

# 人力财富对中国经济高质量发展的影响 ——基于 SYS-GMM 模型的实证分析<sup>①</sup>

李梦欣，任保平

(西北大学经济管理学院 陕西西安 710127)

**摘要：**中国经济发展进入了新时代，经济呈现高质量发展的新特征，而推动经济高质量发展，是遵循经济发展规律的必然要求。本文着力于探讨新时代以来人力财富对中国经济高质量发展的驱动影响，首先构建中国地方经济高质量发展指标体系，对 2012~2017 年中国 30 个省份进行测度及评价；其次构建 SYS-GMM 模型，研究人力财富对中国地方经济高质量发展的分维度及分效应影响机制；最后引入空间拓展模型，分析人力财富对经济高质量发展的空间溢出效应。理论分析表明，人力财富分别通过积累效应、结构效应、生产力效应以及配置效应推动创新发展、协调发展、绿色发展和共享发展。人力财富的知识积累，能够促进技术革新与技术进步，对经济高质量发展的产业结构升级具有协同影响，且人力财富的增长，能够优化与产业结构高级化的适配性，从而改善收入分配差距；人力财富对开放发展具有流向约束，而技术进口与人力财富结构高级化能够缓解该约束；人力财富对经济高质量发展的影响具有空间溢出效应，在提高本地区经济高质量发展的同时，对邻近地区经济高质量发展具有抑制作用。

**关键词** 人力财富 高质量发展 知识积累 生产力效应 空间溢出

**中图分类号** F061.3 **文献标识码** A

## 引言

习近平总书记指出，我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，这是新时代中国经济发展的特征，也是一个重大判断。<sup>②</sup>推动高质量发展，不仅是适应中国社会主要矛盾变化和全面建成小康社会、全面建设社会主义现代化国家的必然要求，更是遵循经济规律发展的必然要求。在这一背景下，研究中国经济高质量发展的驱动因素及影响机制具有重要的理论意义和实践价值。

迈克尔·波特（1990）最早提出，一国的经济发展将经历要素驱动、投资驱动、创新驱动和财富驱动四个阶段。其中，财富驱动，是指国家竞争优势的来源及基础是已积累起来的财富。威廉·佩第指出“土地是财富之父，劳动是财富之母”，认为自然资源和劳动力是财富的重要源泉。马克思揭示了“使用价值总是构成财富的物质内容”的本质，并且将劳动力作为特殊商品进行研究，认为其具有使用价值和价值的双重属性。而自然财富作为社会财富的物质基础，只有依赖于人的劳动，才能形成社会财富的最终形式。这意味着人力财富是社会财富的根本源泉，成为现代化财富的重要内容（刘诗白，2005）。

人力财富的概念最早由弗里德曼（1956）提出，他将社会总财富分为人力财富和非人力财富，并认为两者是可以相互转化的，这里人力财富理解为个人获得财富的能力，包括人的教育程度、知识储备、劳动技能等。《现代经济词典》（戴维·W·皮尔斯，1983）中，定义人力财富是能够获得收入的个人技能，通过这种技能在市场中获得货币或商品时，表现为财富，因而人力财富是相对于有形财富的，且具有价值属性。刘诗白（2005）将人力财富定义为劳动力的数量、质量以及精神力的综合表现。人力财富作为现代化财富的重要组成，其内涵与人力资本不同在于不单纯体现劳动力的“资本性”行为，其一，人力财富是以人为主体，涵盖了人能够获得财富的功能性和全面性能力。其二，人力财富的外延性表现为受文化教育培育及精神文明建设的劳动者所具有的知识拓展能力、发明与创

<sup>①</sup>本文获得教育部人文社会科学重点研究基地重大项目《丝绸之路经济带建设背景下西部沿线省区与城市的经济发展绩效评价》（项目编号：19JJD790007）、陕西省哲学社会科学基金项目《陕西经济高质量发展评价体系研究》（项目编号：2019ZDWT05）、教育部哲学社会科学重点研究基地重大项目《中国经济增长质量报告》（项目编号：13JBGP014）的资助。

<sup>②</sup> 2017 年 12 月 28 日，习近平在中央经济工作会议上的讲话，《十九大以来重要文献选编（上）》，2019(7)，138.

造能力及劳动技术能力的综合，劳动者通过公共外部供给进行知识积累和文化学习，并受到社会价值行为塑造人的意识形态、磨练人的意志，将两者嫁接到特定的生产方式之中，会对劳动生产力、劳动创造力产生积极的影响。其三，人力财富是具有价值判断的，由于综合能力是蕴含在劳动者体内的，具有异质性，同时，人力财富的使用价值表现为提供活劳动，价值在于能够维持劳动力的生活且修复再生产能力，因而需要与生产相耦合，才能发挥财富效果。

任保平（2018）指出人的思想观念以及素质能力的全面发展对高质量发展具有重要的意义，高淑桂（2018）认为经济高质量发展的核心驱动因素在于劳动力质量的积累。从理论上分析，人力财富可能从多个方面对经济高质量发展产生影响。一方面，人力财富受文化教育以及精神建设而增强，是知识进步以及发明创造的内生力量，进而激发自主及原生创新效应，促进高质量发展的效率变革和动力变革。另一方面，人力财富的本质能力外化表现为劳动生产力、知识生产力、创新生产力以及精神生产力等，人力财富与组合生产力质量耦合关联，人力财富的积累与收敛，通过生产力效应，推动经济高质量发展（李梦欣、任保平，2019）。此外，地区人力财富结构配置越高，越多的劳动力会涌向与之相匹配的研发部门、知识产业、高技术产业、新兴产业、现代化服务业等，带动产业结构的优化和升级，间接影响经济的高质量发展。

基于此，本文致力于研究人力财富与中国经济高质量发展之间的作用机制及影响效应。本文可能的边际贡献包含以下四个方面。第一，已有文献多从受教育程度衡量劳动力的质量，本文对劳动力质量进行拓展，认为劳动力质量还应包含劳动者的智力、脑力及创造力等，同时，本文构建了更加全面的人力财富指数，涵盖了劳动力的数量、质量和精神力。第二，本文从五大维度构建了地区经济高质量发展指标体系，充分考量新时代以来地区经济的创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展以及共享发展的分维度态势。第三，现有文献多单独考虑劳动力质量与经济增长的关系，而鲜少有涉及地区经济发展层面，本文则是研究人力财富与地区经济高质量发展之间的多因素对多因素映射，并进一步研究人力财富分别对创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展的理论与机制影响。第四，使用方法上，本文主要选择 SYS-GMM 估计方法，并进一步对基准模型进行拓展，引入空间因素，探讨人力财富对经济高质量发展的空间溢出效应。

## 一、文献述评

与本文相关的第一类文献是国内关于高质量发展的研究，金碚（2018）揭示了高质量发展的经济学本质，以可持续发展方式满足人民多方位的需要，并认为新发展理念是对是否实现了高质量发展的评价准则。任保平、赵通（2018）认为高质量发展是以新发展理念为指导的高水平、升级版经济发展。此外，关于高质量发展的评价体系和测度，魏敏、李书昊（2018）、马茹等（2019）都从区域维度构建高质量发展评价体系，进一步分析高质量发展在区域分布的非均衡态势。李梦欣、任保平（2019）认为新发展理念内嵌于高质量发展，与高质量发展具有一致性和同步性，并从创新、协调、绿色、开放以及共享发展五大维度构建综合评价指标体系，对中国高质量发展进行测度与评价。与上述文献视角不同，一些学者尝试分解高质量发展的影响机制（陈诗一、陈登科，2018；张治栋、廖常文，2019；李娜娜、杨仁发，2019；王慧艳等，2019；程莉、王琴，2020；何冬梅、刘鹏，2020），陈诗一、陈登科（2018）采用劳动生产率度量经济发展质量，度量了政府环境治理的减霾行为能够促进经济发展质量的提升。张治栋、廖常文（2019）采用门限回归验证了政府干预与全要素生产率对经济高质量发展具有协同作用。李娜娜、杨仁发通过实证分析指出 FDI、劳动者素质以及技术进步是区域经济高质量发展的重要影响因素，王慧艳等（2019）、程莉、王琴（2020）分别提出科技创新、经济结构变迁能够促进经济的高质量发展，而何冬梅、刘鹏（2020），Barbara M（2019）则验证了人口老龄化对经济的高质量发展的抑制作用。

与本文相关的第二类文献是国内外学者研究人力资本对经济增长的影响及促进效果（Barro, 1990; Vandenbussche J 等, 2006; Zhang&Zhuang, 2011; Tingting&Yong, 2018; 高春亮、李善同, 2019; 马茹等, 2019），其中，Barro（1990）从理论和经验视角，以识字率作为代理变量衡量人力资本对地区生产总值的影响，认为人力资本和经济增长

