

城市化、城市集中度与人力资本积累

——基于省级面板数据的实证研究

程开明, 姜山

(浙江工商大学统计与数学学院, 浙江杭州 310018)

摘要: 鉴于人力资本对经济增长的作用日显重要, 人们希望知道哪些因素显著影响到人力资本, 其中城市化水平、城市集中度等通过经济集聚强度而明显影响人力资本积累。城市化通过刺激人力资本供给与需求, 创造良好的人力资本投资环境而促进人力资本积累, 城市集中度提高带来的规模优势与外部不经济双重效应使其对人力资本积累具有两面性。依据2000—2015年我国30个省(直辖市、自治区)的面板数据, 考虑省份之间的异质性及空间相依性, 分别建立非线性面板模型和空间杜宾模型开展实证分析。结果表明: 城市化水平与人力资本积累高度正相关, 城市化对人力资本积累产生显著的促进效应; 城市集中度与人力资本之间存在倒U型关系, 不同地区城市集中度对人力资本的影响效应存在明显差异; 城市化、城市集中度对人力资本的影响效应具有较强的稳健性。结论对于推动城市与区域经济高质量发展具有启示意义。

关键词: 城市化; 城市集中度; 人力资本; 空间杜宾模型; 倒U型

中图分类号: F061.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2019)09-0044-13

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2019.09.004

Urbanization, Urban Concentration and Human Capital Accumulation: Empirical Analysis by Panel Data of Provinces

CHENG Kai-ming, JIANG Shan

(School of Statistics and Mathematics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Human capital plays an increasingly important role in economic growth. Urbanization, urban concentration and other factors influence the accumulation of human capital based on the intensity of economic agglomeration. Urbanization stimulates the supply and demand of human capital, and creates favorable investment environment to promote human capital accumulation. Because of the coexistence of the scale advantage and external diseconomy, the increase of urban concentration has double effects on human capital accumulation. Considering the heterogeneity and spatial dependence of provinces, empirical analysis is carried out by the nonlinear panel data model and spatial Durbin model according to the panel data of 30 provinces from 2000 to 2015. The results show that urbanization has a significant promoting effect on human capital accumulation. There is an inverted U-shaped relationship between urban concentration and human capital. It shows obvious differences in the effects of urban concentration on human capital in four regions. The impact of urbanization and urban concentration on human capital is robust. The conclusions have enlightenments for promoting high-quality development of urban and regional economy.

Key words: urbanization; urban concentration; human capital; spatial Durbin model; inverted u-shape

收稿日期: 2019-06-27

基金项目: 2017—2018年度浙江省高校重大人文社会科学攻关计划项目(2018GH010); 教育部人文社会科学研究规划基金项目(18YJA630016); 浙江省自然科学基金项目(Y18G030026); 国家社会科学基金重点项目(19ATJ003)

作者简介: 程开明, 男, 教授, 博士生导师, 经济学博士, 主要从事空间统计、城市与区域经济分析; 姜山, 男, 博士研究生, 主要从事城市与区域统计分析。

一、引言

改革开放以来,中国经济保持四十年的快速增长,国内生产总值年均增长9.4%。究竟是什么因素支撑了中国经济的持续快速增长?卢卡斯(1988)认为人力资本是经济内生增长之源泉^[1],实证分析也表明一个国家的人力资本水平在相当程度上可对增长率做出解释^[2]。人力资本不仅是技术创新与经济增长的源泉,是推动经济社会可持续发展的重要因素,同时也是缩小贫富差距和不平等的重要保证^[3]。人力资本如此重要,如何才能有效提升人力资本水平呢?城市为劳动者就业、教育及医疗卫生条件改善提供了平台,无论在发达国家还是发展中国家,城市的众多特性使其成为人们获取信息与知识、进行人力资本积累的理想之地^[1]。

在现代城市发展过程中,起到火车头作用的是优秀人才,其成为各种创新和新的经济增长源^[4]。Simon(1998)通过对1940—1986年美国都市区(MSAs)的数据分析发现,人力资本与都市区增长之间存在着积极、显明的持久关系,不同城市的就业增长差异可由人力资本差异来解释^[5]。城乡间发展差异也在一定程度上由人力资本积累的差异来解释,Glaeser和Mare(2001)的实证显示,城市劳动者收入比乡村劳动者收入高出33%,不仅是能力较强者倾向居住于城市的结果,也意味着城市使其具有更高的生产率^[6]。事实上,城市化过程伴随着劳动力、资本、土地等要素从传统农业部门流转至城市现代经济部门,为要素的进一步优化配置提供了更广阔空间,相当程度上提高社会劳动生产率。

目前有关城市化与人力资本积累关系的研究,主要集中在城市化通过人力资本积累促进经济增长的机理方面。供给方面,高人力资本劳动者倾向聚集于城市源自对高收入和更高生活质量的追求;需求方面,城市化通过产业结构的调整而提升对劳动者人力资本水平的需求^[7]。城市化水平越高越能使更多的人从土地中解放出来,找到更好发挥其禀赋优势的工作机会^[8-9],对于经济转型的发展中国家,城市化对人力资本积累的促进作用更为明显^[10]。Bertinelli和Zou(2008)建立一个城市经济模型,利用国别数据对城市化与人力资本积累的关联效应进行估计,发现城市化水平较高的国家具有更高的人力资本积累速度^[11]。人力资本具有较强的外部性,城市化通过人力资本的外部性进而对农村迁移者造成影响,在提高农村移民者人力资本的同时,减轻农村家庭对人力资本积累投入的压力^[12]。

城市化的一个重要表征是城市规模不断扩大,而城市规模与人力资本之间存在显著的正相关性^[13],较大规模的城市往往拥有更高的人力资本水平^[14]。当然,也有学者认为大城市使拥有高端认知能力和交流能力的人能够获得高额回报,但对劳动者的操作能力可能产生抑制作用,因为操作工人和制造工人无法在大城市获得更高的工资,小城市才是其发挥才能的天地^[15]。区域内不同规模的城市形成城市规模分布特征,一些区域的城市规模呈均衡发展态势,有些区域的首位城市或少数大城市则较为突出,导致区域的城市集中度出现明显差异。由于不同规模的城市所产生的人才聚集效应和溢出效应存在差异,所以城市集中度也会显著影响人力资本积累。

已有研究主要集中于城市化与人力资本水平、城市规模与人力资本积累方面的探讨,较少涉及城市集中度对人力资本积累的影响。那么,城市集中度对人力资本积累存在什么样的影响机制?实际影响效应如何?为回答这些问题,本文从三个层面开展分析。首先,解析城市化、城市集中度影响人力资本积累的内在机制,提出待检验的假设命题;其次,依据2000—2015年中国省级行政区面板数据,构建面板计量模型探析城市化水平、城市集中度对人力资本积累的影响效应;最后,考虑到省份之间的空间自相关性,利用空间杜宾模型进一步分析城市化水平、城市集中度影响人力资本积累的空间效应及地区差异。考虑到城市集中度影响人力资本积累的非线性特征和变量的空间依赖性,分别引入城市集中度的二次项和空间杜宾模型来开展分析,具有一定的创新性。

