

要素配置扭曲与农业全要素生产率^{*}

朱 喜 史清华 盖庆恩

内容提要:要素市场扭曲会导致农户个体对资本、劳动等生产要素配置扭曲,最终降低农业的总量全要素生产率(TFP)。本文运用2003-2007年全国农村固定跟踪观察农户数据,实证分析了中国东、中、西部以及东北地区农户家庭生产的要素配置扭曲程度及其与总量TFP的关系,发现不同地区农户要素配置的扭曲存在显著的差异:从扭曲水平和发散程度来看,东部和西部地区的资源配置扭曲较为严重,中部、东北地区的配置效率较高。即使不考虑技术因素,如果有效消除资本和劳动配置的扭曲,农户的农业TFP有望再增长20%以上,其中东部和西部地区的改进空间超过30%。要素配置的扭曲程度主要取决于农村非农就业机会、金融市场和土地规模。促进社会转型是提高农业生产率的主要途径。

关键词:TFP 资源配置不当 市场扭曲

一、引言

中国农业生产的全要素生产率(TFP)问题一直受到学者的广泛关注。Jin et al(2002)、Rozelle 和黄季焜(2005)使用大规模调查数据分析发现,改革期间中国主要粮食的整体全要素生产率(TFP)以每年2%的速率增长。TFP的这种增长可以较好地解释改革开放以来中国在农业产出方面取得的巨大成就。这就很自然地引出了一个问题:TFP的变化本身又是什么引起的呢?Lin(1992)将改革初期的增长归功于家庭联产承包责任制的实施;Jin et al(2002)、Rozelle 和黄季焜(2005)等侧重从不同时期的农业生产技术差异来解释这个问题。他们发现,在1990年代以前中国农业生产TFP的增长在很大程度上可以由要素投入(包括化肥、农药、机械使用等)来解释,而1990年代以后TFP增长的主要驱动力来自于技术的不断进步。李谷成等(2009)则详细分析了TFP与土地要素投入的复杂关系。

现有文献在研究要素投入和技术进步对于中国农业TFP增长的影响时,大都是侧重于通过代表性农户的要素投入和产出进行估算。这样的研究无疑是很有意义的,也证实了这些因素构成了推动中国TFP增长的重要源泉;但文献往往忽略了一个重要事实,即农户的要素配置很可能是扭曲的,这种扭曲对总量TFP也会产生重要的影响。

考虑这样一种情形:两个来自不同地区且拥有相同农业生产技术的农户(记为A和B),两人都需要贷款进行农业投资。A农户所在地区农村金融市场比较发达,贷款利率(成本)很低,而B农户所在地区金融市场相对落后,贷款利率很高。假设两个农户都使得最终投资的边际产出等于其贷款利率,显然这里存在资本的不当配置:如果将配置给边际产出较低的A农户的部分资本转给边际产出较高的B农户,那么总产出就会上升。也就是说,资本的不当配置会导致总产出和TFP

^{*} 朱喜、史清华、盖庆恩,上海交通大学安泰经济与管理学院,邮政编码:200020;电子邮箱:zhuxi97@sjtu.edu.cn;shq@sjtu.edu.cn;agai_hitsz@sjtu.edu.cn。本文受到国家自然科学基金项目(70703023和71073102)、上海市教育委员会和上海市教育发展基金会“晨光计划”资助。作者感谢全国农村固定观察点办公室的支持,以及CES2010年会曲兆鹏、赵西亮等学者的建议,特别感谢两位匿名审稿专家的宝贵意见,当然文责自负。

的降低。

在发展中国家的农村,由于市场发展不完善,类似的资源不当配置是十分常见的。Banerjee & Munshi (2004) 对印度某纺织产业重镇两类企业的观察就是一个例子。该镇的 Gounders 集团主要由本地人口构成,并根植于当地发展,Outsiders 集团由外来人口构成,进入当地发展的时间较晚。通过比较发现,两个集团在资本存量和资本密集程度方面存在非常显著的系统性差异,而这种差异无法通过两者的技术差异得到较好的解释,最有可能的原因是两者在资本可得性方面的差异。因为前者可以通过社会联系轻松地获得低成本的贷款,而后的融资成本要高得多。按照利润最大化的要求,每个企业的生产都会保证其资本的边际产出等于其融资成本。即使两者的技术完全相同,Outsiders 集团的资本边际产出也会远远高于 Gounders 集团,从社会的角度来看,资本的配置存在明显的不当或扭曲。Hsieh & Klenow (2009) 进一步明确和发展了这一想法。通过构建一个允许企业差异存在的垄断竞争模型,他们证明造成资本和劳动等要素边际产出呈现差异的扭曲会降低总量 TFP。基于该模型他们还对中国、印度和美国企业进行比较研究,证实了这种资源配置不当的重要影响。本文建立一个允许农户差异存在的完全竞争模型来分析农业生产的资源配置扭曲与 TFP 的关系,并运用 2003-2007 年中国各地区农村固定跟踪观察农户数据进行实证。分析发现,各地区农户要素配置的扭曲程度存在显著差异。从扭曲水平和发散程度来看,中部和东北地区的资源配置扭曲程度相对较轻。要素配置扭曲对农业 TFP 确实存在显著的影响。在技术因素之外,如果能够有效消除资本和劳动配置的扭曲,农户的农业产出有望再增长 20% 以上,其中东部和西部地区改进的空间超过 30%。要素配置的扭曲程度在很大程度上受到非农就业机会、金融市场以及农户土地规模的影响。

上述研究结论证实了中国农户个体要素配置扭曲对总量 TFP 的重要影响,弥补了现有研究的不足。研究还指出农户要素配置扭曲的主要决定因素,这也是本文对该领域研究的贡献。

本文采用的方法不同于已有的研究。以往文献一般通过数据包络分析 (DEA) 和随机前沿分析 (SFA) 等方法来研究技术、要素投入或者要素配置对 TFP 变化的影响。这类方法可以衡量农户生产的技术和配置效率等,但不能解析配置扭曲的来源,而且不能分析农户个体的配置扭曲与总量 TFP 的联系,本文利用理论模型对农村各类市场的绩效考察来弥补这个缺憾。模型基于 Hsieh & Klenow (2009),但根据中国农户的特点进行了调整和拓展,采用的是土地禀赋不变的完全竞争模型。

本文的剩余部分安排如下:我们建立一个农户的土地禀赋不变的完全竞争模型,说明要素配置扭曲影响总量 TFP 的机制,然后将模型应用于四个地区的农户数据,量化分析要素配置扭曲的程度。模型内容和讨论放在第二部分,调查数据描述放在第三部分,配置扭曲程度和 TFP 效率的实证结果分别放在第四和第五部分。第六部分总结全文。

二、模型

为了清晰地说明资源配置扭曲对总量 TFP 的影响,我们在土地禀赋不变的假设下建立一个完全竞争的模型。与 Hsieh & Klenow (2009) 一样,除了假设农户的生产效率水平存在差异之外(如 Melitz 2003),还允许农户的要素配置的扭曲程度各不相同。