长存在显著的正向变动关系。Vandenbussche J. 等（2006）考虑了不同教育水平的人力资本，与经济距离以及技术前沿距离存在差异，从而存在不同的增长效应。Zhang&Zhuang（2011）引入“人力资本结构”新变量，发现高等教育存在“构成效应”，认为高等教育的比例对增长具有显著影响。Tingting&Yong（2018）利用系统广义矩方法估计动态增长面板模型，得出人力资本和高级人力资本分别通过“要素积累”和“生产力”的不同渠道促进经济增长的结论。高春亮、李善同（2019）认为人力资本是高质量增长的关键要素，甚至高质量增长可视为人力资本增长贡献逐步提升的动态演进过程。马茹等（2019）将全要素生产率作为高质量发展的表现形式，利用动态面板模型进行实证分析，发现科技人才能够通过自主创新和追赶前沿科技显著提高全要素生产率，进而推动高质量发展。

此外，另一类与本文研究相关的文献是人力资本对创新程度、开放水平、生态环境、收入分配之间的影响。Xiuli&Hai Zheng（2020）以负二项式模型对比考察了人力资本对中国大型城市以及中小城市制造业企业创新能力的影响，认为工人、经理受教育程度更高的企业，对专利申请数具有积极的影响，而经理任期越高对大城市企业创新起着重要的作用。Jie Li 等（2019）以中国家庭面板调查数据与地级关税进行识别策略匹配，认为贸易自由化会导致劳动力流向低技能及劳动密集型产业，不利于长期的人力资本积累。Zahoor Ahmed 等（2020）研究城市化与人力资本对七国集团生态足迹的影响，结果表明，城市化增加了生态足迹，而人力资本却减少了生态足迹，并且揭示了城市化、经济增长与人力资本之间的双向因果关系。Yang Jun 等（2011）利用中国省级数据经验研究，认为人力资本的积累，能够有效的改善收入分配差距，进而提高地区环境质量。此外，关于人力资本对经济结构的影响，Justman& Teubal（1991）认为人力资本加剧了结构性变化，且这一效应是通过需求效应引致，受过更高教育的人，更有可能寻求高技术的产品，从而对结构变化的良性发展有正向贡献。Hidalgo& Hausmann（2009）认为国家的结构变化源于劳动者的创造能力以及积累与开发能力。Gürbüz（2011）通过比较区域差异，认为人力资本是实现结构优化的必要条件，这是因为最有生产力的部门所占份额的增加。

上述文献从多个方面细致的阐述了人力资源对经济发展的影响，对我们认识和理解人力财富与中国经济高质量发展的关系具有重要的借鉴作用，但是上述文献仍然是将人力作为资本性质进行考量，忽略了人作为主体，具有自我激励和主观能动性，并且上述文献多是研究经济增长，尚未涉及对于中国经济高质量发展的深度分析。基于此，本文尝试性的进行人力财富对高质量发展的理论与机制研究，认为人力财富与高质量发展是多因素对多因素的映射，不同于人力资本的外部性或规模报酬递增机制引致的经济增长效果，而是系统内部的多维运动。接下来，本文从理论层面探讨人力财富与经济高质量发展的互动关系，并进一步提出人力财富对高质量发展及其内化层面可能存在的直接或间接作用的相关假说。

## 二、理论框架与研究假说

发展问题，是平衡不断实现，又不断被打破的动态过程，高质量发展是为满足人民不断增长的美好生活需要而持续优化经济发展方式、调节经济结构，重塑相匹配的动力机制的渐进式变革，高质量发展所涉及的基本因素与以往时代也不尽相同，其发展的政策目标以及各目标的优先次序有很大变化。在新时代的背景下，经济高质量发展致力于触发经济增长与质量提高、社会发展秩序优化、生态财富价值偏好共同演进的机制响应（李梦欣、任保平，2019）。经济高质量发展遵循于新发展理念的内容构建已成为现有研究的理性共识，是以形成创新发展为核心动力，协调发展为内生特点，绿色发展为普遍形态，开放发展为必由之路，共享发展为根本目的的价值生成。

人力财富是社会拥有劳动力资源创造财富能力的总和，表现为劳动力数量、劳动力质量和劳动力精神文明水平。其中，劳动力数量是能提供有用性劳动的人口总和，劳动力质量受到教育程度、技能培训、劳动熟练度等综合影响。高质量经济往往要求以高质量的劳动力为基础条件（钞小静、廉园梅，2019），因为现代化大生产固有的知识密集型和技术密集型的特征，对于劳动力质量具有更高的要求。此外，精神文明对于劳动力意识形态及其自我激励具有重要影响，尤其是在中国经济高质量发展阶段，生产高质量的产品，需要“诚信”、“吃苦耐劳”、“团结与协作”，科研进步与发明创造的实现，需要“百折不

绕”、“艰苦奋斗”，这些精神力的功能性合并，不仅在劳动力数量和劳动力质量的基础上，起到了加成和增效的综合效果，而且是高质量、高效率、高创造型经济发展不可或缺的精神动力和意识支撑。

#### 1. 人力财富对创新发展的影响：积累效应

人力财富的高水平积累，能够激发原始创新的动能优势，促进经济的高质量发展，而较低水平的人力财富，对自主创新具有抑制作用，而引致模仿性技术进步的替代发生。一方面，由政府公共性教育供给，劳动者从外部汲取知识学习，教育程度越高，对掌握现有知识结构的完备性越强；另一方面由于精神文明存在溢出效应和内部的激励机制，并通过溢出形成范围内集聚，二者的交互影响促进人力财富的积累。人力财富的高水平积累，会带来理论性知识进步的边际贡献，理论性知识进步的扩散及其在应用领域的配置及重组，是自主发明与创造、始发性技术进步的重要源泉，从而促进一般创新、科技创新和重大创新的纵深发展。

#### 2. 人力财富对协调发展的影响：结构效应

人力财富的结构配置决定了产业结构的变革方向，人力财富的分化行为是抑制城乡、区域协调发展的重要因素。人力财富的增强，提高了技能性劳动生产力对生产性劳动生产力的替代作用，一方面，低技能劳动者向劳动密集型、资本密集型产业转移，而高水平劳动力则向智能化、高技术、高精尖等新兴产业涌现，社会人力财富结构配置越高，知识产业、科技产业所占份额扩大，现代化服务业、技能密集型产业的劳动生产率提高，推动产业结构朝向高级化发展；另一方面，中国二元经济结构性矛盾突出，城乡差距较大，已成为影响经济朝向高质量发展的重要约束，其根源在于社会人力财富分化程度较大，现代化大生产所需的高技能与农村乡镇地区劳动力低素质无法匹配时，乡镇经济生产能力便远远落后于社会先进生产力水平，制约了城乡经济社会的协调发展。

#### 3. 人力财富对绿色发展的影响：生产力效应

人力财富通过生产力效应促进绿色发展，人力财富的内部积累，为绿色生产方式持续性的提供技术革新，以绿色生产力推动绿色发展。同时，人力财富越高，能够提高引进的先进绿色技术的吸收和利用效率，并通过人力财富的溢出性加速绿色生产力的落地与扩散。技术创新，是促进绿色发展的核心动力（任保平、李梦欣, 2018），绿色发展需要绿色生产力的嵌入与支撑，人力财富不仅是生产力的初始来源和重要载体，而且在提高生产力质量中起着主导作用，人力财富以知识性边际贡献，深度优化防污与治理技术、清洁与低碳循环生产技术，以增强生产力对于环境治理、绿色生产的促进效果，从而推进绿色产业培育、绿色经济效益的实现，是经济高质量发展中的重要环节。

#### 4. 人力财富对开放发展的影响：流向约束

中国经济开放发展会在一定程度上弱化人力财富的积累，人力财富积累往往会负向吸收贸易依存程度。Blanchard&Olney（2015）发现一个国家技能密集型出口的增加会提高教育程度，而农业或低技能制造业出口的增加会降低教育程度，中国外贸结构表现出进口中高技术，出口中低技术的特征，这使得中国开放发展抑制了劳动力的高素质积累（Jie Li 等, 2019），而流向于出口导向型产业，但是劳动力高素质却能够显著的促进出口技术复杂度（陈俊聪、黄繁华, 2013；郑展鹏, 2017），这意味着，开放发展受贸易结构主导，促进人力财富的典型流向。另一方面，中国进口贸易及外商直接投资扩张加快知识溢出与技术引进，尤其是高技术产业进口，能够渐进式提高劳动力的技能培训和模仿性技术进步，而出口贸易则全面依赖于中低技能劳动力的熟练程度，导致出口贸易对人力财富逆向流动约束会强于进口贸易，同时，人力财富的高位结构，能够在一定程度缓解此流向约束。

