

· 经济观察 ·

中国经济增长数量与质量 互动机制研究：1996—2016

宋文月，任保平

(西北大学 经济管理学院, 陕西 西安 710127)

摘要：经济增长数量与质量的良性互动是高质量发展的前提和基础，实现高质量的发展就必须建立经济增长数量与质量的良性互动机制。本文首先基于迈入中等收入国家行列后，典型经济体的技术水平和制度环境的差异性特征，分析了以技术进步与制度变迁的协同演进为核心的经济增长质量的阶段性特征及其对经济增长数量的影响机制。采用SYS-GMM估计分析了技术进步与制度变迁对经济增速的影响，并以人均GDP为门限变量，分析了技术进步、制度变迁及其交互项对经济增速的门限效应。结果表明，随着发展阶段的变化，原有的技术进步与制度变迁的路径不仅降低了其对经济增长的贡献，还因技术与制度协同反馈机制的弱化，对经济增长造成双重制约。因此，应通过实施创新驱动战略加强自主创新能力，在完善市场机制的同时注重政府职能的有效发挥，进一步优化技术进步与制度变迁的协同互促机制，以经济增长数量与质量的互动实现高质量的发展。

关键词：中等收入阶段；经济增长数量；经济增长质量；经济增速；技术进步；制度变迁

中图分类号：F12 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-176X(2018)07-0003-12

一、问题的提出

以要素驱动和投资驱动为特征的数量型经济增长方式有效地推进了中国持续三十多年的快速经济增长，实现了经济的快速积累。随着人均GDP于2008年首次超过3000美元，中国正式步入中等收入国家行列，但经济增长也开始从高速增长向中高速增长转变，经济增速从2007年的14.2%降至2008年的9.7%，2016年增速为6.7%，2017年增速小幅回升至6.9%。可以看出，随着要素禀赋结构的变迁与国际经济格局的变化，原有数量追赶战略与要素驱动方式不能继续为新的发展阶段提供持续增长动力，可见，中等收入阶段的中国经济发展面临着诸多新的发展挑战。

目前关于中国进入中等收入阶段后经济增速下滑的影响因素分析，主要有以下两个视角：一是以

收稿日期：2018-03-26

基金项目：国家社会科学基金重大项目“新常态下地方经济增长质量和效益的监测预警系统和政策支撑体系构建研究”（15ZDA012）

作者简介：宋文月（1991-），女，陕西西安人，博士研究生，主要从事经济增长与发展经济学研究。E-mail: songweny@126.com
任保平（1968-），男，陕西凤县人，教授，博士，主要从事经济增长质量与中国特色社会主义政治经济学研究。E-mail: xdrbp@126.com

经济增长理论为基础,基于增长机制的视角,认为经济增速阶段性持续下滑是由于经济增长动力的阶段性缺失。二是强调制度变迁对经济增长的影响,认为政府与市场关系的失衡、激励机制和约束机制的失衡、市场和政府双重失灵是导致经济增速阶段性下滑的根本原因。

在以经济增长理论和生产函数为基础分析经济发展阶段的变迁、要素禀赋结构的变化对经济增长影响的研究中,主要有以下三种观点:一是中国经济增长前沿课题组^[1]、马光远^[2]认为,低收入阶段对中国经济增长有着显著贡献作用的投资驱动力,但随着投资主体的转变,资本积累速度的下降,以及投资活动导致的收入分配扭曲和内需不足等结构性问题的制约,资本积累对中等收入阶段的经济增长的贡献有限,甚至会制约经济增长。二是刘伟^[3]、李扬和张晓晶^[4]认为,人口结构的变迁和刘易斯拐点的到来,使得中国的劳动力从无限供给转为有限供给,而随着自然环境约束的不断加强,自然资源的环境成本也持续上升,导致中国以低成本劳动力和自然资源为核心的比较优势逐渐削弱,在尚未形成以技术创新为核心的竞争优势的调整期,原有比较优势的削弱是制约经济持续高速增长的关键因素之一。三是张德荣^[5]认为,随着中国经济发展水平的提升,通过技术引进提高全要素生产率的后发优势不断缩小,而有限的创新驱动能力使得中国自主创新水平提升缓慢,技术创新和技术进步速率的放缓,这些是制约中国经济持续高速增长的根本因素。除了要素禀赋对经济增长的影响外,发展经济学还强调经济结构变迁对经济增长的影响。张军和陈诗一^[6]、中国经济增长与宏观稳定课题组^[7]、钞小静和任保平^[8]、刘世锦^[9]认为,地区经济差距的不断扩大、工业化与城市化的失衡、过度城市化、诱致性的产业结构变迁等结构性问题所导致的产能过剩、内需不足等供求失衡问题阻碍了经济增长。此外,学者们从制度环境对经济增长的影响视角进行研究,认为滞后的制度创新是阻碍新发展阶段经济增长的根本原因。李富强和董直庆^[10]、郑若谷等^[11]、田国强^[12]指出,经济体制改革的滞后导致了市场机制未能有效发挥对要素配置的决定性作用,不仅降低了生产效率,还制约了经济规模和产业发展。李子联和华桂宏^[13]、郑秉文^[14]、周文和孙懿^[15]认为,不合理的成果分配制度导致了人力资本积累缓慢、企业融资成本过高、资源竞争和环境恶化等问题,促使社会利益结构趋于固化并形成利益集团,导致动态不平衡,进而造成长期经济增长的停滞。

经济增速的阶段性持续下降,体现了随着经济发展阶段的演进,原有经济增长方式、经济结构以及制度环境不能满足新的发展要求,导致地区经济无法继续保持规模报酬递增,原有的高速增长难以继。关于要素禀赋、制度环境对经济增长影响的文献已有很多,其详细阐述了资源禀赋条件的阶段性变化和制度环境对经济增长的制约机制,但基于影响因素间系统性考察及其影响路径的研究十分有限。因此,本文基于中国经济增长的阶段性演进,分析经济增长数量与质量之间互动机制的阶段性演化,探求中国进入中等收入阶段后如何建立经济增长数量和质量之间的互动机制,以实现高质量发展。

二、迈入中等收入阶段后地区经济差异化发展的基本特征

依据世界银行2012年的标准,2007年中国人均国民总收入(GNI)首次达到3063美元,成功迈入中等收入国家行列,并于2015年达到6470.42美元,顺利进入中高等收入国家行列。尽管中国经济增速远高于世界主要经济体,与中高等收入国家的差距也不断缩小,但迈入中等收入阶段以来中国经济增长率呈现大幅波动下滑的态势,尤其是2008年国际金融危机之后,中国经济增速下滑幅度也超过其他经济体的下滑幅度。这表明,随着与发达经济体经济差距的不断缩小,制约经济增长的因素逐渐显现,对新的发展阶段中经济增速、增长稳定性以及产出有效性均有不同程度的影响。全球主要经济体人均GNI年增长率的时序波动,如图1所示。从国际统计数据来看,多数低收入国家都能成功跨越马尔萨斯陷阱,迈入中等收入行列。但迈入中等收入阶段以后,各国的经济发展态势的差异性逐渐显现。一类是如日本、韩国以及新加坡等东亚新兴国家,在经历短暂经济调整期后,能够继续保持经济增长,分别在20世纪60—70年代成功迈入高等收入行列。另一类是如巴西、墨西哥等拉美国家,在人均收入达到中等收入水平之后,无法继续维持较快的经济增长,经济长期陷入停滞。因此,基于对一国经济发展中普遍存在的经济发展的阶段性问题,本文选择20世纪90年代以来已进入高收入阶段并与中国有相似文化背景的新加坡、日本与韩国等东亚国家,以及与中国一样面临经济下行压力且经济长期陷入停滞的墨西哥与巴西等拉美国家与中国经济发展进行国际比较。

