

国际人力资本、营商环境对长三角地区经济高质量发展的影响研究¹

李春浩^{1,2} 张锦郡¹ 丁言乔³

(1 绍兴文理学院商学院, 浙江 绍兴 312000;

2 中南财经政法大学应用经济学博士后流动站, 武汉 430073;

3 杭州师范大学阿里巴巴商学院, 杭州 311121)

【摘要】：基于面板数据，分析国际人力资本对长三角地区经济高质量发展的影响机制。研究表明：国际人力资本、创新环境、法制环境、政商环境对长三角地区经济高质量发展有显著正向影响，而金融环境作用相反；国际人力资本分别与金融环境、法制环境、政商环境对长三角地区经济高质量发展的影响具有显著正向联动作用，而创新环境作用相反；环渤海经济区、泛珠三角经济区、中国整体区域与长三角经济区结果类似，较大不同之处在于政商环境具有显著负向影响，且与国际人力资本起显著负向联动作用。

【关键词】：国际人力资本；营商环境；经济高质量发展；长三角

【DOI】：10.14059/j.cnki.cn32-1276n.2023.01.018

0 引言

经济高质量发展的根本在于提升经济活力、创新力和竞争力，关键在于人力资本。作为我国三大城市群之一，长三角地区经济活跃、资源丰富、市场化水平高，其经济高质量发展受到许多学者的关注。

现有学者大都从以下三个方面进行研究：一是分析长三角高质量一体化发展的特征、困境，高丽娜、蒋伏心(2020)研究发现，长三角高质量发展呈现出生产率提升空间弱化、层级化格局面临重构等特征^[1]。二是长三角高质量发展水平的测评，邢景丽、张仲梁(2020)通过构建创新驱动等六大指数，测出长三角地区高质量发展水平逐年提高，且远超京津冀、珠三角等城市群^[2]。滕堂伟、林惠灵、胡森林(2020)研究表明，长三角高质量一体化发展呈现“东强西弱”的空间格局，且经济、创新、交通等各要素相互促进效益明显^[3]。三是探讨长三角高质量发展的影响因素，曹志鹏(2020)研究发现，市场化改革、基础设施、市场环境、社会环境等对长三角流通产业高质量发展有积极的影响^[4]。胡本田、曹欢(2020)研究表明，长三角地区城市人才吸引力逐渐提升

¹ **【基金项目】：**浙江省社会科学界联合会研究课题——“国际人才二元社会网络驱动浙江省企业高质量发展的机制与路径研究”（项目编号：2022N76；项目负责人：李春浩）成果之一。

【作者简介】：李春浩，管理学博士，绍兴文理学院商学院讲师，中南财经政法大学应用经济学博士后，研究方向：人才国际化、经济高质量发展；张锦郡，绍兴文理学院商学院硕士研究生，研究方向：人才国际化；丁言乔（通信作者），管理学博士，杭州师范大学阿里巴巴商学院讲师，研究方向：人力资源管理与开发、跨文化管理与组织行为。

且存在区域差异,对长三角地区高质量一体化发展意义重大^[6]。整体而言,对长三角经济高质量发展的研究已取得一定的成果,但对影响长三角经济高质量发展内在机制的研究还较为缺乏。

海归、华人华侨、境外专家来华工作,逐渐成为推动我国技术进步、经济增长的重要力量之一。因此,本文分析国际人力资本对长三角经济高质量发展的影响以及与营商环境的联动作用,探讨其与环渤海、泛珠三角、中国整体层面的差异性,为长三角经济区乃至全国人才国际化建设、营商环境改善提供理论依据,以推动经济高质量发展。

