

中国制造业物质生产率与价值生产率 变化及收敛趋势研究¹ ——基于上市公司的经验证据

肖挺² 唐宇晨³

摘 要 本文基于国泰安数据库以及手动收集的上市公司销售量数据,运用 ACF 方法测算了 2011—2019 年期间企业的物质全要素生产率(TFPQ)和价值全要素生产率(TFPR),比较了两者的变化趋势以及收敛情况。结果显示,整体、分地区、分行业的 TFPR 呈现先增长后下降的态势,而 TFPQ 基本表现出较平稳的增长,非国有企业和年轻企业 TFPQ 明显更大。制造业企业 TFPR 整体上存在绝对 β 收敛,且 TFPR 绝对 β 收敛的速度大于 TFPQ。部分行业和地区的企业 TFPQ 不存在绝对 β 收敛但存在条件 β 收敛,行业、地区层面的企业 TFPR 基本都存在绝对 β 收敛。测算剔除价格因素的生产率 TFPQ,并从行业、地区、企业性质等方面分别与 TFPR 对比分析,能对中国制造业技术效率变化进行更直观的审视,并有助于把握行业和地区间真实的全要素生产率水平的增长,为推动我国制造业高质量发展提供经验证据。

关键词 制造业企业;物质全要素生产率;价值全要素生产率;收敛

0 引言

当今世界正经历百年未有之大变局,中美贸易摩擦频繁,国际环境不断变幻,新冠疫情在全球范围内蔓延,我国面临的风险和挑战不断上升。党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中明确提出,坚持把发展经济着力点放在实体经济上,坚定不移建设制造强国。制造业是一国之本,也是国家发展的基石。

¹ 国家自然科学基金地区项目《制造企业业务维度对服务化收益影响机制研究:基于与服务供应商合作关系的视角》(72262015);江西省教育厅科技项目《信号理论视角下制造企业“服务化困境”问题的实证评估》(GJJ210522)。

² 肖挺,江西财经大学国际经贸学院教授,E-mail:ncu_xiao@163.com。

³ 唐宇晨(通讯作者),南开大学经济学院国际经济研究所博士研究生,E-mail:tangyuchendoc@163.com。

我国一直都是制造业大国,为了实现从制造业大国迈向制造业强国的目标,思考如何把制造业做实做强做优,着力提高制造业质量以推动高质量发展就显得格外重要。推动高质量发展是保持经济持续健康发展的必然要求,我国正处于转变发展方式的关键阶段,以往依靠资源环境和廉价劳动力的粗放型发展方式难以为继。发展动力亟须从要素投入转向创新驱动,经济增长的方式也应从粗放型转为集约型,提高全要素生产率对经济增长的贡献程度。提高全要素生产率是高质量发展的动力源泉,也是推动质量和效率变革的主要动力。全要素生产率是除要素投入以外引起经济增长的重要因素,不仅能反映资源配置效率,还可以反映技术进步对经济增长的影响,很好地度量了经济发展的质量。

因此提高制造业全要素生产率是我国实现高质量发展的关键所在。为了能够提高制造业生产效率,就有必要以“史”为鉴,弄清楚我国制造业全要素生产率的发展和演变过程,以往对于制造业全要素的测算结果由于方法和数据的差别较大,但多数研究利用工业企业数据测算了1998—2007年制造业TFP,发现增长率在3%~5%之间(杨汝岱,2015)。但在次贷危机之后,我国制造业TFP增长率近年来又有一定程度下降,甚至出现了负增长的情况,与美国的差距有进一步拉大的趋势(赵玉林和谷建军,2018)。同时,由于数据质量的原因,鲜有文章测算次贷危机之后微观制造业企业的物质生产率,并缺乏趋势性以及异质性的分析。因此,本文利用2011—2019年制造业上市企业的数据,从物质生产率(TFPQ)和价值生产率(TFPR)两个方面测算了制造业企业的全要素生产率,从全国、地区、行业等多个层面进行了发展趋势分析,同时还着重检验了各层面的TFP的收敛性,比较物质全要素生产率与价值全要素生产率的异同,全面审视了近年制造业TFP的发展情况。

本文主要有以下两个贡献:第一,本文研究和分析了次贷危机之后微观制造业企业的两类TFP,并多角度讨论了TFP的变化和收敛趋势,为我国制造业TFP的发展提供了一些经验上的证据。第二,在已有研究的基础上,本文进一步讨论了制造业企业物质全要素生产率的变化与收敛情况,并与传统的价值全要素生产率相比较,试图了解我国制造业真实的TFP变化情况,为现有研究做出补充,并希望为后续研究提供一定的借鉴意义。

1 文献综述

在生产过程中,企业全要素生产率(TFP)反映了平均每单位投入要素的产出水平即投入产出效率。估算企业全要素生产率有助于分析经济增长的源泉以及对经济增长产生贡献的具体因素,确定经济增长是效率型还是投入型,并探究增长是否可持续(唐未兵等,2014)。企业全要素生产率的标准定义最早由Solow(1956)提出,除传统生产要素以外引起产出增加的部分为“索罗剩余”,即

全要素生产率。此外 Solow (1956) 认为在规模报酬不变和希克斯中性的条件下, 全要素生产率增长等同于技术进步率。虽然在很多文献中用全要素生产率代表技术进步, 但实际上影响全要素生产率变动的不仅是技术进步这一方面, 还有组织创新、人力资本、制度、资源配置效率等其他因素。目前国内外学者主要从两个角度探讨导致中国制造业各部门全要素生产率出现差异的原因, Baqaee and Farhi (2020) 发现冲击对宏观经济的全要素生产率的影响可以分为两部分, 一部分为技术效应, 另一部分则是资源重新配置产生的配置效率。首先, 资源错配造成的资源配置低效率会导致社会总要素生产率水平下降, Hsieh and Klenow (2009) 基于异质性企业垄断竞争模型进行分析, 发现如果中国的制造业以美国为基准调整其资源配置水平, 中国的整体产出水平会增加 30% ~ 50%。Brandt et al. (2012) 认为制造业企业全要素生产率增长是由于生产率高的新企业进入市场, 当新企业取代退出企业时, 投入要素的重新配置提高了企业的全要素生产率。戴小勇 (2021) 发现转型时期虽然中国的创新投入不断增加, 但是全要素生产率的增速是下降的, 这是因为要素市场存在扭曲而抵消了创新投入带来的影响, 从而导致行业总全要素生产率下降。也有部分国内学者 (龚关和胡关亮, 2013; 文东伟, 2019) 在 Hsieh and Klenow (2009) 建立的 HK 模型的基础上, 测度中国制造业资源错配的程度, 并进一步探讨资本和劳动配置效率改善对总体生产率增长的影响。其次, 技术差异也是引起生产率差异的重要原因, 一些学者 (颜鹏飞和李兵, 2004; 李平, 2016) 运用随机前沿分析 (SFA) 和数据包络分析法 (DEA) 测度全要素生产率的变化, 并进一步将其分解为相对技术效率和技术进步, 得出技术进步和技术效率是提升中国全要素生产率的重要途径。也有部分学者认为技术进步才是拉动中国全要素生产率的主要因素, 技术进步使得在原来投入要素相同的条件下产出增加, Zheng and Hu (2006) 用数据包络分析法 (DEA) 测度了中国不同省份的生产率, 发现观测期间 TFP 的增长的主要依赖于技术进步, 而非技术效率。

尽管不同企业、行业、产业间会存在着生产率的差异, 但跨国或地区要素流动、不同企业的进入和退出以及要素的重新配置, 都会使得生产率逐渐趋同。因此从研究企业生产率差异的角度出发, 许多学者把对全要素生产率的研究拓展到对其收敛特点的分析上, 现有关于制造业全要素生产率收敛检验的文献基本聚焦于省际、地区层面以及行业层面。Escribano and Stucchi (2014) 分析了衰退和扩张对不同生产率水平企业生产率增长的影响, 并检验生产率较低的企业在衰退期间是否倾向于追赶生产率较高的企业, 发现生产率在衰退时趋于收敛。Rodrik (2013) 得出制造业的劳动生产率存在绝对收敛, 而除制造业以外的其他行业均不存在收敛, 展示了不同行业间收敛性的差异。在省际和地区的空间收敛研究中, 彭国华 (2005) 分析了 1982—2002 年省际全要素生产率的收敛

模式,并将其与收入的收敛模式进行对比,发现两者的收敛模式存在很多相似之处,得出整体层面全国的 TFP 不存在绝对收敛,只有条件收敛,其次只有东部地区的 TFP 存在俱乐部收敛。谢千里等(2008)分析了 1998—2005 年中国的沿海、东北部、中部和西部四个主要生产率的收敛情况,得出沿海地区和中部地区之间存在 TFP 收敛,而东北部和西部地区不存在收敛现象。余泳泽(2015)对 1978—2012 年中国省际全要素生产率收敛进行检验,在考虑空间外溢效应之后,中国省际全要素生产率的收敛速度在加快,东、中、西部地区内部 TFP 都呈现较为明显的俱乐部空间收敛趋势且空间外溢效应为正。此外,越来越多学者在分析 TFP 收敛性时加入环境等方面的因素,例如杨翔等(2015)测算了 1998—2011 年中国制造业行业的碳生产率,发现制造业的碳生产率整体上呈现增长的趋势,且碳生产率存在 δ 收敛和 β 收敛,因行业异质性的存在使行业间的收敛特征有所差异,污染类行业的绝对 β 收敛速度要快于相对干净类行业,高技术类行业的绝对 β 收敛速度快于中低技术类行业。蔺鹏和孟娜娜(2021)将环境污染综合指数纳入产出指标,测度了中国六大城市群 2003—2018 年真实绿色全要素生产率(GTFP),得出技术效率是使得整体及各城市群的真实 GTFP 增长的主要原因,从其空间收敛特征来看,虽然存在异质性,但六大城市群 GTFP 增长表现出较强的空间 β 条件收敛性和俱乐部趋同特征。

现有的研究由于缺乏产量数据,更多的是围绕价值生产率(TFPR)进行分析,测算制造业价值全要素生产率使用的是经过行业等宏观层面价格指数进行平减后的工业增加值或产值,而物质全要素生产率用的是真实的产量数据,同时也能看成是经过企业层面价格平减指数的工业增加值或产值。Abbott III(1992)最先察觉使用收益衡量的生产率可能与真实生产率存在一定的差距,他发现美国制造业中同样的产品可能会收取不同的价格,如果每家企业产品价格并不相同,那么经过行业价格指数进行平减后得到的企业产出会存在一定误差,进而导致生产率的计算有偏误。Foster et al.(2008)也认为之前的研究低估了企业生产率的实际差异,开创性地提出了物质生产率(TFPQ)与价值生产率(TFPR)的概念,并基于可获得的产量和价格信息直接衡量物质生产率,得出基于收益的价值生产率可以分解为物质生产率和价格,物质生产率与企业层面价格负相关,而价值生产率与价格正相关。因为以往研究中生产率是用含有价格因素的价值生产率来代表的,但是价格包含着要素价格可能会与工资产生反向因果关系。Carlsson et al.(2011)利用瑞典制造业中较为可靠的企业层面产品价格和数量的数据,测算了瑞典制造业企业的物质生产率,并探讨其变化对工资的影响。在物质生产率(TFPQ)与价值生产率(TFPR)的概念基础上,Hsieh and Klenow(2009)建立了新的分析框架,建立了 HK 模型来测度资源错配,认为不存在扭曲时,价值生产率(TFPR)应该等于物质生产率(TFPQ)和企业产出价

格的乘积,并且此时不同企业间的价值生产率(TFPR)应该相等,最后得到存在扭曲时,可以通过价值生产率的离散程度衡量资源错配程度的重要结论。Kaoru et al. (2020)拓展了HK模型,假定企业间的价格加成是不同的,并将销售额分解为物质全要素生产率、要素扭曲、价格加成以及包含要素价格和需求变化的常数项,最后发现相对于价格加成和要素扭曲而言,物质全要素生产率对销售额增长具有主导作用,无形资本通过物质全要素生产率对销售额增长有显著影响。由于缺乏企业层面的价格和产量数据,目前关于物质全要素生产率的相关研究以及测算国内文献还相对较少,其中最具有代表性的是李旭超等(2017)沿用HK模型来测度资源错置程度,其中测算物质全要素生产率时由于缺少企业实际产量和企业产品价格的数据,只能根据HK模型中物质全要素生产率公式,用产值的幂函数逼近得到物质全要素生产率的值,最后得出资源错配使得中国企业规模分布无法与生产率分布决定的最优分布对应。

