

中国南北经济发展分化了吗

——基于地级城市生产率的证据

陈容¹ 张杰²

(1.中国人民大学经济学院,北京100872;2.中国人民大学中国经济改革与发展研究院,北京100872)

摘要:中国南北板块是否存在经济发展分化,一直是学术界关注的且具有争议的话题。本文从中国地级城市全要素生产率的角度研究发现,中国南北板块的全要素生产率存在显著差距,并且从2012年左右差距逐步扩大,为中国南北板块经济发展分化现象提供了有力的支撑。进一步地,本文发现中国北方板块的市场化改革,特别是要素市场化改革进程,落后于南方板块,要素市场扭曲效应是导致中国南北板块全要素生产率发生分化的核心机制。相比2008年金融危机之前,2008年金融危机之后要素市场扭曲效应对中国北方板块的全要素生产率产生了更为突出的抑制效应。这些经验证据验证了中国情景下的政府干预行为理论假设,特别是政府对关键要素的干预和控制行为理论假设,在一定程度上解释了中国南北板块经济发展分化现象。

关键词:中国南北经济发展分化;政府干预行为理论假设;要素市场扭曲效应

中图分类号:F124 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2023)02-0104-14

一、引言

近年来,关于中国南北板块在经济发展方面是否出现了分化问题,引发社会各界的广泛关注^{[1][2][3]}。事实上,中国南北板块在经济发展方面的差异性,由来已久。“自唐以来,江淮之田号为天下最,漕饷皆仰给东南矣”,由此可见,中国南北发展差距是持续了上千年的重大问题。而本文所研究的中国南北板块经济发展分化现象,并不是要追溯历史层面因素,而是探究中国经济进入由创新驱动主导的高质量发展阶段后,特别是自2008年金融危机以来,相比中国传统的东、中、西三大区域板块,南北板块经济发展出现分化的原因。从图1中国南北板块实际GDP增速来看,2001—2010年,二者的实际GDP增速呈现基本一致的增长态势。而2010年之后,南方板块的实际GDP增速逐步高于北方板块。2011—2018年,中国南方板块实际GDP增速的均值为9.42%,而同期北方板块实际GDP增速的均值为6.77%,低于南方2.65个百分点。

收稿日期:2022-01-24

基金项目:博士后科学基金面上项目“产业链视角下中国关键核心技术创新的突破路径与对策”(2022M713444);
湖南省哲学社会科学基金一般项目“创新引致经济增长的路径研究”(22YBA094)

作者简介:陈容(1982—),女,湖南邵阳人,中国人民大学经济学院博士后;

张杰(1972—),男,江苏兴化人,中国人民大学中国经济改革与发展研究院教授,博士生导师。

本文以中国地级城市作为研究样本,在科学测算中国地级城市层面全要素生产率的基础上,从全要素生产率的角度,来检验中国南北板块经济发展分化现象,并进一步探讨了中国南北板块全要素生产率发生分化的机制,其中以地理位置的秦岭—淮河为划分南北板块的标准。与既有文献对比,本文可能的贡献体现在以下两个方面:

第一,从全要素生产率的角度验证了中国发生了北方板块经济发展能力逐步落后于南方板块的重大现象。现有文献,仅仅从 GDP 增长指标^{[1][4][5]},或者简单从创新能力指标来解释中国南北板块之间经济发展分化现象,并不具备坚实的基础。本文从中国地级城市的全要素生产率角度,发现中国南北板块的全要素生产率存在明显的差距;2012 年左右中国南北板块出现全要素生产率差距逐步扩大的现象,为中国南北板块经济发展分化现象提供了有力的支撑。

第二,从市场化改革角度阐释了中国南北板块经济发展分化现象背后的原因。吴楚豪和王恕立基于经济重心迁移的贡献度分析,得到南北发展分化日益凸显的结论^[6];孙志燕和侯永志从地区劳动生产率、经济增长活力、要素空间流动和发展能力等多个维度深层次剖析了区域发展不平衡的内在机理^[7];许宪春等基于中国平衡发展指数,从经济、社会、生态和民生领域分析南北差距的形成原因^[8]。在这些文献基础上,本文进一步揭示了导致中国南北板块经济发展分化现象的核心机制,就是中国北方板块中各地区的市场化改革特别是要素市场化改革进程相对落后于南方板块中各地区。这为中国南北经济分化成因的研究提供重要补充证据。

二、典型事实与研究假设

(一)典型事实

典型事实 1:中国南北经济发展的分化现象,突出表现为 2012 年前后南北板块全要素生产率发生重大分化。

图 2 显示,中国南北板块的 GDP 占全国 GDP 比重的变化趋势经历了三个阶段:第一阶段是 1978—1990 年,二者差距呈现缓慢扩张的发展趋势;第二个阶段是 1991—2012 年,二者差距呈现缓慢收缩的发展趋势;第三个阶段是 2012 年至今,二者差距呈现快速扩张的发展趋势。具体来看,2012—2019 年,中国北方板块 GDP 总量占全国 GDP 的比重从 42.9% 快速下降至 35.4%,南北板块 GDP 总量占全国 GDP 比重的差距从 14 个百分点迅速扩大至 29 个百分点。然而,仅仅从中国南北板块各地级城市层面的 GDP 角度来分析二者的差距,可能存在的一个突出问题是,中国南北板块经济发展差距拉大的现象可能在更早时期就发生了,原因是,在中国各级政府普遍存在以地区短期 GDP 规模增长作为“官员晋升锦标赛”的激励机制下,很有可能存在某些地方政府官员对地区 GDP 的虚报和夸大问题。

按照现代经济增长理论,维持一国或地区经济可持续发展的动力机制为包含了技术进步含量的全要素生产率(TFP)。Romer、Aghion 和 Howitt 等拓展的内生增长模型,更是将 R&D 投入作为内核的全要素生产率,设定为推动一国经济持续增长的核心因素^{[8][9][10]}。关于中国经济增长的动力来源以及中国经济增长“奇迹”,一直存在争议及质疑。最为代表性的文献是 Young 提出的“东亚批判”,他认为中国以及除日本以外的东亚经济的增长,主要是靠低技术含量的投资数量拉动和简单劳动力的数量扩张带来的,全要素生产率增长趋势非常缓慢,年均增长速度只在 2%~3% 之间^{[11][12]}。Young 使用不同的测算方法,对中国统计局公布的资本存量和价格指数等进行矫正,得到 1978—1998 年中国的全要素生产率年均增速只有 1.4% 的结论^[13]。这些研究为我们提供了重要的思路:从