1 研究假设

1.1 国际人力资本与经济高质量发展

首先,境外专家、海归等人才具备高学历、高素质、高能力的特点,具有较高的生产率和创新能力,体现了人力资本的“质”,不仅对地区劳动生产率产生积极的影响^[6],还有利于推动产业转向技术和知识密集型,促进技术进步,从而有利于经济质量的提升^[7]。国际人力资本具有国外社会网络,有利于先进技术、知识、信息、资金等要素的引入和共享,促进资源的高效配置,为邻近区域提供“干中学”的机会以提升区域整体人才素质^[8]。同时,国际人力资本的流入会产生“职位挤出效应”,导致区域内人员为获取高质量的就业机会而加强教育或培训,通过提升区域人力资本的水平,影响经济高质量发展^[9]。因此,本文提出假设 H1:国际人力资本对经济高质量发展具有显著正向影响。

1.2 营商环境与经济高质量发展

良好的营商环境对经济高质量发展具有积极的作用。首先,有利于激发市场主体活力,提升社会创造力。在政府过度干预、政策频繁变动等营商环境下,将会提升交易成本,导致企业产生延期投资、降低产品创新和创业意愿等避险动机^[10]。因此,市场化、法制化、服务化水平高的营商环境为市场主体提供了保障,有利于构建良好的商业生态,激发创新活力。其次,有利于国际贸易和吸引外商直接投资。由于发展中国家营商环境提升的速度远快于发达国家,有利于吸引更多的外商直接投资^[11]。同时,良好的法制环境可以降低违约风险,增强双方合作的可靠性,形成专有贸易关系^[12]。通过国际贸易以及外商直接投资,有利于获得外部资金、信息、技术、知识等资源的支持,并迫使国内企业加强模仿、学习和研发。最后,有利于资源有效配置。通过优化商事制度,可以促进市场进入和降低制度性成本,提高市场活力,而良好的契约精神可以培育市场机会和维系市场秩序,从而提升资源配置效率,促进经济高质量发展^[13]。因此,本文提出假设 H2:良好的营商环境对经济高质量发展具有显著正向影响。

1.3 国际人力资本与营商环境的交互作用

良好的营商环境意味着地区在社会、经济、文化、基础设施、制度等方面具有较高的水平,根据勒温的“场论”可知这会对人才产生吸引力,引起国际人力资本的流入,例如可以通过国际贸易和外商直接投资等渠道来华工作。同时,良好的营商环境有助于国际人才自我价值的实现和商业活动的成功,如契约精神完善、制度完备,可以降低国际人力资本经营中的交易成本,避免国际人才将更多的注意力转向政商关系等关系网络的构建和维系,减少企业非生产性支出,而专注于企业市场经营和研发,有效应对市场风险和提升自主创新能力,提高企业经营活力。因此,本文提出假设 H3:良好的营商环境有利于强化国际人力资本对经济高质量发展的影响。

2 研究设计

2.1 变量选取

2.1.1 被解释变量

经济高质量发展，采用全要素生产率衡量。本文利用 Cobb-Douglas 生产函数计算，采用 Stata14.0 实现。

$$Y_{it} = AK_{it}^{\alpha}L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

其中，Y 为实际产出，K 和 L 分别为资本投入量和劳动投入量， α 、 β 分别为资本投入和劳动投入的产出弹性，A 为全要素生产率。实际产出、劳动投入量分别采用地区生产总值、年末城镇单位从业人员表示，资本投入量则采用永续盘存法计算。

$$\begin{aligned} K_{it} &= (1 - \delta)K_{it-1} + P_{it} \\ K_{i0} &= P_{i0}/(\phi + \delta) \end{aligned} \quad (2)$$

其中， K_{it} 、 K_{it-1} 分别为 i 省 t 期和 t-1 期的 R&D 资本存量， P_{it} 为 R&D 经费支出。 K_{i0} 和 P_{i0} 分别为基期 R&D 资本存量、基期 R&D 经费支出。 δ 为折旧率 (15%)， ϕ 为实际 R&D 经费支出的平均增长率，以 2008 年为基期，本文利用 R&D 支出价格指数 (0.55 × 居民消费价格指数 + 0.45 × 固定资产投资价格指数) 对名义 R&D 经费支出平减^[9]。

