

经济分权、地方政府竞争与城市全要素生产率

邓晓兰 刘若鸿 许晏君

内容提要：本文基于中央和地方政府纵向博弈、地方政府间横向竞争的体制框架，从理论上分析了经济分权、地方政府竞争对全要素生产率的影响机制，选取2006—2016年全国285个地级市的面板数据，构建动态空间面板杜宾模型进行了实证检验，研究表明：财政分权显著抑制了城市全要素生产率的增长，金融分权的影响则不显著；地方政府竞争对城市技术效率的拖累作用大于对技术进步的促进效应，抑制了城市全要素生产率的增长；金融分权加剧了地方政府竞争对城市全要素生产率的抑制效应，但财政分权则起到缓解作用。进一步的分析发现，经济分权和地方政府竞争主要通过引资效应、要素扭曲效应和地方保护效应影响全要素生产率，在挤出效应机制上则不显著。此外，上述结论根据阶段和城市竞争力的分化存在显著的异质性。

关键词：金融分权 财政分权 地方政府竞争 城市全要素生产率

中图分类号：F812.2 **文献标识码：**A **文章编号：**1003-2878(2019)04-0023-19

DOI:10.19477/j.cnki.11-1077.f.2019.04.002

一、问题提出与文献评述

改革开放40年来，中国取得了巨大成就，创造了震惊世界的“增长奇迹”。上世纪中期，东欧和苏联也都推行过市场化改革，却均以失败告终。中国改革成功的秘笈何在？学术界普遍认为经济分权和地方政府竞争为实现“增长奇迹”奠定了制度基础，保障了经济的快速增长。经济分权是指中央政府和地方政府间经济资源配置权限的划分，央地政府间围绕财政资源和金融资源的分配，形成了以“财政分权+金融分权”为特征的经济分权。政治集权下政府间的权责划分形成了中央政府和地方政府纵向博弈、地方政府间横向竞争的体制框架（陶然等，2009）。纵向来看，中央政府和地方政府在反复博弈中形成了财政分权和金融分权的制度安排，经济资源的向下配置激发了地方政府积极承担经济建设职能的动力。横向来看，中央政府通过政治集权维持了政治的集中和奖惩地方官员的能力，以晋升锦标赛机制促成地

作者简介：邓晓兰，西安交通大学经济与金融学院，教授，博士生导师。

刘若鸿（通讯作者），西安交通大学经济与金融学院博士研究生。

许晏君，西安交通大学经济与金融学院硕士研究生。

基金项目：教育部规划基金项目“中国式分权对我国区域间资源错配影响研究”（项目编号：18YJA790020）；陕西省社会科学基金项目“陕西省地方政府债务风险评估与发债空间测算”（项目编号：2018D32）。

作者感谢匿名审稿专家所提宝贵建议，当然文责自负。

方政府间“为增长而竞争”的格局。在这种“胡萝卜加大棒”的激励模式推动下，地方政府致力于经济增长、热衷于吸引外商直接投资促进技术进步。经济分权为地方提供建设资金保障，引导地方政府之间走向“竞优”的道路，分权的收益远远高于成本（Blanchard 和 Shleifer, 2000）。

但需要意识到的是，这种制度框架不足以支撑中国经济的长期发展。分权的纵向失衡、地方政府间“为增长而竞争”的模式导致各地的资源配置不符合其最优相对资本深度，仅能够促进经济粗放式增长，并没有从本质上提升整体经济效率（袁云峰等，2012）。近年来，经济分权造成地方政府事权和支出责任的不匹配，导致财政缺口不断扩张，逐步削弱地方政府对经济的供给能力。而地方官员在晋升激励的零和博弈中倾向于采取以邻为壑的恶性竞争策略，地方政府的竞争逐步由“竞优”转向“竞次”，严重的市场分割和地方保护主义阻碍了要素市场的有效供给并形成资源错配，对全要素生产率产生负向扭曲的抑制效应（Restuccia 和 Rogerson, 2017）。经济分权和地方政府竞争的外部成本在经济转型和结构优化的阶段不断递增，成为阻碍全要素生产率进一步提升的瓶颈，与当前我国经济高质量发展^①的诉求背道而驰。

在此背景下，优化顶层设计以稳步提升全要素生产率、探索保障经济高质量发展的路径具有重要的理论意义和现实意义。缓解制度缺陷逐渐暴露的经济社会成本，随着全面深化体制改革的推进愈发重要。破解经济高质量发展的困境需要新的制度供给来提供中国经济持续高速增长的内在动力，亟需完善经济分权体制，重塑央地政府关系，逐步转变地方政府竞争模式，形成新的制度比较优势，保障全要素生产率稳步提升。本文以新时代如何减缓经济分权和地方政府竞争的外部成本为研究的逻辑起点，尝试回答如何重塑政府间关系以充分发挥制度比较优势对全要素生产率的促进效应。

相关研究文献涉及两方面内容。一方面是全要素生产率的研究，现有文献多聚焦于全国和省际层面，在城市层面的研究较少。关于全要素生产率的测算研究，学者们得出的结论存在严重分歧，其中既存在测算方法的差异，又存在样本和数据的差异（余泳泽，2015；Tian 和 Yu, 2012；田友春等，2017）。一种观点认为，中国的全要素生产率增长十分缓慢，对经济增长的贡献程度明显不足，过去中国经济快速增长主要依赖于要素资本投入驱动而非全要素生产率提升（Young, 2003；王小鲁，2000；董敏杰和梁泳梅，2013）。另一种观点认为，中国全要素生产率增长较快，对经济增长的贡献也较为乐观，改革开放后中国的全要素增长率年平均超过 3%，且对经济增长的贡献程度超过 30%（Bosworth 和 Collins, 2008；李平等，2013）。尽管全要素生产率的估算在全国和省际层面学界尚未达成共识，但在城市层面却取得一致的结论。已有研究表明，自上世纪 90 年代以来，我国城市全要素生产率的增长持续下降，城市经济增长正处于投入增长阶段，经济效率整体偏低，城市的经济效率不断恶化导致生产率水平下降，阻碍经济高质量增长，且呈现显著的时空异质性（邵军和徐康宁，2010；张自然，2014）。但进一步对全要素生产率的分解研究，刘秉镰和李清彬（2008）认为城市 TFP 增长主要来源是技术改进，技术效率变化起着拖累作用。而金相郁（2006）的研究则表明城市需要的是技术进步，而不是技术利用效率以及规模效率。

另一方面是制度因素影响全要素生产率的文献，结合中国的实际情况，可以归结为经济分权和地方政府竞争对全要素生产率的影响研究。关于经济分权效应的研究，学界形成了截然对立的“促进论”和“抑制论”两种观点。支持“促进论”的文献主要从信息不对称的视角提供经验证据，认为分权显著降低了委托代理成本（Davoodi 和 Zhou, 1998；Brueckner, 2006；刘雷等，2016）。与前述研究相对立，支持“抑

^① 全要素生产率是衡量经济高质量发展的重要指标，反映了经济体的生产效率、技术进步和规模经济。

制论”的学者则认为财政分权对经济绩效的负向冲击，远远超过其所降低的信息成本（Zhang，2006；赵文哲，2008；刘冲等，2014）。但上述研究文献多基于财政分权视角，鲜有文献注意到金融分权的作用（洪正和胡勇锋，2018）^①。而关于地方政府竞争影响全要素生产率的讨论，学术界普遍的共识是，地方政府竞争是中国经济快速增长的基本动力，但在近年来其负面效应逐渐显现。付强和乔岳（2011）的研究表明，地方政府竞争带来的市场分割严重阻碍全要素生产率的进步，其消极作用会逐步放大，最终将阻碍经济高质量增长。吴俊培等（2017）考察了财政竞争对全要素生产率的影响，研究发现地方政府竞争效率存在倒“U”型的非线性趋势，适度的竞争能够产生效率，而过度的竞争会造成效率损失，当前公共财政制度的负向激励导致了地方政府过度竞争行为。高琳和高伟华（2018）构建表征辖区间竞争强度的空间细化指标，研究发现地方政府竞争的增长效应经历了先强后弱直至消失的过程，如今地方政府竞争模式甚至成为阻碍全要素生产率进一步提升的关键因素。

现有的文献为进一步研究奠定了基础，但也存在几方面不足：第一，在探讨经济分权对全要素生产率影响效应时，现有文献大多基于财政分权视角，但通过金融财政化机制，地方政府能够实现金融资源和财政资源的替代互补，长期忽视金融分权视角无法全面反映经济分权的影响效应。第二，现有文献多将地方政府竞争包含于经济分权体制下研究其对全要素生产率的影响，并未对二者进行严格区分。实际上，经济分权属于中央政府和地方政府间的制度安排，而地方政府竞争属于横向政府间的讨论范畴，这样的做法忽视了经济分权和地方政府竞争影响全要素生产率的交互作用。第三，中国的经济结构呈现明显的城乡二元分割的态势，城市是各种要素的空间集中的产物，也是经济增长的核心地带，已有文献在全要素生产率的测算方面，多基于全国和省际层面，而缺乏城市层面的研究。