已有研究为全要素生产率与经济发展建立了良好联系,为了解我国经济快速腾飞的原动力作出了理论和实践上的贡献。同时,行业、地区和国家间的TFP差异也引起了许多学者的注意,从资源错配和技术差异两个方面分析了存在TFP发展差距的原因,并通过TFP的发展趋势以及内部和空间收敛情况来具体分析TFP的发展前景。但是过往研究存在的比较大的问题是只关注了价值全要素生产率的测算与分析,仅有少数学者开始逐渐关注物质全要素生产率。虽然在研究价值全要素生产率时,都会对产值、增加值、中间投入等进行价格平减,但是这只能在一定程度上排除价格的变动对TFP的影响,并没有从根本上把价格和真实的生产率区分开,所以得到的价值全要素生产率可能并不是技术效率的合理衡量指标。因为技术的进步使得物质全要素生产率增加,往往是伴随着价格下降的,所以价值全要素生产率会因为价格差异的存在扭曲了技术变化的测算结果。而在TFP收敛的分析中,首先,已有的研究多是研究省际、地区或者行业间的收敛情况,没有考虑到微观企业个体自身的特点对收敛性结果的影响,因此所得结果的误差可能会比较大,而且也缺少指导企业发展的现实意义;再次,已有文献同样也只关注了价值全要素生产率的收敛情况,并没能考虑地区或者产业内部的价格差异,所以得到的价值全要素生产率收敛并不是真实技术效率变化情况的收敛。基于上述研究存在的不足,本文以2010—2019年上市企业为研究对象,在国泰安企业数据的基础上,手动收集了相关企业的产量数据,用ACF法分别计算了企业的物质全要素生产率与价值全要素生产率,从整体上、分行业、分地区等多个层面比较它们的变化趋势和收敛情况,旨在探究真实的企业技术效率变化,填补已有研究的空白,并为后续进一步研究物质全要素生产率打下一定的基础。

2 研究方法 with 数据处理

2.1 方法说明

关于企业全要素生产率微观层面的计算方法,常见的有 OLS、GMM、ACF、OP、LP 等方法,其中普通最小二乘法、OP 法、LP 法和工具变量法(系统广义矩估计)属于半参数估计方法。应用 OLS 方法测算 TFP 会出现同时性偏差和样本选择偏差,从而导致 TFP 残差计算不准确。OP 法旨在解决微观数据的同时性偏差和样本选择偏差问题,而 LP 法解决同时性偏差问题,OP 和 LP 通过生产率的代理变量(投资或者中间投入)来处理内生性,但又带来了共线性问题,使得生产率估计有偏。为了克服 OP 和 LP 方法的共线性问题,剔除外生随机冲击的影响,本文对基于 ACF 方法估计的企业生产率以及在后文中运用 Wooldridge 方法估计的生产率进行稳健性检验。此时,基于 ACF 方法的全要素生产率模型构建如下:

$$y_{ijt} = a_{jt} + b_{jt}l_{ijt} + c_{jt}k_{ijt} + \sigma_{jt}m_{ijt} + \mu_{ijt} \quad (1)$$

其中:测算价值全要素生产率时,总产出 y ,原本为工业增加值,但上市公司年报并没有公布这一数据,参照以往研究的标准(Bond and Meghir, 1994),用企业的年度营业收入替代,即 y_{ijt} 用平减过后的 t 年 j 行业中企业 i 的营业收入取对数来代表,若测算物质全要素生产率, y_{ijt} 则用 t 年 j 行业中企业 i 的销售数量取对数代表。 l 是企业雇佣人数的对数,代表劳动要素的投入。 k 是企业资本要素的投入,本文使用固定资产净额取对数代表。 m 是原材料及其他中间品投入的对数形式,采用中国上市公司数据库中企业购买商品、接受劳务实际支付现金的对数进行衡量。

2.2 数据处理与进一步说明

本文以 2011 至 2019 年年报中公布销售量数据的上市制造业企业为实证研究对象,利用国泰安数据库获得了企业销售额、员工人数等基本信息,并通过巨潮资讯网手动收集了企业销量数据。根据新浪财经频道上申银万国证券公司的一级行业分类(简称申万一级行业分类)划分^①,本文所选取的制造业分类包括化工、医药生物、家用电器、建筑材料、有色金属、机械设备、汽车、电子、电气设备、纺织服装、计算机、轻工制造、钢铁、食品饮料等。从研究区域看,本文

^① 本文之所以选择用申万行业一级分类,主要是因为申万行业分类存在时间长,并且从投资管理和研究的双重角度来划分行业,同时,申万二级分类的类别过多,行业内样本量不足,所以综合考虑使用申万二级行业分类。

的样本包括中国的31个省、自治区以及直辖市,不包括中国的香港、台湾和澳门。从所有制看,分为国有企业、非国有企业。按企业年龄看,小于平均数10年的企业为年轻企业,否则为老企业^①。

在得到制造业上市企业的数据集之后,我们对所有上市制造业企业进行整合,对数据进行了以下处理:

首先剔除有以下几种情况的样本数据:(1)为了分析跨期生产率的收敛趋势,我们剔除了变量存在缺失以及企业上市年份在2011年以后的样本,以构造平衡面板数据。(2)剔除没有报告销售量的样本,此外有的企业在年报中报告的销售量实质上是销售额,我们对此样本也予以剔除。(3)剔除国泰安数据中的ST、PT、ST*企业,以及在观测年份期间企业名称和主营业务变更的企业。(3)借鉴肖挺(2021)的方法,剔除员工人数少于100人的企业。因为在员工数量较少的情况下,较小幅度的变动也可能会对TFP值产生较大的干扰,从而难以反映TFP的真实变化。(4)为了较为准确地计算多产品企业的销售量,我们剔除了主营产品营业收入占比小于50%的企业,后文会详述具体的原因。(5)对TFP值高于或低于1%极端值的企业样本进行截尾处理。根据上述条件进行遴选后,我们最终共获得了473个有效企业样本,共4257个观测值。

其次对名义变量的调整:(1)由于上市企业没有公布总产出或增加值数据,我们用销售额来代替总产出数据,而销售额包含了价格波动因素,无法反映实际的变化,因此本文对销售额按照分行业的生产者出厂价格指数进行平减。(2)按现价计算的资本存量也具有价格波动因素,而无法反映其真实的规模与效益,但中国价格统计年鉴没有分行业的固定资产投资价格指数,本文使用全国固定资产投资价格指数对固定资产投资额进行平减。(3)中间投入用全国工业生产者购进价格分类指数进行平减,将各行业的工业中间投入与各自所属类别的价格指数对应进行平减。

最后为了测算上市企业的物质生产率(TFPQ),我们需要找到销售量数据。但是同衡量实际生产数量一样,衡量多产品企业的销售量数据是非常复杂的,本文销售量数据收集和处理的步骤如下:(1)对于生产单一产品的企业,我们直接使用报告的销售量数据,尽可能将所有单一产品企业纳入观测样本中以减少潜在的测量误差。若在观测期间虽然企业并非生产一种产品,但存在某一种产品营业收入占90%以上,我们也直接按照生产单一产品的企业来处理。(2)除了生产单一产品的企业外,大多数上市制造业企业为多产品企业,由于多产品企业生产和销售种类十分多样化,很可能主营产品并非一种,不能随意加

^① 这里的企业年龄指的是企业上市年龄,因为本文使用的是上市企业数据,所以上市年龄更能代表企业的相关特征,并且上市年龄和成立年龄是高度相关的,使用成立年龄的结果基本与上市年龄一致。

总各产品销售量来得出总销量,为减少误差我们主要选取了主营产品收入占比在 50%以上的多产品企业。此外,我们应该注意在投入相同的情况下生产单一企业和多样化企业的比较,比如对于生产多种产品的企业,假设其销售水泥的营业收入占比为 80%,其生产 100 吨水泥与生产单一产品的企业生产 125 吨水泥的物质生产率(TFPQ)是一样的^①。因此对于生产多样化企业的销售量需要进一步进行调整,我们借鉴 Foster et al. (2008)的方法来计算销售量,用当年报告的销售量除以该主营产品在企业销售额中所占的份额,即经调整后产品 A 的实际销售量=产品 A 报告的销售量/产品 A 的销售额占比,这种调整方法实际上是假设每种产品的投入与收入份额成比例。

表 1 是样本的分布情况,由于在公用事业、农林牧渔、国防军工、建筑装饰、通信这五个申万一级行业中,有销售量数据企业较少,难以代表该样本所在的整个行业,所以统一将这些企业归为其他类别,仅在测量整体物质全要素生产率和价值全要素生产率时候会用到。根据统计,企业上市时间平均数为 10.4 年,因此本文以企业上市时间 10 年为界限划分新企业和老企业。可以看到,化工、机械设备和汽车行业是样本数最多的行业,均超过了 10%,而样本中年轻企业和非国有企业较多,并且将近一半的企业位于华东地区。

表 1 样本分布情况

	样本数量	占比/%		样本数量	占比/%
化工	693	16.28	计算机	135	3.17
医药生物	189	4.44	其他	171	4.02
家用电器	198	4.65	老企业	1827	42.9
建筑材料	225	5.29	年轻企业	2430	57.1
有色金属	216	5.07	国有企业	1575	37.0
机械设备	729	17.12	非国有企业	2682	63.0
汽车	450	10.57	东北地区	189	4.44
电子	270	6.34	华东地区	1980	46.51
电气设备	207	4.86	华中地区	495	11.63
纺织服装	198	4.65	华北地区	387	9.09
食品饮料	252	5.92	华南地区	711	16.7
轻工制造	153	3.59	西北地区	135	3.17
钢铁	171	4.02	西南地区	360	8.46
总观测值				4257	

① 本文假定如果一家企业用 80%的产能生产某一产品,而另一家企业只生产一种产品,如果第一家企业的产量是第二家的 80%,那么他们的潜在产量是一样的,如文中例子:100/0.8=125,因此本文最后把第一种企业处理为生产 125 吨的单一产品企业。

3 TFPQ 与 TFPR 的测算与描述

全要素生产率可以基于实际产量测算出物质生产率(TFPQ),也可以基于企业收入得到价值生产率(TFPR),两者主要区别在于前者不考虑价格的因素,而后者包含了价格的影响,物质全要素生产率与产品价格呈负相关,价值全要素生产率与产品价格呈正相关。物质生产率(TFPQ)代表企业的“真实”技术效率,且是价值生产率(TFPR)的组成部分,在同等条件下企业因其技术效率高而拥有较高的价值全要素生产率水平,同时价值全要素生产率的高低也可能受到生产商所面临需求和价格的影响(Foster et al., 2008)。基于此,本文选取2000—2019年473家制造业上市企业,将31个样本地区(不包括台湾、澳门、香港)划分为东北地区、华东地区、华中地区、华北地区、华南地区、西北地区、西南地区,选取申万一级分类中化工、医药生物、家用电器、建筑材料、有色金属、机械设备、汽车、电子、电气设备、纺织服装、计算机、轻工制造、钢铁、食品饮料十个行业^①,运用ACF方法估算了整体的物质全要素生产率与价值全要素生产率,并根据地区、行业、企业性质、企业年龄进行分样本回归分析,比较其物质全要素生产率与价值全要素生产率变化。

首先从图1(a)可以看到全国的物质全要素生产率虽然增长趋势较慢,但是处于一个稳中有升的状态,从2011年的8.66稳步增长至2019年的8.91。TFPR从2011年的7.04先下降至2015年的6.86,然后2016年至2019年实现了较快的增长,年均增长率为1.33%。这些变化可能得益于“十三五”规划期间改革力度加大,我国深入推进供给侧结构性改革,制造业转型升级步伐加快以寻求高质量发展,制造业上市企业生产率有所上升。从分地区的角度来分析两类TFP走势,大部分上市企业样本位于华东、华南、华中地区(占总样本的74.8%),因此主要分析这三个地区的生产率变化。2013年后华东地区为价值全要素生产率平均水平最高的地区,该地区整体的价值全要素生产率水平都高于全国平均水平,但两者变化趋势较为相似,都是先缓慢下降至2015年达到最小值,然后在之后的年份逐步上升。而华东地区的物质全要素生产率水平接近于全国的平均水平,两者的走势基本一致。华南地区是物质全要素生产率值最高的地区,其物质全要素生产率的平均值从2011年的9.25增长至2019年的9.8。华中地区的物质全要素生产率值和价值全要素生产率值都低于全国平均水平,但其价值全要素生产率变化较大,与全国平均水平的差距在不断缩小。华南地区物质全要素生产率值最高的原因可能在于要素配置效率较高,华南地区的四个

