

# 中国农业要素价格扭曲的演变

李 言 樊学瑞\*

**摘 要：**推进要素市场化配置改革已成为市场化改革的主要内容，在工业化和信息化进程中，农业成为市场化改革中相对滞后的产业，而农业要素配置效率低则不利于农业现代化。本文利用面板数据对农业要素价格扭曲进行了测算和比较分析，并进一步利用PVAR模型探讨了城镇化率、农业全要素生产率与农业要素价格扭曲之间的互动关系。研究结果显示：①从农业劳动力和资本价格扭曲的测算结果看，劳动力价格主要呈现负向扭曲，而资本价格主要呈现正向扭曲，两者都呈逐渐减小态势。就地区差异性而言，农业劳动力价格扭曲和农业资本价格扭曲的总体差异都是以地区内差异为主，且总体差异在期末均有所改善。就地区收敛性而言，农业劳动力价格扭曲和农业资本价格扭曲呈现收敛性。②从PVAR模型的分析结果看，推动城镇化发展战略将会加剧农业劳动力价格扭曲，推动农业劳动力市场化配置改革会提高农业全要素生产率，推动农业创新发展战略将会减小农业资本价格扭曲。

**关键词：**农业要素市场 劳动力价格扭曲 资本价格扭曲 泰尔指数 PVAR模型

---

\* 李言，副教授，浙江工商大学，电子邮箱：shushiyanliang@163.com；樊学瑞，讲师，兰州大学，电子邮箱：fanxr@lzu.edu.cn。本文获得国家自然科学基金青年项目（72004202）、浙江省自然科学基金探索项目（LQ21G030004）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

## 一 引言

推进要素市场化配置改革是中国构建完善的社会主义市场经济体制的关键一环，也是发挥市场在资源配置过程中起决定性作用的内在要求。然而，在中国市场经济改革进程中，始终存在要素市场化改革相对滞后于产品市场化改革的现象（张杰等，2022），地方政府对要素价格的干预行为依然存在，导致要素价格存在扭曲问题。要素价格扭曲阻碍了价格机制的正常运转，进而导致市场无法对要素进行有效配置。改革开放以来，虽然市场化改革不断向前推进，但也出现了导致价格扭曲的新因素，比如地方政府在招商引资过程中的补贴行为加剧了地方政府对要素市场的干预。推动要素市场化配置改革，从市场要素端进一步释放经济活力，已成为市场化改革的主要内容。从产业层面看，不同产业要素市场化配置改革的进度也有所不同，而在工业化和信息化快速发展的背景下，农业要素市场化配置改革的重要性容易被忽视。尽管改革开放以来，农业围绕着劳动力、土地等要素持续推进市场化配置改革，但长期以来偏重于商品市场，要素市场化配置改革较为滞后（孔祥智和周振，2020），且要素错配已成为农业农村发展中的关键制约因素（张凤兵和乔翠霞，2019）。从长远发展看，农业作为基础性产业，对其他产业的发展起到了支撑作用，推进农业要素市场化配置改革、提高农业要素配置效率是实现农业现代化的重要支撑。政府制定农业发展战略规划为推动农业要素市场化配置改革创造了条件，党的二十大报告在全面推进乡村振兴方面指出，坚持农业农村优先发展，坚持城乡融合发展，畅通城乡要素流动，上述部署将有利于推动农业要素市场化配置改革。

尽管农业要素市场改革相对滞后于商品市场，甚至滞后于其他要素市场，但改革开放以来，农业劳动力向城市流动的障碍逐渐被消除，政府和一些金融机构也十分关注农业投资。因此，理解农业要素价格扭曲的变迁，尤其是近些年扭曲的变化态势，有助于实施更具有针对性的措施，加速推进农业要素市场化配置改革。已有研究很少关注产业层面的要素

价格扭曲问题,且与农业要素价格扭曲相关的研究主要关注的是农业要素价格扭曲的经济效应,本文则主要揭示中国农业要素价格扭曲的演变特征和影响因素。本文的边际贡献在于:第一,基于省级层面数据,利用生产函数法和随机前沿估计法,对地区农业劳动力和资本价格扭曲进行测算,为了能够更加全面地揭示农业要素价格扭曲的演变,本文还重点分析了地区农业要素价格扭曲的差异性和收敛性。关于农业要素价格扭曲的差异性,主要利用泰尔指数分解方法,兼顾了全国层面和分地区层面的差异性分析。关于收敛性,主要利用面板空间自回归模型分析方法。第二,利用面板向量自回归(Panel Vector Auto Regression, PVAR)模型探讨了农业要素价格扭曲与城镇化率、农业全要素生产率之间的互动关系,从城镇化发展战略和农业创新发展战略视角审视农业要素市场化配置改革。要素流动受阻是导致价格扭曲的主要原因,比如谢嗣胜和姚先国(2005)认为劳动力市场严重分割的事实限制了劳动力在不同城市、不同行业、不同所有制等环境下的自由流动,达不到劳动力能力与薪资的最合理配置。城镇化会加速农业要素的流动,进而对农业要素价格扭曲产生影响,与此同时,农业要素价格扭曲也会影响农业要素的流动性,形成将农业要素推向城镇的力量,为此,本文探讨了城镇化与农业要素价格扭曲之间的互动关系。在创新驱动发展的背景下,作为基础性产业的农业也需要实现效率提升和技术进步,现有研究从多个角度考察了农业全要素生产率的影响因素(朱秋博等,2019),而要素市场扭曲是影响全要素生产率的重要因素(陈艳莹和王二龙,2013;盖庆恩等,2015)。与此同时,农业全要素生产率的提高会提升农业要素边际产出,进而影响农业要素价格扭曲。为此,本文进一步探讨了农业全要素生产率与农业要素价格扭曲之间的互动关系。

## 二 文献综述

从要素价格扭曲的测算方法看,常用的有生产函数法、非参数法和市场化指数法等方法。①生产函数法很早就被应用于要素价格扭曲的测度,

Rader (1976) 运用生产函数方法对印度、美国农业中的要素价格扭曲程度进行了估计。生产函数法测算价格扭曲的关键假设在于生产函数的设定, 现有研究大多采用C-D生产函数 (Hsieh 和 Klenow, 2009) 和超越对数生产函数 (白俊红和卞志超, 2016), 且假设要素对应的边际产出即为不存在扭曲时的要素价格。②非参数法主要是指随机前沿分析法。Skoorka (2000) 利用随机前沿分析法, 计算一国最优生产可能性曲线与实际生产可能性曲线之间的差距, 从效果的角度来衡量要素市场扭曲程度。尽管此类研究方法可交叉运用多种计量方法, 具备较强的拓展性和适应性, 且不用假设生产函数形式, 但该方法无法测度每种要素的价格扭曲程度。③市场化指数法是国内研究常用的方法。张杰等 (2011) 使用樊纲等 (2010) 编制的市场化进程指数, 用“(产品市场化指数-要素市场的市场化指数)/产品市场化指数”作为要素市场扭曲程度的测度指标。与非参数法相似, 市场化指数法也不用假设生产函数形式, 其主要不足也是不能测度每种要素的价格扭曲程度。

从测度结果来看, 要素价格扭曲存在两种情况: 一种是要素价格正向扭曲, 要素实际价格高于要素的边际产出所确定的均衡水平; 另一种是要素价格负向扭曲, 要素实际价格低于要素的边际产出所确定的均衡水平 (王宁和史晋川, 2015)。多数研究的测算结果表明, 中国要素价格存在负向扭曲。盛仕斌和徐海 (1999) 的研究表明, 劳动力和资本价格都存在负向扭曲, 且劳动力边际产出与其价格的偏离程度高于资本边际产出与其价格的偏离程度。王宁和史晋川 (2015) 的测算结果表明, 中国资本和劳动力价格扭曲均为负向扭曲, 资本价格在改革初期的扭曲程度较高, 至 2000 年左右, 由于资本的边际生产力开始递减, 资本价格扭曲程度呈下降趋势。与之相反, 劳动力价格扭曲程度却在改革初期较低, 之后呈现缓慢上升趋势, 近年来略有所下降。另外, 在多数年份, 资本价格均比劳动力价格更扭曲。李言和樊学瑞 (2020) 的测算结果表明, 改革开放以来, 劳动力和资本价格扭曲以负向扭曲为主, 多数省份劳动力价格扭曲情况有所加剧, 且时间层面的波动性加剧, 而多数省份资本价格扭曲情况有所改善, 且时间层面的波动性是先减弱后加

剧。少数研究的测算结果显示中国要素价格存在正向扭曲的情形，且主要是劳动力价格。白俊红和卞元超（2016）的测算结果表明，从全国整体看，劳动力价格扭曲程度低于资本价格扭曲程度。其中，劳动力价格扭曲为 0.2044，表明劳动力要素的边际产出水平低于工资水平，呈正向扭曲。

目前，现有研究很少关注产业层面的要素价格扭曲问题，且与农业要素价格扭曲相关的研究主要关注的是农业要素价格扭曲的经济效应，而很少关注农业要素价格扭曲的演变特征和影响因素。朱喜等（2011）分析了农业要素配置扭曲对农业全要素生产率的影响，发现如果有效消除资本和劳动力配置扭曲，农业全要素生产率有望增长 20% 以上，其中东部和西部地区的改进空间超过 30%。葛继红和周曙东（2012）分析了化肥要素市场扭曲是否会影响农业面源污染物排放，实证分析结果表明，中国广泛存在的化肥要素市场扭曲对化肥农业面源污染物排放有显著的激发作用。程丽雯等（2016）分析了农业要素误置对农业总产出的影响，发现农业要素误置带来产出损失，且各要素间价格扭曲的相互作用带来的产出损失大于要素自身价格扭曲带来的产出损失。盖庆恩等（2017）分析了土地资源配置不当对中国加总劳动生产率的影响，进一步实证分析结果表明，若土地资源能够得到有效配置，样本期间中国农业部门的平均全要素生产率将提高 1.36 倍，加总劳动生产率将平均提高 1.88 倍。邓明等（2020）分析了劳动力配置扭曲对全要素生产率的影响，发现农业部门与非农业部门间的劳动力配置扭曲确实抑制了经济由农业向非农业转型，并通过这一中介抑制了全要素生产率增长。综上，现有研究缺乏对农业要素价格扭曲的测算研究，本文则尝试弥补上述不足，一方面完善产业层面的测算研究，另一方面分析农业与其他产业在要素市场化配置改革方面的差异。基于测算数据，为了更好地将农业要素市场化配置改革“内嵌”于经济发展格局，本文进一步探讨了农业要素市场化配置改革与城镇化、创新驱动发展之间的互动关系。