2.1.2 主要解释变量

国际人力资本采用境外专家衡量，包括企业负责人、高级管理 (技术) 人员、教学科研人员等，是人才质与量的体现。营商环境选取王小鲁等编制的《中国分省企业经营环境指数报告》中的金融行业市场化指数、技术成果市场化指数、知识产权保护指数、政府与市场关系指数分别衡量各省区市的金融环境、创新环境、法制环境、政商环境。

2.1.3 控制变量

控制变量包括政府支持、产业结构、外商直接投资等，体现了地区吸收能力和社会能力^[9]，影响经济高质量发展。本文分别采用地方财政一般预算支出、第二产业增加值、实际利用外商直接投资额等与地区生产总值的比值表示。

2.2 模型构建

本文设定模型如下：

$$\begin{aligned} \ln f t p_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln t a l_{it} + \beta_2 \ln f i n_{it} + \beta_3 \ln i n o_{it} + \\ &\beta_4 \ln l a w_{it} + \beta_5 \ln g x_{it} + \beta_6 \ln g o v_{it} + \beta_7 \ln i n d_{it} + \beta_8 \ln f d i_{it} + \\ &\lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

其中， $\ln f t p_{it}$ 、 $\ln t a l_{it}$ 、 $\ln f i n_{it}$ 、 $\ln i n o_{it}$ 、 $\ln l a w_{it}$ 、 $\ln g x_{it}$ 、 $\ln g o v_{it}$ 、 $\ln i n d_{it}$ 和 $\ln f d i_{it}$ 分别为经济高质量发展、国际人力资本、金融环境、创新环境、法制环境、政商环境、政府支持、产业结构和外商直接投资， β_0 为常数项， β_i 为弹性系数，i 代表地区，t 代表年度， λ_i 为个体效应， μ_t 为时间效应， ε_{it} 为随机干扰项。

2.3 数据来源

本文选取 2008—2014 年 30 个省区市(不含西藏及港澳台)的数据, 其国际人力资本数据来源于国家统计局和国家外国专家局联合统计数据, 营商环境数据来源于《中国分省份市场化指数报告(2016)》, 资本投入和外商直接投资的数据分别来源于《中国科技统计年鉴》、各省统计年鉴, 地区生产总值、劳动投入、政府支持、产业结构的数据来源于国家统计局网站。各变量统计描述见表 1。

3 实证检验及分析

3.1 主效应检验

通过 F 检验和豪斯曼检验, 均在 1%的水平下显著(见表 2), 本文选择固定效应模型。M2-M8 结果表明, 国际人力资本对经济高质量发展具有显著正向影响($\beta = 0.219, p < 0.01$), 验证了假设 H1。同时, 在 M4、M8 中, 创新环境对经济高质量发展具有显著正向影响($\beta = 0.063, p < 0.05$), 在 M5 和 M7 中, 法制环境对经济高质量发展具有显著正向影响($\beta = 0.073, p < 0.05$), 结果较为稳定。在 M8 中, 政商环境对经济高质量发展具有显著正向影响($\beta = 0.458, p < 0.05$), 可见长三角地区政商关系属于亲清新型政商关系, 促进了有为政府和有效市场的统一, 有利于经济高质量发展。由此, 验证了假设 H2。在 M7 中, 金融环境对经济高质量发展具有显著负向影响($\beta = -0.255, p < 0.01$), 可能的原因是长三角地区金融发展处于多核(上海、南京、杭州、合肥)集聚阶段, 对丽江、台州、徐州等周边非中心城市全要素生产率的增长起负向作用, 在金融一体化发展方面还存在较大空间^[14]。同时, 长三角地区经济高质量发展处于较高水平, 具有较高阈值, 长三角金融环境虽然已经较好, 但还未达到最优, 难以突破该阈值。