(一) 地区产业创新水平的差异化特征

高科技产业是一国以技术创新为竞争优势的重要体现，其发展是以先进的知识技术创新为基础，以企业为主体的产品产业创新，强调知识技术创新的成果转换。因此，对于开放经济体而言，高科技产业的发展不仅体现了一国的技术创新能力与企业创新活力，还反映了一国经济结构的高级化程度及其在国际产业分工中的竞争优势。一国的高科技产品出口占比越高，表明该地区企业创新能力越强，产业结构高级化程度越高，国际竞争优势越大。

代表经济体的高科技出口占制成品出口比重的时序特征，如图 2 所示。成功迈入高等收入行列的新加坡、日本与韩国等东亚国家，其高科技出口占制成品出口的比重均在 20% 以上，其中，新加坡的高科技出口占比在 40% 以上，最高达到 62%；日本与韩国的高科技出口占制造业出口的比重基本保持在 20%—30%。2000 年之后，韩国的高科技产品出口比重逐渐高于日本。而经济陷入停滞的墨西哥、巴西等拉美国家的高科技出口占比均在 20% 以下，且于 2000 年开始呈现逐年下降态势。不同于其他经济体在 2000 年出现的不同程度的下降，中国的高科技出口占比呈现逐年上升态势，并于 2005 年首次超过 30%。尽管受国际金融危机的冲击，2008 年起呈现小幅下降态势，但仍保持在 25% 以上的水平。可以看出，在高科技产业的发展方面，中国正逐步缩小与发达经济体的差距，在国际贸易中的比较优势逐渐由廉价劳动力与自然资源的比较优势向以技术创新为核心的竞争优势转变。

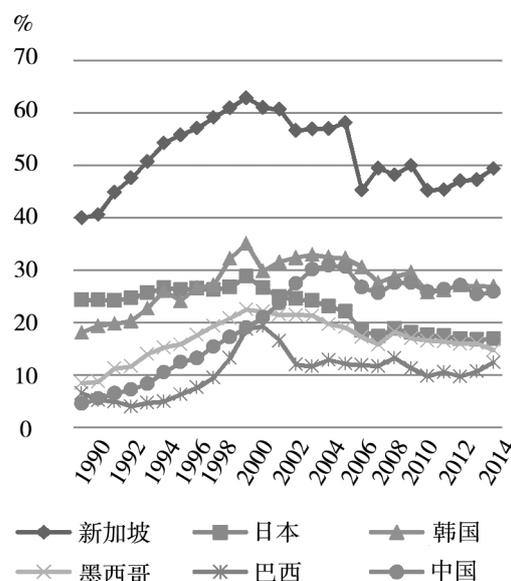
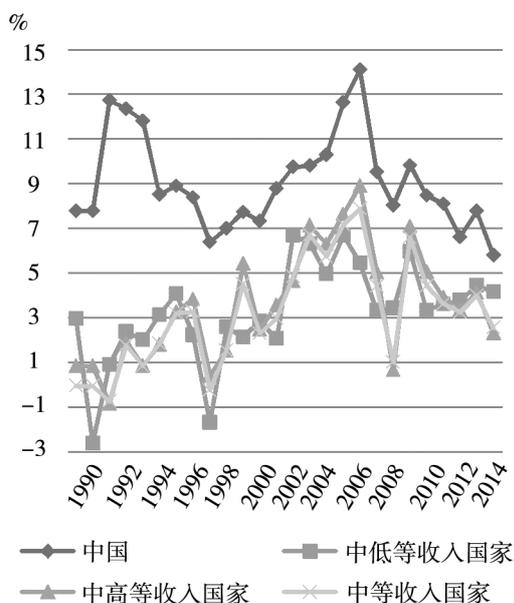


图 1 全球主要经济体人均 GNI 年增长率的时序波动

图 2 代表经济体高科技出口占制成品出口比重

典型事实一：经济体在迈入中等收入阶段以后，经济增长可持续性的差异体现为以“技术创新—技术进步—技术扩散”为路径的产业结构变迁的差异。随着要素禀赋和国际贸易环境的变化，以产业创新和产品创新为基础的竞争优势能够为一国经济持续增长提供持久动力，通过创新驱动产业结构高级化变迁，促进经济体迈入高等收入行列。而以廉价劳动力和自然资源为核心的比较优势，会随着要素红利和全球化红利的减弱，逐渐失去其对经济增长的推动作用。另外，在国际产业分工中的低端锁定更加剧了经济体遭受全球经济影响的风险，导致经济增长的稳定性欠佳，从而制约了经济增长的可持续性。

(二) 地区制度变迁路径的差异化特征

制度变迁的过程是为了有效促进不同发展阶段经济增长而不断进行的制度调整与制度创新过程。不同发展阶段对于市场机制和政府职能的需求有所差异，若要构建适宜不同发展阶段要求的制度环境，需要不断调整激励机制和约束机制，提高经济增长的收益，降低经济增长的代价。有效的激励机制能激发经济主体的活力，提高经济活动的效率；有效的约束机制不仅能降低交易成本，减少市场失

灵和负外部性，还能通过规范政府职能，降低政府失灵，降低经济增长的代价。制度变迁可以视为政府与市场关系的调整过程，具体表现为市场机制的有效程度以及政府职能的规范化。有效的市场机制不仅能够通过要素的自由流动提高要素的配置效率和升级产业结构，还能通过完善市场主体，提高企业自主决策水平，培养企业创新能力，提高全要素生产率水平；规范的政府职能不仅能有效弥补在创新、环保等领域的市场缺失，缓解市场失灵带来的经济增长效率损失，还能通过完善的教育、医疗和社会保障体系全面提高国民素质，培育经济增长潜力。