### 三 研究设计

#### (一) 指标测算

由于只有生产函数法能够具体测算出不同要素的价格扭曲,本文利用该方法构建农业劳动力和资本价格扭曲的测算公式,结合随机前沿估计方法对相关参数进行估计。根据生产函数法,从地区总量层面切入,将农业要素价格扭曲引入地区*i*的农业利润函数,然后求解利润最大化从而得到测算农业要素价格扭曲的公式:

$$\max \pi_{i,t} = Y_{i,t} - disw_{i,t}W_{i,t}L_{i,t} - disr_{i,t}R_{i,t}K_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{s.t. } Y_{i,t} = A_{i,t}K_{i,t}^{\alpha}L_{i,t}^{1-\alpha} \quad (2)$$

其中,地区*i*的生产函数为C-D形式,式(1)中 $\pi$ 表示利润, $Y$ 表示总产出, $W$ 表示工资, $L$ 表示劳动力, $R$ 表示资本利息, $K$ 表示资本, $disw$ 和 $disr$ 分别表示劳动力和资本价格扭曲。式(2)中, $A$ 表示全要素生产率, $\alpha$ 表示资本产出弹性。通过求解利润最大化的一阶条件,并进一步转换就可以得到测算扭曲的表达式:

$$disw_{i,t} = \frac{(1-\alpha)A_{i,t}K_{i,t}^{\alpha}L_{i,t}^{-\alpha}}{W_{i,t}} = \frac{(1-\alpha)Y_{i,t}}{W_{i,t}L_{i,t}} \quad (3)$$

$$disr_{i,t} = \frac{\alpha A_{i,t}K_{i,t}^{\alpha-1}L_{i,t}^{1-\alpha}}{R_{i,t}} = \frac{\alpha Y_{i,t}}{R_{i,t}K_{i,t}} \quad (4)$$

为了测算农业要素价格扭曲,本文整理了农业层面的总产出、资本、劳动力和工资等四类数据,时间跨度为1995~2020年,考虑到数据的完整性,经过筛选后的样本量为不包含海南、内蒙古、西藏和新疆的27个大陆地区省份,相关数据主要来自国家统计局网站、《中国农村统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》。关于农业总产出,用第一产业增加值衡量,并使用第一产业指数,将数据转换为以1995年为基期的实际值,进一步将名义总产出比上实际总产出得到第一产业总产出平减指数,利用该指数将

农业固定资产投资额和工资转换为实际值。关于农业资本,测算该指标需要两类数据,即 1995 年农业固定资本和 1996~2020 年农业固定资产投资额。其中,1996~2020 年农业固定资产投资额数据用农村农户固定资产投资衡量;关于 1995 年农业固定资本,借鉴 Hall 和 Jones (1999) 的思路,用 1995 年固定资产投资额比上 1995~2005 年农业固定资产投资额的几何平均增长率加上固定资本折旧率之和。参考张军等 (2004) 的研究,将折旧率设定为 9.6%。在上述两类数据的基础上,利用永续盘存法测算得到以 1995 年为基期的 1995~2020 年农业固定资本。农业劳动力用第一产业就业人员数衡量。农业劳动力工资数据用农村居民按来源的纯收入中的工资纯收入衡量,并利用第一产业总产出平减指数进行实际化处理。这里主要采用面板随机前沿估计法对生产函数进行估计,且在估计过程中允许无效率项随时间的推移而变动。由于要素价格扭曲可以看作要素的理想边际产出与实际要素支付价格之间的偏离,利用面板随机前沿估计法能够从生产前沿的角度对生产函数进行估计,并进一步得到要素的理想边际产出,从而更准确的反映要素价格扭曲。为了保持规模报酬不变的前提,将式 (2) 转换为劳均形式:

$$Y_{i,t}/L_{i,t} = A_{i,t} (K_{i,t}/L_{i,t})^{\alpha} \quad (5)$$

利用估计得到的参数,结合式 (3) 和式 (4),就可以对农业劳动力与资本价格扭曲进行测算,并进一步对农业全要素生产率进行测算。

## (二) 指标分析方法

为了揭示农业要素价格扭曲的地区差异及其来源,借鉴聂长飞和简新华 (2020)、曲立等 (2021) 的处理方式,采用泰尔指数分解法将农业要素价格扭曲的总体差异分解为地区内差异和地区间差异,具体公式为:

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{disx_i}{disxa} \times \ln \frac{disx_i}{disxa} \right) \quad (6)$$

$$T_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \left( \frac{disx_{ij}}{disxa_j} \times \ln \frac{disx_{ij}}{disxa_j} \right) \quad (7)$$

$$T = T_w + T_b = \sum_{j=1}^3 \left( \frac{n_j}{n} \times \frac{disxa_j}{disxa} \times T_j \right) + \sum_{j=1}^3 \left( \frac{n_j}{n} \times \frac{disxa_j}{disxa} \times \ln \frac{disxa_j}{disxa} \right) \quad (8)$$

式(6)中,  $T$ 表示农业要素价格扭曲的总体差异, 其值介于  $[0, 1]$ , 值越小, 表明总体差异越小。农业要素价格扭曲  $disx$  包含农业劳动力价格扭曲  $disw$  和资本价格扭曲  $disr$ 。式(7)中,  $T_j$  分别表示三大地区 ( $j=1, 2, 3$ ) 的农业要素价格扭曲的总体差异,  $i$  表示省份,  $n$  表示所考察的省份总数,  $n_j$  分别表示东部、中部和西部地区所考察的省份数量,  $disx_i$  表示省份  $i$  的农业要素价格扭曲,  $disx_{ij}$  表示地区  $j$  内所考察省份  $i$  的农业要素价格扭曲,  $disxa$  和  $disxa_j$  分别表示所考察省份农业要素价格扭曲的平均值和地区  $j$  内所考察省份农业要素价格扭曲的平均值。式(8)中, 农业要素价格扭曲的总体差异进一步分解为地区内差异  $T_w$  和地区间差异  $T_b$ 。

为了分析农业要素价格扭曲的区域收敛性, 本文使用面板空间自回归模型。关于面板空间自回归模型, 设定如下:

$$disx_{i,t} = Wdisx_{i,t}\beta_1 + \beta_2 stru_{i,t} + \beta_3 gov_{i,t} + \beta_4 eig_{i,t} + \beta_5 lngdp_{i,t} + \gamma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

式(9)中,  $Wdisx$  表示农业要素价格扭曲的空间加权项, 权重矩阵为邻接矩阵, 该项系数是重点考察的对象, 如果系数大于0, 表明相邻省份在农业要素市场化配置改革方面呈现收敛态势, 如果系数小于0, 表明呈现发散态势。 $\gamma$  表示地区个体效应, 如果后文采用固定效应面板空间自回归模型, 则该项存在; 如果采用随机效应面板空间自回归模型, 则该项不存在。 $\varepsilon$  表示残差项。关于控制变量, 主要选择第三产业增加值占国内生产总值比重 ( $stru$ )、进出口规模占国内生产总值比重 ( $eig$ )、政府财政支出规模占国内生产总值比重 ( $gov$ ) 和人均国内生产总值对数 ( $lngdp$ ), 从产业结构、对外开放度、政府财政支出规模和经济规模等层面控制地区经济发展水平。具体回归主要采用 LeSage 提供的 MATLAB 软件包进行<sup>①</sup>。

为了更好的分析农业要素市场化配置改革与其他发展战略之间的互动效应, 同时, 避免模型设定偏误以及内生性问题, 本文利用 PVAR 模型进行分析。PAVR 模型是 VAR 模型的拓展, 本文使用的 PVAR 模型的数学表达式为:

① <http://www.spatial-econometrics.com/>.

$$\begin{cases} x_{i,t} = \alpha_i^x + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_j y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \lambda_j z_{i,t-j} + v_{i,t}^x + \mu_{i,t}^x \\ y_{i,t} = \alpha_i^y + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_j y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \lambda_j z_{i,t-j} + v_{i,t}^y + \mu_{i,t}^y \end{cases} \quad (10)$$

式(10)中,  $x_{i,t}$ 和 $y_{i,t}$ 分别表示两个互动的内生变量,具体包含四种组合,即农业劳动力价格扭曲与城镇化率、农业资本价格扭曲与城镇化率、农业劳动力价格扭曲与农业全要素生产率、农业资本价格扭曲与农业全要素生产率。 $z_{i,t}$ 表示控制变量,具体设定与前文面板空间自回归模型的设定相同。为了从农业要素价格扭曲程度降低的角度展开分析,本文将农业要素价格扭曲先减去1,然后再取绝对值,处理后的值越大表明农业要素价格扭曲程度越高,越小则表明农业要素价格扭曲程度越低。假设每一个截面的基本结构相同,采用固定效应模型,引入反映个体异质性的变量 $\alpha_i$ ,  $v_{i,t}$ 用于反映个体时点效应,以体现在同一时点的不同截面上可能受到的共同冲击,  $\mu_{i,t}$ 是随机扰动项,假设服从正态分布。农业要素价格扭曲和农业全要素生产率的数据直接来自前文的测算结果,城镇化率用地区乡村人口比总人口。除了前文测算得到的数据,面板空间自回归模型分析和PVAR模型分析所涉及的其他变量均根据国家统计局网站、《中国农村统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》整理所得。

#### 四 统计分析

本文将对农业要素价格扭曲的测算结果进行多角度分析,首先,对农业要素价格扭曲的均值进行基本分析;其次,利用泰尔指数分解方法,对农业要素价格扭曲的地区差异进行分析;最后,利用面板空间自回归模型,对要素价格扭曲的地区收敛性进行分析。在具体分析过程中,主要从省级层面和三大地区<sup>①</sup>层面展开,在省级层面进一步按照政府对农业发展