#### 5. 人力财富对共享发展的影响：配置效应

人力财富的积累，能够优化劳动力对产业结构高级化的适配性，从而通过配置效应，改善居民的收入分配差距，提高人民共享能力具有促进效果。经济社会共享发展，其本质是中国特色社会主义建设追求共同富裕的终极目标实现，不仅受政策性引导和持续优化的制度支撑，而且因人力财富的配置效应降低了低技能劳动者可被替代与面临失业的不确定性风险而进一步深化。劳动力的使用价值与生产能力具有客观的异质性存在，劳动者在基础教育和高等教育之间权衡，导致人力财富结构分化与积累损失，造成了收入分配差距的

扩大，且对人力财富具有反馈制约，这是因为低收入家庭对于人力财富积累往往是不积极的，而更倾向于输入较低技能且工资回报及时的工作，从进一步拉大收入差距。

基于上述理论分析及逻辑推演，本文提出以下研究假说：

假说 1：人力财富对高质量发展具有正向促进效果，分别通过积累效应、结构效应、生产力效应以及配置效应，推动中国经济的创新发展、协调发展、绿色发展以及共享发展。

假说 2：人力财富通过流向约束抑制了开放发展的贸易份额，但高技术产业进口贸易及外商投资带来的模仿性技术吸收以及人力财富高级化结构均能够在一定程度上缓解这一约束。

### 三、中国地区经济高质量发展的测度

中国特色社会主义制度下，人民的美好生活需要是一切财富生产和积累最强大且最积极的动因。在经济新时代，高质量发展就是建立在经济、社会、生态层面新的需要，具有系统性、综合性以及联动性特征。高质量发展不同于经济增长质量，经济增长质量是相对于经济增长数量而言的，考量经济增长的综合效果和整体能力，而高质量发展是以经济发展的动态性为视角，并与社会进程、生态效益的策略调整相平衡，形成了全新的逻辑构建和诠释行为。

#### 1. 高质量发展指标体系的构建

由于高质量发展是遵循于五大发展理念的价值偏好，本文延续李梦欣，任保平（2019）的基本理论框架，并在充分考虑数据可得性的基础上，分别从创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展五个层次构建了包含 20 个基础指标的中国地区经济高质量发展的指标体系，如表 1 所示。

第一维度为高质量发展的创新发展维度，分别从创新能力、创新强度、创新环境、科技成果转化四个分项维度进行测度。创新能力使用高技术产业新产品开发项目数来衡量，在高科技的迅速扩散的现代经济发展下，高技术知识含量的产品创造了新的现代使用价值形成，成为创新能力的重要体现。创新强度使用 R&D 经费投入强度来衡量。而创新环境是地区创新的基本条件，体现了创新集体对创新行为的支持和协同作用，而创新转移与科技成果转化是创新行为转化为创新生产力的重要方面。我们分别使用有研发机构的规上工业企业占比和技术市场成交额/GDP 来反映创新环境和科技成果转化能力。

第二维度为高质量发展的协调维度，分别从城乡协调、产业结构协调以及信息化程度三个分项维度进行测度。其中，城乡协调体现了区域经济城乡差异，使用二元对比系数和泰尔指数来度量，产业结构使用第三产业增加值与第二产业增加值之比来反映，产业结构朝向高级化发展，通过调整内部生产要素配比与比较优势转移，增强产业间协调能力。信息化程度的提高，使信息技术、信息资源在社会范围扩散，能够显著提高公共管理效率、信息集成与协同，从而推动经济社会的协调发展，在信息化程度分项，使用邮电业务总量/GDP 指标进行度量。

第三维度为高质量发展的绿色发展维度，分别从资源消耗、环境治理能力和绿色建设三个分项维度进行测度，资源消耗使用单位生产总值能源消费量为测度指标，在高质量发展阶段，中国经济发展方式由技术密集型替代资源驱动型，控制能源消费总量，提高能源使用效率，发展新能源替代已成为绿色发展的主要攻坚方向。环境治理是改善环境污染、修复生态环境的重要环节，使用生活垃圾无害化治理能力来衡量。另一方面，绿色发展还致力于通过绿色建设实现绿色效益，因此，选择水利、环境和公共设施管理业新增固定资产投资占比反映绿色相关产业的投资情况，使用建成区绿化覆盖率为测度指标衡量城市的绿化建设。

第四维度为高质量发展的开放发展维度，分别从开放程度、经济合作和国际旅游三个分项维度进行测度，开放程度反映地区参与国际经济的贸易份额，包括涉外的贸易规模、投资规模等，使用反映对外贸易依存度的进出口总额占 GDP 比重以及外商直接投资占比来衡量开放程度。经济合作用于衡量地区对外经济贸易的合作成果，使用对外承包工程营业额/GDP 为测度指标。国际旅游能够反映开放的效果，开放水平的提高，打破了地理意义上

的无关性和分离性，促进了各国人民的文化沟通和服务交流，具体选择旅游收入/GDP 为基础指标。

表 1 地区经济高质量发展指标体系

方面维度	分项维度	具体指标	计量单位	指标属性
创新发展	创新能力	高技术产业新产品开发项目数	项	正指标
	创新强度	R&D 经费投入强度	%	正指标
	创新环境	有研发机构的规上工业企业占比	%	正指标
	科技成果转化	技术市场成交额/GDP	—	正指标
协调发展	城乡协调	二元对比系数	—	正指标
		泰尔指数	—	逆指标
	产业结构	第三产业增加值/第二产业增加值	—	正指标
	信息化程度	邮电业务总量/GDP	%	正指标
绿色发展	资源消耗	单位 GDP 能源消费量	—	逆指标
	环境治理能力	城市生活垃圾无害化处理能力	吨/日	正指标
	绿色建设	水利、环境和公共设施管理业新增固定资产投资占比	%	正指标
		建成区绿化覆盖率	%	正指标
开放发展	开放程度	进出口总额占 GDP 比重	%	正指标
		外商直接投资占比	%	正指标
	经济合作	对外承包工程营业额/GDP	%	正指标
	开放效果	旅游收入/GDP	%	正指标
共享发展	收入分配	劳动者报酬占 GDP 比重		正指标
		社会保障和就业支出/GDP		正指标
	福利水平	每千人口医疗卫生机构床位	张	正指标
		人均拥有公共图书馆藏量	册	正指标

第五维度为高质量发展的共享发展维度，分别从收入分配和福利水平两个分项维度进行测度，收入差距过大会降低社会财富积累激励，造成生产效率损失，而优化收入分配供给结构、提高劳动收入份额对实现人民经济共享具有重要意义。在收入分配分项维度中，使用劳动者报酬占 GDP 比重、社会保障和就业支出/GDP 为基础指标，分别衡量劳动收入水平以及收入分配制度的调节作用。同时，高质量发展要求建立全民共享机制，通过优化福

利体系及其架构，以增进全民福祉，分别使用每千人口医疗卫生机构床位、人均拥有公共图书馆藏量为基础指标，从公共医疗供给和公共文化资源视角评测地区福利水平。

## 2. 测量方法与数据说明

本文采用主成分分析法测算中国地区经济高质量发展指数及其五大发展方面维度分项指数，其一，在数据的处理上，选择离差标准化方法对原有数据进行去量纲及归一化处理，离差标准化能够在保存数据信息的基础上将数据集映射在 $[0, 1]$ 区间，并能够很好的处理逆指标属性。同时，为了便于面板数据的横纵双向比较，对面板综合数据进行指标的归一化处理，以使数据信息包含地区差异和时间差异。其二，选取协方差矩阵作为主成分分析的输入，能够集中信息贡献度，避免相关系数矩阵可能存在的变异差带来的信息损失。其三，在理论层面，高质量发展需要五大发展理念协同并进，因此，将创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展及共享发展的方面维度层面进行均等赋权，最终合成中国各地区经济高质量发展指数。

自2012年党的十八大以来，中国进入经济新时代，经济新时代基本特征就是我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。因此，本文选择2012~2017年作为样本时序区间，研究自新时代以来，地区经济高质量发展的现状及特征。由于西藏地区数据缺失较大，本文测算了除西藏之外的30个省、市、自治区的经济高质量发展指数及其分项指数。本文所采用的数据来源于各年度的《中国统计年鉴》、各地区《统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国贸易外经统计年鉴》、《中国教育统计年鉴》、《中国高技术产业统计年鉴》等，由于缺失数据较少，数据信息的可靠性和准确性较高。

