

劳动收入份额如何 影响中国经济增长质量？*

钞小静 廉园梅

摘要：坚持推动高质量发展是我国经济社会发展的总体要求和政策取向，其在经济层面集中表现为增长质量问题。本文在经济增长质量的条件—过程—结果三维框架下，从人力资本、消费需求以及生产率三个层面对劳动收入份额影响经济增长质量的作用机理进行理论阐释，并基于1998—2016年中国大陆除西藏外的30个省市自治区的面板数据进行实证分析。采用主成分分析法与核密度估计精确描述经济增长质量的分布动态演进发现，我国各省份的经济增长质量水平在样本期基本呈现波动上升趋势，但也表现出明显的区域性特征。运用系统GMM估计、工具变量法和空间计量等方法进行经验检验发现，劳动收入份额与经济增长质量之间是同向变化的，劳动收入份额过低会通过人力资本效应、消费需求效应与生产率效应显著抑制经济增长质量的提高。在考虑空间效应的情况下，劳动收入份额降低不仅会阻碍本地区经济增长质量的提升，同时也会对其他地区的经济增长质量产生负面影响。

关键词：劳动收入份额 人力资本 消费需求 生产率 经济增长质量

中图分类号：F124 **JEL：**O15

How does Labor Income Share Affect Quality of China's Economic Growth?

CHAO xiaojing LIAN yuanmei

(Northwest University, Xi'an, China)

Abstract: Adhering to the promotion of high-quality development is the overall requirement and policy orientation of China's economic and social development, which is mainly manifested in the quality of growth at the economic level. Under the three-dimensional framework of conditions, processes and results of economic growth quality, this paper theoretically explains the mechanism of labor income share affecting the quality of economic growth from three aspects of human capital, consumption demand and productivity, and empirically tests it based on panel data of 30 provinces in China from 1998 to 2016. Using principal component analysis and stone density estimation to accurately describe the dynamic evolution of the distribution of the quality of economic growth, it is found that the quality level of economic growth in China's provinces basically shows a fluctuating upward trend in the sample period, but also shows obvious regional characteristics. The results of estimation using systematic GMM estimation, instrumental variable and spatial measurement methods show that the share of labor income changes in the same direction as the quality of economic growth. Low share of labor income will significantly inhibit the improvement of the quality of economic growth through human capital effect, consumption demand effect and productivity effect. Considering the spatial effect, the decrease in the share of labor income will not only hinder the improvement of the quality of economic growth in the region, but also have a negative impact on the quality of economic growth in other regions.

* 钞小静、廉园梅，西北大学经济管理学院、西北大学中国西部经济发展研究中心，邮政编码：710127，电子邮箱：chaoxiaojing1234@163.com。本文受国家自然科学基金项目“我国要素收入分配结构对经济增长质量的影响及其调整对策研究”（13CJL012）和陕西省高层次人才特殊支持计划（青年拔尖）资助。感谢匿名审稿人的修改建议，文责自负。

Keywords: Labor Income Share; Human Capital; Consumption Demand; Productivity; Quality of Economic Growth

一、引言

作为一个发展中、转型中的大国，中国经历了 30 多年 GDP 增长率平均 9.9% 的高速增长，但同时也出现了经济结构失衡、资源环境恶化、收入差距扩大等问题。自 20 世纪 90 年代以来，我国要素收入分配格局发生了显著变化，劳动要素分配份额不断下滑，而资本要素分配份额逐渐上升（谭晓鹏、钞小静，2016）。由于劳动收入份额提升的重要性和紧迫性，现有研究集中于分析劳动收入份额下降的主要原因。从生产过程来考察，劳动收入份额下降主要是由资本对劳动的替代、生产技术的高资本偏向性所造成的（罗长远、张军，2009；陈宇峰等，2013）。从非生产因素来考察，由于三次产业劳动收入份额高低存在差异，随着产业结构转型就会带来劳动收入份额的变化，同时融资约束也会对劳动收入份额的变化产生显著的负面影响（祝树金、赵玉龙，2016）。此外，外商直接投资（王雄元、黄玉菁，2017）、对外贸易（张杰等，2012）以及出口企业生产方式（Mezzetti & Dinopoulos, 1991）等因素同样会导致劳动收入份额低位运行。

在深化收入分配制度改革过程中，看待要素收入分配结构必须立足于特定作用机制和影响效应才有意义。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。2019 年政府工作报告进一步强调，坚持推动高质量发展是我国经济社会发展的总体要求和政策取向。高质量发展在经济层面集中表现为增长质量问题，对劳动收入份额与经济增长质量之间关系的探讨，不仅可以发现劳动收入份额作用的新机制，还有助于我国收入分配政策的进一步调整与完善。从已有文献来看，大多数研究主要围绕劳动收入份额的演变趋势及其变化原因展开，但有关劳动收入份额对经济增长影响的研究，尤其是劳动收入份额对经济增长质量影响的研究却没有得到充分的关注。本文试图从条件、过程、结果三个维度阐释劳动收入份额变化影响经济增长质量的逻辑机理，使用主成分分析法测算 1998—2016 年中国大陆除西藏外 30 个省市自治区的经济增长质量指数，采用核密度估计法精确描述经济增长质量的空间分布状态与动态演进趋势，进一步基于中国省级面板数据利用系统 GMM 估计、分位数回归、工具变量法和空间计量回归等方法对劳动收入份额影响经济增长质量的理论假说进行经验检验。

二、文献综述

随着劳动收入份额下降成为一种普遍现象，学者们主要在数量框架下围绕投资消费需求和劳动生产率两类效应研究劳动收入份额对经济增长的影响：一方面，劳动收入份额变化会通过投资需求和消费需求对经济数量增长产生不同影响。Bhaduri & Marglin (1990) 从总需求视角建立了劳动收入份额的经济增长模型，研究发现在不考虑政府活动的两部门经济中，劳动收入份额变化的增长效应取决于在总需求中起主导作用的是投资需求还是消费需求。之后许多学者对不同国家的需求机制属于何种类型进行了实证检验（Naastepad & Storm, 2006; Hein & Vogel, 2009）。我国现阶段劳动收入份额提高对消费的促进作用大于其对投资和净出口的抑制作用，劳动收入份额变化表现为“工资驱动型”的需求增长机制（刘盾等，2014）。另一方面，劳动收入份额变化会通过总需求和生产率对经济增长产生不同影响。Naastepad (2006)、Hein & Tarassow (2010) 构建了劳动收入份额影响总需求和生产率增长的理论模

型并进行实证检验。研究发现,实际工资增长会促进劳动生产率的提升,如果实际工资抑制对生产率的负向效应大于总需求扩大对生产率的正向作用的话,则生产率将会下降。在综合考虑总需求和生产率时,我国劳动收入份额提高对总需求增长率的影响为负,对总产出增长率和劳动生产率增长率的影响也都是负向的(邹薇、袁飞兰,2018)。

经济增长是数量与质量的统一,深化收入分配制度改革暗含着现有收入分配结构是否合理、应该以何作为调整依据等带有价值判断的命题,仅仅选择增长数量作为判断标准显然不能概括复杂的生长目标,质量视角为准确评价劳动收入份额的作用提供了新的思路。高质量发展强调的是经济、社会、环境等因素的高级程度,在宏观经济层面集中表现为经济增长质量(魏敏、李书昊,2018;钞小静、薛志欣,2018)。早期研究认为经济增长质量体现的是经济增长结果的优劣,从经济增长效率视角可以将其理解为全要素生产率(沈坤荣、傅元海,2010),相应地其测算主要使用索洛余值法(郭庆旺、贾俊雪,2005)、隐性变量法(郭庆旺、贾俊雪,2005)、随机前沿分析法(魏下海、余玲铮,2011)和数据包络分析法(颜鹏飞、王兵,2004)等方法。之后的研究开始从更加宽泛的视角来看待经济增长的结果,认为经济增长质量涵盖了经济、政治、社会发展的不同方面,把收入分配、资源环境以及法律和秩序发展程度等问题都纳入经济增长质量的概念中(Barro,2002)。随着经济增长质量研究的不断深入,经济增长的结构、稳定性、协调性等过程层面的内容也被纳入经济增长质量的内涵(钞小静、任保平,2011;Mlachila et al,2014),相应地其度量也从单一指标发展为综合评价体系,主要采用相对指数法(赵英才等,2006)、熵值法(马轶群、史安娜,2012)、因子分析法(刘海英、张纯洪,2006)、主成分分析法(钞小静、任保平,2011)等来测算经济增长质量指数。在此基础上,学者们进一步讨论了政府支出(张苏、唐婧,2010)、对外开放(随洪光、刘廷华,2014)、金融发展(随洪光等,2017)和人力资本(刘海英等,2006)等因素对经济增长质量的影响。

上述文献对于我们认识和理解劳动收入份额与经济增长的关系具有重要的借鉴意义,本文将在以下四个方面对现有研究进行拓展:第一,已有文献往往立足于数量视角来研究劳动收入份额下降的原因及其对经济增长的影响,而完整的经济增长内容既包括经济增长数量也涵盖经济增长质量,本文选择从质量视角来研究劳动收入份额对经济增长的影响及其具体的作用机理。第二,已有文献往往集中从过程和结果两个维度界定经济增长质量的内涵,而没有充分考虑经济增长运行的基础条件,本文分别从条件、过程以及结果三个维度来定义和测度经济增长质量,并以此为基础进行劳动收入份额对经济增长质量影响的理论分析与经验检验。第三,现有文献往往倾向于单独考察劳动收入份额与消费需求、投资需求、净出口的作用关系,通过比较得出劳动收入份额对经济增长影响的最终方向,而没有直接检验劳动收入份额对经济增长的影响,本文在理论阐释的基础上实证检验了劳动收入份额对中国经济增长质量的影响。第四,现有文献往往只关注经济增长质量与其影响因素之间的相互作用,而忽略了经济增长质量本身所具有的空间依赖性。本文引入空间因素,充分考虑内生交互效应和外交交互效应的作用机理,分别在不同空间矩阵的视角下检验劳动收入份额对中国经济增长质量的影响。

