

中国要素市场扭曲与经济效率损失： 分解与影响机制

耿献辉¹ 伍茜蓉¹ 赵文²¹

(1. 南京农业大学 经济管理学院, 南京 210095;

2. 中国社会科学院 人口与劳动经济研究所, 北京 100028)

【摘要】: 本文测算了我国 1998–2017 年间由要素市场扭曲导致的经济效率损失, 将总体损失分别分解为省内与省际要素市场扭曲、各类要素市场扭曲。研究发现: 样本期内, 当要素配置达到效率最优水平时, 总体经济效率平均将提升 88.12%。要素市场扭曲程度呈现出先下降, 至金融危机后显著加重的趋势, 这种逆转趋势主要归因于省际劳动与土地要素错配程度的增加, 省内要素市场错配造成的扭曲效应则保持相当稳定。从具体要素市场来看, 改善资本、劳动、土地配置分别可使经济效率平均提升 9.93%、16.55%、15.55%。短期内缓解城乡二元结构、削弱市场垄断势力是改善要素市场扭曲程度的重要渠道; 长期策略中, 增加地区建设投资可以进一步促进经济增长。

【关键词】: 要素市场 经济效率 扭曲分解 影响机制

【中图分类号】: F224 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006–2912(2021)06–0030–14

当前我国经济增长由高速进入中高速“换挡期”, 要素密集投入的“粗放型”模式已不能维持经济的持续快速增长^[1], 探寻经济发展新动能是当下极为重要的现实问题。经济增长动力来源于生产要素的积累以及全要素生产率(TFP)的增长, 当要素配置方式无法匹配生产力水平时, 即便全要素生产率能维持先前的水平, 经济增长速度也将由于总体资源错配导致的潜在产出损失而放缓。十九届五中全会提出, 要实现资源要素高效化、合理化配置, 促进我国经济质量效益显著提升与持续健康发展。可见, 消除要素市场扭曲, 提高要素配置效率, 不仅是经济效率提升的重要途径, 还决定了未来经济结构发展是否稳定。

资源的有效配置是指在资源总量约束下获得产出最大化的配置状态, “错配”则表现为要素流动受阻无法投入到高效率部门或地区^[2]。提升经济效率、促进产出增长, 就是要在有限的资源投入中寻求要素的合理配置方式。然而, 要素配置的制约因素不可能完全消除, 制度变革也应循序渐进, 那么, 应当首先解决经济结构中哪一个分配层次的要素错配?又应从该层次的何种类型要素市场制度改革着手?是优化要素市场配置面临的重要前提。本文拟利用省级面板数据, 重新对 1998–2017 年中国要素市场扭曲引起的经济效率损失进行测算与分析, 重点从生产函数结构角度对效率损失进行逐步分解, 将总体扭曲效应分解为省际、

¹**作者简介:** 耿献辉(通讯作者)(1978–), 男, 河北保定人, 南京农业大学经济管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 农业关联产业经济;

伍茜蓉(1991–), 女, 广西桂林人, 南京农业大学经济管理学院博士研究生, 研究方向: 产业经济学;

赵文(1982–), 男, 山东青岛人, 中国社会科学院人口与劳动经济研究所副研究员, 研究方向: 宏观经济和收入分配。

基金项目: 国家社科基金重大项目“农村集体产权制度改革深化与经济发展研究”(20ZDA045), 项目子课题负责人: 耿献辉; 国家现代农业产业技术体系建设专项资金资助(CARS-28), 项目负责人: 耿献辉; 江苏省社科基金重大项目“江苏建立健全城乡融合发展的体制机制与政策体系研究”(K0201900192), 项目负责人: 耿献辉

省内要素市场扭曲, 阐述要素市场配置中面临的主要扭曲来源, 并探索要素市场扭曲效应的影响因素与机制。

一、文献综述

关于资源错配的测度与分析方法, 较为经典的研究框架为: 一类是以 Syrquin(1986)^[3]分析框架为基础的研究。Syrquin 推广了 Solow 增长核算框架, 将总体 TFP 增长分解为要素配置效应与 TFP 增长率, 按照 TFP 水平重新配置要素将提升经济效率, 这一框架被广泛应用于分析经济增长结构变动及影响研究。例如, Szirmai and Timmer(2000)^[4]基于该研究方法探索亚洲国家制造业生产结构变化, 将总生产率增长分解为部门内生产率增长与结构变化效应(包括静态转移效应、动态转移效应), 研究结论不支持结构性红利假说。陈永伟、胡伟民(2011)^[5]在该方法基础上将资源优化配置效应再分解为要素价格扭曲变化效应与行业份额效应, 分析了中国制造业要素价格扭曲变动对产出的动态影响。另一类是基于 Hsieh and Klenow(2009)^[2]理论框架为基础的研究。Hsieh 等从异质性企业垄断竞争的标准模型出发, 引入物质生产率(TFPQ)与收入生产率(TFPR), 讨论要素扭曲与 TFP 的关系, 按照边际收益重新配置要素将提升总体 TFP, 这一框架被广泛应用于微观主体配置效率的分析研究。例如, Busso 等(2012)^[6]通过对拉丁美洲国家制造业企业的研究, 发现如果实现资源有效配置将使得制造业 TFP 提高 45%至 127%。Adamopoulos 等(2017)^[7]借鉴该研究方法发现中国农村土地与资本市场摩擦制约了生产力更高的农民提高 TFP, 这主要与中国的制度约束息息相关, 可以通过优化要素配置、促进高效率农户规模化生产或跨部门就业转移来提高农业 TFP。Syrquin 与 Hsieh 等的分析框架为要素错配研究提供了很好的理论与方法指导, 但是 Syrquin 的分析框架仅提供了要素扭曲对 TFP 结构影响的描述性分析, 无法指出具体的效率配置方式, 而 Hsieh 等的分析框架中对模型的结构化假设较多, 限制了其研究结论的稳健性, 对宏观生产主体的研究适用性有限。