① 本文考察的东部地区包括辽宁、北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东等10个省份,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南等8个省份,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海和宁夏等10个省份。

的重视程度和宏观经济运行情况划分为四个时间段，分别以2004年中央第一号文件首次强调农业发展、2008年国际金融危机和2013年经济步入新常态为分界点。

### （一）测算结果

根据表1，从整个时间段农业劳动力价格扭曲均值的大小看，考察的所有省份的均值都大于1，表明劳动力价格呈现负向扭曲。其中，内蒙古的均值最大，为18.473，上海的均值最小，为1.909。分时间段看，在第一个时间段内，内蒙古的均值最大，为26.483，上海的均值最小，为1.881，前者是后者的近14.08倍；在第二个时间段内，内蒙古的均值最大，为18.003，上海的均值最小，为2.160，前者是后者的近8.33倍，差距有所缩小；在第三个时间段内，内蒙古的均值最大，为15.758，北京的均值最小，为2.146，前者是后者的近7.34倍，差距进一步缩小；在第四个时间段内，黑龙江的均值最大，为14.060，上海的均值最小，为1.464，前者是后者的近9.61倍，差距有所扩大。从变动趋势来看，第二个时间段相较于第一个时间段，有24个省份的均值趋向于1变动，表明多数省份农业劳动力价格扭曲呈现改善态势；第三个时间段相较于第二个时间段的均值，有23个省份的均值趋向于1变动，表明多数省份农业劳动力价格扭曲依然呈现改善态势；第四个时间段相较于第三个时间段的均值，有16个省份的均值趋向于1变动，表明更少省份农业劳动力价格扭曲呈现改善态势。将变动结果结合起来看，在28个省份中有11个省份的农业劳动力价格扭曲一直呈现改善态势，多数省份的改善态势并不稳定，比如在长三角地区，农业劳动力价格扭曲改善态势并不稳定，早期以加剧态势为主，后期才出现改善态势，出现该结果可能的原因在于长三角地区作为中国经济发展较快的地区，农业机械化水平较高且提升速度较快，导致农业生产力提升速度快于农业劳动力价格提升速度。综上，在考察期内，农业劳动力价格存在“征税”成分，即农业劳动力供给者获得的报酬低于其对农业生产的贡献，但随着市场化改革进程的推进，“征税”成分逐渐减少，农业劳动力价格扭曲呈现改善态势。

表 1 省级层面农业劳动力价格扭曲测算结果

省份	1995~2020 年	1995~2003 年	2004~2008 年	2009~2012 年	2013~2020 年
北京	2.642	3.800	2.707	2.146	1.549
天津	3.619	5.084	3.874	2.730	2.254
河北	4.923	5.432	5.896	5.128	3.639
辽宁	7.127	8.590	8.022	6.862	5.054
上海	1.909	1.881	2.160	2.547	1.464
江苏	3.882	3.310	3.344	4.123	4.741
浙江	3.125	3.085	3.128	3.426	3.017
福建	6.095	7.230	6.024	5.392	5.215
山东	4.683	5.230	4.921	4.240	4.062
广东	3.749	4.988	2.920	2.652	3.424
山西	3.197	4.194	2.962	3.119	2.260
吉林	15.143	20.984	17.526	12.827	8.240
黑龙江	16.558	22.230	13.764	12.285	14.061
安徽	5.142	6.970	4.486	3.877	4.128
江西	5.647	7.203	5.570	4.661	4.439
河南	5.899	8.362	5.535	4.706	3.954
湖北	6.797	9.444	5.527	4.705	5.658
湖南	4.813	6.215	4.388	3.917	3.950
内蒙古	18.473	26.483	18.003	15.758	11.114
广西	6.855	8.454	5.976	5.669	6.199
重庆	5.443	6.547	4.631	3.985	5.437
四川	5.553	6.380	5.353	4.618	5.214
贵州	4.970	6.982	3.281	3.236	4.631
云南	7.957	10.296	8.880	6.682	5.385
陕西	5.553	6.285	5.107	5.375	5.097
甘肃	5.388	7.499	5.051	3.510	4.167
青海	8.644	11.281	6.889	6.669	7.770
宁夏	5.719	7.495	5.912	4.542	4.189

接下来分析农业资本价格扭曲的测算结果。通过将表 2 中农业劳动力价格扭曲和资本价格扭曲的测算结果对比可知，与农业劳动力价格扭曲相反，

农业资本价格扭曲主要呈现正向扭曲，且测算结果以小于1为主。根据表2，从整个时间段农业资本价格扭曲均值的大小看，多数省份的均值都小于1。其中，辽宁的均值最大，为1.626，上海的均值最小，为0.091。分时间段看，在第一个时间段内，辽宁的均值最大，为2.469，上海的均值最小，为0.038，前者是后者的近64.97倍；在第二个时间段内，内蒙古的均值最大，为1.443，上海的均值最小，为0.071，前者是后者的近20.32倍，差距有所缩小；在第三个时间段内，内蒙古的均值最大，为1.620，上海的均值最小，为0.106，前者是后者的近15.28倍，差距进一步缩小；在第四个时间段内，内蒙古的均值最大，为1.614，上海的均值最小，为0.155，前者是后者的近10.41倍，差距进一步缩小。从变动趋势来看，第二个时间段相较于第一个时间段的均值，有21个省份的均值趋向于1变动，表明多数省份农业资本价格扭曲呈现改善态势；第三个时间段相较于第二个时间段的均值，有15个省份的均值趋向于1变动，表明多数省份农业资本价格扭曲依然呈现改善态势；第三个时间段相较于第二个时间段的均值，有17个省份的均值趋向于1变动，表明更多省份农业资本价格扭曲呈现改善态势。将变动结果结合起来看，在28个省份中有8个省份的农业资本价格扭曲一直呈现改善态势。综上，在考察期内，与劳动力价格相反，资本价格总体存在“补贴”成分，即农业资本供给者获得的报酬高于其对农业生产的贡献，但随着市场化改革进程的推进，“补贴”成分逐渐减少，与农业劳动力价格扭曲情形相似，农业资本价格扭曲呈现改善态势。

表2 省级层面农业资本价格扭曲测算结果

省份	1995~2020年	1995~2003年	2004~2008年	2009~2012年	2013~2020年
北京	0.611	0.918	0.574	0.495	0.347
天津	0.961	1.215	0.863	0.727	0.855
河北	1.040	1.220	1.000	0.897	0.934
辽宁	1.626	2.469	1.333	1.149	1.098
上海	0.091	0.038	0.071	0.106	0.155
江苏	0.801	0.578	0.679	0.803	1.127
浙江	0.355	0.300	0.387	0.389	0.380

续表

省份	1995~2020 年	1995~2003 年	2004~2008 年	2009~2012 年	2013~2020 年
福建	0.897	0.765	0.942	0.957	0.987
山东	1.176	1.702	1.024	0.897	0.818
广东	0.880	0.808	0.800	0.890	1.005
山西	0.886	1.526	0.737	0.526	0.438
吉林	1.312	1.610	1.387	1.118	1.026
黑龙江	0.770	0.506	0.761	0.757	1.079
安徽	0.812	0.956	0.801	0.715	0.705
江西	0.930	1.083	0.983	0.839	0.772
河南	0.962	1.307	0.836	0.712	0.776
湖北	1.478	1.882	1.431	1.276	1.154
湖南	0.990	1.242	0.914	0.943	0.777
内蒙古	1.481	1.321	1.443	1.620	1.614
广西	1.108	1.347	1.164	1.012	0.852
重庆	1.032	0.895	0.957	1.037	1.231
四川	0.896	0.873	1.016	0.817	0.887
贵州	1.144	1.587	0.984	0.819	0.908
云南	0.845	0.796	0.822	0.864	0.905
陕西	0.655	0.626	0.622	0.658	0.709
甘肃	1.113	1.296	1.104	0.944	0.997
青海	1.343	2.348	1.135	0.817	0.605
宁夏	0.655	0.921	0.512	0.531	0.508

下面进一步从东部、中部和西部三大地区的角度对农业要素价格扭曲进行分析。根据图 1，从三大地区农业劳动力价格扭曲均值的大小看，东部地区始终是均值最小的地区，中部地区在大多数年份都是均值最大的地区，且三大地区农业劳动力价格扭曲均值都大于 1。从均值的变动趋势来看，三大地区的均值都大致呈现先降后升的趋势，且以下降态势为主，即越来越趋向于 1，尤其是在 1995~2000 年这段时间内，中部和西部地区经历了明显的下降过程。从期初值和期末值的大小看，1995 年，东部地区均值为 6.504，中部地区均值为 17.526，西部地区均值为 15.659，

到2020年,东部地区均值减少至4.386,中部地区均值减少至7.681,西部地区均值减少至7.663,其中,下降幅度最大的是中部地区,最小的是东部地区。上述结果表明,三大地区的农业劳动力价格扭曲程度都有所下降,且中部地区农业劳动力价格扭曲改善幅度最大,东部地区的改善幅度最小。