三、理论框架与研究假说

现有研究认为经济增长质量是指经济增长内在的性质与规律,是经济增长的一系列固有特性满足经济发展特定要求的程度,这一复合概念不仅包括经济结构、稳定性等增长过程层面的内容,也包括生产效率、资源环境、可持续性涉及结果层面的内容(郝颖等,2014)。事实上,经济增长质量不仅涉及对经济增长过程好坏的认识和经济增长结果优劣的判断,还

应该充分关注经济增长的初始条件，需要从条件、过程、结果三个层面来进行讨论：经济增长质量在条件维度上表现为一个国家长期有效地开发和利用各种资源创造国民财富的基本条件和能力，高质量的经济增长必然要求以高质量的国民经济素质为基础，而国民经济整体素质的基本状况集中反映在人力资本积累、科技创新能力以及政府协调能力等方面（周瑾等，2018）；经济增长质量在过程维度上表现为经济系统内部各要素之间的联结关系以及要素数量之间的比例关系，合理的经济结构是经济高质量增长的前提，产业结构、消费投资结构的优化、金融发展以及对外贸易程度的提升可以有效改变经济增长的动力机制（魏婕、任保平，2012；随洪光等，2017）；经济增长质量在结果维度上表现为各种投入转化为产出的有效性和资源环境使用的可持续性，良好的结果和前景是经济高质量增长的落脚点，改善经济增长效率、降低资源消耗以及环境污染代价可以显著增加经济增长的净收益（徐志向、丁任重，2019）。因此，经济增长质量的提高是经济增长数量扩张到一定阶段的背景下，经济增长的条件、过程、结果同时得以改善的产物。

（一）劳动收入份额对经济增长条件的影响：人力资本效应

高质量的经济增长往往以高水平的人力资本为基础条件，过低的劳动收入份额会对人力资本投资产生负向影响。个人收入来源于财产收入和劳动收入，收入分布中处于较高位置个体的收入来源主要是财产收入，而收入分布中处于较低位置个体的收入来源主要是劳动收入，劳动收入份额过低将导致以劳动收入为主要收入来源的低收入居民的收入水平受到影响（Atkinson，2000）。尤其是在资本市场不完善的情况下，低收入劳动者将会倾向于较少投资于教育，甚至无法进行人力资本投资（De La Croix et al，2004）。此时，不仅低收入劳动者无法顺利实现向高质量劳动力的转化，而且人力资本投资强度会受到影响，从而导致人力资本分布结构也难以实现优化（钞小静、沈坤荣，2014；靳卫东，2010）。因此，当国民收入分配中资本要素份额偏高而劳动要素份额过低时，不仅会对劳动者的人力资本投资决策产生负向的激励，而且也会制约以劳动收入为主要收入来源的低收入劳动者的人力资本投资能力，导致劳动者不愿也不能进行人力资本投资，从而影响经济增长的质量（Marouani & Nilsson，2016）。

（二）劳动收入份额对经济增长过程的影响：消费需求效应

高质量的经济增长是各要素之间结构均衡的增长，消费投资结构是经济增长质量过程层面的重要内容，过低的劳动收入份额会对消费需求产生显著的制约作用^①。新常态下我国出现的消费需求不足问题一定程度上是由要素收入分配结构失衡扭曲所带来的（刘伟、蔡志洲，2017）。增长理论与经验事实均表明，一方面，劳动收入用于消费的边际倾向远远高于资本收入，当劳动收入份额过低时意味着资本收入份额较高，从而对消费需求产生抑制作用（Bhaduri & Marglin，1990）。另一方面，劳动收入体现的是生产能力扩大与产品价格之间的相对程度，若生产能力扩大而劳动收入并未同步增加，则消费需求就会受到消费者购买力的限制，从而导致产品滞销。Bhaduri & Marglin（1990）的研究显示，随着劳动收入份额上升，则同等收入条件下的消费需求将随之提高。刘盾等（2014）的研究也发现，劳动收入的边际消费倾向高于资本收入，所以劳动收入份额提高会对消费需求产生扩张效应。因此，当国民收入分配中资本要素份额偏高而劳动要素份额过低时，会制约消费需求的扩张，从而影响经济增长的质量。

（三）劳动收入份额对经济增长结果的影响：生产率效应

较高的生产率既是经济增长质量结果层面的重要内容，也是经济增长质量的根本保证，

^①对于经济增长质量而言，消费需求是一个适度变量。对于经济增长质量而言，消费需求是一个适度变量。低于适度消费率的经济体，劳动收入份额上升可以提升经济增长质量；相反高于适度消费率的经济体，这一机制是反效应，而且综合效应难以确定。当然，对于当前中国问题的研究来说，这一分析是适用的。

过低的劳动收入份额会对生产率产生抑制作用。国民收入在生产要素之间的分配会通过价格机制对要素供给结构的变化产生重要影响。要素价格是经济高质量增长的决定性因素之一，从高速增长转向高质量发展以后，经济质态会发生实质性的新变化，产品价格、服务价格以及要素价格的合理化将会改善供给结构、提升技术创新效率，从而显著提高经济增长的有效性（金碚，2018；袁礼、欧阳晓，2018）。高质量的经济增长要求要素供给从自然资源、劳动力、资本等低端要素转向人力资本、技术进步、产业升级等高端要素，特别是随着人口红利的逐渐消退对长期经济增长造成了明显的制约，在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高可以有效提升工人的生产积极性，并改善其健康与营养状况，从而能够充分发挥人力资本要素的主导作用，提高生产效率（任保平，2018；邹薇、袁飞兰，2018）。高娟（2018）的研究发现，将劳动者的努力程度与其分配占比直接挂钩是对人力资本最强烈的激励方式，它可以通过挖掘人力资本的潜在效应来提升企业的全要素生产率。因此，当国民收入分配中资本要素份额偏高而劳动要素份额过低时，会阻碍生产率的提升，从而影响经济增长的质量。

上述逻辑推演可以用图 1 表示，为此本文提出如下理论假说：

当国民收入分配中资本要素份额偏高而劳动要素份额过低时，会通过人力资本效应、消费需求效应以及生产率效应抑制经济增长质量的提高（如图 1 所示）。

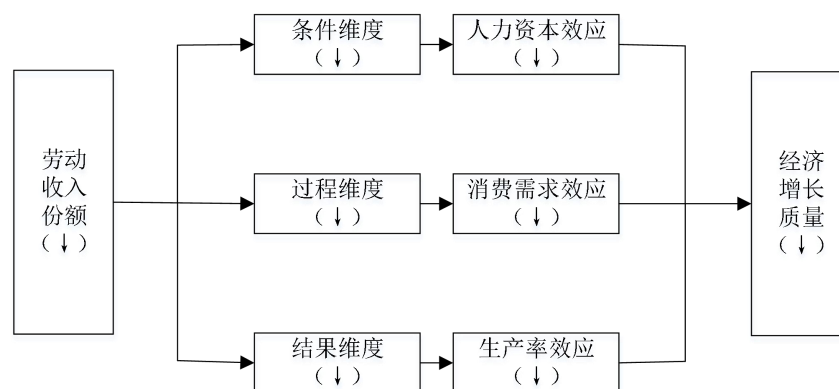


图 1 劳动收入份额对经济增长质量的影响机制及方向

四、中国经济增长质量的测度

经济增长数量是指一个国家或地区的产品与服务在数量上的不断增加，一般用国民收入、国内生产总值或国民生产总值来度量。但是这些指标无法对经济增长条件的基础状态、经济增长过程的波动变化以及经济增长结果的成本代价进行衡量与反映，这些内容都涉及到价值判断问题，属于经济增长质量的范畴。经济增长质量是一系列因素的综合反映，所以度量经济增长质量必须借助由多方面、多指标所构成的综合评价指标体系来实现。

（一）经济增长质量指数构建

根据经济增长质量的理论内涵，在充分考虑数据可得性与可靠性的基础上，我们分别从经济增长的条件、过程和结果 3 个层次构建了包含 19 个基础指标的经济增长质量指标体系（见表 1）。

表 1 经济增长质量指数

方面指数	分项指标	基础指标	计量单位	指标属性		
				正指标	逆指标	适度指标
经济增长	人力资本	平均受教育年限	年	√		

的条件		人力资本结构 高级化指数	—	√		
	创新能力	研发支出占 GDP 比重	%	√		
		专利申请数	件	√		
	协调能力	社会保障支出/ 财政支出	%	√		
		教育支出/财政支出	%	√		
经济增长 的过程	产业结构	第三产业产值/ 第二产业产值	—	√		
		结构偏离的泰尔指数	—		√	
	消费投资结构	消费率	%			√
		投资率	%			√
	金融发展	金融机构存贷款余额 /GDP	%	√		
	对外贸易	进出口总额/GDP	%	√		
经济增长 的结果	增长效率	全要素生产率增长率	%	√		
		资本生产率	%	√		
		劳动生产率	%	√		
	资源消耗	单位地区生产总值能耗	—		√	
	环境污染	单位产出大气污染程度	倍数		√	
		单位产出污水排放数	倍数		√	
单位产出固体废弃物 排放数		倍数		√		

第一维度为经济增长的条件维度，分别从人力资本、创新能力和协调能力三个分项对地区经济增长的基础条件进行评价。人力资本分项选择平均受教育年限和人力资本结构高级化指数来对人力资本的数量与结构进行衡量，其中人力资本高级化指数借鉴刘智勇等（2018）的测算方法，基于各层次人力资本相对变化采用向量夹角计算而得；创新能力分项选择研发支出占 GDP 的比重来反映区域创新活动的投入情况，选择专利申请数来体现区域创新活动的的能力水平；协调能力分项选择社会保障支出占财政支出的比重以及教育支出占财政支出的比重来共同反映政府在经济发展过程中的协调作用。