3.2 交互效应检验

为考察不同营商环境下国际人力资本影响的差异性以及两者的联动作用, 本文进行交互作用检验。因 Wald 检验显著, 同时为避免组间异方差、组内自相关性的影响, 本文选择随机效应模型, 采用“OLS+面板矫正标准误差”修正。结果见表 3, 国际人力资本与金融环境($\beta = 0.735, p < 0.01$)、法制环境($\beta = 0.097, p < 0.05$)、政商环境($\beta = 1.405, p < 0.05$)对经济高质量发展的影响具有正向联动效果, 验证了假设 H3。但与创新环境的交互作用为负($\beta = -0.118, p < 0.05$), 可能的原因在于长三角地区从事国际贸易的企业比例较高, 进出口贸易额占 GDP 比重为 0.66, 因而更加注重企业短期的订单而非从事研发活动。虽然创新环境指数为 4.37, 但研发活动属于长期活动, 因而不利于国际人力资本创新能力的发挥。

3.3 环渤海、泛珠三角及中国整体区域检验

本文对环渤海经济区(北京、天津、河北、辽宁、山东)、泛珠三角经济区(福建、江西、湖南、广东、广西、海南、四川、贵州、云南)以及中国整体区域进行验证。结果表明, 泛珠三角经济区、中国整体区域, 国际人力资本($\beta = 0.125, p < 0.05$; $\beta = 0.146, p < 0.01$)、金融环境($\beta = 0.612, p < 0.01$; $\beta = 0.383, p < 0.01$)、创新环境($\beta = 0.042, p < 0.1$; $\beta = 0.050, p < 0.01$)、法制环境($\beta = 0.138, p < 0.01$; $\beta = 0.067, p < 0.01$)均有利于经济高质量发展, 而政商环境($\beta = -0.440, p < 0.01$; $\beta = -0.282, p < 0.01$)则不利于经济高质量发展。同时, 环渤海经济区创新环境影响也显著($\beta = 0.109, p < 0.05$), 国际人力资本与金融环境($\beta = 0.279, p < 0.01$)、法治环境($\beta = 0.037, p < 0.01$)、创新环境($\beta = 0.028, p < 0.01$)均具有正向联动作用; 泛珠三角经济区、中国整体区域, 国际人力资本与创新环境($\beta = 0.039, p < 0.1$; $\beta = 0.017, p < 0.01$)均具有正向联动作用。泛珠三角经济区、中国整体区域、环渤海经济区, 国际人力资本与政商环境($\beta = -0.452, p < 0.1$; $\beta = -0.117, p < 0.05$; $\beta = -0.119, p < 0.01$)均具有负向联动作用(限于篇幅, 部分结果未列出)。

表 1 各变量均值、标准差和相关系数

	lnftp	lnlal	lnfin	lnino	lnlaw	lngx	lngov	lnind	lnfdi
--	-------	-------	-------	-------	-------	------	-------	-------	-------

lnftp	1.000								
lnlal	0.482***	1.000							
lnfin	0.547**	0.532**	1.000						
lnino	0.089	0.746***	0.081	1.000					
lnlaw	0.611**	0.707***	0.835***	0.453*	1.000				
lngx	0.408**	0.512***	-0.057	0.226	-0.039	1.000			
lngov	-0.536***	-0.329*	-0.594**	0.336	-0.330	-0.490***	1.000		
lnind	0.230	-0.545***	-0.029	-0.756***	-0.160	-0.042	-0.483***	1.000	
lnfdi	-0.403***	0.466***	-0.141	0.623***	0.120	0.570***	0.281*	-0.301*	1.000
Mean	7.141	10.389	2.094	0.968	2.455	2.102	-1.823	-0.764	-3.470
S. D.	0.296	1.132	0.216	1.054	1.079	0.082	0.253	0.154	0.314

注：*、**和***分别表示在 10%、5%、1%的显著水平。下同。

表 2 长三角经济区基准模型检验

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
lnlal		0.219***	0.222**	0.165**	0.205***	0.196**	0.204***	0.211***
		(0.071)	(0.068)	(0.052)	(0.046)	(0.089)	(0.038)	(0.023)
lnfin			-0.029				-0.255*	-0.115
			(0.167)				(0.099)	(0.075)
lnino				0.063**			0.044	0.052**
				(0.026)			(0.024)	(0.015)
lnlaw					0.073**		0.072*	0.032
					(0.029)		(0.029)	(0.022)
lngx						-0.061		0.458**
						(0.379)		(0.148)
lngov	1.087***	0.738***	0.784**	0.614***	0.054	0.808**	0.203	0.701**
	(0.193)	(0.193)	(0.234)	(0.146)	(0.310)	(0.316)	(0.246)	(0.220)
lnind	0.096	0.338*	0.158	0.134	-0.054	0.330	-0.206	0.092