假定某地区共有 N 个农户生产同样的农产品 Y ,产品市场是完全竞争的。每个农户的生产函数都采取规模报酬不变的柯布-道格拉斯形式 (Cobb-Douglas)。假定农户的投入要素分别为资本 (K)、劳动 (L) 和土地 (M),农户个体 TFP 记作 A ,则第 i 个农户的产出函数可表达为 $Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^\beta \bar{M}_i^\gamma$,其中 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。

这里我们允许各地区的资本、劳动和土地的产出弹性存在差异,但假设同一地区的农户的各项

要素产出弹性相同;而且农户的土地是固定投入(使用 \bar{M} 来强调这一点)。到上世纪末之前,中国农村的第二轮土地承包已基本完成,这轮改革赋予农户30年的承包权。这之后农村的土地流转市场越来越活跃,但由于制度限制、交易成本等客观原因,在短期内农户仍然很难按照理想情形来调整土地规模,这使得农户生产呈现出规模报酬递减的特征。

记 P 为农产品价格, r 为资本投入的价格(利率), w 为劳动力的价格(工资)。要素市场的扭曲会导致要素边际价格不同,就中国农村实际来看,资本市场的扭曲往往会提高资本的价格,而劳动力市场的扭曲则往往降低劳动的价格。因此我们将那些提高资本边际产出的扭曲记作资本扭曲 τ_K (因而实际资本价格为 $(1 + \tau_K)r$)。例如,对于那些很难得到正式金融机构贷款的农户,他们的 τ_K 相对要高一些;类似地,将降低劳动边际产出的那些扭曲记作 τ_L (因而实际劳动价格为 $(1 - \tau_L)w$)。如果 τ_L 比较大,意味着农户需要忍受更低的工资水平。例如,对那些生活在非农就业机会较少的地区的农户, τ_L 会更大一些。

于是农户的利润函数可以描述为:

$$\pi_i = PA_i K_i^\alpha L_i^\beta \bar{M}_i^\gamma - (1 + \tau_{K_i}) r K_i - (1 - \tau_{L_i}) w L_i$$

这里假设农户的土地是无偿使用的,符合农村实际情形(尤其是税费改革实施之后)。农户对利润最大化的追求可以通过一阶条件来描述^①,即:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial K_i} = \alpha PA_i K_i^{\alpha-1} L_i^\beta \bar{M}_i^\gamma - (1 + \tau_{K_i}) r = 0,$$

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial L_i} = \beta PA_i K_i^\alpha L_i^{\beta-1} \bar{M}_i^\gamma - (1 - \tau_{L_i}) w = 0,$$

因此,劳动的边际产出与人均产出成正比,资本的边际产出与单位资本产出成正比:

$$MRPL_i \equiv \frac{\beta PY_i}{L_i} = w(1 - \tau_{L_i}) \quad (1)$$

$$MRPK_i \equiv \frac{\alpha PY_i}{K_i} = r(1 + \tau_{K_i}) \quad (2)$$

这里的 τ_K 和 τ_L 应视为资本和劳动相对于产出的扭曲。在产品市场不完善的条件下,可以使用 τ_Y 来代表农产品价格扭曲。例如,农产品价格补贴会使产品的收购价格高于市场价格,将畸高的部分记为 τ_Y ,实际农产品价格为 $P(1 + \tau_{Y_i})$ 。此时可以定义相对要素扭曲为 $(1 + \tau_{K_i})/(1 + \tau_{Y_i})$ 或 $(1 - \tau_{L_i})/(1 + \tau_{Y_i})$ 。于是,在其他条件不变时对产品价格的补贴会缓解资本的扭曲,同时恶化劳动市场的扭曲。由于无法同时识别出这三种扭曲,本文直接定义资本和劳动相对于产出的扭曲,这与Hsieh & Klenow(2009)的方法是类似的。由上述分析得到:

$$\frac{K_i}{L_i} = \frac{(1 - \tau_{L_i}) \alpha w}{(1 + \tau_{K_i}) \beta r}, \quad (3)$$

$$L_i = \left[\left(\frac{\alpha}{r} \right)^\alpha \left(\frac{\beta}{w} \right)^{1-\alpha} \frac{1}{(1 + \tau_{K_i})^\alpha (1 - \tau_{L_i})^{1-\alpha}} PA_i \bar{M}_i^\gamma \right]^{\frac{1}{1-(\alpha+\beta)}} \\ \propto \left[A_i^* \frac{1}{(1 + \tau_{K_i})^\alpha (1 - \tau_{L_i})^{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{1-(\alpha+\beta)}}, \quad (4)$$

$$Y_i = A_i^* \frac{1}{1-(\alpha+\beta)} P^{\frac{\alpha+\beta}{1-(\alpha+\beta)}} \left(\frac{\alpha}{r} \right)^{\frac{1}{1-(\alpha+\beta)}} \left(\frac{\beta}{w} \right)^{\frac{\beta}{1-(\alpha+\beta)}} \frac{1}{(1 + \tau_{K_i})^{\frac{\alpha}{1-(\alpha+\beta)}} (1 - \tau_{L_i})^{\frac{\beta}{1-(\alpha+\beta)}}}$$

① 关于农户的目标函数,文献中有不同的看法,如利润最大化型、风险规避型、劳苦规避型等。但没有任何一个分支能够完全超脱效率问题,也无法否定效率理论的巨大解释力(艾丽思,2006)。本文着重考察效率问题,故采用利润最大化假设。

$$\propto \left[A_i^* \frac{1}{(1 + \tau_{K_i})^\alpha (1 - \tau_{L_i})^{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{1-(\alpha+\beta)}}, \quad (5)$$

$$K = \sum_{i=1}^N K_i = \sum_{i=1}^N \frac{(1 - \tau_{L_i}) \alpha w}{(1 + \tau_{K_i}) \beta r} \frac{L_i}{L} L \equiv \frac{\alpha w}{\beta r} \frac{1}{1 + \mu_{KL}} L \quad (6)$$

其中 $\frac{1}{1 + \mu_{KL}} \equiv \sum_{i=1}^N \frac{(1 - \tau_{L_i})}{(1 + \tau_{K_i})} \frac{L_i}{L}$ 。

公式(3)描述了农户的资本和劳动投入的配置。如果产出市场和要素市场都是完全的,资本劳动比就应该是常数,所有农户以相同的要素配置进行生产。但是由于农村市场存在广泛的扭曲,且不同的农户面临的扭曲程度不一样,农户的实际生产配置各不相同。从要素配置的角度来看,不同市场的扭曲具有相互放大的效应。例如,与理想状况下的要素配置相比,贷款成本比较高的农户使用更少的资本,如果他的工资水平也很低,那么他将进一步减少资本的使用。有趣的是,从最终产出的角度来看,不同市场的扭曲却在一定程度上具有相互对冲的效用。如果贷款成本较高的农户面临的工资水平较低,他使用更多的劳动来替代资本,还是可以保持较高的产出水平。公式(4)和(5)描述的正是这一点。

公式(6)描述了地区全部农户的总资本投入与总劳动投入之间的关系。这里 $\bar{\mu}_{KL}$ 可以看作是 每个农户面临的资本扭曲的加权平均,因此是一个衡量全部资本扭曲的指标。如果任何扭曲都不存在,总资本投入应该更高(为 $\frac{\alpha w}{\beta r} L$)。