第二维度为经济增长的过程维度，分别从产业结构、消费投资结构、金融发展以及对外贸易 4 个分项来进行测度。产业结构在一定意义上决定了一个经济体经济增长的方式，产业结构升级和转换的快慢程度是影响经济增长质量提升的重要内容，我们选择第三产业产值与第二产业产值之比、结构偏离的泰尔指数分别测度产业结构高级化与产业结构合理化。对于投资消费结构的指标选择，我们将消费率与投资率作为适度指标纳入指标体系，其中现阶段消费率的合意区间为 55%—60%，投资率的合意区间 40%—45%（蔡跃洲，2010）。金融发展分项选择金融机构存贷款余额占 GDP 的比重作为衡量指标。对外贸易分项选择进出口总额占 GDP 比重作为基础指标（魏婕、任保平，2012）。

第三维度为经济增长的结果维度，分别从增长效率、资源消耗和环境污染 3 个分项来进行考察。因为生产率是各种生产要素转化为产出的有效性的集中体现，所以我们选择全要素生产率增长率、资本生产率、劳动生产率作为增长效率的测度指标，这里全要素生产率增长率采用 DEA—Malmquist 指数方法计算得到，以 GDP 作为产出变量，以物质资本存量和就

业人员数作为投入变量；资源利用率在一定程度上也可以反映出经济增长的成效，所以本文选择单位国内生产总值能耗来衡量资源消耗分项；环境污染分项选择以单位产出大气污染程度、单位产出污水排放数、单位产出固体废弃物排放数作为基础测度指标。

（二）测算方法与数据说明

本文采用主成分分析法（Principal Components Analysis）对经济增长质量指标体系各个维度下的基础指标进行赋权，由此来合成经济增长质量的条件指数、过程指数与结果指数，进一步采用同样的方法合成经济增长质量指数对中国经济增长质量状态进行量化。为了更加精确地提取有效信息，我们对现有主成分分析法进行了如下改进：（1）将协方差矩阵作为主成分分析的输入来避免从各指标的相关系数矩阵中提取主成分所导致的各指标变异程度差异信息的丢失问题。（2）采用均值化方法进行无量纲化处理，以此保证采用均值化后的协方差矩阵可以保留各指标在离散程度上的特性，从而避免低估或夸大指标的相对离散程度。

考虑到数据的可得性以及统计口径的一致性，本文选择以 1998—2016 年作为样本区间。此外，由于西藏数据质量非常低，我们只测算了中国大陆除西藏外的 30 个省市自治区的经济增长质量水平。本文所采用的数据均来源于历年《中国统计年鉴》、各地区《统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国国内生产总值核算历史资料（1952—1996）》、《中国国内生产总值核算历史资料（1952—2004）》、《中国科技统计年鉴》、《中国工会统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。对于个别缺失数据，本文使用 SPSS 线性插值进行估算补充。

（三）测度结果

本文依据表 1 的综合指标评价体系，采用主成分分析方法对中国 1998—2016 年间 30 个省市自治区（西藏除外）的经济增长质量水平以及条件、过程、结果三个维度进行测算（结果如图 2 所示）。图 2 给出了各指标均值水平的折线图，反映了经济增长质量随时间变化的平均趋势，结果显示中国经济增长质量的条件维度指数、过程维度指数、结果维度指数和经济增长质量指数在 1998—2016 年中均呈现波动上升的趋势。其中，经济增长质量指数的上升幅度最为显著，由 1998 年的-0.71 上升至 2016 年的 1.02。具体来说，1998—2008 年经济增长质量总指数在曲折上升的过程中由负转正，2008 年以后持续平稳提升。经济增长的条件维度指数始终保持增长趋势，从 1998 年的-0.20 增长到 2016 年的 0.41。经济增长的过程维度指数在考察期中除了 2008 年和 2015 年有小幅波动外，整体保持平稳上升趋势。经济增长的结果维度指数增长较为缓慢，在 1998—2011 年间从-0.30 缓慢上升至 0.13，2011 年后由 0.13 迅速增长到 0.64。在经济增长质量指数的三个维度中，结果和条件维度上升幅度远低于过程维度和总指数。

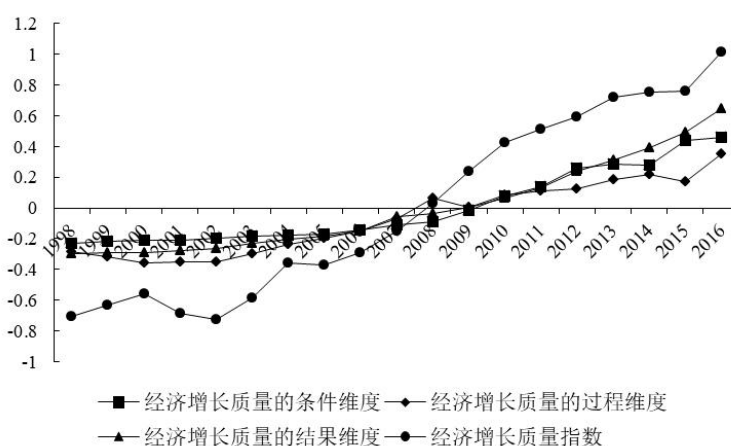


图 2 经济增长质量指数及各维度的平均变化趋势

使用 Matlab R2016a 软件对 1998—2016 年全国 30 个省市自治区（西藏除外）的经济增长质量指数值进行核密度估计（如图 3 所示），结果显示中国各地区经济增长质量水平的变化主要呈现以下特征：第一，从密度分布曲线位置的平移来看，随着年份推移，各地区经济增长质量分布整体向右移动，说明经济增长质量水平正在逐年提高。第二，从密度曲线的峰度特征来看，波峰高度最高、宽度最窄时出现在 2001 年，表明 2001 年各地区经济增长质量差距最小；波峰高度最低、宽度最宽时出现在 2015 年，说明 2015 年各省份的经济增长质量差异性最大。第三，从密度曲线的峰度变化看，样本在考察期内可以分解为两个阶段。1998—2001 年，经济增长质量总指数呈现由宽峰形向尖峰形发展的变化趋势，且变化趋势较为明显，说明这一阶段各地区经济增长质量差距正在逐步缩小；而 2001—2016 年，经济增长质量总指数又从尖峰形逐渐“扁平”化，尽管过程略显波动，但趋势依然明显。说明这一阶段各地区的经济增长质量差异正在拉大。第四，从密度曲线的形状来看，每一个主峰旁边都出现了一个或者多个轻微“隆起”的侧峰，并且侧峰的位置右移速度加快，说明少部分地区经济增长质量较高，并且发展速度相对加快，也意味着地区间经济增长质量的差异性日益凸显。

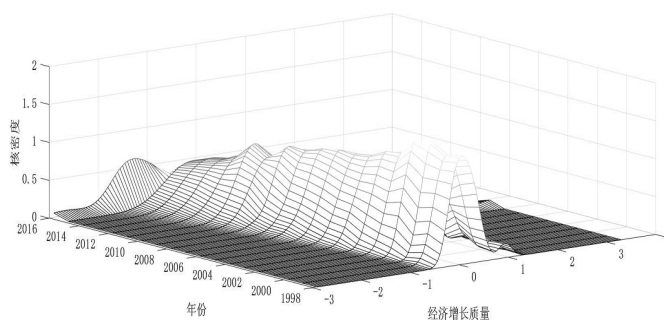


图 3 1998—2016 年经济增长质量的地区分布与动态演进

进一步，为了考察经济增长质量地区分布，我们选取地区差异最小的 2001 年和地区差异最大的 2015 年来进行比较分析。研究发现：我国经济增长质量表现出明显的区域性特征，质量较高的省份主要分布在东南地区，而广阔的西部和北部地区增长质量水平相对较低。其中，北京、上海、广东、浙江、江苏始终处于领跑位置；而新疆、青海、甘肃、宁夏、广西相对处在靠后位置。这种差别可能的原因有两个：一是不同省市自治区在地理、气候以及自然禀赋等方面存在巨大差异，因而会对不同地区的经济增长质量产生影响；二是各地区的制度差异可能导致经济增长质量出现分化。因此，在后文的实证分析中，我们对经济发展水平、城市化、政府干预和基础设施建设等因素均进行了控制。

五、计量模型与实证检验

（一）计量模型的设定与拓展

为了检验劳动收入份额对中国经济增长质量的影响，基于以上理论分析的基本思路，在充分借鉴现有研究和考虑数据可得性的基础上，我们将基本计量模型构建如下：

$$QEG_{it} = \beta_0 + \beta_1 LIS_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式 (1) 中, 下标 i 为各个省市的标识 ($i=1, 2, \dots, 30$), 下标 t 代表各个年份的标识 ($t=1998, 1999, \dots, 2016$), QEG_{it} 表示第 i 个地区在 t 时期的经济增长质量水平, $qeg1_{it}$ 表示第 i 个地区在 t 时期经济增长质量的条件维度, $qeg2_{it}$ 表示第 i 个地区在 t 时期经济增长质量的过程维度, $qeg3_{it}$ 表示第 i 个地区在 t 时期经济增长质量的结果维度, LIS_{it} 代表劳动收入份额, X_{it} 为影响经济增长质量 QEG 的其他变量, ε_{it} 为随机误差项, 且服从独立同分布。对于中国这样正处在转型时期的发展中国家而言, 除劳动收入份额之外, 经济增长质量还受到经济发展水平、城市化程度、政府干预等因素的影响。为此, 可将式 (1) 展开为如下形式:

$$QEG_{it} = \beta_0 + \beta_1 LIS_{it} + \beta_2 \ln gdp_{it} + \beta_3 urb_{it} + \beta_4 gov_{it} + \beta_5 inf_{it} + \beta_6 pop_{it} + \beta_7 pri_{it} + \beta_8 fdi_{it} + \beta_9 res_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式 (2) 中, $\ln gdp_{it}$ 、 urb_{it} 、 gov_{it} 、 inf_{it} 、 pop_{it} 、 pri_{it} 、 fdi_{it} 、 res_{it} 分别表示经济发展水平、城市化程度、政府干预、基础设施建设、劳动力约束、物价水平、外资吸引力与人口约束。

