

产业结构转型升级与经济高质量发展

史丹 李鹏 许明

摘要:产业结构升级与经济增长之间的关系是经济学中的重要问题。但是,产业结构转型升级与经济高质量发展是否存在着关联?利用2000—2017年中国省级面板数据,通过分别构建产业结构变动指标与经济高质量发展指数,实证考察了产业结构变动对中国高质量发展的影响。结果表明,产业结构变动整体上有利于推动中国实现高质量发展。产业结构转型升级对中国的经济增长存在“结构性红利”,有助于提升绿色全要素生产率增长率,但在一定程度上会导致中国区域经济发展分化。根据研究结论并结合实际,给出了相应的对策建议。

关键词:产业结构;高质量发展;偏离份额法;NAV分析法

作者简介:史丹,中国社会科学院工业经济研究所所长、研究员、博士生导师,中国工业经济学会理事长;李鹏(通讯作者),经济学博士,中国社会科学院工业经济研究所编辑;许明,经济学博士,中国社会科学院工业经济研究所副研究员。

中图分类号:F124;F121.3

文献标识码:A

文章编号:1671-8402(2020)09-0108-11

改革开放以来,中国经济保持了年均近10%的增速,推动中国实现了由计划经济体制向市场经济体制、从落后的农业国向工业国、由低收入国家迈向中等收入国家的成功转型,创造了举世瞩目的“中国奇迹”。然而,这种巨大物质财富的获得是以经济发展的不平衡不充分为代价的。尤其在产业结构转型方面,产业间、地区间仍存在着一定的不协调性,结构性矛盾与产能过剩并存,要素配置存在扭曲,城乡二元结构矛盾和问题日益凸显等,给经济的持续健康发展带来了隐患。中国进入经济“新常态”阶段以来,面临着国内要素禀赋和资源环境的约束以及需求升级的压力,加之受到国外复杂多变的外部环境的影响,经济增速“下台阶”趋势明显。与此同时,中国三次产业结构及其内部之间发生了显著变化。从变化趋势看,三次产业

基金项目:中国社会科学院京津冀协同发展智库项目;中国社会科学院登峰战略产业经济学优势学科项目。

中第一产业比重明显下降,服务业比重显著上升,而第二产业比重呈波动性下降趋势。长期以来,尽管以第二产业中的工业结构为主的产业结构有效地拉动了中国经济的较快增长,但同时也对经济发展的质量造成了负面影响,例如快速工业化的进程导致高污染高耗能企业比重较高,进而对环境构成威胁,产业价值链在全球经济中仍然处于中低端,进而导致生产供给和消费需求不匹配。进入新的发展阶段,党的十九大报告明确指出:我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。构建现代化的经济体系是中国未来经济发展的重要任务。鉴于此,根据新时代的发展要求,有必要从产业结构变迁的视角来重新审视中国的经济发展,进而在产业结构转型升级过程中推动经济高质量发展。

一、文献综述

产业结构变迁的相关研究最早出现在配第、克拉克、库兹涅兹以及钱纳里的相关研究中。这些学者利用不同的统计方法分析了产业结构变迁与经济增长关系的一般规律。与本研究相关的文献主要分为两类,其中一类是关于产业结构与中国经济增长关系的研究。从理论上讲,产业结构变迁会通过“结构红利”来影响经济增长;同时,经济增长也会反过来影响产业结构。这是由于不同行业的收入需求弹性存在差异,随着收入水平不断提升,人们对不同商品的消费需求会发生变化,例如由必需品转向收入需求弹性更大的奢侈品(郭凯明等,2017)^[1]。因此在研究中,准确识别产业结构与经济增长的因果关系是必要的。