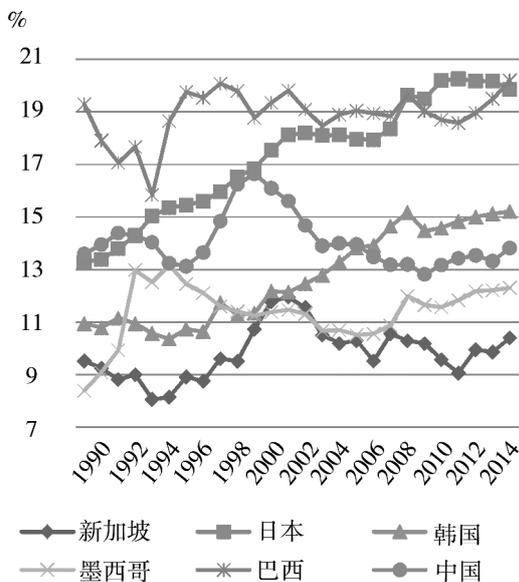


图3 代表经济体的一般政府最终消费支出占GDP比重的时序特征

一般而言，政府最终消费支出占GDP的比重能体现一国政府规模及其对经济活动的干预程度。政府的规模直接影响了其对经济活动的干预力度以及公共职能的有效性。代表经济体的一般政府最终消费支出占GDP比重的时序特征，如图3所示。从图3中可以发现，不同收入阶段的经济体，其政府规模均有较大差异。迈入高收入阶段的经济体中，新加坡和韩国的政府规模较小，其一般政府最终消费支出占GDP比重相对较低，新加坡的政府规模基本保持稳定，1990年以来一般最终消费支出占比基本保持在10%左右，韩国的政府规模自2008年起基本保持在15%。相较之下，日本政府的规模较高，政府最终消费比重在2008年之后基本保持在20%。与此同时，仍处于中等收入阶段的巴西与墨西哥政府规模变动较大，巴西的政府规模远大于墨西哥的政府规模，1996年以来，巴西的一般政府最终消费支出占比基本保持在20%，而墨西哥的一

般政府最终消费支出占比保持在10%—13%。相较而言，中国的政府规模也存在较大波动，自2000年之后，政府规模不断下降，2008年之后基本稳定在14%左右。这表明，对于不同发展阶段、不同资源禀赋和产业结构的国家而言，政府与市场的关系具有显著差异，政府规模对经济增长存在多重影响机制。高彦彦等^[16]认为，政府公共支出规模的扩张能够提供大量的公共物品和服务，有效改善投资环境，促进经济增长，政府规模的扩张具有增长效应和溢出效应，能有效缓解各种市场失灵，促进经济增长。但杨子晖^[17]认为，公共支出会对私人投资产生挤出效应，不仅会加重企业负担，还会滋生寻租行为，损害经济效率。因此，一国的政府规模对经济增长的影响并不具有显著的负效应，较大的政府规模并不一定制约经济的增长，较小的政府规模也并不一定能有效促进经济增长。

典型事实二：经济体迈入中等收入阶段后，经济增长的可持续性差异体现为以政府与市场关系变迁为特征的制度环境的差异。一些国家或地区能够随着发展阶段变迁积极优化政府与市场的关系，一方面，利用市场机制保障要素配置效率；另一方面，完善政府职能弥补市场失灵，有效提高经济增长效率，培育并释放增长潜力，促进经济体顺利迈入高等收入行列。而一些国家或地区则由于其政府规模和政府职能与发展阶段的要求不相符，形成政府与市场的双重失灵，导致低效的要素配置和宏观调控，经济体经济增长放缓甚至停滞，无法实现可持续的经济增长。

可见，技术进步水平和产业结构反映了要素配置效率及配置结构，政府规模反映了市场机制的有效程度以及经济增长成果的有效性。因此，以技术进步为基础的产业结构变迁和以政府与市场关系为基础的政府规模等方面的差异化特征是迈入新的发展阶段的经济体发展差异的具体体现。由于技术进步是提高狭义经济增长质量的重要内涵，而制度环境是保障经济增长过程稳定性和增长成果有效性的重要基础，这两者决定了经济增长的收益和代价，因此，以技术进步和制度变迁为核心的经济增长质量对经济增长数量积累具有重要的反馈意义。

三、中国经济增长速度阶段性下滑机理分析与理论假设

根据上文针对迈入中等收入阶段后，各国经济在技术进步和制度变迁方面的差异分析可知，随着发展阶段的变迁，技术进步与制度变迁路径的差异会给经济增长带来不同的反馈机制。从经济发展的过程来看，技术进步是突破生产可能性边界、实现规模报酬递增、提升经济增长效率、保持经济增长动力的关键，制度变迁则是保持市场活力和生产效率，降低交易成本和生态环境代价，培育和释放经济增长潜力的关键。协同互促的技术进步与制度变迁的协同演进是提高经济增长质量的根本路径，并会影响经济增长质量与经济增长数量间的互动机制。

（一）经济增长数量与质量在低收入起飞阶段的协同演进特征

在低收入起飞阶段，经济增长表现出数量增长的特征，充裕的自然资源和劳动力是一国数量型经济增长的主要要素禀赋，资本和技术要素相对稀缺，且道路交通、物流通讯等基础设施条件的滞后对要素自由流转和产业自发集聚的支持作用有限。因此，一国经济在低收入起飞阶段需要通过大量投入廉价劳动力与自然资源等要素来弥补技术和资本有限的不足，通过提高单一要素生产效率，以要素驱动的方式实现经济增长数量的迅速积累，并随着要素驱动的不断推进快速积累资本，逐渐由要素驱动转变为投资驱动。与此同时，政府不仅要通过经济政策和宏观调控手段促进各部门的协调发展，还作为经济活动的直接参与者，利用所掌握的资源能源等要素的所有权诱致有限要素的流转和集聚，推进产业结构的变迁，通过非均衡发展战略加速经济增长。

由于低收入起飞阶段创新要素有限，质量型增长的要求不明显，企业创新动力不足，产学研间的协调机制尚未健全，此时，一国经济可以在充分发挥要素驱动和资本驱动的基础上实现数量型增长，强调发挥后发优势，并通过直接引进先进技术和引入外资等方式，有效弥补技术要素不足的缺陷，提升全要素生产率，从而加速缩短与发达经济体之间的差距。同时，在构建国家创新体系、培养自主创新能力方面，由于企业的创新能力有限，创新成本和风险较高，因此，在经济发展的低收入起飞阶段，应以政府为主要创新主体，为产学研等多元主体的创新活动提供条件和环境，注重科技创新能力。此时由于科技成果转化有限，依靠创新成果扩散推动产业结构变迁的能力不足。且由于在低收入起飞阶段，要素市场和产品市场尚未健全，为了弥补市场机制的缺失，一国政府比较注重发挥政府对微观经济活动的直接干预，强调激励机制对释放市场活力的作用，忽视约束机制对降低市场失灵的贡献。

假设1：在经济发展的低收入起飞阶段，一个国家或地区依靠要素和资本驱动数量型增长，发挥后发优势，通过技术引进提高全要素生产率的经济增长动力机制，注重政府经济职能的作用，强调激励机制的制度环境。在这个阶段，政府主导的非均衡发展路径有效地释放了经济增长潜力，为低收入起飞阶段经济的迅速增长提供了有力的支持，是实现经济起飞的关键。