根据农户产出决定模型,定义每个农户的扭曲指数和地区总体扭曲指数为:

$$DI_i = (1 + \tau_{K_i})^\alpha (1 - \tau_{L_i})^{1-\alpha}, \bar{DI} = (1 + \bar{\mu}_{KL})^\alpha (1 - \bar{\mu}_L) \quad (7)$$

其中 $1 - \bar{\mu}_L = \sum_{i=1}^N (1 - \tau_{L_i}) \frac{L_i}{L}$, 可以看作劳动市场扭曲的加权平均。这样, \bar{DI} 也可以看作是农户个体扭曲指数 DI_i 的加权平均。于是可以证明下述定理:

定理 1: 该地区 σ_u^2 个农户的总量 TFP 可以表达为:

$$A = \frac{1}{M^\gamma} \left[\sum_{i=1}^N \left[A_i \bar{M}_i^\gamma \frac{\bar{DI}}{DI_i} \right]^{\frac{1}{1-(\alpha+\beta)}} \right]^{1-(\alpha+\beta)}$$

定理 1 是本文实证分析的核心(证明见附录),它表明地区总量 TFP 与每个农户自身的 TFP (A_i) 呈正比,与农户面临的扭曲程度 (DI_i 及其发散程度) 成反比。作为参照,当农村市场不存在任何扭曲时,可以得到总量 TFP 为:

$$\bar{A} = \frac{1}{M^\gamma} \left[\sum_{i=1}^N [A_i \bar{M}_i^\gamma]^{\frac{1}{1-(\alpha+\beta)}} \right]^{1-(\alpha+\beta)}$$

Hsieh and Klenow (2009) 在假设只有单个要素投入(劳动力)的生产时得到了类似的结果,我们在这里将其拓展为三种要素投入的情形,并考虑农户生产的特征。为了更清楚地展示这个定理,假定 A_i 和 DI_i 服从联合对数正态分布,可以得到总量 TFP 的简单表达式:

$$\log A = (1 - (\alpha + \beta)) \log \left(\sum_{i=1}^N [A_i \bar{M}_i^\gamma]^{\frac{1}{1-(\alpha+\beta)}} \right) - \frac{2 - (\alpha + \beta)}{2 - 2(\alpha + \beta)} \text{var}(\log DI_i) - \gamma \log \bar{M}$$

在这个设定下可以看到总量 TFP 也会受到农户面临的扭曲的发散程度(方差项)的影响。其直观含义是,农户要素配置的扭曲差异越大,总量 TFP 的下降就越多。

由于本模型将土地处理为固定投入,无法直接分析土地市场的扭曲状况,这是模型的一个缺陷。实际上,我们是在假定农户已经在现有制度和交易成本等约束下选择了最优的土地规模的前提下,分析农业 TFP 与资本、劳动要素扭曲的关系。如果允许土地规模可以在某个范围内调整,会

使模型变得异常复杂而难以处理。但可以猜测的是,由于增加了土地要素配置的扭曲,估算的整体扭曲会比现在这个模型得到的结果更严重。也就是说,我们的估算结果可能存在一定程度的低估。

三、调查数据

本文使用的数据是2003–2007年全国农村固定跟踪观察的农户数据。样本观察内容包含了农户的生产、消费等各方面的详细信息。本文主要关注农户的种植业投资和生产,包括粮食作物、经济作物、果桑茶作物等。剔除部分未进行农业生产以及各主要变量有缺失错漏数据的农户,得到的样本总计77887户。需要说明的是,目前所获得的全国农村固定跟踪调查数据还不是真正的面板数据。^①实际上,在过去10年对相当一部分农户的调查没有真正实现“固定跟踪”,其原因包括:a)城市化的推进,使部分观察村完全城市化,失去观察意义,被迫停止观察;b)在过去几年,许多乡镇合并,结果导致不少固定观察村发生变化;c)许多村庄合并,结果也导致不少固定观察村发生变化;d)即使固定观察村没有变化,由于各种原因(如外出打工,不经常在家;又如,因补贴少或麻烦,不愿意参加等)无法获得数据。在上述原因中,只有a和d使得农户的资料无法获得,而b和c情况下,籍区的改变仅仅从名义上改变了农户的归属,但事实上该农户依然处于固定观察中且各项资料也具有连续性。由于这些现实的原因,调查部门每过一段时期会删减、增补或更换样本农户。尽管调查使用户码作为每一个农户家庭的标识,但在实际样本发生变化时,户码存在未随变动而做相应改动的现象。因此,需要对原始数据进行详细筛选以建立真正的面板。

我们使用三个信息来建立面板数据:户码、户主年龄和户主配偶年龄。从2003年开始,对每个户码标识的农户家庭,我们逐一检查户主、户主配偶在上年和下年的年龄是否匹配。如果匹配,则认为其来自同一个家庭;一旦出现不匹配,则删去年龄发生不匹配后的样本。^②由于两个家庭户主及其配偶年龄匹配的概率非常小,筛选后得到的面板数据应当比较可靠,Yang(2004)曾使用类似的方法。本文首先通过匹配年龄方法得到的样本总计49374户。与未筛选前相比,减少了36.6%。

以上处理得到的数据是一个不平衡的面板数据(unbalanced panel),即每个农户跟踪的时间长度可能不同,每年都有新的农户进入或者旧的农户退出样本。为保证各年数据的可比性,我们仅保留在2003–2007年全程跟踪的农户数据,构成平衡的面板数据(balanced panel),最终得到实际使用的样本每年为5800户,总计29000户,为未筛选前数据的37.2%。^③

表1列出了农户农业生产的主要变量基本统计。整体而言,2003年以来农户的资本投入、土地投入都有所增长,劳动投入出现略微下降的趋势,农业收入有一定的增长。中国农村幅员广阔,各地区之间的差异很大。在不同的经济发展程度和地理气候下,农业生产技术、农村市场扭曲程度都会有显著的差异。因此,对处于不同发展阶段和外部环境下的地区进行比较研究是十分必要的,有助于更准确地研究各地的农业生产和农村市场绩效,从而更好地估算地区的生产效率。而且,比较研究本身也具有重要的意义。因为每个省(市)的跟踪农户平均约为200户,我们没有直接采用分省(市)数据进行研究,而是按照区域经济学研究中广为接受的做法,将31个省市分为四大区域:东部、中部、西部和东北地区。

① 这里特别感谢匿名审稿专家给予的提醒和指点,他们的意见使我们的研究在很大程度上解决了误用数据的问题,保证了结论的稳健性。

② 原样本中有些农户户主因客观(诸如去世、离异等)因素被更替,户主及配偶年龄随之发生变化,但该户仍然是连续户。考虑到此时农户特征可能会有较大改变,而且实际操作中较难对此一一核实,在审查样本时,未予考虑,一并删除,特此说明。

③ 我们也尝试了使用户主年龄及其受教育年限进行匹配的方法,最终筛选得到的样本数为 $6086(\text{户/年}) \times 5(\text{年}) = 30430$,但主要结果基本相同。