鉴于中国经济增长质量的分布呈现明显的区域性特征, 在考察劳动收入份额对经济增长的影响时还需要引入空间因素。为了刻画地理空间的交互作用, 我们进一步构建空间计量模型检验劳动收入份额对经济增长质量的影响。考虑到仅含有内生交互效应的 SAR 模型相对具有局限性, 本文采用同时包含内生交互效应与外生交互效应的 SDM 模型进行分析, 选择劳动收入份额和其他控制变量作为空间滞后的解释变量。另外, 空间权重的选择是空间计量模型中的核心问题, 本文拟用地理距离权重 ($W1$)、经济距离权重 ($W2$)、经济地理距离权重 ($W3$) 和邻接距离权重 ($W4$), 充分考察在不同空间权重下劳动收入份额对经济增长质量的影响。其中, 地理距离权重用省会间距离倒数测度, 经济距离权重以地区间人均实际 GDP 年均值的绝对差值的倒数度量, 而地理经济距离权重则将地理距离权重与经济距离权重加权求得, 权重各为 0.5, 邻接距离权重以两地区位置相邻赋值为 1, 否则为 0 度量。具体空间计量回归模型设定如下:

$$QEG_{it} = \beta_0 + \beta_1 LIS_{it} + \lambda X_{it} + \rho_1 \sum_{i=1}^N [W_{ij} QEG_{it}] + \rho_2 \sum_{i=1}^N [W_{ij} LIS_{it}] + \rho_3 \sum_{i=1}^N [W_{ij} X_{it}] + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式 (3) 中, W_{ij} 为空间权重矩阵元素。

(二) 变量选择与数据说明

劳动收入份额是本文计量经济模型中的核心解释变量, 准确测算中国劳动收入份额对于经验检验结果的可靠性与有效性具有至关重要的影响。由于我国劳动者报酬的数据来源资料不统一, 且在 2004 年和 2008 年出现过两次统计口径的变化, 现有研究中张车伟和张士斌 (2010)、吕冰洋和郭庆旺 (2012)、徐蔼婷 (2014)、谭晓鹏和钞小静 (2016) 等分别采用不同的方法对我国各地区的劳动收入份额进行了测算。其中, 谭晓鹏和钞小静 (2016) 的测算方法充分考虑了核算资料来源、核算口径变化以及测算方法可靠性等问题, 我们借鉴这一思路, 将核算口径中的个体经营业主混合收入进行重新分劈, 并利用现有数据重新估算国有农场营业盈余, 基于省际收入法 GDP 的数据测算了 1998—2016 年我国大陆除西藏外的 30 个省市自治区的劳动收入份额。测算结果发现, 我国各省市自治区的劳动收入份额普遍不高, 北京、上海等地区表现出明显上升趋势, 而陕西, 四川、江西等地区则呈现出下降趋势。通过比较 1998—2016 年我国经济增长质量与劳动收入份额的数据可以发现, 两者均存在明显的地区差异, 劳动收入份额偏高的地区往往经济增长质量水平也较高。

除了劳动收入份额, 本文试图控制如下因素对经济增长质量的影响, 控制变量包括: 经济发展水平 ($\ln gdp$) 用各省市自治区人均 GDP 取对数表示, 城市化程度 (urb) 用各省份城镇人口占总人口的比重表示, 政府干预 (gov) 用各省份的财政支出占 GDP 的比重表示, 基础设施 (inf) 用各省份单位国土面积的公路里程数表示, 劳动力约束 (pop) 用各省份份

童和老年人口抚养比表示，物价水平 (*pri*) 用各省份通货膨胀率表示，外商直接投资 (*fdi*) 用各省市自治区外商直接投资占 GDP 比重表示，人口约束 (*res*) 用各省份人口死亡率表示。

本文的样本数据共包含中国大陆除西藏外的 30 个省市自治区，时间起止为 1998—2016 年，以上变量的相关数据主要来源于历年《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国工会统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》。表 2 给出了相关变量的描述性统计结果。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>QEG</i>	570	6.63e-08	0.591003	-2.880771	3.267756
<i>qeg1</i>	570	3.31e-08	0.458735	-0.2411065	2.868203
<i>qeg2</i>	570	-3.87e-08	0.629068	-0.6589532	6.24494
<i>qeg3</i>	570	-1.02e-07	0.489643	-0.4883765	4.176971
<i>LIS</i>	570	46.45212	6.032348	31.72411	65.26931
<i>lngdp</i>	570	9.898839	0.885857	7.741306	11.67952
<i>urb</i>	570	47.9273	15.915530	14.93462	91.89097
<i>gov</i>	570	18.57131	8.926221	5.676461	62.68633
<i>inf</i>	570	64.34964	45.41839	1.975904	208.2019
<i>pop</i>	570	27.55942	3.953203	16.15975	36.53991
<i>pri</i>	570	16.87549	17.08720	-4.8456	73.66841
<i>fdi</i>	570	0.419655	0.539652	0.02515	6.210627
<i>res</i>	570	6.055333	0.705626	4.210000	7.980000

(三) 劳动收入份额对经济增长质量影响的基准回归

为了更好地理解劳动收入份额与经济增长质量之间的关系，我们首先进行不含空间效应的基准回归（检验结果如表 3 所示）。表 3 的第一列汇报了混合 OLS 模型的估计结果，劳动收入份额的系数值在 1% 置信度下显著为正，表明样本期内劳动收入份额与经济增长质量是同向变化的关系，劳动收入份额每降低一个百分点，则经济增长质量指数就会相应下降 0.0151。考虑到差分 GMM 估计和系统 GMM 估计不仅可以控制被解释变量的前期值和残差项之间的内生关联，解决经济增长质量可能存在的序列自相关问题，还可以控制其他解释变量与残差之间可能存在的内生关联，解决相关变量之间的内生性问题，所以本文进一步使用差分 GMM 方法和系统 GMM 方法进行估计。在 5% 的显著性水平下扰动项差分的二阶自相关系数为 0，并且 Sargan 检验的 P 值为 1，差分 GMM 估计和系统 GMM 估计可以适用，表 3 第二、三列汇报了相应的估计结果。差分 GMM 结果显示，劳动收入份额系数在 1% 的显著性水平下为 0.0121，略小于混合 OLS 回归结果，滞后一期的经济增长质量系数为 0.557，说明经济增长质量的变化在很大程度上取决于过去的状态。系统 GMM 模型回归结果显示，在 1% 的显著性水平下劳动收入份额系数值为 0.0193，经济增长质量滞后一期的系数值达到 0.558，与差分 GMM 结果相近。考虑到均值回归只能体现出劳动收入份额对经济增长质量的平均边际效果，在不同条件分布下劳动收入份额对经济增长质量的影响可能存在一定差异，为了全面刻画两者之间的关系，我们选择在 25%、50% 和 75% 的分位水平上，对劳动收入份额对经济增长质量的影响进行分位数回归。表 3 后三列分别汇报了在 25%、50% 和 75% 分位点上的回归结果，在 25%、50% 和 75% 的分位点上，劳动收入份额系数显著为正，其中在 25% 和 50% 两个分位点上劳动收入份额的系数值比较接近，分别为 0.00985 和 0.00958，

在 75%分位点上劳动收入份额系数值为 0.0113，相对混合 OLS 和系统 GMM 得到的系数值较小。以上计量结果很好地验证了前文理论分析的结论，即劳动收入份额与经济增长质量呈现同向变动的特征，劳动收入份额的下降会对经济增长质量的提高产生抑制作用，劳动收入份额的提高会对经济增长质量的提高产生促进作用。

控制变量中，*lngdp*、*fdi* 的系数均显著为正，*inf* 的系数在混合 OLS 和分位数回归中显著为正，在差分 GMM 和系统 GMM 中回归系数不显著，而 *gov*、*urb*、*pri*、*res* 的系数均为负，说明现阶段经济增长数量的提高、交通条件的改善、外商直接投资的上升可以对经济增长质量有促进作用，而政府干预程度的增加、城市化水平的提高、物价水平的上升以及人口死亡率的提升则会阻碍经济增长质量的上升。值得注意的是，回归结果中政府干预与经济增长质量存在负向关系，其可能的原因是政府支出占比增加意味着政府规模的扩张，对私人投资产生“挤占效应”，从而在一定程度上降低了经济增长质量（杨子晖，2011）。城市化对经济增长质量的负向影响，可能是由于城市化的过快发展导致城市人口比例与城市承载力的不匹配，造成对教育、文化、医疗、市政建设等公共产品的巨大压力和其他拥挤成本，进一步影响了降低经济增长的活力，对经济增长质量产生负向影响（王平、肖文，2011）。此外，回归结果中劳动力约束 *pop* 的系数呈现出不一致的情况，即在混合 OLS 和以 25%为分位点的分位数回归中显著为正，而在差分 GMM、系统 GMM 模型中显著为负，其原因可能是由于动态回归使用滞后项作为工具变量，控制了内生性，同时扩展了解释变量的范围，因而提高了识别的准确性（随洪光等，2017）。因此，劳动力约束对经济增长质量具有抑制作用。