基于此，本文的拓展研究在于：第一，将金融分权纳入经济分权的研究框架，充分考虑到全要素生产率的滞后效应和地方政府竞争的空间关联，构建动态空间面板模型，讨论经济分权和地方政府竞争对全要素生产率的交互作用，实证检验二者对城市全要素生产率的影响效应；第二，深入到地级市层面开展全要素生产率的研究分析，考虑到经济分权和地方政府竞争对全要素生产率的影响呈现出显著的时空异质性，基于不同的时间阶段和城市竞争力进行异质性检验，探索提升城市全要素生产率的最优制度安排。

二、机理分析与假说提出

中央政府在政治集权体制下，与地方政府展开纵向博弈，权衡向地方政府的分权抑或集权，形成以“财政分权+金融分权”为特征的经济分权，适度的分权通过资源优化配置，增强企业创新激励，促进全要素生产率提升，而过度分权则扭曲要素配置，给私有经济带来“挤出效应”，对全要素生产率起抑制效应。地方政府基于政绩锦标赛展开横向博弈，形成以“为增长而竞争”为特征的地方政府竞争体制，博弈的均衡结果是造成地方保护主义和市场分割。短期来看，地方政府竞争的引资效应和财政补贴促进了地区全要素生产率提升，但从长远持续发展的角度看，地方政府的恶性竞争导致财政和市场资金配置的无效率，带来产业同构、重复建设等问题，阻碍全要素生产率的进一步增长。从交互机制上看，经济分权和地方政府竞争对全要素生产率存在交互影响，一方面经济分权为地方政府采取市场分割和地方保护主义政策提供了激励，另一方面其决定的地方政府资源禀赋为地方政府参与竞争提供物质条件和资金基础。

^① 关于中国式金融分权演进、特征和概念内涵的探讨，可参见洪正和胡勇锋（2017）。

（一）经济分权与全要素生产率

经济分权对全要素生产率的促进效应体现为：适度分权打破中央政府对绝大多数财政和金融权力的垄断，发挥地方政府在经济建设中的信息优势，减缓委托代理的信息不对称成本，对全要素生产率起到促进作用。财政分权促使地方政府致力于辖区基础设施建设，显著提升地方的公共服务水平，促进人力资本累积，降低企业的生产运输成本，减少要素流动的摩擦成本，推动经济在空间上的集聚，实现生产要素的合理配置，显著提升企业的技术效率和规模效率。地方政府的一系列税收优惠和财政补贴降低企业的生产成本，提高企业技术创新的边际生产率，激励企业加大研发投入，将更多的资源投入到技术创新活动当中（台航等，2018）。金融分权促使地方政府干预地方金融，提升银行体系的动员效率，增加金融供给，有利于银行制度绩效的提高并促进全要素生产率提升（谢宗藩和姜军松，2016）。地方政府还通过金融分权为项目投资争取银行贷款，维持国有企业的经营现金流入，推动国有资产累积，保障国有企业经营效率。

经济分权对全要素生产率的抑制效应体现为：过度分权扭曲地方政府对经济建设的干预，异化地方财政支出行为，导致财政资金配置无效率，抑制全要素生产率的提升。过度的财政分权导致财政缺口持续扩张的背景下，地方政府“企业化”引致的投资冲动造成财政和金融资金配置的无效率。分权纵向失衡使得地方政府不顾投入产出的边际递减，地方通过金融分权大量隐性地举借债务，给财政可持续带来严峻挑战，强大的政府债务压力削弱地方政府对经济体的经济供给能力，造成全要素生产率增长缓慢的困境（陈宝东和邓晓兰，2018）。金融分权削弱市场机制对金融资源的优化配置功能，造成地方金融体系的政府管制与垄断特征较为突出，使得民营企业与国有企业对金融资源无法实现公平竞争，信贷资源在地方政府干预下大多流向国有企业，导致企业创新面临严峻的融资约束与信贷垄断，增加企业创新活动成本，从而致使企业开展创新活动动力不足，对私有经济造成“挤出效应”，企业创新投入锐减，不利于全要素生产率的提升（郑威和陆远权，2018）。据此，本文提出如下假说：

假说 1a：经济分权促进全要素生产率的提升。

假说 1b：经济分权抑制全要素生产率的提升。

（二）地方政府竞争与全要素生产率

地方政府竞争对全要素生产率的促进效应体现为：在地方政府竞争的治理模式下，地方官员的晋升与相对经济绩效显著正相关，引致地方政府“为增长而竞争”（Maskin 等，2000）。为在激烈的晋升锦标赛中胜出，地方政府一方面开展积极的基建项目投资，力图构造企业良好的生产环境。另一方面税收竞争降低了辖区企业的实际税率，提高企业利润率以吸引流动性要素流入。地方政府借助差异性税收优惠政策创造企业进入壁垒，保护地方企业产品的本地市场不受影响，同时在制度软约束下，地方政府通过财政补贴，形成地方企业的成本优势，增强地方企业经营绩效，对全要素生产率产生积极影响。外商直接投资往往意味着前沿生产技术，地方官员在“为增长而竞争”中具备吸引 FDI 流入的强烈倾向，外企的知识溢出效应带来本地企业研发创新能力的提升，地方政府竞争通过引资效应带动经济发展，促进地区技术进步，对全要素生产率起到促进作用。

地方政府竞争对全要素生产率的抑制效应体现为：地方政府竞争引致的市场分割严重地制约商品和要素的自由流动，造成了产出损失和资源配置的扭曲。地方保护主义造成资源在全局的错配问题，拖累技术效率和配置效率的改善，严重阻碍了全要素生产率的进步（付强和乔岳，2011）。在异常激烈的晋升锦标赛机制下，地方官员催生强烈的投融资冲动，忽视自身的比较优势，非理性投资使得基础设施项目大量集中在生产性领域，产业低水平重构、重复建设和开发区无序扩张成为阻碍经济效率改善的瓶颈，

区域间经济结构缺乏协调互补的激励，无法充分发挥产业集聚效应，反而引致地方企业的恶性竞争。从具体承担地方项目建设职能的主体来看，非理性投资冲动造成国有企业的非效率投资，导致国有企业产能过剩，投资偏离了社会最优规模。地方政府以直接财政补贴或间接贷款贴息使本应退出市场的国有企业维持日常经营活动，造成“僵尸企业”数量大幅增加，拖累了健康企业的经营状况，恶化了中国经济的整体效率，极大地削弱了资源配置效率和行业“新陈代谢”动力。据此，本文提出如下假说：

假说 2a：地方政府竞争促进全要素生产率提升。

假说 2b：地方政府竞争抑制全要素生产率提升。

（三）经济分权、地方政府竞争与全要素生产率

在政治集权体制下，地方官员以自身晋升概率最大化为目标，围绕资金要素展开激烈争夺。地方政府竞争的形式包括税收竞争、引资竞争和支出竞争等，这些地方政府采取的竞争手段都需要财政和信贷资金的支持。在以“淘汰制”为特征的晋升制度驱动下，如果地方政府资金来源的渠道越广泛，那么其能够采取的竞争手段越多样，给予本地企业的财政补贴和引进外资企业流入的税收优惠政策力度越大，基础设施建设的投资项目越易于落地，更易于其开展激烈的地方政府竞争。因此，地方政府掌握的资源禀赋间接决定了其参与竞争程度的强弱。经济分权则是中央政府和地方政府关于收支权责的划分，直接影响地方政府资源禀赋的丰裕程度。一方面，财政分权带来财权的逐层上移，事权的逐级下放，财政纵向失衡加剧了地方政府的财政缺口，削弱了地方政府的财政资金，缓解了地方政府竞争对全要素生产率的影响。另一方面，地方政府通过金融分权掌握辖区国有银行管理层的升迁罢黜，干预项目放款的对象和金额，以设立地方性金融机构的形式补充预算外资金，在银行信贷与政府支出和投资高度互补的条件下，以金融财政化机制将金融资源作为财政资源的补充，丰富了地方政府的资源禀赋，加剧了地方政府竞争对全要素生产率的影响（郭峰，2016）。因此，经济分权调节了地方政府竞争对全要素生产率的影响效应。据此，本文提出如下假说：