四、农户的资源配置扭曲

(一) 参数设定

为了估算各地区农户的资源配置扭曲程度,根据第二部分的模型结果,需要利用样本数据确定一些重要的参数,其中首要的即为各地区的要素弹性。我们通过建立面板数据模型来得到各地区的要素弹性(i 代表农户, t 代表年份):

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln M_{it} + \text{time dummies} + f_i + u_{it}$$

其中 Y 为农户的农业收入(用种植业经营收入代表), K 为资本投入(用农业经营费用支出代表), L 为劳动投入(用种植业经营投工量代表), M 为土地经营面积, f_i 为代表农户个体差异的变量(如农户的管理能力等)。模型还加入了代表年份的时间变量作为控制变量。由于 f_i 很可能与资本等解释变量存在相关性,分别使用固定效应和随机效应模型来进行估计,并通过 Hausman 检验决定估计量的选择。

得到要素弹性以后,可以由公式(1)、(2)和(7)估算农户面临的各种市场扭曲($(1 + \tau_{K_i})$), $(1 - \tau_{L_i})$, $(1 + \tau_{M_i})$, 其生产的 TFP 可由 $A_i = \lambda \frac{PY_i}{K_i^\alpha L_i^\beta M_i^\gamma} \left(\lambda = \frac{1}{P} \right)$ 估算。由于数据的限制,这里的农业产出和资本投入都是直接用货币衡量的,无法将数量和价格分开,这对农户个体 TFP 即 A_i 的估算会有影响,因为此时其系数 $\lambda = 1/P$ 是未知的,在实际估算时我们将忽略这个系数。^① 这样的处理会使估算的 TFP 与实际数值有所差异,这会对不同地区总量 TFP 的比较分析有所影响,我们会在给出实际估算结果时进行讨论。

关于劳动投入,我们的数据给出的是农户每年从事农业劳动生产的天数(即 L),但没有直接提供关于日工资 w 的信息。 w 应当是农户为自家的生产进行农业劳动的机会成本,我们使用地区的雇工价格进行估算。为避免极端数值的影响,这里使用各地区各年的日雇工价格的中位值,其范围为 18.4—40.0 元/天。

(二) 实证结果

各地区的要素产出弹性估计结果见表 2。Hausman 检验的结果表明所有地区应当使用固定效应模型估计,这与 Mundlak (2001) 的建议是一致的。所有地区的资本产出弹性都要远远超过其他要素的弹性,平均占到 44.3%,劳动的产出弹性平均只占到

表 1 主要变量基本统计(2003—2007 年)

年份	统计量	收入(元)	资本(元)	土地(亩)	劳动(工)
2003	均值	5949.1	1826.4	8.9	218.7
	标准差	7381.2	2010.8	11.3	145.9
2004	均值	6241.3	1984.0	8.7	216.2
	标准差	5805.6	2012.5	10.8	144.0
2005	均值	6442.4	2119.1	8.8	210.0
	标准差	6602.2	2981.0	11.3	142.7
2006	均值	6663.2	2240.5	9.0	204.6
	标准差	6967.0	2950.5	18.0	144.0
2007	均值	6934.9	2291.3	9.1	199.3
	标准差	7734.2	2625.4	17.3	149.8

注:收入和资本投入都已经进行价格调整。收入调整使用种植业农产品生产价格指数,资本投入调整使用农业生产资料价格指数。

表 2 各地区要素的产出弹性

	东部	中部	西部	东北
资本	0.50	0.39	0.52	0.36
劳动	0.28	0.18	0.21	0.18
土地	0.22	0.43	0.27	0.46

注:1. 为节约篇幅,这里略去了具体估计结果,如有需要作者可以提供。
2. 利用规模报酬不变假设,表中的弹性系数已经标准化。方法与林毅夫(2005)、艾丽思(2006)、李谷成等(2009)的做法相同。

① 这里假设各地区的利率价格(在政府的管制下)是相同的,因为不影响结果所以忽略。

约 21.3%。各要素的产出弹性即是该要素报酬占总收入的份额,表明近年来资本要素在中国各地区的农业生产中占据了最重要的地位,而劳动和土地要素的重要性相对较低。

另一方面,各地区的要素产出弹性也呈现出很大的差异。东北地区的土地产出弹性最高,可能与该地区土地资源比较丰富、农户的土地经营规模较高有关。东部地区的劳动产出弹性最高,而其土地产出弹性最低,表明该地区农户的劳动力报酬相对较高,而土地资源则比较稀缺。正因为这些差异的存在,对各地区进行比较研究是非常必要且有意义的。

我们进而估计了各地区各年的要素配置扭曲程度。为了消除异常样本和错误数据的影响,对所有代表扭曲的变量按照其分布的上下 1% 水平进行缩尾调整(winsorize)处理,即对所有小于 1% 分位数(大于 99% 分位数)的数值,令其值分别等于 1% 分位数(99% 分位数)。

资本扭曲的水平(用均值表示)和发散程度(用标准差表示)如图 1 和图 2 所示。从扭曲水平来看,扭曲程度最高的是东部和西部地区,中部地区居中,东北地区最低。最高的东部地区比最低的东北地区(平均值)高出 43.0%;发散程度也是如此,扭曲程度最高的西部地区超过最低的东北地区 73.8%;另外,东部和中部地区的扭曲程度呈现出恶化的趋势。总的来说,东部和西部地区农业生产的资本配置效率较低。

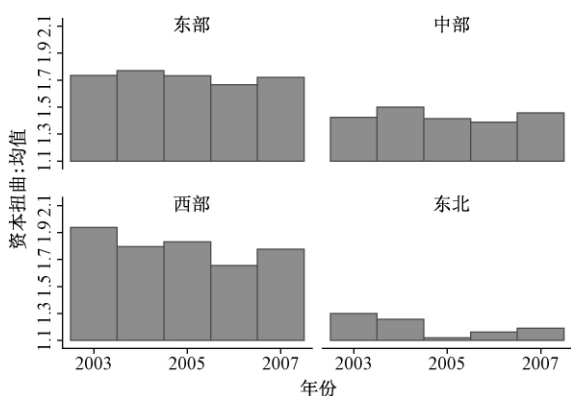


图 1 各地区资本扭曲的水平

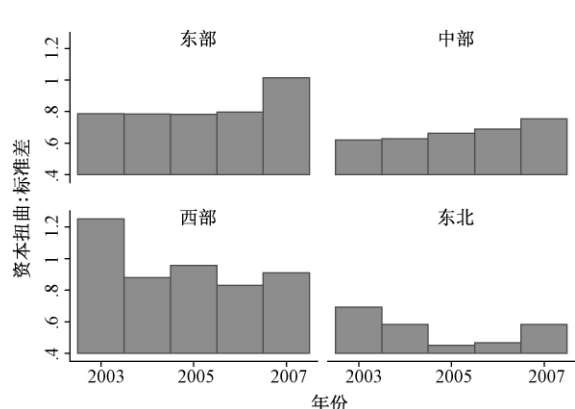


图 2 各地区资本扭曲的标准差

图 3 和图 4 显示了各地区劳动配置的扭曲程度的差异。从扭曲水平来看,东部和东北地区的劳动扭曲程度较低(图中绘制的指标是 $1 - \bar{\mu}_L$),东部地区与扭曲程度最高的中部地区相差 113.5%。各地区的劳动扭曲程度均呈现出逐年改善的趋势;从发散程度来看,东部和东北地区的扭曲较严重,东部地区和扭曲程度最低的中部地区相差 141.9%。由于扭曲水平与发散程度不一