	(0.226)	(0.190)	(0.186)	(0.124)	(0.151)	(0.237)	(0.140)	(0.129)
lnfdi	0.065	0.130*	0.243**	0.227***	0.192***	0.185*	0.257***	0.243***
	(0.073)	(0.066)	(0.081)	(0.050)	(0.051)	(0.102)	(0.043)	(0.026)
Constant	9.357***	6.821***	7.194***	7.280***	5.431***	7.500***	6.325***	6.197***
	(0.519)	(1.002)	(1.044)	(0.693)	(0.952)	(1.399)	(0.820)	(0.500)
N	36	32	16	16	16	28	16	16
R2	0.615	0.757	0.943	0.969	0.970	0.737	0.989	0.997
F	15.45	18.72	23.27	43.14	45.16	10.63	65.59	156.70
豪斯曼检验	28.36***	23.75***	9.70**	9.83**	9.84**	18.61***	7.95**	6.98*

注：括号内为回归系数的稳健标准误，下同。表中模型均为固定效应模型。长三角区域包括上海、江苏、浙江、安徽。

表 3 长三角经济区 OLS-Robust 估计

	M9/F(R)	M10/F(R)	M11/F(R)	M12/R(R)	M13/R(R)	M14/R(R)	M15/R(R)
lnital	0.165*** (0.025)	0.177*** (0.018)	0.211*** (0.025)	0.141 (0.116)	0.208 (0.181)	0.157 (0.137)	0.071* (0.037)
lnifin		-0.172** (0.043)	-0.115 (0.060)	0.565 (0.533)	1.138 (0.708)	0.419 (0.532)	0.071* (0.037)
lniino	0.063** (0.017)	0.077** (0.018)	0.052*** (0.009)	0.095 (0.162)	0.002 (0.206)	0.101 (0.109)	-0.473 (0.427)
lnilaw			0.032* (0.012)	0.089 (0.116)	0.048 (0.096)	0.067 (0.104)	0.162** (0.082)
lnigx			0.458** (0.125)	0.713 (0.497)	1.768*** (0.150)	1.062* (0.622)	-1.034 (1.855)
lnital×lnifin				0.735*** (0.083)		0.843*** (0.177)	0.973*** (0.155)
lnital×lnilaw					0.097*** (0.029)		
lnital×lniino						-0.118** (0.049)	-0.091*** (0.023)
lnital×lnigx							1.405** (0.623)

lnigov	0.614** (0.146)	0.737*** (0.093)	0.701** (0.153)	0.107 (0.394)	0.976 (0.623)	0.256 (0.671)	-1.305 (1.028)
lniind	0.134** (0.034)	0.037 (0.097)	0.092 (0.106)	2.098*** (0.352)	2.757*** (0.134)	1.838*** (0.681)	0.154 (0.741)
lnifdi	0.227*** (0.029)	0.271*** (0.018)	0.243*** (0.017)	0.175*** (0.036)	0.078 (0.227)	0.020 (0.078)	0.145 (0.158)
Constant	7.280*** (0.542)	7.813*** (0.287)	6.197*** (0.314)	4.812*** (0.880)	2.700*** (0.728)	3.917*** (1.341)	7.008** (3.098)
N	16	16	16	16	16	16	16
R2	0.969	0.976	0.997	0.612	0.502	0.754	0.875