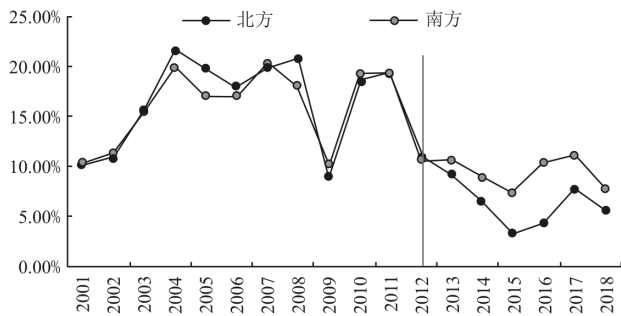


图 1 中国南北板块实际 GDP 增速变化趋势

全要素生产率的角度来判断中国南北板块经济发展分化现象。因此利用 2002—2016 年中国地级城市层面的数据,使用测算 TFP 的 ACF 框架(OP 选项),得到中国南北板块全要素生产率的变化趋势(见图 3),2002—2016 年中国南北板块的全要素生产率变化趋势呈现两个显著不同的阶段:2002—2011 年,中国南北板块的全要素生产率均值差距呈现逐步收敛态势,尤其表现为北方板块地级城市全要素生产率的均值,相对于南方板块地级城市全要素生产率的均值有着更大的增速;2012—2016 年,则表现为中国南北板块的全要素生产率均值差距逐步扩大态势,其中,中国北方板块的全要素生产率均值从 2012 年的高点持续回落,而南方板块经过小幅下滑后呈现稳定状态,这是二者差距拉大的主要原因。

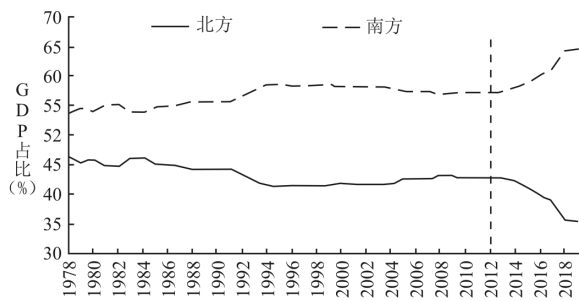


图 2 中国南北板块 GDP 占比变化趋势(1978—2018 年)

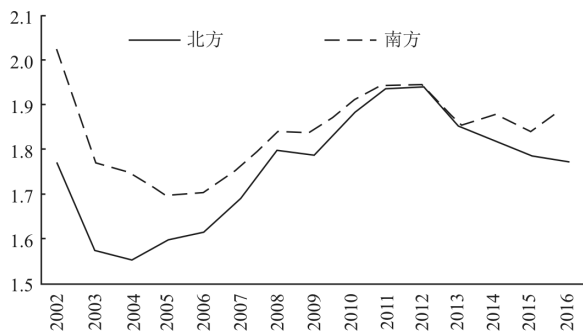


图 3 中国南北板块城市全要素生产率的变化趋势(2002—2016 年)

图片来源: <https://finance.sina.com.cn/china/gncj/2020-12-12/doc-iiznctke6052630.shtml>

典型事实 2:中国南北板块的市场化改革进程存在分化现象,尤其表现在 2008 年后南北板块市场化改革和要素市场化改革进程的差距拉大。

图 4 显示中国南北板块的市场化改革进程经历了两个阶段:第一阶段是 1998—2008 年,二者差距处于较为稳定的发展阶段,即中国南方板块各地级城市的市场化改革进程,以一个较为稳定的差距领先于北方板块各地级城市的市场化改革进程;第二个阶段是 2008—2014 年,二者差距呈现出逐步扩大的基本态势,表现为北方板块的市场化改革进程在 2008 年出现了相对停滞的现象,导致 2008 年之后中国南北板块市场化改革进程的差距逐步扩大。与此同时,中国南北板块的要素市场化改革进程出现了差异性的变化阶段(见图 5)。其中,第一阶段是 1998—2008 年的差距稳定状态,即中国南北板块要素市场化改革进程的差距处于一个相对稳定的状态;第二个阶段是 2008—2014 年的差距扩大状态,即中国南北板块要素市场化改革进程的差距处于一个相对扩大的状态,尤其表现为中国南北板块要素市场化改革进程,在 2009 年、2010 年出现一个下降态势后又呈现持续上升态势,随后中国南北板块要素市场化改革进程的差距持续扩大。

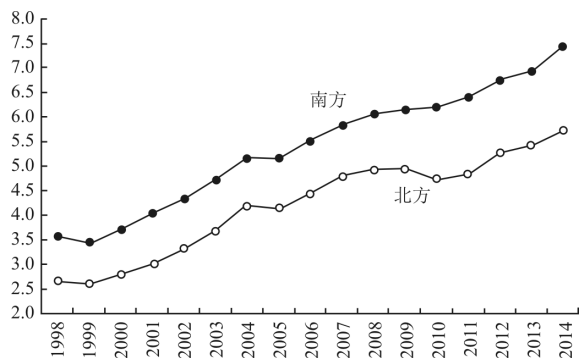


图 4 中国南北板块市场化指数的变化趋势

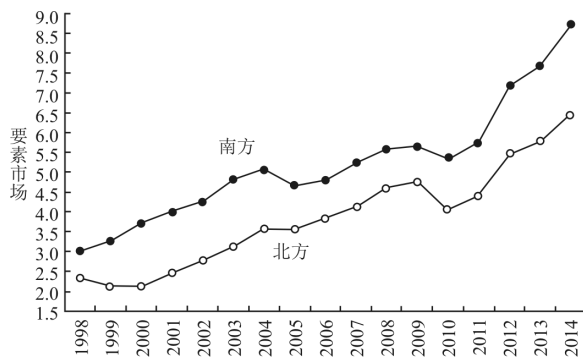


图 5 中国南北板块要素市场化指数的变化趋势

(二) 研究假设

基于以上的典型事实,可以想到,中国南北板块地级城市全要素生产率在 2010 年前后差距扩大的现象,很有可能与在此期间二者之间的市场化改进进程及要素市场化改革进程差距拉大密切相关。众多文献发现,政府干预是导致中国地区经济发展差异性的重要因素^{[14][15]},中国各级政府对微观经济的干预行为,特别是对管辖地区中关键要素市场的控制和干预行为,是导致中国不同地区企业以创新投入和全要素生产率为主的经济可持续发展能力存在异质性的重要原因^{[16][17]}。

市场化改革是推动中国经济增长的核心因素^{[18][19]}。樊纲等的实证研究发现,1997—2007 年市场化改革对中国经济增长的贡献年均达到 1.45 个百分点^[20]。张杰等则从微观企业层面发现了市场化改革进程越快的省份企业全要素生产率越高的基本事实,从而验证了市场化改革对中国省份企业全要素生产率的促进作用^[21]。赵文军和于津平将全要素生产率对经济增长的贡献率作为衡量中国经济增长方式的指标,研究发现 1995—2010 年中国经济增长方式的粗放型特征不仅没有出现弱化趋势,反而存在加重迹象^[22]。市场化改革可以通过优化金融资源的配置效率,促进地区或企业全要素生产率提升^[23],也可以通过优化劳动力市场的资源配置效率,促进地区或企业全要素生产率提升^[24],还可以依靠降低市场进入壁垒或降低制度交易成本提升资源配置效率,促进地区或企业全要素生产率提升^{[25][26][27]}。