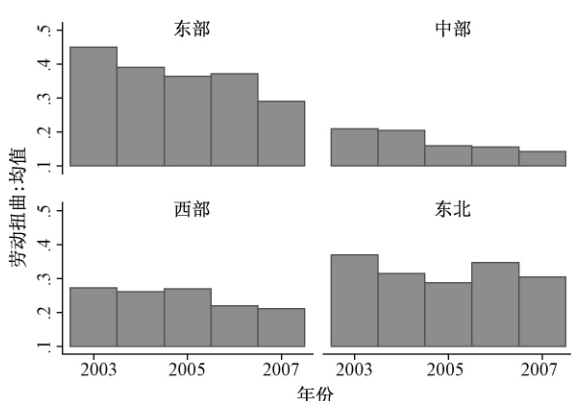


图 3 各地区劳动扭曲的水平

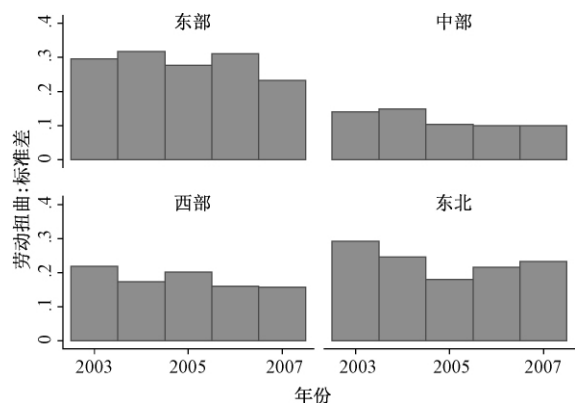


图 4 各地区劳动扭曲的标准差

致,无法从整体判断各地区的劳动配置扭曲程度差异。

最后我们计算了各地区的扭曲指数。图 5 和图 6 表明,综合考虑资本和劳动配置,中部和东北地区要素配置扭曲的平均水平和发散程度都较低,且基本上呈现出逐年改善的趋势,表明这两个地区资源配置效率较高。而东部和西部地区的资源配置扭曲比较严重,且东部地区逐年改善的趋势不明显。

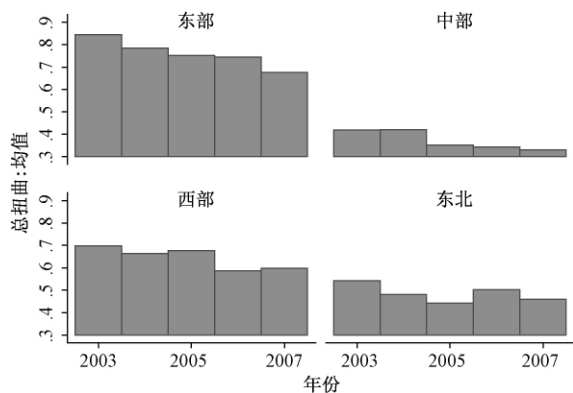


图 5 各地区扭曲指数:水平

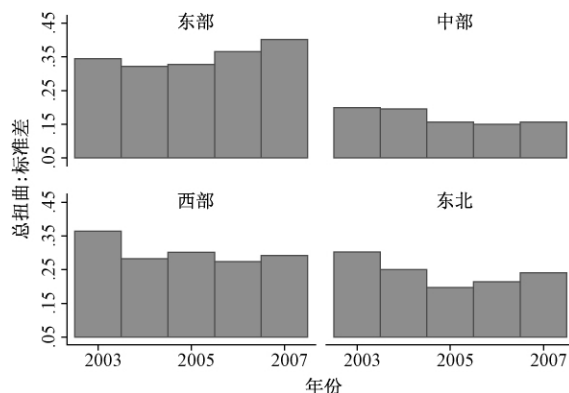


图 6 各地区扭曲指数:标准差

五、总量 TFP、发展潜力及其根源

(一) 各地区 TFP 及发展潜力

根据定理 1,我们可以估算每个地区的总量 TFP (A),更进一步,可以估算各地区消除要素配置扭曲的潜在收益,即当 TFP 达到理想水平时产出的增加空间,其计算公式为 $(Y_{\text{efficient}}/Y - 1) \cdot 100\%$,这里称为潜在产出收益,其中实际产出 (Y) 与有效产出 ($Y_{\text{efficient}}$) 的比率等于实际的 TFP (A) 与有效的 TFP (\bar{A}) 的比率:

$$\frac{Y}{Y_{\text{efficient}}} = \frac{A}{\bar{A}} = \frac{1}{M^{\gamma}} \left[\sum_{i=1}^M \left(\frac{A_i}{\bar{A}} \bar{M}_i^{\gamma} \frac{\bar{D}I_i}{DI_i} \right)^{\frac{1}{1-(\alpha+\beta)}} \right]^{1-(\alpha+\beta)}$$

图 7 给出了各地区农业生产的总量 TFP 水平。我们发现,中部和东北地区农户的生产效率高,而东部和西部地区与之相差甚远,其比例大致为 2.2:2.1:1.1:1。在样本期间,各地区的总量 TFP 基本保持稳定,中部地区还实现了年均 4.7% 的上升。

消除要素配置扭曲后各地区的潜在产出收益的估算结果如图 8 所示。我们发现,东部和西部地区农户的生产效率改进的空间较大。如果要素市场的扭曲完全消除,其产出分别可以增加

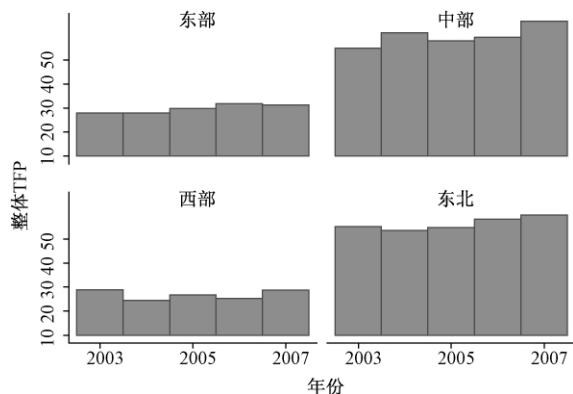


图 7 各地区总量 TFP

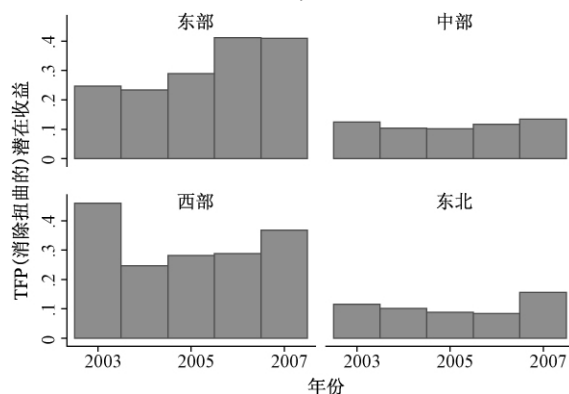


图 8 各地区潜在产出(TFP)收益

31.8%和32.9%,而且改进的空间在逐年增加。中部和东北地区农户的生产效率较高,其产出增加的空间分别为11.6%和11.0%。从全部样本来看,农业潜在产出收益可以达到20%以上。注意这里的潜在产出收益全部来自于要素配置改善后的TFP上升。^①东部地区农户生产缺乏效率的结果,似乎与常识不太一致。但从前文的分析可以看到,东部地区的整体要素配置扭曲的水平和发散程度都是较高的,因此其TFP或产出改进的空间较大并不奇怪。

