaro, L., A. Charlton., and F. Kanczuk., 2008, "Plant-Size Distribution and Cross-Country Income Differences", NBER Working paper No14060.
- 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.
- 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., Parente, S. L., and Rogerson, R., 2004, "Farm work, home work and international productivity differences", *Review of Economic Dynamics*, 7(4): 827-850.
- Herrendorf, B. and Schoellman, T., 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.
- 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", *The American Economic Review*, 82(1), 34-51.
- McMillan, J., J. Whalley., and L.J. Zhu., 1989, "The impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth", *The 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.
- Olley, G.S., and A. Pakes., 1996, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 64(6), 1263-1297.
- 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.