通过梳理发现,多数研究倾向于认为产业结构升级有利于经济增长,但影响效应差异较大。在因果关系识别方面,纪玉山和吴勇民(2006)^[2]利用1978—2003年的时间序列数据,发现产业结构与经济增长二者之间存在长期的协整关系,格兰杰因果关系检验表明产业结构是推动经济增长的原因。李春生和张连城(2015)^[3]发现产业结构优化仅是第三产业的格兰杰原因。在具体指标方面,干春晖等(2011)^[4]具体将产业结构变迁分为产业结构合理化与高级化两种指标,实证考察了产业结构演进对经济增长的影响,结果表明两个指标均有利于中国的经济增长,然而前者的促增效应更大。陶桂芬和方晶(2016)^[5]也构建了该两种指标,通过使用15个省份的面板数据研究发现,产业结构合理化与高级化表现为明显的区域异质性特征,东部地区要优于中西部地区。在具体的贡献度测算方面,樊胜根等(2002)^[6]利用中国1978—1995年的时间序列数据,发现结构变动对经济增长的贡献为17%。刘伟和张辉(2008)^[7]利用转换份额法,发现尽管结构变迁对经济增长的贡献大于50%,但随着市场化程度不断提高,该正向效应逐渐减弱。严成樑(2016)^[8]发现产业结构变动对经济增长的贡献约为21%。刘伟和李绍荣(2002)^[9]发现中国的经济增长主要由第三产业拉动,认为第三产业存在促进经济增长的最优结构,一旦超过该临界值,会导致经济衰退。此外,产业结构升级对全要素生产率的影响可能是非线性的,中国以往能够保持经济高速增长主要源于工业化阶段的“结构性红利”,劳动力由农业部门向工业部门转移;然而当进入城市化阶段后,劳动力由工业部门向生产率相对较低的服务业部门转移,从而导致“结构性减速”(于斌斌,2015)^[10]。史丹(2015)^[11]基于拉美国家的经验和中国经济发展现状,提出产业结构早熟的问题,即发展中国家工业化进程中,

制造业没有充分发展就转向服务业为主的产业结构,从而导致经济增长放缓。可以认为,产业结构变迁对经济增长的影响因样本选择、模型设定的不同而不同,尚未形成一致性结论。

另一类是关于经济质量的相关研究,随着经济不断发展,学术界对经济增长内涵的认识逐步加深,从起初单纯关注数量的增长到关注经济增长的效率。例如,郭克莎(1996)^[12]、沈坤荣(1998)^[13]、郭庆旺和贾俊雪(2005)^[14]使用全要素生产率来表征经济增长质量。然而,经济增长效率并不能涵盖经济发展质量的全貌。特别是仅使用全要素生产率来衡量评价经济增长会造成较大的偏差(郑玉歆,2007)^[15]。已有文献从不同层面来衡量经济发展质量,得出了许多有价值的结论。彭德芬(2002)^[16]将经济增长质量归结为经济运行质量、居民生活质量和生存环境质量三个维度。钞小静和任保平(2011)^[17]认为经济增长的质量应当包含经济增长的结构、稳定性、福利分配以及资源利用和生态环境等。史丹等(2018)^[18]提出了经济高质量发展的企业、产业与国民经济的层次构架,并指出不同层次在高质量发展中的作用。

上述研究从不同视角揭示了中国产业结构变迁与经济增长的关系,取得了丰硕的研究成果。然而,现有文献仍然存在以下不足:第一,现有文献大多简单地以三次产业结构比重来表征产业结构变迁,并不能如实地反映结构变迁中的效率演进。第二,大多文献对经济高质量指标体系的构建不够细致,不能反映经济增长质量的全貌。第三,随着中国经济进入高质量发展阶段,产业升级被认为是推动高质量发展的重要抓手。迄今,鲜有文献专门研究产业结构与中国经济高质量发展的关系。本研究力求在上述三点不足之处取得突破,以丰富现有文献。

二、产业结构变动指数与高质量发展指数构建

(一)产业结构变动指数

利用偏离份额分析法(Shift-share Method)和标准绝对值指数(Norm of Absolute Values, NAV)作为产业结构变迁的度量指标。偏离份额分析法由Fabricant(1942)^[19]提出,并经后人不断发展和完善。Fagerberg(2000)^[20]利用该方法测算了各产业部门就业变动对劳动生产率的影响。根据Fagerberg(2000)^[20]的研究,第0期至第T期劳动生产率变动的具体分解步骤如下:

$$\frac{\Delta L}{L_0} = \sum_{i=1}^n \frac{S_{i0} \Delta L_i}{L_0} + \sum_{i=1}^n \frac{\Delta S_i L_{i0}}{L_0} + \sum_{i=1}^n \frac{\Delta S_i \Delta L_i}{L_0}$$

其中,下标0与*i*分别表示第0期与第*i*个产业部门;*L*与*S*分别表示劳动生产率和三次产业的劳动力份额,劳动生产率为各部门的增加值与相应的劳动力的比值;*L*₀为第0期的劳动生产率,Δ*L*与Δ*S*分别表示[0,*T*]内的劳动生产率和劳动份额的变动。上式右边将劳动生产率的增长率分解为三个部分: $\sum_{i=1}^n \frac{S_{i0} \Delta L_i}{L_0}$ 为组内生产率的提升,反映了技术进步效应; $\sum_{i=1}^n \frac{\Delta S_i L_{i0}}{L_0}$ 表示组间生产率的变化,反映了静态结构效应; $\sum_{i=1}^n \frac{\Delta S_i \Delta L_i}{L_0}$ 表示劳动力配置与生产率增长的联合效应,反映了动态结构效应。