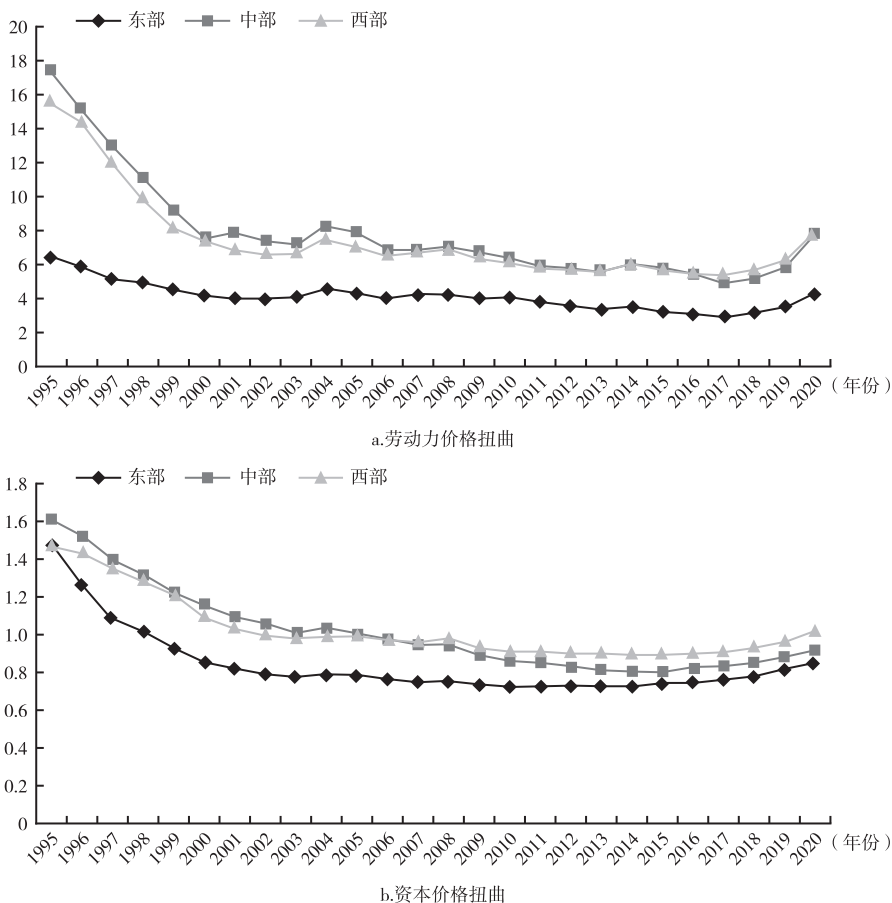


图1 三大地区层面农业劳动力和资本价格扭曲测算结果

从农业资本价格扭曲的测算结果看,根据图1,三大地区农业资本价格扭曲均值明显小于农业劳动力价格扭曲均值,而从总的变动趋势看,农业资本价格扭曲的变动与农业劳动力价格扭曲变动是相似的,但得到的结论却是不同的,农业劳动力价格扭曲的变动始终是在大于1的水平上进行

的,而农业资本价格扭曲的变动涉及从大于1到小于1的转变。从三大地区均值的大小来看,东部地区在1996年之后始终是均值最小的地区,反观最大值,中部地区在2007年之前始终是均值最大的地区,之后则是西部地区。从均值的变动趋势来看,三大地区的均值都大致呈现先降后升的趋势,但从相对于1的变动结果看,三大地区都是先趋向于1后偏离于1再趋向于1变动。从期初值和期末值的大小看,1995年,东部地区均值为1.478,中部地区均值为1.614,西部地区均值为1.458,到2020年,东部地区均值减少至0.846,中部地区均值减少至0.917,西部地区均值减少至1.014,其中,变动幅度最大的是中部地区,变动幅度最小的是西部地区。上述结果表明,三大地区的农业资本价格扭曲都有所改善,即都更趋近于1,且东部和中部地区发生了扭曲转变的情形,即由负向扭曲转变为正向扭曲。

以上对省级层面和三大地区层面的基本分析结果表明,随着市场化改革的稳步推进,就农业要素市场而言,农业劳动力和资本市场化配置改革取得了明显的进展,尽管在期初扭曲严重,但逐渐向扭曲减轻的目标推进,且农业劳动力价格主要存在“征税”现象,而农业资本价格扭曲则主要存在“补贴”现象。随着社会主义市场经济体制建设步伐的加快,农业要素流动所面临的制度性障碍逐渐减少,要素价格扭曲程度明显下降。然而,进入21世纪以来,农业要素价格扭曲进入了变动幅度较小的调整时期,尤其是受到其他产业快速发展的冲击,农业发展所面临的产业格局发生了较大变化,农业要素的过度流出,导致农业发展常常面临要素供给不足的问题,农业要素边际产出与农业要素价格之间也相应出现偏离,农业要素价格扭曲程度并未呈现稳定的减小态势。

## (二) 地区差异性分析

根据图2,从全国层面农业劳动力价格扭曲看,地区内差异在所有时点都大于地区间差异,且地区内差异与总体差异的变动过程更具有 consistency。在期初,总体差异为0.233,其中,地区内差异为0.155,占总体差异的比重约为66.52%,地区间差异为0.078,占总体差异的比重约为33.48%,而到了期末,总体差异降至0.101,地区内差异降至0.070,占比扩大至69.31%,

地区间差异降至0.031，占比缩小至30.69%。由此可见，无论是总体差异还是地区内和地区间差异，到了期末均有所缩小，即无论是地区内各省之间的差异，还是三大地区之间的差异，在期末均有所缩小。另外，在后期，地区内差异的主导地位得到了进一步巩固，成为影响总体差异的主要因素，尤其是2000年以后。从变动趋势看，总体差异和地区内差异在2013年之前大致经历了两轮先降后升的过程，并在2013年之后以下降态势为主，而地区间差异则大致呈现先降后升的过程。进一步从分地区层面的总体差异看，根据图2，中部地区始终是总体差异最大的地区，东部地区在2014年前始终是总体差异最小的地区，而西部地区则在2014年之后始终是总体差异最小

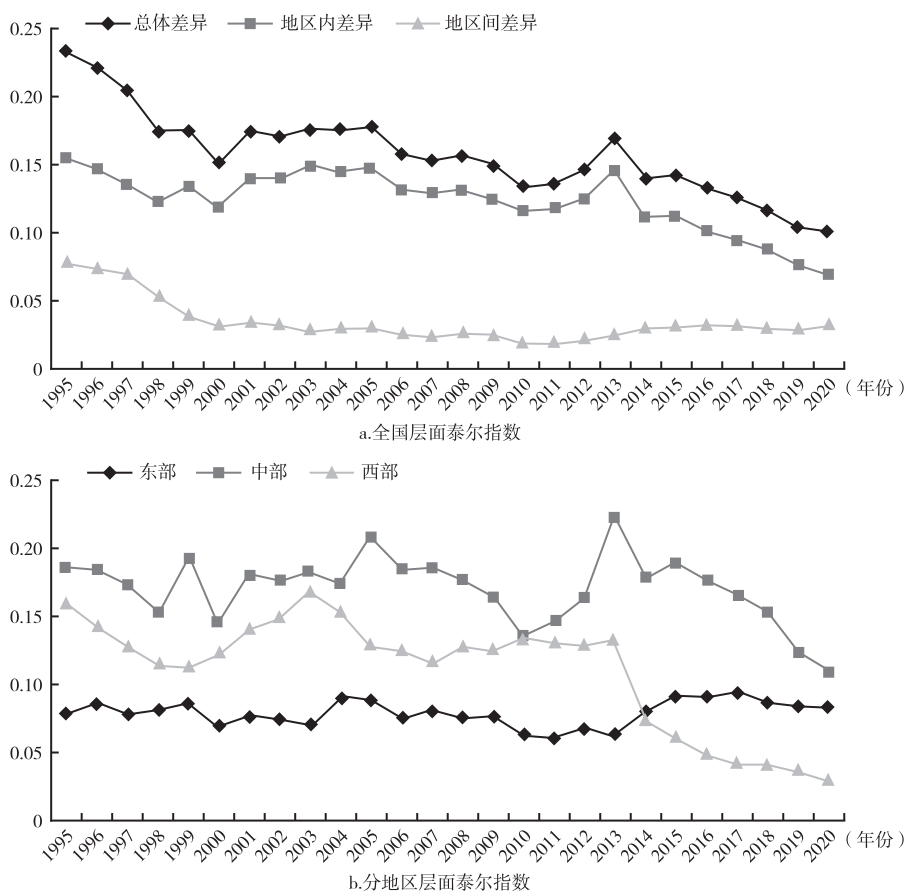


图2 农业劳动力价格扭曲泰尔指数分解结果

的地区。在期初,东部地区总体差异为0.079,中部地区为0.185,西部地区为0.159,而到了期末,东部地区总体差异升至0.083,中部地区降至0.110,西部地区降至0.029。由此可见,除了东部地区,其他两大地区的总体差异均有所缩小,尤其是西部地区,缩小幅度明显。从变动趋势看,三大地区农业劳动力价格扭曲总体差异并未呈现稳定的变动趋势,但从近年看,三大地区农业劳动力价格扭曲总体差异呈现缩小态势,尤其是中部和西部地区。

接下来分析农业资本价格扭曲差异情形。根据图3,从全国层面看,与农业劳动力价格扭曲情形相同,地区内差异在所有时点都是大于地区间差异,且地区内差异与总体差异的变动过程更具有-致性。在期初,总体差异为0.232,地区内差异为0.231,占总体差异的比重约为99.57%,地区间差异为0.001,占总体差异的比重约为0.43%,而到了期末,总体差异将至0.081,地区内差异降至0.078,占比缩小至96.30%,地区间差异升至0.003,占比扩大至3.70%。由此可见,只有总体差异和地区内差异到了期末有所缩小,而地区间差异则到了期末有所扩大,即地区内各省份之间的差异有所缩小,而三大地区之间的差异则有所扩大。从变动趋势看,相对于农业劳动力价格扭曲,农业资本价格扭曲的地区差异变动更具规律性,总体差异和地区内差异大致经历了先降后升的过程,第一轮下降幅度较大,转折点大致在2009年,而地区间差异则大致经历了先升后降再升的过程。进一步从分地区层面总体差异看,根据图3,东部地区始终是总体差异最大的地区,西部地区则在大多数时期都是总体差异最小的地区。在期初,东部地区总体差异为0.390,中部地区为0.126,西部地区为0.164,而到了期末,东部地区总体差异降至0.142,中部地区降至0.040,西部地区降至0.052。由此可见,所有地区的总体差异均有所缩小,尤其是西部地区,缩小幅度最大。从变动趋势看,三大地区大致经历了先降后升的过程,尤其是近些年农业资本价格扭曲的总体差异呈现扩大的态势。