（二）经济增长数量与质量在中等收入阶段的协同演进要求

进入中等收入阶段以后，一国的国民经济体系得到初步完善，基础设施条件和国民素质均有显著提升，但发展初期的人口红利和资源红利逐渐消耗殆尽，资源环境约束也不断加强，这些都使得初期依靠要素和资本驱动的粗放式增长方式难以为继。随着与发达经济体经济发展差距的不断缩小，模仿创新的空间亦不断缩小，通过发挥后发优势和技术引进的技术进步路径已经不能为经济增长和经济赶超提供充足的动力支持。数量追赶的路子已经走到尽头，需要从数量追赶向质量追赶转变。与此同时，随着市场机制和市场主体的逐渐完善，政府对微观经济活动的直接干预能力亦不断被削弱。

进入中等收入阶段后，追求质量成为经济增长的主题，随着要素驱动力和资本驱动力的衰减，需要以技术进步和制度变迁为路径，发挥创新驱动动力，通过提高经济增长质量释放更多的经济增长潜力，形成新阶段的经济增长动力机制。因此，为了突破生产可能性边界，实现规模报酬递增，一国需要构建以企业自主创新为核心的国家创新体系，加强产学研之间的协同创新机制，保障知识、技术、产品以及产业创新等各环节间的转化效率，通过创新在产业、区域间的扩散，促进产业结构合理化、高级化以及地区间的协同发展，支持技术创新和产业创新，为中等收入阶段经济的质量型增长提供动力机制。此外，要素自由流动和有效配置是创新驱动机制的前提，健全的要素市场价格体系是形成企业自主创新能力的基礎。因此，需要有效发挥市场机制在要素配置上的决定性作用，更好地发挥政府

作用,减少政策诱致对企业生产决策的影响,形成以市场机制为基础的企业创激励机制,扩大政府对基础创新领域的投入,弥补市场机制在创新领域的缺失。通过构建有效的风险保障机制和产权保护机制,降低企业的创新风险,保障企业的创新利润,并通过完善约束机制和生态补偿机制,降低经济增长的代价和市场竞争的负外部性,以公平有效的成果分配机制和公共的服务水平,全面提高经济增长成果的有效性和国民素质的全面提升,培育人力资本、技术创新等新要素;通过调整技术进步和制度变迁的路径,有效提升经济增长质量,释放更多的经济增长潜力,发挥经济增长质量对数量积累的支持作用。

假设 2: 进入中等收入阶段,一个国家或地区利用以企业自主创新能力为核心的国家创新体系,通过创新驱动促进全要素生产率的提高,提高经济增长质量。形成以市场机制为主,辅之以政府的间接调控保障的制度环境。市场主导的均衡发展路径不仅提升了中等收入阶段经济增长的效率,提高了经济增长的稳定性,还保障了经济增长成果的有效性,降低了经济增长的成本,最终通过经济增长质量的提高为新的发展阶段提供持久的动力机制。

假设 3: 迈入中等收入阶段,技术进步与制度变迁的路径以及之间的协同机制会随着发展阶段的变迁而不断演化,如果低收入起飞阶段的技术进步与制度变迁的路径在中等收入阶段未能及时做以调整,由此形成的路径依赖会制约新阶段的经济增长。

四、实证分析

基于上文关于技术进步与制度变迁的阶段性路径差异及其对经济增长影响机理的假设,下文将基于动态面板数据,分析不同经济发展阶段,技术进步与制度变迁对经济增长的影响特征和影响机制,以寻求现阶段中国经济增速下滑的影响因素。

(一) 变量定义及数据选取

本文选取 1996—2016 年中国(不包括西藏和港澳台地区) 30 个省份的面板数据为研究对象。在被解释变量方面,本文选取实际 GDP 增长率作为经济增长的衡量变量。在核心解释变量方面,为了反映技术进步与制度变迁的情况,本文选取全要素生产率(TFP)变化率反映技术进步,选取地区非国有工业企业产值占比反映地区非国有化程度以体现制度变迁。其中,采用 DEA 方法,以真实 GDP 为产出,以就业人口和资本存量为投入,利用 Malmquist 指数测度计算出各省份 1996—2016 年的 TFP 变化率。此外,借鉴经典研究文献的做法,本文分别选取了工业化程度、人力资本、投资增长率、城市化率、地区开放程度以及政府规模等作为控制变量,其中,人力资本以五种受教育程度测算的实际人力资本衡量。具体变量的定义和计算方法以及描述性统计特征如表 1 和表 2 所示。从各变量的均值、标准差、最大值和最小值来看,各变量所呈现出来的省级差异加大。

表 1 变量的定义和计算方法

| 变量性质 | 变量含义 | 变量名称 | 计算方法 |
|-------|--------|-------|-----------------------|
| 被解释变量 | 经济增长 | DGDP | 地区国内生产总值指数-100 |
| 解释变量 | 技术进步 | TFPCH | 全要素生产率变化率 |
| | 非国有化程度 | NSO | 地区非国有工业企业产值占比 |
| 门限变量 | 人均 GDP | PGDP | 地区国内生产总值/年末人口数 |
| 控制变量 | 工业化程度 | IND | 非农产业增加值/地区生产总值 |
| | 人力资本 | LNHR | 五种受教育程度测算的实际人力资本的自然对数 |
| | 投资增长率 | FAR | 地区固定资产投资增加额/上年固定资产投资额 |
| | 城市化率 | UBR | 城市非农人口数/地区总人口数 |
| | 地区开放程度 | OPEN | 地区进出口总额/地区生产总值 |
| | 政府规模 | GOV | 地区一般政府财政支出/地区生产总值 |

表 2 变量的统计性特征 (1996—2016 年)

| 变 量 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------|------------|------------|--------|---------|
| DGDP | 10.865 | 2.578 | -2.500 | 23.830 |
| TFPCH | 0.998 | 0.402 | 0.837 | 1.284 |
| NSO | 0.551 | 0.208 | 0.101 | 0.910 |
| PGDP | 24 810.900 | 22 416.100 | 2 048 | 118 198 |
| IND | 0.857 | 0.082 | 0.620 | 1.000 |
| LNHR | 8.210 | 1.001 | 4.977 | 10.390 |
| FAR | 0.184 | 0.135 | -0.450 | 0.934 |
| UBR | 0.474 | 0.159 | 0.210 | 0.900 |
| OPEN | 0.285 | 0.363 | 0.026 | 1.761 |
| GOV | 0.187 | 0.210 | 0.050 | 4.960 |

(二) 检验模型

本文的经验检验建立在面板数据模型的基础上，面板数据模型如下：

$$Y_{it} = C + \beta_i Gexpenditure_{it} + \sum_j \alpha_j Control + \mu_{it}^* \quad (1)$$