近年来, 从要素错配视角研究中国经济效率与结构成为热点, 按照研究主题来看大致分为以下三类: 一是分析行业间或产业间要素错配与经济效率问题。Dollar and Wei(2007)^[8]对 12400 家中国企业的研究发现, 国有企业平均资本回报率比国内民营企业或外资企业低 23%-54%, 在保持经济增长不变的情况下通过资本优化配置可以减少 8%的资本存量。Brandt 等(2012)^[9]针对中国非农要素市场配置问题, 同时考察了省际地区间、省内国有企业与非国有企业之间的资源错配对经济效率的影响, 认为要素错配使非农 TFP 平均降低了 20%, 要素市场扭曲主要来自国有企业与非国有企业之间的资本分配不当。柏培文(2014)^[10]发现我国第一、第三产业劳动力配置过多, 而第二产业劳动力配置不足, 认为各产业部门内部配置扭曲与工资差异是导致该现象的重要原因; 二是探讨城乡要素错配与城乡经济结构的关联问题。现有研究常以农业与非农部门的关系表征城乡关系, 王颂吉、白永秀(2013)^[11]测算了中国城乡要素错配系数, 发现农业部门配置了过多劳动力和过少资本, 而非农部门则配置了过多资本和过少劳动力, 导致城乡二元经济结构转化滞后。刘明辉、卢飞(2019)^[12]通过在生产函数中设定要素初始分配参数与重置效应参数, 对城乡要素错配程度进行测度, 认为要素错配现象在农业部门更严峻, 对农业部门要素错配的改善有利于城乡融合的发展。柏培文、杨志才(2019)^[13]从相对价格与个体异质性角度分析了各省农业与非农部门之间的要素错配程度, 研究发现要素错配对收入差距存在较强的解释力度, 且金融危机后劳动与资本扭曲程度增加; 三是分析农业部门内部要素错配与产出的影响关系。朱喜等(2011)^[14]发现如果可以消除农业资本与劳动配置扭曲, 农户的农业 TFP 将增长 20%以上。李承政等(2015)^[15]利用浙江村户层面的固定观察数据, 发现如果能实现农地效率配置, 农业总产出有望提升 20%以上。郑宏运等(2019)^[16]通过分析 1978-2015 年农业部门要素错配程度及其对农业产出的影响, 发现土地要素的错配对产出变动的影响最大, 对农业产出变动的年均影响为 -0.1%。这些文献也存在一些待改进之处: 首先, 对扭曲效应的分解方法较为单一, 较少从生产函数结构视角对扭曲进行分解; 其次, 关于农业要素错配的相关文献中纷纷指出土地要素错配是导致扭曲效应的重要影响因素, 然而在对两部门要素配置的研究中, 仅考虑了资本与劳动要素, 生产函数中忽略了土地要素会导致对农业部门 TFP 的测算产生偏差, 进而影响了其效率配置水平核算结果的准确性。

现有研究认为市场、制度与发展策略是造成要素市场扭曲的主要原因, 当要素市场受到市场势力、政府干预与制度结构等掣肘时, 资源的自由流动将受到限制^[17], 资源配置偏离效率状态, 造成产出效率损失, 最终降低产出的潜在增长力^[18]。政府过度干预资源要素流动方向, 造成了全社会整体经济效率损失, 产生经济发展速度与质量的冲突^[19], 并损害经济增长的可持续性^[20]。但完全缺失政策引导又将成为地区收入差距扩大, 如户籍制度与居民权利非均等化制约下, 劳动力无法充分流动, 导致地区间、

部门间劳动力效率与投入的错配，随着地区生产效率差异的进一步分化，劳动力匹配失衡，经济发展陷入增长困境^[21]。同时，我国要素市场尚不健全，一方面土地流转与利用市场仍处于初步发展阶段，产业用地功能转换困难；另一方面二元金融市场格局分化致使城乡金融资源分配不均，一定程度上也造成了生产要素错配。现有研究虽指出了要素流动的主要制约因素，但上述制约因素对要素扭曲效应的具体影响机制是什么？特别是政府干预对扭曲效应的异质性影响机制如何产生？对于这些问题，现有研究尚未能明确阐述。

综上，本研究参考 Syrquin 关于要素效率配置的设定，以及 Hsieh 等关于效率推导中要素楔形价格扭曲的设定，同时借鉴 Brandt 等(2012)^[9]的研究方法，对要素市场扭曲进行分解与影响机制研究。本研究可能的创新之处主要体现在以下几点：首先，相较于现有文献仅考虑资本与劳动力投入的做法，本研究将土地要素放入农业部门框架中进行分析；其次，借鉴反事实实验思维，基于生产函数结构与各类要素市场视角对扭曲效应进行分解，一方面将扭曲效应分解为省际与省内具体要素市场扭曲效应，另一方面将扭曲效应分解为各类具体要素市场扭曲，指出要素市场扭曲中主要的扭曲来源。最后，通过逐步回归分析，明确市场势力、政府干预与制度结构对要素扭曲的具体影响机制。

二、衡量要素市场扭曲的理论框架

考虑一个两部门模型，假设全社会经济分为农业部门与非农部门，农业部门与非农部门采用 $j=A, N$ 来表示 (A 代表农业部门， N 代表非农部门)。定义 i 省产出完全由农业部门与非农部门解释，产出函数服从 CES 形式，则有：

$$Y_i = (Y_{Ai}^{1-\phi} + Y_{Ni}^{1-\phi})^{1/(1-\phi)} \quad Y = (\sum_{i=1}^{28} w_i Y_i^{1-\sigma})^{1/(1-\sigma)} \quad (1)$$

在式(1)中， ϕ 、 σ 分别为部门之间替代弹性、省际替代弹性系数； Y_i 、 Y 分别代表 i 省产出与全社会总产出； w_i 为 i 省产出占全社会总产出的权重。采用道格拉斯生产函数形式， i 省农业部门与非农部门生产函数可表示为：

$$Y_{Ai} = A_{Ai} M_i^{\alpha_1} L_{Ai}^{\alpha_2} K_{Ai}^{\alpha_3} \quad (2)$$

$$Y_{Ni} = A_{Ni} L_{Ni}^{\beta} K_{Ni}^{1-\beta} \quad (3)$$

式(2)为农业部门生产函数，式(3)为非农部门生产函数。其中， Y 为产出； A 为全要素生产率(TFP)； M 为农业部门土地投入； K 为物资资本投入； L 为劳动力投入。 i 省资源总量为 $K_i = K_{Ai} + K_{Ni}$ ， $L_i = L_{Ai} + L_{Ni}$ ；全社会资源总量为 $K = \sum_{i=1}^{28} K_i$ ， $L = \sum_{i=1}^{28} L_i$ ， $M = \sum_{i=1}^{28} M_i$ 。根据完全市场定义中，各部门(地区)边际产出相等时，高效率部门(地区)获得更多生产要素，此时要素实现最优配置。则有：

$$\frac{L_j}{L_i} = \frac{k_j}{K_i} = \pi_j \quad \frac{L_i}{L} = \frac{K_i}{K} = \frac{M_i}{M} = \pi_i \quad (4)$$

由于土地具有地理上固定的特殊性，因此土地的效率配置定义为各省农业部门生产中土地投入的最优规模。定义 $\bar{A}_j = A_{ji} / (\tau_{ji}^{\alpha_1} \tau_j^{1-\alpha_1})$ ， $\bar{A}_i = (\bar{A}_{Ai}^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} + (\bar{A}_{Ni}^{\frac{1-\alpha}{\alpha}})^{\frac{1}{1-\alpha}})^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$ ，其中 $\bar{A}_{ji}$ 为估计的 i 省 j 部门 TFP， $\bar{A}_i$ 为估计的 i 省 TFP。为方便推导，以非农部门为例，假设非农部门产品价格为 P_{Ni} ，单位劳动价格为 q ，单位资本租金为 r ，存在一组扭曲为 $\{\tau_{Ni}^L, \tau_{Ni}^K, \tau_i^Y\}$ ，分别代表非农部门劳动、资本、产出的价格楔形税，非农部门利润可表示为： $\max_{K_{Ni}, L_{Ni}} \{P_{Ni} A_{Ni} L_{Ni}^{\beta} K_{Ni}^{1-\beta} - \tau_{Ni}^L q L_{Ni} - \tau_{Ni}^K r K_{Ni}\}$ ，根据利润最大化条件可得：