尽管偏离份额分析法能够方便地刻画结构变迁对经济增长的贡献,然而该方法存在一明显缺陷,即假定组间和组内的变动独立于劳动生产率,并未考虑产业部门间结构变动对经济增长的积极影响。而NAV法能够同时捕捉某个产业部门引发的结构变动对生产率的影响。根据Dietrich(2012)^[21]的研究,NVA法的核算方法为:

$$NAV = 0.5 \times \sum_{k=1}^n |S_{iT} - S_{i0}|$$

其中, S_{iT} 与 S_{i0} 与上述指标的含义一样,0.5表示调整系数(Dietrich,2012)^[21]。

将上述两种方法分别核算的结构变动指数与中国改革开放以来的实际GDP增长率进行比较,如图1所示,可以发现结构变动指数与经济增长率的走势基本保持一致,在经济增长较快的阶段,结构变动幅度也较大。这表明产业结构变动与GDP增速具有较强的联动关系。

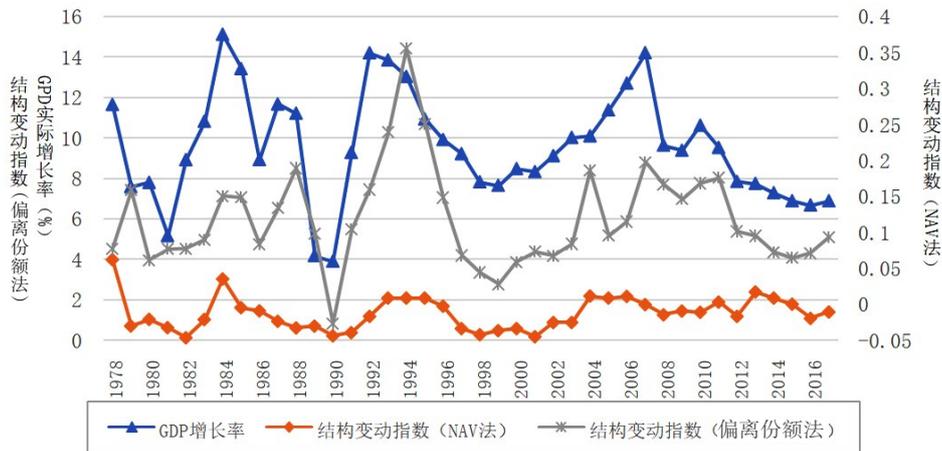


图1 1978—2017年产业结构变动与实际GDP增速

数据来源:作者根据国家统计局数据计算绘制。

(二)高质量发展指标体系构建

科学界定经济高质量发展指标是评价中国以及各地区经济发展质量的关键。高质量发展与“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念具有高度一致性。五大发展理念是当前“十三五”乃至未来相当一段时期内的发展方向 and 着力点,是主动适应中国社会主要矛盾的必然要求。

创新驱动是实现高质量发展的首要动力。创新不仅包括科技创新,还涉及管理、体制方面的制度创新。制度创新是软实力,改革开放以来,中国经济之所以能够大幅增长,主要得益于中国对原有经济体制的深刻变革。没有后来建立起的社会主义市场经济体制,便不会有改革开放40多年经济的快速发展。而技术创新是硬实力,涉及基础科学与技术应用两个方面。基础科学和生产技术应用相互依赖,相互促进,最终为社会提供与人民美好需求相适应的高质量产品。此处,结合数据的现实可得性,本研究重点考察生产技术方面的创新,并将其分为增长效率、创新投入与创新产出三个方面。其中,增长效率包括绿色全要素生产率、劳动生产率与资本生产率。创新投入不仅包括所必备的资金支持等基础投入,还包括劳动力素质提高等。创新产出采用人均专利申请授权数、人均技术市场成交额、高科技产品出口占总出口比

重以及人均科技论文数。

协调发展与高质量发展目标具有内在的紧密联系。经济体系内部的协调发展不仅包含区域协调,还包括产业结构之间的协调、城乡协调以及投资消费结构的协调等。协调发展尤其是区域协调发展要求构建现代化的经济体系。而现代化的经济体系更加体现了经济体系的内部平衡与协调性,过大的区域发展差距、二元结构失衡是高质量发展所不能允许的。从产业结构看,产业结构的优化反映了经济系统中各部门间比例关系的变化,以及各部门之间融合程度的加深;相反,结构失衡会导致资源配置不合理,经济运行效率低下。本研究从产业结构、城乡协调、城镇化水平、投资消费结构、金融结构以及区域协调六个子维度来考察协调发展。