(二)资源配置扭曲的决定因素

那么到底是哪些因素决定了农户的资源要素扭曲水平,进而导致农户配置不当呢?在模型中,资本和劳动要素的扭曲水平就是其边际产出超过或低于市场价格的部分,因而关键是确定那些影响要素边际产出的因素。我们认为,至少应当考虑如下三个方面的问题:

首先,要素市场和产品市场的不完善。具体表现为:第一,农村信贷市场的低效提高了农户的贷款成本。尽管政府在放松农村地区的利率管制、信用社机制改革等方面作了很多努力,但农村信贷市场仍然受到严重的不对称信息和交易成本问题(Feder, et al, 1990; Li and Zhu, 2010),这使得农户的贷款成本居高不下。第二,劳动市场的低效压低了农户劳动的价格。在城市化进程中,劳动力从农村向城市转移并不容易,除了在城市的生活成本、离开家乡的心理成本之外,农村劳动力还需要面对各种制度的约束。例如,Whalley & Zhang (2007)的研究指出户口制度是造成地区间工资和收入差距巨大的重要原因。这些因素最终反映到劳动力市场的结果就是农村出现大量的剩余劳动力,他们不得不忍受农业生产所能提供的低水平工资。第三,农产品流通市场的效率以及政府干预(如补贴等)会影响农户产出的实际价格。由于农产品补贴力度往往取决于地方政府的实际财力,不同农户得到的补贴各不相同,这使得他们面临的实际产出价格各不相同。

其次,将要素投入农业生产的成本。农户除了考虑在农业经营中资本与劳动要素的配置以外,还需要考虑非农就业(包括非农经营活动和外出打工)的机会成本。对农户来说,非农就业的劳动回报较高,而农业经营的劳动投入本来就已经过多,他们自然会减少在农业经营中的劳动投入,从而改善劳动的配置;但非农就业对农户资本投入的影响相对复杂:一方面,非农部门提供较高的收入或资本回报,会使农户更多地依赖劳动收入(减少对所有家庭经营的投入),或者增加在非农经营中的资本投入,从而减少在农业经营中的资本投入,称之为替代效应;另一方面,由于融资约束,农业经营中也可能存在资本投入不足的状况。此时,非农就业创造的收入可以改善融资约束,从而促进在农业经营中的资本投入,称之为收入效应。^②因此,非农就业对资本要素配置的最终影响取决于两种效应的对比。

最后,土地规模的限制。如果农户拥有更多的土地,就可以在在一定程度上更好地实现规模经营,资本和劳动的配置效率都将得到改善。

本文的样本涵盖全国大部分地区,考虑到内陆地区(这里指中部、西部和东北)和东部地区在非农就业机会、融资约束、土地规模等方面存在巨大的差异,我们在实证模型中设计了相应的交叉变量,以研究非农就业、融资约束、土地规模等变量对要素配置影响的地区差异。根据上述分析,结合数据的可得性考虑,我们建立了如下模型:

$$\ln \text{distort}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{nalabra}_{it} \times \text{inland} + \beta_2 \text{nalabra}_{it} \times \text{east}$$

^① 由于本文在估算时收入采用货币衡量(见第四部分参数设定的说明),这会影响我们估算的总量TFP的准确性,但不会影响TFP潜在收益的估算。实际总量TFP应该是我们估算的总量TFP除以农产品价格。考虑到一般情况下,东部地区的农产品价格应该高于中西部地区,各地区的总量TFP的实际差异应该更加悬殊;但这个问题不会影响TFP潜在收益,因为它是实际总量TFP与有效TFP的比率,分子和分母上的农产品价格正好相互抵消。

^② Rozelle et al(1999)利用河北和辽宁的调查数据发现,外出打工会减少农户对农业生产的劳动投入,但外出打工创造的收入会增加农户的资本投入。

$$+ \beta_3 creditra_{it} \times inland + \beta_4 creditra_{it} \times east$$

$$+ \beta_5 \ln land_{it} \times inland + \beta_6 \ln land_{it} \times east + controls + g_{di} + u_{dii}$$

其中被解释变量分别为农户资本和劳动要素的配置扭曲程度 ($\ln(1 + \tau_{K_{it}})$ 和 $\ln(1 - \tau_{L_{it}})$) ,解释变量包括:农户所在村庄的非农就业劳动力占全部劳动力的比例 ($nalabra$) ,代表其面临的非农就业机会 (包括外出打工、本地打工和经营非农产业) ;农户所在村庄得到贷款的农户占全部农户的比例 ($creditra$,包括正式贷款和非正式贷款) ,代表其面临的农村金融市场发达程度^①;农户的土地经营面积 ($land$,取对数) ,代表其面临的土地规模约束; $east$ 和 $inland$ 为虚拟变量 ,分别代表东部和内陆地区 ,其与主要变量构成的交叉变量的系数反映各变量影响的地区差异;控制变量包括户主的年龄及平方项、受教育年限、单位劳动力抚养负担、家庭规模、年份和地区等。 g_{di} 代表不随时间变化的农户个体差异 ($d = k, l$ 分别对应资本和劳动扭曲模型) ,如管理能力等 , u_{dii} 代表随机干扰项。考虑到个体差异可能与解释变量相关 ,我们分别采用面板数据固定效应和随机效应方法估计上述模型 ,并使用 Hausman 检验来决定估计量的选择。另外 ,考虑到模型的多重共线性问题 ,我们计算了主要解释变量的相关系数矩阵 ,所有系数绝对值在 0.5 以下。

表 3 列出了估计的结果。Hausman 检验的结果表明 ,资本和劳动要素扭曲模型都应该使用固定效应估计量。主要变量的系数符号与理论预期基本一致 ,而且各主要变量的影响存在显著的地区差异。非农就业机会显著改善了东部和内陆地区农户农业经营的劳动配置 ,且其边际影响相同 (系数均为 0.23 ,统计检验不能拒绝两者相等的假设) ;但其对资本配置的影响存在差异:东部地区的系数显著为正 ,表明随着非农就业机会的增加 ,该地区农户减少了资本投入 ,导致资本配置更加恶化。而内陆地区的系数不显著。这表明非农就业机会在该地区产生了一定的收入效应 ,即农户在一定程度上面临着融资约束问题 ,而非农收入的增加使之有所缓解。最终系数不显著可能是替代效应与收入效应相互抵消的结果。