表 3 劳动收入份额对经济增长质量的影响：基准回归结果

变量	被解释变量：经济增长质量					
	均值回归			分位数回归		
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
估计方法	混合OLS	差分GMM	系统GMM	分位数25%	分位数50%	分位数75%
<i>LIS</i>	0.0151*** (0.00362)	0.0121*** (0.00149)	0.0193*** (0.00178)	0.00985** (0.00387)	0.00958*** (0.00335)	0.0113*** (0.00419)
<i>lngdp</i>	0.284*** (0.0503)	0.416* (0.221)	0.596** (0.256)	0.193*** (0.0622)	0.214*** (0.0539)	0.247*** (0.0674)
<i>urb</i>	-0.0012 (0.00124)	-0.0036*** (0.00104)	-0.0052*** (0.00115)	-0.000987 (0.00191)	-0.000702 (0.00166)	-0.00182 (0.00207)
<i>gov</i>	-0.00752** (0.00337)	-0.00293 (0.00503)	-0.0044 (0.0051)	-0.0089*** (0.00337)	-0.0142*** (0.00292)	-0.015*** (0.00365)
<i>inf</i>	0.00460*** (0.0007)	-0.000728 (0.000785)	0.00109 (0.00085)	0.00327*** (0.00066)	0.00179*** (0.00057)	0.0019*** (0.00073)
<i>fdi</i>	0.280*** (0.0506)	0.0582*** (0.0100)	0.0688*** (0.0143)	0.210*** (0.0407)	0.218*** (0.0352)	0.590*** (0.0440)
<i>pri</i>	-0.0223*** (0.00285)	-0.0229*** (0.00697)	-0.0273*** (0.00789)	-0.0216*** (0.00284)	-0.0140*** (0.00246)	-0.012*** (0.00308)
<i>pop</i>	0.0145** (0.00707)	-0.0398*** (0.00379)	-0.0087*** (0.00332)	0.0228*** (0.0084)	0.00540 (0.00723)	-0.00038 (0.00904)
<i>res</i>	-0.112*** (0.0313)	0.00895 (0.0193)	-0.0438*** (0.0153)	-0.0313 (0.0308)	-0.0122 (0.0267)	0.00603 (0.0333)
<i>L.QEG</i>		0.557*** (0.0217)	0.558*** (0.0242)			

<i>_cons</i>	-3.066*** (0.629)	-3.029 (2.231)	-5.642** (2.493)	-2.777*** (0.764)	-2.333*** (0.661)	-2.607*** (0.827)
<i>AR(2)</i>		0.50899 (0.6108)	0.50521 (0.6134)			
<i>P(sargan)</i>		26.94525 (1.0000)	27.95727 (1.0000)			
<i>N</i>	570	510	540	570	570	570

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%显著水平上显著；括号内数值为标准误差；二阶序列相关检验（即AR(2)检验）和Sargan检验的第一行列出了对应检验的统计量值，第二行列出对应的P值。

为了更好地理解劳动收入份额与经济增长质量之间的关系，我们采用系统GMM方法对劳动收入份额影响经济增长质量的机制进行分维度估计和分效应估计。首先将被解释变量分别替换为经济增长质量的条件指数、过程指数和结果指数，表4中前三列汇报了劳动收入份额影响经济增长质量三个维度的回归结果，研究发现劳动收入份额的变动可以引起经济增长质量各维度同向变动。具体而言，劳动收入份额下降1个百分点，经济增长质量条件、过程与结果三个维度依次降低0.00101、0.00392和0.00787。进一步，我们采用人力资本高级化指数衡量人力资本，使用消费率刻画消费需求，选择全要素生产率增长率度量生产率，由此验证劳动收入份额影响经济增长质量的具体效应，表4中后三列回归结果显示劳动收入份额与人力资本、消费需求和生产率之间也是同向变动的关系。具体来说，劳动收入份额下降1个百分点，会导致人力资本高级化指数下降0.00118，消费率下降0.0827%，全要素生产率下降0.0186%。劳动收入份额降低会通过人力资本效应、消费需求效应和生产率效应显著制约经济增长质量的提升。

表4 劳动收入份额对经济增长质量的影响：分项回归结果

回归模型	系统GMM					
	分维度回归			分效应回归		
	条件维度	过程维度	结果维度	人力资本	消费需求	生产率
<i>LIS</i>	0.0010*** (0.00039)	0.00392* (0.00200)	0.0079*** (0.00129)	0.0012*** (0.00022)	0.0827** (0.0351)	0.0186*** (0.00176)
<i>L.qeg1</i>	0.964*** (0.00789)					
<i>L.qeg2</i>		0.358*** (0.0546)				
<i>L.qeg3</i>			0.701*** (0.0227)			
<i>L.hum</i>				0.575*** (0.0327)		
<i>L.con</i>					0.816*** (0.0413)	
<i>L.tfp</i>						-0.538*** (0.0267)
<i>AR(2)</i>	-1.2023 (0.2293)	-1.5016 (0.1332)	-0.02793 (0.9777)	-0.1867 (0.8519)	0.09891 (0.9212)	-1.0615 (0.2885)
<i>P(sargan)</i>	26.05444 (1.0000)	27.80902 (1.0000)	25.43595 (1.0000)	26.79264 (1.0000)	25.66728 (1.0000)	29.2028 (1.0000)

控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.481*** (0.134)	-1.056 (0.710)	0.597 (0.463)	7.516*** (0.560)	41.68*** (10.73)	1.013 (0.690)
<i>N</i>	540	540	540	540	540	540

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%显著水平上显著；括号内数值为标准误差。

（四）劳动收入份额对经济增长质量影响的工具变量估计

在估计劳动收入份额对经济增长质量影响的过程中，可能的内生性问题主要来自于两个方面：一是收入分配与经济增长之间往往是相互作用的关系，劳动收入份额在很大程度上也会受到经济增长质量的反向影响；二是尽管本文已经控制了许多地区特征变量，但仍然难以完全缓解遗漏变量引起的内生性问题。为劳动收入份额寻找合适的工具变量是缓解上述问题的一个有效方法。因此，本文将基层工会组织数量的对数值 *lnlau* 作为核心解释变量劳动收入份额的工具变量进行估计，以此减缓劳动收入份额的内生性问题。其中，基层工会组织数量的数据来源于《中国工会统计年鉴》，由于《中国工会统计年鉴》中的相关数据只更新到2012年，我们仅对1998—2012年我国各省市自治区的面板数据进行工具变量估计（结果如表5所示）。两阶段最小二乘（2SLS）的回归结果显示，劳动收入份额的系数在5%的置信度下显著为正，控制变量回归系数的符号也与基准回归得到的结果基本一致，劳动收入份额降低显著抑制了经济增长质量的提升。

根据 Acemoglu et al. (2001) 所界定的工具变量应满足与内生变量相关且不随随机扰动项变动的条件。首先，工会利用其谈判能力等能够将企业内就业人数确定在保留工资与劳动力边际产出相等的水平上，在一定的条件下我国工会能够提升劳动收入份额，这一关系在利用我国微观数据所做的实证研究中充分得到了验证（魏下海等，2013），因此基层工会组织数量满足工具变量的相关性条件。从表5第一阶段的回归结果来看，基层工会数量对数值的回归系数在5%的置信度下显著为正，并且第一阶段的F统计量的值为31.24，远远大于临界值10，此处不存在弱工具变量的问题。其次，我国工会组织的成立具有一定的“官办”色彩，基层工会组织的数量较少的受到经济状况的影响，因此其与模型（1）的随机扰动项不相关，满足工具变量的外生性条件。因此，选取基层工会组织数量作为劳动收入份额的工具变量是合理的。

表5 劳动收入份额对经济增长质量的影响：工具变量估计

变量	被解释变量：劳动收入份额		被解释变量：经济增长质量	
	第一阶段回归		第二阶段回归	
工具变量法	<i>LIS</i>		<i>QEG</i>	
<i>lnlau</i>	0.619** (2.12)			
<i>LIS</i>			0.159** (2.09)	
<i>_cons</i>	57.53*** (6.02)		-12.17** (-2.40)	
控制变量	控制		控制	
<i>N</i>	450		450	
<i>F</i> 统计值	31.24			

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%显著水平上显著；括号内数值为标准误差。

（五）劳动收入份额对经济增长质量影响的空间效应分析

显然，基准回归与工具变量估计均有力地支持了本文的核心假说。进一步，我们采用空间计量模型，研究空间效应下劳动收入份额对经济增长质量的影响。如前文所述，我们使用SDM模型进行回归分析。 $W1$ 、 $W2$ 、 $W3$ 、 $W4$ 依次表示地理距离矩阵、经济空间距离矩阵、经济地理距离矩阵、邻接距离矩阵。回归结果如表6所示，结果显示空间滞后系数 ρ 在四种权重矩阵下均显著为正，说明中国经济增长质量确实存在明显的空间自相关性。核心解释变量劳动收入份额对本地区经济增长质量在四种权重矩阵下均显著为正，证实了较低的劳动收入份额不利于促进经济增长质量的提升。 $lngdp$ 、 gov 、 fdi 、 res 的空间滞后项系数显著为正，而 inf 、 pri 的空间滞后项显著为负。其中，人口约束 res 在空间效应SDM模型中系数显著为正与基准回归符号相反，这可能的原因是在考虑空间溢出效应后，死亡率高的地区人口会从本地区流出逐渐转移到其他地区，从而增加了其他地区的人口集聚，通过发挥规模经济效益提高劳动生产率从而带动其他地区的经济增长质量（韩东旭，2016）。此外，物价水平 pri 的空间溢出系数值显著为负，且 pri 本身系数也显著为负，这意味着本地区的物价水平上升不仅会降低本地区的经济增长质量，而且本地的物价水平上涨也会降低其他地区的经济增长质量提升，其可能的原因是当物价水平上升时，实际利率下降，投资增加，尤其是基建投资增加，这会对研发活动、产业结构、资源环境等产生负面影响，从而降低经济增长质量。