其中， Y_{it} 为被解释变量，代表地区实际 GDP 增长率，下标 i 和 t 分别代表第 i 个省份和第 t 年； $Gexpenditure$ 代表核心解释变量——技术进步和制度变迁， $Control$ 包含工业化程度、人力资本、投资增长率、城市化率、地区开放程度和政府规模等一系列控制变量， $\mu_{it}^* = \gamma_i + \mu_{it}$ ， γ_i 为个体效应， μ_{it} 为随机效应， β_i 和 α_j 为待估参数。

在对面板进行估计时，要根据 Hausman 结果来确定选择固定效应模型抑或随机效应模型，主要检验结果支持固定效应模型。另外，考虑到模型的内生性问题，采用 Blundell 和 Bond 提出的系统广义矩估计进行分析。SYS-GMM 估计的有效性依赖于模型中工具变量的有效性和残差差分项不存在高阶序列相关的分析，根据已有文献研究，本文通过 Hansen 和 AR (2) 检验进行判断。固定效应模型和 SYS-GMM 估计结果，如表 3 所示。

表 3 固定效应模型和 SYS-GMM 估计结果

| 变 量 | 固定效应模型估计 | | | SYS-GMM 估计 | | | |
|---------------------|----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 模型 (1) | 模型 (2) | 模型 (3) | 模型 (4) | 模型 (5) | 模型 (6) | 模型 (7) |
| L. DGDP | | | | 0.856*** (12.340) | 0.681** (7.190) | 0.729*** (8.480) | 0.781*** (8.800) |
| TFPCH | 12.961*** (4.660) | 14.451*** (5.640) | 13.904*** (5.580) | 33.973*** (8.920) | 24.962*** (3.61) | 34.717** (5.560) | 34.087*** (6.170) |
| NSO | 1.822** (2.390) | 1.999** (2.390) | 1.880** (2.270) | 0.835 (0.980) | -3.868* (-1.280) | -0.814 (-0.470) | -2.220* (-1.720) |
| IND | | 22.856*** (7.420) | 23.646*** (8.010) | | 21.440** (2.430) | 23.510*** (2.910) | 11.358* (1.995) |
| LNHR | | 0.355 (0.910) | | | 1.337 (1.290) | | |
| FAR | | 6.789*** (10.450) | 6.749*** (8.010) | | 2.582* (1.820) | 2.307** (2.020) | 2.580** (2.100) |
| UBR | | -19.297*** (3.660) | -17.590*** (-8.180) | | -15.510*** (-2.650) | -8.279 (-1.560) | |
| OPEN | | 2.987*** (3.660) | 3.201*** (4.100) | | 3.607 (1.430) | | |
| GOV | | 0.025 (0.060) | | | -1.637 (-0.830) | | |
| 常数项 | -3.076 (-1.070) | -20.098*** (-5.110) | -18.160*** (-5.520) | -32.927*** (-8.720) | -43.302*** (-4.380) | -48.037*** (-6.270) | -40.752*** (-5.030) |
| R ² | 0.039 | 0.296 | 0.296 | | | | |
| F 值 | 12.090*** | 31.210*** | 41.550*** | | | | |
| Hausman 检验 (P 值) | 5.870 (0.118) | 38.870 (0.000) | 31.050 (0.000) | | | | |
| AR (2) | | | | 0.081 | 0.310 | 0.375 | 0.155 |
| Hansen 值 | | | | 0.449 | 0.317 | 0.456 | 0.467 |

注：1. 样本区间为 1996—2016 年；2. 括号中的数值为 z 值；3. ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计意义上显著；4. AR (2) 和 Hansen 是二阶序列相关和工具变量有效性的 P 值。

(三) 估计结果及解释

从表3的估计结果中可以看出:第一,颜鹏飞和王兵^[18]研究认为,中国TFP的增长源于技术进步,实证分析表明,代表技术进步的TFP进步率对经济增速具有正向作用。从模型(1)—模型(7)可以看出,无论是在固定效应模型还是SYS-GMM估计中均显著,并且影响权重最大,相关系数均高于制度变迁的影响。这与王志刚和龚六堂^[19]、赵志耘^[20]的研究结论一致。因此,技术进步对中国经济增长有着显著的促进作用。第二,代表制度变迁的非国有化程度在固定效应模型中与经济数量呈显著的正相关关系,但在SYS-GMM估计中估计值为负且不显著。这体现了以非国有化程度变迁为代表的制度变迁对经济增长也具有一定的正向作用,但是作用机理不稳定,存在较大的不确定性。这与王文举^[21]、樊纲和王小鲁^[22]关于市场化对经济增长贡献的研究结论基本吻合。周业安和章泉^[23]、吕朝凤和朱丹丹^[24]认为,尽管市场化改革可以通过完善市场主体、提高要素配置效率促进长期经济增长,但改革成本也会给经济增长带来一定的效率损失,特别是地方财税体制的改革、市场主体多元化的改革等对原有利益集团的调节会形成一定的改革阻力,对经济增长会产生一定的制约作用。

其他控制变量中,投资增长率、工业化程度以及人力资本均对经济增长呈显著正向作用,其中,工业化程度以及投资增长率对经济增长的贡献较大,这与中国经济增长在投资驱动下的产业结构变迁的特征相符合。余泳泽^[25]认为,资本投入是中国经济增长持续稳定的主要来源,雷钦礼^[26]指出,工业化水平的提升也对经济增长具有显著的推进作用,但蔡文龙^[27]提出,随着经济的增长,人均收入的提高和产业结构升级都有可能降低投资拉动经济增长的效应。刘伟和张辉^[28]也认为工业化程度对经济增速的影响小于技术进步但大于制度变迁的影响,也体现了随着市场化程度的提高,产业结构变迁对经济增长的贡献呈现不断缩小趋势,逐渐让位于技术进步。刘元春^[29]提出,产业结构的升级无论是在增长质量的改善还是在经济增长的边际贡献上都高于经济制度变迁。人力资本对经济增速的贡献较低,这与杨建芳等^[30]、杜伟和杨志红^[31]的实证分析结论一致,虽然人力资本积累对经济增长的边际贡献较大,但物质资本积累速度较快,并且人力资本主要通过技术创新、技术模仿间接作用于经济增长,从而导致人力资本对经济的贡献能力较弱,对经济增长的直接作用效果不显著。此外,地区开放程度对经济增长具有统计上不显著的正向作用,这主要受中国在国际贸易中长期发挥以廉价劳动力、自然资源要素为主的比较优势,长期处于低附加值的国际产业分工地位,使中国抵御全球经济危机的能力较弱,因此,对外贸易战略对经济增长的影响机制有待进一步完善。同时,政府规模与城市化率对经济增长具有反向作用,尽管统计上不显著,但也体现了中国政府规模对经济增长具有一定程度的约束作用。而城市化与工业化的失衡、过度城市化等经济结构调整问题也限制了经济增长。因此,从动态面板模型可以看出,表现为技术进步和制度环境的经济增长质量对经济增长有显著的正向作用,可以通过释放经济增长潜力,构建有效的经济增长动力机制,有力推进中国从低收入阶段成功迈入中等收入阶段。