对于数据的处理和指标计算仅做以下说明：

### (1) 离差标准化进行去量纲处理

$$\text{正向指标: } \frac{X_{ij} - \min_{1 \leq i \leq n} x_{ij}}{\max_{1 \leq i \leq n} x_{ij} - \min_{1 \leq i \leq n} x_{ij}} \quad (1)$$

$$\text{逆向指标: } \frac{\max_{1 \leq i \leq n} x_{ij} - X_{ij}}{\max_{1 \leq i \leq n} x_{ij} - \min_{1 \leq i \leq n} x_{ij}} \quad (2)$$

### (2) 指标计算的相关说明

二元对比系数，使用农业比较劳动生产率/非农业比较劳动生产率来计算

其中，（非）农业比较劳动生产率=（非）农业产业产值比重/（非）农业产业就业比重。

泰尔指数的计算，利用王少平、欧阳志刚(2008)研究的定义和计算公式，具体为：

$$dis_t = \sum_{i=1}^2 \left( \frac{P_{it}}{P_t} \right) \ln \left( \frac{\frac{P_{it}}{z_{it}}}{\frac{P_t}{z_t}} \right) \quad (3)$$

其中， $dis_t$ 代表t时期的泰尔指数， $i=1, 2$ 分别表示城镇和农村地区， $z_{it}$ 表示t时期城镇或农村的人口数量， $z_t$ 表示t时期的总人口， $p_{it}$ 表示城镇和农村的总收入（用相应的人口和人均收入之积表示）， $p_t$ 表示t时期的总收入。

## 3. 测度结果及特征评价

基于主成分分析法，对30个省、市、自治区2012~2017年地区经济高质量发展指数进行测度，图1所示为分四大区域<sup>①</sup>经济高质量发展指数平均变化趋势的折线图，结果显示，在2012~2017年度里，四大区域经济高质量发展指数平均变化趋势均呈现显著提高的增长态势。东部地区经济高质量发展指数明显高于其他三大区域，东部地区具有显著的领

<sup>①</sup> 本文将中国内地30个省份（西藏由于数据可得性问题除外）分为东部、中部、西部三个区域，其中，东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东以及海南10个省份；中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南6个省份；东北地区包括吉林、辽宁、黑龙江3个省份；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏以及新疆11个省份。

先优势，2012年东部地区经济高质量发展指数为0.40，2017年提高到0.49，增长了23.4个百分点。而相比之下，西部地区在四大区域中处在落后地位，西部地区经济高质量发展指数由2012年的0.24到2017年提高为0.36，增长了46.9个百分点，可以看出，在2012~2017年度里西部地区经济高质量发展的增长速度领先其他地区，但是，由于西部地区初始基数较低，高质量发展指数仍与其他地区存在较大差距，2017年西部地区经济高质量发展指数仅为东部地区的73.1%，西部地区经济高质量发展亟需进一步增强。同时，东北地区和中部地区的经济高质量发展指数落入全国平均指附近，中部地区略优于东北地区，也与东部地区也存在较大差距。整体上看，虽然近年来，各区域经济高质量发展持续提高，但在区域间呈现“东高西低”的显著分化态势。

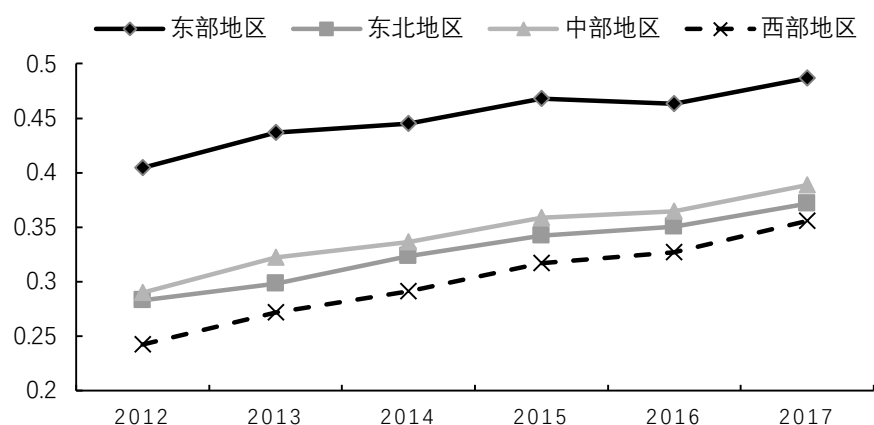


图1 四大区域经济高质量发展指数的平均变化趋势

图2所示为地区经济高质量发展分项维度的平均变化趋势，整体上看，2012~2017年地区共享发展、创新发展和协调发展的增长效果较为显著，共享发展指数由2012年的0.36到2017年的0.61，提高了80.0个百分点，说明近年来中国各地区持续重视优化人民福利分配和提高经济硕果共享能力，共享发展具有显著的领跑优势。增速紧随其后的是创新发展和协调发展水平，创新发展除了在2014年度里出现小幅度波动外，整体上保持稳定增长态势，指数值由2012年的0.15到2017年提高为0.20，增长了31.5个百分点。协调发展在2016年度里有所下滑，其余年度均表现为正向增长，2012年指数值为0.31，2017年提高到0.45，增长了43个百分点。此外，地区经济绿色发展指数呈现稳定且平缓的增长，2017年较2012年增长了22.2个百分点。然而，地区经济开放发展指数值却呈现下降态势，地区开放发展指数2012年为0.28，到2017年下降为0.24，降低了14.9个百分点，这意味着，地区经济开放水平和开放能力的制约较为严重。

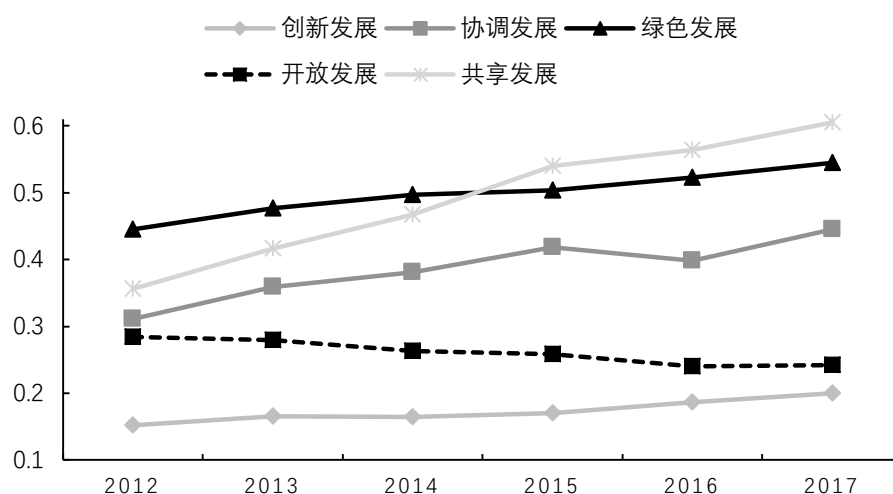


图2 地区经济高质量发展各维度的平均变化趋势



#### 四、计量模型与实证检验

##### 1. 计量模型的设定与拓展

基于理论框架及研究假说，为进一步检验人力财富对地区经济高质量发展的影响，我们采用短面板模型进行实证检验，现设计量模型构建如下：

$$HQD_{it} = \beta_0 + \beta_1 hwi_{it} + \sum_{i=1}^n \eta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，下标  $i$  代表 30 个省、市及自治区， $(i=1,2,3,\dots,30)$  分别表示（北京,天津...,新疆）； $t$  为各年度标识  $(t=2011,2012,\dots,2017)$ ； $HQD_{it}$  指第  $i$  个地区在  $t$  时期地区经济高质量发展水平，使用  $hqd1_{it}$ ,  $hqd2_{it}$ ,  $hqd3_{it}$ ,  $hqd4_{it}$ ,  $hqd5_{it}$  分别表示第  $i$  个地区在  $t$  时期里的经济创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展。 $hwi_{it}$  表示第  $i$  个地区在  $t$  时期地区人力财富，为本文的核心解释变量， $X_{it}$  为影响地区高质量发展的其他控制变量， $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

除人力财富外，还存在影响地区经济高质量发展的其他因素，如要素禀赋结构 ( $klr$ )，劳动力市场约束 ( $rou$ )、地方政府规模 ( $gov$ )，市场化水平 ( $mar_{it}$ )，基础设施建设 ( $pera_{it}$ )，这些指标为本文模型设置的控制变量。