表6 劳动收入份额对经济增长质量的影响：空间效应SDM模型

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
空间权重	$W1$	$W2$	$W3$	$W4$
估计方法	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
LIS	0.00610* (0.00317)	0.0175*** (0.00310)	0.00625* (0.00325)	0.00670* (0.00369)
$lngdp$	0.0842 (0.296)	0.479* (0.261)	0.205 (0.282)	0.293 (0.320)
urb	-0.00230* (0.00126)	-0.00138 (0.00128)	-0.00209 (0.00133)	-0.00205 (0.00149)
gov	0.0109 (0.00795)	0.00543 (0.00715)	0.0105 (0.00745)	0.0120 (0.00942)
inf	-0.000478 (0.00180)	-0.00371* (0.00193)	-0.00132 (0.00189)	-0.00136 (0.00153)
fdi	0.0796 (0.0583)	0.179*** (0.0521)	0.0691 (0.0560)	0.0973 (0.0716)
pri	-0.0233*** (0.00745)	-0.0356*** (0.00733)	-0.0236*** (0.00750)	-0.0268*** (0.00861)
pop	-0.00888 (0.0101)	-0.00461 (0.0117)	-0.0103 (0.0111)	-0.0120 (0.00852)
res	0.0500 (0.0339)	0.0786** (0.0311)	0.0353 (0.0322)	0.0686** (0.0289)
$L.QEG$	0.884*** (0.317)	1.073*** (0.318)	1.053*** (0.320)	1.020*** (0.301)
$w.QEG$	0.837*** (0.0777)	0.918*** (0.113)	1.046*** (0.0880)	0.629*** (0.0726)
$w.LIS$	0.0654*** (0.0111)	0.108*** (0.00360)	0.0599*** (0.00539)	0.0183*** (0.00555)
$w.lngdp$	2.031***	4.014***	1.968***	0.654***

	(0.212)	(0.242)	(0.230)	(0.175)
<i>w.urb</i>	0.00469 (0.0119)	0.0165*** (0.00327)	0.00880 (0.00579)	0.00127 (0.00443)
<i>w.gov</i>	0.0277* (0.0150)	0.0312*** (0.00903)	0.0343*** (0.0110)	0.00417 (0.00995)
<i>w.inf</i>	-0.00942*** (0.00170)	-0.0224*** (0.000992)	-0.0114*** (0.000835)	-0.00522** (0.00261)
<i>w.fdi</i>	1.113*** (0.122)	3.523*** (0.126)	1.680*** (0.145)	0.259* (0.146)
<i>w.pri</i>	-0.0550*** (0.00714)	-0.108*** (0.00700)	-0.0511*** (0.00744)	-0.00359 (0.00591)
<i>w.pop</i>	-0.0307* (0.0173)	0.0212 (0.0136)	-0.0161 (0.0172)	0.0137 (0.0256)
<i>w.res</i>	0.862*** (0.174)	0.990*** (0.0681)	0.755*** (0.109)	0.118 (0.107)
N	540	540	540	540
R ²	0.343	0.205	0.092	0.635

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%显著水平上显著；括号内数值为稳健标准误差。

空间效应的存在使得各影响因素对本地区和相邻地区的经济增长质量都会产生影响，并且通过循环反馈机制引起一系列变化。因此，还需要研究影响因素对经济增长质量的直接效应和间接效应。限于篇幅，本文仅汇报地理距离矩阵下固定效应模型的空间效应分解结果（具体见表 7）^①。其中，反馈效应数值根据直接效应和模型估计系数计算求得。分解结果显示，核心解释变量劳动收入份额的回归系数为 0.00610，反馈效应为-0.0232；直接效应为-0.0171，间接效应为-0.0819。也就是说本地区劳动收入份额变动 1 个百分点，直接使本地区经济增长质量变动 0.00610，通过循环反馈机制使本地区经济增长质量变动到 0.0232 个单位。此外，劳动收入份额变动 1 个百分点会造成其他地区经济增长质量变动 0.0819 个单位。不难看出，劳动收入份额对经济增长质量的直接效应和间接效应占总效应的比重分别为 17.26%和 82.64%，这意味着本地区劳动收入份额对经济增长质量影响的直接效应低于本地区劳动收入份额对经济增长质量影响的间接效应。此外，空间反馈效应虽然存在，但其占直接效应的比重较低，说明本地区劳动收入份额对经济增长质量的影响的直接效应主要来源于本地区劳动收入份额对本地区经济增长质量的直接作用。

表 7 各因素对经济增长质量影响的效应分解

变量	估计系数	反馈效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>LIS</i>	0.00610* (0.00317)	-0.0232	-0.0171 (0.0141)	-0.0819*** (0.0180)	-0.0991*** (0.0142)
<i>lngdp</i>	0.0842 (0.296)	-1.0142	-0.930 (1.322)	-2.017 (1.421)	-2.947*** (0.316)
<i>urb</i>	-0.00230*	-0.0109	-0.0132	0.00890	-0.00434

^①这里直接效应是指某因素变动对本地区经济增长质量的总体影响，其包含空间反馈效应，即本地区某因素变动通过影响邻近地区经济增长质量，邻近地区经济增长质量反过来影响本地区经济增长质量这一循环往复的过程，空间反馈效应为直接效应与回归系数之差；某地区对其他地区经济增长质量的影响为间接效应，即影响因素的空间溢出效应。

	(0.00126)		(0.0104)	(0.00907)	(0.0157)
<i>gov</i>	0.0109 (0.00795)	0.0151	0.0260 (0.0398)	-0.0805** (0.0339)	-0.0545*** (0.0177)
<i>inf</i>	-0.000478 (0.00180)	0.004888	0.00441 (0.00661)	0.00928 (0.0106)	0.0137*** (0.00450)
<i>fdi</i>	0.0796 (0.0583)	-0.4806	-0.401 (0.296)	-1.271*** (0.336)	-1.673*** (0.314)
<i>pri</i>	-0.0233*** (0.00745)	-0.0352	-0.0585* (0.0341)	0.168*** (0.0347)	0.110*** (0.0129)
<i>pop</i>	-0.00888 (0.0101)	-0.01242	-0.0213 (0.0477)	0.0747 (0.0538)	0.0535** (0.0211)
<i>res</i>	0.0500 (0.0339)	-0.395	-0.345** (0.153)	-0.925*** (0.137)	-1.269*** (0.159)

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%显著水平上显著；括号内数值为稳健标准误差。

（六）劳动收入份额对经济增长质量影响的稳健性检验

经济增长质量作为价值判断的复合概念，其指标体系的选择视角呈现出多样性，导致经济增长质量指数的最终结果存在不同程度的差异。为了保证本文核心结论的可靠性，我们通过替换、扩展经济增长质量指数的基础指标来进行稳健性检验。一方面，本文参考已有文献对经济增长质量指标体系进行调整，在衡量创新能力时借鉴随洪光和刘廷华（2014）的研究将专利申请数替换为技术市场成交额占GDP的比重，在刻画金融发展时参照魏敏和李书昊（2018）的思路将金融机构贷款余额占GDP比重替换为金融业增加值占GDP比重，在表征对外贸易时借鉴毛其淋（2019）、王思语和郑乐凯（2019）的做法用出口技术复杂度代替进出口总额占GDP比重。由于受到数据可得性的限制，我们将这一部分的样本区间调整为2002年—2016年。另一方面，我们在经济增长的条件、过程与结果各个维度分别添加相应指标，从条件、过程和结果3个方面构建包含30个基础指标的经济增长质量指数^①。在条件维度增加了技术市场成交额、专利申请受理数、一般公共服务支出占财政支出的比重、铁路货运量、铁路客运量、公路货运量和公路客运量等指标；在过程维度增加了二元对比系数、二元反差指数和金融机构存款余额占GDP比重等指标；在结果维度增加了单位地区生产总值耗电量这一指标。除了更改经济增长质量指标体系，数据处理方法、解释变量选择和模型回归方法均与前文保持一致，稳健性检验结果详见附录。尽管系数估计值在具体数值上与前文结果存在一定差别，但是系数的符号以及显著性与前文基本一致，本文的核心结论与主要发现没有发生实质性变化。

六、主要结论与政策启示

劳动收入份额与经济增长质量均是我国经济社会发展过程中被广泛关注的重要问题。提高经济增长质量是坚持推动高质量发展的核心内容，随着我国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段，劳动收入份额过低成为抑制经济增长质量提升的重要因素之一。本文从经济增长的条件、过程与结果三个维度对经济增长质量的理论内涵进行清晰界定，采用主成分分析法与核密度估计对1998—2016年中国大陆除西藏外的30个省市自治区的经济增长质量水平

^①替换指标和扩展指标的经济增长质量综合评价指标体系见附表1和附表2。

进行细致刻画,在此基础上分别从人力资本效应、消费需求效应与生产率效应三个层面对劳动收入份额影响经济增长质量的逻辑机理进行理论阐释,并使用系统 GMM 估计、工具变量法与空间计量回归等方法进行实证分析。研究发现:(1)经济增长质量是指经济增长内在的性质与规律,在条件层面表现为国民经济的整体素质,在过程层面表现为经济要素的联结关系,在结果层面表现为增长成果的有效性与可持续性。1998—2016 年间全国 30 个省市自治区(西藏除外)的经济增长质量指数值以及经济增长条件、过程与结果三个维度的指数值均呈现出波动中上升的趋势,但各省市自治区的经济增长质量表现出明显的地区差异性。(2)劳动收入份额会通过人力资本效应、消费需求效应与生产率效应对经济增长质量产生影响,两者之间是同向变化的关系,劳动收入份额降低对经济增长质量具有显著的负向影响,并且对经济增长的条件、过程以及结果三个维度均产生抑制效应。(3)在考虑空间效应的情况下,劳动收入份额降低不仅会阻碍本地区经济增长质量的提升,同时也会对其他地区的经济增长质量产生负面影响。(4)使用基层工会组织数作为减缓劳动收入份额内生性的工具变量,采用替换指标和扩展指标的经济增长质量指数进行稳健性分析均发现,劳动收入份额降低对经济增长质量的抑制效应依然存在。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:第一,在深化收入分配制度改革过程中应当稳步提高劳动收入份额。中国政府多次强调,要维护劳动收入的主体地位、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高。劳动收入份额提升对经济增长质量具有显著的积极影响,改善要素收入分配格局将成为推动经济高质量发展的重要举措。第二,畅通渠道,建立劳动收入份额提高与经济增长质量提升的良性发展模式。劳动收入份额提高会通过人力资本效应、消费需求效应与生产率效应对经济增长质量产生促进作用。提高劳动收入份额,借助人力资本效应、消费需求效应与生产率效应的多重叠加可以为现阶段推动我国经济高质量发展提供巨大推动力。第三,重视对劳动收入份额偏低地区的转移性支出。劳动收入份额具有较强的空间效应,提高本地区的劳动收入份额既能够改善自身的经济增长质量,又能够对其他地区产生正向的溢出效应。政府在发展过程中充分关注转移性支出调节收入分配的作用,对劳动收入份额偏低地区的转移性支出有助于改善资本、劳动要素之间的分配结构,从而推动经济实现高质量发展。