金融市场状况的影响可以进一步验证这个问题。中国农村金融市场饱受信息不对称、交易成

表 3 扭曲程度的决定因素

解释变量	资本扭曲		劳动扭曲	
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
非农就业	-0.084	-0.062 **	0.235 ***	0.343 ***
* 内陆	(-1.624)	(-2.261)	(3.765)	(8.402)
非农就业	0.344 ***	0.017	0.233 ***	0.270 ***
* 东部	(4.638)	(0.365)	(2.604)	(4.078)
金融市场	-0.114 ***	-0.264 ***	0.116 ***	-0.024
* 内陆	(-4.253)	(-12.545)	(3.589)	(-0.838)
金融市场	0.284 ***	0.197 ***	0.183 **	0.197 **
* 东部	(3.816)	(3.255)	(2.042)	(2.471)
土地规模	-0.023 *	-0.059 ***	0.171 ***	0.243 ***
* 内陆	(-1.733)	(-10.193)	(10.839)	(27.544)
土地规模	0.000	0.001	0.116 ***	0.160 ***
* 东部	(0.009)	(0.081)	(4.537)	(9.972)
年龄	-0.040 **	-0.005	0.031	0.004
	(-2.127)	(-1.478)	(1.389)	(0.727)
常数项	1.912 **	0.505 ***	-2.850 ***	-1.438 ***
	(2.297)	(5.263)	(-2.842)	(-9.928)
控制变量	yes	yes	yes	yes
年份控制	yes	yes	yes	yes
地区控制	yes	yes	yes	yes
观测数	28644	28644	28644	28644
R2	0.012	0.128	0.096	0.262
Hausman 检验	134.91 ***		171.12 ***	

注:1. 括号内为系数估计量的 t 值。为节约篇幅 ,没有列出控制变量的系数估计结果。

2. ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

3. Hausman 检验结果均拒绝原假设 ,即应当使用固定效应估计量。

① Li & Zhu (2010) 指出 ,对我国农户来说 ,不论是用于生产还是消费目的 ,非正式渠道也是非常重要的资金来源 ,因此我们将其考虑在内。

本过高、政府不当干预等问题的困扰,因而信贷配给问题十分严重。我们发现,金融市场的改善,会使得内陆地区农户增加资本投入(改善资本配置),而东部地区农户减少资本投入(恶化资本配置),对两个地区农户的劳动配置都起到了显著的改善作用。

综合来看,产生这种地区间农户决策差异的关键在于要素投入农业的机会成本不同:就资本投入而言,在内陆地区,由于本地缺乏回报更高的非农就业机会,农业经营仍是其重要的收入来源,当金融市场改善或非农收入增加使得农户的融资约束得到缓解时,其对农业的资本投入会有一定程度的增加,从而改善资本配置;而在东部地区,由于本地存在丰富的非农就业机会,他们对农业经营的依赖性降低,在金融市场改善或者收入增加时,会将资本投入更多地抽离出农业部门,从而恶化资本配置;而就劳动投入而言,农户总是倾向于把劳动配置到边际产出高的非农部门。所以只要非农机会增加,农户对农业经营的劳动投入都会减少,从而改善劳动配置。当金融市场改善时,资本配置的改善对劳动配置的改善也起到了促进作用。我们关于地区差异的发现补充了 Rozelle et al (1999) 对河北和辽宁调查农户的研究结果。他们指出了外出打工通过融资约束对资本投入的积极影响(即收入效应),而我们加入了替代效应,并通过地区比较研究,进一步揭示出农户的资本投入决策在很大程度上决定于地区的农业经营机会成本。

另外,土地规模的增加,会使内陆地区农户的资本投入显著增加(改善资本配置),但对东部地区的资本投入没有显著影响。这与上文的分析是一致的,由于东部地区农户对于农业经营的依赖程度比较小,土地规模的小幅增加不能吸引其更多的资本投入,而内陆地区农户还是希望通过扩大土地规模来获得更高的农业经营回报。从劳动投入来看,土地规模的扩大能够提高劳动的边际产出,对两个地区农户的劳动配置都起到了显著改善的作用,且其对内陆地区农户劳动配置的改善作用更为明显。这表明在目前的农村,土地规模限制仍然是一个关键问题,它对于要素配置效率具有双重的限制作用,构成了提高农户 TFP 的重要障碍。

由此回顾各地区的扭曲水平:东部和西部地区的资本扭曲水平都比较严重,但原因可能并不相同。前者是因为非农机会较多,农业资本投入减少较快造成资本边际产出上升,而后者更可能是因为受到农村金融市场更为落后的约束(非农机会增加没有减少其资本投入);东部和东北地区的劳动扭曲水平较低的原因也不同。前者是因为非农机会较多,劳动投入减少较快造成劳动边际产出上升,后者更可能得益于丰富的土地资源提高了劳动的边际产出。

六、结论和政策建议

关于中国农业生产效率(TFP)的研究文献一般都关注于农户生产中技术、要素投入和要素组合等对 TFP 变化的贡献,本文着重研究各地区农户要素配置扭曲对总量 TFP 的影响。本文建立一个完全竞争的理论模型说明了这种影响产生的机制,并使用农村固定跟踪观察农户调查数据对不同地区进行实证分析。

实证结果表明,中国农户的要素配置扭曲是比较严重的,且存在地区差异。从扭曲水平来看,东部和西部地区的资本配置扭曲比较严重,中部和西部地区的劳动配置扭曲比较严重;从发散程度来看,东部和西部地区的资本配置扭曲比较严重,东部和东北地区的劳动配置扭曲比较严重。总体来看,中部和东北地区的资源配置效率较高。即使不考虑技术因素,如果有效消除资本和劳动配置的扭曲,农业总量 TFP 有望再增长 20% 以上,其中东部和西部地区农户的改进空间超过 30%。决定要素配置扭曲程度的主要因素是非农就业机会的增加、金融市场的改善和土地规模的扩大,而这些因素的影响同样存在地区差异。

本文的结论强调了改善微观农户的要素配置效率对于稳定中国农业生产特别是粮食生产的重要意义,也提出了很大的挑战。由于要素配置扭曲比较严重,仅仅从改善 TFP 角度,中国的农业还

存在超过 20% 的增长空间。但要消除要素配置扭曲并不容易:在现行制度下,从扭曲水平角度来看,非农就业机会的增加可以改善农户的劳动配置效率,但对资本配置效率的影响存在地区差异;金融市场的改善对农业资本配置的影响同样存在地区差异;而且从扭曲发散程度来看,如果不解决各地区发展不平衡的问题,这些措施反而可能恶化资本和劳动配置效率。因此,改善金融市场、劳动市场等措施尽管重要,但对于提高农业生产配置效率的作用可能并不会很明显。

土地规模的调整可能是更好的解决方案。土地规模的增加可以同时改善资本和劳动的配置效率,而且土地的流转有助于各要素边际产出的趋同,因此能够从扭曲水平和扭曲发散程度两个方面同时改善要素配置效率。从这个角度来看,长期真正有效的政策措施是开放户籍分割管理制度等,加快有条件的农户向城市的真正转移,即离开农村成为城市居民。只有这样,才能有效地活跃农村土地市场,增加农户经营的土地规模,提高农业生产的比较收益,促进农户实现更有效率的生产方式。从短期来看,可行的措施是促进农村土地使用权的流转,让土地流向更有效率的农户。