$$\frac{K_{Ni}}{L_{Ni}} = \left(\frac{\tau_{Ni}^1 q}{\beta} \right) \left(\frac{\tau_{Ni}^k r}{1-\beta} \right) \quad (5)$$

$$P_{Ni} = A_{Ni}^{-1} \left(\frac{\tau_{Ni}^1 q}{\beta} \right)^\alpha \left(\frac{\tau_{Ni}^k r}{1-\beta} \right)^{1-\beta} = A_{Ni}^{-1} \tau_{Ni}^{1\beta} \tau_{Ni}^{k1-\beta} \theta_p \quad (6)$$

$$Y_{Ni} = A_{Ni} \left(\frac{\tau_{Ni}^1 q}{\beta} \right)^{1-\beta} \left(\frac{\tau_{Ni}^k r}{1-\beta} \right)^{\beta-1} L_{Ni} = \tilde{A}_{Ni} \tau_{Ni}^{-1} \theta_L L_{Ni} \quad (7)$$

$$l_{ji} = \frac{A_{ji}^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}}{A_{Ai}^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} + A_{Ni}^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}} = \left(\frac{A_{ji}}{A_i^*} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (8)$$

$$l_i = \frac{w_i^{\frac{1}{\sigma}} A_i^* \frac{1-\sigma}{\sigma}}{\sum_{i=1}^{28} w_i^{\frac{1}{\sigma}} A_i^* \frac{1-\sigma}{\sigma}} = \frac{w_i^{\frac{1}{\sigma}} (\tilde{A}_i) \frac{1-\sigma}{\sigma}}{\sum_{i=1}^{28} w_i^{\frac{1}{\sigma}} (A_i^*) \frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (9)$$

对其他要素的推导与劳动要素一致，可得省内、省际要素的效率权重为：

$$\pi_{ji} = \left(\frac{A_{ji}}{A_i^*} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} = \frac{A_{ji}^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}}{(A_{Ai}^*)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} + (A_{Ni}^*)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}}$$

$$\pi_i = \frac{w_i^{\frac{1}{\sigma}} (A_i^*) \frac{1-\sigma}{\sigma}}{\sum_{i=1}^{28} w_i^{\frac{1}{\sigma}} (A_i^*) \frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (10)$$

对经济效率损失的测度中，针对既定的产出水平 Y 与计算的效率产出 Y^* ，Adamopoulos 等(2017)^[7]采用 Y^*/Y 来衡量，Brandt 等(2012)^[9]、柏培文与杨志才(2019)^[13]则倾向于对效率 TFP 与实际 TFP 的比值再取对数的方式来衡量，陈永伟、胡伟民(2011)^[5]采用 $\ln(Y/Y^*)$ 来衡量产出情况。本研究采用 $D=\ln(Y^*/Y)$ 来衡量我国要素市场扭曲效应程度，理由是相较于简单的产出比值形式，对数形式能更好的平滑数据，便于进行差异比较；且以效率产出比上实际产出能更为清晰的展现潜在在经济效率损失情况；所选的衡量指标具有较为坚实的理论基础，操作上也更为可行。

三、变量选取与数据来源

(一)变量选取

根据第一产业定义(农林牧渔业，不包括农林牧渔服务业)，以第一产业总量代表农业部门、第二、第三产业之和代表非农部门^[11]。具体变量选择如下：(1)产出：以第一产业增加值代表农业部门产出，第二、第三产业增加值之和代表非农部门产出。与总产值相比，增加值剔除生产过程中的中间投入成本，更能反映真实部门投入产出关系。分别使用相应的产业增加值指数折算为 1997 年不变价。(2)劳动：以第一产业就业人数代表农业部门就业，以第二、第三产业就业人数之和代表非农部门就业。(3)资本：以资本存量来衡量，采用永续盘存法以 1997 年为资本基期计算每年的物质资本存量 1，使用 9.6%的折旧率水平^[23]。在计

算处理中，农业部门每年资本投入增量以“农业固定资产投资占全社会固定资产投资比重乘以全社会固定资产投资额”来表示^[16]；非农部门资本投入增量以“全社会固定资产投资额减去农业部门资本投入增量”来表示，采用固定资本投资指数平减。(4)土地：以农作物播种面积表示。农作物播种面积考虑了复种套种等情况，可以反映对土地要素的实际利用情况，农作物播种面积为土地投入量的合理指标^[23-24]。(6)弹性系数：现有文献关于跨部门、跨省替代弹性的研究较少，Brandt 等(2012)^[9]在关于国有与非国有企业的研究中，将部门之间、地区之间替代弹性设置为 1.5，这与柏培文、杨志才(2019)^[13]将部门之间替代弹性设置为 1.5 的选择一致，本研究参考 Brandt 等的做法，设定农业与非农部门的替代弹性 $\phi=2/3$ ，各省替代弹性 $\sigma=2/32$ 。

(二)要素产出弹性估计

关于要素产出弹性的估计，现有文献提供了许多经验支撑。农业生产在区域间存在空间效应^[25]，采用非空间效应的回归模型将导致估计结果偏误。郑宏运等(2019)^[16]采用空间模型测算了 1978-2015 年农业生产要素的产出弹性，揭示我国农业土地稀缺、农业劳动力过剩的现实情况。对资本存量的核算越早误差越小，郑宏运等 1978-2011 年农业资本存量的数据来源于李谷成等(2014)^[24]的核算，采用同一方法补充后续数据，核算方法较为完备。因此，本研究借鉴郑宏运等对农业部门要素产出弹性的设定。关于非农部门产出弹性的估计，现有文献大多仅测算了全国范围的产出弹性，为与农业部门产出弹性研究保持一致，本研究从区域视角出发，构建如下模型对非农部门产出弹性进行测算：

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + T_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

通过对非农部门生产函数取对数得到上式， T_i 为时间虚拟变量，度量时间趋势变化， ε_{it} 为随机误差项，除中部地区劳动系数不显著外其余估计值均通过 1%的显著性水平，为与农业部门处理保持一致，基于规模报酬不变假设对其进行标准化处理。要素产出弹性见表 1：

表 1 农业部门与非农部门要素产出弹性

	农业部门			非农部门	
	劳动	土地	资本	劳动	资本
东部地区	0.1453	0.6967	0.1581	0.5471	0.4529
中部地区	0.2769	0.5955	0.1275	0.1431	0.8569
西部地区	0.3541	0.4349	0.2110	0.2080	0.7920
东北地区	0.2871	0.5720	0.1409	0.5721	0.4279

(三)数据来源

在研究区间的选择上，由于部分省份第一产业资本投入数据在 1997 年后统计缺失，若采用其他指标替代或以回归方式填充(部分缺失数据采用插值法补充)，将对研究结果产生影响。为保障研究结论一致性，将研究区间设定为 1998-2017 年。在样本处理上，为使与其他相关研究可比，将重庆市数据并入四川省，将海南省数据并入广东省，由于西藏地区数据缺失严重，因此不包含西藏 3。数据来自《中国统计年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》以及各省统计年鉴与年鉴资料。各变量描述性统计见表 2。