二、城市化、城市集中度对人力资本积累的影响机制

城市化、城市集中度均以人口转移和集聚为主要表现,其中城市化着重考察一国或地区人口乡城转换及分布状况,而城市集中度则主要反映人口在不同规模城市之间的分布特征。伴随着城市化、城市集中度

的动态演变,人口空间上的转移和集聚引发相应的教育、培训和交流合作等机会的变化,进一步影响到个人知识、技能和素质的提升,因此,城市化及城市集中度影响人力资本积累。

(一) 城市化对人力资本积累的影响机制

农村人口转换为城市人口后具有加大自身人力资本投资的要求,城市的广阔市场使具有各种技能和天赋的人都有用武之地,降低了人力资本的投资风险,强化人们进行学习、创新和人力资本积累的积极性^[16]。

从需求角度看,城市刺激着人们加大人力资本投资。城市人口为何需要更多的人力资本投资呢?城市新兴产业特别是高新技术产业、生产性服务业等对知识、技能的要求更高,需要劳动者不断更新自身的知识和技能,提高人力资本水平。城市更为严峻的就业压力及更高的就业门槛,也要求城市居民具备较高的知识文化水平或从业技能,农村迁移人口为了找到工作、适应城市生活方式,必须通过增加人力资本投资的方式以获得更高的劳动技能,找到较理想的工作,间接促进了人力资本积累。

从供给角度看,城市的众多特性为人力资本积累创造了良好环境。(1)专业化与多样性。城市分工更为细化,各种高度专业化的企业和人才专注于各自所从事的领域,更有利于人力资本积累。城市里聚集着不同的人、企业、产业等形成多样性环境,为不同行业与领域从业人员之间的交流创造了机会,促进人力资本积累。(2)信息交流与知识外溢。城市里企业或个人空间上相互邻近,不仅缩短了彼此之间的硬距离,降低了运输成本,而且有助于缩小文化和价值观念的差距,增强彼此信任度,为非正式交流提供持久、同步的交流环境。知识具有明显的外溢效应,城市劳动者的高教育水平有助于提高城市中每个人的工资,而不仅仅局限于受过良好教育的那部分人群。在城市中阻碍知识流动的障碍变得微不足道,人们加强彼此间的交往,激发人力资本外溢,反过来刺激人力资本投资^[11]。(3)完善的文化、教育、卫生、科研等设施。人力资本形成主要依靠科学研究投入、个人医疗保健和文教卫支出等途径来实现,我国城乡二元体制下城市的受教育机会、文化教育卫生设施明显好于农村,城镇居民的医疗保健和文教卫支出高于农村居民,实验室、图书馆、大学、科研机构等大都设在城市,无论是国家的财政投资,还是全社会的科研投入也主要集中于城市。所以,城市更有利于人力资本积累。

据以上分析,提出以下命题:

命题一:城市化水平与人力资本水平密切正相关,城市化水平的提升通过刺激人力资本供给、需求而促进人力资本积累。

(二) 城市集中度对人力资本积累的影响机制

城市集中度衡量了城市人口在一国或地区不同规模城市的分布状态,较高的城市集中度意味着人口主要集中于少数规模较大的城市,较低的城市集中度代表人口在不同规模城市间的分布相对均衡。同样的城市化水平下,地区城市规模分布可能存在较大差异,一些国家或地区的城市分布集中即城市集中度较高,有些国家或地区的城市分布可能比较分散即城市集中度较低。不同的城市集中程度对区域人力资本的影响机制存在差异,具体表现在以下两个方面。

一方面,城市集中度处于较低水平时其提高意味着大城市的规模快速扩张,将通过集聚经济促进人力资本积累^[17]。如果城市集中度过低,生产要素和资源在各城市中的分布较为分散,难以充分利用中心城市的集聚和规模效应,影响人力资本积累^[18]。在人口向大城市或首位城市集中的初始阶段,大城市相对规模的持续扩大带来的集聚和规模效应更为显著,而通过集聚经济形成的“劳动力池”不仅有利于技术和知识的溢出,还能降低企业产品市场由需求冲击带来的风险,并提高企业及工人的收益。因此,随着城市集中度的不断提高,人力资本呈上升趋势。

另一方面,当城市集中度处于较高水平时,大城市的集聚不经济日趋突出,适当控制大城市规模有利于抑制大城市的集聚不经济,推动整个城市规模体系的均衡发展,进而促进地区人力资本积累。城市集中度过高意味着人口主要集中于大城市,往往造成生产要素和资源过度集中,使城市变得拥挤不堪,人均基础设施投入成本过高^[19];过大的城市规模还容易导致资源偏离生产活动中的投资和创新,而用于维持一

个拥挤环境下的生活质量^[14],由此造成的集聚不经济现象构成了大城市人力资本积累的不稳定因素。从区域整体来看,过高的城市集中度也会限制中小城市的成长,随着人口进一步向大城市转移,中小城市对高素质人才的吸引力不足,无法通过集聚经济有效促进人力资本积累。因此,当城市集中度已处较高水平时,城市集中度的适当下降可能有利于缓解城市集聚不经济现象,从而促进人力资本积累。

综合城市集中度对人力资本积累的两方面作用,得到以下命题:

命题二:城市集中度对人力资本积累的影响具有两面性,较低水平的城市集中度提高有利于促进人力资本积累,高水平的城市集中度进一步提升不利于人力资本积累。

三、城市化、城市集中度影响人力资本积累的实证分析

基于城市化、城市集中度对人力资本积累的影响机制,分别得到命题一和命题二,现实中我国城市化、城市集中度对人力资本积累的影响是否存在类似效应还需通过实证分析加以检验。

(一) 计量模型设置

面板数据与截面数据相比,不仅可获得更多的个体动态信息,更容易避免多重共线性,且一定程度上能够解决不随时间变化、体现个体异质性的遗漏变量问题,故在此采用面板计量模型分析城市化、城市集中度对人力资本积累的影响效应。考虑到城市集中度对人力资本积累影响的双重性,即不同水平的城市集中度对人力资本积累的影响和作用可能呈现出非线性特征,由此引入城市集中度的二次项,以检验城市集中程度与人力资本积累间的非线性特征。除受城市化水平、城市集中度的影响外,人力资本积累还受到城市规模、健康状况、教育培训等因素的共同作用,通过计量模型检验城市化、城市集中度对人力资本积累的影响效应时,需将这些因素作为控制变量引入模型加以控制。在假定观测个体相互独立的前提下,设定面板计量模型为:

$$\ln Human_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Urban_{i,t} + \beta_2 Concen_{i,t} + \beta_3 Concen_{i,t}^2 + \sum_j \gamma_j \cdot D_j + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为考察城市化、城市集中度等解释变量对人力资本积累的影响,在此以人均人力资本存量的对数值作为被解释变量。式(1)中下标*i*和*t*分别表示个体和年份; $\ln Human_{i,t}$ 表示人均人力资本存量的对数, $Urban_{i,t}$ 代表城市化水平, $Concen_{i,t}$ 为城市集中度。 D_j 表示模型的控制变量,借鉴时慧娜(2012)和梁文泉和陆铭(2016)的做法选取5个控制变量^[7,20]:城市规模(*Size*)、医疗卫生水平(*Medi*)、人均教育投资额(*Pedu*)、高技能劳动力占比(*Htec*)和贸易开放度(*Open*); μ_i 为所有其他未被纳入模型但对被解释变量产生影响的固定效应, α_t 表示时间效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为白噪声误差项。