鉴于中国经济高质量发展在区域之间存在明显的差异和分化特征，为进一步判断中国经济高质量发展的区域性特征，我们基于原有模型进行拓展，引入能够充分刻画地理区位及经济区位交互影响因素的空间计量模型，具体使用空间杜宾模型 (SDM)，SDM 不仅能有效解决缓解遗漏变量的影响，而且能集成内生及外生效应，具有显著的优越性。同时，将解释变量的滞后期纳入模型中，构建动态 SDM 模型进行优化。另外，对于空间权重的设置，分别采用相邻关系权重 ( $W1$ )、经济距离权重 ( $W2$ )，地理距离权重 ( $W3$ ) 以及地理经济距离权重 ( $W4$ ) 进行判别，充分考量人力财富与高质量发展的空间效应。其中，相邻关系权重是将两地相邻设置为 1，不相邻为 0 形成的  $30 \times 30$  矩阵；经济距离权重是将观测期内两地区人均 GDP 差额的倒数为矩阵非主对角线元素进行度量；地理距离权重是利用经纬度计算的两地实际距离的平方之倒数设置为矩阵非主对角线元素；最后，地理经济距离，是经济距离和地理距离按 1:1 进行加权平均求得。关于空间权重的计算方法仅作说明如下：

$$\text{经济距离权重 (W2) 非主对角线}(i, j) \text{ 元素} \quad E_{ij} = \frac{1}{|Y_i - Y_j|} \quad (5)$$

$$\text{地理距离权重 (W3) 非主对角线}(i, j) \text{ 元素} \quad E_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^2} \quad (6)$$

同时，拓展的空间计量回归模型构建如下：

$$HQD_{it} = \beta_0 + \beta_1 hwi_{it} + \sum_{i=1}^n \eta_i X_{it} + \theta_1 \sum_{i=1}^n W_{ij} HQD_{it} + \theta_2 \sum_{i=1}^n W_{ij} hwi_{it} + \theta_3 \sum_{i=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， $W_{ij}$  为空间权重矩阵  $(i, j)$  上各元素所代表的空间权重。

##### 2. 变量选择与数据说明

现有研究多采用 J-F 终身收入框架以及扩展的 Mincer 方程进行估算人力资本存量 (李海峥等, 2013; BarbaraM 等, 2019; 郭晗等, 2019)，这一方法是使用贴现法预期未来生命的收入现值。然而，关于人力财富的测算，由于其反映劳动力的综合能力，不仅仅是收入现值，因此，并不适宜这一计算方法。另一方面，关于劳动力的质量，现有研究多用受教育程度衡量，认为受教育程度能够充分反映劳动者的文化及素质，本文认为对劳动力质量的考量不仅包含受教育程度，还应包含劳动者的智力、脑力、创造力，即包含蕴含在劳动者体内的知识进步能力及发明创造能力，这是劳动者在知识学习、实践与应用积累的过程中，激发出自身潜能而输出的边际贡献能力，是劳动力综合质量的行为体现。

人力财富作为本文的核心解释变量，在理论层面界定为劳动力的数量、质量和精神力的综合能力，表现为一个多维度的概念。在劳动力的数量层面，用就业人口占总人口比重表示；在劳动力的质量层面，用就业人口的平均受教育年限、高校和科研机构发表科技论文数量、发明专利授权数综合表示；在劳动力的精神力层面，使用大数据挖掘技术，选取各地区人民对于“精神文明”关键词在百度搜索引擎中的查询频数进行量化，是以观测人

们行为为基础，统计地区人民精神文明建设的相关需求。其中，在就业人口平均受教育年限的计算中，认为未上过学人口也具有一定程度的文化素质和“干中学”能力，因此，设定为2年的受教育年限，小学、初中、高中、大学专科、大学本科受教育年限分别设定为6年、9年、12年、15年以及16年，研究生以上按人口比例4:1对硕士研究生（19年）和博士研究生（23年）的平均学习年限进行估算，最终计算得出样本期内地区平均受教育程度的指标值。因此，使用上述五个基础指标，选择主成分分析法进行多指标合成，最终得到各地区人力财富指数值，具体人力财富的指数构成如表2所示。

**表 2 人力财富的指数构成**

方面维度	具体指标	计量单位	指标属性
劳动力的数量	就业人数	万人	正指标
劳动力的质量	就业人口平均受教育年限	年	正指标
	高校和科研机构发表科技论文数量	篇	正指标
	发明专利授权数	件	正指标
劳动力的精神力	“精神文明”关键词搜索频数	次	正指标

除核心解释变量外，本文试图控制能够影响地区经济高质量发展的其他因素变量，对于控制变量的选择与数据说明如下。使用资本劳动比( $klr$ )反映资源禀赋结构(赵领娣等, 2016)；使用城镇登记失业率( $rou$ )来反映劳动力市场约束；使用政府财政支出占比( $gov$ )来反映地区政府规模；市场化水平( $mar_i$ )，用非国有单位就业人数占该地区就业总人数的比重来表示；基础设施建设( $pera_i$ )，用人均铁路里程数度量。

另外，自2012年党的十八大会议上，开启了中国经济新时代的科学论断，经济发展具有新的特征，同时，自党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央高度重视社会主义精神文明建设<sup>①</sup>。因此，我们选择2012作为研究地区经济高质量发展的元年，并基于数据可得性和统计口径的统一性，最终选择2012~2017年为观测区间。表3给出计量模型所涉及的主要指标和相关变量的描述性统计结果。

**表 3 主要指标和相关变量的描述性统计**

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$HQD$	180	0.36196	0.09618	0.15231	0.67179
$hqd1$	180	0.17326	0.13369	0.00257	0.67698
$hqd2$	180	0.38564	0.12046	0.11815	0.73998
$hqd3$	180	0.49815	0.17551	0.05976	0.89752
$hqd4$	180	0.26128	0.18561	0.02633	0.88453
$hqd5$	180	0.49149	0.19136	0.03190	1.03856
$hwi$	180	0.27697	0.17022	0.05156	0.90452
$klr$	180	23.53131	11.26066	6.95066	70.49522
$rou$	180	3.28917	0.64265	1.21	4.50
$gov$	180	0.24835	0.10206	0.11806	0.62686
$mar$	180	0.70878	0.13518	0.35500	0.91662
$pera$	180	1.10869	0.94483	0.19167	5.01186

### 3. 人力财富对高质量发展的基准回归

首先，我们对基准模型进行检验，检验结果见表4所示。表4的第一列Model1汇报了使用随机效应模型的估计结果，结果显示人力财富对经济高质量发展的正向影响在1%的水平上显著，表明样本期内人力财富每增长1单位，经济高质量发展指数提高0.246。考虑到模型的内生性，使用工具变量法检验，这里选择人力财富指数的滞后一期作为工具变量，先对模型进行FE变换以解决遗漏变量的问题，再使用GMM估计得到Model2的检验结果，结果显示，人力财富对经济高质量发展的促进影响依然在1%显著性水平成立，且Sargan检验的P值为0.1475，能够接受“所有工具变量都有效”的原假设。由于经济高质量发展可能存在惯性约束，即当期高质量发展的水平会受到上一期的影响，为解决被解释

<sup>①</sup> 2017年11月17日，王沪宁在全国精神文明建设表彰大会上的讲话，《十九大以来重要文献选编（上）》，2019(7)，89。

变量的序列自相关及相关变量的内生性问题，进一步使用动态面板系统矩估计（SYS-GMM）进行检验，检验结果如 Model3 所示，其中，人力财富的系数在 1% 的显著性水平上促进地区经济高质量发展，且 Sargan 检验的 P 值为 0.8791，二阶自相关检验 P 值为 0.7501，认为不存在二阶自相关，故 SYS-GMM 模型适用。同时，在 SYS-GMM 模型中，人力财富系数对经济高质量发展的影响系数为 0.183，相较于固定效应和工具变量方法，影响效应有所下降，而被解释变量一阶滞后项系数在 1% 水平上显著为正，认为上期指数能够促进当期经济高质量发展的提高，影响系数为 0.354。

Model4- Model6 分别对基准模型进行 25%、50% 以及 75% 分位数检验，区别于均值回归，分位数回归是在不同条件分布的变化中，考虑人力财富对经济高质量发展的边际贡献。在 25%、50% 以及 75% 分位数检验中，人力财富对经济高质量发展的正向边际影响均在 1% 水平上显著。以上模型验证了人力财富与地区经济增长质量的同向变动关系，而提高人力财富水平能够积极的促进地区经济高质量发展。同时，在控制变量中，*klr* 在所有模型中均显著，认为要素禀赋与地区经济高质量发展呈现正向变动关系，*gov*、*mar* 仅在 SYS-GMM 模型中显著，在其余模型中不显著，*rou* 在除 SYS-GMM 模型外的其它模型中均显著，且 *rou* 系数为负，认为失业率与地区经济高质量发展呈反向变动关系。*pera* 在除随机效应模型外的其它模型中均显著，同时，*pera* 的系数在 SYS-GMM 中为负，在其余模型中系数均为正，说明基础设施建设能够促进显著的提高当期经济的高质量发展，但在未来期对高质量发展有一定程度抑制作用，这可能是因为在长期里，交通设施促进劳动力的快速流动，造成当地人力财富的流失，约束了地区经济高质量发展。同时，在考虑动态效应时，政府财政支出、市场化水平对高质量发展具有显著的促进效果。