表 2 各变量的描述性统计

	变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值
农业部门	产出	亿元	380.53	302.73	15.84	1675.56
	劳动	万人	1044.285	805.22	37.09	3772.4
	土地	千公顷	5671.15	3715.57	120.94	14767.58
	资本	亿元	847.51	982.15	11.86	6178.44
非农部门	产出	亿元	2910.14	2148.07	164.63	9523.22
	劳动	万人	1611.5	1173.17	79.5	5327.71
	资本	亿元	26391.54	28922.83	649.82	173772

四、经济效率损失测度与扭曲效应分解

(一) 经济增长动力分析

样本期内,我国经济增长动力主要来自于资本要素投入的增长,是一种投入主导型增长方式,而非来自全要素生产率(TFP)的增长。TFP是与生产要素投入增长无关的生产力带来的增长,在索洛模型中将TFP增长率定义为技术进步率,经济增长来源于生产要素投入增长与TFP增长。如图1,全国TFP增长率在2000年至2004年间逐渐上升至2004年达到最大并为正值,这与郭庆旺、贾俊雪(2005)^[26]对全国TFP增长率波动趋势的研究基本一致,自2004年后保持震荡波动态势但始终为负。为解释TFP的变化趋势,本研究列出了产出增长率与各生产要素投入的增长率⁴,产出在2004-2008年增速较快,2009年受到前一年金融危机的影响产出显著下跌,在“四万亿”投资计划下2010-2011年产出增速迅速回升,2011年后产出增速大幅下降。对比劳动、土地与资本要素的投入增速来看,资本的增长率最为显著,年均增长达12.03%,产出年均增速仅为3.16%。这表明,随着我国人口红利优势消退,资本逐渐代替劳动投入生产。然而资本的过度深化导致资本回报率下降,这种现象在非农部门中更甚⁵。

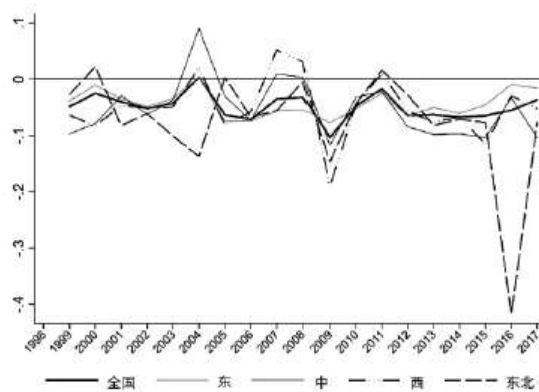


图 1 我国 TFP 增长率波动趋势

1998-2017 年中国各省全要素生产率($\ln TFP$)的离散程度如图 2 所示。样本期内各省 $\ln(TFP)$ 的标准差增长约达 75.25%, 各省

TFP 差距迅速扩大。除 2003-2008 年存在小幅波动外， $\ln(\text{TFP})$ 的省际离散程度几乎逐年扩大，2008 年后涨势更甚，表现为一条陡峭的增长曲线。造成这一结果的原因可能为：伴随着高 TFP 地区规模经济的发展，规模效益带来产出效率的不断快速提升，同时，2009 年国家的“四万亿”投资刺激，使得一些低 TFP 地区的落后产能得以生存或继续扩大生产规模，造成严重的资源错配，要素市场扭曲程度增加，使得高 TFP 与低 TFP 地区之间的全要素生产率差距逐渐扩大。

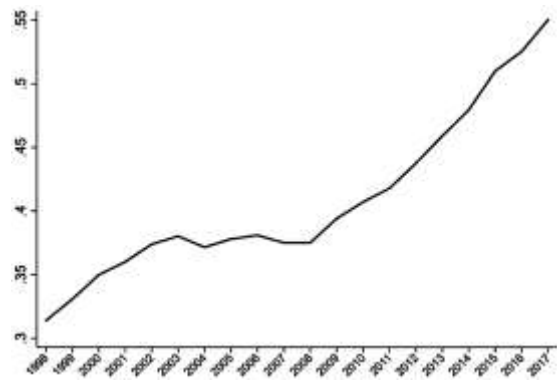


图 2 各省全要素生产率($\ln\text{TFP}$)离散程度

(二)经济效率损失分析

1. 产出增长率损失情况。

表 3 给出了我国产出增长率损失情况，基准水平显示，1998-2017 年我国年均产出增长率损失约 0.08%。1998-2000 年，实际平均增长率比效率平均增长率低 0.1%，2001-2005 年、2006-2010 年实际平均增长率比效率平均增长率分别高 2.94%与 0.77%，这表明在“十五”与“十一五”阶段，制度改革使得我国要素市场扭曲程度得到改善。2011-2015 年、2016-2017 年实际平均增长率比效率平均增长率分别低 2.35%、3.53%，“十二五”及之后的时间里我国要素市场扭曲程度越加严峻，导致产出增长率损失几乎抵消了“十一五”及之前因扭曲程度改善所带来的增长率效益。为考查基准水平中所选参数是否稳健，通过依次改变跨省

替代弹性 $\sigma^{-1}=3$ 、跨部门替代弹性 $\phi^{-1}=3$ 、省级权重 $w_i^0 = \frac{1}{20} \sum_{t=1998}^{2017} (\frac{Y_i^{\sigma}}{\sum_{i=1}^{28} Y_i^{\sigma}})$ 参数值来分析实际产出平均增长率比效率产出平均增长率的差异。当分别增加跨省替代弹性 $\sigma^{-1}=3$ 和跨部门替代弹性 $\phi^{-1}=3$ 参数值时，并未改变各子样本期的增长率变化情况与发展趋势，但扭曲对产出的测量数值有所增加，即高估了要素配置改善带来的产出效益。当改变了省级权重指标 w_{0i} 时，各子样本期增长率变幅度大幅缩小，即低估了要素配置改善带来的产出效益，但大体趋势基本一致。在所有参数值均变化的情况下，各子样本阶段的变化与基准水平下的变化基本一致，由此说明基准水平的参数值选取是稳健的，所采用的估计方法符合科学性。

表 3 产出增长率与损失情况

	1998-2000	2001-2005 (“十五”)	2006-2010 (“十一五”)	2011-2015 (“十二五”)	2016-2017	1998-2017
实际产出平均增长率 Y_g	-2.32%	1.18%	2.09%	0.41%	-0.52%	0.63%
效率产出平均增长率 Y_g^*	-1.32%	-1.76%	1.32%	2.76%	3.02%	0.71%
扭曲效应= $Y_g-Y_g^*$						

基准水平	-0.10%	2.94%	0.77%	-2.35%	-3.53%	-0.08%
$\sigma^{-1}=3$	-2.66%	6.08%	1.43%	-1.93%	-4.02%	0.96%
$\phi^{-1}=3$	-0.01%	3.45%	0.71%	-2.78%	-2.93%	-0.13%
w0i	-0.25%	0.92%	0.58%	0.83%	-0.27%	0.58%