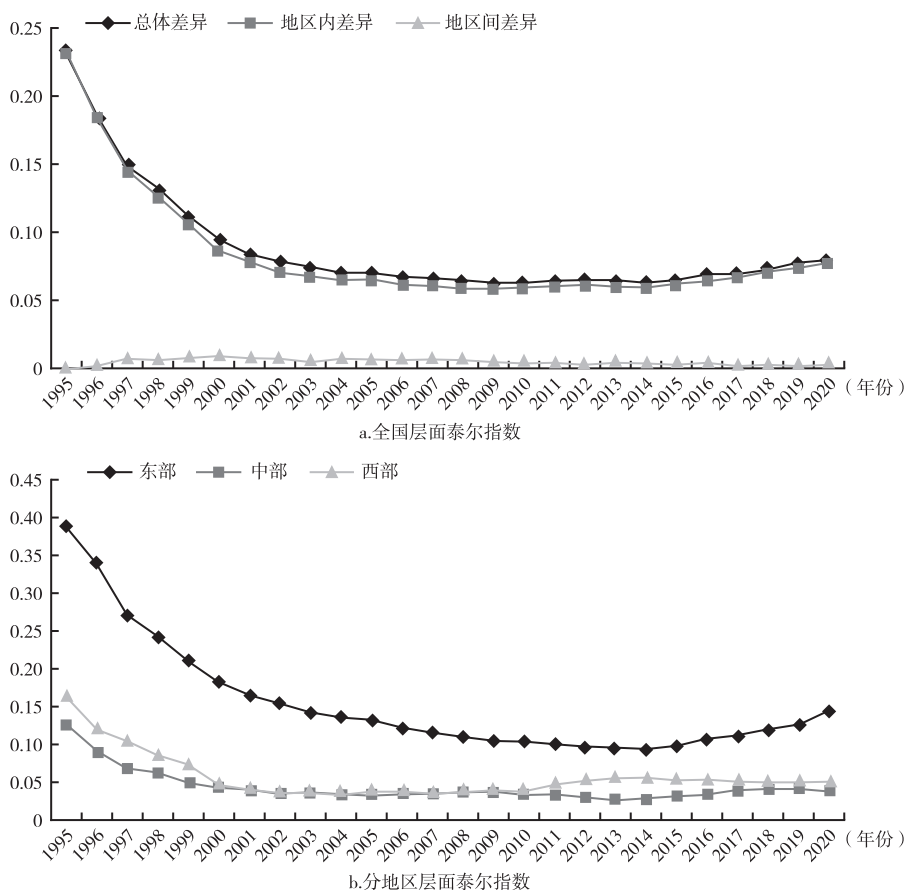


图3 农业资本价格扭曲泰尔指数分解结果

以上泰尔指数分析结果表明,就农业要素价格扭曲的地区差异而言,两类农业要素价格扭曲的总体差异都是以地区内差异为主,三大地区之间的差异均较小,而且总体差异在期末均有所改善,其中,农业资本价格扭曲的总体差异改善更加明显。在分地区层面,中部地区农业劳动力价格扭曲总体差异对全国农业劳动力价格扭曲总体差异的影响最大,东部地区农业资本价格扭曲总体差异对全国农业资本价格扭曲总体差异的影响最大。另外,除了东部地区外,其他两大地区的两类农业要素价格扭曲的总体差异在期末都有所改善,而东部地区则是仅在农业资本价格扭曲差异方面有所改善。

（三）地区收敛性分析

在进行具体回归分析之前，需要对被解释变量，即农业劳动力价格扭曲和资本价格扭曲进行空间相关性检验，主要采用的是双边 Moran 指数和 Geary 指数检验。通过该检验，可以初步判断地区农业要素价格扭曲的收敛性是否存在。根据表 3，相较于农业资本价格扭曲，农业劳动力价格扭曲拒绝原假设的情形更多，在所有年份，农业劳动力价格扭曲都至少拒绝一个检验的原假设，而在 2006 年之前，农业资本价格扭曲都至少拒绝一个检验的原假设。因此，总体来看，农业劳动力价格扭曲的收敛态势更稳健。接下来，采用面板空间自回归模型对地区农业要素价格扭曲是否存在收敛性进行检验。

表 3 Moran 指数和 Geary 指数检验

	指数	1995 年	1996 年	1997 年	1998 年	1999 年	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年
	Moran	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
	Geary	0.131	0.194	0.146	0.135	0.151	0.387	0.149	0.175	0.264
	指数	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年
disw	Moran	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	Geary	0.129	0.031	0.089	0.056	0.128	0.096	0.261	0.227	0.189
	指数	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	
	Moran	0.000	0.001	0.001	0.006	0.013	0.025	0.045	0.050	
	Geary	0.062	0.013	0.012	0.020	0.029	0.039	0.036	0.028	
	指数	1995 年	1996 年	1997 年	1998 年	1999 年	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年
	Moran	0.509	0.357	0.308	0.166	0.125	0.102	0.089	0.080	0.093
	Geary	0.112	0.065	0.043	0.015	0.009	0.009	0.011	0.017	0.032
	指数	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年
disr	Moran	0.083	0.078	0.105	0.108	0.117	0.149	0.190	0.282	0.397
	Geary	0.053	0.076	0.116	0.159	0.233	0.382	0.656	0.947	0.836
	指数	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	
	Moran	0.573	0.622	0.672	0.761	0.821	0.881	0.886	0.922	
	Geary	0.696	0.687	0.831	0.987	0.789	0.708	0.599	0.522	

注：Moran 指数和 Geary 指数检验的原假设都是不存在空间相关性。

首先，分析农业劳动力价格扭曲情形。Hausman 检验用于判断是采用面板空间自回归固定效应模型还是采用面板空间自回归随机效应模型。根据表4，在全国层面，农业劳动力价格扭曲空间加权项系数显著为正，因此农业劳动力价格扭曲是收敛的，即周边省份农业劳动力价格扭曲程度增加，将导致本地区农业劳动力价格扭曲程度增加。就分地区层面而言，根据前文的分地区测算结果可知，中部和西部地区农业要素价格扭曲的测算结果差异不大，因此，分地区主要从东部和中西部地区层面展开，农业劳动力价格扭曲空间加权项系数显著为正，表明在分地区层面，农业劳动力价格扭曲也呈现收敛状态。从控制变量的结果看，在全国层面，所有控制变量都对农业劳动力价格扭曲产生负向影响，但只有产业结构升级和政府财政支出规模的影响是显著的。产业结构升级为农业劳动力提供更多元化的就业机会，起到降低农业劳动力价格扭曲程度的作用。政府财政支出规模增加会通过加速交通基础设施建设渠道加速农业劳动力资源的流动，进而降低农业劳动力价格扭曲程度。

表4 农业劳动力价格扭曲回归结果

变量	全国	东部地区	中、西部地区
<i>Wdisw</i>	0.543*** (15.371)	0.522*** (12.070)	0.521*** (12.139)
<i>stru</i>	-3.566* (-1.841)	1.527 (1.337)	-9.561*** (-3.063)
<i>gov</i>	-7.176*** (-3.790)	-9.698*** (-4.373)	-5.345** (-2.546)
<i>eig</i>	-0.019 (-0.031)	0.151 (0.711)	3.520 (1.138)
<i>lngdp</i>	-0.256 (-0.529)	-0.308 (-1.166)	-0.496 (-0.879)
<i>c</i>	6.839*** (2.861)	3.932*** (2.588)	10.958*** (3.638)
Hausman	0.032	0.001	0.999
样本量	728	260	468

注：括号中为系数对应的t值；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；Hausman 检验的原假设是采用面板空间自回归随机效应模型。

接下来分析农业资本价格扭曲情形。根据表5，在全国层面，农业资本价格扭曲空间加权项系数显著为正，因此农业资本价格扭曲是收敛的，即周边省份农业资本价格扭曲程度增加，将导致本地区农业资本价格扭曲程度增加。就分地区层面而言，与农业劳动力价格扭曲情形相同，在东部和中西部地区层面，农业资本价格扭曲空间加权项系数显著为正，表明在分地区层面，农业资本价格扭曲也呈现收敛状态。从控制变量的结果看，在全国层面，除了产业结构升级外，其他控制变量都对农业资本价格扭曲产生负向影响，然而，只有经济规模和政府财政支出规模的影响是显著的。经济规模增加为农业资本提供了更多的投资机会，进而提高资本配置效率，降低农业资本价格扭曲程度。政府财政支出规模增加对农业资本价格扭曲的影响与农业劳动力价格扭曲情形相似，都是通过加速要素流动的方式降低价格扭曲程度。

表5 农业资本价格扭曲回归结果

变量	全国	东部地区	中、西部地区
<i>Wdisr</i>	0.175*** (3.635)	0.202*** (3.561)	0.214*** (3.815)
<i>stru</i>	0.097 (0.497)	1.270*** (2.829)	-0.876*** (-2.713)
<i>gov</i>	-0.833*** (-4.814)	-1.181 (-1.375)	-1.630*** (-6.800)
<i>eig</i>	-0.024 (-0.408)	-0.023 (-0.269)	0.514* (1.742)
<i>lngdp</i>	-0.137*** (-5.314)	-0.647*** (-6.189)	0.249*** (3.313)
<i>c</i>	1.243*** (7.277)	3.910*** (6.526)	-0.630* (-1.817)
Hausman	0.817	0.002	0.000
样本量	728	260	468

注：同表4。

以上分析结果表明，从农业要素价格扭曲地区收敛性角度看，农业劳动力和资本价格扭曲均具有收敛性，即周边地区农业劳动力和资本价格扭曲变动会导致本地区农业劳动力和资本价格扭曲同向变动。

五 实证分析

在进行PVAR模型分析之前需要进行一系列相应的检验。首先，需要对数据的平稳性进行检验，根据表6，原始数据中的城镇化率和全要素生产率未通过单位根检验。为了保证数据的平稳性，本文对所有内生变量数据先进行对数化处理，再进行差分处理，从而获得对应数据的变动率。转变后的数据均通过了单位根检验，故后文的分析使用的是变动率数据。

表6 变量单位根检验结果

变量	<i>disw</i>	<i>disr</i>	<i>urban</i>	<i>tfp</i>	<i>ddisw</i>	<i>ddisr</i>	<i>durban</i>	<i>dtfp</i>
IPS	0.000	0.001	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.002
Fisher ADF	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：单位根检验的原假设为“原数据存在单位根”。汇报的均值单位根检验对应的p值。

其次，进行最优滞后阶数检验，最优滞后阶数为所对应的检验值最小的情形，根据表7，城镇化率与农业劳动力价格扭曲、农业资本价格扭曲、农业全要素生产率与农业劳动力价格扭曲对应的PVAR模型的最优滞后阶数均为1阶，而农业资本价格扭曲与农业全要素生产率对应的PVAR模型的最优滞后阶数均为2阶。