^① 本文只具体分析了10个行业的TFP趋势和收敛性,主要是因为剩下行业的观测值较少,可能并不能很好地代表行业的整体情况,同时,行业分类太多也不利于寻找规律和分析。

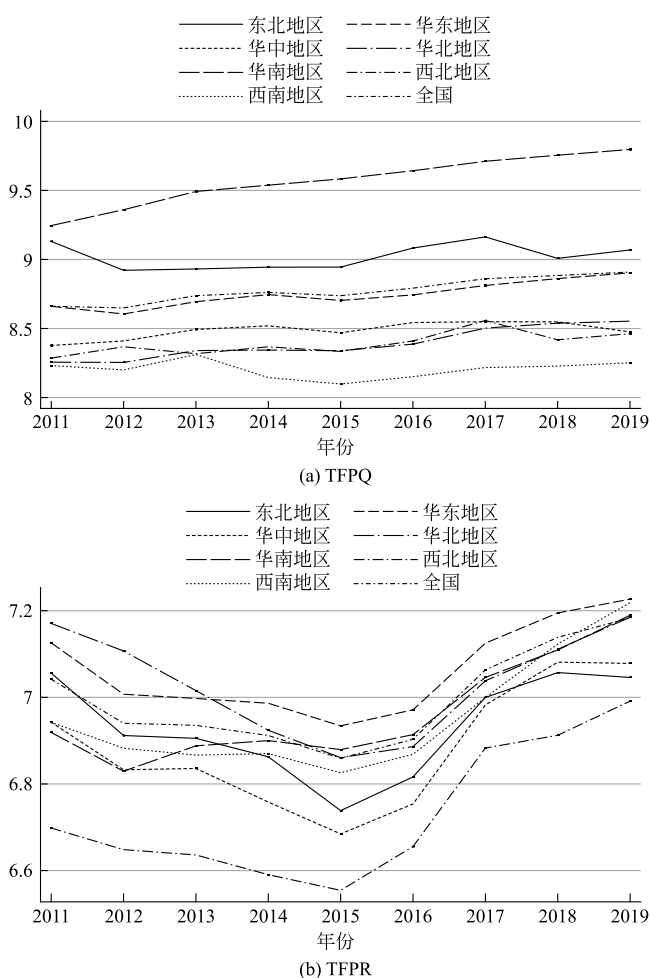


图1 不同地区间价值全要素生产率与物质全要素生产率趋势图

地区都为沿海城市,一般而言沿海地区为资本净流入地区,特别是海南省自由贸易港的建设对该地区的经济起到了一定的拉升作用。同时在第七次人口普查数据中,广东省作为人口增长和人口流入最大的省份,与2010年相比人口增加了2017.09万人,2015—2019年人口迁徙总数为304.4万人,充足的劳动供给与跨区域的资本流动,提高了要素的配置效率从而减少生产效率的损失。

其次,图2展示了2011—2019年十个行业的物质全要素生产率与价值全要素生产率的走势,各行业的价值全要素生产率趋势变化幅度都大于它们的物质全要素生产率变化,即不同行业价值全要素生产率的离散程度是大于其物质全要素生产率离散程度的。电子、家用电器、纺织服装、建筑材料的物质全要素生产率值皆高于全国物质全要素生产率的平均水平,其中物质全要素生产率最大的行业是电子行业,物质全要素生产率从2011年的12.26增长至2019年的

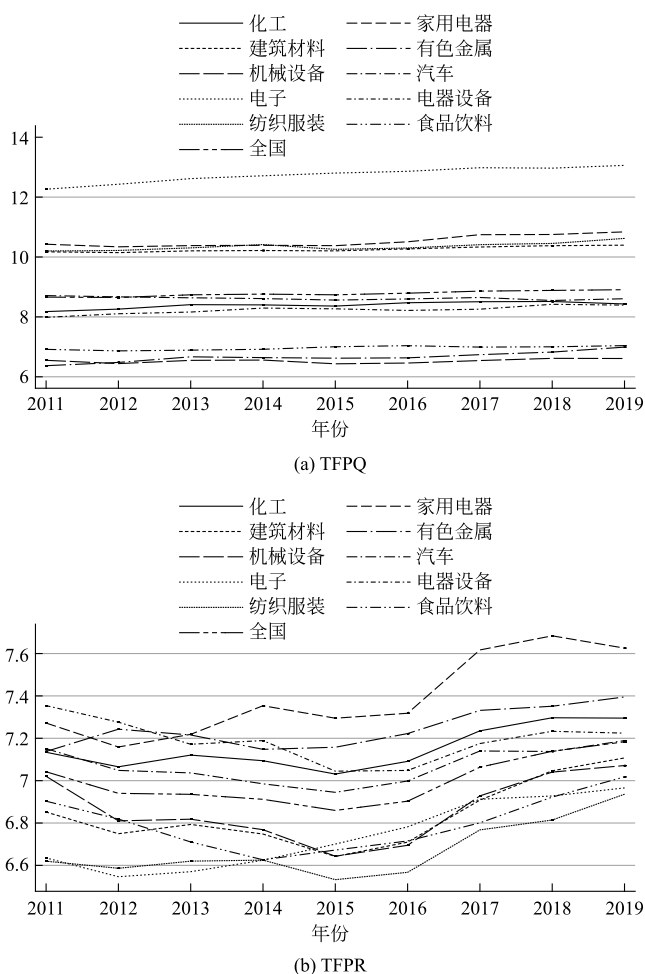


图 2 不同行业间价值全要素生产率与物质全要素生产率趋势图

13.06, 而其价值全要素生产率远小于全国的价值全要素生产率平均水平, 先从 2011 年下降至 2012 年的最小值 6.55, 然后逐年上升至 2019 年的 6.92。电子行业主要生产显示器件、电子系统组装、电路板等元件, 在同样的劳动和资本投入下, 产量多但元件价格较其他行业产品比如家用电器、电气设备来说偏低。同时建筑材料和纺织服装行业作为劳动密集型行业, 特别是纺织服装行业 2014 年之后的价值全要素生产率水平是最低的, 中国廉价的劳动力、原材料成本低以及产品技术复杂度偏低使得这两个行业较其他行业来说价格严重偏低, 从而拉低了它们的价值全要素生产率。家用电器行业的物质全要素生产率值为第二高的行业, 其价值全要素生产率值在 2012 年超越电气设备行业之后成为价值全要素生产率最大的一个行业, 家用电器行业作为技术密集型行业, 产品因技术复杂度高于其他行业而价格较高, 所以价值全要素生产率整体上也是高于

其他行业。

最后,图3对于不同企业性质、不同年龄段制造业上市企业价值全要素生产率与物质全要素生产率的走势情况进行分析,可以得到非国有企业、年轻企业的物质全要素生产率值分别高于国有企业、老企业。但是价值全要素生产率的结果相反,老企业、国有企业的价值全要素生产率值分别高于年轻企业与非国有企业。在图3(b)价值全要素生产率走势图中,年轻企业和非国有企业的走势在2011—2016年基本重叠,这是因为年轻企业中非国有企业占比非常大,约为83.1%。而老企业中国有企业占比64.9%,因此老企业与国有企业的价值全要素生产率走势曲线也十分接近。物质全要素生产率代表着真实的技术效率,价值全要素生产率包含着价格因素不一定能准确地反映TFP的动态。年轻企业的实际技术效率高于老企业,但是价值全要素生产率低于老企业的原因可能是年轻企业为保持市场竞争优势通常采取低价策略,对消费者要价低会导致整体的价值全要素生产率低。国有企业与非国有企业比较,所有制不同可能会

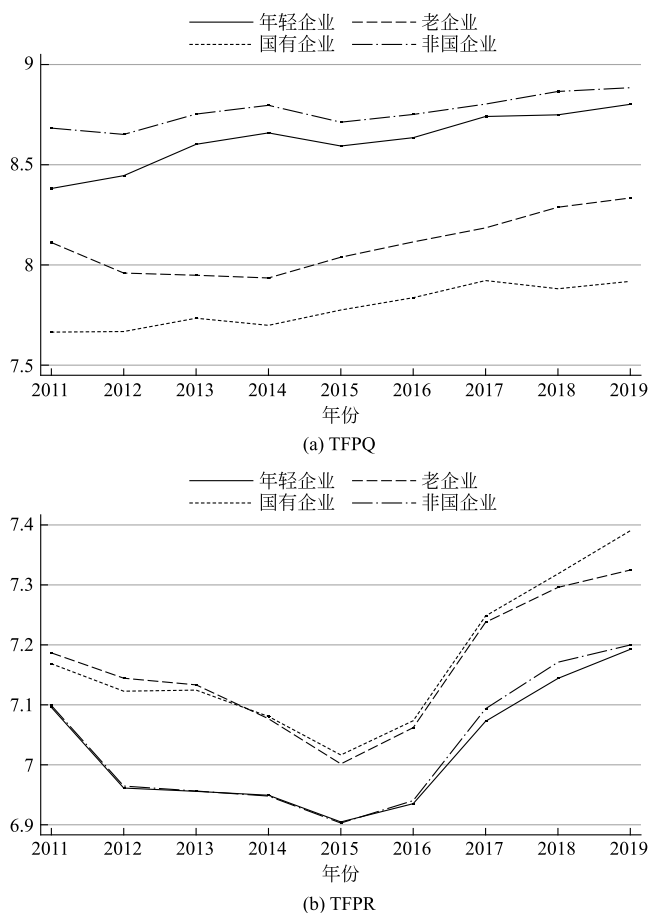


图3 不同企业性质、时间段的价值全要素生产率与物质全要素生产率趋势图

带来所有制歧视,并且体制改革、行政权力对微观企业运行的干预导致市场扭曲和资源错配,国有部门的组内配置效率明显低于非国有部门,从而使得国有企业的生产率有所损失,其物质全要素生产率小于非国有企业。因此,国企改革和其配置效率提升的必要性仍然存在,且改革应更多关注国有部门不同特质企业个体之间的资本配置机制。

4 制造业企业 TFPQ 与 TFPR 的收敛性分析

全要素生产率的收敛性主要有 δ 收敛和 β 收敛,而 β 收敛又分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛。 δ 收敛和绝对 β 收敛都属于绝对收敛,绝对 β 收敛是指企业的TFP最终都会收敛到同一个值,而条件 β 收敛认为个体并不一定拥有相同的收敛值,而是收敛于各自的稳态。以往研究多探讨收入生产率(TFPR)的收敛情况,而并没有关注到物质生产率(TFPQ),因此本文进一步观察物质全要素生产率的收敛,并与价值全要素生产率的收敛情况相比较。

4.1 δ 收敛

δ 收敛通常用变异系数(CV)来判断,如果变异系数随时间变小,也就是制造业企业间的TFP差异逐渐变小,就可以说存在 δ 收敛。借鉴杨正林和方齐云(2008)、滕泽伟等(2017)的方法,具体的计算公式为:

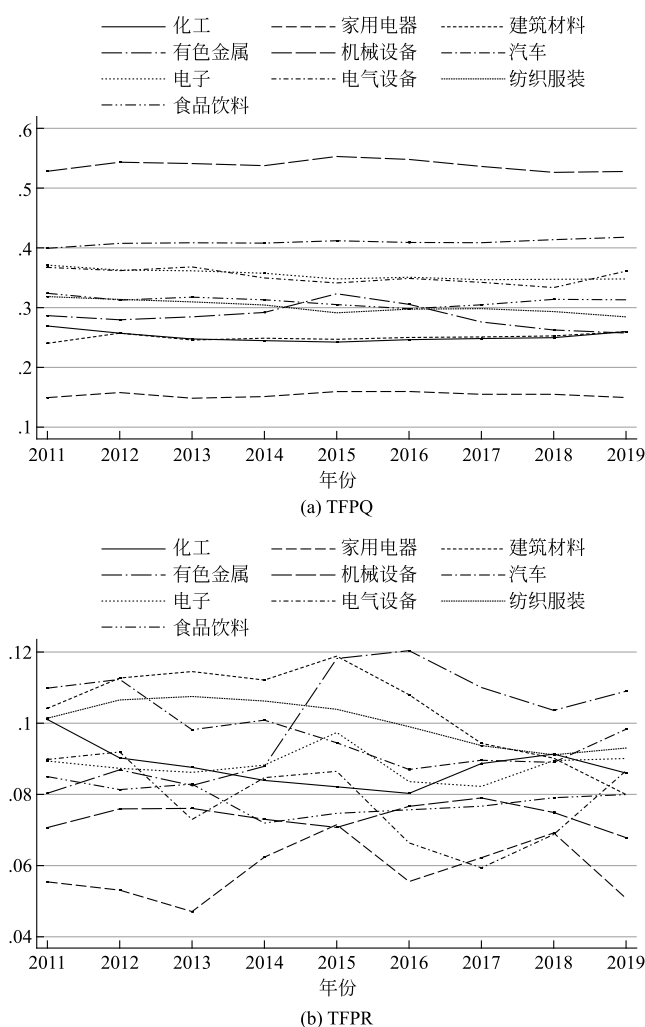
$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \left(\text{tfp}_i - \frac{\sum_{i=1}^n \text{tfp}_i}{n} \right)^2}{n}} \quad (2)$$

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^n \text{tfp}_i}{n} \quad (3)$$

$$\text{CV} = \frac{s}{\mu} \quad (4)$$

其中, i 代表企业, n 代表企业数量, tfp_i 代表企业 i 的全要素生产率(包括物质全要素生产率和价值全要素生产率), μ 代表均值, s 代表标准差,CV就是变异系数。

图4是2011—2019年分行业物质全要素生产率和价值全要素生产率变异系数的变化情况,表2则展示了分行业、分地区、分企业性质以及年龄的变异系数年均变化率。从图4(a)可以看到制造业分行业物质全要素生产率的变异系数随时间基本没有变化,但是需要注意的是,由于行业间物质全要素生产率的变异系数差别较大,因此图4(a)的纵轴刻度也比较大,各个行业内部的变异系

图4 分行业 δ 收敛变化趋势

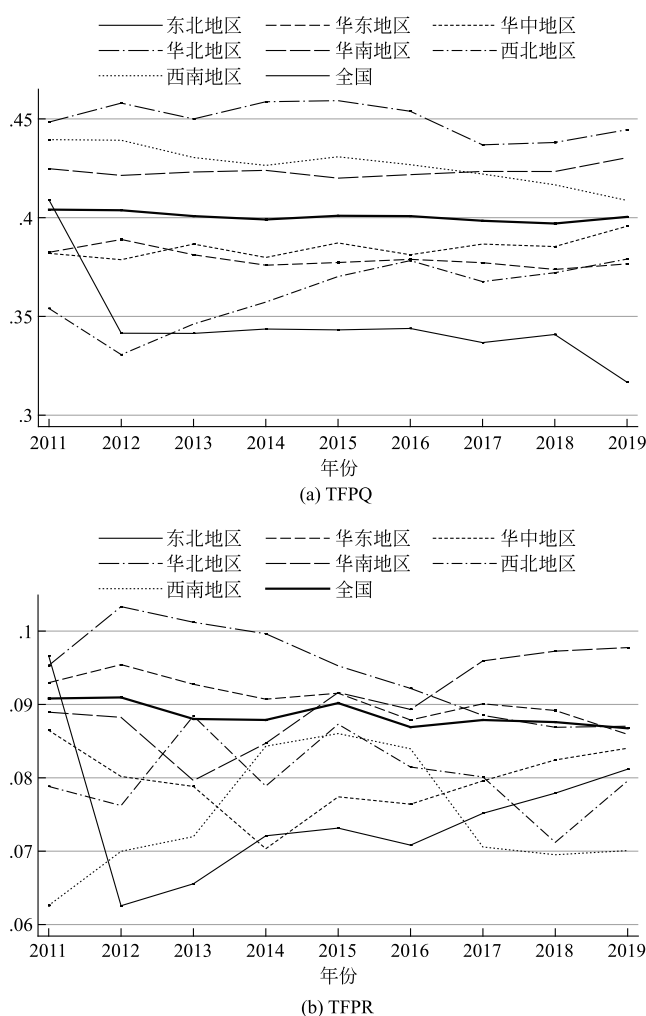
数变化趋势并不容易观察。结合表2中物质全要素生产率的变异系数年均变化率,可以看到虽然物质全要素生产率的变异系数逐年变化很小,但是在样本期内多数行业(70%)的物质全要素生产率变异系数年均变化率都小于0,除家用电器、建筑材料、汽车行业之外的多数行业的物质全要素生产率存在 δ 收敛。同时,我们发现价值全要素生产率变异系数的变化明显大于物质全要素生产率。结合图4(b)和表2,发现除有色金属行业和电子行业外几乎所有行业的价值全要素生产率存在 δ 收敛,有色金属行业在2015年左右变异系数有比较大的上升,虽然后几年有一定减小,但整体的趋势依旧是发散的。与物质全要素生产率的变异系数相比,制造业企业价值全要素生产率的差异比较小,表明价格会一定程度上削弱企业价值生产率的差别。并且同一个行业的物质全要素生产率与

价值全要素生产率的收敛性也会存在差异,比如有色金属行业物质全要素生产率存在 δ 收敛(-1.153%),而价值全要素生产率是明显发散的(4.462%)。

表 2 δ 收敛年均变化率 %

全样本		物质全要素生产率 δ 收敛年均变化率	价值全要素生产率 δ 收敛年均变化率
		-0.046	-0.051
行业	化工	-0.544	-1.863
	家用电器	0.029	-1.045
	建筑材料	0.990	-2.903
	有色金属	-1.153	4.462
	机械设备	-0.006	-0.500
	汽车	0.580	-1.314
	电子	-0.766	0.100
	电气设备	-0.253	-0.439
	纺织服装	-1.338	-1.032
	食品饮料	-0.489	-0.743
地区	东北地区	-2.771	-2.000
	华东地区	-0.201	-0.948
	华中地区	0.405	-0.354
	华北地区	-0.044	-1.085
	华南地区	0.200	1.238
	西北地区	0.921	0.120
	西南地区	-0.905	1.494
企业性质	国有企业	0.610	-1.029
	非国有企业	-0.446	-0.417
企业年龄	年轻企业	-0.199	-0.118
	老企业	0.118	-1.427

除分行业外,本文进一步分析了分地区、分企业性质以及企业年龄的变异系数变化情况。图 5 是分地区的两类 TFP 变异系数趋势图,比较图 5(a)与图 5(b),我们发现与分行业的变异系数相似,分地区物质全要素生产率的变异系数普遍比价值全要素生产率的变异系数更大,且地区间的差别也更大。全国层面物质全要素生产率的变异系数变化不明显,但有向下的趋势,分地区物质全要素生产率的变异系数整体上比较平稳,其中东北地区以及西南地区收敛幅度较大,结合表 2 可知,两者年均下降比率分别为 -2.771% 和 -0.905% 。价值全要素生产率的变异系数变化最明显的是东北地区(-2%)和华北地区(-1.085%),但是与物质全要素生产率不同,西南地区价值全要素生产率变异系数的变化率为正值(1.494%),表明西南地区内部的价值全要素生产率是发散的。图 6 是分企业性质和企业年龄的 TFP 变异系数变化趋势,可以看到物质全要素生产率和

图5 分地区 δ 收敛变化趋势

价值全要素生产率存在明显的差别,价值全要素生产率的变异系数都是在减小,存在 δ 收敛,而物质全要素生产率存在异质性,非国有企业和年轻企业变异系数不断减小,存在 δ 收敛,而国有企业和老企业是发散的。结合表2可以看到,国有企业和老企业的价值全要素生产率的收敛速度更快(-1.029%和-1.427%),这与物质全要素生产率的变异系数变化存在较大的差别。

综上所述,从各个分类来看,物质全要素生产率组内的变异系数比价值全要素生产率更大,且组间的物质全要素生产率变动幅度也更大,这主要是因为物质全要素生产率是剔除了价格之后的真实生产率,即使是在投入相当的情况,不同产品间的生产成本和技术复杂度差异很大,从而企业间的产量会存在比较大的差别,所以相应的变异系数也会更大。并且,物质全要素生产率与价

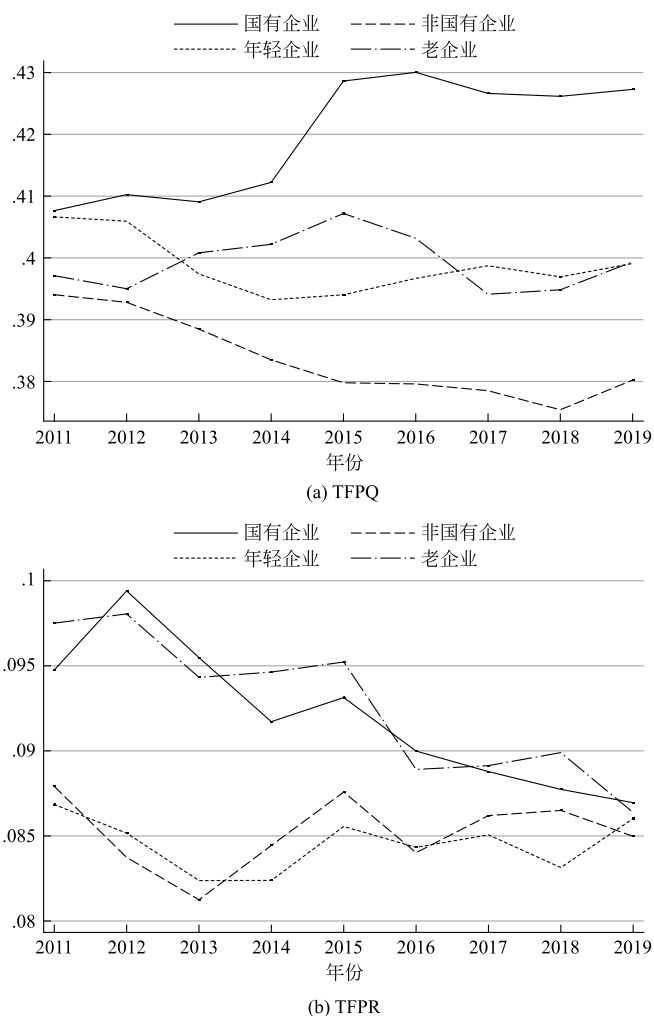


图 6 分企业性质和年龄 δ 收敛变化趋势

值全要素生产率的收敛性及收敛速度也存在比较大的差别,一方面样本数量的不足可能会使得变化趋势结果存在一定的偶然性,像样本量较多的化工行业以及华东地区,他们的物质全要素生产率和价值全要素生产率的收敛性结果就比较类似。同时,组内的价格差异过大也是造成物质全要素生产率和价值全要素生产率的收敛性差异的重要原因,比如国有企业和老企业。当然简单的变异系数变化趋势更多的是直观描述性地刻画收敛性,对于存在的收敛性差异需要进一步定量分析。

4.2 绝对 β 收敛

绝对 β 收敛多用于地区经济研究,指落后地区的经济发展要比发达地区更

快,无论初始状态如何,最终都会收敛到同一水平。随后许多学者把这一概念应用到 TFP 的研究中,考察行业、地区内的 TFP 是否会趋同,收敛到同一水平。早期研究多用样本期内的期末 TFP 减去期初 TFP 来计算 TFP 增长情况,再跟基年 TFP 回归得到收敛系数,这种方法相当于构建了一年的截面数据,遗漏了中间年份的数据,并不能很好地捕捉个体 TFP 的变化趋势。因此在后续的研究中,有学者考虑到 TFP 变化率对时间段的敏感性,把整体样本分为几个时间段分别估计,或者在不同时间段内求均值再利用期初和期末的两个时间段估计,但是这些方法依旧没能很好地解决遗漏数据以及不符合发展趋势的问题。本文在此基础上,选择时间间隔为 1 年,用企业相邻两期的 TFP 变化作为 TFP 增长,并与前一期 TFP 回归,得到收敛系数,从而克服了上述问题,具体的回归方程如下:

$$\ln tfp_{it} - \ln tfp_{it-1} = \alpha + \beta \ln tfp_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $\ln tfp_{it}$ 和 $\ln tfp_{it-1}$ 分别表示第 t 期和第 $t-1$ 期企业 i 的 TFP 对数, α 表示截距项, β 就是本文关注的收敛系数, ε_{it} 是随机干扰项。本文利用 OLS 估计 β , 因为绝对收敛不考虑企业个体间的异质性, 所以直接用 OLS 估计, 如果 β 为负显著, 那么就存在绝对 β 收敛, 并且根据公式可得, 收敛速度 $\lambda = -\ln(1+\beta)$ 。