2. 总体扭曲效应分析。

根据我国效率产出水平与实际产出在时间维度上的关联变化来看(如图 3), 1998-2017 年我国效率产出与实际产出之间的差距呈现逐渐缩小又逐渐增大的波动趋势, 扭曲程度平均约为 0.63。从扭曲效应程度的趋势上来看, 我国要素市场扭曲程度呈现出“先下降后上升”的“U”型趋势。具体情况为: 1999-2008 年间我国要素市场配置状况在一定程度上得到了改善, 扭曲程度由 0.6921 逐年下降至 0.5349, 而在 2009 年后要素错配程度逐渐恶化, 扭曲程度至 2017 年达 0.7618。这说明金融危机后我国要素市场扭曲程度逐渐恶化致使扭曲程度逐年加重⁶, 这从侧面反映出, 在实现要素市场效率配置后, 我国经济将获得较大的潜在收益。

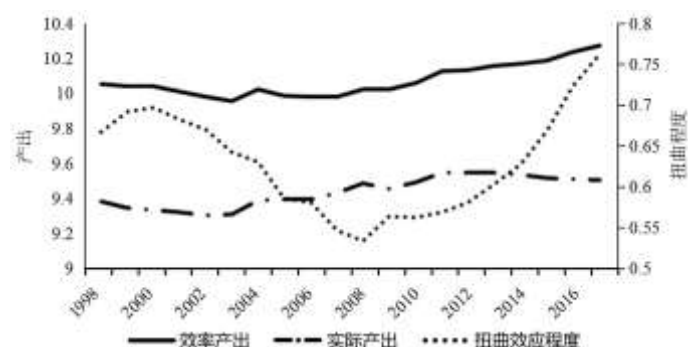


图 3 1998-2017 年我国产出情况与扭曲效应程度

(三) 要素市场扭曲效应分解

1. 基于生产函数结构的分解。

根据式(1)中对生产函数的定义, 总体经济产出可以分解为各省产出的加权总和, 进而可以再次分解为各省内部农业部门与非农部门的产出加权和, 因此总体要素市场扭曲效应可以由省际扭曲效应与省内扭曲效应共同解释, 当消除了省内要素市场扭曲后即可度量省际要素扭曲对总体扭曲效应的贡献。借鉴反事实实验思维, 定义要素市场仅在省内效率配置时为无省内扭曲, 此时产出为 Y_{in} , 要素市场仅在省际效率配置时为无省际扭曲, 此时产出为 Y_{nb} , 省际与省内要素市场扭曲效应为:

$$D_b = \ln(Y^*/Y_{in}) \quad D_w = \ln(Y^*/Y_{nb}) \quad (15)$$

在上式中, Y_{in} 、 Y_{nb} 分别为消除了省内要素市场扭曲、省际要素市场扭曲时的产出水平; D_b 度量了由省际要素市场扭曲导致的产出损失; D_w 度量了由省内要素市场扭曲导致的产出损失。借鉴 Brandt 等(2012)^[9]的做法, 可以分别定义省际、省内扭曲对

总体要素市场扭曲效应的贡献为：

$$d_b = D - D_w = \ln(Y_{nb}/Y) \quad d_w = D - D_b \ln(Y_{nw}/Y) \quad (16)$$

进一步根据生产函数定义将省内要素扭曲分解为省内资本、劳动要素市场扭曲，将省际要素扭曲分解为省际资本、劳动、土地要素市场扭曲，采用下列公式来表示：

$$d_{nl} = \ln(Y_{nwl}/Y), d_{nk} = \ln(Y_{nwk}/Y) \quad (17)$$

$$d_{bl} = \ln(Y_{nbl}/Y), d_{bk} = \ln(Y_{nbk}/Y), d_{bM} = \ln(Y_{nbM}/Y) \quad (18)$$

式(17)中 Y_{nwl} 、 Y_{nwk} 分别为无省内劳动扭曲与无省内资本扭曲的产出水平； d_{nl} 、 d_{nk} 、分别表示由省内劳动力、资本市场扭曲产生的扭曲效应程度；式(18)中 Y_{nbl} 、 Y_{nbM} 分别为无省际劳动、资本与土地扭曲时的产出水平， d_{bl} 、 d_{bk} 、 d_{bM} 分别表示由省际劳动、资本与土地市场扭曲产生的扭曲效应程度。

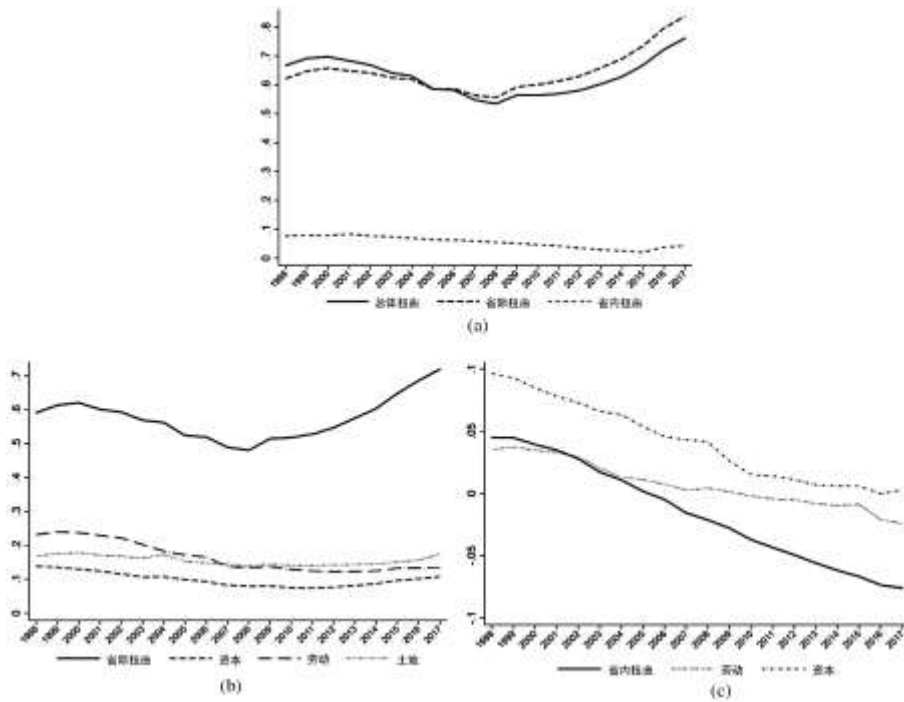


图 4 省内、省际要素市场扭曲对我国扭曲效应的贡献

如图 4(a)所示，省际要素市场扭曲是导致全社会总产出损失的主要原因，消除省际要素市场扭曲可以显著降低全社会扭曲效应，消除省内要素市场扭曲对缓解产出损失的影响随时间逐渐弱化。一方面，随着各省 TFP 差异逐渐扩大(见上文图 2)，省际要素错配程度逐渐加强，尤其是各地开发区兴建以及金融危机后地区落后产能的投资，使得省际要素市场配置恶化；另一方面，不断深化的城乡融合发展促进了生产要素跨部门流动，促使省内要素市场扭曲逐渐改善，进而导致省际要素市场扭曲效应愈加凸显。当下，缓解省际要素错配程度将是促进我国经济增长的有效途径。