针对式(1)的面板计量模型,分别采用组内离差估计法和可行的广义最小二乘估计(Feasible Generalized Least Squares, FGLS)估计其固定效应与随机效应。其中,组内离差估计法可有效消除固定效应模型中同一横截面的组内相关性,而可行的广义最小二乘估计则主要解决随机效应模型中不同组间的异方差问题。

(二) 指标说明及数据来源

1. 人力资本存量。人力资本积累源于个人所接受的教育、培训、健康保健等方面,常见的人力资本测算方法主要有收入法^[21]、成本法^[22]和特征法^[23-24]。成本法与物质资本的估算在思路、假设和计算依据等方面不同,有效解决了人力资本估算中资本耐久性所产生的加总问题,但测算基期的确定及大量前提假设的合理性有待进一步探讨。特征法以受教育年限或与人力资本相关的其他特征作为人力资本的替代指标,测算方法简便易行,但忽略了人力资本所包含的健康因素。终生收入法(J-F收入法)通过预期终生收入的现值以测算人力资本水平,与成本法和特征法相比考虑了受教育年限、健康等长期投资对人力资本的重要作用。因此,本文借鉴“中国人力资本的测量及人力资本指标体系的构建”课题组所采用的修正J-F收入法来测算得到各省份的人力资本存量数据^[25]。

2. 城市化水平。城市化一般指农村人口、农村地域及农业活动分别转化为城市人口、城市地域及非农业活动的过程,城市化率即“城镇人口占总人口比重”是衡量城市化水平的常用指标,此处采用历年《中国

统计年鉴》及《新中国六十年统计资料汇编》中各地区“城镇人口占总人口比重”来代表。

3. 城市集中度。常用的城市集中度测度方法主要有三种:帕累托系数、赫芬达尔指数(Herfindahl-Hirschman Index, *HHI*)及城市首位度^[26]。城市首位度因其计算简便且数据易得而应用最为普遍,用首位城市规模与第二位城市规模的比值表示,或以首位城市规模与区域总体城市规模比值表示。考虑到我国省级地区包含四个直辖市,本文采用后者作为城市集中度(*Concen*)的测度指标,以首位城市市辖区人口作为首位城市规模的反映,而区域总体城市规模用省城市辖区人口总量来表示。考虑到北京、上海、天津和重庆四个直辖市依此方式计算的城市集中度数值均为1,不能体现城市集中度的时间变动特征,无法真实反映城市集中度对人力资本积累的影响效应。不失本意兼顾统计指标的可比与可得性,对四个直辖市的首位度采用市辖区人口数与年末常住人口数之比作为替代指标。

4. 控制变量。虽然城市化、城市集中度对人力资本积累的影响为重点考察内容,但是需将其他可能影响人力资本积累的主要因素加以控制。控制变量主要包括:(1)城市规模(*Size*),采用省域范围内所有城市市辖区人口的平均值来代表,区别于城市集中度着重强调首位城市的集聚作用,城市规模反映城市总体规模对人力资本积累的影响;(2)医疗卫生水平(*Medi*),良好的医疗卫生设施能显著改善个人健康水平,而健康水平则直接影响个人工作状态或间接作用于教育回报率进而影响到人力资本积累,以“每百万人口拥有病床数”来代表;(3)人均教育投资额(*Pedu*),与人力资本的原始积累及质量存在密切联系,以“人均教育经费”作为教育投资水平的反映;(4)高技能劳动力占比(*Htec*),反映了因人力资本外部性对人力资本存量的影响;(5)贸易开放度(*Open*),反映一国或地区对外开放的程度,选用贸易依存度衡量各省份的对外开放程度,以“进出口总值占GDP比重”来衡量。

本文的样本数据由2000—2015年中国大陆地区30个省、直辖市、自治区的面板数据组成,^①指标数据主要来自《中国人力资本报告2017》《中国统计年鉴》(2001—2017)《中国人口统计年鉴》(2001—2016)《中国城市统计年鉴》(2001—2016)《中国高技术产业统计年鉴》(2001—2016)《中国劳动统计年鉴》(2001—2016)及《新中国六十年统计资料汇编》等。为消除价格因素的影响,以各省份居民消费价格指数将人均人力资本存量及人均教育投资额转换为以2000年为基期可比价指标值。主要年份各指标的均值统计见表1。

表1 主要年份各指标的均值统计

年份	<i>Human</i> (亿元)	<i>Urban</i> (%)	<i>Concen</i>	<i>Size</i> (百万人)	<i>Medi</i> (张/百万人)	<i>Pedu</i> (万元)	<i>Htec</i> (%)	<i>Open</i> (%)
2000	29.410	0.388	0.370	1.658	0.225	0.037	0.023	0.270
2003	42.576	0.420	0.374	1.848	0.236	0.059	0.024	0.324
2006	53.017	0.470	0.375	2.100	0.251	0.069	0.028	0.392
2009	67.047	0.502	0.366	2.175	0.293	0.102	0.029	0.279
2012	78.329	0.545	0.366	2.288	0.358	0.150	0.030	0.314
2015	97.508	0.576	0.373	2.617	0.441	0.181	0.025	0.251

从表1可知,随着受教育年限、健康投资等增加,各省人力资本存量不断上升;大规模的人口乡城转移使城市化水平均值从2000年的38.8%提高到2015年的57.6%。城市集中度呈现出先升后降再升的变动趋势,2009年明显下降原因在于党的十七大报告明确提出“促进大中小城市和小城镇协调发展”城市发展方针,同时受2008年世界金融危机的影响,2009年左右很多省份首位城市的市辖区人口增长趋势减缓,北京、天津、上海及重庆四个直辖市尤为明显。控制变量中城市规模、医疗卫生水平、人均教育投资都呈现不断上升态势,高技能劳动力占比先升后降,贸易开放度在波动中有所下降。