表 4 人力财富对经济高质量发展的影响：基准模型检验

估计方法	均值回归			分位数回归		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	随机效应	工具变量 ( <i>L.hwid</i> )	SYS-GMM	25%分位数	50%分位数	75%分位数
Var	<i>HQD</i>	<i>HQD</i>	<i>HQD</i>	<i>HQD</i>	<i>HQD</i>	<i>HQD</i>
<i>hwi</i>	0.246*** (0.0668)	0.209*** (0.0414)	0.183*** (0.0620)	0.192*** (0.0650)	0.186*** (0.0455)	0.182*** (0.0554)
<i>klr</i>	0.00369*** (0.00111)	0.00207*** (0.000489)	0.00230*** (0.000485)	0.00341*** (0.000814)	0.00329*** (0.000571)	0.00321*** (0.000693)
<i>pera</i>	-0.0148 (0.0174)	0.0368** (0.0143)	-0.0274*** (0.00588)	0.0534** (0.0240)	0.0466*** (0.0168)	0.0427** (0.0204)
<i>gov</i>	-0.0179 (0.130)	-0.0156 (0.102)	0.276*** (0.0857)	0.0809 (0.185)	0.0387 (0.130)	0.0139 (0.158)
<i>mar</i>	0.00913 (0.0284)	-0.0289 (0.0198)	0.0411*** (0.0130)	0.0407 (0.0311)	0.0147 (0.0219)	-0.000530 (0.0263)
<i>rou</i>	-0.0250*** (0.00846)	-0.0241*** (0.00840)	-0.00976 (0.0119)	-0.0163* (0.00942)	-0.0176*** (0.00661)	-0.0185** (0.00803)
Constant	0.304*** (0.0580)		0.103** (0.0517)			
<i>L.HQD</i>			0.354*** (0.0796)			
Sargan		2.098 (0.1475)	8.96886 (0.8791)			
AR(2)			-0.31856 (0.7501)			
N	180	150	150	180	180	180

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平；括号内数值为面板数据在聚类稳健标准误检验下对应的t值；Sargan检验以及AR(2)检验在第一行列出检验的统计量，括号中列出对应的P值。

为理解人力财富对经济高质量发展各分项维度的影响效应，采用SYS-GMM对人力财富影响高质量发展的分项维度进行检验，被解释变量依次替换为创新发展指数、协调发展指数、绿色发展指数、开放发展指数以及共享发展指数，检验结果如表5中Model1- Model5所示。其中，人力财富对创新发展、协调发展、绿色发展以及共享发展的影响均在1%水平上显著为正，人力财富对开放发展在1%水平上显著为负，且五个模型的Sargan检验和二阶自相关检验均通过，认为模型适用。检验结果说明，人力财富的增长，能够正向促进地区经济的创新发展、协调发展、绿色发展以及共享发展，而负向约束地区开放发展，检验结果与理论假说一致。具体来看，人力财富对创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展以及共享发展的影响系数分别为0.409、0.0856、0.0854、-0.115、0.411，认为人力财富每增长一单位，会引起创新发展增长0.409、协调发展增长0.0856，绿色发展增长0.0854，共享发展增长0.411，而开放发展则会降低0.115。同时，各分项维度的滞后一期对当期发展在1%显著性水平上均具有正向的贡献效果，而在协调发展维度和共享发展维度中，被解释变量的滞后二期在1%水平上显著，意味着协调发展和共享发展具有长期动态演进趋势。

表5 人力财富对经济高质量发展的影响：分项维度检验

Var	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
<i>hwi</i>	0.409*** (0.143)	0.0856*** (0.0327)	0.0854*** (0.0257)	-0.115*** (0.0323)	0.411*** (0.152)
<i>L.hqd1</i>	0.631*** (0.191)				
<i>L.hqd2</i>		-0.282*** (0.0934)			
<i>L2.hqd2</i>		0.772*** (0.0553)			
<i>L.hqd3</i>			0.763*** (0.0660)		
<i>L.hqd4</i>				0.879*** (0.114)	
<i>L.hqd5</i>					0.816*** (0.182)
<i>L2.hqd5</i>					0.291*** (0.110)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Sargan</i>	15.15867 (0.1264)	15.39525 (0.4233)	21.84265 (0.5298)	16.80106 (0.5368)	8.796047 (0.5516)
<i>AR(2)</i>	0.65966 (0.5095)	.11464 0.9087	-1.0487 (0.2943)	0.67511 (0.4996)	1.0369 (0.2998)
<i>N</i>	150	120	150	150	120

注：\*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5%和 10%显著性水平；括号内数值为聚类稳健标准误。

为进一步验证人力财富影响经济高质量发展分项维度的具体效应，继续使用 SYS-GMM 方法检验人力财富对经济高质量发展各维度对分效应。在积累效应中，将被解释变量替换为 R&D 人员全时当量 (*FTE*)，用以反映研究人员的工作积累时量。在结构效应检验中，首先将被解释变量替换为高技术产业资产总值占比 (*hti*)，反映产业结构的高级化程度。在生产力效应检验中，将被解释变量替换为全要素生产率 (*tfp*)，全要素生产率使用潜在产出法 Dea-Malmquist 指数法进行测算。由于分项检验显示人力财富与开放发展呈现负向变动关系，这里进一步检验约束缓解效应，认为高技术产业进口贸易带来的技术进步会通过模仿性技术进步、技能培训等方式提高劳动生产率，从而使较低技能劳动者向中低技能劳动者提高。因此，约束缓解效应检验中，将被解释变量替换为劳动生产率 (*lp*)，解释变量替换为高技术产品进口贸易占比 (*htimp*)。在配置效应，将被解释变量替换为农村人均可支配收入与城镇人均可支配收入之比 (*uri*)，由于 2013 年开展了城乡一体化的住户收

支调查，2013年农村居民收入统计口径发生变化，为确保数据统一性，使用2013-2017年度数据进行回归，共包含120个数据集。

检验结果如表6所示，Model1- Model15均通过Sargan检验和二阶自相关检验，其中，人力财富对积累效应、结构效应、生产力效应以及配置效应呈现正向变动关系，且各系数显著性水平均达到1%，认为人力财富每增长一个单位，分别促进FTE、hti、tfp、uri提高0.316、0.369、0.280、0.0681。Model4显示，高技术产业进口贸易能够显著提高劳动生产率，通过劳动生产率的提高，能够在一定程度缓解人力财富对开放发展的负向约束。同时，Model1- Model15中被解释变量的滞后一期均在1%水平上显著，而结构效应中，被解释变量的滞后二期在5%水平上显著，认为结构效应受滞后两期的综合作用影响。另外，人力财富结构是劳动力功能性和基本范畴的多层次配比，为进一步验证较高度的人力财富是否能够缓解对贸易结构导向的负向影响，检验人力财富对开放发展对分位数分布的影响（如表7所示）。表7 Model1- Model14分别汇报了在不同分位数上人力财富对开放发展的负向变动关系，在25%、50%、75%、90%分位数上，人力财富的系数分别为-0.537、-0.521、-0.505、-0.494，可以看出，随着人力财富结构高级化发展，人力财富对开放发展的负向约束在减弱，认为人力财富结构的高级化演进能够缓解对开放发展的流向约束。

表6 人力财富对经济高质量发展的影响：分效应检验1

	积累效应	结构效应	生产力效应	约束缓解	配置效应
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Var	FTE	hti	tfp	lp	uri
hwi	0.316*** (0.101)	0.369*** (0.134)	0.280*** (0.106)		0.0681*** (0.0258)
htimp				0.433*** (0.147)	
L.FTE	0.453*** (0.160)				
L. hti		1.373*** (0.339)			
L2. hti		-0.714** (0.320)			
L. tfp			0.180*** (0.0675)		
L.lp				1.031*** (0.0647)	
L. uri					0.661*** (0.0840)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
Sargan	0.36971 (0.1686)	9.364543 (0.6715)	9.219105 (0.3242)	18.40507 (0.1039)	24.08059 (0.1931)
AR(2)	0.69845 (0.4849)	-0.06966 (0.9445)	-0.36681 (0.7138)	1.1045 (0.2694)	-1.0035 (0.3156)
N	150	120	150	150	120