表 3 是物质全要素生产率与价值全要素生产率绝对 β 收敛的回归结果, 由于篇幅的限制, 本文只报告了 β 值和 t 值, 并手动计算了收敛速度 λ 。从收敛性上看, 物质全要素生产率和价值全要素生产率在全国层面存在绝对 β 收敛, 表现为 TFP 较低的企业 TFP 增长速度更快, 不断追赶高 TFP 企业, 最终实现趋同。在不同行业内部, 家用电器、建筑材料和汽车行业的物质全要素生产率不存在绝对 β 收敛, 而只有有色金属行业的价值全要素生产率不存在绝对 β 收敛。这一结果与前文的 δ 收敛结果基本一致, 物质全要素生产率存在绝对 β 收敛的行业一定是 δ 收敛的, 但是电子行业价值全要素生产率存在绝对 β 收敛而不存在 δ 收敛。分地区的价值全要素生产率都存在绝对 β 收敛, 但是华北、华南和西北地区物质全要素生产率收敛系数为正, 表明并没有发生分地区内部物质全要素生产率趋同现象。最后国有企业和非国有企业、年轻企业和老企业 β 值都显著为负, 内部都存在绝对 β 收敛。

从收敛速度上看, 不管是整体还是分类别, 价值全要素生产率的收敛速度都要比物质全要素生产率快。分行业来看, 化工、电气设备和有色金属行业物质全要素生产率的收敛速度是最快的, 而家用电器、机械设备和电气设备行业的价值全要素生产率收敛最快; 分地区来看, 华中地区物质全要素生产率的收敛速度相对较大, 东北和西南地区物质全要素生产率虽然也是收敛的, 但显著性不高, 因此收敛速度可能没有很大的参考价值, 而东北地区的价值全要素生产率的收敛速度是最大的; 从企业性质和年龄上看, 国有企业的物质全要素生

产率收敛速度相对较快,而非国有企业的价值全要素生产率收敛较快,同时年轻企业与老企业的收敛速度则没有明显差别。

表 3 绝对 β 收敛(OLS)

		物质全要素生产率			价值全要素生产率		
		β	t 值	λ	β	t 值	λ
行业	全样本	-0.017 ^{***}	-6.33	0.0171	-0.098 ^{***}	-13.90	0.1031
	化工	-0.062 ^{***}	-6.23	0.0640	-0.109 ^{***}	-6.54	0.1154
	家用电器	-0.023	-1.35	—	-0.244 ^{***}	-4.87	0.2797
	建筑材料	0.002	0.22	—	-0.061 ^{***}	-2.77	0.0629
	有色金属	-0.030 ^{**}	-1.99	0.0305	-0.044	-1.57	—
	机械设备	-0.029 ^{***}	-3.32	0.0294	-0.161 ^{***}	-7.56	0.1755
	汽车	-0.002	-0.35	—	-0.069 ^{***}	-4.03	0.0715
	电子	-0.020 ^{***}	-4.23	0.0202	-0.077 ^{***}	-2.94	0.0801
	电气设备	-0.039 ^{***}	-3.26	0.0398	-0.154 ^{***}	-3.89	0.1672
	纺织服装	-0.022 ^{***}	-3.02	0.0222	-0.062 ^{**}	-2.37	0.0640
	食品饮料	-0.021 [*]	-1.87	0.0212	-0.087 ^{***}	-3.15	0.0910
地区	东北地区	-0.020 [*]	-1.71	0.0202	-0.209 ^{***}	-4.68	0.2345
	华东地区	-0.019 ^{***}	-5.57	0.0192	-0.089 ^{***}	-9.41	0.0932
	华中地区	-0.060 ^{***}	-4.9	0.0619	-0.120 ^{***}	-5.12	0.1278
	华北地区	-0.011	-1.21	—	-0.086 ^{***}	-3.99	0.0899
	华南地区	0.004	0.81	—	-0.076 ^{***}	-4.51	0.0790
	西北地区	0.009	0.45	—	-0.117 ^{**}	-2.54	0.1244
	西南地区	-0.019 [*]	-1.83	0.0192	-0.150 ^{***}	-4.61	0.1625
企业性质	国有企业	-0.021 ^{***}	-4.71	0.0212	-0.066 ^{***}	-6.77	0.0683
	非国有企业	-0.014 ^{***}	-4.05	0.0141	-0.123 ^{***}	-12.59	0.1312
企业年龄	年轻企业	-0.012 ^{***}	-3.82	0.0121	-0.100 ^{***}	-9.9	0.1054
	老企业	-0.024 ^{***}	-5.07	0.0243	-0.104 ^{***}	-10.51	0.1098

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%和 10%水平上通过显著性检验,不存在收敛挥着收敛系数小于-1 而无法计算收敛速度的用—表示,下同。

结合前文 δ 收敛的分析结果,本文发现不管是物质全要素生产率还是价值全要素生产率,绝对 β 收敛和 δ 收敛都存在一定差异,这可能是由于不同企业个体间的生产率差异不仅与初始条件有关,造成低生产率企业的增速更快,追赶高生产率企业,还与个体间随时间变动以及所处环境的外在因素有关(Miketa and Mulder, 2005)。而对比物质全要素生产率和价值全要素生产率,本文发现不管是在收敛性,还是在收敛速度上,两者都存在比较大的差别,许多行业和地区价值全要素生产率存在绝对 β 收敛,而物质全要素生产率并不存在收敛。这可能跟企业间物质全要素生产率离散度比较高,不同企业及行业的成本以及技术水平存在比较大的差别有关,使得物质全要素生产率并不能收敛于同一水

平。而物质全要素生产率高的企业产品价格相应会更低,因此企业间价值全要素生产率并不会像物质全要素生产率那么分散,反而分布更加集中,并且在不存在资源错配的情况下,理论上所有企业价值全要素生产率都是相同的,因此价值全要素生产率的绝对 β 收敛会更加明显。而考虑到企业个体差异对收敛性的影响,绝对 β 收敛往往不能实现,所有企业并不一定能收敛到同一个水平,更有可能的是收敛到各自相应的水平,因此,接下来需要检验条件 β 收敛。

4.3 条件 β 收敛

与前文绝对 β 收敛强调 TFP 收敛到同一水平不同,条件 β 收敛考虑了企业个体之间的异质性,由于不同企业拥有不同的特征,因此并不会全体最终达到同一稳态,而是不同个体收敛到各自的稳态。已有的研究为了控制个体的特征,多在绝对 β 收敛的基础上,采用面板固定效应来估计条件 β 收敛的结果,通过控制个体固定效应来捕捉个体间的差异。但是简单的双向固定效应只能控制不随时变的变量以及时变的宏观变量,并不能控制随时间变化的个体特征变量,所以在此基础上,需要加入影响企业 TFP 增长的微观控制变量。综上所述,本文采用双向固定效应,并控制个体特征变量来估计条件 β 收敛,具体形式如下:

$$\ln tfp_{it} - \ln tfp_{it-1} = \alpha + \beta \ln tfp_{it-1} + X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

与绝对 β 收敛相比, $\ln tfp_{it}$ 和 $\ln tfp_{it-1}$ 的含义是一致的,只是加入了 δ_i 企业固定效应以及 μ_t 时间固定效应,并加入了主要的控制变量 X_{it} ,主要包括企业规模(size),企业年龄(age),资产负债率(tl),所有权性质(state),股权集中度(oc),资产收益率(roa),具体定义如表4所示。与绝对 β 收敛相同,如果系数 β 显著小于0,那么就存在条件 β 收敛,条件收敛的速度依旧为 $\lambda = -\ln(1+\beta)$ 。

表4 控制变量描述性统计

变量	名称	定义	观测值	均值	方差	最小值	最大值
size	企业规模	营业收入的对数	4257	22.255	1.238	19.082	27.468
age	企业年龄	上市年龄的对数	4252 ^①	2.219	0.725	0	3.332
tl	资产负债率	总负债/总资产	4257	0.414	0.201	0.007	2.024
state	所有权性质	国有=1,其他=0	4257	0.376	0.484	0	1
oc	股权集中度	前十大股东持股比例	4251 ^②	0.451	0.196	0.109	0.985
roa	资产收益率	净利润/平均资产总额	4257	0.040	0.073	-1.648	1.126

表5是物质全要素生产率条件 β 收敛的回归结果。首先,从回归系数上看,

① 企业年龄的对数少了5个观测值,是因为有5家公司是在2011年上市的,所以当年的企业年龄为0,因此对于年龄的对数就是缺失值。

② 在本文的数据样本期内,国泰安数据库中缺少了扬子新材等6家企业某一年的股权集中度数据。

表 5 物质全要素生产率条件 β 收敛 (TW-FE)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	分行业										
全样本	化工	家用电器	建筑材料	有色金属	机械设备	汽车	电子	电气设备	纺织服装	食品饮料	
lnfp	-0.608 *** (-39.64)	-0.439 *** (-14.43)	-0.569 *** (-8.19)	-0.608 *** (-9.71)	-0.513 *** (-7.05)	-0.767 *** (-19.31)	-0.507 *** (-10.79)	-0.380 *** (-7.74)	-0.540 *** (-8.64)	-0.410 *** (-6.59)	-0.411 *** (-7.05)
size	0.021 *** (5.09)	-0.013 (-1.53)	0.012 (1.20)	0.048 *** (4.29)	0.014 (0.96)	0.038 ** (2.14)	0.024 ** (2.32)	-0.005 (-0.59)	0.034 (1.64)	0.010 (1.01)	-0.017 (-1.07)
tl	-0.001 (-0.08)	0.021 (0.66)	0.054 (0.96)	-0.075 ** (-2.00)	0.031 (0.78)	-0.044 (-0.49)	0.041 (0.92)	-0.029 (-0.82)	0.067 (0.84)	0.013 (0.37)	0.172 *** (3.23)
age	-0.008 (-0.94)	-0.013 (-0.75)	-0.028 (-1.09)	-0.015 (-0.79)	0.008 (0.24)	-0.049 (-1.18)	-0.003 (-0.12)	0.032 * (1.97)	0.043 (0.96)	0.020 (1.01)	-0.025 (-1.06)
state	-0.022 (-1.64)	-0.033 (-0.85)	-0.016 (-0.77)	—	-0.006 (-0.15)	-0.138 * (-1.77)	-0.007 (-0.27)	-0.014 (-0.78)	—	0.031 * (1.66)	-0.080 *** (-3.20)
oc	0.004 (0.28)	0.015 (0.53)	0.034 (0.95)	-0.101 *** (-2.57)	0.058 (1.03)	0.078 (1.02)	-0.009 (-0.26)	0.083 *** (2.71)	-0.011 (-0.14)	0.006 (0.18)	-0.069 (-1.31)
roa	0.073 *** (3.34)	0.025 (0.41)	-0.079 (-1.46)	-0.056 (-0.75)	0.025 (0.51)	0.066 (0.90)	0.374 *** (5.08)	-0.008 (-0.16)	1.001 *** (4.38)	0.121 * (1.94)	0.274 *** (3.42)
λ	0.9365	0.5780	0.8416	0.9365	0.7195	1.4567	0.7072	0.4780	0.7765	0.5276	0.5293
N	3770	616	176	200	192	636	400	240	184	175	223