表7 最优滞后阶数检验结果

<i>durban&amp;ddisw</i>	MBIC	MAIC	MQIC
1	-36.058***	15.463	-4.685***
2	-25.228	9.119***	-4.313
3	-7.051	10.123	3.407
<i>durban&amp;ddisr</i>	MBIC	MAIC	MQIC
1	-64.551***	-13.030***	-33.178***
2	-40.626	-6.279	-19.711
3	-18.345	-1.171	-7.887

续表

<i>dtfp&amp;ddisw</i>	MBIC	MAIC	MQIC
1	-44.514***	7.422	-12.858***
2	-28.991	5.633	-7.887
3	-19.082	-1.771***	-8.530
<i>dtfp&amp;ddisr</i>	MBIC	MAIC	MQIC
1	-27.388***	24.547	4.268
2	-21.617	13.006	-0.513***
3	-10.768	6.543***	-0.216

注：\*\*\*表示最优滞后阶数。

最后，进行Granger因果关系检验。进行Granger因果关系检验的目的在于明确事件发生的先后顺序，如果事件Y的发生有助于预测事件X的發生的话，那么事件Y就是事件X的Granger原因，采用统计术语的话，如果Y是X的Granger原因，那么本期的Y就会有助于预测下一期X的概率分布。因此，Granger因果检验的出发点并不在于经济学意义的因果关系，而是统计意义上的预测关系，这种关系可以作为经济学意义的因果关系的有益补充（潘慧峰和袁军，2016）。根据表8，在10%的水平上，农业劳动力价格扭曲是城镇化率和全要素生产率的Granger原因，而后两者并不是前者的Granger原因。

表8 Granger因果关系检验

变量	结果变量	原假设	自由度	p 值
<i>durban&amp;ddisw</i>	<i>durban</i>	<i>ddisw</i> 不是 <i>durban</i> 的 Granger 原因	1	0.046
	<i>ddisw</i>	<i>durban</i> 不是 <i>ddisw</i> 的 Granger 原因	1	0.671
<i>durban&amp;ddisr</i>	<i>durban</i>	<i>ddisr</i> 不是 <i>durban</i> 的 Granger 原因	1	0.797
	<i>ddisr</i>	<i>durban</i> 不是 <i>ddisr</i> 的 Granger 原因	1	0.397
<i>dtfp&amp;ddisw</i>	<i>dtfp</i>	<i>ddisw</i> 不是 <i>dtfp</i> 的 Granger 原因	1	0.059
	<i>ddisw</i>	<i>dtfp</i> 不是 <i>ddisw</i> 的 Granger 原因	1	0.148
<i>dtfp&amp;ddisr</i>	<i>dtfp</i>	<i>ddisr</i> 不是 <i>dtfp</i> 的 Granger 原因	2	0.590
	<i>ddisr</i>	<i>dtfp</i> 不是 <i>ddisr</i> 的 Granger 原因	2	0.155

分析城镇化率与农业劳动力价格扭曲之间的互动关系。根据图4，城镇化率的冲击将导致农业劳动力价格扭曲向上波动，并在考察期内收敛至均

衡值,且该影响在期初是显著的。与之相似,农业劳动力价格扭曲冲击也将导致城镇化率向上波动,并在考察期内收敛至均衡值,且该影响也是在期初向上波动时是显著的。从影响程度看,城镇化率冲击对农业劳动力价格扭曲的影响更大一些。上述结果表明,推进城镇化发展将会加剧农业劳动力价格扭曲,其可能的原因在于城镇化率提高会导致人口从农村流向城镇,随着农业劳动力供给减少,农业劳动力边际产出会增加,且以快于农业劳动力价格的速度增长,最终导致农业劳动力价格扭曲程度增加。与此同时,农业劳动力价格扭曲程度增加也会提高城镇化率,其可能的原因在于随着农业劳动力价格扭曲程度增加,农业劳动力价格相对被低估,农业劳动力便选择流向城镇,进而提高了城镇化率。

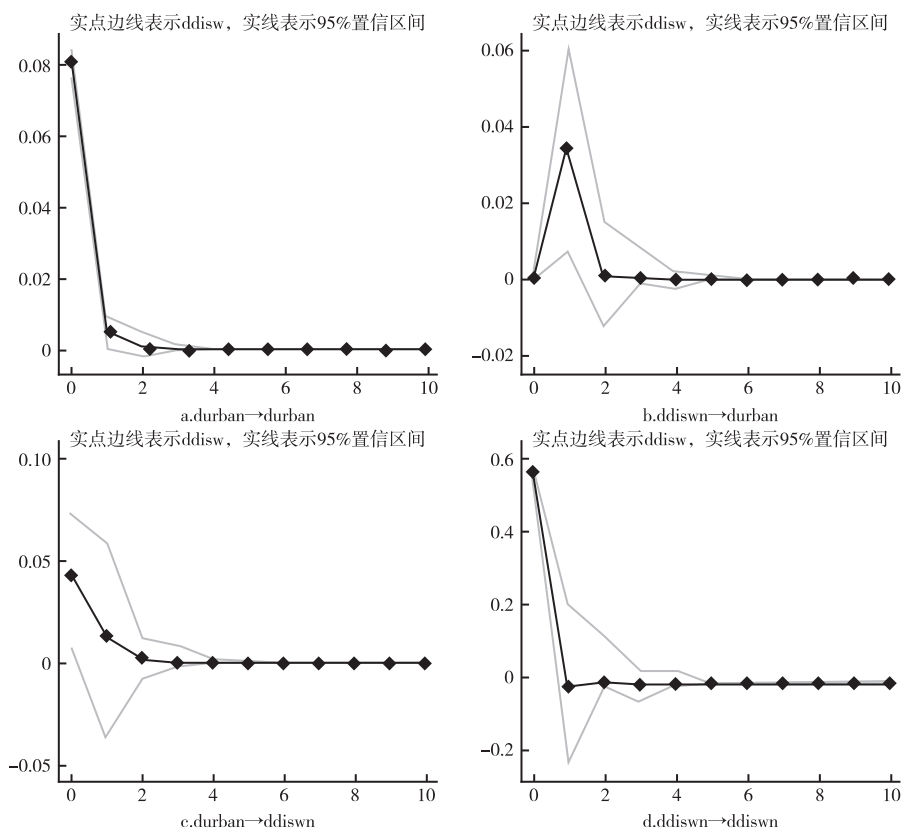


图4 城镇化率与农业劳动力价格扭曲情形

注:虚线对应冲击的95%置信区间。图5~7均同。

分析城镇化率与农业资本价格扭曲之间的互动关系。根据图5,城镇化率冲击将导致农业资本价格扭曲先向下波动,后向上波动,以向下波动为主,并在考察期内收敛至均衡值,但影响是不显著的。与之相反,农业资本价格扭曲冲击将导致城镇化率先向上波动,后向下波动,以向上波动为主,并在考察期内收敛至均衡值,但影响也是不显著的。从影响程度看,城镇化率冲击对农业资本价格扭曲的影响略大一些。上述结果表明,推动城镇化发展将有助于降低农业资本价格扭曲程度,而农业资本价格扭曲程度加剧则会提高城镇化率,但上述影响并不显著,进而意味着城镇化发展与农业资本市场化配置改革之间并不存在显著的互动关系。

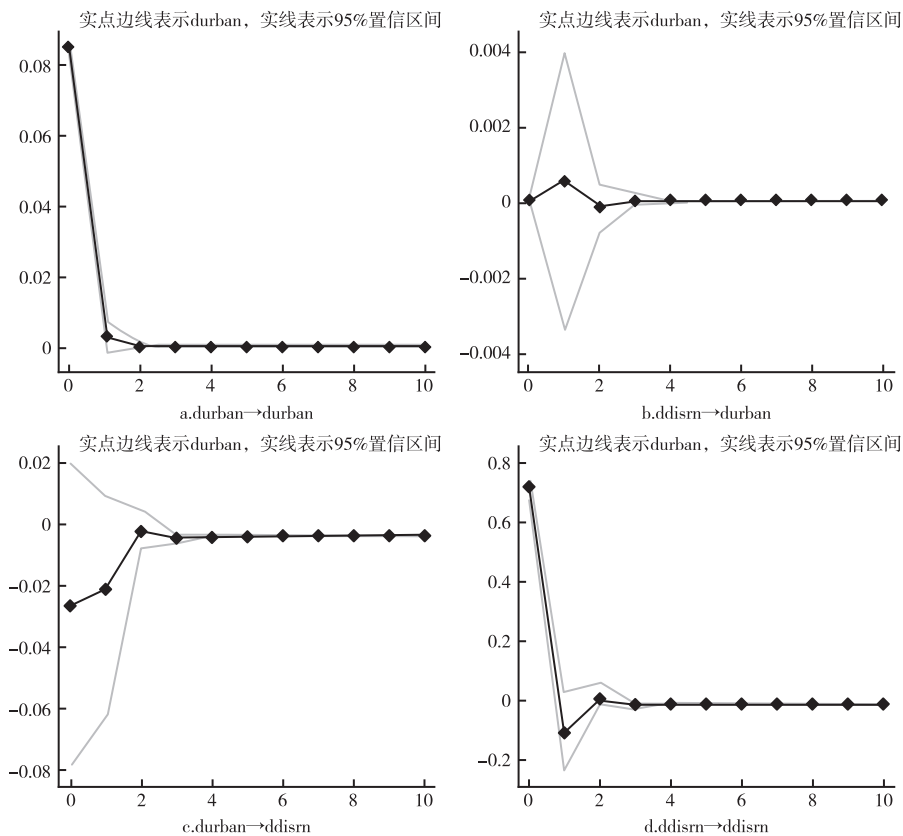


图5 城镇化率与农业资本价格扭曲情形

分析农业要素价格扭曲与农业全要素生产率之间的互动关系。根据图6,农业劳动力价格扭曲的冲击将导致农业全要素生产率向下波动,且影响是

显著的,在考察期内收敛至均衡值。与之相反,农业全要素生产率冲击将导致农业劳动力价格扭曲向上波动,且影响也是显著的,在考察期内收敛至均衡值。从影响幅度看,农业全要素生产率冲击对农业劳动力价格扭曲的影响更大一些。上述结果表明,推进农业劳动力市场化配置改革会对农业全要素生产率产生推动作用,其可能的原因在于农业劳动力价格扭曲程度下降将会优化农业劳动力配置,从而提高全要素生产率(Hsieh 和 Klenow, 2009)。与此同时,提高农业全要素生产率则会加剧劳动力价格扭曲程度,不利于农业劳动力市场化配置改革,其可能的原因在于农业全要素生产率提高能够助力农业劳动力边际产出增加,但农业劳动力价格的变动可能会滞后,最终导致农业劳动力价格扭曲出现加剧的结果。