注：\*\*\*、\*\*和\* 分别表示1%、5%和10%显著性水平；括号内数值为聚类稳健标准误。

表7 人力财富对经济高质量发展的影响：分效应检验2

估计方法	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	25%分位数	50%分位数	75%分位数	90%分位数
Var	hqd4	hqd4	hqd4	hqd4
hwi	-0.537*** (0.157)	-0.521*** (0.106)	-0.505*** (0.134)	-0.494*** (0.183)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	180	180	180	180

注：\*\*\*、\*\*和\* 分别表示1%、5%和10%显著性水平；括号内数值为聚类稳健标准误。

#### 4. 人力财富对高质量发展的空间效应分析

在上述基准模型检验中，有力的验证了本文提出的核心假说。但为考量人力财富对经济高质量发展的空间效应影响，进一步对包含了空间效应拓展的计量模型进行检验。在空间影响分别从相邻关系（W1）、经济距离（W2），地理距离（W3）以及地理经济距离

（W4）四个关系进行检验，由于表 4 检验结果显示，控制变量 *mar*、*pera*、*gov* 在随机效应模型中不显著，故在空间检验中剔除，最终得到的空间效应模型检验结果如表 8 所示。首先，对空间计量模型进行空间 hausman 检验，P 值小于 0，故接受随机效应原假设，因此，使用不包含动态关系的随机效应进行回归。Model 1- Model 4 中对空间滞后系数 *rho* 均显著，认为计量模型存在显著的空间自相关效应。核心解释变量人力财富对经济高质量发展的影响在四个不同权重的模型中在 5% 水平上均显著，认为人力财富对地区经济高质量发展确实存在空间效应影响，但人力财富在空间效应下系数为负，可能的原因是，本地区人力财富的高积累会促进本地区经济高质量发展，对邻近地区劳动力具有较强的吸引力和吸收能力，导致邻近地区劳动力会向该地区集聚，造成邻近地区人力财富的流失。在不同权重的控制变量中，*W.klr* 变量的系数在 Model 2- Model 4 显著为正，*rou* 变量的系数在 Model 1、Model 2、Model 4 中显著为负，即这些变量存在显著的空间自相关，可以认为要素禀赋对邻近地区经济高质量发展具有正向的促进影响，而失业率越高的地区，对邻近地区经济高质量发展也具有抑制作用。

表 8 人力财富对经济高质量发展的影响：空间效应 SDM 检验

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
空间权重	W1	W2	W3	W4
<i>hwi</i>	0.185*** (0.0575)	0.158*** (0.0510)	0.137*** (0.0458)	0.157*** (0.0512)
<i>klr</i>	0.00124** (0.000617)	0.000754 (0.000615)	0.000391 (0.000547)	0.000748 (0.000626)
<i>rou</i>	-0.0151* (0.00841)	-0.0165** (0.00798)	-0.0190** (0.00788)	-0.0166** (0.00801)
<i>constant</i>	0.367*** (0.0373)	0.380*** (0.0775)	0.0774 (0.104)	0.376*** (0.0793)
<i>W.hwi</i>	-0.151** (0.0678)	-0.138** (0.0693)	-0.110** (0.0710)	-0.138** (0.0697)
<i>W.klr</i>	0.00126 (0.000939)	0.00206** (0.000891)	0.00176* (0.000947)	0.00206** (0.000919)
<i>W.rou</i>	-0.0488*** (0.00940)	-0.0489*** (0.0189)	0.0222 (0.0240)	-0.0479** (0.0193)
<i>rho</i>	0.396*** (0.0698)	0.355*** (0.0831)	0.595*** (0.0747)	0.358*** (0.0839)
R <sup>2</sup>	0.4922	0.6410	0.5067	0.6397
N	180	180	180	180

注：\*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5%和 10%显著性水平；括号内数值为聚类稳健标准误。

表 9 汇报了人力财富对经济高质量发展的空间效应分解，进而观测空间效应的具体影响因素分解。结果显示，在四个权重下，核心解释变量人力财富对本地区经济高质量发展的直接影响均显著为正，而反馈效应和间接效益均显著为负。具体来说，在 W1 权重下，人力财富指数的反馈效应为 0.329，直接效应为 0.178，间接效应为 -0.126，说明人力财富变动一单位，直接提高本地区经济高质量发展 0.329，造成其他地区人力财富降低 0.126 个单位，而通过循环机制的反馈使本地区经济高质量发展提高 0.329 个单位，认为地区人力财富增长会造成邻近地区人力财富对空间溢出和扩散行为，其反馈机制也会对本地经济高质量发展造成正向影响，且反馈效应大于直接效应。此外，人力财富对本地区经济高质量发展的直接影响系数高于对邻近地区间接影响系数的绝对值，认为人力财富增长对邻近地区的经济高质量发展的负向影响小于对本地的正向影响，未来需要进一步关注人力财富对邻近地区经济高质量发展存在的空间溢出效应。

表 9 人力财富对经济高质量发展的影响：空间效应分解

	估计系数	反馈效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>W1.hwi</i>	-0.151** (0.0678)	0.329	0.178*** (0.0623)	-0.126 (0.102)	0.0520 (0.141)
<i>W1.klr</i>	0.00126 (0.000939)	0.00014	0.00140** (0.000547)	0.00271** (0.00128)	0.00411*** (0.00115)
<i>W1.rou</i>	-0.0488*** (0.00940)	0.0289	-0.0199** (0.00822)	-0.0829*** (0.0157)	-0.103*** (0.0186)
<i>W2.hwi</i>	-0.138** (0.0693)	0.29	0.152*** (0.0535)	-0.124 (0.0907)	0.0276 (0.112)
<i>W2.klr</i>	0.00206** (0.000891)	-0.001114	0.000946* (0.000565)	0.00345*** (0.00101)	0.00440*** (0.000889)
<i>W2.rou</i>	-0.0489*** (0.0189)	0.0281	-0.0208** (0.00859)	-0.0800*** (0.0309)	-0.101*** (0.0359)
<i>W3.hwi</i>	-0.110* (0.0710)	0.245	0.135** (0.0547)	-0.0710 (0.193)	0.0635 (0.235)
<i>W3.klr</i>	0.00176** (0.000947)	-0.0011	0.000660 (0.000513)	0.00481*** (0.00181)	0.00547*** (0.00185)
<i>W3.rou</i>	0.0222 (0.0240)	-0.0384	-0.0162* (0.00933)	0.0323 (0.0622)	0.0161 (0.0685)
<i>W4.hwi</i>	-0.138** (0.0697)	0.289	0.151*** (0.0538)	-0.125 (0.0922)	0.0255 (0.114)
<i>W4.klr</i>	0.00206** (0.000919)	-0.00112	0.000940 (0.000575)	0.00348*** (0.00104)	0.00442*** (0.000909)
<i>W4.rou</i>	-0.0479** (0.0193)	0.0271	-0.0208** (0.00868)	-0.0790** (0.0317)	-0.0998*** (0.0369)

注：\*\*\*、\*\*和\* 分别表示1%、5%和10%显著性水平；括号内数值为聚类稳健标准误。其中，直接效应是变量对本地区经济高质量发展的直接影响，数值上等于空间杜宾模型系数与反馈效应之和。反馈效应，即对其他地区的影响又会反过来影响该地区的作用。间接影响反映本地区对其他地区的空间溢出影响。

### 5. 稳健型检验

经济高质量发展是综合性概念，指标的选择不同，地区经济高质量发展的结果会存在差异。为保证本文核心结论的可靠性，对基础指标进行替换，进而对模型设定进行稳健性检验。创新维度，使用研发支出占 GDP 比重（钞小静，廉园梅，2019）替代高技术产业新产品开发项目数；在协调维度方面，纳入金融结构和投资消费结构，分别用存贷款总额占 GDP 比重、投资率和消费率度量（钞小静、惠康，2009），同时，产业结构纳入第三产业比较劳动生产率（钞小静、惠康，2009）；在绿色发展维度，用人均用水量替代单位 GDP 能源消费量，环境治理能力分项中增加节能环保支出占比指标，开放发展维度中，用境外劳务合作人数占比替代旅游收入占 GDP 比重；共享发展维度中，纳入失业率和财政性教育经费占比分别衡量收入分配和社会福利水平。最终形成五大基本维度，包含 27 个基础指标的“地区经济高质量发展指标体系”，同样选择 2012~2017 年度为样本期，且模型构建与拓展、估计方法的使用、解释变量的选择以及其余处理与前文保持一致，稳健性结果再次验证了本文的核心结论与研究假说。