续表

(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
分地区				分企业性质			分企业年龄			
东北地区	华东地区	华中地区	华北地区	华南地区	西北地区	西南地区	国有企业	非国有企业	年轻企业	老企业
-0.685 ^{***} (-11.14)	-0.532 ^{***} (-25.04)	-1.189 ^{***} (-25.96)	-0.622 ^{***} (-12.09)	-0.241 ^{***} (-6.27)	-0.495 ^{***} (-5.98)	-0.474 ^{***} (-10.41)	-0.503 ^{***} (-26.00)	-0.824 ^{***} (-31.95)	-0.518 ^{***} (-21.99)	-0.715 ^{***} (-34.71)
0.015 ^{***} (1.21)	0.012 ^{***} (2.33)	-0.014 (-0.94)	0.034 [*] (1.86)	0.027 ^{***} (3.70)	0.059 [*] (1.78)	0.033 [*] (1.86)	0.020 ^{***} (3.51)	0.025 ^{***} (3.82)	0.021 ^{***} (2.66)	0.018 ^{***} (3.76)
0.070 ^{***} (2.64)	0.017 (0.86)	-0.172 ^{**} (-2.34)	0.049 (0.77)	-0.033 (-0.98)	0.013 (0.08)	-0.018 (-0.26)	0.008 (0.36)	-0.026 (-1.01)	0.028 (0.84)	-0.018 (-0.95)
-0.064 ^{**} (-2.49)	-0.007 (-0.75)	-0.015 (-0.46)	-0.001 (-0.03)	-0.007 (-0.42)	-0.229 ^{**} (-2.09)	-0.026 (-0.74)	0.002 (0.11)	0.012 (0.11)	-0.050 ^{**} (-2.20)	0.004 (0.41)
-0.018 (-0.71)	0.014 (0.53)	0.006 (0.18)	0.002 (0.03)	-0.014 (-0.55)	—	-0.121 ^{***} (-3.88)	-0.061 ^{***} (-2.38)	-0.015 (-0.88)	—	—
0.032 (0.74)	0.019 (1.05)	0.054 (1.05)	-0.081 (-1.11)	0.062 ^{**} (1.99)	0.097 (0.70)	0.045 (0.77)	0.015 (0.71)	0.004 (0.17)	0.026 (0.98)	-0.007 (-0.37)
0.074 ^{**} (2.23)	0.010 (0.43)	-0.094 (-0.71)	0.526 ^{***} (4.42)	-0.010 (-0.24)	0.065 (0.22)	0.424 ^{***} (3.65)	0.057 [*] (1.65)	0.083 ^{***} (2.59)	0.159 ^{***} (3.46)	0.036 (1.50)
1.1552 168	0.7593 1,752	— 434	0.9729 344	0.2758 632	0.6832 120	0.6425 320	0.6992 2357	1.7373 1410	0.7298 2097	1.2553 1641

注:括号中为稳健标准误,在分项回归中,如果分样本中没有企业性质差异,则无企业性质估计系数,用—表示,下同。

加入了个体和时间的固定效应之后,不管是全样本还是分不同异质性讨论, β 都是在1%水平上负显著的,说明企业物质全要素生产率的增长随着前一期物质全要素生产率的增加而减慢,存在条件 β 收敛,收敛于各自的稳态水平。从收敛的速度上看,全样本的企业收敛速度平均为0.9162,与绝对 β 收敛相比,收敛速度更快,并且分行业、地区等的结果也类似。分行业看,收敛最快的行业分别是机械设备、电气设备和家用电器,这与绝对 β 收敛的结果有一定差异,不存在绝对 β 收敛的行业,比如家用电器,存在条件 β 收敛,而且收敛速度较快。分地区看,东北、华北和华东地区收敛最快,考虑到将近50%的样本属于华东地区,因此华东地区的收敛结果更加具有代表性。同时,相对于非国有企业和年轻企业,国有企业和老企业的收敛速度更快,与绝对 β 收敛的结果比较一致。

本文在回归中加入了可能会影响企业TFP变化的控制变量。可以看到,企业规模和资产收益率整体上会促进企业生产率的增长,企业规模越大,资产收益率越高,企业物质全要素生产率的增长越快,这可能是因为企业规模大的企业存在规模经济,企业的平均成本相对较低,同时也会获得更多的行业和政府资源,从而提高企业TFP(Kim, 2018; 胡海峰等, 2020)。而资产收益率高代表着盈利能力强,展现了良好的企业发展状况,因而同样更容易获得外部资源,放松借贷约束,拥有充足的自主研发创新,从而提高TFP。从系数上看,整体层面企业资产负债率和股权集中度对物质全要素生产率变化的影响并不明显,并且对不同组别的影响方向也并不一致。虽然从全样本看企业年龄和所有权性质对物质全要素生产率增长的影响并不显著,但是分项影响方向比较一致,且显著的系数多是负向显著,说明企业年龄越大以及所有制为国有性质的企业会一定程度上不利于物质全要素生产率增长。

企业价值全要素生产率的条件 β 收敛结果如表6所示。从收敛性上看,不管是全样本还是分样本,企业都存在条件 β 收敛, β 系数基本处于-0.5至-0.7之间,说明各个行业、地区等的收敛情况类似,其中食品饮料行业以及东北地区的收敛系数比较大,收敛速度分别为1.328和2.2349。这一结果与价值全要素生产率的绝对 β 收敛结果类似,不过条件 β 收敛的速度普遍要比绝对 β 收敛快,并且行业、地区间的差异也更小,并且样本数比较多,其中代表性较强的机械设备行业和华东地区,他们的收敛性和收敛速度都与全样本结果很接近。从不同企业性质和年龄上看,企业都存在价值全要素生产率的条件 β 收敛,并且收敛的速度也比较接近,只是非国有企业和老企业的收敛速度更快,这也与绝对 β 收敛的结果一致的。

其次,从控制变量的影响上看,企业规模和资产收益率会显著提高企业价值全要素生产率的增长,并且从分样本回归结果看,资产收益率对价值全要素生产率的影响更大。但与价值全要素生产率的控制变量结果不同的是,企业资

表 6 价值全要素生产率条件 β 收敛 (TW-FE)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	分行业										
	全样本	化工	家用电器	建筑材料	有色金属	机械设备	汽车	电子	电气设备	纺织服装	食品饮料
lnfp	-0.620*** (-43.91)	-0.656*** (-18.04)	-0.646*** (-9.73)	-0.617*** (-11.97)	-0.545*** (-8.42)	-0.670*** (-19.97)	-0.579*** (-11.63)	-0.574*** (-9.42)	-0.630*** (-8.25)	-0.563*** (-8.35)	-0.735*** (-17.55)
size	0.042*** (23.19)	0.040*** (8.88)	0.067*** (6.25)	0.052*** (6.65)	0.040*** (4.70)	0.051*** (12.55)	0.033*** (5.97)	0.024*** (2.87)	0.046*** (3.75)	0.050*** (4.83)	0.019*** (2.87)
tl	-0.023*** (-3.37)	-0.001 (-0.06)	-0.078 (-1.27)	-0.048* (-1.86)	-0.006 (-0.25)	-0.013 (-0.63)	0.074*** (3.23)	-0.084** (-2.42)	-0.074 (-1.58)	-0.050 (-1.43)	0.086*** (3.88)
age	-0.024*** (-6.50)	-0.039*** (-4.15)	-0.009 (-0.34)	-0.036*** (-2.88)	-0.003 (-0.15)	-0.028*** (-3.04)	-0.008 (-0.75)	0.010 (0.62)	0.036 (1.33)	-0.004 (-0.21)	-0.039*** (-3.98)
state	0.002 (0.38)	-0.031 (-1.55)	-0.006 (-0.25)	—	0.019 (0.98)	-0.025 (-1.39)	-0.008 (-0.60)	0.003 (0.17)	—	0.002 (0.14)	-0.009 (-0.94)
oc	0.003 (0.43)	0.007 (0.51)	-0.007 (-0.19)	-0.014 (-0.53)	0.075*** (2.54)	-0.010 (-0.57)	0.001 (0.06)	0.043 (1.43)	0.046 (0.96)	-0.008 (-0.26)	-0.037* (-1.71)
roa	0.042*** (4.57)	0.141*** (4.49)	-0.035 (-0.60)	0.120*** (2.42)	0.012 (0.46)	0.009 (0.51)	0.161*** (4.30)	0.107*** (2.09)	0.422*** (3.04)	0.121** (2.13)	0.319*** (9.55)
λ	0.9676	1.0671	1.0385	0.9597	0.7875	1.1087	0.8651	0.8533	0.9943	0.8278	1.3280
N	3782	616	176	200	192	648	400	240	184	175	223

续表

(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
分地区				分企业性质						
东北地区	华东地区	华中地区	华北地区	华南地区	西北地区	西南地区	国有企业	非国有企业	年轻企业	老企业
-0.893 ^{***} (-15.72)	-0.607 ^{***} (-30.01)	-0.710 ^{***} (-16.20)	-0.594 ^{***} (-12.17)	-0.489 ^{***} (-13.10)	-0.612 ^{***} (-8.71)	-0.730 ^{***} (-16.55)	-0.573 ^{***} (-25.39)	-0.648 ^{***} (-35.55)	-0.614 ^{***} (-29.92)	-0.685 ^{***} (-32.91)
0.055 ^{***} (7.10)	0.041 ^{***} (15.55)	0.048 ^{***} (9.21)	0.032 ^{***} (4.99)	0.032 ^{***} (6.50)	0.048 ^{***} (6.60)	0.060 ^{***} (7.92)	0.034 ^{***} (12.38)	0.047 ^{***} (19.32)	0.045 ^{***} (15.71)	0.047 ^{***} (18.88)
-0.011 (-0.62)	-0.035 ^{***} (-3.50)	-0.023 (-0.91)	0.051 ^{**} (2.40)	-0.081 ^{***} (-3.69)	0.031 (0.86)	-0.059 ^{**} (-2.18)	0.002 (0.22)	-0.048 ^{***} (-5.20)	-0.047 ^{***} (-4.49)	-0.005 (-0.52)
-0.049 ^{***} (-3.08)	-0.018 ^{***} (-3.53)	-0.061 ^{***} (-5.67)	-0.015 (-1.28)	0.009 (0.84)	-0.104 ^{***} (-4.28)	-0.011 (-0.82)	-0.016 ^{**} (-2.09)	-0.033 ^{***} (-6.24)	-0.015 [*] (-1.94)	-0.020 (-0.52)
-0.020 (-1.23)	0.008 (0.57)	-0.005 (-0.48)	-0.001 (-0.03)	-0.003 (-0.15)	—	0.011 (0.88)	—	—	0.011 (0.86)	0.003 (0.53)
0.012 (0.45)	0.022 ^{**} (2.43)	0.020 (1.20)	-0.025 (-1.04)	-0.013 (-0.62)	-0.020 (-0.67)	-0.011 (-0.47)	0.005 (0.64)	0.003 (0.31)	0.001 (0.05)	0.004 (0.48)
0.024 (1.19)	0.022 [*] (1.78)	0.213 ^{***} (4.85)	0.138 ^{***} (3.52)	-0.046 (-1.62)	0.027 (0.41)	0.290 ^{***} (6.42)	0.057 ^{***} (3.74)	0.034 ^{***} (2.92)	0.054 ^{***} (3.26)	0.026 ^{**} (2.22)
2.2349 168	0.9339 1759	1.2379 439	0.9014 344	0.6714 632	0.9467 120	1.3093 320	0.8510 1417	1.0441 2362	0.9519 2097	1.1552 1652

产负债率和企业年龄会对企业价值全要素生产率增长有抑制作用,过高的资产负债率不利于企业发展,资产负债率过高会增加企业利息成本,降低企业利润,因此无法积极参与创新活动,并且会降低企业抗风险能力,从而不利于企业长期发展(张杰,2019)。而是否为国有企业以及股权集中度对企业TFP增长没有显著的影响。

与物质全要素生产率的条件 β 收敛结果相比,全样本的价值全要素生产率收敛系数基本没有差别,从分样本回归结果看,系数方向以及显著性都是一致的,不过价值全要素生产率的系数差异更小,这与以产量计算的物质全要素生产率离散程度更高有关,不同行业、地区企业产量的差异,造成了差异性的收敛速度。这表明以物质全要素生产率衡量的技术效率的收敛速度在行业、地区、不同产权性质以及不同年龄间的差异较大,但是价值全要素生产率的收敛并没有明显异质性的表现。这可能是因为各个组别内部的技术效率基础差异就很明显,在内部差异明显的行业或地区,随着竞争的加剧,技术效率变化的幅度更大,因此技术收敛的速度也更快。而价值全要素生产率包括了物质全要素生产率与价格,产品价格往往是存在刚性的,虽然企业技术效率有所改变,但是短时间内价格并不会有很大变化,因此价值全要素生产率的收敛并没有表现出物质全要素生产率差异性的收敛速度,行业、地区间的收敛速度都比较相似。