假说 3：经济分权和地方政府竞争对全要素生产率存在交互作用，财政分权减缓了地方政府竞争对全要素生产率的影响，金融分权则加剧了地方政府竞争对全要素生产率的影响。

综上，经济分权和地方政府竞争对全要素生产率的影响机理可以概括如图 1。

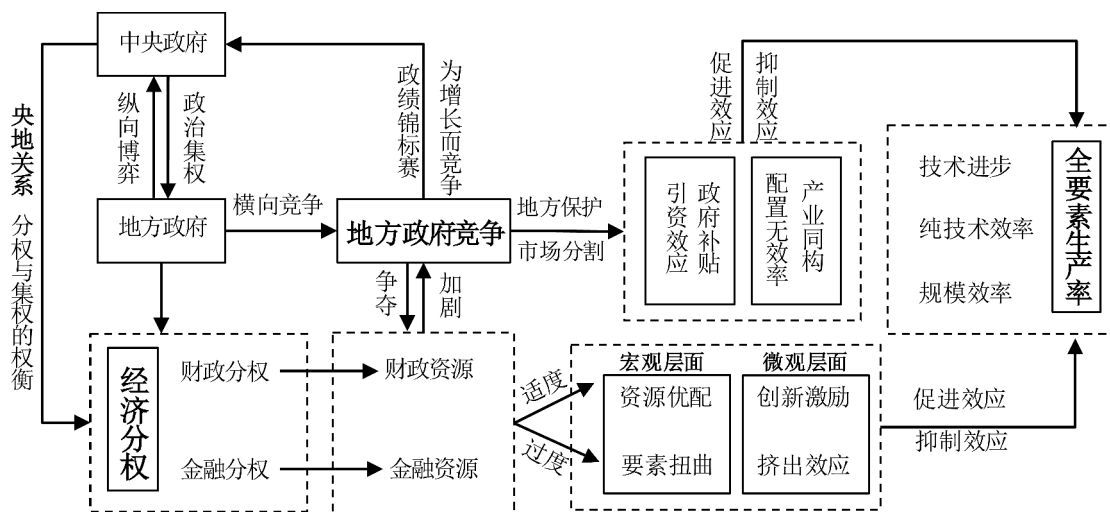


图 1 经济分权、地方政府竞争对全要素生产率的影响机理

三、研究设计与数据来源

(一) 研究设计

1. 基准回归分析

已有研究表明,经济发展存在显著的区域空间相关性和异质性。全要素生产率在空间上存在溢出效应,而由于经济结构的惯性效应等因素,全要素生产率还存在时间上的滞后效应,因此本文在构建计量模型中引入全要素生产率的空间和时间滞后项。考虑到地方政府竞争的本质是官员行为的策略性互动,即本地区政府的行为决策对其他地区存在空间溢出效应,而目前的地方政府竞争模式仍偏重于“为增长而竞争”。为揭示经济分权和地方政府竞争影响全要素生产率的内在机制,本文基于“时空—关联”视角,引入经济分权和地方政府竞争的交互项,构建动态空间杜宾面板模型如下:

$$tfpch_{it} = \alpha_1 tfpch_{i,t-1} + \rho Wtfpch_{it} + \beta_1 fina_{it} + \beta_2 fd_{it} + \beta_3 gdp_{it} + \varphi Wgdp_{it} + \beta_4 fina_{it} \times Wgdp_{it} + \beta_5 fd_{it} \times Wgdp_{it} + \beta_6 \sum Control + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别代表城市和时间; $tfpch$ 代表全要素生产率; $tfpch_{i,t-1}$ 代表全要素生产率的时间滞后项, $Wtfpch$ 代表其空间滞后项; $fina$ 代表金融分权; fd 代表财政分权; gdp 代表增长绩效,其空间滞后项 $Wgdp$ 表示地方政府竞争; $Control$ 代表一系列控制变量; W 为空间权重矩阵; ρ 为空间自相关系数; φ 为地方政府竞争的系数; $fina \times Wgdp$ 则代表金融分权与地方政府竞争的交互项; $fd \times Wgdp$ 则代表财政分权与地方政府竞争的交互项; μ 和 λ 分别为个体和时间效应; ε 为随机扰动项。

2. 影响机制分析

基于上述的机理分析,本文选取外资流入($inflow$)、公共支出结构($distor$)、私营经济规模($crowout$)和市场化程度($market$)四个机制变量,尝试从引资效应、要素扭曲效应、挤出效应和地方保护效应四条路径进一步探讨经济分权和地方政府竞争对全要素生产率的影响机制。本文借鉴范子英等(2016)的研究思路,在基准回归验证了经济分权和地方政府竞争对全要素生产率存在显著影响的基础上,将(1)式的被解释变量全要素生产率($tfpch$)替换为四个机制变量依次进行回归,若经济分权和地方政府竞争显著影响机制变量,则验证了二者通过该条影响机制作用于全要素生产率,反之若未通过显著性检验,则表明该条影响机制不是分权和地方政府竞争影响全要素生产率的主要渠道。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

全要素生产率($tfpch$)。考虑到城市的经济活动往往是不完全有效的,即受到技术前沿面的约束,同时为反映城市全要素生产率的动态变化,本文采用DEA—Malmquist测算全国285个地级市的全要素生产率,将城市全要素生产率指数分解为技术进步($techch$)、纯技术效率($pech$)和规模效率($sech$),具体测算方法和结果见表3。借鉴刘秉镰和李清彬(2009)的研究思路,产出指标选取地区的GDP,投入指标选择资本和劳动力变量,分别以永续盘存法估算的固定资本存量^①和从业人员作为代理。此外,为保障实证结果的稳健性,本文构建城市经济体的超越对数生产函数,运用随机前沿生产函数法(SFA)测

^① 借鉴张军等(2004)测算的2000年各省份资本存量,采用固定资产价格指数平减,运用永续盘存法测算样本期间内各省的资本存量,按照地区资本存量=本省固定资本存量×地区GDP÷本省GDP的公式估算得到。

算的全要素生产率作为回归结果的稳健性检验。

2. 核心解释变量

金融分权 (*fin*)。何德旭和苗文龙 (2016) 用各省贷款占全国贷款总额比例指标衡量金融分权, 这对于评价各省获取贷款资源的能力有一定的借鉴意义, 但是存在以下几点不足: 一是各个省份同一时点面临相同的分母, 这样的做法更多反映各省相对的信贷能力。二是全国贷款量等于各地贷款量之和, 每年各省金融分权指标加总等于 1, 这意味着金融分权在时间维度上没有变化。三是该指标更多代表了金融显性集权的特征, 而地方政府获得信贷资源更多地通过金融隐性分权实现。因此, 本文借鉴陈宝东和邓晓兰 (2017) 的研究思路, 由于地级市层面金融机构从业人数的不可得, 以本地区金融机构贷款总额 / 本省金融机构贷款总额为权重, 乘以本省地方性金融机构从业人数与本省金融机构从业人数的比值衡量金融分权。

财政分权 (*fd*)。现有文献衡量财政分权程度一般采用财政收入分权、支出分权以及地方财政自主度三种方法, 其中支出分权和收入分权法的使用最为广泛。由于财政分权强调地方政府承担过多的支出责任, 本文选取支出分权指标测度财政分权, 为保证本文回归结果的稳健性, 同时用收入分权指标进行稳健性检验。以往文献大多采用地方政府财政支出 / 中央政府财政支出指标衡量财政分权, 但是这样的做法造成的所有城市在同一时点面临相同的分母, 指标更多地反映城市财政收支相对大小而非财政分权程度。本文借鉴 Zhang 和 Zou (1998) 的研究思路, 考虑到财政支出的公共属性, 因此本文剔除人口规模和中央对地方转移支付的影响, 以本级人均财政支出 / (本级人均财政支出 + 各省人均财政支出 + 中央人均财政支出) 测度财政分权。

地方政府竞争 (*Wgdpg*)。现有文献衡量地方政府竞争多采用经济增长率、外商直接投资和宏观税负, 背后的逻辑是指标数值越大, 代表地方政府竞争越激烈。实际上, 三种衡量方式是从宏观层面地方政府竞争的结果出发, 但是这样的做法无法揭示本地政府受相邻地区地方政府决策的影响, 忽略了地方政府竞争本质是反映地方政府空间的互动关系。此外, 经济增长率、外商直接投资和宏观税负也并不完全是地方政府竞争的结果, 其很大程度上受地区经济结构、区位优势和资源禀赋的影响, 如经济增长率反映的是地区的经济绩效, 用三种衡量方式衡量地方政府竞争偏离了其内涵。因此, 本文在目前地方政府仍偏重采取“为增长而竞争”的背景下, 以地区经济增长率与空间权重矩阵的乘积 *Wgdpg* 衡量地方政府竞争, 指标的逻辑是相邻地区经济增长率的加权与本地区地方政府竞争的程度有很强的相关性, 一般该指标越大, 表明地方政府竞争越强烈, 符合地方政府竞争的内涵。

3. 机制变量

外资流入 (*inflow*)。外商直接投资往往代表国外先进的生产力技术, 借鉴现有文献的普遍做法, 本文采用外商直接投资占 GDP 的比重衡量各地级市的外资流入, 该指标的数值越高, 表明地区外商投资在经济体的占比越高, 对外资流入的吸引力越强, 一般全要素生产率也较高。

公共支出结构 (*distor*)。本文采用科学和教育支出占财政支出的比重衡量公共支出结构, 指标的数值越低则表明公共支出结构扭曲程度越严重, 公共资源要素配置效率低下阻碍经济体的技术效率, 抑制全要素生产率的提升, 同时用医院和卫生院床位数的增长率指标进行稳健性检验。

私营经济规模 (*crowout*)。地方政府的支出行为对私营经济的投资可能存在挤出效应, 但也有文献认为政府支出改善了投资环境, 对私营经济存在挤入效应。研究挤出效应的文献几乎集中于省级层面, 如何测算地级市层面私营经济固定资产的规模是本文需要克服的难点。考虑到固定资产投资一般集中于工业企业, 而实体经济也是经济社会创新的主要源泉, 研究私营工业企业的挤出效应给本文的分析提供

了思路。因此，本文根据登记注册类型筛选出 2006–2013 年工业企业数据库的私营企业，并与各地区区号和邮政编码规则进行匹配，测算出各地级市私营工业企业固定资产规模后取对数。^①