绿色发展是高质量发展的应有之义。党的十九大报告提出,把我国建设成为富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国,打好污染防治攻坚战。这标志着绿色生态成为高质量发展的主色调,生态文明建设已成为未来一段时间内各级政府的重点要务之一。中国仍处在工业化、城市化高速发展的阶段。从发达国家的经验看,这一阶段仍然会消耗大量的资源能源。未来生态环境质量的改善不仅需要依靠技术进步改变要素投入结构,也要充分发挥市场配置作用,依靠市场机制提高能源和资源的利用效率,减少经济活动对生态环境的不利影响。本研究从资源消耗、生态环境以及环境治理投入三个层面来衡量绿色生态水平。

开放是国家通往繁荣发展的必由之路。随着全球化进程不断深化,各国经济均处于相互联结、相互影响的生产与贸易网络中。改革开放40多年来,中国经济得以快速发展,其中一条极为重要的经验便是坚持改革开放的基本国策。同时,也应注意到,当前全球经济合作格局正在发生深刻变化,需要中国继续坚持改革开放的基本国策,不断增强参与国际竞争和合作的实力,同时利用好国际国外两大市场,发展更高层次的开放型经济。另外,中国目前正处于经济转轨和结构调整时期,适度的经济波动是经济结构优化调整的表现,但大幅的经济波动会造成经济系统紊乱,不利于高质量发展。本研究从对外开放程度和经济运行稳定两个层面来考察开放稳定。

经济发展的最终目的是为了增加社会福利和提高居民的生活水平。共享和谐从福利分配、人民生活以及基础建设三个方面来体现。有效的经济发展会提高居民的整体福利,表现为居民的财富分配更加合理,公共服务供给更加健全,城乡居民收入差距不断缩小。兼顾公平和效率的分配会不断释放现阶段的经济增长动力,居民福利和财富水平的提高反过来也会促进经济发展质量的提高。另外,基础设施作为产业升级、自主创新和区域经济发展的基础要素配备,对经济社会发展具有基础性、战略性、先导性作用。一般而言,基础设施建设需适度超前于经济社会发展,提前规划,为未来经济的高质量发展提供支撑和保障。

综上,本研究全面地构建了全国与省级层面详细的高质量发展指标体系,具体包括5个维度50个基础指标,如表1所示。本研究采用的指标合成方法为主成分分析法,采用累计贡献率大于85%的主成分来确定基础指标权重。^①

^① 囿于篇幅,本研究并未列出各省基础指标对高质量发展的权重部分。如有兴趣,可向作者索取。

表1 中国高质量发展指标评价体系

一级指标	二级指标	具体指标	计量单位	指标属性
创新驱动	增长效率	绿色全要素生产率	-	正指标
		劳动生产率	-	正指标
		资本生产率	-	正指标
	创新投入	研发投入强度	(%)	正指标
		人均教育经费	元/人	正指标
		高等院校入学率	(%)	正指标
		万人研究与试验发展(R&D)人员全时当量	(人年)/万人	正指标
	创新产出	人均专利申请授权数	件/万人	正指标
		人均技术市场成交额	元/人	正指标
		高科技产品出口占总出口比重	(%)	正指标
		人均科技论文数	篇/万人	正指标
	协调发展	产业结构	服务业比重	(%)
产业结构高级化			-	正指标
非国有企业资本总额比重			(%)	正指标
城乡协调		二元对比系数	-	正指标
		二元反差系数	-	逆指标
城镇化		城镇化率	(%)	正指标
投资消费结构		投资结构	(%)	适度指标
		消费结构	(%)	适度指标
金融结构		金融服务业增加值/GDP	(%)	正指标
		股票交易总额/GDP	(%)	正指标
区域协调	区域发展差异系数	-	逆指标	
绿色生态	资源消耗	单位GDP能源消费量	吨标准煤/万元	逆指标
		电力消费强度	千瓦时/万元	逆指标
	生态环境	单位GDP SO ₂ 排放量	千克/万元	逆指标
		城市人均公园绿地面积	平方米/人	正指标
		城市建成区绿化覆盖率	(%)	正指标
		生活垃圾无害化处理率	(%)	正指标
	环境治理	一般工业固体废物综合利用率	(%)	正指标
环境污染治理投资占GDP的比重		(%)	正指标	
开放稳定	开放	外资依存度	(%)	正指标
		外贸依存度	(%)	正指标
		在外劳务人数占总人口比重	(%)	正指标
		对外经济合作新签合同数	份	正指标
	稳定	市场化程度	-	正指标
		实际产出波动率	-	逆指标
		CPI波动率	-	逆指标
共享和谐	福利分配	PPI波动率	-	逆指标
		失业率	-	逆指标
	人民生活	泰尔指数	-	逆指标
		劳动者报酬占比	(%)	正指标
		人均可支配收入	元/人	正指标
		万人拥有医院床位数	位/万人	正指标
		人均图书印刷数	篇/人	正指标
	基础设施	城镇基本养老保险覆盖率	(%)	正指标
		农村居民恩格尔指数	-	逆指标
		人均铁路里程	公里/万人	正指标
燃气普及率		(%)	正指标	
	每万人拥有公厕数	座/万人	正指标	
	人均长途光缆线路长度	公里/万人	正指标	