(四) 基于面板门限模型的稳健性检验

为了进一步反映经济增长质量对经济增长数量影响机制的阶段变化,本文采用面板门限回归模型估计技术进步、制度变迁与经济增长的非线性关系。笔者选择衡量发展阶段的人均GDP作为门限变量,考察上述解释变量的门限效应。先检验门限效应的存在性,并在此基础上构建面板门限效应的估计模型。面板门限的构建基于Hansen^[32]的模型,基本方程如下:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (2)$$

其中, q_{it} 为标量, x_{it} 为K维向量, $e_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$, γ 为未知门槛, $I(\cdot)$ 为指标函数。式

$$(2) \text{ 可以表示为: } y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1' x_{it} + e_{it}, & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta_2' x_{it} + e_{it}, & q_{it} > \gamma \end{cases}$$

样本观察值被分为两个区域,当 $q_{it} \leq \gamma$ 时, $I(\cdot) = 1$;反之为0,如此可以得出误差平方和。使方程取值最小的参数 γ 即为门限值。在实际估计门限值时,通常的做法是运用“格子搜索”寻找,因而先对人均GDP进行升序排列,并根据Hansen^[32]的检验过程忽略掉前后各约10%的观测值,选择

人均 GDP 为门限值，逐一对模型进行估计，并获取其残差。利用残差平方和最小原则找到门限估计值后，再利用自助抽样法模拟似然比检验统计量及其临界值以进一步检验是否存在门限效应，具体结果如表 4 所示。

表 4 人均 GDP 为门限的效应检验结果

| 变 量 | 模 型 | Wald F 值 | P 值 | 结 论 |
|--------|------|----------|-------|-------|
| 人均 GDP | 单一门限 | 61.690 | 0.000 | 拒绝原假设 |
| | 双重门限 | 28.680 | 0.066 | 拒绝原假设 |
| | 三重门限 | 15.280 | 0.468 | 接受原假设 |

在确定了具体的门限值之后，本文利用 Stata14 进行面板估计，具体结果如表 5 所示。以人均 GDP 为门槛变量中，经过搜索得到第一个门限值为 34 500，其对应的残差平方和达到最小，且得到的 F 统计量的 P 值为 0.000，拒绝无门限效应的原假设，说明门限是真实有效的。于是，先固定第一个门限值，然后再寻找第二个门限变量，得到相应的门限值分别为 31 930 和 50 160，其对应的残差平方和也最小，进行门限检验得到 F 的统计量的 P 值为 0.066，依然小于 0.100，拒绝原假设，接受双重门限的存在。由此，进一步进行三重门限检验，得到的 F 统计量的 P 值为 0.468，大于 0.100，因此，接受原假设，拒绝三重门限的存在。由此，门限模型为双重门限模型，具体结果如表 5 所示。

表 5 面板门限的估计结果

| 变 量 | | 模型 (8) | 模型 (9) | 模型 (10) | 模型 (11) | 模型 (12) |
|----------------|----------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| 常数项 | | -30.220 ^{***} (-8.430) | -30.14 ^{***} (-8.430) | -9.716 ^{***} (-4.430) | -9.646 ^{***} (-4.420) | -38.360 ^{***} (-4.890) |
| TFPCH | (2 048 , 31 930] | 14.691 ^{***} (6.450) | 14.687 ^{***} (6.450) | | | 23.786 ^{***} (3.240) |
| | [31 930 , 50 160] | 17.005 ^{***} (6.640) | 16.995 ^{***} (6.640) | | | 26.579 ^{***} (3.460) |
| | (50 160 , 118 198] | 7.342 ^{***} (2.930) | 7.332 ^{***} (2.930) | | | 18.770 ^{**} (2.440) |
| NSO | (2 048 , 31 930] | 4.192 ^{***} (5.660) | 4.197 ^{***} (5.670) | | | 25.844 [*] (1.700) |
| | [31 930 , 50 160] | -2.628 [*] (-1.790) | -2.613 ^{**} (-1.780) | | | -11.996 (-0.850) |
| | (50 160 , 118 198] | 7.394 ^{***} (3.540) | 7.412 ^{***} (3.550) | | | 35.276 ^{***} (2.850) |
| TFPCH ×NSO | (2 048 , 31 930] | | | 4.152 ^{***} (5.540) | 4.156 ^{***} (5.550) | -21.240 (-1.410) |
| | [31 930 , 47 377] | | | 0.364 (0.460) | 0.371 (0.470) | 9.450 (0.650) |
| | (47 377 , 118 198] | | | -2.099 [*] (-2.500) | -2.089 [*] (-2.490) | -30.513 [*] (-2.380) |
| 控制变量 | IND | 10.460 ^{**} (3.690) | 10.408 ^{***} (3.680) | 12.670 ^{***} (4.390) | 12.624 ^{***} (4.380) | 10.872 ^{***} (3.860) |
| | LNHR | 2.595 ^{***} (6.470) | 2.590 ^{***} (6.460) | 1.356 ^{***} (3.750) | 1.351 ^{***} (3.740) | 2.345 ^{***} (5.860) |
| | FAR | 5.623 ^{***} (9.902) | 5.625 ^{***} (9.930) | 5.163 ^{***} (8.800) | 5.166 ^{***} (8.820) | 5.552 ^{***} (9.910) |
| | UBR | -15.040 ^{***} (-5.470) | -15.090 ^{***} (-5.490) | -10.040 ^{***} (-3.690) | -10.073 ^{***} (-3.710) | -13.877 ^{***} (-5.040) |
| | OPEN | 3.590 ^{***} (5.080) | 3.597 ^{***} (5.090) | 4.097 ^{***} (5.650) | 4.102 ^{***} (5.670) | 3.466 ^{***} (4.930) |
| | GOV | -0.136 (-0.360) | | -0.124 (-0.320) | | -0.103 (-0.280) |
| R ² | | 0.593 | 0.598 | 0.553 | 0.552 | 0.537 |
| F 检验值 | | 67.720 ^{***} | 83.350 ^{***} | 77.080 ^{***} | 99.040 ^{***} | 72.270 ^{***} |

注：1. 样本区间为 1996—2016 年；2. ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计意义上的显著。

从表 5 中可以看出，判定系数 R² 介于 0.500—0.600，说明模型解释力度较强，同时，从回归系数来看，核心解释变量均存在较为明显的门限效应，表明技术进步与制度变迁对经济增长有着显著的

阶段性差异。通过进一步分析发现,人均 GDP 达到 31 930 元(约为 5 136 美元)、50 160 元(约为 8 050 美元)分别为技术进步与制度变迁作用的两个拐点。一般来讲,人均 GDP 达到 18 600 元(约为 3 000 美元),即跨入中等收入国家行列,根据世界银行的统计数据,2010 年中国人均国内生产总值达到 4 400 美元,进入中等偏上收入国家的行列。