市场化程度 (*market*)。地方保护削弱了地区的市场化程度，影响资源配置效率的改善，从而影响了全要素生产率。本文分析地方保护效应的影响机制以政府与市场的关系为切入点，地方保护使得地区难以形成资源自由配置的统一市场，一般市场化程度越低。因此，本文选取王小鲁等 (2016) 中 2008–2014 年分省份政府与市场的关系指数乘以省级财政支出 / 本级财政支出衡量市场化程度，同时地区市场化程度越高表明政府干预的水平越低，本文用本级财政支出 / GDP 这一负向指标进行稳健性检验。^②

4. 控制变量

为缓解遗漏变量带来的内生性问题，借鉴已有文献，本文控制了如下变量：(1) 产业结构 (*industry*)，采用第三产业 / 第二产业生产总值衡量，实际代表产业高级化，一般产业升级越快，全要素生产率越高。(2) 基础设施投资 (*pinv*)，采用固定资产投资额 / 总人口衡量，基础设施投入越大，一般全要素生产率越高。(3) 经济发展水平 (*pgdp*)，采用地区生产总值 / 总人口衡量，经济发展水平越高的地区，全要素生产率一般越高。(4) 居民工资水平 (*lwage*)，采用职工平均工资的对数衡量，平均工资越高代表地区的人力资本较为丰裕，全要素生产率一般越高。

基于上述指标和计量模型，限于数据的可得性和完整性，本文选取 2006—2016 年全国共 285 个地级市的面板数据进行实证分析，样本总数共 3135 个。本文的原始数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国财政年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》、Wind 数据库以及 CSMAR 数据库等，所有数据均由作者计算整理得到，指标均已剔除价格因素的影响。各变量的说明和描述性统计参见表 1。

表 1 各变量说明和描述性统计

分类	变量名称	符号	指标说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	全要素生产率	<i>tfpch</i>	全要素生产率指数	3135	0.9864	0.0766	0.4000	1.8380
	技术进步	<i>techch</i>	技术进步指数	3135	0.9833	0.0822	0.5860	1.1350
	技术效率	<i>effch</i>	技术效率指数	3135	1.0086	0.0987	0.4210	1.9290
	纯技术效率	<i>pech</i>	纯技术效率指数	3135	1.0067	0.1028	0.5010	2.1140
	规模效率	<i>sech</i>	规模效率指数	3135	1.0040	0.0626	0.7130	1.8270
核心解释变量	金融分权	<i>fina₁</i>	(本级金融机构贷款总额 / 本省金融机构贷款总额) × (本省地方性金融机构从业人数 / 本省金融机构从业人数)	3135	0.0407	0.0670	0.0007	0.4741
		<i>fina₂</i>	本级金融机构贷款余额 / (本级 + 各省 + 全国金融机构贷款余额)	3135	0.0031	0.0066	0.0001	0.1052

① 为验证工业企业数据库中规模以上私营经济的样本代表性，本文加总了各年私营企业固定资产的规模并与当年《中国工业统计年鉴》中全国层面的数据进行比较，发现数据库中除 2007 年为 56.24% 外，各年私营企业固定资产规模占全国的比重均超过 70%，其中 2013 年为 74.36%。

② 政府与市场的关系指数为正向指标，本级财政支出占省级财政支出的比重是负向指标，为保证指标的一致性和统一回归系数的数量级，本文对后者进行取倒数处理，并将本级财政支出放大十倍。

续表

分类	变量名称	符号	指标说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
核心解释变量	财政支出分权	fd_1	本级人均财政支出 / (本级 + 省级 + 全国人均财政支出)	3135	0.3411	0.0998	0.1194	0.8870
	财政收入分权	fd_2	本级人均财政收入 / (本级 + 省级 + 全国人均财政收入)	3135	0.2201	0.1371	0.0237	0.8608
	增长绩效	gdp_g	GDP 的增长率	3135	0.0956	0.0685	-0.6177	0.3202
机制变量	外资流入	$inflow$	外商直接投资 / GDP	3135	0.0193	0.0249	0.0000	0.8892
	公共支出结构	$distor_1$	(科学费支出 + 教育费支出) / 财政支出	3135	0.1989	0.0450	0.0158	0.3868
		$distor_2$	医院、卫生院床位数的增长率	3135	0.0749	0.1014	-0.6195	1.9265
	私营经济规模	$crowout$	私营工业企业固定资产规模的对数	2280	3.8810	1.2208	-1.3869	7.1300
	市场化程度	$market_1$	政府与市场关系指数 × (省级财政支出 / 本级财政支出)	1995	0.1553	0.1190	0.0058	0.8731
		$market_2$	(财政支出 - 科学教育费支出) / GDP	3135	0.1393	0.1158	0.0332	0.9110
控制变量	产业结构	$industry$	第三产业 / 第二产业生产总值	3135	0.8289	0.4262	0.0943	4.1656
	基础设施投资	$pinv$	固定资产投资额 / 总人口	3135	2.6600	2.2963	0.0959	21.9393
	经济发展水平	$pgdp$	地区生产总值 / 总人口	3135	4.0998	4.3870	0.1489	50.6301
	居民工资水平	$lwage$	职工平均工资取对数	3135	10.4227	0.4423	8.5088	12.6780

四、实证结果分析

(一) 城市全要素生产率的测算

本文选取 DEA—Malmquist 指数法测算城市全要素生产率, 不仅考虑了效率变化对生产率变化的影响, 而且有效避免地区生产规律不满足生产函数形式设置的可能, 能够反映地区全要素生产率在样本期间的动态变化^①。图 2 给出了 2006 年到 2016 年全要素生产率及其分解的均值结果。总的来看, 2006—2016 年中国地级市全要素生产率平均为 0.983, 平均每年下降 1.7%, 这验证了学者们关于我国城市全要素生产率正在不断恶化的结论。

(二) 经济分权、地方政府竞争对城市全要素生产率影响的实证检验

本文基于地理距离和经济距离的综合权重矩阵对模型进行估计, 为增强结论稳健性, 本文在地理距离的基础上, 引入经济距离构建空间权重矩阵, 构建综合空间权重矩阵 W , 同时控制了个体效应和时间效应。根据上述空间计量模型的构建, 结合 Wald 检验和 LR 检验结果, 可以判断包含解释变量时空滞后项的动态空间杜宾模型为较优选择。鉴于模型可能存在内生性, 本文采用极大似然估计法 (MLE) 以消除内生性问题带来的估计偏误, 空间动态面板模型的回归结果如表 2。^②

① 更有效率的方法是测算城市内微观企业的全要素生产率, 但是一方面限于数据可得性, 另一方面考虑到近些年广泛运用的工业企业数据库也仅能测算制造业行业的全要素生产率, 而本文关注的核心是城市总体的全要素生产率。

② 限于篇幅, 本文未报告空间自相关检验的结果, 如有兴趣可向作者索取。

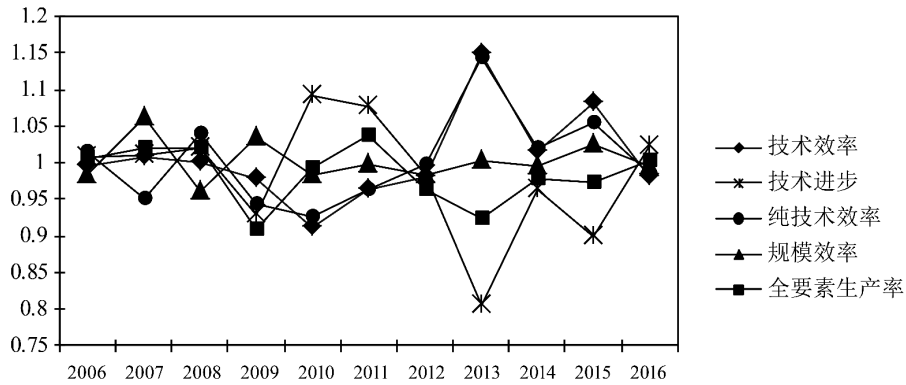


图 2 2006—2016 年中国地级市全要素生产率指数

首先, 根据表 2 的回归结果, 金融分权 ($fina_1$) 的系数为负, 表明金融分权阻碍了全要素生产率的提升, 但其系数并不显著, 可能的原因是由于阶段和城市竞争力异质性的影响, 造成总体层面的不显著。财政分权 (fd_1) 的系数为负, 除未加入回归的模型 (1) 和 (4) 外均通过 5% 的显著性水平检验, 表明财政分权显著抑制了全要素生产率的提升, 由此验证本文的假说 1b。基于前述的回归分析, 本文发现, 财政分权和金融分权对全要素生产率均起到抑制效应。在我国目前金融分权较为明显的情况下^①, 中央政府向地方政府过度的金融分权增加了系统性风险, 降低了全要素生产率。而在地方政府事权与支出责任不匹配、转移支付无法有效实现的财政分权体制下, 给予地方政府更多的支出分权而削弱其财权, 进一步抑制了全要素生产率的提升。地方政府竞争 ($Wgdpg$) 的系数为负, 在模型 (1) 到 (4) 通过 1% 的显著性水平检验, 在模型 (5) 和 (6) 中通过 10% 的显著性水平检验, 表明在样本期间内地方政府竞争对城市全要素生产率存在显著的抑制效应, 验证了本文的假说 2b。增长绩效 ($gdpg$) 的系数为正, 且在模型 (1) 到 (6) 中均通过 1% 的显著性检验, 表明地区增长绩效越高, 全要素生产率水平越高。