参考文献:

蔡跃洲、王玉霞,2010:《投资消费结构影响因素及合意投资消费区间—基于跨国数据的国际比较和实证分析》,《经济理论与经济管理》,第 1 期。

钞小静、任保平,2011:《中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析》,《经济研究》,第 4 期。

钞小静、任保平,2014:《城乡收入差距与中国经济增长质量》,《财贸研究》,第 5 期。

钞小静、薛志欣,2018:《新时代中国经济高质量发展的理论逻辑与实践机制》,《西北大学学报(哲学社会科学版)》,第 6 期。

高娟,2018:《绩效激励对企业全要素生产率的影响效应—基于“中国企业-劳动力匹配调查”数据的实证研究》,《中国软科学》,第 10 期。

郭庆旺、贾俊雪,2005:《中国全要素生产率的估算:1979—2004》,《经济研究》,第 6 期。

郭庆旺、吕冰洋,2012:《论要素收入分配对居民收入分配的影响》,《中国社会科学》,第 12 期。

韩东旭,2016:《教育、健康资本对我国区域经济增长的影响—以广东、西藏为例》,《商业经济研究》,第 18 期。

郝颖、辛清泉、刘星，2014：《地区差异、企业投资与经济增长质量》，《经济研究》，第3期。

金碚，2018：《关于“高质量发展”的经济学研究》，《中国工业经济》，第4期。

靳卫东，2010：《人力资本与产业结构转化的动态匹配效应—就业、增长和收入分配问题的评述》，《经济评论》，第6期。

刘盾、施祖麟、袁伦渠，2014：《利润拉动还是工资拉动？—对劳动收入份额影响经济增长的理论探讨与实证研究》，《南开经济研究》，第4期。

刘伟、蔡志洲，2017：《完善国民收入分配结构与深化供给侧结构性改革》，《经济研究》，第8期。

刘智勇、李海峥、胡永远、李陈华，2018：《人力资本结构高级化与经济增长—兼论东中西部地区差距的形成和缩小》，《经济研究》，第3期。

罗长远、张军，2009：《劳动收入占比下降的经济学解释—基于中国省级面板数据的分析》，《管理世界》，第5期。

毛其淋，2019：《人力资本推动中国加工贸易升级了吗？》，《经济研究》，第1期。

沈坤荣、傅元海，2010：《外资技术转移与内资经济增长质量—基于中国区域面板数据的检验》，《中国工业经济》，第11期。

随洪光、段鹏飞、高慧伟、周瑾，2017：《金融中介与经济增长质量—基于中国省级样本的经验研究》，《经济评论》，第5期。

随洪光、刘廷华，2014：《FDI是否提升了发展中东道国的经济增长质量—来自亚太、非洲和拉美地区的经验证据》，《数量经济技术经济研究》，第11期。

谭晓鹏、钞小静，2016：《中国要素收入分配再测算》，《当代经济科学》，第11期。

王平、肖文，2011：《二次城市化、土地开发与经济增长》，《财经研究》，第9期。

王思语、郑乐凯，2019：《全球价值链嵌入特征对出口技术复杂度差异化的影响》，《数量经济技术经济研究》，第5期。

王雄元、黄玉菁，2017：《外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额：趁火打劫抑或锦上添花》，《中国工业经济》，第4期。

魏婕、任保平，2012：《中国各地区经济增长质量指数的测度及其排序》，《经济学动态》，第4期。

魏敏、李书昊，2018：《新时代中国经济高质量发展水平的测度研究》，《数量经济技术经济研究》，第11期。

魏下海、董志强、黄玖立，2013：《工会是否改善劳动收入份额？—理论分析与来自中国民营企业的经验证据》，《经济研究》，第8期。

袁礼、欧阳晓，2018：《发展中大国提升全要素生产率的关键》，《中国工业经济》，第6期。

张车伟、张士斌，2010：《中国初次收入分配格局的变动与问题—以劳动报酬占GDP份额为视角》，《中国人口科学》，第5期。

张杰、陈志远、周晓燕，2012：《出口对劳动收入份额抑制效应研究—基于微观视角的经验证据》，《数量经济技术经济研究》，第7期。

周瑾、景光正、随洪光，2018：《社会资本如何提升了中国经济增长的质量？》，《经济科学》，第4期。

祝树金、赵玉龙，2016：《融资约束如何影响劳动收入份额》，《统计研究》，第9期。

邹薇、袁飞兰，2018：《劳动收入份额、总需求与劳动生产率》，《中国工业经济》，第2期。

Acemoglu, D. et al (2001), “The colonial origins of comparative development: An empirical investigation”, *American Economic Review* 91(5):1369-1401.

Barro, R.J.-(2002), “Quantity and quality of economic growth”, Working Papers from Central Bank of Chile, No. 168:1-39.

Bhaduri, A. & S.A.Marglin-S. A.(1990), “Unemployment and the real wage: The economic basis of contesting political ideologies”, *Cambridge Journal of Economics* 14(4):375-393.

C.W. M. Naastepad:“Technology, demand and distribution: a cumulative growth model with an application to the Dutch productivity growth slowdown”, *Cambridge Journal of Economics*, 2006,pp.403-434.

Hausman, R., J. Hwang and D. Rodrik (2007), “What you export matters”, *Journal of Economic Growth* 12(1): 1-25.

Hein, E., & L.Vogel-L.(2008), “Distribution and growth reconsidered: Empirical Rresults for Ssix OECD cCountries”, *Cambridge Journal of Economics* 32(3)pp:479-511.

Marouani, M.-A. & B.Nilsson-B.(20164), “The labor market effects of skill-biased technological change in Malaysia”, *Economic Modelling* 57:55-75working paper December.

Meeleary R. M. & Barro R. J.(2002), “Religion and political economy in an international panel”, *Journal for the Scientific Study of Religion* 45(2):149-175.

Mezzetti, C. & E.Dinopoulos-E.(1991), “Domestic unionis_zation and import competition”, *Journal of International Economics* 31(1):79-100.

Mlachila, M., Tapsoha, R. and Tapsoha, S.J.A. et al(2014), “A quality of growth index for developing countries: A proposal”, IMF Working Papers, No. 1721-32.

Naastepad, C.W.M.(2006), “Technology, demand and distribution: A cumulative growth model with an application to the Dutch productivity growth slowdown”, *Cambridge Journal of Economics* 30(3):403-434.

附录：

附表 1 经济增长质量指数（替换指标）

方面指数	分项指标	基础指标	计量单位	指标属性		
				正指标	逆指标	适度指标
经济增长的条件	人力资本	平均受教育年限	年	√		
		人力资本结构高级化指数	—	√		
	创新能力	研发支出占 GDP 比重	%	√		
		技术市场成交额占 GDP 的比重	件	√		
	协调能力	社会保障支出/财政支出	%	√		
		教育支出/财政支出	%	√		
经济增长的过程	产业结构	第三产业产值/第二产业产值	—	√		
		结构偏离的泰尔指数	—		√	
	消费投资结构	消费率	%			√
		投资率	%			√

	金融发展	金融业增加值/GDP	%	√		
	对外贸易	出口技术复杂度	—	√		
经济增长的结果	增长效率	全要素生产率增长率	%	√		
		资本生产率	%	√		
		劳动生产率	%	√		
	资源消耗	单位地区生产总值能耗	—		√	
	环境污染	单位产出大气污染程度	倍数		√	
		单位产出污水排放数	倍数		√	
单位产出固体废弃物排放数		倍数		√		

附表2 经济增长质量指数（扩展指标）

方面指数	分项指标	基础指标	计量单位	指标属性		
				正指标	逆指标	适度指标
经济增长的条件	能力素质	平均受教育年限	%	√		
		人力资本结构高级化指数		√		
		研发支出占GDP比重		√		
		技术市场成交额占GDP比重		√		
		专利申请受理数	%	√		
		专利申请授权数		√		
	协调素质	一般公共服务支出/财政支出	%		√	
		社会保障支出/财政支出	%	√		
		教育支出/财政支出		√		
	交通条件	铁路货运量	万吨	√		
		铁路客运量	万人	√		
		公路货运量	万吨	√		
		公路客运量	万人	√		
经济增长的过程	产业结构	第三产业产值/第二产业产值	—	√		
		结构偏离的泰尔指数	—		√	
	消费投资结构	消费率	%			√
		投资率	%			√
	城乡二元结构	二元对比系数	—	√		
		二元反差指数	—		√	
	对外贸易	进出口总额/GDP	—	√		
	金融发展	金融机构存款余额/GDP		√		
金融机构贷款余额/GDP			√			

经济增长的结果	增长效率	全要素生产率增长率	—	√		
		资本生产率	—	√		
		劳动生产率	—	√		
	资源消耗	单位地区生产总值能耗			√	
		单位地区生产总值电耗			√	
	环境污染	单位产出大气污染程度	倍数		√	
		单位产出污水排放数	倍数		√	
		单位产出固体废弃物排放数	倍数		√	