图 4(b)展示了对省际要素扭曲的分解。改善土地、劳动、资本要素的配置均能改善省际扭曲效应，且要素组合优化配置比单一要素市场扭曲改善对产出损失的影响更为显著。2007 年前土地要素是影响省际扭曲效应的主要原因，2007 年后省际劳动扭曲逐渐加重成为导致省际扭曲效应的主要因素，资本要素的扭曲效应长期来看较为平稳，省际要素市场扭曲对全社会总扭曲影响的时间变化主要来自于劳动要素扭曲的时间变化趋势。省际要素市场扭曲的主要原因为：(1)劳动力流动与 TFP 差异分化速度不匹配。生产要素跨省流动是缓解地区要素回报差异的有效途径，各省 TFP 离散度随时间逐渐增加，为减少各省劳动力回报的差异，更多的劳动力应流向高 TFP 省份，但从图 7 来看，劳动力要素在省际配置中仍存在较大的扭曲，劳动力的跨省流动速度不足以抵消各省不断分化的 TFP 离散差异。(2)土地要素随着农业劳动力的流出而投入“过剩”。对“劳动产出比”与“土地产出比”进行回归发现，二者的正向关系表明劳动力要素配置过剩的省份其土地配置也过多，且通过了 1%的显著性检验水平，即便增加年份、个体固定效应依然保持显著的正向关系⁷。随着劳动力逐渐由低 TFP 省份(部门)流向高 TFP 省份(部门)，低 TFP 地区的土地要素配置相对“过剩”。

图 4(c)显示了对省内要素市场扭曲效应的分解。样本期内，改善劳动与资本在农业与非农部门之间的配置均可缓解由省内要素市场扭曲造成的产出损失，省内要素市场扭曲的时序变化主要来自于资本市场扭曲的变化趋势，改善资本要素的错配状态可以改变省内要素市场扭曲的变化趋势并大幅提升产出水平。导致省内要素市场扭曲的原因在于：(1)户籍制度与教育水平制约劳动力流动。户籍制度的制约体现在劳动力流动后无法匹配相应的就业、教育、社会福利等公共权益，公共服务的缺失割裂了农业部门与非农部门劳动力的自由流动；教育水平的不足体现在农业部门劳动力缺乏足够的教育程度致使专业技能不足，需要花费更多的成本进行劳动力流转。相较于高教育水平劳动力来说，低教育水平劳动力流动性较低⁸，我国农村普遍存在教育水平不足现象，在一定程度上制约了劳动力向非农部门的进一步就业转移。(2)政策干预资本流向与市场优化配置背离。改革开放以来的开发区热潮挤占地区资源，导致资本的低效率配置^[28-29]，2008 年全球金融危机后的“四万亿”投资计划带来产能过剩，工业整体产能利用率下滑 21%^[30]，政府干预下的银行救助、政府直接补助与政策优惠干预企业经营活动，致使大量僵尸企业僵而不倒^[31]。在效率配置中，部门间生产要素的自由流动将带来要素回报均衡。农业部门劳动回报率显著小于非农部门劳动回报率，农业部门资本回报率显著大于非农资本回报率。这表明农业部门中存在劳动力配置过剩与资本配置不足的问题，非农部门存在劳动力配置不足而资本配置过度的问题。

2. 基于各类要素市场的分解。

进一步将我国扭曲效应分解为各类要素市场扭曲，如表 4，从平均水平来看，土地市场扭曲影响最大，扭曲效应平均为 0.3128，其次是劳动与资本市场，扭曲效应平均分别为 0.2848、0.2567，但自 2011 年后资本市场的扭曲程度已经超过了劳动市场扭曲程度。从时间序列上可以发现，各类要素市场扭曲程度自 1998 至 2008 年呈现出由一开始的小幅上升到逐渐下降的趋势，至 2008 年达到最低值，但自 2009 年后各类要素市场扭曲程度几乎逐年增长，这与上文我国经济效率损失趋势一致。表 4 第四至第七列为同时考虑多个要素市场扭曲时的扭曲效应程度，当同时存在劳动与土地市场扭曲时扭曲效应最大(平均为 0.5307)，其次是资本与劳动市场扭曲(平均为 0.4745)、资本与土地市场扭曲效应(0.4645)。这从一个侧面显示，当下我国经济发展进入“换挡期”，要素市场化配置改革迫在眉睫，根据样本期平均水平计算，即使不增加要素总投入量，通过要素优化配置可使总体经济效率水平平均提高 88.12%⁹，其中，改善资本、劳动、土地市场扭曲分别可使经济效率水平平均提高 9.93%、16.55%、15.55%。

表 4 各类要素市场扭曲对我国扭曲效应的影响

	资本	劳动	土地	劳动+土地	资本+土地	资本+劳动	资本+劳动+土地
1998	0.2115	0.2922	0.2717	0.5297	0.4366	0.4993	0.6674
1999	0.2172	0.3069	0.2877	0.5568	0.4529	0.5171	0.6921
2000	0.2211	0.3125	0.2998	0.5679	0.4606	0.5193	0.6976

2001	0.2255	0.3168	0.2992	0.5601	0.4545	0.5131	0.6836
------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

续表 4

	资本	劳动	土地	劳动+土地	资本+土地	资本+劳动	资本+劳动+土地
2002	0.2229	0.3127	0.2995	0.5539	0.4483	0.5019	0.6697
2003	0.2222	0.3043	0.3036	0.5368	0.4408	0.4808	0.6427
2004	0.2216	0.2741	0.3111	0.5233	0.4477	0.4578	0.6305
2005	0.2168	0.2689	0.2863	0.4878	0.4159	0.4343	0.5868
2006	0.2228	0.2718	0.2889	0.4894	0.417	0.4343	0.582
2007	0.2255	0.2516	0.2925	0.4657	0.4112	0.4049	0.5483
2008	0.2233	0.2446	0.2823	0.4557	0.4011	0.3964	0.5349
2009	0.2416	0.2573	0.296	0.4849	0.4277	0.4217	0.5649
2010	0.251	0.2579	0.3032	0.4891	0.4348	0.4233	0.5638
2011	0.2604	0.2589	0.3103	0.496	0.4456	0.4296	0.5698
2012	0.2699	0.26	0.3155	0.505	0.4589	0.4395	0.5812
2013	0.2869	0.2692	0.3245	0.5223	0.4806	0.4603	0.6032
2014	0.3053	0.2784	0.3347	0.5411	0.5039	0.4832	0.6283
2015	0.327	0.2956	0.348	0.5723	0.5354	0.5179	0.6682
2016	0.3722	0.3298	0.3868	0.6215	0.5898	0.5674	0.7229
2017	0.3897	0.3326	0.4148	0.6546	0.6271	0.5876	0.7618
平均	0.2567	0.2848	0.3128	0.5307	0.4645	0.4745	0.63