可以看出,以 TFP 的变化率为代表的技术进步对经济增长在各发展阶段均具有显著的正向作用,技术进步对经济增长的贡献呈现先增加后减弱的趋势,当人均 GDP 小于 31 930 元(约为 5 063 美元)时,技术进步对经济增长的贡献率约为 14.6%,即在由低收入阶段向中等收入跨越过程中,技术进步的贡献较大。但在 31 930—50 160 元阶段,即进入中高等收入国家后,TFP 的贡献率增至 17% 作用。但在人均 GDP 达到 50 160 元后,技术进步的贡献率有所减弱,约为 7%。在制度变迁方面,非国有化程度对经济增长的贡献也具有显著的阶段性变化,当人均 GDP 小于 31 930 元(约为 5 063 美元)时,非国有化程度对经济增长的贡献率约为 4.2%,仅为技术进步贡献率的 1/5,但在 31 930—50 160 元阶段,即进入中高等收入阶段后,非国有化程度对经济增长呈现不显著的微小负相关关系,但在人均 GDP 达到 50 160 元后,其对经济增长又呈现出显著的正向作用,且贡献率与技术进步的贡献率相似,约为 7.3% 左右。这表明,技术进步与制度变迁对经济增长的贡献机制随着经济发展阶段的变迁而变化。总体而言,技术进步的贡献率高于市场化改革下制度变迁对经济增长的影响,在由中等收入阶段向中高等收入阶段发展的过程中,技术进步对经济增长的贡献显著提升,而如果制度变迁相对滞后,则会对该阶段的经济增长产生了一定的约束机制,这也可能是导致经济增长陷入中等收入陷阱的重要原因。本文在对技术进步与制度变迁交互项的门槛变化情况的考察中发现,人均 GDP 达到 31 930 元和 47 377 元,分别是两个拐点。总体来看,技术进步和制度变迁的交互影响对经济增长呈显著的正向作用,但随着经济增速的下滑,技术进步与制度变迁之间的正向反馈机制也逐渐缩小,甚至在中等收入阶段的后期出现了负相关。这表明,中国的技术进步与制度变迁为经济增长做出了巨大贡献,但是随着经济增长阶段的转变,技术进步与制度变迁中出现的非协同状况可能是制约当前经济发展的重要因素。投资增长率、工业化程度、地区开放程度以及人力资本均对经济增长形成显著的正向作用,贡献率依次降低。政府规模与城市化率对经济增长造成不显著的负向作用,控制变量的回归结果与上文 SYS-GMM 估计结果基本一致,与大多数的理论与经验研究相一致。可见,随着经济增长阶段的变化,需要调整技术进步与制度变迁的路径,一方的滞后或两个反馈机制的弱化都会制约经济增长。

上述实证分析表明,技术进步对经济增长的正向作用会随着人均 GDP 的提升先增加,其中,在中高等收入阶段的贡献最大,随后有所下降。以市场主体多元化改革为代表的制度变迁对经济增长的正向作用会随着人均 GDP 的提升出现较大变动,特别是在迈入中高等收入阶段后,会对经济增长造成不显著的微小的负向作用。与此同时,技术进步与制度变迁之间的互动机制也随着中国经济增速的下降不断弱化。可以看出,迈入中等收入阶段以后,未能及时转变的技术进步与制度变迁的路径不仅降低了两者的对经济增长的贡献,还通过弱化技术与制度互动反馈机制进一步制约了经济增长,造成了双重约束机制。

五、政策建议

本文基于各国在迈入中等收入阶段后技术进步和制度变迁的路径选择的差异化比较,分析了技术进步与制度变迁在不同经济阶段的差异和发展要求,进而分析了经济增长数量与质量的阶段演进关系特征。研究表明,中国进入中等收入阶段以后要实现高质量的经济的发展,不仅需要转变技术进步的路径,提升制度创新能力,还需要加强技术进步与制度变迁之间的协调互促机制,既要通过有效的激励机制释放经济增长潜力,又要健全约束机制降低经济增长的代价。迈入中等收入阶段以后,高质量发展需要培育企业自主创新能力,实施创新驱动战略,注重制度环境对创新驱动的支持作用,形成有效的技术进步与制度变迁的协调互促机制,释放更多的制度红利,有效提高经济增长质量,促进经济增长质量对经济增长数量形成正向反馈机制,保证高质量的经济的发展。基于此,笔者提出如下政策建议:

第一，以创新驱动经济增长数量和质量互动。在中国经济增长进入中等收入新阶段、优化经济增长质量对增长数量的正向反馈机制、实现高质量发展的过程中，应培育并发挥高效的创新驱动能力。因此，需要切实实施创新驱动发展战略，推进各领域的创新活动，形成新的经济增长极与高质量发展的动力源。具体来看：一是应在促进创新驱动战略的实施过程中，充分发挥知识技术创新转化率的关键主体——企业——在创新活动中的主体作用，不仅要通过构建有效的要素价格体系促进要素自由流动，形成以市场为导向的企业决策机制，进一步完善创新激励和风险分担机制以激发企业的自主创新活力，还应通过完善技术信息市场，为企业创新活动培育更多的创新要素、创新技术和创新产品的需求市场。二是在创新驱动发展的过程中，要有效利用后发优势，释放新的后发优势，增强对技术设备等的引进后再创新和适用性的转变水平，逐步从原有的直接引进技术设备、模仿式创新模式转变为创新理论的学习和突破，以及国际联合研发合作的模式。三是应进一步提升中国自主研发和创新能力，注重知识与技术创新能力与产能转换的水平，通过政府政策引导和扶持、产学研联合研发的自主创新机制，提高中国在核心技术和前沿技术领域的创新能力，以求在缩短与先进国家技术水平差距的同时，为未来的超越奠定基础。通过建立公共性的科技研发与服务平台，整合各方资源，促进与技术关联的行业和产业联合创新，完善技术的扩散机制，协力突破企业面临的共同技术瓶颈。

第二，以技术进步与制度变迁的协调促进经济增长数量与质量的互动。技术进步与制度变迁的协调主要体现为能够形成良好的创新环境，为创新驱动战略提供有力的创新条件和完善的创新环境，其关键在于协同推进经济体制改革与社会体制改革，积极优化政府与市场的关系。具体来看：一是要进一步深化供给侧结构性改革。不仅要通过体制机制改革和政策调整来改变要素所有者面临的激励和约束条件，推进传统要素跨部门、跨地区的流动与配置，有效提升要素配置效率；还要通过有效的市场竞争机制，促使企业进行产能改造和产品创新，通过提升企业在技术创新、产品创新以及市场创新等方面的效率和质量，使高效率、高质量的企业实现规模生产，淘汰低效能、高负债的僵尸企业，从而提高市场的运行效率。二是需要充分发挥政府的宏观调控和公共服务职能。在宏观调控方面，应逐步减少政府对经济活动的直接参与，尤其是对微观企业活动的直接干预，通过减少行政审批、减少要素和产品自由流动的障碍，降低经济活动的成本，激发市场主体的积极性，提高企业的生产决策能力。三是要实现区域城乡间要素市场和产品市场的一体化，通过提供政策扶持和战略引导的方式，使城市圈与经济带实现区域协同发展，从而加快城市化进程，缩小地区差异，提升各地区的比较优势。在政府的公共服务职能方面，除了进一步优化税收制度，通过税收补贴等政策保障各创新主体的创新活力，补偿创新外溢带来的利润损失，降低企业创新风险外，还应优化完善医疗、教育和社会保障体系，提高经济增长成果的有效性，提升国民素质，优化经济增长的条件和要素的质量，强化约束机制，加大对资源环境的保护力度以及对污染的治理能力和问责机制，约束企业的负外部性生产活动，降低经济增长的代价，提升经济增长的可持续能力。