(三)数据来源与说明

本研究构建的高质量发展指标所采用的数据主要来源于历年的《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》以及各省统计年鉴和统计公报等。需要说明的是,对于涉及价格的相关指标使用相应的物价指数进行平减。由于西藏自治区缺失数据较多,因此本研究将其从样本量中剔除,本研究也未包含港、澳、台等数据样本,最终选取了中国大陆30个省份2000—2017年的数据。

在生产率方面,这里采用基于非期望产出分析框架的Malmquist-Luenberger生产率指数。其中要素投入分别为劳动力、资本以及能源,期望产出为GDP,而非期望产出为SO₂排放量、工业固体排放量、工业烟尘排放量以及废水排放量四个指标。资本生产率为实际GDP(2000)与实际资本存量的比值。物质资本存量采用传统的永续盘存法计算,折旧率 δ 参考张军等(2004)^[22]。区域发展差异系数采用传统的变异系数法: $CV = \sqrt{(X_i - \bar{X})/N} / \bar{X}$,该值越大,表明各地区经济发展差异越大。需要说明的是,各省份的区域发展差异系数采用各地级市层面的人均实际GDP的差异计算(四大直辖市使用区级数据)。产出波动率利用各省份的实际GDP数据(1999年为基年),采用HP滤波法来进行测算,发现目前中国整体及多个省份正处于经济下行通道。泰尔指数是衡量区域内城乡收入差距的重要指标。^①该指数具有较好的统计性质,例如收入零次齐次性、可加可分解性等,该值越大,表明地区间收入差距越大。

三、模型构建与结果分析

(一)模型构建

为了检验以上构建的产业结构变动指数对高质量指数是否存在影响,构建如下面板模型进行验证:

$$Index_hq_{it} = \beta_0 + \beta_1 struc_{it} + \sum_{i=2}^n \beta_i X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

其中, $Index_hq_{it}$ 与 $Index_hq_{it-1}$ 分别表示第*i*个地区第*t*期与第*t*-1期的高质量发展指数; $struc_{it}$ 表示产业结构变动指数,是关注的核心解释变量; X_{it} 表示控制变量,还包括地方政府的财政能力(fin_gdp)、研发投入(rd)、市场化水平($mark_in$)、金融发展程度($cred_gdp$)、城镇化率(urb)以及基础设施建设($roadp$)等。其中:地方政府的财政能力采用财政支出与GDP的比值来表示;市场化水平来源于王小鲁等(2019)^[23]发布的《中国分省份市场化指数报告》中的各地区市场化指数;金融发展程度使用各金融机构存款与GDP的比重来表示;城镇化率采用城镇人口占总人口的比重来表示;基础设施建设采用人均公路面积表征。考虑到解释变量与被解释变量之间可能存在内生性,尝试在上式计量模型的基础上构建动态面板模型,同时引入被解释变量的滞后一期项来检验高质量增长是否存在一定的路径依赖:

① 泰尔指数计算公式为 $T = \sum_{i=1}^2 (\frac{P_{it}}{p}) \ln((\frac{P_{it}}{p}) / (\frac{z_{it}}{z_i}))$,其中, t 表示时间, $i=1,2$ 分别表示城镇和农村; p_{it}, z_{it} 分别表示*t*时期城镇或农村的收入和人口, p_i, z_i 分别表示*t*时期城镇和农村的总收入和总人口。

$$Index_hq_{it} = \beta_0 + Z_1 Index_hq_{it-1} + \beta_1 struc_{it} + \sum_{i=2}^n \beta_i X_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{i,t}$$