从中国南方和北方板块的经济发展过程来看,学者们在对政府和市场关系的认识、把握和运行机制方面一直存在争议。事实上,由于中国南方板块地区较多地融入了全球产业链、供应链和价值链分工及贸易体系,在“离首都政治中心相对较远”的历史传统和“以外部开放倒逼内部市场化改革”机制的双重因素叠加作用下,南方板块政府对金融市场、土地市场等关键要素资源的干预和控制更多地遵循市场公平竞争原则,从而关键要素市场的发育和运行机制相对完善,市场竞争机制在国民经济运行中的主导作用更加突出。相反,面对南方板块地区经济发展和产业发展优势的竞争压力,中国北方板块政府在招商引资和促进产业发展过程中,更倾向于采用与市场竞争机制相悖的优惠政策以及政府补贴策略,如对地区内特定关键要素分配权和定价权进行干预和控制。这就造成中国北方板块的市场化改革进程包括产品市场化改革和要素市场化改革进程,整体落后于中国南方板块,从而造成中国南方板块地级城市的全要素生产率,要明显高于中国北方板块地级城市的全要素生产率。据此,我们提出本文的研究假设 1:

研究假设 1:中国南北板块全要素生产率的差异是由市场化改革进程的差异造成的。

中国各级地方政府干预微观经济部门的一个重要特征,就是对辖区内关键要素市场的分配权和定价权进行行政干预或控制,导致要素市场化改革相对于产品市场化改革滞后而造成要素市场扭曲现象^{[28][29][30]}。具体来看,中国各级地方政府对土地、资金和税收等关键要素市场以补贴优惠政策进行干预或控制的内在激励在于:一是通过强化地方政府利用各种关键要素的优惠政策来实施招商引资,进而实现 GDP 的快速扩张,从而增加在地方官员晋升锦标赛中的胜出机会;二是地方官员对土地、资金资源等关键要素的分配权和定价权的控制和干预能力,也在一定程度上反映了地方官员维护自身利益甚至寻租关系^{[31][32]}。因此,在中国的产品市场已经基本实现一体化的情形下^[33],中国各级地方政府对这些特定的关键要素市场的干预或控制所导致的要素市场扭曲现象,必然会影响地区经济增长,特别是反映地区经济高质量增长内涵的全要素生产率等绩效。从中国南北板块各级政府对微观经济部门的差异性干预行为特征来看,北方板块中的要素市场扭曲现象要普遍比南方板块严重。因此,我们认为相较于南方板块,要素市场化改革进程相对滞后及要素市场扭曲,会对北方板块的全要素生产率产生更明显的抑制作用,从而导致中国南北板块经济发展分化。据此,提出研究假设 2:

研究假设 2:要素市场扭曲效应对中国北方板块全要素生产率产生了更为突出的抑制效应。

三、研究设计

(一) 模型设定

为了有效检验研究假设 1 和 2,本文设计以下计量模型:

$$TFP_city_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 N_S_dum_{ijt} + \eta X_{ijt} + \mu_{city} + \mu_{year} + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$TFP_city_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 GovMarket_{jt}/ProMarket_{jt}/FacMarket_{jt}/Distortion_{jt} + \eta X_{ijt} + \mu_{city} + \mu_{year} + \epsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$TFP_city_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 N_S_dum_{ijt} + \alpha_2 GovMarket_{jt}/ProMarket_{jt}/FacMarket_{jt}/Distortion_{jt} + \alpha_3 (GovMarket_{jt}/ProMarket_{jt}/FacMarket_{jt}/Distortion_{jt}) \times N_S_dum_{ijt} + \eta X_{ijt} + \mu_{city} + \mu_{year} + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

模型(1)用来检验中国南北板块的全要素生产率是否存在显著差异。模型(2)用来检验市场化改革及要素市场扭曲效应是否抑制中国地级城市的全要素生产率。模型(3)检验市场化改革及要素市场扭曲效应是否对中国南北板块的全要素生产率产生差异性的影响。被解释变量 TFP_city_{ijt} 表示位于中国省份地区 j 中的地级城市 i 在年份 t 的全要素生产率。解释变量 $N_S_dum_{ijt}$ 表示位于中国南方和北方不同板块地级城市的虚拟变量,为了更精准划分中国南北板块,我们使用地级城市层面的信息。解释变量 $GovMarket_{jt}$ 、 $ProMarket_{jt}$ 、 $FacMarket_{jt}$ 分别表示中国省份地区 j 在年份 t 的政府和市场关系指数、产品市场化进程指数和要素市场化进程指数。该数据来源于樊纲等编制的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》和王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告》^{[34][35]},我们使用 1998—2009 年的 2008 年中国各省份的各项市场化进程指数作为基准,对 2008—2014 年的中国各省份的各项市场化进程指数进行同基调整,得到 1998—2014 年中国各省份一致的各项市场化进程指数。 $Distortion_{jt}$ 表示中国省份地区 j 在年份 t 的要素市场扭曲效应指数,计算方法为: $Distortion_{jt} = (\text{产品市场化进程指数} - \text{要素市场化进程指数}) / (\text{产品市场化进程指数} + \text{要素市场化进程指数})$ 。该指标一方面体现了中国各级政府对要素市场的干预和控制所导致的要素市场化改革滞后于产品市场化改革的程度,另一方面,该指标的计算方法使用地区产品市场化指数和要素市场化指数之和作为基数,在一定程度上可以避免测算误差问题。 μ_{city} 和 μ_{year} 分别表示地级城市层面和年份层面的个体固定效应,用各自的虚拟变量来表示。 ϵ_{ijt} 为服从 i.i.d 过程的随机误差项。

借鉴已有文献的普遍做法,在考虑处理各种可能的内生性问题后,本文选取以下控制变量,具体有:(1)地区经济发展水平变量($Pgdp_city$),使用中国各地级城市的真实 GDP 与地区人口数的比重来表示。考虑到中国情景下地区经济发展水平和全要素生产率之间可能存在非线性关系,本文纳入该变量的平方项 $Pgdp_city_sq$;(2)地区吸引外资因素(FDI_gdp),定义为中国地级城市 FDI(按当年平均汇率换算为人民币金额)与地区 GDP 的比重;(3)地区产业结构因素(Ser_gdp),定义为中国地级城市第三产业增加值与地区 GDP 的比重。类似地,考虑到中国情景下地区产业结构和全要素生产率之间可能存在非线性关系,纳入该变量的平方项 Ser_gdp_sq ;(4)地区需求因素(Con_gdp),定义为中国地级城市社会消费品零售额与地区 GDP 的比重。根据需求引致创新理论,地区自身市场需求空间及其规模经济效应,会影响到地区内微观企业的创新研发投入和技术进步。鉴于中国情景下地区市场需求能力和全要素生产率之间可能存在非线性关系,本文也纳入该变量的平方项 Con_gdp_sq ;(5)地区政府干预因素(Fis_gdp),定义为中国地级城市财政收入与地区 GDP 的比重。该指标可在一定程度上反映地区财政供养人口规模及其背后蕴含的制度性交易成本因素,以及对地区内微观经济部门技术进步所产生的影响;(6)地区内交通基础设施密集度变量($Road_city$),使用中国各城市的公路里程总公里数与地区总面积(单位:平方公里)的比值衡量;(7)地区信息技术设施密集度变量(Int_city),使用中国各地级城市当年的互联网宽带接入用户数(单位:万)与年末家庭总户数(单位:万)的比值来表示。