5 稳健性检验

5.1 WRDG法、LP法分别再次测算TFP

本文使用ACF法来测算企业的物质全要素生产率与价值全要素生产率,在OP与LP法的基础上,ACF放松了假设条件,把劳动力投入引入到中间投入的函数中,解决了OP和LP两步估计法在一阶段估计劳动产出弹性时可能存在的严重共线性问题,因此提高了计算准确性。Wooldridge(2009)则提出可以用广义矩估计(GMM)来解决内生性及共线性问题,与ACF法相比,WRDG法克服了ACF提出的在第一步估计中存在的内生性问题,并且在考虑序列相关和异方差的情况下,能够得到稳健标准误。因此,本文用WRDG法测算企业TFP,并讨论收敛性,来检验本文结果是否稳健,同时也用LP法来测算企业TFP与基准结果相比较。表7和表8分别是LP法和WRDG法测算的物质全要素生产率的总体和分行业的绝对 β 收敛和条件 β 收敛的结果,由于篇幅的限制,没有展示分地区、企业性质和企业年龄的结果,同时也省略了价值全要素生产率的结果。回归结果显示,不管是绝对 β 收敛还是条件 β 收敛,WRDG测算的物质全要素生产率的收敛结果与ACF并没有很大差别,特别是条件 β 收敛结果基本一致。

表 7 TFPQ 收敛(LP)

	绝对 β 收敛			条件 β 收敛		
	β	t	λ	β	t	λ
全样本	-0.053 ***	-9.74	0.0545	-0.591 ***	-32.64	0.8940
化工	-0.057 ***	-3.41	0.0587	-0.630 ***	-15	0.9943
家用电器	-0.037 **	-2.60	0.0377	-0.577 ***	-7.88	0.8604
建筑材料	-0.013	-0.92	—	-0.251 ***	-3.29	0.2890
有色金属	-0.253 ***	-8.40	0.2917	-0.500 ***	-9.42	0.6931
机械设备	-0.126 ***	-5.87	0.1347	-0.638 ***	-10.58	1.0161
汽车	0.034 *	-1.72	—	-0.457 ***	-7.39	0.6106
电子	-0.076 ***	-5.64	0.0790	-0.555 ***	-7.38	0.8097
电气设备	-0.106 ***	-3.86	0.1120	-0.940 ***	-12.37	2.8134
纺织服装	-0.036 ***	-2.86	0.0367	-0.400 ***	-6.06	0.5108
食品饮料	-0.061 ***	-2.71	0.0629	-0.441 ***	-4.36	0.5816

表 8 TFPQ 收敛(WRDG)

	绝对 β 收敛			条件 β 收敛		
	β	t	λ	β	t	λ
全样本	-0.042 ***	-6.68	0.0429	-0.592 ***	-28.09	0.8965
化工	-0.068 ***	-5.16	0.0704	-0.443 ***	-13.01	0.5852
家用电器	-0.028 *	-1.74	0.0284	-0.569 ***	-8.07	0.8416
建筑材料	-0.006	-0.53	—	-0.281 ***	-4.1	0.3299
有色金属	-0.394 ***	-5.49	0.5009	-1.021 ***	-9.99	—
机械设备	-0.085 ***	-7.16	0.0888	-0.457 ***	-13.1	0.6106
汽车	-0.015	-0.78	—	-0.551 ***	-7.42	0.8007
电子	-0.226 ***	-14.4	0.2562	-0.852 ***	-28.94	1.9105
电气设备	0.054	1.39	—	-0.278	-1.52	—
纺织服装	-0.058 ***	-5.09	0.0598	-0.566 ***	-8.95	0.8347
食品饮料	0.028	0.53	—	-0.716 ***	-4.22	1.2588

5.2 剔除控制变量

在条件 β 收敛的分析中,本文在控制时间和个体双固定效应的前提下,还控制了一些会对 TFP 产生影响的企业层面控制变量,但是也有研究指出,在控制了个体固定效应的前提下,不需要再加入其他控制变量(Miller and Upadhyay,2002;肖挺,2021),加入太多的控制变量可能会存在过度控制等问题。因此,本文同时也考察了不加入控制变量,只进行双向固定效应的条件 β 收敛情况,结果如表 9 示。可以看到,与上文的结果相比,系数的方向和显著性

都没有发生改变,只是整体上有些许减小,收敛速度有一点改变。根据这一结果可知,在分析条件 β 收敛时,是否有加入控制变量对结果没有很大影响。

表 9 条件 β 收敛(剔除控制变量)

	TFPQ			TFPR		
	β	t	λ	β	t	λ
全样本	-0.597***	-39.00	0.9088	-0.504***	-34.84	0.7012
化工	-0.437***	-14.07	0.5745	-0.581***	-14.70	0.8699
家用电器	-0.583***	-8.22	0.8747	-0.662***	-8.83	1.0847
建筑材料	-0.550***	-7.64	0.7985	-0.491***	-7.88	0.6753
有色金属	-0.515***	-6.66	0.7236	-0.471***	-7.97	0.6368
机械设备	-0.770***	-19.06	1.4697	-0.611***	-16.56	0.9442
汽车	-0.503***	-10.58	0.6992	-0.496***	-10.17	0.6852
电子	-0.406***	-8.41	0.5209	-0.621***	-11.09	0.9702
电气设备	-0.558***	-9.02	0.8164	-0.593***	-7.74	0.8989
纺织服装	-0.435***	-6.99	0.5709	-0.464***	-7.23	0.6236
食品饮料	-0.411***	-6.67	0.5293	-0.700***	-15.91	1.2040
东北地区	-0.712***	-10.60	1.2448	-0.887***	-13.58	2.1804
华东地区	-0.522***	-24.12	0.7381	-0.537***	-25.38	0.7700
华中地区	-1.196***	-25.46		-0.584***	-12.11	0.8771
华北地区	-0.604***	-11.71	0.9263	-0.539***	-12.31	0.7744
华南地区	-0.238***	-5.93	0.2718	-0.470***	-12.53	0.6349
西北地区	-0.607***	-6.42	0.9339	-0.600***	-7.00	0.9163
西南地区	-0.510***	-10.56	0.7133	-0.613***	-12.66	0.9493
国有企业	-0.500***	-20.49	0.6931	-0.490***	-21.37	0.6733
非国有企业	-0.738***	-36.08	1.3394	-0.590***	-30.87	0.8916
年轻企业	-0.505***	-26.13	0.7032	-0.559***	-26.66	0.8187
老企业	-0.833***	-30.62	1.7898	-0.593***	-25.37	0.8989

5.3 一阶差分 GMM 估计

在分析条件 β 收敛时,本文使用了许多学者选择的双向固定效应模型,但是对于面板数据来说,双向固定效应模型可能会存在遗漏变量,双向因果等内生性问题。针对这一可能存在的问题,主流的做法是采用一阶差分广义矩估计法来解决。本文研究的是滞后的 TFP 对企业 TFP 增长的影响,因此可以实施一阶差分 GMM 来估计,通过一阶差分去掉固定效应的影响,然后用一组滞后的解释变量作为相应变量的工具变量(Arellano and Bond, 1991)。回归的结果表 10 中报告了系数 β 、t 值、AR(2)、Hansen 值以及 Hansen 的 p 值,由于篇幅限制,这里只报告了物质全要素生产率的条件 β 收敛结果。表中的系数显示存在条件 β

收敛的结果依旧是存在的,不过系数大小变化更大,同时 AR(2) 以及 Hansen 检验的结果显示基本不存在序列自相关以及工具变量过多问题。而个别几个分样本结果没通过检验可能与样本的数量不足有较大关系,但是整体上看,利用一阶差分 GMM 得到的结果与基准结果差别不大,所以条件 β 收敛的结果是比较稳健的。

表 10 条件 β 收敛(一阶差分 GMM)

		TFPQ				
		β	t	AR(2)	Hansen	p 值(Hansen)
全样本		-0.469***	-3.70	0.225	22.52	0.210
行业	化工	-0.428***	-8.08	0.719	15.23	0.085
	家用电器	-1.001***	-17.30	0.872	12.87	0.168
	建筑材料	-0.912***	-30.06	0.143	14.23	0.114
	有色金属	-0.097*	-1.73	0.428	13.10	0.158
	机械设备	-0.792***	-3.29	0.778	14.90	0.094
	汽车	-0.939***	-3.70	0.972	12.78	0.173
	电子	-0.284***	-7.46	0.643	13.19	0.154
	电气设备	-0.336***	-9.56	0.010	14.06	0.120
	纺织服装	-0.355***	-3.47	0.608	14.11	0.119
	食品饮料	-0.755***	-9.57	0.526	13.54	0.140
地区	东北地区	-0.657***	-14.04	0.345	9.49	0.394
	华东地区	-0.435***	-2.66	0.535	13.15	0.156
	华中地区	-1.757***	-65.04	0.057	8.81	0.455
	华北地区	-0.819***	-21.30	0.613	16.26	0.062
	华南地区	-0.357***	-2.71	0.236	9.89	0.360
	西北地区	-0.539***	-12.57	0.288	3.51	0.941
	西南地区	-0.364*	-1.78	0.249	5.82	0.758
企业性质	国有企业	-0.389***	-3.64	0.752	13.65	0.136
	非国有企业	-1.604***	-12.32	0.020	15.13	0.087
企业年龄	年轻企业	-0.548***	-6.83	0.427	14.09	0.119
	老企业	-0.708***	-4.53	0.298	13.92	0.125

6 结论与政策启示

中国正在进入一个全新的阶段,增长速度、经济结构和发展动力都需要进行调整与重塑,寻找新的增长点和竞争力迫在眉睫。从根本上讲,就是需要提高微观企业层面和宏观加总层面的全要素生产率(TFP),以新供给开发新需求,以新技术追求新利润,而作为制造业强国,如何提高制造业的 TFP 是重中之

重,是实现经济高质量发展的根本。本文基于2011—2019年上市制造业企业的数据及手动收集的企业销量数据,系统分析了全国、分地区、分行业、分企业性质以及企业年龄的物质全要素生产率与价值全要素生产率的变化趋势,同时还从 δ 收敛、绝对 β 收敛以及条件 β 收敛三个层面分析了企业全要素生产率的收敛情况,并着重比较了企业物质全要素生产率与价值全要素生产率变化趋势以及收敛情况的异同。本文主要有以下发现:

首先,从TFP变化趋势来看,上市制造业企业整体物质全要素生产率在样本期内稳步上升,地区内部物质全要素生产率变化略有波动,但总体变化不大。而分行业的物质全要素生产率基本保持稳步上升的趋势,同时企业性质和年龄对物质全要素生产率影响较大,非国有企业和年轻企业物质全要素生产率明显更大,呈现波动式上升。然而上市制造业企业价值全要素生产率的变化与物质全要素生产率有比较大的不同,不管是从整体、分地区、分行业以及所有制来看,价值全要素生产率大致的变动趋势基本是在2011至2015年逐步下降,2015年后再持续上升。这一变化可能得益于“十三五”规划期间改革力度加大,制造业为追寻高质量发展转型升级步伐加快,从而导致制造业上市企业生产率有所上升。

其次,从TFP的 δ 收敛性来看,上市制造业整体上存在一定的 δ 收敛,但是地区和行业之间的收敛性差异较大。相对于价值全要素生产率来说,物质全要素生产率的变异系数更大,但是其变异系数的变化率更小,这表明企业物质全要素生产率的地区或者行业内部差异较大,但是随时间变化较慢。与TFP变化趋势相同,非国有企业和年轻企业物质全要素生产率存在 δ 收敛,而国有企业和老企业的价值全要素生产率存在 δ 收敛,这说明国有企业之间和老企业之间的技术效率差距没有缩小,需要进行去国有企业改革和提升老企业配置效率。

最后,从TFP的 β 收敛性来看,上市制造业企业物质全要素生产率和价值全要素生产率整体上存在绝对 β 收敛,但是物质全要素生产率的绝对 β 收敛性在行业、地区间存在比较大的差异,有部分行业 and 地区不存在绝对 β 收敛,价值全要素生产率则不管是哪个行业、哪个地区基本都存在绝对 β 收敛。同时,国有和非国有、年轻和老企业都存在绝对 β 收敛,比较收敛速度可以看到,物质全要素生产率的收敛速度整体上比价值全要素生产率慢很多。进一步的条件 β 收敛结果显示,虽然有些行业 and 地区不存在绝对 β 收敛,但是都存在条件 β 收敛,收敛于各自的稳态,并且条件 β 收敛的速度比较稳定,相较于价值全要素生产率,物质全要素生产率的收敛速度差异更大。与绝对 β 收敛比较,条件 β 的收敛速度要大很多,这说明相对于整体统一性稳态,收敛于各个稳态的速度更快。