^①由于西藏的相关数据缺失严重,港澳台地区与大陆省份数据统计口径差异较大,为保证数据的完整性、一致性,样本中不包含西藏、香港、澳门特别行政区和台湾。

为避免数据中含有非平稳性变量可能带来的伪回归问题,采用 LLC 检验方法对人均人力资本、城市化率、城市集中度等指标的平稳性进行检验。由于省级截面个体间存在差异,为保证检验的可靠性并缓解因截面个体相关而带来的 LLC 检验水平扭曲,将面板数据减去各截面单位均值并加入个体固定效应、线性时间趋势后分别进行检验。检验结果显示,各指标变量含时间趋势项的 LLC 检验统计量在5%的水平下均通过显著性检验,意味着各指标为平稳性变量。另外,多重共线性检验及修正可提高模型估计的有效性,在此计算了混合 OLS 模型的方差膨胀因子(VIF),平均 VIF 值为3.56且各解释变量的 VIF 值均小于10,认为变量之间不存在多重共线性。

(三) 实证结果分析

以普通线性回归模型作为实证分析的起点,采用混合 OLS 估计得到模型(1),为消除省份个体异质性,采用组内离差估计得到固定效应面板模型(2),在此基础上引入城市集中度的二次项以考察城市集中度对人力资本积累的非线性影响得到模型(3),并分东部、中部、西部及东北四大地区分别估计得到模型(4)~模型(7),^①具体结果如表2所示。因 Hausman 检验拒绝随机效应模型,故表2中没有报告随机效应模型的估计结果。在5%的显著性水平下,模型(3)中的城市化水平和城市集中度一次项及二次项的回归系数均通过检验,表明城市化水平提高有利于人力资本积累,城市集中度与人力资本积累之间的非线性关系存在。

表2 面板模型的估计结果

解释变量	全国			东部	中部	西部	东北
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
<i>Urban</i>	0.958*** (0.084)	1.265*** (0.276)	1.286*** (0.23)	1.087*** (0.143)	2.159*** (0.12)	2.337*** (0.156)	0.359** (0.172)
<i>Concen</i>	-0.264*** (0.028)	-0.293*** (0.149)	0.689** (0.327)	1.36*** (0.476)	0.767** (0.303)	-0.671*** (0.207)	-0.04 (1.33)
<i>Concen</i> ²	—	—	-0.964*** (0.334)	-1.481*** (0.387)	-1.712*** (0.49)	0.595** (0.206)	-0.549 (1.984)
<i>Size</i>	0.002** (0.001)	0.013*** (0.009)	0.01 (0.008)	0.067*** (0.015)	0.014 (0.024)	0.002 (0.003)	0.803*** (0.189)
<i>Medi</i>	-0.316*** (0.058)	0.024 (0.148)	0.050 (0.124)	0.235* (0.122)	-0.139* (0.076)	-0.094 (0.076)	0.277* (0.162)
<i>Pedu</i>	2.026*** (0.119)	1.319*** (0.308)	1.268*** (0.286)	1.009*** (0.191)	0.692*** (0.237)	-0.043 (0.189)	1.984*** (0.453)
<i>Htec</i>	0.427* (0.239)	-0.222 (0.677)	-0.249 (0.5)	0.01 (0.472)	-2.205*** (0.687)	-0.505 (0.693)	-2.038 (2.087)
<i>Open</i>	0.01 (0.023)	0.086 (0.054)	0.083* (0.046)	0.074** (0.032)	0.265** (0.111)	0.048 (0.077)	0.116 (0.118)
常数项	1.204*** (0.021)	1.007*** (0.085)	0.81*** (0.078)	0.565*** (0.132)	0.653*** (0.045)	0.806*** (0.056)	0.348 (0.274)
<i>R</i> ²	0.898	0.901	0.908	0.757	0.738	0.698	0.389
观察值	480	480	480	160	96	176	48
<i>F</i> 检验值	502.09***	132.33***	175.10***	141.65	885.19	426	157.96
<i>Hausman</i> 值	—	20.71**	57.74**	97.19***	292.01***	-35.36*	13.44*

注:括号内为估计标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著

^①地区划分以2011年国家统计局的区域划分标准为依据,东部地区包括:北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括:山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆;东北地区包括:辽宁、吉林和黑龙江。参见国家统计局:http://www.stats.gov.cn/zjtj/zthd/sjtjr/dejtjkfr/tjkp/201106/t20110613_71947.htm。

模型(3)的估计结果表明,城市集中度对人力资本积累的影响存在倒U型非线性特征,这从全国城市集中度与人力资本积累的散点图(见图1)也得到验证,城市集中度对人力资本积累的总效应为负。^①在聚集经济的作用下,大城市有利于提高劳动者工资水平及个人人力资本积累^[27]。当然,城市集中度提高对人力资本积累也可能存在相反的作用效应:一方面,大城市的自我强化效应有助于加强经济互补性并提高工资水平及人力资本存量,但也可能形成过度竞争而压低工资水平与人力资本存量;另一方面,大城市更可能造成收入差距、环境污染及道路拥堵等城市负外部性而“侵蚀”人力资本^[28]。对于省份而言,城市集中度不高的条件下,人口从农村或小城市向大城市迁移带来城市集中度不断提升,通过集聚经济的作用有利于促进人力资本积累;当城市集中度已达到较高水平时,人口进一步向大城市集中往往导致大城市的负外部性日益突出,同时压缩了小城市的发展空间,小城市的集聚效应不断减弱,加剧了省域城市规模的两极分化^[29],不利于区域的人力资本积累,此时城市集中度与人力资本可能表现为负相关。结合城市集中度变化对人力资本积累的作用效应及各省份城市集中度的变动趋势来看,研究期内我国省级城市集中度总体有所下降,减缓了省域城市规模的两极分化,有利于促进人力资本积累。

模型(4)~模型(7)的估计结果表明不同地区城市集中度对人力资本积累的影响效应存在差异,结合分地区城市集中度与人力资本积累的散点图(见图2)可知,东部、中部地区的估计结果与全国结果一致,其中东部城市集中度对人力资本积累的影响也呈显著的倒U型特征,过高城市集聚带来的负外部性在东部地区的一些特大城市已开始显现;西部地区城市集中度对人力资本积累之间表现为显著的正U型特征,表明通过提升城市集中度、发展集聚经济是西部地区人力资本积累的有效途径;东北地区因样本数量较少,城市集中度的一、二次项均不显著。