其次, 根据包含交互项的模型 (4) 到 (6), 金融分权与地方政府竞争的交互项系数为负, 财政分权与地方政府竞争的交互项系数为正, 表明金融分权加剧了地方政府竞争对全要素生产率的抑制作用, 而财政分权则减缓了这种影响, 验证了本文提出的假说 3, 但是二者与地方政府竞争的交互项均未通过显著性检验。全要素生产率时间滞后项的系数为正, 在模型 (1) 到 (6) 均通过 1% 的显著性检验, 表明经济结构存在惯性, 全要素生产率的增长存在时间滞后效应。此外, 全要素生产率的空间滞后项 ($Wtftpch$) 系数为正, 在模型 (1) 到 (6) 均通过 5% 的显著性检验, 这意味着全要素生产率存在空间溢出效应, 从回归结果的系数来看, 其他地区的加权全要素生产率每增加 1%, 则本地区全要素生产率增加 0.0847%。

最后, 在控制变量方面, 其符号和显著性也基本符合本文的预期。产业结构与全要素生产率呈现显著的正相关关系, 表明产业结构升级推动全要素生产率的提升。基础设施投资水平与全要素生产率呈现显著的负相关关系, 这与本文的预期不同, 可能的原因是我国基础设施投资目前较为完善, 过度投资而不注重投资效率反而拖累全要素生产率的增长。经济发展水平与全要素生产率呈现正相关关系, 表明经济发展水平越高的地区往往基础设施越完备、经济结构越合理, 全要素生产率水平越高, 其在模型 (1) 和 (4) 通过 10% 的显著性检验, 但在其他模型中未通过显著性检验。居民工资水平对全要素生产率不存

① 投融资平台的泛滥、地方性金融机构的井喷是近来中央政府向地方政府进行金融隐性分权的证据。

在显著影响，其符号在各个回归模型中系数并不稳定，本文给出的解释是，一方面工资水平越高，表明地区的人力资本越高，推动全要素生产率的提升，另一方面意味着企业的人力成本越高，经营绩效受到影响，对全要素生产率的提升产生抑制作用。

表 2 动态空间面板模型的回归结果

解释变量	被解释变量：全要素生产率指数 (<i>tfpch</i>)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.y</i>	0.1710*** (0.0167)	0.1710*** (0.0617)	0.1708*** (0.0167)	0.1716*** (0.0168)	0.1705*** (0.0168)	0.1709*** (0.0168)
<i>fina₁</i>	-0.0642 (0.0637)		-0.0578 (0.0637)	-0.0597 (0.0640)		-0.0518 (0.0643)
<i>fd₁</i>		-0.0934** (0.0400)	-0.0918** (0.0401)		-0.0946** (0.0404)	-0.0920** (0.0404)
<i>gdp_g</i>	0.7387*** (0.0221)	0.7419*** (0.0221)	0.7428*** (0.0222)	0.7397*** (0.0221)	0.7417*** (0.0222)	0.7435*** (0.0222)
<i>Wgdp_g</i>	-0.2333*** (0.0531)	-0.2308*** (0.0530)	-0.2322*** (0.0530)	-0.2071*** (0.0563)	-0.2655* (0.1540)	-0.2543* (0.1540)
<i>fina₁ × Wgdp_g</i>				-0.8970 (1.1271)		-0.8478 (1.1469)
<i>fd₁ × Wgdp_g</i>					0.0998 (0.4150)	0.1244 (0.4244)
<i>Wtfpch</i>	0.0851** (0.0338)	0.0853** (0.0338)	0.0850** (0.0338)	0.0848** (0.0338)	0.0853** (0.0338)	0.0847** (0.0338)
<i>industry</i>	0.0199*** (0.0072)	0.0186** (0.0072)	0.0188*** (0.0072)	0.0194*** (0.0073)	0.0188*** (0.0073)	0.0187** (0.0073)
<i>pinv</i>	-0.0088*** (0.0015)	-0.0087*** (0.0015)	-0.0087*** (0.0015)	-0.0089*** (0.0015)	-0.0087*** (0.0015)	-0.0088*** (0.0015)
<i>pgdp</i>	0.0022* (0.0012)	0.0018 (0.0012)	0.0020 (0.0012)	0.0021* (0.0012)	0.0019 (0.0013)	0.0020 (0.0013)
<i>hwage</i>	-0.0013 (0.0109)	0.0005 (0.0109)	0.0007 (0.0109)	-0.0010 (0.0109)	0.0003 (0.0109)	0.0008 (0.0109)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2850	2850	2850	2850	2850	2850
<i>R²-within</i>	0.2033	0.2074	0.2070	0.2013	0.2081	0.2059
<i>Log-L</i>	3625.35	3639.48	3637.60	3613.99	3643.32	3631.80

注：括号中为标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性检验（下同）。

更进一步的，本文基于全要素生产率分解层面，分别以技术进步、纯技术效率和规模效率为被解释变量，考察经济分权、地方政府竞争对全要素生产率的影响效应，模型的回归结果如表 3。

总的来看，金融分权主要通过改善地区的技术进步和规模效率促进全要素生产率的提升，但是抑制了纯技术效率的提升，其影响均不显著，可能的原因是样本期间内金融的分权和集权不断反复交错，造成统计意义上的不显著。财政分权通过显著地阻碍纯技术效率的提升，进而对全要素生产率产生抑制作用。

地方政府竞争对全要素生产率的提升路径主要通过促进技术进步，但地方政府竞争显著抑制了地区的纯技术效率和规模效率。从系数大小来看，地方政府竞争对技术效率（纯技术效率的系数为 -0.5124，规模效率的系数为 -0.1200）的拖累作用远远超过其对技术进步（技术进步的系数为 0.2293）的改善作用。因此，在样本期间内，地方政府竞争对技术进步的促进作用不足以抵消其对技术效率的拖累作用，总体上对全要素生产率存在显著的抑制效果。从交互作用上看，财政分权显著抑制地方政府竞争对技术进步的促进效应，但是显著减缓了地方政府竞争对纯技术效率的抑制效应，表明财政支出分权过高使得地方政府财力不足，导致其存在牺牲辖区财政资金而开展税收竞争和引资竞争的顾虑。而金融分权与地方政府竞争的交互影响则在统计意义上不显著。上述的分析验证了本文提出的假说。控制变量的回归结果与表 2 基本一致，因此本文不再赘述。

表 3 动态空间面板模型的回归结果：全要素生产率的分解层面

解释变量	技术进步 (techch)			纯技术效率 (pech)			规模效率 (sech)		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
<i>L.y</i>	-0.0679*** (0.0182)	-0.0719*** (0.0182)	-0.0719*** (0.0182)	0.0593*** (0.0183)	0.0575*** (0.0183)	0.0570*** (0.0184)	-0.0733*** (0.0185)	-0.0720*** (0.0185)	-0.0728*** (0.0185)
<i>fina₁</i>	0.0153 (0.0295)		0.0045 (0.0297)	-0.1031 (0.0941)		-0.0779 (0.0945)	0.0616 (0.0685)		0.0545 (0.0690)
<i>fd₁</i>		-0.0012 (0.0186)	-0.0014 (0.0186)		-0.1530*** (0.0593)	-0.1496** (0.0594)		0.0505 (0.0433)	0.0484 (0.0433)
<i>gdpg</i>	0.0290*** (0.0103)	0.0305*** (0.0102)	0.0305*** (0.0103)	0.5553*** (0.0326)	0.5580*** (0.0326)	0.5599*** (0.0327)	0.1795*** (0.0237)	0.1790*** (0.0237)	0.1778*** (0.0238)
<i>Wgdpg</i>	0.0069 (0.0271)	0.2298*** (0.0702)	0.2293*** (0.0705)	-0.1700* (0.0875)	-0.5290** (0.2240)	-0.5124** (0.2249)	-0.1212* (0.0633)	-0.1200** (0.0525)	-0.1200** (0.0524)
<i>fina₁ × Wgdpg</i>	-0.4046 (0.5199)		-0.0351 (0.5283)	-0.1707 (1.6562)		-0.5169 (1.6845)	0.0995 (1.2065)		0.1690 (1.2292)
<i>fd₁ × Wgdpg</i>		-0.7151*** (0.1913)	-0.7102*** (0.1955)		1.0290* (0.6110)	1.0820* (0.6130)		-0.2680 (0.4440)	-0.2468 (0.4535)
<i>N</i>	2850	2850	2850	2850	2850	2850	2850	2850	2850
<i>R²-within</i>	0.0616	0.0891	0.0895	0.0131	0.0233	0.0325	0.0265	0.0276	0.0285
<i>Log-L</i>	-1906.54	-1947.17	-1950.03	2350.85	2396.15	2390.32	3902.58	3904.14	3905.85

注：限于篇幅控制变量、空间滞后项的结果未给出，如有兴趣可向作者索取（下同）。

（三）进一步讨论：经济分权、地方政府竞争影响全要素生产率的机制分析

上文的研究发现，财政分权和地方政府竞争显著降低全要素生产率，但金融分权则不存在显著影响。进一步的，本文将从引资效应、要素扭曲效应、挤出效应和地方保护效应四条路径分析经济分权和地方政府竞争影响全要素生产率的机制，机制分析的回归结果见表 4。