本文的模型将从事农业生产的劳动力总量认定为外生给定的。这在短期内可能是合理的,但在长期就不一定合适。另外,模型假定土地规模无法调整,可能在一定程度上会造成对扭曲程度的低估。要解决这些问题,需要建立更一般的模型考虑农业劳动力供给或土地规模调整的决定。这些工作有待未来进一步的拓展。

附录:定理 1 的证明

考虑每个农户的利润函数:

$$\begin{aligned}\pi_i &= PA_i K_i^{\alpha-1} L_i^\beta \bar{M}_i^\gamma - (1 + \tau_{K_i}) r K_i - (1 - \tau_{L_i}) w L_i \\ &= \frac{1}{\beta} (1 - \tau_{L_i}) w L_i - \frac{\alpha}{\beta} (1 - \tau_{L_i}) w L_i - (1 - \tau_{L_i}) w L_i \\ &= \frac{1 - (\alpha + \beta)}{\beta} (1 - \tau_{L_i}) w L_i\end{aligned}$$

其中第二个等式来自于一阶条件。于是总利润为:

$$\begin{aligned}\sum_{i=1}^N \pi_i &= \sum_{i=1}^N PA_i K_i^{\alpha-1} L_i^\beta \bar{M}_i^\gamma - \sum_{i=1}^N (1 + \tau_{K_i}) r K_i - \sum_{i=1}^N (1 - \tau_{L_i}) w L_i \pi_i \\ &= \frac{1 - (\alpha + \beta)}{\beta} \sum_{i=1}^N (1 - \tau_{L_i}) w L_i = \frac{1 - (\alpha + \beta)}{\beta} (1 - \bar{\mu}_L) w L\end{aligned}$$

记 $1 - \bar{\mu}_L = \sum_{i=1}^N (1 - \tau_{L_i}) \frac{L_i}{L}$, 总收入为 $\sum_{i=1}^N PY_i = PA K_{LM}^{\alpha\beta\gamma} = \frac{1}{\beta} (1 - \bar{\mu}_L) w L$,

通过资本劳动比的关系(公式(6))得到:

$$PA \bar{M}^\gamma \left(\frac{\alpha}{r} \right)^\alpha \left(\frac{w}{\beta} \right)^\alpha \frac{1}{(1 + \mu_{KL})^\alpha} L^{\alpha+\beta} = \frac{1}{\beta} (1 - \bar{\mu}_L) w L$$

于是,总量 TFP 为:

$$\begin{aligned}A &= \frac{1}{P \bar{M}^\gamma} (1 + \bar{\mu}_{KL})^\alpha (1 - \bar{\mu}_L) \left(\frac{\alpha}{r} \right)^{-\alpha} \left(\frac{w}{\beta} \right)^{1-\alpha} L^{1-(\alpha+\beta)} \\ &= (1 + \bar{\mu}_{KL})^\alpha (1 - \bar{\mu}_L) \frac{1}{\bar{M}^\gamma} \left[\sum_{i=1}^N \left[A_i \bar{M}_i^\gamma \frac{1}{(1 + \tau_{K_i})^\alpha (1 - \tau_{L_i})^{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{1-(\alpha+\beta)}} \right]^{1-(\alpha+\beta)}.\end{aligned}$$

其中第二个等式来自公式(4)。定义 $DI_i = (1 + \tau_{K_i})^\alpha (1 - \tau_{L_i})^{1-\alpha}$, $\bar{DI} = (1 + \bar{\mu}_{KL})^\alpha (1 - \bar{\mu}_L)$, 于是得到定理 1 表达式,证毕。

参考文献

- Rozelle、黄季焜 2005:《中国的农村经济与通向现代工业国之路》,《经济学季刊》第4期。
- 艾丽思 2006:《农民经济学:农民家庭农业和农业发展》,上海人民出版社。
- 李谷成、冯中朝、范丽霞 2009:《小农户真的更加有效率吗?来自湖北省的经验证据》,《经济学季刊》第1期。
- 林毅夫 2005:《制度、技术与中国农业发展》(增订本),上海三联书店、上海人民出版社。
- Banerjee, Abhijit and Kaivan Munshi, 2004, “How Efficiently is Capital Allocated? Evidence from the Knitted Garment Industry in Tirupur” *Review of Economic Studies*, 71(1): 19–42.
- Feder, Gershon, Lawrence J. Lau, Justin Y. Lin and Xiaopeng Luo, 1990, “The Relationship between Credit and Productivity in Chinese Agriculture: A Microeconomic Model of Disequilibrium” *American Journal of Agricultural Economics*, 72(5): 1151–1157.
- Hsieh, Chang – Tai and Peter Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India” *Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403–1448.
- Jin, Songqing, Jikun Huang, Ruifa Hu and Scott Rozelle, 2002, “The Creation and Spread of Technology and Total Factor Productivity in China” *American Journal of Agricultural Economics*, 84(4): 916–930.
- Li, Rui and Xi Zhu, 2010, “Econometric Analysis of Credit Constraints of Chinese Rural Households and Welfare Loss” *Applied Economics*, 42(13): 1615–1625.
- Lin, Justin Y., 1992, “Rural Reforms and Agricultural Growth in China” *American Economic Review*, 82(1): 34–51.
- Melitz, Marc J., 2003, “The Impact of Trade on Intra – Industry Reallocations Aggregate Industry Productivity” *Econometrica*, 71: 1695–1725.
- Mundlak, Yair 2001, “Production and Supply”, in B. Gardner and G. Rausser, eds, *Handbook of Agricultural Economics*, New York: North-Holland Elsevier.
- Whalley, John and Shunmin Zhang, 2007, “A Numerical Simulation Analysis of (Hukou) Labour Mobility Restrictions in China”, *Journal of Development Economics*, 83(2): 392–410.
- Rozelle, Scott, J. Edward Taylor and Alan deBrauw, 1999, “Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China”, *American Economic Review, papers and proceedings*, 89(2): 287–291.
- Yang, Dennis Tao, 2004, “Education and Allocative Efficiency: Household Income Growth during Rural Reforms in China” *Journal of Development Economics*, 74: 137–162.

Misallocation and TFP in Rural China

Zhu Xi, Shi Qinghua and Ge Qingen

(Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University)

Abstract: Factor markets’ distortion could induce individual household’s misallocation of capital and labor and lowers the aggregate TFP in agriculture. Based on the household’s data from rural fixed point survey in 2003–07, we analyze the extent of factors’ misallocation in east, middle, west and northeast district of China and its relationship with aggregate TFP. The results show great difference in different area. In the view of level and diffusion, the extent of resource misallocation is relatively high in the east and west of China, and low in the middle and northeast. If distortions in capital and labor could be effectively removed without consideration of technology, the total TFP could increase by more than 20%, among which the east and west district could increase by 30%. The extent of misallocation can be attributed to the nonfarm opportunities, financial market performance and the lands’ scale. Promoting social transformation is the main way to improve agriculture outputs.

Key Words: TFP; Resource Misallocation; Market Distortion

JEL Classification: Q12, O16

(责任编辑:唐寿宁)(校对:晓 鸥)