(二)中国城市全要素生产率(TFP)的测算方法与估计结果

我们的估计策略是,将中国各地级市视作研究样本个体,采取 OP 估计方法以及 ACF 估计方法,来估算中国各地级市的全要素生产率。OP 估计方法特别是 ACF 估计方法,可有效克服估计过程中各种可能的内生性问题。

按照 OP 和 ACF 估计方法的基本要求,选用的主要估计变量为中国各地级市的真实 GDP 变量(\log_gdp)、劳动力数量变量(\log_labor)、固定资产存量变量($\log_capitalstock$)和固定资产投资变量

(log_capitalinvest)。为此,首先以 2002 年为基期,利用中国各省份地区的 GDP 平减指数信息,将 2003—2018 年的中国各地级市的名义 GDP 调整为真实 GDP;其次,针对如何有效地估算中国各地级市的真实固定资本存量,主要涉及固定资产投资额、固定资产投资价格总指数、折旧率和基期资本存量等 4 个基本变量。在充分挖掘历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》中既有数据信息的基础上,借鉴已有文献测算中国各地级市真实固定资产存量的具体办法^{[36][37][38]},具体处理细节是:(1)借鉴柯善咨和向娟的方法^[37]计算 2002 年中国各地级市的初始固定资产存量;(2)文献中争议最多的是全社会固定资产投资和固定资本形成总额两个指标的选取。多数学者认为全社会固定资产投资指标因不包含土地改良等费用而低估了资本存量。张军等和单豪杰对积累、资本形成总额、全社会固定资产投资和新增固定资产这四个指标的含义、统计范围以及异同做了比较详细的比较,都认为固定资本形成总额是衡量当年投资的合理指标^{[39][36]}。(3)随着中国产业结构的转型升级和城市化进程加快,各地区的固定资产更新换代周期缩短;另外市场竞争也使得企业部门加快生产设备更新,从而加快固定资产折旧过程,本文对中国各地级市的固定资产折旧率的设定参考柯善咨和向娟的做法^[37];(4)在获得以上各数据信息的基础上,采用永续盘存法来估算中国地级市层面 2003—2018 年的固定资本存量额。最后,还加入虚拟变量 Fin_after,将 2008 年之前设定为 0,2008 年之后(包括 2008 年在内)设定为 1,用于控制和吸收 2008 年金融危机对中国各地区所造成的结构性外部冲击效应。

由表 1 的估计结果来看,针对中国地级市 TFP,分别采用 OP 方法和 ACF 方法估计出的 Log(labor)和 Log(capitalstock)变量的系数存在明显差异,二者弹性之和分别为 1.1189 和 1.0377,而 ACF 方法估计出来的结果更能反映中国地级市的经济增长正处于规模报酬不变阶段的特征,也说明 ACF 估计方法可能相对更可靠。

表 1 中国地级城市地区层面 TFP 的估计结果

测算方法	(1)	(2)	(3)	(4)
	OP 方法		ACF 方法	
	Reps(50)	Reps(100)	Reps(50)	Reps(100)
Log(labor)	0.4977 *** (21.27)	0.4977 *** (19.31)	0.5594 *** (7.11)	0.5594 *** (7.30)
Log(capitalstock)	0.6141 *** (20.25)	0.6141 *** (21.44)	0.4784 *** (7.99)	0.4784 *** (7.98)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	4270	4270	4270	4270
组别数	287	287	287	287

注: *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内为 t 值,OP 和 ACF 方法中 Poly 均取 4。

(三)内生性问题讨论与工具变量设计

针对模型(2)和(3),可能存在由于解释变量和被解释变量之间的逆向因果关系而导致的内生性问题。事实上,中国各级政府普遍存在以短期 GDP 增长为目标的“晋升锦标赛”现象,全要素生产率水平相对越高同时经济相对也更发达的省份,意味着对要素和产品市场化改革的内在需求相对越强,而这可能刺激政府加快对要素市场化和产品市场化的改革,从而产生倒逼效应。本文在模型(2)和(3)中纳入中国各省份的要素市场和产品市场的市场化指数,在一定程度上控制内生性问题。

当然,更具有说服力的解决策略是寻找相应的外生工具变量。寻找思路是追溯中国各省份的要素市场化改革相对滞后于产品市场化改革现象所导致的要素市场扭曲效应发生和演化的历史,从中寻找合适的外生工具变量。事实上,中国的市场化改革是由旧有的计划经济模式脱胎而成的。中国在 1978 年之前实施的计划经济发展模式,核心就是要积极发挥政府在产品市场和要素市场供需两端的计划调节功能,以维持国民经济体系的正常运行。这其中,国有和集体性质企业是整个国民经济运行的基础性力量,既是主要产品市场的供应者,也是主要要素市场的需求者。因此,中国计划经济模

式的基础,就集中体现为国有和集体企业在国民经济中的绝对主导权和主体地位,以及各级政府对国有和集体企业的绝对控制权和干预权。计划经济体制及其背后所蕴含的政府干预微观经济部门的路径依赖特征,必然会深刻影响和制约着改革开放之后该省份的市场化改革特别是要素市场化改革进程。为此,我们采用1976—1978年中国各省份国有企业和集体企业的员工数占各省份劳动人数比重的均值 $IV_Sta_76 - 78ave_j$,来度量中国各省份在1978年改革开放之前所呈现出的计划经济体制乃至背后蕴含的政府干预微观经济部门的路径依赖特征,特别是刻画地区政府对要素市场的控制和干预的路径依赖特征。

然而,工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_j$ 是不随时间变化的变量。借鉴Stevenson、Ahern和Dittmar等前沿文献工具变量的设计思路^{[40][41]},采用1976、1977、1978年中国各省份国有企业和集体企业的员工数占劳动人数比重的均值 $IV_Sta_76 - 78ave_j$,与本文研究样本2002—2014年所对应的年份自然数虚拟变量的乘积 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$,作为模型(2)和(3)中解释变量的工具变量。设计的理由是:中国各省份在1976—1978年的国有和集体企业的员工数占劳动人数的比重,未受到1978年之后中国推行市场化改革的影响。本文利用1978年中国各省份计划经济和政府干预经济的相关信息作为基础,乘以年份自然数所得到的变化趋势变量,实质上是假定中国各地区在没有受到市场化改革政策影响的情形下,遵循自然演化变化规律,按照计划经济的固有路径依赖发展趋势,在2002—2014年所得到的中国各省份的政府干预经济力量的趋势变量。因此,相对于中国各省份2002—2014年已经受到市场化改革冲击下的真实市场化改革进程变量,该工具变量就有了相对严格的外生性特征。