首先，模型（16）为引资效应的回归结果，金融分权的系数为正且通过 5% 的显著性检验，表明金融分权提供给地方政府出台更大力度优惠政策吸引外资流入的资金保障，促进外资流入进而提高全要素生产率，而财政分权的引资效应则不显著。地方政府竞争的系数为正且通过 1% 的显著性检验，这与表 3 的回归结果一致，表明地方政府竞争吸引具有相对先进生产技术的外商直接投资流入，技术的溢出效应带

动区域创新能力的协同提升，促进了技术进步，进而推动全要素生产率的提升。

其次，模型（17）为要素扭曲效应的回归结果，金融分权对公共支出结构的影响不显著，但财政分权和地方政府竞争的系数为负，且均通过 1% 的显著性检验，表明财政分权和地方政府竞争异化了地方政府行为，“重投资、轻民生”的支出偏好导致公共资源配置的低效率，分权的纵向失衡造成公共支出结构扭曲，地方政府竞争导致的重复投资、政绩工程造成财政支出的无效率，拖累经济配置效率的提升，对全要素生产率存在显著的抑制作用。

再次，模型（18）为挤出效应的回归结果，金融分权、财政分权和地方政府竞争的系数为正，从相关性来看似乎存在微弱的挤入效应，但是均未通过显著性检验，表明挤出效应机制不是经济分权和地方政府竞争影响全要素生产率的主要渠道，可能的原因是一方面经济分权加剧了银行对私营经济的信贷歧视，地方政府竞争引入的外商投资加剧私营企业的生存压力，对私营经济存在挤出效应。但是，另一方面经济分权和地方政府竞争带来的基础设施投资和税收优惠改善了企业的经营绩效，对私营经济存在挤入效应。两者的叠加造成挤出效应机制的不显著。

最后，模型（19）为地方保护效应的回归结果，金融分权和财政分权的系数为负，且通过 1% 的显著性检验，表明财政分权导致地方政府的收支缺口持续扩大，地方政府通过金融分权对国有企业给予信贷投放和隐性补贴等非市场化行为以获得更多的财政资金资源，显著降低了市场化程度。地方政府竞争的系数为负，且通过 10% 的显著性检验，表明以相对增长绩效为核心的政绩观引致地方政府间的恶性竞争，地方政府倾向于采取差异化政策的保护主义维持自身利益，展开“以邻为壑”的竞争策略，显著降低市场化程度，从而抑制全要素生产率的增长。交互项方面的分析与本文前述一致，因此不再赘述。

总的来看，金融分权通过引资效应吸引外资流入，但却通过地方保护效应降低了市场化程度，导致对全要素生产率的全局影响不显著。财政分权则通过要素扭曲效应导致的公共支出结构偏离和地方保护效应抑制全要素生产率的提升。地方政府竞争一方面通过引资效应吸引外商直接投资的流入，进而促进技术进步，另一方面从要素扭曲效应和地方保护效应两条路径阻碍全要素生产率的增长，目前地方政府竞争的负向效应远远超过了其正向效应，“为增长而竞争”的地方政府竞争模式不可持续，全要素生产率也因地方政府的恶性竞争受到严重拖累。上述分析与表 2 中的回归结果一致，因此基本可以认为引资效应、要素扭曲效应和地方保护效应是经济分权和地方政府竞争影响全要素生产率的主要渠道，挤出效应渠道则没有更确切的证据支撑。

表 4 影响机制分析的回归结果

解释变量	外资流入 (<i>inflow</i>)	公共支出结构 (<i>distor₁</i>)	私营经济规模 (<i>crowout</i>)	市场化程度 (<i>market₁</i>)
	(16)	(17)	(18)	(19)
<i>L_y</i>	0.1602*** (0.0179)	0.4056*** (0.0154)	0.6255*** (0.0192)	0.3280*** (0.0149)
<i>fina₁</i>	0.0517** (0.0214)	0.0105 (0.0217)	0.1625 (0.3800)	-0.0591*** (0.0199)
<i>fd₁</i>	0.0030 (0.0134)	-0.3093*** (0.0140)	0.1051 (0.2398)	-0.0446*** (0.0148)
<i>gdpg</i>	0.0181** (0.00738)	0.0068 (0.0075)	0.2689* (0.1576)	-0.0097 (0.0088)
<i>Wgdpg</i>	0.1414*** (0.0507)	-0.1618*** (0.0522)	1.1954 (1.0400)	-0.1009* (0.0598)

续表

解释变量	外资流入 (<i>inflow</i>)	公共支出结构 (<i>distor₁</i>)	私营经济规模 (<i>crowout</i>)	市场化程度 (<i>market₁</i>)
	(16)	(17)	(18)	(19)
$fina_1 \times Wgdp_g$	0.0890 (0.382)	-0.2962 (0.3870)	-7.3918 (7.7832)	-0.0368 (0.4132)
$fd_1 \times Wgdp_g$	-0.4154*** (0.1406)	0.5870*** (0.1451)	-3.4310 (2.6167)	0.2758* (0.1569)
<i>N</i>	2850	2850	1995	1710
R^2 -within	0.0735	0.4941	0.6840	0.5154
<i>Log-L</i>	7431.45	6792.74	-224.51	4741.78

(四) 异质性检验：分阶段和城市竞争力

已有文献研究表明，经济分权、地方政府竞争对全要素生产率的影响往往因为地方政府财政能力、行政管理能力和区位优势的不同存在显著的异质性。因此，本文基于分阶段和城市竞争力两个角度，对回归结果进行异质性检验。

1. 分阶段：地方政府投资的三个阶段

本文依据全国 285 个城市各年的地方政府投资平均增速和金额，将样本期间划分为 2006—2008 年、2009—2012 年和 2013—2016 年三个阶段如图 3。在阶段 1，地方政府投资的阶段均值为 73.85 亿元，投资增速较为平稳，投资年度均值处于较低水平。在经历金融危机后，“四万亿投资”计划推动地方政府投资的迅速上升，因此在阶段 2，地方政府投资的阶段均值为 129.62 亿元，地区投资均值明显上升一个台阶，2008—2009 年地方投资增速高达 33.28%。在阶段 3，随着经济进入新常态，经济下行压力较大，为保持经济增速，地方政府投资的阶段均值再上升一个台阶，达到 225.71 亿元，2012—2013 年地方投资增速高达 42.97%。

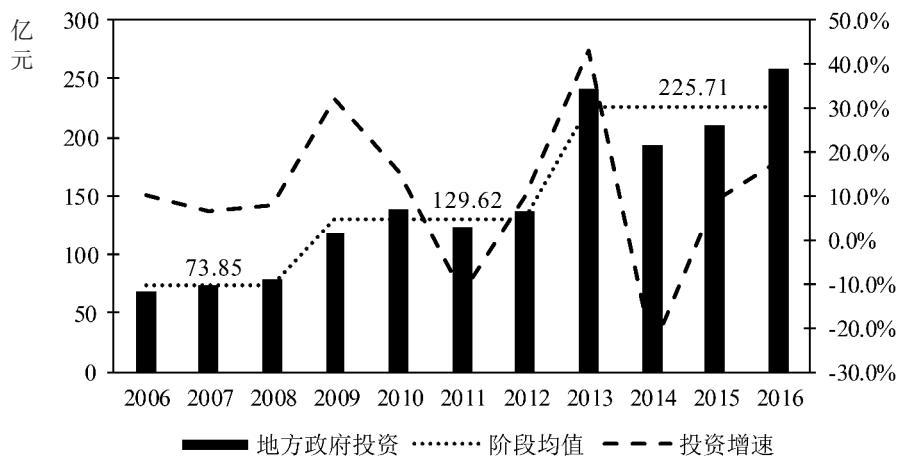


图 3 2006—2016 年地方政府投资三个阶段的划分

分阶段的回归结果如表 5，金融分权在阶段 1 促进了全要素生产率的提升，但未通过显著性检验，而其在阶段 2 和阶段 3 对全要素生产率存在负向影响，在模型 (23) 和 (25) 通过 5% 的显著性检验，模型 (26)

和(28)通过1%的显著性检验。财政分权在阶段1显著抑制全要素生产率的增长,在阶段2和阶段3对全要素生产率的抑制效应不显著。地方政府竞争在阶段1和阶段3对全要素生产率存在显著的抑制作用,而在阶段2的影响效应并不显著。在交互项方面,金融分权对地方政府竞争影响全要素生产率的加剧作用并不明显。财政分权在阶段1显著减弱了地方政府竞争对全要素生产率的抑制作用,阶段2和阶段3则不存在显著影响,这意味着金融危机爆发以后,地方政府通过大规模隐性举债突破财政预算约束,补充了财政资金,使得财政分权的交互效应不再显著。

根据模型的回归结果,本文得到如下重要启示:在金融危机前的阶段1,中国财政金融风险较小,适度向地方进行金融分权激发地方的经济活力,能够促进全要素生产率的提升。财政分权过高使得地方政府没有充足的财政投资资金,对全要素生产率产生抑制效果,近年来阻碍全要素生产率提升的原因是金融分权过度。在金融危机冲击、地方政府债务风险逐步加剧的阶段2和阶段3,“四万亿投资计划”引致地方政府大规模的基建投资,中央政府向地方政府金融分权,允许地方政府设立投融资平台,默许地方政府依赖土地财政进行预算外融资,地方冲破财政分权的资金约束,这虽然阻止了经济增速下滑,但显著抑制了全要素生产率的提升,降低了经济效率。当前防控系统性风险已经成为中央政府的主要目标,防范“国进民退”对民营经济的“挤出效应”能够有效激发经济活力,过度向地方政府进行金融分权反而对全要素生产率起到抑制作用,给宏观经济带来增长的不确定性。因此,经济分权在财政和金融上的搭配,应当以宏观经济运行状况为依据,权衡分权对经济活力的激励效应、集权对防控风险的改善宏观绩效作用。