(二)实证结果

本研究使用偏差校正 LSDV 法、系统 GMM 以及差分 GMM 三种不同的方法进行了估计。LSDV 法的优点在于能够有效地控制时间固定效应和个体固定效应,但仍然无法克服因变量之间存在的内生性而带来的估计偏差。在样本量为大 N 小 T 的情况下,利用基于 GMM 的工具变量估计法往往更加有效。差分 GMM 由 Arellano 和 Bond(1991)^[24]提出,其逻辑思路是将变量的滞后项作为工具变量,假设前提是扰动项不存在自相关。然而,系统 GMM 估计法被认为要优于差分 GMM(Soto,2009)^[25],特别是在存在弱工具变量问题时,系统 GMM 估计更有效。

表 2 第(1)一(3)列分别给出了 LSDV、系统 GMM 以及差分 GMM 的估计结果。其中,LSDV 法使用了 Blundell-Bond 估计量来进行估计,利用 Bootstrap 法自助抽样 1000 次。从偏离份额法的回归结果看,高质量发展指数的一阶滞后项在 1% 的统计水平上显著,说明中国各区域的高质量发展存在较强的动态连续性,即以往的高质量发展也会影响当前的高质量发展水平。从核心解释变量的系数看,可以发现在三种回归方法下以偏离份额分析法衡量的结构变动对高质量发展指数的影响均为负,且在系统 GMM 的结果中是显著的。正如 Timmer 和 Vries (2009)^[26]所指出的,由于偏离份额分析法假定每个产业部门的结构变动独立于生产率,因此其核算结果可能存在问题,会导致估计结果发生较大偏差。

表 2 以偏离份额法和 NAV 法核算的产业结构变动指标的回归结果

变量	偏离份额法			NAV 法		
	(1)LSDV	(2)系统 GMM	(3)差分 GMM	(4)LSDV	(5)系统 GMM	(6)差分 GMM
<i>l.Index_hq</i>	0.872*** (0.029)	0.731*** (0.031)	0.654*** (0.022)	0.878*** (0.029)	0.776*** (0.032)	0.651*** (0.046)
<i>struc</i>	-0.125 (0.196)	-0.221** (0.104)	-0.231 (0.184)	0.007 (0.010)	0.043*** (0.011)	0.018*** (0.007)
<i>lingdp</i>	0.014*** (0.005)	0.042*** (0.004)	0.039*** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.033*** (0.003)	0.043*** (0.006)
<i>rd</i>	0.079* (0.048)	0.018 (0.028)	0.134*** (0.028)	0.080* (0.048)	0.106* (0.062)	0.159 (0.121)
<i>mark_in</i>	0.028 (0.017)	0.090*** (0.007)	0.070*** (0.004)	0.027 (0.018)	0.074*** (0.011)	0.064*** (0.007)
<i>credgdp</i>	-0.024 (0.087)	-0.114*** (0.044)	-0.033 (0.052)	-0.000 (0.084)	-0.013 (0.056)	0.018 (0.049)
<i>urb</i>	0.009** (0.004)	0.009*** (0.003)	0.019*** (0.004)	0.008* (0.004)	0.000 (0.004)	0.011 (0.008)
<i>roadp</i>	0.000 (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.002)	0.003** (0.001)	0.002*** (0.001)
<i>constant</i>	—	-1.566*** (0.157)	-2.034*** (0.150)	—	-1.231*** (0.163)	-1.891*** (0.330)
AR(1)-p 值	—	0.089	0.085	—	0.071	0.086
AR(2)-p 值	—	0.601	0.568	—	0.642	0.581
Sargan 检验	—	1.000	1.000	—	1.000	1.000
观察值	510	510	480	510	510	480

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。括号内为标准误。以下各表同。

数据来源:作者整理。

接下来重点关注 NAV 指数的回归结果。总体看,三种方法下产业结构变动对高质量发展

指数的影响方向均一致,但在LSDV估计下统计上并没有通过显著性检验。由于LSDV法存在对于小N大T的样本估计的偏差,因此仅将其结果作为对照。GMM的详细回归结果显示,在10%的显著水平下,拒绝了差分方程残差序列的一阶自相关系数为0的原假设,但无法拒绝其二阶自相关系数为0的原假设,表明模型通过了自相关检验。另外,Sargan检验表明选取的工具变量是有效的。从具体回归结果看,系统GMM与差分GMM的估计结果显示NAV结构变动指数的系数在1%的统计水平上均显著为正,这表明2000年以来的结构变动在整体上有助于促进中国经济的高质量发展。产业结构升级对经济增长存在“结构性红利”,通过促进经济系统资源的合理配置进而推动经济高质量发展。