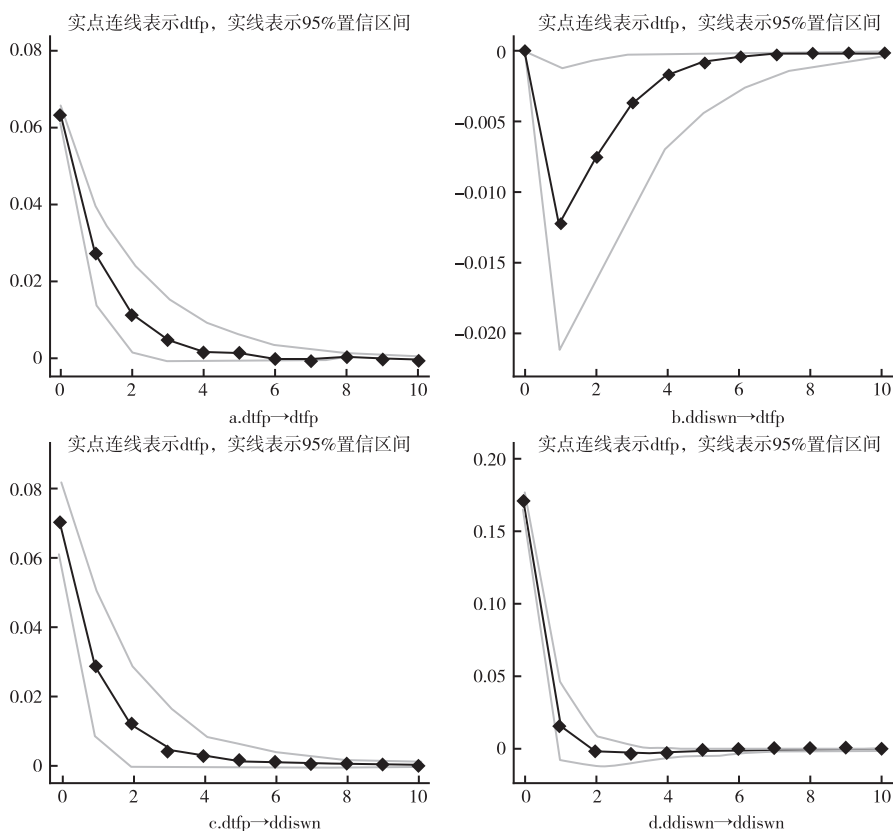


图6 农业劳动力价格扭曲与农业全要素生产率情形

分析农业资本价格扭曲与农业全要素生产率之间的互动关系。根据图7, 农业资本价格扭曲冲击将导致农业全要素生产率向上波动, 但影响是不显著的, 在考察期内收敛至均衡值。农业全要素生产率冲击将导致农业资本价格扭曲先向下波动后向上波动, 且影响在向下波动阶段是显著的, 在考察期内收敛至均衡值。从影响幅度看, 农业全要素生产率冲击对农业资本价格扭曲的影响更大一些。上述结果表明, 推进农业资本市场化配置改革会对农业全要素生产率产生负向影响, 但该影响并不显著, 进而意味着农业资本市场化配置改革并不会推动农业创新发展。与此同时, 农业全要素生产率提高会降低农业资本价格扭曲程度, 其可能的原因在于农业全要素生产率提高能够助力农业资本边际产出增加, 根据前文的测算结果, 农业资本价格扭曲存在正向影响情形, 意味着农业资本边际产出水平要低于农业资本价格水平, 因此, 随着农业资本边际产出的增加, 农业资本价格扭曲程度会逐渐减小。

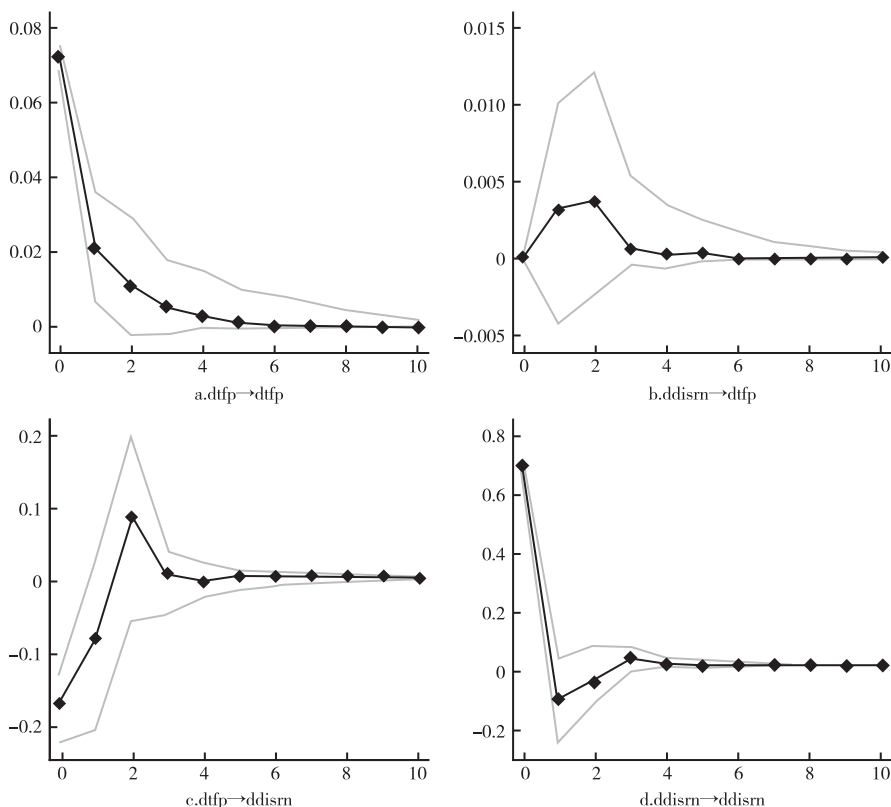


图7 农业资本价格扭曲与农业全要素生产率情形

根据以上分析结果,从城镇化发展与农业要素市场化配置改革的互动关系看,推动城镇化发展不利于农业劳动力市场化配置改革,且农业劳动力市场化配置改革也不利于城镇化发展。从农业创新发展与农业要素市场化配置改革的互动关系看,推动农业创新发展不利于农业劳动力市场化配置改革、有利于农业资本市场化配置改革,而农业劳动力市场化配置改革有利于推动农业创新发展。

## 六 结论与建议

推动要素市场化配置改革,从市场要素端进一步释放经济活力,已成为市场化改革的主要内容。从产业层面看,不同产业要素市场化配置改革的进度不同,在工业化和信息化快速发展的背景下,农业要素市场化配置改革的重要性容易被忽视,从长远发展看,农业作为基础性产业,对其他产业发展起到了支撑作用,因此推动农业要素市场化配置改革,提高农业要素配置效率具有可持续发展的特征。本文聚焦农业要素市场,利用生产函数法和随机前沿估计方法,对中国省级层面农业劳动力和资本价格扭曲进行了测算和比较分析,并利用PVAR模型探讨了农业要素价格扭曲与城镇化率和农业全要素生产率之间的互动关系。得到的主要结论如下。

第一,从农业要素价格扭曲的测算结果看,随着要素市场化配置改革的稳步推进,农业劳动力和资本价格扭曲程度均以减小为主。农业劳动力价格扭曲主要呈现负向扭曲,即农业劳动力边际产出水平高于农业劳动力价格水平,而农业资本价格扭曲主要呈现正向扭曲,即农业资本边际产出水平低于农业资本价格水平。从农业要素价格扭曲的地区差异分析结果看,两类农业要素价格扭曲的总体差异均以地区内差异为主,三大地区之间的差异较小,而且总体差异在期末均有所改善。从农业要素价格扭曲的地区收敛分析结果看,农业要素价格扭曲在相邻省份层面具有收敛性,即周边地区农业要素价格扭曲变动会导致本地区农业要素价格扭曲同向变动。

第二,从PVAR模型的分析结果看,农业要素价格扭曲与城镇化率、农

业全要素生产率之间的互动关系并不对称。城镇化率提高将会加剧农业劳动力价格扭曲,且农业劳动力价格扭曲加剧将提高城镇化率。从农业全要素生产率与农业要素价格扭曲的互动关系看,农业全要素生产率提高将会加剧农业劳动力价格扭曲、降低农业资本价格扭曲程度,而农业劳动力价格扭曲加剧将抑制农业全要素生产率提升。

根据以上结论,本文认为下一步农业要素市场化配置改革需要注意以下三个方面。

第一,将农业要素市场化配置改革融入农业农村现代化战略中予以思考。优化要素配置是提高要素生产率的有效手段,因此,提高农业要素配置效率是推动农业农村现代化、实现农业高质量发展的关键。与其他的投入型发展战略相比,通过降低要素价格扭曲进而提高要素配置效率的发展战略具有“低成本”的特征,即通过盘活已有资源,畅通要素在农业与非农业之间的流通渠道,发挥市场机制对要素配置的调节作用,便可以达到优化要素配置的目的。在下一步推动要素市场化配置改革过程中,一是要清除城乡层面要素流通障碍,城乡之间的要素流通不畅会导致城乡资源配置不均衡,影响农业农村现代化发展。为了改变这种状况,可以采取一系列措施,如完善城乡交通基础设施和数字基础设施、重视公共物品的共享性等。二是要畅通农业和非农业之间要素流通渠道,农业和非农业之间的要素流通有助于实现资源的有效配置和农村经济的多元化发展,如推动农村产业结构调整,鼓励农民参与农产品加工业、农村旅游业等非农产业,拓宽农民增收渠道。同时,加强对农产品加工业、农村产业发展的支持,为农村转移劳动力提供更多的就业机会。