表5 分地方政府投资阶段的回归结果

解释变量	被解释变量: 全要素生产率 (<i>tfpch</i>)								
	2006 ≤ <i>t</i> ≤ 2008			2008 < <i>t</i> ≤ 2012			2012 < <i>t</i> ≤ 2016		
	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)
<i>L.y</i>	0.1583*** (0.0309)	0.1340*** (0.0307)	0.1356*** (0.0306)	0.0064 (0.0199)	0.0102 (0.0201)	0.0076 (0.0201)	-0.0533 (0.0330)	-0.0463 (0.0332)	-0.0541 (0.0330)
<i>fin</i> ₁	0.2000 (0.2114)		0.2776 (0.2105)	-0.0891** (0.0455)		-0.0909** (0.0429)	-0.6278*** (0.2014)		-0.6243*** (0.2013)
<i>fd</i> ₁		-0.1170** (0.0482)	-0.1161** (0.0481)		-0.0032 (0.0431)	-0.0036 (0.0429)		-0.1180 (0.1580)	-0.1323 (0.1573)
<i>gdp</i> _g	1.0827*** (0.0345)	1.0820*** (0.0343)	1.0829*** (0.0342)	0.9397*** (0.0348)	0.9390*** (0.0350)	0.9406*** (0.0348)	0.7739*** (0.0519)	0.7730*** (0.0522)	0.7706*** (0.0518)
<i>Wgdp</i> _g	-0.0852 (0.1276)	-0.7170*** (0.2540)	-0.7526*** (0.2570)	0.0659 (0.1039)	0.1130 (0.1660)	0.1538 (0.1668)	-0.1553 (0.1419)	-1.1220* (0.6460)	-1.0876* (0.6435)
<i>fin</i> ₁ × <i>Wgdp</i> _g	-0.0097 (3.3201)		-1.6695 (3.3187)	-1.2322 (0.9268)		-1.1848 (0.9292)	-0.9664 (2.9542)		-2.0033 (3.0303)
<i>fd</i> ₁ × <i>Wgdp</i> _g		1.8470*** (0.6770)	2.0880*** (0.6992)		-0.2540 (0.3730)	-0.2527 (0.3728)		2.8570 (1.9790)	3.0039 (2.0207)
<i>N</i>	570	570	570	1140	1140	1140	1140	1140	1140
<i>R</i> ² - <i>within</i>	0.7032	0.7080	0.7052	0.5467	0.5591	0.5471	0.2420	0.2568	0.2379
<i>Log-L</i>	1465.48	1472.41	1470.87	1698.07	1722.79	1694.27	1172.60	1178.78	1170.78

2. 分城市竞争力: 二线及以上、三线和四五线城市

相较于按东中西部城市的粗糙划分, 本文根据第一财经新一线城市研究所发布的 2018 年《中国城市商业魅力排行榜》, 将本文研究的全国 285 个城市按照城市竞争力划分为二线及以上城市 (一线、新一线和二线城市) 49 个, 三线城市 70 个, 四五线城市 166 个。根据表 6 的分城市竞争力回归结果, 金融分权对二线及以上城市全要素生产率的影响效果为正, 且通过 10% 的显著性检验, 对四五线城市全要素生产率的影响效果显著为负, 而对于三线城市不存在显著影响。财政分权抑制了二线及以上城市、三线城市全要素生产率的提升, 且均通过 5% 的显著性检验, 但对于四五线城市不存在显著的抑制效果, 可能的原因是四五线城市的财政来源更多依赖于中央转移支付, 因此财政分权不会显著削弱四五线城市的自有财政水平, 从而其对全要素生产率的影响不显著。地方政府竞争对三线城市、四五线城市的全要素生产率存在抑制效应, 在模型 (32) 到 (34) 均通过 1% 的显著性检验, 而对二线及以上城市的全要素生产率存在促进效应, 但并不显著。从交互效应上看, 金融分权加剧了三线及以下样本城市地方政府竞争对全要素生产率的抑制作用, 这种加剧效应在三线城市表现得尤为显著。而财政分权在三线城市显著减弱了地方政府竞争对全要素生产率的抑制作用, 但对二线及以上城市、四五线城市的交互影响并不显著。

综合上述的分析, 本文发现经济分权和地方政府竞争应在不同城市采取差异化的制度安排, 对于城市竞争力较低的二线及以下城市, 其金融市场化体系尚未健全, 适度收回地方部分金融权利, 能够减缓地方政府对辖区企业的“挤出效应”, 改善宏观绩效, 提升城市全要素生产率, 同时缓解恶性地方政府竞争阻碍全要素生产率的加剧作用, 同时应当避免二线及以下城市恶性竞争对全要素生产率造成的负面效应。对于二线及以上城市, 适度的金融分权起到对其财政资金的补充效应, 激发地方政府支持经济活动的动力, 另一方面鼓励地方政府竞争模式的转型, 引导地方政府良性竞争, 形成区域间经济结构互补效应, 发挥优势经济对弱势经济的带动效果。表 6 的回归结果揭示的一个共同结论是, 当前财政分权的失衡阻碍了城市全要素生产率的增长, 且对于二线及以上城市的抑制效果最为明显。

表 6 分城市竞争力的回归结果

解释变量	被解释变量: 全要素生产率 (<i>tfpch</i>)								
	二线及以上城市 (<i>i=49</i>)			三线城市 (<i>i=70</i>)			四五线城市 (<i>i=166</i>)		
	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)
<i>L_y</i>	0.0348 (0.0503)	0.0365 (0.0504)	0.0363 (0.0502)	0.2352*** (0.0303)	0.2296*** (0.0302)	0.2334*** (0.0297)	0.1441*** (0.0209)	0.1417*** (0.0209)	0.1444*** (0.0210)
<i>fin_{a1}</i>	0.1740* (0.1012)		0.1901* (0.1011)	-0.0884 (0.1078)		-0.0766 (0.1072)	-0.2159* (0.1276)		-0.2148* (0.1277)
<i>fd₁</i>		-0.2342** (0.0946)	-0.2464*** (0.0943)		-0.1314** (0.0519)	-0.1161** (0.0515)		-0.0739 (0.0615)	-0.0696 (0.0616)
<i>gdpg</i>	0.7009*** (0.0820)	0.7085*** (0.0821)	0.7118*** (0.0818)	0.8326*** (0.0395)	0.7918*** (0.0382)	0.8296*** (0.0393)	0.7312*** (0.0263)	0.7336*** (0.0264)	0.7348*** (0.0264)
<i>Wgdpg</i>	0.0501 (0.3250)	0.0610 (0.646)	0.2618 (0.7057)	-0.7494*** (0.0998)	-1.2960*** (0.1686)	-1.0615*** (0.1772)	-0.0189 (0.0765)	-0.0656 (0.1920)	-0.0906 (0.1943)
<i>fin_{a1} × Wgdpg</i>	-1.0350 (1.5333)		-1.3355 (1.5339)	-6.0742*** (1.4946)		-5.8355*** (1.4876)	-0.6831 (2.2642)		-0.4953 (2.2798)
<i>fd₁ × Wgdpg</i>		-0.1025 (1.3670)	-0.4533 (1.3749)		0.9460** (0.4660)	0.9336** (0.4606)		-0.2709 (0.5183)	-0.3081 (0.5229)

续表

解释变量	被解释变量：全要素生产率 (tfpch)								
	二线及以上城市 (i=49)			三线城市 (i=70)			四五线城市 (i=166)		
	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)
<i>N</i>	490	490	490	700	700	700	1660	1660	1660
<i>R</i> ² -within	0.1007	0.0857	0.1044	0.2566	0.2456	0.2658	0.2245	0.2264	0.2233
<i>Log-L</i>	632.99	620.71	632.41	1038.13	1041.18	1046.56	1832.14	1831.36	1814.69

(五) 稳健性检验

稳健性检验部分主要从四个方面展开：一是在估计方法上，空间计量模型由极大似然法 (MLE) 估计更换为广义矩估计 (GMM)。二是在核心变量选择上，针对核心变量财政分权，我们用本级人均财政收入 / (本级 + 各省 + 中央人均财政收入) 测算收入分权重新进行回归；针对核心变量金融分权，借鉴财政分权指标的构建，我们用本级金融机构贷款余额 / (本级 + 各省 + 全国金融机构贷款余额) 测算金融分权重新进行回归，不剔除人口规模的影响是因为金融不具备财政的公共属性。三是在城市全要素生产率的测算方法上，使用基于超越对数生产函数的随机前沿函数法 (SFA) 重新测算，同时剔除模型的时间滞后项。四是在影响机制的分析上，我们用床位数增速 (*distor*₂) 和财政支出减去科学教育费支出占 GDP 的比值 (*market*₂) 重新衡量要素扭曲效应和地方保护效应。限于篇幅回归的结果未给出，稳健性检验结果亦支持本研究的主要结论，如有兴趣可向作者索要。