按照我们设计工具变量的以上逻辑,预测工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$ 和模型(2)中的解释变量 $GovMarket_{jt}$ 、 $ProMarket_{jt}$ 和 $FacMarket_{jt}$ 之间应该存在显著的负相关关系,即在政府干预微观经济越严重的地区,政府和市场关系的负面力量越强,产品和要素市场化改革进程越是受到固有的计划经济体制的路径依赖模式束缚。同理,我们预测工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$ 和模型(2)和(3)中的解释变量 $Distortion_{jt}$ 之间应该存在显著的正相关关系,即在政府干预微观经济越严重的省份,要素市场扭曲越突出。在1978年之后中国制定和实施的一系列对外改革开放国策中,打破国有和集体企业的行政垄断地位、逐步培育市场竞争机制在产品市场和要素市场资源配置中的主要调节作用是重点任务之一。在经历了针对国有和集体企业的“打破铁饭碗”“允许国有集体企业破产”“构建现代企业制度”“逐步退出竞争性市场领域”“抓大放小”等一系列重要改革举措之后,国有集体企业在国民经济中的比重逐步缩小。然而需要注意的是,市场化改革往往具有短期内难以改变的体制性障碍以及路径依赖特征,在1978年之前国有集体企业在国民经济中的比重相对较高的省份地区,其所面临要素市场化改革的阻力相对较大,他们在改革开放后推进要素市场化改革的各种机制体制性阻碍和制度阻力相应也更大。另外要素市场相对于产品市场的市场化改革滞后程度更为突出,要素市场扭曲现象就更为严重。于是检验本文所设计的工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$ 是否合理的一个重要依据是,其与解释变量 $GovMarket_{jt}$ 、 $ProMarket_{jt}$ 和 $FacMarket_{jt}$ 之间表现出显著负相关关系,而与解释变量 $Distortion_{jt}$ 之间表现出显著正相关关系。

(四)数据来源与处理说明

本文中使用的中国地级城市层面和省级层面的相关数据,来自历年的《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》;中国各省份地区的市场化进程指数,来自樊纲等编制的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》和王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告》。另外,在我们的研究样本观察期内,考虑到西藏的市场化进程指数在部分年份存在缺失现象,为了保证研究结果的一致性,将其删除。

四、实证结果与分析

(一)中国南北板块全要素生产率的差异

我们使用模型(1)来检验中国南北板块全要素生产率是否存在明显差异,表2展示了检验结果。

第(1)~(3)列为对以 ACF 方法测算得到的中国地级城市全要素生产率 TFP_{acf_city} 的回归结果,可见 N_S_dum 均在 1% 的统计水平上显著为负。类似地,第(4)~(6)列为对以 OP 方法测算得到的中国地级城市全要素生产率 TFP_{op_city} 的回归结果,解释变量 N_S_dum 仍然均在 1% 的统计水平上显著为负。这初步说明,2002—2014 年中国南方板块各地级城市的全要素生产率,要显著高于北方板块各地级城市的全要素生产率,由此证明中国情景下南北经济发展呈现出显著差异的事实。

从表 2 中第(3)列和第(6)列各控制变量的回归结果来看,绝大多数的控制变量均呈现了预期的显著性,说明本文选择的控制变量相对合理。并且可以看出,在添加了控制变量后,R²数值得到了一定程度的提升,达到了 0.8 以上。由此可以判断的是,本文设计的模型可能并不存在严重的遗漏重要变量问题,说明设计的计量模型具有合理性。

表 2 中国南北板块全要素生产率差异性的检验

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP _{acf_city}			TFP _{op_city}		
N_S_dum	-0.2559*** (-4.53)	-0.9753*** (-6.22)	-0.3451*** (-5.30)	-0.3627*** (-6.16)	-0.5538*** (-4.12)	-0.3135*** (-3.94)
Pgdp_city		0.0391*** (3.86)	0.0208*** (4.85)		0.0457*** (4.85)	0.0247*** (6.77)
Pgdp_city_sq		-0.0010*** (-3.86)	-0.0004*** (-4.61)		-0.0008*** (-3.36)	-0.0003*** (3.33)
FDI_gdp			0.0002 (1.09)			-0.0003* (-1.91)
Ser_gdp			-0.7409*** (-5.37)			-0.3899*** (-3.36)
Ser_gdp_sq			0.1841*** (5.51)			0.1039*** (3.68)
Con_gdp			-0.6302*** (-3.27)			-0.5094*** (-3.45)
Con_gdp_sq			0.0686*** (3.46)			0.0556*** (3.65)
Fis_gdp			-0.9747*** (-3.82)			-0.8055*** (-3.72)
Road_city			-0.0734*** (-4.72)			-0.0620*** (-4.51)
Int_city			-0.0272** (-1.98)			-0.0117 (-1.16)
Constant	1.7573*** (48.84)	2.2647*** (13.62)	2.1637*** (19.24)	1.5000*** (74.74)	1.4021*** (9.75)	1.7125*** (18.45)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.6959	0.7077	0.8135	0.8171	0.8287	0.8378
N	4272	4272	3456	4272	4272	3456

注: *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,所有回归模型均经过地级城市层面的 cluster 处理,以下回归均控制了城市和年份固定效应,下表同。

(二)市场化改革对中国南北板块全要素生产率影响的检验

首先,我们使用模型(2)来检验中国的市场化改革进程对地级城市全要素生产率的影响。表 3 展示了使用工具变量 IV_Sta_76 - 78ave_{it} 所得到的 2SLS 检验结果,第(1)~(3)列的被解释变量为 TFP_{acf_city},解释变量 GovMarket、ProMarket 和 FacMarket 的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为正。同样地,在以 OP 方法测算的中国地级城市全要素生产率的回归结果中,各个解释变量的回归系数仍然均在 1% 的统计水平上显著为正。由此说明,中国各省份地区的政府和市场关系、产品市场化

改革以及要素市场化改革进程,均促进了地级城市全要素生产率的提升,验证了中国的市场化改革对经济增长的重要推动作用。

表 3 市场化改革对中国城市全要素生产率影响的 2SLS 检验

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFPac_city			TFPop_city		
第一阶段回归结果						
IV_Sta_76 - 78ave	-1.8074 *** (-8.07)	-0.7090 *** (-4.11)	-2.1647 *** (-5.84)	-1.8074 *** (-8.07)	-0.7090 *** (-4.11)	-2.1647 *** (-5.84)
第二阶段回归结果						
GovMarket	0.2011 *** (5.01)			0.1408 *** (4.26)		
ProMarket		0.4726 *** (3.88)			0.3310 *** (3.57)	
FacMarket			0.1679 *** (4.49)			0.1176 *** (3.85)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	0.6692 * (1.89)	-1.0158 (-1.15)	0.5066 (1.15)	-0.5663 * (-1.93)	-1.7465 *** (-2.64)	-0.6801 * (-1.89)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Centered R ²	0.7514	0.2943	0.7246	0.7916	0.5299	0.7708
N	3103	3103	3103	3103	3103	3103

其次,我们使用模型(3)来检验中国省份地区的市场化改革进程对南北板块各地级城市全要素生产率的差异性影响。表 4 展示了使用工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$ 所得到的 2SLS 检验结果。结果显示,交互项变量 $GovMarket \times N_S_dum$ 和 $ProMarket \times N_S_dum$ 的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为负。这进一步说明,相比中国南方板块的各地级城市,中国北方板块各地级城市的政府和市