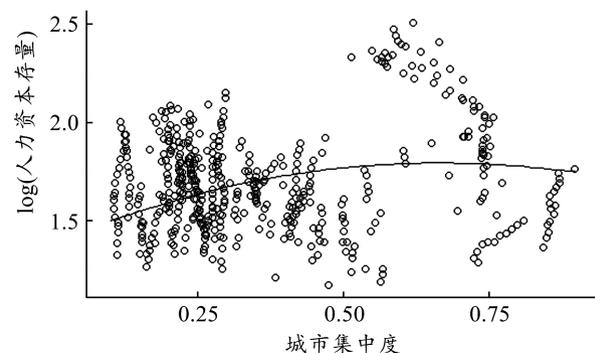


图1 全国城市集中度与人力资本积累散点图

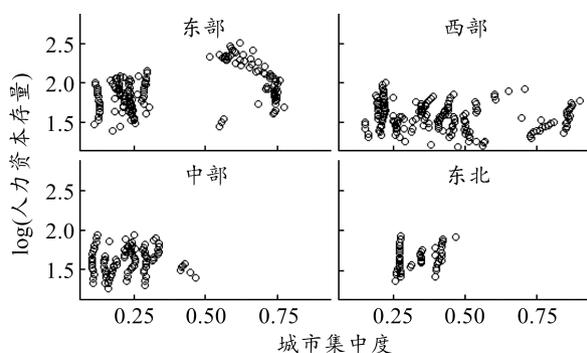


图2 四大地区城市集中度与人力资本积累散点图

控制变量的估计系数在四大地区之间也表现出一定的差异。全国城市规模系数为正,但5%的显著性水平下不显著,东部、东北地区的系数显著为正,中部、西部系数不显著;医疗卫生水平对人力资本积累的提升效应不显著。教育投资是人力资本形成的重要途径,全国、东部、中部及东北地区的系数都显著为正,西部地区不显著;除中部地区外,高技能劳动力的系数不显著;贸易开放度对人力资本积累产生一定的促进效应,东部、中部地区较明显,西部和东北地区不明显。

四、进一步讨论:人力资本积累的空间效应

面板模型估计结果验证了城市化、城市集中度对人力资本积累的作用机制与效应,但结论成立的前提是省份个体是彼此独立的,并未考虑到地区之间的空间相关性。从现实来看,一方面省份之间交流、合作与

^①当城市集中度提高1个百分点时,城市集中度一、二次项对人力资本积累的作用分别为 1×0.689 和 $100 \times |(-0.01) + 0.01|^2 - 11 \times (-0.964)$,取两者之和 -1.249 为城市集中度对人力资本积累的总影响。

竞争引致的物质流、资金流、信息流等使得各个省份在空间上不完全独立,存在空间相互作用;另一方面人力资源属于稀缺性资源,受自身及外界环境的影响经常呈现出跨区域流动的特征,这种流动必然产生一定的溢出效应并对省域人力资本积累造成影响。故而,若仍假定省份个体独立而忽视彼此之间的空间相关性,可能导致模型估计出现偏误,有必要纳入空间效应来进一步分析城市化、城市集中度对人力资本积累的影响机制及效应。

(一) 空间自相关检验

空间建模之前首先要考察变量的空间依赖性,而构造空间权重矩阵是考察空间依赖性和空间计量分析的前提,在此采用二值邻接空间权重矩阵,利用全局 Moran's I 指数,来开展被解释变量、解释变量及控制变量的空间自相关检验,具体检验结果见表3。^①

表3 空间自相关检验结果

Moran's I	<i>LnHuman</i>	<i>Urban</i>	<i>Concen</i>	<i>Size</i>	<i>Medi</i>	<i>Pedu</i>	<i>Htec</i>	<i>Open</i>
2000	0.453 *** (0.000)	0.259 ** (0.014)	0.194 * (0.064)	0.253 *** (0.007)	0.324 *** (0.003)	0.198 ** (0.014)	0.004 (0.748)	0.253 *** (0.007)
2003	0.390 *** (0.000)	0.298 *** (0.006)	0.167 (0.100)	0.275 *** (0.004)	0.323 *** (0.003)	0.159 * (0.060)	0.033 (0.552)	0.275 *** (0.004)
2006	0.459 *** (0.000)	0.369 *** (0.001)	0.170 * (0.096)	0.157 * (0.058)	0.325 *** (0.003)	0.334 *** (0.001)	0.080 (0.303)	0.157 * (0.058)
2009	0.484 *** (0.000)	0.388 *** (0.000)	0.189 * (0.068)	0.161 * (0.054)	0.309 *** (0.005)	0.309 *** (0.002)	0.057 (0.405)	0.161 * (0.054)
2012	0.491 *** (0.000)	0.368 *** (0.001)	0.156 (0.116)	0.134 * (0.086)	0.300 *** (0.005)	0.285 *** (0.005)	0.042 (0.488)	0.134 * (0.086)
2015	0.507 *** (0.000)	0.385 *** (0.000)	0.151 (0.131)	0.143 * (0.068)	0.185 * (0.054)	0.232 ** (0.018)	0.102 (0.241)	0.143 * (0.068)

注:括号内为显著性检验的 p 值,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著

从检验结果来看,在5%的显著性水平下,人力资本存量的 Moran's I 指数通过显著性检验,城市化水平、医疗卫生水平、人均教育投资等解释变量也存在着显著的空间自相关性;城市集中度的空间自相关性由较显著减弱为不显著,原因主要是近几年不同省份首位城市对外来人口的吸引力及落户政策的差异、部分首位城市行政区划的调整,使得省份之间首位城市市辖区人口规模、城市集中度的差异扩大。总体来看,通过建立空间计量模型进一步探讨城市化、城市集中度对人力资本积累的空间效应是必要的,故在式(1)的基础上引入空间效应,进而考察城市化、城市集中度对人力资本存量的影响效应。

(二) 全国层面的空间面板计量分析

考虑到变量的空间自相关性,基于全样本数据建立广义嵌套空间模型(General Nesting Spatial Model, GNS)进行分析。

$$\begin{aligned} \text{LnHuman}_{i,t} &= \rho W_n \text{LnHuman}_{i,t} + X_t \beta + W_n X_t \theta + \mu_i + \alpha_t + v_i \\ u_i &= \lambda W_n u_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

其中, X_t 为城市化率、城市集中度等解释变量及控制变量, μ_i 表示其他未被纳入模型但会对被解释变量人力资本积累造成影响的固定效应, α_t 表示时间效应, $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

在式(2)中,空间结构参数 ρ 、 θ 和 λ 满足不同条件时,GNS 模型可简化为不同的空间计量模型。若 $\lambda = 0$,即为空间杜宾模型(SDM);若 $\theta = \lambda = 0$,为空间自回归模型(SAR);若 $\rho = \theta = 0$,为空间误差模型(SEM);若 $\rho = 0$,为广义空间自回归(SAC)模型;若 $\rho = \theta = \lambda = 0$,为普通面板数据模型。LeSage 和 Pace

^①本文基于二值邻接空间权重矩阵分别计算了 Moran's I、Geary's C 和 Getis-Ord's 指数,由于三种指数的检验结果差异不大,在此只报告 Moran's I 检验结果。

(2009)提出以SDM模型为出发点,若真实数据生成过程是SAR、SEM及SAC时,SDM模型均能得到无偏估计,且SDM模型中包含的 $W_n X_i$ 变量不会导致解释变量参数估计出现偏误,由此依据LeSage和Pace(2009)的判别方法对不同空间计量模型形式进行判别^[30]。另外,为消除最大似然估计(MLE)对随机干扰项、外生变量以及空间权重矩阵的严苛约束,采用拟极大似然估计(QMLE)进行参数估计^[31]。