五、结论与政策建议

本文的研究得到如下结论：一是金融分权总体来看对全要素生产率的影响并不显著，但进一步的异质性检验表明，预算软约束背景下适度的金融集权能够减缓政府对民营经济的“挤出效应”，同时防范系统性风险，改善宏观经济绩效，而金融分权对于相对发达城市的全要素生产率起到促进效应，对于经济相对落后的城市则存在抑制效应；二是财政分权显著抑制了全要素生产率的增长，且分阶段和城市竞争力的异质性检验均得到一致的结论，纵向财政失衡阻碍城市全要素生产率的进一步提升；三是地方政府竞争对技术进步的促进效应无法抵消其对技术效率的抑制效应，地方政府竞争总体来看对全要素生产率存在显著的抑制效应，但异质性检验的结果表明，相对落后的地区地方政府竞争存在“竞次”效应，而在相对发达地区则存在“竞优”效应；四是金融分权加剧了地方政府竞争对全要素生产率的抑制作用，财政分权则起到缓解作用，合理地进行经济分权的制度安排，对引导地方政府间开展良性竞争存在正向影响；五是经济分权和地方政府竞争主要通过引资效应、要素扭曲效应和地方保护效应三条影响机制作用于全要素生产率，但在挤出效应机制上则不显著。

基于本文的研究结论，主要的政策建议包含以下五个方面：一是中央政府向地方金融进行适度集权，此前地方政府通过金融隐性分权从预算外途径获取大量的信贷资金，导致系统性风险积聚，需要促进金融分权的显性化，由中央政府对地方性金融机构的效率和风险进行评估，纳入地方官员的政绩考核评价体系，同时设立规范合理的退出机制；二是全面深化推进财税体制改革，明确划分中央和地方政府的支出责任，健全事权与支出责任相匹配的财政分权制度，丰富地方政府的财政资源，同时完善转移支付制度，构建完善的地方债券市场，为地方政府拓宽预算内财政收入渠道，以扭转目前财政纵向失衡的局面；

三是转变地方政府竞争模式,构建科学衡量民生绩效的指标体系,优化对地方官员的激励设计,引导地方政府间开展良性竞争,破除“诸侯经济”带来的市场分割和地方保护主义,实现生产要素的自由流动和有效配置;四是从差异化视角在不同地区和阶段采用针对性的政策措施,防止制度设计的“一刀切”,中央政府向经济相对发达的地方政府适度分权激发经济活力,而对相对落后的城市通过适度集权有效防范系统性风险以改善宏观绩效,保障城市全要素生产率的稳步提升;五是重构地方官员政绩观,调整公共支出结构,加大财政支出力度,构建合理的地方财政金融资金互补替代机制,平衡协调政府与市场的关系,营造良好的营商环境,研究出台吸引外资流入的税收优惠政策,设立政府引导基金发挥对私人投资的引导作用,支撑实体经济快速发展。

参考文献

- [1] 陶然,陆曦,苏福兵,汪晖.地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思[J].经济研究,2009(7):21-33.
- [2] Blanchard, O., & Shleifer, A.. Federalism With and Without Political Centralization: China Versus Russia. National Bureau of Economic Research, Working Paper, No.w7616, 2000.
- [3] 袁云峰等.金融竞争、相对资本深化与地区经济效率[J].统计研究,2012,29(3):45-53.
- [4] Restuccia, D., & Rogerson, R.. The Causes and Costs of Misallocation. National Bureau of Economic Research, Working Paper, No.w23422, 2017.
- [5] 余泳泽.中国省际全要素生产率动态空间收敛性研究[J].世界经济,2015(10):30-55.
- [6] Tian, X., & Yu, X.. The Enigmas of TFP in China: A Meta-Analysis. China Economic Review, 2012, 23(2).
- [7] 田友春,卢盛荣,靳来群.方法、数据与全要素生产率测算差异[J].数量经济技术经济研究,2017(12):22-40.
- [8] Young, A.. Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China During the Reform Period. Journal of Political Economy, 2003, 111(6):1220-1261.
- [9] 王小鲁.中国经济增长的可持续性与制度变革[J].经济研究,2000(7).
- [10] 董敏杰,梁泳梅.1978—2010年的中国经济增长来源:一个非参数分解框架[J].经济研究,2013(5):17-32.
- [11] Bosworth, B., & Collins, S. M.. Accounting for Growth: Comparing China and India. Journal of Economic Perspectives, 2008, 22(1):45-66.
- [12] 李平,钟学义,王宏伟,郑世林.中国生产率变化与经济增长源泉:1978—2010年[J].数量经济技术经济研究,2013(1):3-21.
- [13] 邵军,徐康宁.我国城市的生产率增长、效率改进与技术进步[J].数量经济技术经济研究,2010(1):58-66.
- [14] 张自然.TFP增长对中国城市经济增长与波动的影响——基于264个地级及地级以上城市数据[J].金融评论,2014(1):24-37.
- [15] 刘秉镰,李清彬.中国城市全要素生产率的动态实证分析:1990—2006——基于DEA模型的Malmquist指数方法[J].南开经济研究,2009(3):139-152.
- [16] 金相郁.中国城市全要素生产率研究:1990—2003[J].上海经济研究,2006(7):14-23.
- [17] Davoodi, H., & Zou, H.. Fiscal Decentralization and Economic Growth: A Cross-Country Study. Journal of Urban Economics, 1998, 43(2):244-257.
- [18] Brueckner, J. K.. Fiscal Federalism and Economic Growth. Journal of Public Economics, 2006, 90(10-11):2107-2120.
- [19] 刘雷,刘锡阳,王锦阳.不对称信息环境下的金融集权与分权——基于中央政府视角的研究[J].经济理论与经济管理,2016(12):58-69.
- [20] Zhang, X.. Fiscal Decentralization and Political Centralization in China: Implications for Growth and Inequality[J]. Journal of Comparative Economics, 2006, 34(4):713-726.
- [21] 赵文哲.财政分权与前沿技术进步、技术效率关系研究[J].管理世界,2008(7):34-44.
- [22] 刘冲,乔坤元,周黎安.行政分权与财政分权的不同效应:来自中国县域的经验证据[J].世界经济,2014(10):123-144.

- [23] 洪正, 胡勇锋. 中国式金融分权[J]. 经济学(季刊), 2017(02):545-576.
- [24] 付强, 乔岳. 政府竞争如何促进了中国经济快速增长: 市场分割与经济增长关系再探讨[J]. 世界经济, 2011(7):43-63.
- [25] 吴俊培, 艾莹莹, 龚旻. 地方财政竞争无效率的实证分析[J]. 财政研究, 2017(7):89-101.
- [26] 高琳, 高伟华. 竞争效应抑或规模效应——辖区细碎对城市长期经济增长的影响[J]. 管理世界, 2018(12):67-80.
- [27] 台航, 张凯强, 孙瑞. 财政分权与企业创新激励[J]. 经济科学, 2018(1):52-68.
- [28] 谢宗藩, 姜军松. 金融分权、银行制度变迁与经济增长——基于1993—2012年省际面板数据的实证研究[J]. 当代经济科学, 2016(5):12-20+12.
- [29] 陈宝东, 邓晓兰. 中国地方债务扩张对地方财政可持续性的影响分析[J]. 经济学家, 2018(10):47-55.
- [30] 郑威, 陆远权. 金融分权、地方官员激励与企业创新投入[J]. 研究与发展管理, 2018(5):49-58.
- [31] Maskin, E., Qian, Y., & Xu, C.. Incentives, Information, and Organizational Form. *The Review of Economic Studies*, 2000, 67(2):359-378.
- [32] 郭峰. 政府干预视角下的地方金融: 一个文献综述[J]. 金融评论, 2016(3):67-79.
- [33] 范子英, 彭飞, 刘冲. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济研究, 2016(1):114-126.
- [34] 何德旭, 苗文龙. 财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析[J]. 经济研究, 2016(2):42-55.
- [35] 陈宝东, 邓晓兰. 财政分权、金融分权与地方政府债务增长[J]. 财政研究, 2017(5):38-53.
- [36] Zhang, T., & Zou, H.. Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China. *Journal of Public Economics*, 1998, 67(2):221-240.
- [37] 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.
- [38] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.

Economic Decentralization, Local Government Competition and Urban Total Factor Productivity

Deng Xiaolan Liu Ruohong Xu Yanjun

Abstract: Based on the framework of intergovernmental competition, this paper theoretically analyzes the impact mechanism of economic decentralization and local government competition on total factor productivity. Using the panel data of China's 285 cities from 2006 to 2016, this paper erects a Dynamic Spatial Durbin Model to empirically test the impact mechanism. The results are as follows. Firstly, fiscal decentralization significantly decreased the urban total factor productivity, but the impact of financial decentralization was not significant. Secondly, local government competition significantly decreased the urban total factor productivity. Thirdly, financial decentralization increased the effect of local government competition on urban total factor productivity, but fiscal decentralization decreased it. Furthermore, we also found that the impact of economic decentralization and local government competition on urban total factor productivity is significantly heterogeneous according to the differentiation of stage and urban competitiveness.

Keywords: Financial Decentralization; Fiscal Decentralization; Local Government Competition; Urban Total Factor Productivity

(责任编辑: 李亚如)