五、要素市场扭曲效应的影响机制分析

基于上文要素市场扭曲效应程度的测度与分析,本文进一步探索市场势力、政府干预与制度结构对要素市场扭曲效应的影响机制问题。参考学术界常用做法,采用国有经济固定资产投资占比衡量市场势力(M),选择地方政府财政支出的对数衡量政府干预力度(G),利用城乡劳动产出效率差异来测度城乡二元经济结构强度,并使用城乡二元经济结构强度变动来衡量制度结构趋

势(C): $C = (\frac{Y_h}{L_h}) / (\frac{Y_c}{L_c})$, C 为城乡劳动生产率差异,取值范围为[0,1],C 越接近于 0,则说明城乡二元经济结构反差程度越大,城乡制度壁垒对要素流动的制约越显著;越接近于 1,则说明城乡二元经济结构反差程度越小,城乡要素流动阻碍越小;等于 1,则说

明城乡经济实现了一体化，城乡要素可自由流动配置。借鉴现有文献的选择，使用地区收入差距(城镇居民家庭人均可支配收入/农村居民家庭人均纯收入)、产业结构(第一与第二、第三产业产值比重)作为控制变量，将数据折算为1997年不变价。使用市场势力(M)、政府干预(G)与制度结构(C)分别对社会扭曲效应(D)、省际扭曲效应(D_b)与省内扭曲效应(D_w)进行回归，模型中加入一期滞后项，采用固定效应并使用地区为分组依据进行聚类稳健回归。

(一) 市场势力对要素市场扭曲效应的影响机制分析

国有经济固定资产投资占比越高，意味着市场中国有垄断势力越强，非国有经济的生产经营受到制约影响，同时，在政府一系列倾向性政策与优惠性措施下，国有经济可以以低于市场水平的价格优先获得资源要素，导致市场中经济主体的要素回报率差距逐渐扩大，造成要素市场扭曲程度不断加深。表5汇报了国有经济固定资产投资占比(M)对社会扭曲效应(D)、省际扭曲效应(D_b)与省内扭曲效应(D_w)的回归结果。结果显示，国有经济固定资产投资占比对资源错配程度存在显著的正向作用，第(1)–(3)列回归系数分别通过1%、5%的显著性水平，即国有经济固定资产投资占比每增加1个百分点单位，将促进D、D_b与D_w平均分别提高2.68%、3.17%与4.3%，这印证了市场垄断势力越高、要素扭曲效应程度也越大，且国有垄断势力往往致使要素配置更偏向于城市，因此这种正向效应在省内要素市场扭曲中更为突出。第(4)–(5)列显示国有垄断势力对资源错配的效应是即期的，不存在滞后性。因此，削弱市场通断力量、促进要素配置市场化，是降低要素市场扭曲程度的有效手段。

表5 市场势力对扭曲效应的影响

变量	(1) D	(2) D _b	(3) D _w	(4) D	(5) D _b	(6) D _w
M	2.6836*** (0.504)	3.1693** (1.3398)	4.2967*** (0.6142)	1.2557* (0.6623)	-1.2628 (2.7917)	3.3855** (1.277)
L1.M				0.8131 (0.573)	5.1091 (3.9478)	0.4989 (1.0587)
常数项	-3.7368*** (0.3258)	-8.3106** (3.1704)	-7.8934*** (0.9319)	-4.322*** (0.4748)	-8.7731** (3.2566)	-8.6231*** (1.0848)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	560	560	560	532	532	532
R ²	0.0635	0.0717	0.3636	0.0628	0.0763	0.3627

(二) 政府干预对要素市场扭曲效应的影响机制分析

政府政策干预具有平衡社会经济发展与保护薄弱产业的多重功能，一方面，偏向性发展政策下，要素以非市场配置方式流向政策目标地，导致要素扭曲配置；另一方面，政策干预下地区基础建设与公共服务得以完善，降低了要素流动摩擦，缓解要素市场扭曲。表6汇报了政府干预力度对要素市场扭曲效应的作用情况，结果显示政府管制对要素市场扭曲的影响存在较强的时滞性，且当期与上期的政策效应结果存在差异性，并以上期效应为最终表现结果。具体来看：第(1)–(3)列显示，不考虑滞后效应时政府干预力度每增强1%，将促使D、D_b与D_w平均分别减弱0.3573%、0.8024%、0.5328%；第(4)–(6)列显示，加入一期滞后时上一期的政府干预力度每增加1%，将导致D、D_b与D_w平均分别减少0.4944%、0.3232%与1.205%，此时，当期政府干预力度对要素市场扭曲存在促进作用。这表明当期政府干预力度加强将引起要素错配程度增加，但随着政策制度的不断矫正与弥补市场失

灵功能逐渐凸显，如投资于地区公共建设等，将使得要素配置扭曲状态得到改善。

表 6 政府管制力度对扭曲效应的影响

变量	(1) D	(2) D _b	(3) D _w	(4) D	(5) D _b	(6) D _w
G	-0.3573*** (0.0464)	-0.8024** (0.3431)	-0.5328*** (0.0937)	0.2207*** (0.071)	-0.5551 (0.4473)	0.7348** (0.2725)
L1.G				-0.4944*** (0.1016)	-0.3232* (0.1778)	-1.205*** (0.3356)
常数项	-0.0409 (0.4618)	-1.2384 (1.7208)	-2.2559** (0.9877)	-1.2075 (0.6123)	-0.2005 (2.6889)	-2.9894** (1.4497)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	560	560	560	532	532	532
R ²	0.1005	0.1234	0.4299	0.1115	0.1331	0.4576

(三)制度结构对要素市场扭曲效应的影响机制分析

城乡劳动生产率差异衡量了城乡二元结构强度，城乡二元结构强度越大说明城乡要素回报率差异越大，城乡要素流动受到的摩擦阻力也越大，进而导致要素市场扭曲配置。表 7 汇报了城乡劳动生产率差异与要素市场扭曲效应的关系。第(1)–(3)列的回归结果显示，城乡劳动生产率差异每改善一单位，D、D_b与 D_w平均分别减少 0.1888%、0.7481%与 0.3608%，这说明随着城乡二元经济结构强度逐渐弱化，要素市场扭曲状况将会得到改善。第(4)–(6)列显示，城乡二元经济结构强度对扭曲效应的影响结果是即期反馈的，不存在时滞性。

表 7 制度结构对扭曲效应的影响

变量	(1) D	(2) D _b	(3) D _w	(4) D	(5) D _b	(6) D _w
C	-0.1888*** (0.0434)	-0.7481* (0.3855)	-0.3608*** (0.0965)	-0.1916*** (0.0481)	-0.7882* (0.4007)	-0.3592*** (0.0987)
L1.C				-0.0484 (0.0437)	0.0347 (0.0492)	-0.0971 (0.1006)
常数项	-1.2183*** (0.1409)	-1.679 (2.3292)	-1.7832*** (0.4367)	-1.0486*** (0.1591)	-1.3769 (2.8268)	-1.4906*** (0.5416)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