第二,农业不同要素的市场化配置改革需要差异化对待。从全国层面看,现有研究的测算结果大多表明中国存在劳动力和资本价格负向扭曲,因此采取的措施也应是针对价格负向扭曲展开。而根据本文的测算结果,农业劳动力价格存在负向扭曲,而资本价格则存在正向扭曲,需要兼顾改善负向价格扭曲和正向价格扭曲的措施。对于农业劳动力价格负向扭曲,重点仍然在于减少劳动力流动障碍,尤其是劳动力在城乡之间的流动,增强城市发展的包容性。对于资本价格正向扭曲,重点则在于提供保障的同

时适当引入竞争机制,“一刀切”式的对农业资本进行补贴不仅可能会降低资本使用效率,也无法很好地满足农业企业多样化的资金需求。这就需要鼓励金融机构为农业发展提供资金支持,政府可以引导金融机构增加对农业的信贷投放,降低农业贷款的利率和门槛,方便农民和农业企业获得融资支持。政府还可以培育农村金融机构,推动金融服务下沉到乡村,更好地满足农村居民和农民的金融需求。

第三,在农业要素市场化配置改革中可以采用“组合拳”。农业劳动力市场化配置改革可以重点与农业创新发展相结合。渐进式改革的特征除了体现在改革速度上外,也体现在改革互动上,且组合式推进改革可以实现“ $1+1>2$ ”的效果。根据互动效应的分析结果,农业资本市场化配置改革可以与农业创新发展相结合。这有利于进一步降低农业资本价格扭曲程度,且并不会显著抑制农业全要素生产率提升,从而推动农业高质量发展。推进农业创新发展需要综合考虑多个方面,一是政府应加大对农业科技的资金投入和政策支持力度,鼓励科研机构、农业企业和农民共同参与创新活动;二是政府和教育机构应加大对农业教育的投入,提供全面的培训支持,培养高素质的农业科技人才和农民经营管理人才,注重农业技术和管理知识的传承与创新;三是促进农业产业与科技创新融合,鼓励农业企业与科研机构、高校等合作,加强技术转化和产业化应用,推动科研成果落地和市场推广。

#### 参考文献

- [1] 白俊红、卞元超,2016,《要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失》,《中国工业经济》第11期。
- [2] 陈艳莹、王二龙,2013,《要素市场扭曲、双重抑制与中国生产性服务业全要素生产率:基于中介效应模型的实证研究》,《南开经济研究》第5期。
- [3] 程丽雯、徐晔、陶长琪,2016,《要素误置给中国农业带来多大损失?——基于超越对数生产函数的随机前沿模型》,《管理学刊》第1期。
- [4] 邓明、柳玉贵、王劲波,2020,《劳动力配置扭曲与全要素生产率》,《厦门大学学

- 报(哲学社会科学版)》第1期。
- [5] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏, 2010,《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2009年报告》,北京:经济科学出版社。
- [6] 葛继红、周曙东, 2012,《要素市场扭曲是否激发了农业面源污染——以化肥为例》,《农业经济问题》第3期。
- [7] 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。
- [8] 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华, 2017,《土地资源配置不当与劳动生产率》,《经济研究》第5期。
- [9] 孔祥智、周振, 2020,《我国农村要素市场化配置改革历程、基本经验与深化路径》,《改革》第7期。
- [10] 李言、樊学瑞, 2020,《中国地区生产要素价格扭曲的演变:1978~2016年》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- [11] 聂长飞、简新华, 2020,《中国高质量发展的测度及省际现状的分析比较》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- [12] 潘慧峰、袁军, 2016,《Granger因果检验的文献回顾》,《科学决策》第9期。
- [13] 曲立、王璐、季恒永, 2021,《中国区域制造业高质量发展测度分析》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- [14] 盛仕斌、徐海, 1999,《要素价格扭曲的就业效应研究》,《经济研究》第5期。
- [15] 王宁、史晋川, 2015,《中国要素价格扭曲程度的测度》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- [16] 谢嗣胜、姚先国, 2005,《我国城市就业人员性别工资歧视的估计》,《妇女研究论丛》第6期。
- [17] 张军、吴桂英、张吉鹏, 2004,《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。
- [18] 张杰、周晓艳、李勇, 2011,《要素市场扭曲抑制了中国企业R&D?》,《经济研究》第8期。
- [19] 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。
- [20] 张凤兵、乔翠霞, 2019,《基于要素配置的城乡利益格局“断裂”与“重构”:文献梳理与展望》,《农业经济问题》第6期。
- [21] 朱秋博等, 2019,《信息化提升了农业生产率吗?》,《中国农村经济》第4期。
- [22] 张杰、郑姣姣、陈容, 2022,《中国“不对称”市场化改革的抑制激励效应》,《中国经济学》第1期。

- [23] Hall R. E., Jones C. I. 1999. "Why do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others?" *Quarterly Journal of Economics* 114(1): 83-116.
- [24] Hsieh C. T., Klenow P. J. 2009. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." *Quarterly Journal of Economics* 124(4): 1403-1448.
- [25] Rader T. 1976. "The Welfare Loss from Price Distortions." *Econometrica* 44(6): 1253-1257.
- [26] Skoorka B. M. 2000. "Measuring Market Distortion: International Comparisons, Policy and Competitiveness." *Applied Economics* 32(3): 253-264.

(责任编辑: 李兆辰)

level of social scientific and technological innovation, and increasing the mechanism of green invention patents. According to the research conclusions of this paper, the central government should continue to accelerate the implementation of resource-exhausted cities support policies, improve the level of innovation and entrepreneurship, and encourage industrial structure diversification, so as to realize the sustainable economic and ecological development of resource-exhausted cities.

**Keywords:** Resource-exhausted City; Financial Transfer Payment; Environmental Pollution

**JEL Classification:** H20; Q53

## Change of the Agriculture Factor Price Distortion in China

LI Yan<sup>1</sup> FAN Xuerui<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Zhejiang Gongshang University; 2. School of Economics, Lanzhou University)

**Summary:** Promoting the market-oriented allocation reform of factors has been the key of the marketization reform. In the process of market economic reform, there has always been the phenomenon of factor marketization reform lagging relatively behind product marketization reform. The intervention behavior of local governments on factor prices still exists, leading to the problem of factor price distortion. Factor price distortion impedes the normal operation of the price mechanism, which in turn leads to the market cannot effectively allocate factors. In the development process of industrialization and informatization, agriculture has become a relatively lagging area in marketization reform, while the low efficiency of agricultural factor allocation is not conducive to agricultural modernization. Based on the provincial-level data in China from 1995 to 2020, this paper use production method to calculate the agricultural labor and capital

price distortion. In order to reveal the variation of agricultural factor price distortions more comprehensively, this paper focuses on analyzing the regional differences and convergence of agricultural factor price distortions among provinces. Regarding regional differences, this paper mainly utilizes the Thiel index decomposition method, taking into account the analysis of differences at the national level and subregional level. Regarding regional convergence, this paper mainly utilizes the spatial autoregressive model analysis method. This paper further contemplates the economic effects of the market allocation reform of agricultural factors from the urbanization development strategy and agricultural innovation development strategy. The interaction between agricultural factor price distortion and urbanization rate, as well as between agricultural factor price distortion and agricultural total factor productivity is explored using the PVAR model.

The results show that (1) From the measured results of agricultural labor and capital price distortions, labor prices show mainly negative distortions, while capital prices show mainly positive distortions, both of which show a gradual decrease. In terms of regional variability, the overall differences in agricultural labor price distortions and agricultural capital price distortions are dominated by intra-regional differences, and the overall differences improve at the end of the period. In terms of regional convergence, agricultural labor price distortions and agricultural capital price distortions show convergence. (2) From the analysis results of the PVAR model, the interaction effects between factor price distortions and urbanization rates, as well as between factor price distortions and total factor productivity in agriculture, are asymmetric. Promoting urbanization development strategy will aggravate agricultural labor price distortion, promoting agricultural labor market allocation reform will increase agricultural total factor productivity, and promoting agricultural innovation development strategy will reduce agricultural capital price distortion.

The main innovations of this paper are (1) based on provincial level data, using the production function method and stochastic frontier estimation method to measure regional agricultural labor and capital price distortions, and in order to be able to more comprehensively reveal the variation of agricultural factor price distortions, this paper also focuses on the analysis of regional agricultural factor

price distortions in terms of variability and convergence. Regarding the variability of agricultural factor price distortions, it mainly utilizes the Thiel index decomposition method, and regarding the convergence, it mainly utilizes the panel spatial autoregressive model analysis method. (2) The PVAR model is used to explore the interaction between agricultural factor price distortions and urbanization rate, as well as between agricultural factor price distortions and agricultural total factor productivity, and to examine the reform of market allocation of agricultural factors from the perspectives of urbanization development strategy and agricultural innovation development strategy.

Based on the above conclusions, this paper argues that the next market-oriented reform of agricultural factors needs to pay attention to the following two aspects: First, the reform of market-oriented allocation of agricultural factors is considered in the strategic pattern of agricultural and rural modernization. Optimizing factor allocation is an effective means to improve factor productivity, therefore, improving the efficiency of agricultural factor allocation is the key to promote agricultural and rural modernization and high-quality agricultural development. Second, the market-oriented reform of different factors in agriculture needs to be treated differently. Regarding the negative price distortion of agricultural labor, the focus is still on reducing the barriers to labor mobility. As for the positive distortion of capital prices, the focus is on providing security while appropriately introducing competition mechanisms. Third, market-oriented reform of agricultural factors can adopt a combination of punches. According to the results of the analysis of the interaction effect, the reform of market-based allocation of agricultural capital can be combined with an agricultural innovation development strategy because the combination with the latter can further reduce agricultural capital price distortions, while the former does not significantly inhibit agricultural total factor productivity.

**Keywords:** Agriculture Factor Market; Labor Price Distortion; Capital Price Distortion; Theil Index; PVAR Model

**JEL Classification:** P32; Q11