表 4 市场化改革对中国南北板块城市全要素生产率差异性的 2SLS 检验

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFPac_city			TFPop_city		
第一阶段回归结果						
IV_Sta_76 - 78ave	-1.6787 *** (-10.65)	-0.4588 *** (-3.25)	-2.0933 *** (-5.69)	-1.6787 *** (-10.65)	-0.4588 *** (-3.25)	-2.0933 *** (-5.69)
第二阶段回归结果						
GovMarket	0.2176 *** (5.44)			0.1528 *** (4.46)		
ProMarket		0.7724 *** (3.19)			0.5415 *** (3.02)	
FacMarket			0.1693 *** (4.37)			0.1187 *** (3.75)
GovMarket \times N_S_dum	-0.1040 *** (-5.21)			-0.0753 *** (-4.37)		
ProMarket \times N_S_dum		-0.7016 *** (-3.09)			-0.4926 *** (-2.92)	
FacMarket \times N_S_dum			-0.0093 (-0.81)			-0.0072 (-0.69)
N_S_dum	0.4853 *** (3.21)	4.4359 *** (3.05)	-0.5013 *** (-3.26)	0.1019 (0.79)	2.8558 *** (2.64)	-0.6055 *** (-4.84)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	0.9621 *** (3.73)	-2.7105 * (-1.69)	1.0568 *** (3.61)	-0.1042 (-0.47)	-1.7465 *** (-2.64)	-0.0365 (-0.15)
Centered R ²	0.7577	0.6647	0.7277	0.7957	0.6989	0.7659
N	3103	3103	3103	3103	3103	3103

场关系以及推进的产品市场化改革,对北方地区地级城市全要素生产率的抑制效应更明显。而交互项变量 $FacMarket \times N_S_dum$ 的回归系数为负,且均不显著。这说明,中国南北方板块推进的要素市场化改革对其全要素生产率水平并未产生显著的差异性影响。

五、进一步讨论

(一)要素市场扭曲对中国城市全要素生产率影响的检验

正如上文所述,中国情景下各级政府对微观经济部门的干预和控制,集中体现在对微观经济部门发展需要的特定关键要素市场的干预和控制,由此导致的要素市场化改革滞后于产品市场化改革进程所造成的要素市场扭曲现象。表 5 展示了我们针对模型(2)使用工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$ 所得到的 2SLS 检验结果。结果显示,无论是以 ACF 方法测算还是以 OP 方法测算得到的中国地级城市全要素生产率为被解释变量的回归结果,解释变量 Distortion 的回归系数均在 1% 统计水平上显著为负。这说明,从中国经济发展的整体层面来看,要素市场扭曲对地级城市全要素生产率产生了显著的抑制效应。由此验证,中国各级政府针对辖区内微观经济部门发展和运行所需要的关键要素市场的干预和控制,虽然短期内可以带来地区内企业或产业的扩张机会,增加地方官员对上负责式的晋升或升迁机会,但由于其扰乱了地区内微观经济部门的正常运行和稳定发展所需要的关键要素分配权和定价权,扭曲和削弱了关键要素市场的资源配置效率,抑制了辖区内微观企业的创新研发投入和技术进步动力,进而对地区全要素生产率的提升形成了阻碍。

表 5 要素市场扭曲对中国城市全要素生产率影响的 2SLS 检验

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFPac _{city}			TFPop _{city}		
第一阶段回归结果						
IV_Sta_76 - 78ave	0.2239*** (7.11)	0.2298*** (7.33)	0.2152*** (6.18)	0.2239*** (7.11)	0.2298*** (7.33)	0.2152*** (6.18)
第二阶段回归结果						
Distortion	-2.0474*** (-6.42)	-1.7928*** (-6.38)	-1.6895*** (-4.69)	-1.9358*** (-5.93)	-1.5287*** (-5.81)	-1.1833*** (-3.91)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	0.9333 (6.56)	0.7302*** (5.43)	1.3636*** (4.99)	-0.7230*** (-5.34)	-0.6450*** (-5.18)	-0.0798*** (-4.35)
Centered R ²	0.5414	0.6042	0.7051	0.6763	0.7505	0.7570
N	3700	3700	3103	3700	3700	3103

(二)要素市场扭曲对中国南北板块城市全要素生产率差异性的检验

遵循同样的研究逻辑,表 6 展示了我们针对模型(3)使用工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$ 所得到的 2SLS 检验结果。结果显示,交互项变量 $Distortion \times N_S_dum$ 的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为负。这进一步说明,相比中国南方板块各地级城市,中国北方板块各地级城市存在着更为突出的要素市场扭曲效应现象。由此说明,导致中国北方板块各地级城市的全要素生产率低于中国南方板块各地级城市的关键机制,就是中国南北板块中政府干预市场化改革进程的差异性特征。因此,中国南北板块地级城市经济发展分化现象的内在动因,也可以在一定程度上归集为中国南北板块中政府干预市场化改革的差异性特征,检验了本文研究假设 2。

针对本文设计的工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$ 究竟是否有效,重要的检验证据体现在以下两个方面:一方面,从表 3 至表 4 中各个模型的第一阶段回归结果来看,工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$ 的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为负。由此证明,在改革开放之前的 1976 - 1978 年国有和集体部门员工占地区劳动力人数比重相对较高的省份中,2002 - 2014 年的政府和市场关系、产品和要素市场化改革进程相对较慢。这就验证了我们在设计工具变量过程中的理论预期和内在机制分析逻辑,即改革开放之前国有和集体部门员工占地区劳动力人数比重相对较高的地区中,后续的市场化改革进

程的确会遭受更为突出的路径依赖式的体制性障碍,进而导致政府和市场关系、产品和要素市场化改革进程相对滞后。而对比来看,在表 5 和表 6 的各个模型中,工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$ 的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为正。这就说明,改革开放之前国有和集体部门员工占地区劳动力人数比重相对越高的省份中,后续的市场化改革进程的确会遭受更为突出的路径依赖式的体制性障碍,进而导致要素市场相对于产品市场化改革进程相对滞后现象更为突出,要素市场扭曲效应更为强烈。这些经验证据均符合本文对工具变量设计逻辑和作用效应的理论预测,从而证明本文设计的工具变量是合理的。另一方面,对比表 6 第(3)列与第(1)、(2)列以及第(6)列与第(4)、(5)列的回归结果,在第一阶段的回归结果中,工具变量 $IV_Sta_76 - 78ave_{jt}$ 的回归系数数值变大。这就说明,本文设计的工具变量并不存在难以满足排他性约束要求的问题。

表 6 中国南北板块全要素生产率差异性的 2SLS 检验

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP _{pac_city}			TFP _{pop_city}		
第一阶段回归结果						
IV_Sta_76 - 78ave	0.1487*** (5.96)	0.1408*** (5.78)	0.1891*** (6.91)	0.1487*** (5.96)	0.1408*** (5.78)	0.1891*** (6.91)
第二阶段回归结果						
Distortion	1.7871*** (4.51)	1.6364*** (4.00)	1.5018*** (3.89)	2.0660*** (4.97)	1.6566*** (4.12)	1.1282*** (3.25)
Distortion × N_S_dum	-1.5138*** (-6.13)	-1.3981*** (-5.40)	-1.1373*** (-4.80)	-1.5798*** (-6.24)	-1.2987*** (-5.20)	-0.8238*** (-3.98)
N_S_dum	0.1495 (1.26)	0.0026 (0.02)	0.4880*** (3.11)	0.1069 (0.84)	-0.1723 (-1.28)	0.1095 (0.79)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	1.4837*** (18.55)	1.4472*** (18.66)	2.3162*** (25.53)	0.2382*** (2.78)	0.1958** (2.47)	0.8540*** (10.66)
Centered R ²	0.6490	0.6712	0.7716	0.7406	0.7855	0.8050
N	3700	3700	3103	3700	3700	3103