基于上述结论,本文得到如下政策启示:第一,上市制造业企业TFP近年来

稳步上升,华东地区和华南地区等发达地区制造业企业 TFP 处于领先地位,但地区间的 TFP 差异很大,地区间技术水平发展很不平衡,并且地区内部的差异明显,许多地区收敛趋势并不明显,因此需要加快技术的转移和共享,促进全面发展。第二,根据物质全要素生产率与价值全要素生产率结果的比较,与传统结果不同的是,国有企业的真实 TFP 可能并不高,并且内部收敛缓慢,这与国企内部制度僵化、革新动力不强以及产权制度不明晰等有很大的关系。因此一方面需要加快改革步伐,调动国有企业创新热情,充分发挥国有控股的资本力量,另一方面应该合理资源分配,给高效率的非国有企业投入更多资金,为新兴企业发展提供保障,发挥好微小企业“鲶鱼效应”的作用,为市场提供活力。第三,企业、行业、地区间的异质性导致条件 β 收敛更加明显,收敛速度更快,因此在制定相关政策时,应充分考虑异质性的存在,根据各自特征调整政策内容,对症下药,充分发挥政府对市场的引导作用。

需要指出的是,本文也存在一定的不足。首先,本文使用的上市制造业企业的样本量较少,而且能多大程度上代表制造业整体情况需要进一步讨论,数据样本的不够可能会导致本文的结论代表性不足,因此后续可能需要进一步扩充样本容量。其次,中间品投入虽然用全国工业生产者购进价格分类指数来平减,但没有办法做到精确平减。最后,使用微观数据衡量物质全要素生产率会存在一些困难,由于微观数据缺乏这项研究所需的详细生产信息,销售量数据较少,我们能获得的企业样本有限,虽然我们尽可能囊括了符合本文要求的数据,但是仍存在一些误差,比如样本选取的某一行业内部产品差异较大,所测算的物质全要素生产率可能没有反映真实的物质产出,因此如何获取更精确的销量信息,并通过同质性产品来更准确地测算物质全要素生产率是在后续的研究急需解决的问题。

参考文献

- 戴小勇. 2021. 中国高创新投入与低生产率之谜:资源错配视角的解释[J]. 世界经济, 44(3): 86-109.
- Dai X Y. 2021. The puzzle of R&D boom and productivity slowdown in China: The role of resource misallocation[J]. *The Journal of World Economy*, 44(3): 86-109. (in Chinese)
- 龚关, 胡关亮. 2013. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. 经济研究, (4): 4-15, 29.
- Gong G, Hu G L. 2013. Efficiency of resource allocation and manufacturing total factor productivity in China[J]. *Economic Research Journal*, (4): 4-15, 29. (in

Chinese)

胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 2020. 企业金融化与生产效率[J]. 世界经济, 43(1): 70-96.

Hu H F, Dou B, Wang A P. 2020. Corporate financialization and productivity[J]. *The Journal of World Economy*, 43(1): 70-96. (in Chinese)

李平. 提升全要素生产率的路径及影响因素——增长核算与前沿面分解视角的梳理分析[J]. 管理世界, 2016(9): 1-11.

Li P. 2016. The path and influencing factors of improving total factor productivity: Analysis from the perspective of growth accounting and frontier decomposition[J]. *Journal of Management World*, (9): 1-11. (in Chinese)

李旭超, 罗德明, 金祥荣. 2017. 资源错置与中国企业规模分布特征[J]. 中国社会科学, (2): 25-43.

Li X C, Luo D M, Jin X R. 2017. Misallocation of resources and characteristics of Chinese enterprise scale distribution[J]. *Social Sciences in China*, (2): 25-43. (in Chinese)

蔺鹏, 孟娜娜. 2021. 绿色全要素生产率增长的时空分异与动态收敛[J]. 数量经济技术经济研究, 38(8): 104-124.

Lin P, Meng N N. 2021. Spatio-temporal differentiation and dynamic convergence of green total factor productivity growth[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 38(8): 104-124. (in Chinese)

彭国华. 2005. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J]. 经济研究, 40(9): 19-29.

Peng G H. 2005. The disparity of income, TFP and the convergence hypothesis in Chinese provinces[J]. *Economic Research Journal*, 40(9): 19-29. (in Chinese)

唐未兵, 傅元海, 王展祥. 2014. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究, 49(7): 31-43.

Tang W B, Fu Y H, Wang Z X. 2014. Technology innovation, technology introduction and transformation of economic growth pattern[J]. *Economic Research Journal*, 49(7): 31-43. (in Chinese)

滕泽伟, 胡宗彪, 蒋西艳. 2017. 中国服务业碳生产率变动的差异及收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 34(3): 78-94.

Teng Z W, Hu Z B, Jiang X Y. 2017. Study on the difference and convergence of carbon productivity in China's service industry[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 34(3): 78-94. (in Chinese)

文东伟. 2019. 资源错配、全要素生产率与中国制造业的增长潜力[J]. 经济学(季刊), 18(2): 617-638.

- Wen D W. 2019. Resource misallocation, TFP and growth potential in China's manufacturing[J]. *China Economic Quarterly*, 18(2): 617-638. (in Chinese)
- 肖挺. 2021. 中国服务业全要素生产率变化及收敛趋势研究——基于上市企业的经验证据[J]. *财贸研究*, 32(4): 28-43.
- Xiao T. 2021. Change and convergence trend of total factor productivity in China's service industry: Based on empirical evidence of listed companies[J]. *Finance and Trade Research*, 32(4): 28-43. (in Chinese)
- 谢千里, 罗斯基, 张轶凡. 2008. 中国工业生产率的增长与收敛[J]. *经济学(季刊)*, 7(3): 809-826.
- Xie Q L, Luo S J, Zhang Y F. 2008. Productivity growth and convergence across China's industrial economy[J]. *China Economic Quarterly*, 7(3): 809-826. (in Chinese)
- 颜鹏飞, 王兵. 2004. 技术效率、技术进步与生产率增长: 基于 DEA 的实证分析[J]. *经济研究*, 39(12): 55-65.
- Yan P F, Wang B. 2004. Technical efficiency, technical progress & productivity growth: An empirical analysis based on DEA[J]. *Economic Research Journal*, 39(12): 55-65. (in Chinese)
- 杨汝岱. 2015. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. *经济研究*, 50(2): 61-74.
- Yang R D. 2015. Study on the total factor productivity of Chinese manufacturing enterprises[J]. *Economic Research Journal*, 50(2): 61-74. (in Chinese)
- 杨翔, 李小平, 周大川. 2015. 中国制造业碳生产率的差异与收敛性研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 32(12): 3-20.
- Yang X, Li X P, Zhou D C. 2015. Study on the difference and convergence of carbon productivity in Chinese manufacturing[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 32(12): 3-20. (in Chinese)
- 杨正林, 方齐云. 2008. 能源生产率差异与收敛: 基于省际面板数据的实证分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 25(9): 17-30.
- Yang Z L, Fang Q Y. 2008. Difference and convergence of energy productivity: An empirical analysis based on the panel data by province [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 25(9): 17-30. (in Chinese)
- 余泳泽. 2015. 中国省际全要素生产率动态空间收敛性研究[J]. *世界经济*, 38(10): 30-55.
- Yu Y Z. 2015. Dynamic spatial convergence of provincial total factor productivity in China[J]. *The Journal of World Economy*, 38(10): 30-55. (in Chinese)
- 张杰. 2019. 负债率如何影响生产率——基于中国工业部门 U 型关系的一个解释[J]. *财贸经济*, 40(3): 68-83.

- Zhang J. 2019. How does high debt level affect productivity? —An explanation based on U-shaped relationship in China's industry [J]. *Finance & Trade Economics*, 40(3): 68-83. (in Chinese)
- 赵玉林, 谷军健. 2018. 中美制造业发展质量的测度与比较研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 35(12): 116-133.
- Zhao Y L, Gu J J. 2018. Measurement and comparison of the development quality in manufacturing between China and the US [J]. *The Journal of Quantitative Technical Economics*, 35(12): 116-133. (in Chinese)
- Abbott III T A. 1992. Price dispersion in U. S. manufacturing: Implications for the aggregation of products and firms[R]. U. S. Census Bureau, Center for Economic Studies.
- Arellano M, Bond S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations[J]. *The Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297.
- Baqae D R, Farhi E. 2020. Productivity and misallocation in general equilibrium[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1): 105-163.
- Bond S, Meghir C. 1994. Investment and financial constraints[J]. *Review of Economic Studies*, 12(6): 1974-1977.
- Brandt L, van Biesebroeck J, Zhang Y F. 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 97(2): 339-351.
- Carlsson M, Messina J, Skans S N. 2011. Wage adjustment and productivity shocks, Discussion Paper No. 5719[R]. Germany: IZA.
- Escribano A, Stucchi R. 2014. Does recession drive convergence in firms' productivity? Evidence from spanish manufacturing firms [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 41(3): 339-349.
- Foster L, Haltiwanger J, Syverson C. 2008. Reallocation, firm turnover, and efficiency: Selection on productivity or profitability? [J]. *American Economic Review*, 98(1): 394-425.
- Hsieh C T, Klenow P J. 2009. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403-1448.
- Kaoru H, Miho T, Kenta Y. 2020. Firm age, productivity, and intangible capital, RIETI Discussion Paper Series 20-E-001[R]. Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Kim S. 2018. Firm heterogeneity in sources of total factor productivity growth for Japanese manufacturing firms[J]. *Applied Economics*, 50(58): 6301-6315.

- Miketa A, Mulder P. 2005. Energy productivity across developed and developing countries in 10 manufacturing sectors: Patterns of growth and convergence [J]. *Energy Economics*, 27(3): 429-453.
- Miller S M, Upadhyay M P. 2002. Total factor productivity and the convergence hypothesis[J]. *Journal of Macroeconomics*, 24(2): 267-286.
- Rodrik D. 2013. Unconditional convergence in manufacturing[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(1): 165-204.
- Solow R M. 1956. A contribution to the theory of economic growth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- Wooldridge J M. 2009. On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables[J]. *Economics Letters*, 104(3): 112-114.
- Zheng J H, Hu A A. 2006. An empirical analysis of provincial productivity in China (1979—2001) [J]. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 4(3): 221-239.

Trend and Convergence of China's Manufacturing Industry's TFPQ and TFPR

—Empirical Evidence Based on Listed Companies

Ting Xiao¹ Yuchen Tang²

(1. School of International Economics and Trade, Jiangxi University of Finance & Economics;

2. Institution of International Economics, School of Economics, NanKai University)

Abstract Measure the total factor productivity of quantity (TFPQ) and total factor productivity of revenue (TFPR) level of listed companies in China's manufacturing industry, excluding price factors, and systematically analyze the changing trends and convergence of TFPQ and TFPR across the country, by region, industry, company nature and company age. Based on the Guotaian database and manually collected sales volume data of listed companies, the ACF method was used to measure TFPQ and TFPR, and the convergence of the two was tested. The study found that the overall, regional, and regional TFPR showed a trend of first growth and then a decline, while TFPQ basically showed a relatively stable growth, and the TFPQ of non-state-owned enterprises and young enterprises was significantly larger. Manufacturing companies, TFPQ and TFPR have absolute β convergence as a whole. Some industries and regions do not have absolute β convergence but have β convergence. TFPR basically has absolute β convergence no matter which industry or region. The previous research ignores the actual difference

between TFPQ and TFPR. This article not only uses estimation strategies to infer material productivity, but also uses available data to directly measure material productivity, and conduct a convergence test on the TFPQ and TFPR of listed companies. Comparison, so as to conduct a more intuitive examination of the changes in the technical efficiency of China's manufacturing industry. Value productivity TFPR contains price factors that cannot reflect the true technical efficiency, and thus cannot be a basis for providing policy recommendations. Measuring and analyzing TFPQ helps to grasp the true growth of TFP levels between industries and regions, and provides empirical evidence for promoting high-quality development of China's manufacturing industry.

JEL Classification F719