## 五、主要结论与政策启示

在经济新时代，中国经济高质量发展是以要求形成知识创新、科技进步的内卷动力，而科技以知识为本，知识以人力为本，决定科技创新的首要任务是智力劳动群体的培育，这就要求人力财富的充分积累和综合提高。本文基于这一视角，研究人力财富与中国经济高质量发展的理论与机理，本文得出的基本结论如下：第一，中国经济高质量发展在区域上呈现“东高西低”的分化态势，且在地区经济高质量发展的分项维度中，共享发展、创新发展和协调发展在样本期内快速且持续增长，绿色发展增长较为缓慢，而开放发展的增长受

到约束, 呈现走低趋势。第二, 人力财富能够显著的促进地区经济高质量发展, 且在 SYS-GMM 模型中影响系数达到 0.183。同时, 人力财富分别通过积累效应、结构效应、生产力效应以及配置效应分别影响创新发展、协调发展、绿色发展及共享发展, 在实证检验中, 人力财富对创新发展、协调发展、绿色发展及共享发展具有显著的正向贡献度。第三, 人力财富的增长对开放发展存在流向约束, 即人力财富与开放发展呈现反向变动关系, 这是由中国经济进出口结构引致, 对外贸易偏重制造业和劳动密集型产业, 不利于人力财富高水平积累。另外, 这一约束可通过技术引进带来的模仿性技术进步以及人力财富结构的高级化缓解。第四, 在引入拓展的空间面板模型中, 发现人力财富对本地区经济高质量发展具有显著的促进作用, 但是会造成邻近地区人力财富流失与转移, 这可能是由于本地区经济高质量发展对邻近地区劳动力具有较高的吸引力, 促使劳动力向本地集聚, 这种空间溢出效应会通过循环反馈提高本地经济高质量发展, 造成地区经济发展差距进一步扩大。

基于上述研究结论, 本文提出如下适应性政策建议; 第一, 在区域经济高质量发展中, 中国要高度重视西部地区经济高质量发展, 缩小地区差距成为未来需要重点解决的矛盾之一。而人力财富的增长和结构优化, 能够缓解区域不平衡、不充分发展的矛盾, 促进产业结构向知识和技术型演进, 以实现区域协同联动发展。第二, 人力财富的积累, 不仅要提高教育供给力度和教育供给质量, 还要加快劳动者的精神文明建设, 通过精神力的培育, 能提高劳动者的综合素质, 且精神文明的溢出, 能够提高范围内劳动者的生产积极性。第三, 技术作为经济高质量发展的核心驱动力, 不仅需要高水平的人力财富, 还需要高科技经济中的知识创新体制和知识转化为生产力的体制保障, 因此, 持续深化现代化市场经济体制具有显著优越性。第四, 完善人才流动机制, 优化人才引进及留住人才政策, 消除人才溢出对地区经济高质量发展的制约困境。

#### 参考文献

- [1][美]迈克尔·波特著、李明轩、邱如美译:《国家竞争优势》[M], 华夏出版社, 2002。
- [2]马克思:《马克思恩格斯文集(第23卷)》[M], 人民出版社, 1972。
- [3]刘诗白:《现代财富理论》[M], 生活·读书·新知三联书店, 2005。
- [4]任保平:《新时代中国经济从高速增长转向高质量发展:理论阐释与实践取向》[J],《学术月刊》2018年第3期。
- [5]金碚:《关于“高质量发展”的经济学研究》[J],《中国工业经济》2018年第4期。
- [6]任保平、赵通:《高质量发展的核心要义与政策取向》[J],《红旗文稿》2019年第13期。
- [7]李梦欣、任保平:《新中国70年生产力理论与实践的演进》[J],《政治经济学评论》2019年第10期。
- [8]李梦欣、任保平:《新时代中国高质量发展的综合评价及其路径选择》[J],《财经科学》2019年第5期。
- [9]高淑桂:《实现高质量发展的核心驱动因素研究》[J],《宏观经济管理》2018年第9期。
- [10]魏敏、李书昊:《新时代中国经济高质量发展水平的测度研究》[J],《数量经济技术经济研究》2018年第11期。
- [11]陈诗一、陈登科:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》[J],《经济研究》2018年第2期。
- [12]张治栋、廖常文:《全要素生产率与经济高质量发展——基于政府干预视角》[J],《软科学》2019年第12期。
- [13]李娜娜、杨仁发:《FDI能否促进中国经济高质量发展?》[J],《统计与信息论坛》2019年第9期。
- [14]王慧艳、李新运、徐银良:《科技创新驱动我国经济高质量发展绩效评价及影响因素研究》[J],《经济学家》2019年第11期。
- [15]程莉、王琴:《经济结构变迁对经济高质量发展的影响:重庆市例证》[J],《统计与决策》2020年第1期。
- [16]何冬梅、刘鹏:《人口老龄化、制造业转型升级与经济高质量发展——基于中介效应模型》[J],《经济与管理研究》2020年第1期。
- [17]高春亮、李善同:《财政分权、人力资本与高质量增长》[J],《财政研究》2019年第9期。
- [18]马茹、张静、王宏伟:《科技人才促进中国经济高质量发展了吗?——基于科技人才对全要素生产率增长效应的实证检验》[J],《经济与管理研究》2019年第5期。
- [19]赵领娣、张磊、徐乐、胡明照:《人力资本、产业结构调整与绿色发展效率的作用机制》[J],《中国人口·资源与环境》2016年第11期。



- [20]任保平、李梦欣：《新时代中国特色社会主义绿色生产力研究》[J]，《上海经济研究》2018年第3期。
- [21]钞小静、廉园梅：《劳动收入份额与中国经济增长质量》[J]，《经济学动态》2019年第9期。
- [22]陈俊聪、黄繁华：《对外直接投资与出口技术复杂度》[J]，《世界经济研究》2013年第11期。
- [23]郑展鹏、王洋东：《国际技术溢出、人力资本与出口技术复杂度》[J]，《经济学家》2017年第1期。
- [24]李海峥、贾娜、张晓蓓、Barbara Fraumeni：《中国人力资本的区域分布及发展动态》[J]，《经济研究》2013年第3期。
- [25]郭晗、任保平、廉玉妍：《高质量发展背景下我国财富指数的测度与分析》[J]，《经济纵横》2019年第2期。
- [26]钞小静、惠康：《中国经济增长质量的测度》[J]，《数量经济技术经济研究》2019年第6期。
- [27]Barbara M.,Fraumeni, Junzi He, Haizheng Li, Qinyi Liu, 2019, Regional distribution and dynamics of human capital in China 1985–2014[J], Journal of Comparative Economics, 4(47), 853–866.
- [28]Robert J. Barro, 1990, Human capital and growth: Theory and evidence: A comment[R],Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 32, 287–291.
- [29]Vandenbussche, J. , Aghion, P. , Meghir C. , 2006, Growth, distance to frontier and composition of human capital[J], Journal of Economic Growth , 2(11) , 97~127.

## The Impact of Human Wealth on the High Quality Development of Chinese Economy: Based on the SYS-GMM Model Empirical analysis

Li Mengxin , Ren Baoping

(School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an, Shaanxi, 710127)

**Abstract:** China's economic development has entered a new era, and the economy has exhibited new characteristics of high-quality development, and promoting high-quality economic development is an inevitable requirement to follow the laws of economic development. This article focuses on exploring the driving influence of human wealth on the high-quality development of China's economy since the new era. Based on theoretical analysis, first establish a high-quality development indicator system for China's local economy, and measure and evaluate 30 provinces in China from 2012 to 2017; Secondly, construct the SYS-GMM model and study the sub-dimension and sub-effects of human wealth on the high-quality development of China's local economy; Finally, the spatial expansion model is introduced to analyze the spatial spillover effect of human wealth on high-quality economic development. The study found that the high-quality development of the local economy showed a differentiation trend of "east rises and west declines", and the growth effects of shared development, innovative development, and coordinated development were more significant; Human wealth promotes innovative development, coordinated development, green development, and shared development through accumulation effects, structural effects, productivity effects, and allocation effects, respectively. The accumulation of knowledge of human wealth can promote technological innovation and technological progress, have a synergistic effect on the industrial structure upgrade of high-quality economic development, and the growth of human wealth can optimize the adaptability to advanced industrial structure, thereby improving the income distribution gap ; Human wealth has a flow constraint on open development, and technological imports and advanced human wealth structure can ease this constraint; The impact of human wealth on high-quality economic development has a space spillover effect. While improving the high-quality economic development of the region, it has a restraining effect on the high-quality economic development of neighboring regions.

**Keywords:** Human wealth ; high-quality development ; knowledge accumulation ; productivity effect ; space overflow

**JEL Classification :** 011