(三) 2008 年金融危机的影响

不少学者认为,中国南北板块的市场化进程分化现象,在 2008 年末开始实施“四万亿”刺激计划后开始凸显。一方面,由于中国的南方板块地区相对完善的市场竞争机制,导致“四万亿”刺激计划带来的过剩产能和相对落后产能快速出清,产业结构优化升级效应明显;另一方面,中国南方板块中的内陆省份依托长江经济带承接沿海产业转移,促使贵州、云南、西藏和江西等南方板块中的相对内陆省份经济增速持续领跑全国。对比来看,中国北方板块各地区则由于政府主导的“四万亿”刺激计划,反而固化了政府投资主导型驱动发展模式和政府干预微观经济依赖路径循环机制,要素市场化改革的进程出现了停滞现象。而 2008 年全球金融危机后,虽然两年的“四万亿”刺激计划和巨额投资使得北方板块各地区的经济延续了短期增长态势,但是粗放型经济增长模式和政府投资主导型增长模式内含的各种弊端同时被释放,依靠要素投入数量简单扩张和政府主导型投资驱动的原有发展模式难以为继。中国北方板块的多数地区中,由于市场化改革特别是要素市场化改革相对滞后,营商环境制度建设也相对落后,导致新经济新动能转化过程中面临更为突出的机制体制性障碍。因此,中国南北板块全要素生产率的分化现象可能与 2008 年之后中国各级政府为了应对全球金融危机制定和出台的“四万亿”刺激计划带来的政府干预效应密切相关。

表 7 展示了相应的 2SLS 回归结果。其中,虚拟变量 Fin_after 用来刻画 2008 年金融危机的时间虚拟变量,之前设定为 0,反之为 1。由回归结果可以看到,交互项 $Distortion \times Fin_after$ 的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为正。这说明,在金融危机之后,要素市场扭曲效应对中国地级城市全要素生产率造成了更为显著的促进效应。这说明,从整体层面来看,金融危机之后要素市场扭曲效应对中国地级城市全要素生产率的抑制效应逐渐弱化。第(3)~(6)列的回归结果显示,从区分 2008 年金

融危机时期前后的分组样本回归结果来看,交互项 $\text{Distortion} \times \text{N_S_dum}$ 的回归系数至少在 5% 以上的统计水平显著为负。这表明,无论金融危机前后,相比中国南方板块,要素市场扭曲效应对中国北方板块各地级城市全要素生产率均产生了更为显著的抑制效应。但是,2008 年之后样本组的交互项 $\text{Distortion} \times \text{N_S_dum}$ 的回归系数绝对值,明显高于 2008 年之前样本组的结果;进一步,第(4)与第(6)列的交互项 $\text{Distortion} \times \text{N_S_dum}$ 的回归系数绝对值,均大于第(3)列与第(5)列。这表明,相比 2008 年金融危机之前,2008 年金融危机之后要素市场扭曲对中国北方板块各地级城市全要素生产率造成了更为明显的抑制作用。这说明,“四万亿”刺激投资计划可能在中国南北不同板块各级政府的具体落实过程中存在突出的差异性特征。尤其表现为固化了中国北方板块各级政府对要素市场的控制或干预动机,进而导致要素市场扭曲对中国北方板块各地级城市的全要素生产率的阻碍作用。

表 7 中国南北板块金融危机前后全要素生产率差异性的 2SLS 检验

样本时间区间	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	全样本	<2008	≥2008	<2008	≥2008
被解释变量	TFPacf_city	TFPop_city	TFPacf_city		TFPop_city	
第一阶段回归结果						
IV_Sta_76-78ave	0.1809*** (5.04)	0.1809*** (5.04)	0.5591*** (9.83)	0.1688*** (4.74)	0.5591*** (9.83)	0.1688*** (4.74)
第二阶段回归结果						
Distortion	-2.0731*** (-4.35)	-1.4399*** (-3.66)	0.3200 (1.41)	2.2232*** (3.06)	0.6351*** (2.89)	0.5499 (1.07)
Distortion×Fin_after	1.1214*** (4.76)	0.7501*** (3.88)				
Fin_after	-0.3903*** (-2.95)	-0.5754*** (-5.26)				
Distortion×N_S_dum			-0.4412** (-2.39)	-1.4526*** (-3.17)	-0.6708*** (-3.74)	-1.6667*** (-3.12)
N_S_dum			0.0235 (0.13)	0.1410 (0.79)	-0.0017 (-0.01)	-0.4947*** (-4.37)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	1.3442*** (5.15)	0.2214*** (3.05)	1.7578*** (20.05)	2.5542*** (13.62)	0.7688*** (9.61)	1.1366*** (9.99)
Centered R ²	0.7156	0.7590	0.9149	0.7769	0.9137	0.8950
N	3103	3103	1344	1759	1344	1759

六、研究结论与政策启示

近年来,中国的南北板块是否出现了经济发展分化现象,引发了广泛关注。本文将中国地级城市全要素生产率作为判断和分析中国南北板块经济是否发生发展分化现象的重要工具。本文发现:第一,中国北方板块各地区全要素生产率,要显著低于中国南方板块各地区全要素生产率。特别是在 2012 年左右,中国南北板块各地区全要素生产率的差距,呈现出逐步拉大趋势。第二,中国北方板块的市场化进程,特别是要素市场化进程,始终相对落后于中国南方板块,这是导致中国北方板块全要素生产率落后于南方板块以及中国南北经济发展分化现象发生的原因。第三,2012 年左右中国南北板块之间出现的全要素生产率分化现象,可以通过南北板块中要素市场化进程相对滞后于产品市场化进程的要素市场扭曲效应来加以解释。这其中可能的原因是,为了应对 2008 年全球金融危机对中国经济带来的巨大负面冲击,中国南北板块各级政府在落实“四万亿”刺激计划过程中存在较为突出的差异性,突出表现在中国北方板块要素市场化改革出现了停滞和落后现象,进而导致要素市场扭曲对中国北方板块各地级城市全要素生产率造成了更为明显的阻碍。

2020 年中共中央和国务院发布了《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,强调“深化要素市场化配置改革,促进要素自主有序流动,提高要素配置效率,进一步激发全社会创造力和

市场活力,推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革”。这充分说明,中国已经从顶层设计层面意识到主动推进要素市场化改革对维持经济高质量发展的基础性作用。事实上,无论是出于地方政府在发展地方经济中的计划经济路径依赖式思维,还是出于地方政府官员利用对辖区内关键要素市场的干预和控制行为来促进地区 GDP 短期增长的激励机制,或是出于对地方关键要素分配权和定价权的干预或控制行为来进行官商合谋获取自身利益最大化的策略动机,地方政府对辖区内关键要素市场的各种形式的不合理干预和控制行为,已经对中国经济高质量发展形成了难以忽略的阻碍作用。因此,要真正落实中央提出的要素市场化配置体制机制的改革任务,就需全面清理和合理规范中国各级地方政府对特定关键要素市场的不合理干预和控制行为,真正将建设高标准市场体系作为北方板块政府全面改革的首要任务。