表4为采用二值邻接空间权重矩阵得到的空间计量模型估计结果,其中模型(8)和模型(9)分别为SAR和SEM模型,模型(10)为SDM模型。通过对自变量空间自回归系数进行检验,分别拒绝了 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p$ 及 $H_0: \theta = -\beta \cdot \rho$,即SDM模型不宜简化为SAR模型和SEM模型,因此将模型设定为SDM形式是合理的。从模型(10)自变量回归系数(β)来看,与表2中的模型(3)相比,控制变量医疗卫生水平、高技能劳动力占比系数的显著性有所提高,其余变量系数与普通面板数据固定效应模型的结果基本一致。空间自相关系数(ρ)的估计值为0.524,在5%的水平下通过显著性检验,表明邻近省份的人力资本存量对该省份的人力资本积累有明显的促进作用。从自变量空间自回归系数(θ)来看,城市化水平和城市规模的空间溢出效应显著为正,而城市集中度、医疗卫生水平、人均教育经费和对外开放程度的空间溢出作用显著为负,高技能劳动力占比的空间溢出效应不显著。

空间计量模型的回归系数不仅可度量解释变量对被解释变量的影响程度,而且可以描述变量之间的复杂相互作用^[32]。这种复杂的相互作用常以直接效应、间接效应加以表征,其中直接效应反映一个地区解释变量对该地区被解释变量的影响,间接效应反映了邻近地区解释变量对该地区被解释变量的影响,直接效应与间接效应的加总为总效应。基于模型(10)空间回归系数的估计值,以偏微分技术对各变量的直接效应、间接效应和总效应进行测算,具体结果见表5。

表5 各自变量的直接效应、间接效应和总效应

解释变量	直接效应	间接效应	总效应
Urban	0.745*** (0.000)	1.439*** (0.000)	2.184*** (0.000)
Concen	0.456*** (0.001)	0.200 (0.658)	0.656 (0.217)
Concen ²	-0.566*** (0.000)	-0.873** (0.037)	-1.439*** (0.003)
Size	0.005** (0.040)	0.065*** (0.000)	0.070*** (0.000)
Medi	0.088* (0.078)	-0.335*** (0.009)	-0.247* (0.062)
Pedu	0.994*** (0.000)	-0.707** (0.019)	0.287 (0.376)
Htec	-0.736*** (0.004)	0.058 (0.927)	-0.678 (0.397)
Open	0.100*** (0.000)	-0.116** (0.025)	-0.016 (0.788)

注:括号内为显著性检验的p值,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著

表4 全样本数据空间计量模型估计结果

解释变量	被解释变量:LnHuman		
	模型(8) (SAR)	模型(9) (SEM)	模型(10) (SDM)
Urban	0.874*** (0.070)	0.849*** (0.080)	0.620*** (0.083)
Concen	0.464*** (0.131)	0.453*** (0.123)	0.444*** (0.122)
Concen ²	-0.574*** (0.124)	-0.576*** (0.122)	-0.500*** (0.118)
Size	0.004* (0.003)	0.001 (0.003)	0.000 (0.003)
Medi	-0.082** (0.040)	0.170*** (0.052)	0.118** (0.055)
Pedu	0.723*** (0.090)	1.450*** (0.091)	1.051*** (0.102)
Htec	-0.616*** (0.237)	-0.671*** (0.213)	-0.742*** (0.222)
Open	0.076*** (0.019)	0.105*** (0.020)	0.110*** (0.018)
W·Urban	—	—	0.414*** (0.146)
W·Concen	—	—	-0.143 (0.234)
W·Concen ²	—	—	-0.175 (0.225)
W·Size	—	—	0.033*** (0.007)
W·Medi	—	—	-0.23*** (0.085)
W·Pedu	—	—	-0.92*** (0.167)
W·Htec	—	—	0.447 (0.307)
W·Open	—	—	-0.118*** (0.027)
ρ	0.447*** (0.028)	—	0.524*** (0.041)
λ	—	0.679*** (0.038)	—
观察值	480	480	480
AIC	-1768.890	-1752.611	-1848.310
BIC	-1727.152	-1710.874	-1773.181
LogL	894.445	886.306	942.155

注:括号内为估计标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著

从表5知,城市化对人力资本的直接效应与间接效应都很显著,但因省份之间城市化水平的显著空间自相关性,使得间接效应(1.439)要高于直接效应(0.745)。城市集中度的一次项对人力资本积累的直接效应显著为正,间接效应不显著,但其二次项对人力资本积累的直接效应、间接效应均显著为负,表明城市集中度影响人力资本积累的倒U型特征在考虑空间相关性后仍然成立。经计算,城市集中度的一、二次项对人力资本积累的总效应约为-2.236,表明在目前各个省份的城市集中度水平上,城市集中度的进一步上升并不利于人力资本积累。^①另外,与表2中模型(3)的估计系数相比较,城市集中度一、二次项对人力资本积累的“综合直接效应”(-0.682),^②低于未考虑空间相依性时的总作用(-1.249),因此忽略省份之间的空间相关性会低估城市集中度对人力资本积累的影响。高技能劳动力占比对人力资本积累的直接效应、间接效应和总效应均不显著,医疗卫生水平显著的负向间接效应抵消了显著的正向直接效应,导致其总效应不显著,其余变量影响人力资本的总效应均显著为正。

(三) 分地区的空间面板计量分析

由于我国不同地区的城市化水平、城市集中度存在明显差异,接下来分四大地区进一步考察城市化、城市集中度对人力资本积累的影响效应。从各地区指标描述性统计量可知,东部地区的变量值均高于全国平均水平,特别是城市规模、高技能劳动力占比及贸易开放度均明显高于全国平均水平,而西部地区城市集中度和东北地区每百万人拥有病床数明显高于其余三大区域。接下来,分四大地区采用空间杜宾模型开展比较分析,结果见表6。

表6结果显示:第一,在5%的水平下,四大地区的空间自相关系数都通过显著性检验,表明省份之间的人力资本存在明显的正向空间溢出效应。与表4中的模型(10)相比,四个地区的 ρ 系数均明显小于全样本估计结果,表明人力资本积累在四大地区之间也存在着一定的空间溢出效应。第二,自变量回归系数方面,四大地区的城市化水平对人力资本积累的影响效应基本与全样本结果一致,其中东部、中部和西部地区的城市化水平系数显著为正,中部地区明显高于其他地区,而东北地区不显著;城市集中度的一、二次项系数