通过对比,结果存在以下差异:第一,政商环境对长三角地区(8.21)经济高质量发展有积极的影响,且与国际人力资本具有正向联动作用,与环渤海经济区(7.15)、泛珠三角经济区(6.43)、中国整体区域(6.31)检验结果相反。对比括号内的政商环境指数可知长三角地区政商环境最优,有利于国际人力资本能力发挥。第二,金融环境对长三角地区(8.29)经济高质量发展不利,与泛珠三角经济区(6.30)、中国整体区域(6.57)检验结果相反。第三,创新环境与国际人力资本对长三角地区(0.66)经济高质量发展起负向联动作用,与环渤海经济区(0.51)、泛珠三角经济区(0.27)、中国整体区域(0.30)的检验结果相反,对比括号内进出口贸易额占GDP比重,可以发现长三角地区最高,挤压了对国际人力资本技术、知识、能力吸收和利用的空间。

4 研究启示

综上所述,长三角地区可以从两个方面推动经济高质量发展。

提升人才国际化水平。一是吸引人才来华工作及海归回流,主要通过引才、工作、居留、移民等政策优化,改善生活环境、社会环境,以提升人才吸引力;二是吸引国外学生来华留学和工作,境外来华留学生比例还较少,且对其留华工作的学历和毕业年限要求有待改善,以增强来华留学生在华工作意愿,形成人才培养和留用的良好循环体系;三是优化国际贸易和外商直接投资、对外直接投资,增强经济互动,通过人才环流的方式使国际人力资本为我所用。

改善营商环境。长三角地区营商环境处于较高水平,但在金融一体化建设上依然存在较大空间,可不断加强金融创新,提升融资服务水平。创新环境的优化则可以完善国内国际双循环格局,避免过度依赖国际贸易,鼓励企业吸引国际人力资本,学习、模仿、消化新知识、新技术,促进自主创新,形成核心竞争优势。环渤海经济区、泛珠三角经济区以及中国其他地区则需学习长三角地区构建亲清新型政商关系,完善产权保护等法制环境。

参考文献

- [1] 高丽娜,蒋伏心.长三角区域更高质量一体化:阶段特征、发展困境与行动框架[J].经济学家,2020(3):66-74.
- [2] 邢景丽,张仲梁.长三角G60科创走廊高质量发展研究[J].技术经济,2020,39(2):171-178.
- [3] 滕堂伟,林蕙灵,胡森林.长三角更高质量一体化发展:成效进展、空间分异与空间关联[J].安徽大学学报(哲学

社会科学版), 2020(9):134-145.

[4] 曹志鹏. 市场化改革背景下营商环境优化与流通产业高质量发展——以长三角城市群为例[J]. 商业经济研究, 2020(23):159-162.

[5] 胡本田, 曹欢. 长三角高质量一体化发展研究——基于人才吸引力视角[J]. 华东经济管理, 2020(10):1-10.

[6] JÉRME V, AGHION P, MEGHIR C. Growth, distance to frontier and composition of human capital[J]. Journal of Economic Growth, 2006, 11(2):97-127.

[7] 彭伟斌, 曹稳键. 人力资本集聚对区域高质量发展的影响及其异质性[J]. 求索, 2020(5):182-191.

[8] 李平, 许家云. 国际智力回流的技术扩散效应研究——基于中国地区差异及门槛回归的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(3):935-964.

[9] 牛雄鹰, 李春浩, 张芮. 国际人才流入、人力资本对创新效率的影响——基于随机前沿模型的研究[J]. 人口与经济, 2018(6):12-22.

[10] BONAIME A, GULEN H, ION M. Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions?[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 129(3):531-558.

[11] BAYRAKTAR N. Foreign direct investment and investment climate[J]. Procedia Economics and Finance, 2013, 5:83-92.

[12] NATHAN N. Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade[J]. Quarterly Journal of Economics, 2007, 122(2):569-600.

[13] 郑国楠, 刘诚. 营商环境与资源配置效率[J]. 财经问题研究, 2021(2):3-12.

[14] 黄大为. 金融发展与城市全要素生产率增长——以长三角城市群 26 个城市为例[J]. 经济地理, 2021(3):56-67.