参考文献:

- [1] 盛来运,郑鑫,周平,李拓.我国经济发展南北差距扩大的原因分析[J].管理世界,2018(9):16—24.
- [2] 邓忠奇,高廷帆,朱峰.地区差距与供给侧结构性改革:“三期叠加”下的内生增长[J].经济研究,2020(10):22—37.
- [3] 许宪春,雷泽坤,窦园园,柳士昌.中国南北平衡发展差距研究——基于“中国平衡发展指数”的综合分析[J].中国工业经济,2021(2):5—22.
- [4] 盛垒,张子彧.我国南北经济分化的影响因素研究——基于区域创新能力差异的视角[J].华中师范大学学报(自然科学版),2021(5):727—740.
- [5] 安虎森,周江涛.影响我国南北经济差距的主要因素分析[J].经济纵横,2021(7):28—38.
- [6] 吴楚豪,王恕立.中国省级 GDP 构成与南北经济分化[J].经济评论,2020(6):44—59.
- [7] 孙志燕,侯永志.对我国区域不平衡发展的多视角观察和政策应对[J].管理世界,2019(8):1—8.
- [8] Romer, P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5): 1002—1037.
- [9] Romer, P. M. Endogenous Technological Change[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 71—102.
- [10] Aghion, P., Howitt, P. A Model of Growth through Creative Destruction[J]. Econometrica, 1992, 60(2): 323—351.
- [11] Young, A. The Tyranny of Numbers Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(3): 641—680.
- [12] Young, A. The Razor's Edge Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China[J]. Quarterly Journal of Economics, 2000, 115(4): 1091—1135.
- [13] Young, A. Gold into Base Metals Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period[J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(6): 1220—1261.
- [14] 丁菊红,邓可斌.政府干预、自然资源与经济增长:基于中国地区层面的研究[J].中国工业经济,2007(7):56—64.
- [15] 王媛,杨广亮.为经济增长而干预:地方政府的土地出让策略分析[J].管理世界,2016(5):18—31.
- [16] 罗德明,李晔,史晋川.要素市场扭曲、资源错置与生产率[J].经济研究,2012(3):4—14.
- [17] 戴魁早,刘友金.要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析[J].经济研究,2016(7):72—86.
- [18] 王文举,范合君.我国市场化改革对经济增长贡献的实证分析[J].中国工业经济,2007(9):48—54.
- [19] 李猛,沈坤荣.地方政府行为对中国经济波动的影响[J].经济研究,2010(12):35—47.
- [20] 樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011(9):4—16.
- [21] 张杰,李克,刘志彪.市场化转型与企业生产效率——中国的经验研究[J].经济学(季刊),2011(2):571—602.
- [22] 赵文军,于津平.市场化进程与我国经济增长方式——基于省际面板数据的实证研究[J].南开经济研究,2014(3):3—22.
- [23] 李沙沙,邹涛.政府干预、资本市场扭曲与全要素生产率——基于高技术产业的实证研究[J].东北财经大学学报,2017(2):24—32.
- [24] 毛其淋,许家云.市场化转型、就业动态与中国地区生产率增长[J].管理世界,2015(10):7—23.
- [25] 简泽.从国家垄断到竞争:中国工业的生产率增长与转轨特征[J].中国工业经济,2011(11):79—89.
- [26] 马光荣.制度、企业生产率与资源配置效率——基于中国市场化转型的研究[J].财贸经济,2014(8):104—114.

- [27] 魏婧恬,葛鹏,王健.制度环境、制度依赖性与企业全要素生产率[J].统计研究,2017(5):38—48.
- [28] 盛誉.贸易自由化与中国要素市场扭曲的测定[J].世界经济,2005(6):29—36.
- [29] 盖庆恩,朱喜,程名望,史清华.要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J].经济研究,2015(5):61—75.
- [30] 盖庆恩,方聪龙,朱喜,程名望.贸易成本、劳动力市场扭曲与中国的劳动生产率[J].管理世界,2019(3):64—80.
- [31] 吴一平,芮萌.地区腐败、市场化与中国经济增长[J].管理世界,2010(11):10—17.
- [32] 尹振东,聂辉华.腐败、官员治理与经济发展[J].经济学(季刊),2020(2):411—432.
- [33] 黄新飞,陈珊珊,李腾.价格差异、市场分割与边界效应——基于长三角15个城市的实证研究[J].经济研究,2014(12):18—32.
- [34] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告[M].北京:经济科学出版社,2010:P4—6.
- [35] 王小鲁,樊纲,胡李鹏.中国分省份市场化指数报告(2018)[M].北京:社会科学文献出版社,2019:P4—6.
- [36] 单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952—2006年[J].数量经济技术经济研究,2008(10):17—31.
- [37] 柯善咨,向娟.1996—2009年中国城市固定资本存量估算[J].统计研究,2012(7):19—24.
- [38] 徐淑丹.中国城市的资本存量估算和技术进步率:1992—2014年[J].管理世界,2017(1):17—29.
- [39] 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.
- [40] Stevenson, B. Beyond the Classroom: Using Title IX to Measure the Return to High School Sports[J].The Review of Economics and Statistics,2010, 92(2):284—301.
- [41] Ahern, K. R., Dittmar, A. K. The Changing of the Boards: The Impact on Firm Valuation of Mandated Female Board Representation[J]. Quarterly Journal of Economics, 2012, 127(1):137—197.

Does China's Economic Development Divide between North and South: Based on the Productivity of Prefecture-level Cities

CHEN Rong¹ ZHANG Jie²

(1.School of Economics, Remin University of China, Beijing 100872, China;

2.Institute of China's Economic Reform & Development, Remin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Whether there exists economic development differentiation between China's North and South plates has always been an important controversial topic in academic circles. From the perspective of the total factor productivity of prefecture-level cities in China, this paper finds that there is a significant gap in the total factor productivity of China's North-South plates, and the gap has gradually widened since 2012, which provides a strong support for the economic development differentiation of China's North-South plates. Further, it is found that the market-oriented reform of the central regions in northern China lags behind that of the central regions in southern China, and the resulting factor market distortion effect is the core mechanism that leads to the differentiation of the total factor productivity of the northern and southern regions in China. Compared with before the 2008 financial crisis, after the 2008 financial crisis, the factor market distortion effect caused a more prominent inhibitory effect on the total factor productivity at the city level in northern China. These empirical evidences profoundly explain the theoretical hypothesis of government intervention behavior under the Chinese scenario, especially the theoretical hypothesis of government intervention and control behavior of key factors, and to a certain extent explain the cause of the economic development differentiation of the North and South plates in China.

Key words: China's North-South Economic Development Differentiation; Theoretical Hypothesis of Government Intervention; Factor Market Distortion Effect

(责任编辑:姜晶晶)