观测值	560	560	560	532	532	532
R ²	0.7074	0.1876	0.3989	0.6921	0.1846	0.3834

六、结论与政策建议

本文度量了 1998-2017 年我国要素市场扭曲效应程度,借鉴反事实实验思维,分别从生产函数结构、具体要素市场角度将我国扭曲效应分解为省内与省际要素市场扭曲、各类要素市场扭曲,并分析探讨了要素市场扭曲效应的影响机制问题。通过理论分析与实证结果可以看出:(1)样本期内,我国经济增长动力主要来自于资本要素投入的增长,是一种投入主导型增长方式,各省 TFP 离散度逐渐增大,要素市场扭曲程度增加;当要素配置达到效率最优水平时,总体经济效率平均将提升 88.12%。(2)年均扭曲效应为 0.63、年均产出增长率损失 0.08%,呈现出先改善至金融危机后加重的“U”型趋势;(3)全社会扭曲效应主要源自省际要素市场扭曲,劳动力流动与 TFP 差异化速度不匹配、土地要素随着农业劳动力流出而投入“过剩”是影响省际扭曲效应的主要原因,非农部门资本偏向性配置是影响省内扭曲效应的主要因素。改善资本、劳动、土地市场扭曲分别可使经济效率平均提高 9.93%、16.55%、15.55%。当要素配置达到效率最优水平,总体经济效率平均将提升 88.12%;(4)短期来看,弱化城乡二元结构、促进要素市场化配置可以有效改善要素市场扭曲程度,长期来看,增加对地区建设投资可以促进经济增长。

研究结论蕴含的政策含义:(1)促进劳动力跨省、跨部门就业转移。一是构建人才流动渠道,加强就业培训援助,提高就业技能,增加劳动力跨省、跨部门流动性;二是深化落实户籍制度改革成果,加强公共服务均等化供给,保障流动人口公平享有城市基础服务,减少劳动力就业流动摩擦。(2)完善省际土地优化配置,加快土地市场化改革进程。一是对于土地投入不足的地区,依靠土地流转促使家庭农场、农民专业合作社等新型农业经营主体可以通过规模经营获得更高报酬,更有利于新农业技术采纳与精细化耕作,在土地投入不变的基础上增加产出效益;二是对于土地配置较多的地区,农业劳动力转移后剩余的大量土地是缓解城市用地指标紧缺的路径出口,促进统一的城乡建设用地市场建设,通过盘活空闲土地资源增加收益。(3)破除城乡二元结构壁垒,改变农村要素单向流出形式,促进要素在农业与非农部门间的平等自由流动,实现城乡要素市场的统一;加大地区基础建设与公共服务投入,打破制约要素流动的外部环境桎梏,为要素市场化配置提供便捷。

参考文献:

- [1]蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学, 2013, (1):56-71, 206.
- [2]Hsieh C. T., Klenow P. J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124 (4):1403-1448.
- [3]Syrquin M. Productivity Growth and Factor Reallocation in Industrialization and Growth[M]. ed. by H. B. Chenery, New York:Oxford University Press, 1986.
- [4]Szirmai A, Timmer M P. Productivity growth in Asian manufacturing: the structural bonus hypothesis re-examined [J]. Structural Change & Economic Dynamics, 2000, 4 (4):371-392.
- [5]陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用[J]. 经济学(季刊), 2011 (4):1401-1422.
- [6]Busso Matías, Madrigal Lucía, Pagés Carmen. Productivity and Resource Misallocation in Latin America[J]. IDB Publications (Working Papers), 2012.

-
- [7]Adamopoulos T, Brandt L, Leight J, et al. Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China[J]. NBER Working Paper, 2017: No. 23039.
- [8]Dollar D., Wei S. J. Das (Wasted) Kapital: Firm Ownership and Investment Efficiency in China. NBER Working Papers, 2007: No. 13103.
- [9]Brandt L., Tombe T., Zhu X. D. Factor Market Distortions Across Time, Space and Sectors in China[J]. Review of Economic Dynamics, 2012, 16(1): 39-58.
- [10]柏培文. 三大产业劳动力无扭曲配置对产出增长的影响[J]. 中国工业经济, 2014, (4): 32-44.
- [11]王颂吉, 白永秀. 城乡要素错配与中国二元经济结构转化滞后: 理论与实证研究[J]. 中国工业经济, 2013, (7): 31-43.
- [12]刘明辉, 卢飞. 城乡要素错配与城乡融合发展——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 农业技术经济, 2019, (2): 33-46.
- [13]柏培文, 杨志才. 中国二元经济的要素错配与收入分配格局[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(2): 639-660.
- [14]朱喜, 史清华, 盖庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 86-98.
- [15]李承政, 顾海英, 史清华. 农地配置扭曲与流转效率研究——基于 1995-2007 浙江样本的实证[J]. 经济科学, 2015, (3): 42-54.
- [16]郑宏运, 李谷成, 周晓时. 要素错配与中国农业产出损失[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2019, 19(5): 143-153, 159.
- [17]曹玉书, 楼东玮. 资源错配、结构变迁与中国经济转型[J]. 中国工业经济, 2012(10): 5-18.
- [18]袁志刚, 解栋栋. 中国劳动力错配对 TFP 的影响分析[J]. 经济研究, 2011, 46(7): 4-17.
- [19]向宽虎, 陆铭. 发展速度与质量的冲突——为什么开发区政策的区域分散倾向是不可持续的?[J]. 财经研究, 2015, 41(4): 4-17.
- [20]陆铭, 向宽虎. 破解效率与平衡的冲突——论中国的区域发展战略[J]. 经济社会体制比较, 2014, (4): 1-16.
- [21]王曦, 陈中飞. 中国城镇化水平的决定因素: 基于国际经验[J]. 世界经济, 2015, 38(6): 167-192.
- [22]李谷成, 范丽霞, 冯中朝. 资本积累、制度变迁与农业增长——对 1978—2011 年中国农业增长与资本存量的实证估计[J]. 管理世界, 2014, (5): 67-79, 92.
- [23]张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.
- [24]李谷成, 尹朝静, 吴清华. 农村基础设施建设与农业全要素生产率[J]. 中南财经政法大学学报, 2015, (1): 141-147.

-
- [25] 吴玉鸣. 中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算——基于空间计量经济模型的实证[J]. 中国农村经济, 2010, (6): 25-37.
- [26] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979—2004[J]. 经济研究, 2005, (6): 51-60.
- [27] 李欣泽, 司海平. 中国资源错配与经济效率损失: 趋势与分解[J]. 当代经济科学, 2019, 41(6): 1-12.
- [28] 包群, 唐诗. 开发区建设与周边地区的企业成长: 窗口辐射还是挤出效应[J]. 产业经济评论, 2016(9): 26-36, 99.
- [29] 李贲, 吴利华. 开发区设立与企业成长: 异质性与机制研究[J]. 中国工业经济, 2018, (4): 79-97.
- [30] 何蕾. 中国工业行业产能利用率测度研究——基于面板协整的方法[J]. 产业经济研究, 2015, (2): 90-99.
- [31] 张栋, 谢志华, 王靖雯. 中国僵尸企业及其认定——基于钢铁业上市公司的探索性研究[J]. 中国工业经济, 2016, (11): 90-107.