表6 分地区空间杜宾模型估计结果

解释变量	被解释变量:LnHuman			
	模型(11) -东部	模型(12) -中部	模型(13) -西部	模型(14) -东北
Urban	0.778*** (0.149)	1.235*** (0.158)	0.465*** (0.148)	0.180 (0.149)
Concen	0.226 (0.409)	0.322 (0.207)	-0.446*** (0.125)	-0.223 (1.269)
Concen ²	-0.44 (0.346)	-0.697** (0.354)	0.294** (0.128)	0.167 (1.799)
Size	0.023 (0.016)	-0.011 (0.015)	0.009*** (0.002)	0.268 (0.193)
Medi	0.163 (0.148)	0.030 (0.096)	0.019 (0.047)	-0.335** (0.199)
Pedu	1.073*** (0.169)	0.705*** (0.262)	0.227 (0.145)	-0.439 (0.611)
Htec	-0.654 (0.422)	-2.040*** (0.547)	-0.492 (0.472)	-1.241 (1.627)
Open	0.103*** (0.028)	0.170* (0.098)	-0.045 (0.047)	-0.333*** (0.100)
W·Urban	0.180 (0.208)	0.372 (0.232)	1.259*** (0.264)	0.264 (0.270)
W·Concen	0.921* (0.532)	-0.191 (0.271)	-0.694*** (0.196)	-0.432 (1.883)
W·Concen ²	-1.216*** (0.471)	0.334 (0.522)	0.537*** (0.197)	-0.641 (2.296)
W·Size	0.069*** (0.024)	0.034 (0.029)	0.039*** (0.006)	0.426** (0.193)
W·Medi	0.124 (0.201)	0.014 (0.108)	-0.346*** (0.078)	0.489** (0.212)
W·Pedu	-1.009*** (0.264)	-1.331*** (0.465)	-0.046 (0.259)	1.457** (0.672)
W·Htec	0.868* (0.492)	-0.118 (0.823)	-7.746*** (0.776)	-6.839*** (1.596)
W·Open	-0.060* (0.036)	-0.276** (0.125)	0.084 (0.098)	0.174 (0.166)
ρ	0.272*** (0.070)	0.494*** (0.080)	0.163*** (0.074)	0.410*** (0.101)
观察值	160	96	176	48
AIC	-507.067	-558.758	-914.416	-232.574
BIC	-451.714	-512.600	-857.348	-198.893
LogL	271.534	297.379	475.208	134.287

注:括号内为估计标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著

①当城市集中度提高1个百分点时,城市集中度一、二次项对人力资本积累的总效应分别为 1×0.656 和 $100 \times (1 + 0.01)^2 - 11 \times (-1.439)$,取两者之和-2.236为“综合总效应”;当城市集中度下降1个百分点时,城市集中度一、二次项对人力资本积累的总效应分别为 1×0.656 和 $100 \times (1 - 0.01)^2 - 11 \times (-1.439)$,“综合总效应”为-2.208。

②当城市集中度提高1个百分点时,城市集中度一、二次项对人力资本积累的直接效应分别为 1×0.456 和 $100 \times (1 + 0.01)^2 - 11 \times (-0.566)$,取两者之和-0.682为“综合直接效应”。

在四大地区差异较大,其中中部地区的二次项系数显著为负且与模型(10)、模型(3)的估计结果一致,西部地区的二次项系数显著为正与模型(10)、模型(3)的估计结果相反,东部和东北地区的一、二次项系数均不显著。其余控制变量在不同地区对人力资本的影响有较大差异,城市规模对人力资本积累仅在西部地区有显著的正向影响而其他地区不显著,医疗卫生水平的系数按“东→中→西→东北”方向逐步减小,人均教育投资额对人力资本积累的影响按“东→中→西→东北”方向由显著的正向作用逐渐减弱至无显著影响,高技能劳动力占比的系数在中部地区显著为负而在东部、西部和东北地区不显著,贸易开放度对人力资本积累的影响在东部、中部地区显著而在西部和东北地区不显著。

第三,各地区自变量的空间自回归系数与全样本估计结果有较大差异,其中城市化水平在西部地区有显著的正向空间溢出作用,而东部、中部和东北地区不显著;城市集中度的一次项在西部地区有显著的负向空间溢出,其余地区并不显著。城市集中度的空间溢出效应在中部、东北地区不显著,而在东部和西部地区呈现出截然相反的空间外部效应,原因在于东部地区京津冀一体化、长三角一体化等政策的实施使得城市集中度总体上产生正向空间溢出效应,而西部地区的少数中心城市譬如重庆、西安、乌鲁木齐等对区域内人口形成较强的虹吸效应,导致省份之间的城市集中度差异较大,总体呈负向空间溢出效应。其余控制变量的空间溢出作用也存在较大差异,限于篇幅不再详细讨论。

(四) 稳健性检验

从计量模型角度看,前文分别采用普通面板模型和空间杜宾模型(SDM)检验了城市化水平、城市集中度对人力资本积累的影响效应,两类模型得出的研究结论基本一致。与此同时,相较于普通面板模型,空间杜宾模型不仅考虑了样本的个体与时间异质性,还强调了被解释变量和解释变量的空间相依性,所以两类模型的部分变量估计系数的显著性不完全一致也在情理之中。为进一步考察模型估计结果的稳健性,接下来从变换城市集中度测度指标、剔除直辖市样本数据和转换空间权重矩阵三方面开展稳健性检验。

首先,考虑到城市首位度只强调首位城市在省域内的地位及作用,而赫芬达尔指数反映了省域内所有城市间的差距,故再以赫芬达尔指数作为城市首位度的测度指标,分别运用普通面板模型和空间杜宾模型对城市化、城市集中度对人力资本积累的影响效应进行分析,结果见表7的模型(15)和模型(16)。模型(16)中城市化水平和城市集中度的一、二次项系数显著,与表4的模型(10)结果基本一致。与表2中的模型(3)相比,模型(15)的城市化水平系数显著且未发生明显变化;模型(15)的城市集中度一、二次项系数不再显著,但与模型(3)的系数符号一致。

表7 稳健性检验结果

解释变量	被解释变量:LnHuman					
	变换城市集中度指标		剔除直辖市样本数据		转换空间权重矩阵	
	模型(15) (面板模型)	模型(16) (SDM)	模型(17) (面板模型)	模型(18) (SDM)	模型(19) $W(1/d_{ij})$	模型(20) $W(1/d_{ij}^2)$
Urban	1.284*** (0.256)	0.611*** (0.080)	1.015*** (0.237)	0.508*** (0.087)	0.483*** (0.074)	0.514*** (0.072)
Concen	0.219 (0.405)	0.402*** (0.134)	0.500 (0.328)	0.439*** (0.130)	0.33*** (0.118)	0.326*** (0.113)
Concen ²	-0.74 (0.453)	-0.548*** (0.133)	-0.643* (0.326)	-0.471*** (0.142)	-0.508*** (0.111)	-0.400*** (0.11)
Size	0.017** (0.008)	0.002 (0.003)	0.060 (0.044)	0.048*** (0.016)	0.010*** (0.002)	0.004* (0.002)
Hbed	0.059 (0.128)	0.130** (0.054)	0.192 (0.130)	0.266*** (0.064)	0.238*** (0.047)	0.276*** (0.046)
Iedu	1.256*** (0.277)	1.010*** (0.101)	1.355*** (0.376)	1.442*** (0.142)	0.659*** (0.104)	0.840*** (0.102)