附表3 劳动收入份额影响经济增长质量的基准回归：稳健性分析 I

变量	被解释变量：经济增长质量（替换指标）					
	均值回归			分位数回归		
	模型1 混合OLS	模型2 差分 GMM	模型3 系统 GMM	模型4 分位数 25%	模型5 分位数 50%	模型6 分位数 75%
<i>LIS</i>	0.0345*** (0.00680)	0.0142 (0.00882)	0.0206** (0.00883)	0.0109** (0.00526)	0.0257*** (0.00671)	0.0270** (0.0113)
<i>lngdp</i>	0.359*** (0.120)	-0.892*** (0.250)	-0.601*** (0.233)	0.444*** (0.0925)	0.271** (0.118)	0.0906 (0.199)
<i>urb</i>	0.0329*** (0.00557)	0.00989 (0.0110)	0.0333*** (0.00678)	0.0145*** (0.00431)	0.0375*** (0.00550)	0.0428*** (0.00926)
<i>gov</i>	0.0259*** (0.00627)	-0.0125 (0.0130)	-0.0299*** (0.0104)	0.00707 (0.00485)	0.0270*** (0.00619)	0.0251** (0.0104)
<i>inf</i>	0.0109*** (0.00114)	0.00395* (0.00231)	0.00647*** (0.00166)	0.00464*** (0.00088)	0.00822*** (0.00112)	0.00801*** (0.00189)
<i>fdi</i>	0.284*** (0.0764)	0.00928 (0.0740)	0.162** (0.0712)	0.198*** (0.0591)	0.0805 (0.0754)	0.625*** (0.127)
<i>pri</i>	-0.00986 (0.0103)	0.0467*** (0.00923)	0.0289*** (0.00763)	-0.00444 (0.00795)	-0.0269*** (0.0101)	-0.00396 (0.0171)
<i>pop</i>	-0.0205 (0.0150)	-0.0222 (0.0213)	-0.0334* (0.0188)	0.0190 (0.0116)	0.00540 (0.0148)	-0.00513 (0.0248)
<i>res</i>	-0.198*** (0.0546)	-0.0819 (0.0988)	0.0196 (0.0925)	-0.174*** (0.0422)	-0.140*** (0.0539)	-0.0464 (0.0907)
<i>L.qec</i>		0.448*** (0.0505)	0.475*** (0.0383)			
<i>_cons</i>	-6.320*** (1.263)	7.992*** (2.572)	3.762 (2.452)	-6.102*** (0.977)	-6.148*** (1.246)	-4.911** (2.098)
<i>N</i>	450	390	420	450	450	450

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%显著水平上显著；括号内数值为标准误差。

附表4 劳动收入份额影响经济增长质量的空间效应：稳健性分析 II

被解释变量：经济增长质量（替换指标）				
变量	模型1	模型2	模型3	模型4
空间权重	<i>W1</i>	<i>W2</i>	<i>W3</i>	<i>W4</i>
估计方法	固定效应 (SAR)	固定效应 (SAR)	固定效应 (SAR)	固定效应 (SAR)
<i>LIS</i>	0.0129** (0.00634)	0.0122** (0.00612)	0.0118* (0.00618)	0.0123** (0.00617)
<i>lngdp</i>	-0.953*** (0.176)	-0.926*** (0.170)	-0.925*** (0.172)	-0.868*** (0.173)
<i>urb</i>	0.00465 (0.00614)	0.00362 (0.00593)	0.00329 (0.00599)	0.00378 (0.00598)
<i>gov</i>	-0.0356*** (0.0102)	-0.0356*** (0.00965)	-0.0328*** (0.00983)	-0.0386*** (0.00965)
<i>inf</i>	0.00945*** (0.00155)	0.0102*** (0.00147)	0.00962*** (0.00149)	0.00867*** (0.00152)
<i>fdi</i>	0.00457 (0.0713)	0.0159 (0.0690)	0.00907 (0.0696)	0.0228 (0.0695)
<i>pri</i>	0.0501*** (0.00837)	0.0496*** (0.00748)	0.0454*** (0.00782)	0.0530*** (0.00739)
<i>pop</i>	-0.0125 (0.0168)	-0.0108 (0.0161)	-0.0143 (0.0163)	-0.0111 (0.0162)
<i>res</i>	-0.117 (0.0761)	-0.112 (0.0737)	-0.113 (0.0743)	-0.0856 (0.0745)
<i>w.QEG</i>	0.403*** (0.101)	0.465*** (0.0751)	0.539*** (0.0871)	0.325*** (0.0563)
N	450	450	450	450
R ²	0.149	0.151	0.148	0.151

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%显著水平上显著；括号内数值为稳健标准误差。

附表5 劳动收入份额影响经济增长质量的基准回归：稳健性分析III

变量	被解释变量：经济增长质量（扩展指标）					
	均值回归			分位数回归		
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
回归模型	混合OLS	差分GMM	系统GMM	分位数25%	分位数50%	分位数75%
<i>LIS</i>	0.0122*** (0.00380)	0.0115*** (0.00224)	0.0176*** (0.00229)	0.00957** (0.00395)	0.00776*** (0.00297)	0.00893** (0.00425)
<i>lngdp</i>	0.357*** (0.0555)	0.714*** (0.259)	0.711*** (0.240)	0.191*** (0.0634)	0.228*** (0.0478)	0.326*** (0.0684)
<i>Urb</i>	-0.0039*** (0.00137)	-0.00621*** (0.00150)	-0.0065*** (0.00169)	-0.00115 (0.00195)	-0.000624 (0.00147)	-0.00155 (0.00210)
<i>Gov</i>	-0.00725* (0.00377)	-0.000845 (0.00550)	0.00865* (0.00522)	-0.00603* (0.00344)	-0.0154*** (0.00259)	-0.0157*** (0.00371)

<i>Inf</i>	0.00361*** (0.00076)	-0.00102* (0.000570)	0.00121 (0.000786)	0.00345*** (0.000671)	0.00104** (0.000506)	0.00112 (0.000724)
<i>Fdi</i>	0.271*** (0.0479)	0.0649*** (0.0117)	0.0734** (0.0315)	0.226*** (0.0415)	0.228*** (0.0313)	0.447*** (0.0447)
<i>Pri</i>	-0.0239*** (0.00319)	-0.0338*** (0.00799)	-0.0346*** (0.00718)	-0.0226*** (0.00290)	-0.0105*** (0.00218)	-0.0125*** (0.00312)
<i>Pop</i>	0.0231*** (0.00785)	-0.0416*** (0.00468)	-0.00461 (0.00375)	0.0202** (0.00851)	0.0110* (0.00641)	0.0145 (0.00918)
<i>Res</i>	-0.120*** (0.0353)	0.0463** (0.0187)	0.00823 (0.0214)	-0.0214 (0.0314)	-0.00535 (0.0237)	-0.0118 (0.0338)
<i>L.QEGL</i>		0.525*** (0.0234)	0.546*** (0.0220)			
<i>AR(2)</i>		0.74443 (0.4566)	0.73167 (0.4644)			
<i>P(sargan)</i>		25.23301 (1.0000)	25.40201 (1.0000)			
<i>_cons</i>	-3.636*** (0.692)	-5.851** (2.637)	-7.175*** (2.451)	-2.758*** (0.778)	-2.535*** (0.587)	-3.449*** (0.839)
<i>N</i>	570	510	540	570	570	570

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%显著水平上显著；括号内数值为标准误差。

附表6 劳动收入份额影响经济增长质量的空间效应：稳健性分析IV

被解释变量：经济发展质量（扩展指标）				
变量	模型1	模型2	模型3	模型4
空间权重	<i>W1</i>	<i>W2</i>	<i>W3</i>	<i>W4</i>
估计方法	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
<i>LIS</i>	0.00944** (0.00376)	0.0276*** (0.00387)	0.0101** (0.00398)	0.0147*** (0.00438)
<i>lngdp</i>	0.162 (0.288)	0.754*** (0.262)	0.153 (0.280)	0.503 (0.333)
<i>urb</i>	-0.00305** (0.00134)	-0.00126 (0.00146)	-0.00300** (0.00148)	-0.00210 (0.00167)
<i>gov</i>	0.0145 (0.00932)	0.0105 (0.00883)	0.00952 (0.00919)	0.0228** (0.0108)
<i>inf</i>	-0.000883 (0.00175)	-0.00646*** (0.00185)	-0.000967 (0.00181)	-0.00344** (0.00167)
<i>fdi</i>	0.0943 (0.0605)	0.211*** (0.0540)	0.0993* (0.0588)	0.104 (0.0808)
<i>pri</i>	-0.0259*** (0.00936)	-0.0461*** (0.00897)	-0.0274*** (0.00921)	-0.0350*** (0.0111)
<i>pop</i>	-0.00590 (0.0122)	0.00591 (0.0137)	-0.00954 (0.0133)	-0.000569 (0.00966)
<i>res</i>		0.0636	0.0987**	0.0422
				0.0920**

	(0.0433)	(0.0399)	(0.0414)	(0.0415)
<i>L.QEGI</i>	0.935** (0.378)	1.478*** (0.377)	0.856** (0.379)	1.167*** (0.349)
<i>w.QEGI</i>	0.837*** (0.0809)	1.056*** (0.115)	0.812*** (0.0904)	0.671*** (0.0854)
<i>w.LIS</i>	0.0951*** (0.0124)	0.147*** (0.00392)	0.0967*** (0.00591)	0.0391*** (0.00592)
<i>w.lngdp</i>	2.908*** (0.234)	5.456*** (0.267)	3.074*** (0.237)	1.243*** (0.207)
<i>w.urband</i>	0.00419 (0.0129)	0.0236*** (0.00314)	0.0115** (0.00583)	0.00493 (0.00482)
<i>w.gov</i>	0.0351* (0.0180)	0.0440*** (0.0106)	0.0338** (0.0135)	0.00386 (0.0118)
<i>w.inf</i>	-0.0128*** (0.00216)	-0.0292*** (0.00116)	-0.0167*** (0.000894)	-0.00655** (0.00270)
<i>w.fdi</i>	1.600*** (0.120)	4.834*** (0.122)	2.369*** (0.129)	0.678*** (0.141)
<i>w.pri</i>	-0.0857*** (0.00981)	-0.153*** (0.00972)	-0.0852*** (0.0101)	-0.0245*** (0.00918)
<i>w.pop</i>	-0.0324 (0.0209)	0.0266* (0.0149)	-0.0292 (0.0188)	0.0147 (0.0312)
<i>w.res</i>	1.200*** (0.228)	1.458*** (0.0766)	1.006*** (0.118)	0.251* (0.130)
N	540	540	540	540
R ²	0.235	0.062	0.301	0.495

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%显著水平上显著；括号内数值为稳健标准误差。