第三，以经济增长的动力转换与效率提升实现经济增长数量与质量的互动。经济增长动力的转化和效率的提升，是应对经济新常态下传统要素红利逐渐衰减，经济结构调整，经济增速回落，前期刺激政策的负面效应等诸多发展困境的关键措施。从供给推动机制来看，应从单一动力机制转变为多元动力系统，进一步优化要素供给结构，还应提高要素重置效率，重塑要素供给推动力，逐渐由劳动力驱动、资本驱动转为创新驱动。特别是对于人力资本的培育和配置，不仅需要优化人口政策、完善教育体系，通过对职业技术教育的扶持，转变劳动力结构以适应产业结构优化的需求，为经济增长创造更多的“人才与知识红利”，逐渐替代“人口数量红利”的贡献作用；还应打破劳动力的流动限制，化解劳动力市场地区分割所导致的劳动力流动阻滞，统一城乡要素市场，缩小地区社会保障差异，建立平等的社会保障机制。在资本的配置效率方面，需要优化投融资环境、提高投资效率，通过金融市场改革，优化企业发展的融资渠道，释放民间投资增长的活力，为中小企业的融资提供有力支持。通过健全国有资本管理体制，提高国有资本的配置效率，有效推动国有企业改革。从需求拉动机制来看，关键是协调国内外需求，转变以外需为导向的消费战略，协调消费与投资的关系，推进由投资主导向消费主导的转变，发挥消费需求对经济增长的拉动作用。因此，应加快完善收入分配制度，增加

居民收入水平,提高居民的消费预期。在注重初次分配效率的同时,提高农民和低收入群体的收入,增加职工初次分配收入,提高经济增长中收入分配的均等化水平。

参考文献:

- [1] 中国经济增长前沿课题组. 中国经济增长的低效率冲击与减速治理[J]. 经济研究 2014 (12): 4-32.
- [2] 马光远. 全面准确理解中国经济新常态[N]. 经济参考报 2014-11-10.
- [3] 刘伟. 我国经济增长及失衡的新变化和新特征[J]. 经济学动态 2014 (3): 4-10.
- [4] 李扬 张晓晶. “新常态”: 经济发展的逻辑与前景[J]. 经济研究 2015 (5): 4-19.
- [5] 张德荣. “中等收入陷阱”发生机理与中国经济增长的阶段性动力[J]. 经济研究 2013 (9): 17-29.
- [6] 张军 陈诗一. 结构改革与中国工业增长[J]. 经济研究 2009 (7): 4-20.
- [7] 中国经济增长与宏观稳定课题组. 中国可持续发展的机制: 证据、理论和政策[J]. 经济研究 2008 (10): 13-25.
- [8] 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[J]. 经济研究 2011 (4): 26-40.
- [9] 刘世锦. 进入增长新常态下的中国经济[J]. 中国发展观察 2014 (4): 17-18.
- [10] 李富强 董直庆. 制度主导、要素贡献和我国经济增长动力的分类检验[J]. 经济研究 2008 (4): 53-64.
- [11] 郑若谷 干春晖 余典范. 转型期中国经济增长的产业结构和制度效应——基于一个随机前沿模型的研究[J]. 中国工业经济 2010 (2): 58-67.
- [12] 田国强. 中国如何跨越“中等收入陷阱”——基于制度转型和国家治理的视角[J]. 学术月刊 2013 (5): 18-27.
- [13] 李子联 华桂宏. 新常态下的中国经济增长[J]. 经济学家 2015 (6): 14-21.
- [14] 郑秉文. “中等收入陷阱”与“中国发展道路”——基于国家经验教训的视角[J]. 中国人口科学 2011 (1): 2-15.
- [15] 周文 孙懿. 中国面对“中等收入陷阱”问题的解构: 本质、挑战与对策[J]. 经济学动态 2012 (7): 42-47.
- [16] 高彦彦 苏炜 郑江淮. 政府规模与经济发展——基于世界面板数据的实证分析[J]. 经济评论 2011 (3): 129-136.
- [17] 杨子晖. 政府规模、政府支出增长与经济增长关系的非线性研究[J]. 数量经济技术经济研究 2011 (6): 77-92.
- [18] 颜鹏飞 王兵. 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 2004 (12): 55-65.
- [19] 王志刚 龚六堂. 地区间生产效率与全要素生产率增长率分解: 1978—2003[J]. 中国社会科学 2006 (2): 55-66.
- [20] 赵志耘. 中国全要素生产率的测算与解释: 1979—2009[J]. 财经问题研究 2011 (9): 3-12.
- [21] 王文举. 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.
- [22] 樊纲 王小鲁. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究 2011 (9): 4-16.
- [23] 周业安 章泉. 参数异质性、经济趋同与中国区域经济发展[J]. 经济研究 2008 (1): 60-75.
- [24] 吕朝凤 朱丹丹. 市场化改革如何影响长期经济增长——基于市场潜力视角的分析[J]. 管理世界 2016 (2): 32-44.
- [25] 余泳泽. 改革开放以来中国经济增长动力转换的时空特征[J]. 数量经济技术经济研究 2015 (2): 19-34.
- [26] 雷钦礼. 中国经济结构的演化及其增长效应的测度分析[J]. 统计研究 2007 (11): 8-14.
- [27] 蔡文龙. 经济增长动力转型研究——基于 14 个新兴国家的发展经验分析[J]. 宏观经济研究 2015 (7): 3-10.
- [28] 刘伟 张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究 2008 (11): 4-14.
- [29] 刘元春. 经济制度变革还是产业结构升级——论中国经济增长的核心源泉及其未来改革的重心[J]. 中国工业经济 2003 (9): 5-13.
- [30] 杨建芳 龚六堂 张庆华. 人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验[J]. 管理世界 2006 (5): 10-18.
- [31] 杜伟 杨志红. 人力资本推动经济增长的作用机制研究[J]. 中国软科学 2014 (8): 173-183.
- [32] Hansen B. E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999 93(2): 345-386.

(责任编辑: 徐雅雯)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2018.07.001

[引用格式]宋文月 任保平. 中国经济增长数量与质量互动机制研究: 1996—2016[J]. 财经问题研究 2018 (7): 3-14.