对于其他控制变量,财政支出增加有利于提高经济高质量发展水平,财政支出占GDP的比重每提高1%,则高质量发展指数提高0.033%。财政支出可通过两种渠道影响高质量发展:一是增加要素投入;二是促进要素使用效率的提升。研发投入强度对高质量发展也具有相对明显的促进作用,研发投入强度每增加1%,则高质量发展指数提升0.106%。此外,回归结果还表明提高市场化程度与基础设施建设水平均有利于高质量发展指数的提升。这一结果为中国继续深化改革,让市场在资源配置中发挥决定性作用的制度设计提供了实证支撑。市场化程度提高一方面有利于充分发挥价格机制的发现功能,减少资源错配(白俊红和刘宇英,2018)^[27];另一方面有利于促进国内企业公平竞争,释放微观主体的经济活力,同时也为引入外资企业提供了良好的营商环境。然而,金融发展与城镇化水平提高对高质量发展的回归系数并不显著。这表明当前中国的金融部门可能存在资源错配现象(田卫民,2017)^[28],信贷规模的过度扩张不利于经济高质量发展。

为了深入理解产业结构变动对高质量发展可能存在的影响途径,进一步考察了产业结构变动对绿色全要素生产率增长率(*gftp*)与区域发展差异(*gap*)的影响。根据回归结果,产业结构变动对绿色全要素生产率增长率的系数为正,但在统计上并不显著,这说明尽管中国存在“结构性红利”,但一旦将能源投入与环境污染成本考虑在内,结构变动对生产率的促增效应便会降低,这从侧面反映了中国能源效率不高的事实。另外,表3系统GMM的回归结果显示,结构变动对区域发展差异的回归系数显著为正,表明2000年以来的产业结构变动扩大了中国的区域经济差距,与严成樑(2016)^[8]的研究结果一致。

表3 产业结构变动对绿色全要素生产率增长率和区域发展差异的影响

变量	(1)系统GMM	(2)差分GMM	(3)系统GMM	(4)差分GMM
	<i>gftp</i>	<i>gftp</i>	<i>gap</i>	<i>gap</i>
<i>l.Index_hq</i>	1.012*** (0.013)	1.007*** (0.005)	0.939*** (0.025)	0.489*** (0.062)
<i>struc</i>	0.004 (0.009)	0.002 (0.005)	0.003*** (0.001)	0.000 (0.001)
<i>lingdp</i>	0.012*** (0.003)	-0.006** (0.002)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
<i>rd</i>	0.352*** (0.037)	0.536*** (0.041)	0.001 (0.002)	0.011* (0.007)
<i>mark_in</i>	0.046*** (0.006)	0.017*** (0.003)	-0.002*** (0.001)	-0.002 (0.001)
<i>credgdp</i>	-0.076** (0.036)	-0.088*** (0.024)	0.006* (0.003)	-0.012** (0.005)
<i>urb</i>	-0.016*** (0.003)	-0.004** (0.002)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)

表3 产业结构变动对绿色全要素生产率增长率和区域发展差异的影响(续)

变量	(1)系统GMM	(2)差分GMM	(3)系统GMM	(4)差分GMM
	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>	<i>gap</i>	<i>gap</i>
<i>roadp</i>	-0.002*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
<i>constant</i>	0.014 (0.082)	-0.136 (0.064)	0.027*** (0.008)	0.147*** (0.022)
AR(1)- <i>p</i> 值	0.087	0.086	0.033	0.035
AR(2)- <i>p</i> 值	0.213	0.247	0.188	0.169
Sargan 检验	1.000	1.000	1.000	1.000
观察值	510	480	510	480

数据来源:作者整理。

四、结论与政策启示

产业结构升级与经济增长之间的关系是经济学中的重要研究问题。随着中国进入高质量发展阶段,产业结构转型升级被认为是未来推动中国经济高质量发展的重要引擎,也是本研究的出发点。基于2000—2017年30个省级层面的面板数据,引入偏离份额分析法与NAV分析法来分别表征产业结构变动,并以“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念为指引构建了高质量发展评价指标体系,进而考察中国产业结构变迁对中国高质量发展指数的影响。结果表明,2000年以来的产业结构变动整体上有利于中国高质量发展水平的提升。产业结构升级对中国的经济增长存在“结构性红利”,能够通过促进经济系统资源的合理配置进而推动经济高质量发展。研究还发现,产业结构变动也促进了中国绿色全要素生产率增长率的提升,尽管统计上并不显著。这也暗含着中国粗放型的发展模式仍有一席之地。此外,产业结构变迁在一定程度上导致了中国区域经济发展分化。

根据研究结论,提出如下对策建议:第一,继续推动供给侧改革,加快推进产业结构升级,保持制造业与服务业协调发展。产业升级并不意味着必然推动“去工业化”,而是要在大力发展现代生产性服务业的同时,实现中国制造业结构升级,推动制造业向高端化、智能化、绿色化发展,不断提升制造业的产品附加值。第二,产业转型升级必然伴随着产业转移,应充分考虑中国各区域所处的发展阶段的差异,需进一步制定合理的差异化产业政策帮助中西部地区根据自身优势实现产业选择,培育优势主导产业,在产业转移过程中实现欠发达地区的产业升级,以实现与发达地区的追赶。第三,积极推动市场化改革,打破行政壁垒,扩大市场准入,消除市场分割,提高资源配置效率。为国内外企业营造良好的公平竞争的市场环境,尤其为外资企业创造良好的营商环境,实施“负面清单”管理机制,助推中国的产业结构升级。第四,以创新驱动发展战略为重要引领,为绿色全要素生产率释放更大的增长空间,进而实现新旧动能转换,推动经济高质量发展。第五,面对新一轮科技革命正在全球范围内兴起的历史机遇,充分利用移动物联网、大数据、云计算等新技术,并出台相关政策带动新技术的发展和革新,生产出更多具有“创造性破坏”功能的新要素,促进产业结构转型升级和高质量发展。

参考文献:

- [1] 郭凯明、杭静、颜色:《中国改革开放以来产业结构转型的影响因素》,《经济研究》2017年第3期。

- [2] 纪玉山、吴勇民:《我国产业结构与经济增长关系之协整模型的建立与实现》,《当代经济研究》2006年第6期。
- [3] 李春生、张连城:《我国经济增长与产业结构的互动关系研究——基于VAR模型的实证分析》,《工业技术经济》2015年第6期。
- [4] 干春晖、郑若谷、余典范:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》2011年第5期。
- [5] 陶桂芬、方晶:《区域产业结构变迁对经济增长的影响——基于1978—2013年15个省份的实证研究》,《经济理论与经济管理》2016年第11期。
- [6] 樊胜根、张晓波, Robinson S.:《中国经济增长和结构调整》,《经济学》(季刊)2002年第4期。
- [7] 刘伟、张辉:《中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步》,《经济研究》2008年第11期。
- [8] 严成樑:《产业结构变迁、经济增长与区域发展差距》,《经济社会体制比较》2016年第4期。
- [9] 刘伟、李绍荣:《产业结构与经济增长》,《中国工业经济》2002年第5期。
- [10] 于斌斌:《产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析》,《中国工业经济》2015年第12期。
- [11] 史丹:《应重视产业结构早熟的风险》,《人民日报》2015-5-11。
- [12] 郭克莎:《论经济增长的速度与质量》,《经济研究》1996年第1期。
- [13] 沈坤荣:《中国经济增长绩效分析》,《经济理论与经济管理》1998年第1期。
- [14] 郭庆旺、贾俊雪:《中国全要素生产率的估算:1979—2004》,《经济研究》2005年第6期。
- [15] 郑玉歆:《全要素生产率的再认识——用TFP分析经济增长质量存在的若干局限》,《数量经济技术经济研究》2007年第9期。
- [16] 彭德芬:《经济增长质量研究》,华中师范大学出版社2002年版。
- [17] 钞小静、任保平:《中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析》,《经济研究》2011年第4期。
- [18] 史丹、赵剑波、邓洲:《推动高质量发展的变革机制与政策措施》,《财经问题研究》2018年第9期。
- [19] Fabricant S. Employment in manufacturing 1899—1939 [J]. *NBER Working Paper*, 1942.
- [20] Fagerberg J. Technological progress, structural change and productivity growth: A comparative study [J]. *Structural Change & Economic Dynamics*, 2000, 11(4): 393—411.
- [21] Dietrich A. Does growth cause structural change, or is it the other way around? A dynamic panel data analysis for seven OECD countries [J]. *Empirical Economics*, 2012, 43(3): 915—944.
- [22] 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》2004年第10期。
- [23] 王小鲁、樊纲、胡李鹏:《中国多省份市场化指数报告(2018)》,社会科学文献出版社2019年版。
- [24] Arellano M., Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations.[J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2): 277—297.
- [25] Soto M. System GMM estimation with a small sample [R]. *UFAE and IAE Discussion Paper*, 2009.
- [26] Timmer M. P., Vries G. J. D. Structural change and growth accelerations in Asia and Latin America: A new sectoral data set [J]. *Cliometrica*, 2009, 3(2): 165—190.
- [27] 白俊红、刘宇英:《对外直接投资能否改善中国的资源错配》,《中国工业经济》2018年第1期。
- [28] 田卫民:《金融发展缘何抑制了经济增长——来自中国省际面板数据的经验证据》,《经济问题》2017年第1期。

(责任编辑:陈燕)