续表7

解释变量	被解释变量:LnHuman					
	变换城市集中度指标		剔除直辖市样本数据		转换空间权重矩阵	
	模型(15) (面板模型)	模型(16) (SDM)	模型(17) (面板模型)	模型(18) (SDM)	模型(19) $W(1/d_{ij})$	模型(20) $W(1/d_{ij}^2)$
Htec	-0.256 (0.575)	-0.752*** (0.224)	-0.443 (0.428)	-0.792*** (0.223)	-0.866*** (0.207)	-0.872*** (0.197)
Iopen	0.101** (0.045)	0.115*** (0.018)	0.156*** (0.045)	0.111*** (0.025)	0.087*** (0.017)	0.099*** (0.017)
常数项	0.899*** (0.095)	—	0.861*** (0.072)	—	—	—
W·Urban	—	0.437*** (0.144)	—	0.384** (0.150)	-0.231 (0.248)	-0.006 (0.137)
W·Concen	—	-0.608** (0.250)	—	-0.328 (0.243)	-0.383 (0.781)	0.019 (0.311)
W·Concen ²	—	0.135 (0.222)	—	0.006 (0.268)	-1.032 (0.67)	-0.250 (0.276)
W·Size	—	0.036*** (0.007)	—	-0.027 (0.028)	0.086*** (0.017)	0.021*** (0.006)
W·Hbed	—	-0.215** (0.085)	—	-0.233** (0.099)	-0.630*** (0.142)	-0.434*** (0.078)
W·Iedu	—	-0.888*** (0.167)	—	-1.233*** (0.202)	-0.159 (0.283)	-0.517*** (0.161)
W·Htec	—	0.525** (0.314)	—	0.604* (0.324)	-1.413 (1.213)	0.594 (0.531)
W·Iopen	—	-0.109*** (0.027)	—	-0.066* (0.034)	-0.049 (0.046)	-0.093*** (0.028)
ρ	—	0.504*** (0.041)	—	0.516*** (0.042)	0.706*** (0.056)	0.678*** (0.04)
观察值	480	480	416	416	480	480
AIC	-1587.520	-1858.712	-1451.198	-1642.355	-1926.586	-1933.382
BIC	-1554.130	-1783.584	-1418.953	-1569.803	-1851.458	-1858.254
LogL	—	947.356	—	839.178	981.293	984.691

注:括号内为估计标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著

其次,考虑到采用市辖区人口与年末总人口比值作为直辖市城市集中度指标可能存在一定的测量误差而影响估计结果,故剔除四个直辖市数据后再开展普通面板模型及空间杜宾模型的系数估计,具体结果见表7的模型(17)和模型(18)。模型(18)中城市化水平和城市集中度的一、二次项系数估计结果与表4的模型(10)基本一致;模型(17)中城市化水平系数与表2中的模型(3)相比未发生明显变化,城市集中度的二次项在10%的水平下通过显著性检验,系数的显著性有所下降。将直辖市剔除后空间杜宾模型的城市集中度二次项的系数更为显著,表明直辖市较高的城市集中度对人力资本积累造成的负外部性比其余省份更高。

另外,为了检验空间自相关及空间溢出效应的稳健性,在构造空间权重矩阵时再分别以逆距离和逆平方距离的空间权重矩阵替代二值邻接空间权重矩阵进行实证分析,^①结果见表9的模型(19)和模型(20)。从模型效果的信息准则来看,模型(19)和模型(20)的估计结果相较于模型(8)的估计结果更加可信,但变

^①本文还尝试以各省份人均GDP等变量分别构建经济距离空间权重矩阵并进行实证检验,结果显示模型关键变量的估计系数与模型(10)(19)和(20)基本一致,但模型的对数似然值及信息准则均劣于上述模型,在此未报告相关结果。

量的系数值相差不大,且模型(19)和模型(20)中城市化水平和城市集中度一、二次项系数均显著,与表4中模型(10)的各解释变量系数估计基本一致,体现出较强的稳健性。

五、结论与启示

快速城市化过程中受人口流动因素的影响城市集中度也不断发生变动,形成不同的城市规模分布特征,并从供给侧和需求侧两个方面影响到区域的人力资本水平。在解析城市化、城市集中度对人力资本积累影响机制的基础上,本文以省级面板数据的普通面板模型和空间计量模型对我国城市化、城市集中度对人力资本积累的影响效应进行实证检验。面板计量分析显示,省级区域的城市化水平对人力资本积累产生正向促进作用,城市集中度与人力资本之间存在着倒U型关系,即当城市集中度处于较低水平时,城市集中度提升有利于人力资本积累,而当城市集中度处于较高水平时,城市集中度进一步提升造成的聚集不经济等负外部性不利于人力资本积累。考虑到省份之间存在的空间自相关性,引入空间杜宾模型的实证结果支持了普通面板模型的分析结论,且证实人力资本存在较强的空间溢出效应。分地区的实证分析显示,四大地区的城市化水平和城市集中度对人力资本积累的影响效应不同于全样本的实证结果,地区之间存在较大差异。从变换城市集中度测度指标、剔除直辖市样本数据和转换空间权重矩阵三个方面对实证结果的稳健性检验显示,城市化、城市集中度对人力资本的影响效应具有较强的稳健性。

上述结论对于提高我国城市化质量,提升人力资本水平,推动经济转型升级和高质量发展具有以下启示意义:(1)走可持续城市化之路,不断提升人力资本水平,推动经济发展方式转换。城市化有利于人力资本积累,而人力资本对经济内生增长的作用日益突出,在当前我国城市化仍快速推进、城市化的诸多效应还未充分显现的情况下,积极推进城市化进程不失为推动经济发展方式转换的一个有效途径。当然,城市粗放型增长也会带来严重的负面效应,故不能一味追求城市化速度,而应坚持集约利用土地和其他资源,加强城市生态建设和环境综合治理,走生态文明型的可持续城市化道路。(2)结合区域特征实施差异化城市化战略及城市外来人口落户政策,进一步优化区域城市规模体系,推动人力资本积累。城市集中度对人力资本积累的影响效应呈倒U型特征,而我国四大地区的城市化水平及城市集中度存在明显差异,城市化推进过程中各地区应采取差异化策略,结合自身实际制定大城市外来人口落户政策。城市化水平和城市集中度较高的东部地区可适度收紧特大城市特别是首位城市的外来人口落户政策,适当控制城市集中度,促进城市体系的大中小城市均衡发展,避免集聚不经济;中部和东北地区应充分发挥其资源优势,积极承接融合东部地区产业转移,构造多中心、多增长级的城市群;西部地区可适当放松城市外来人口落户政策以吸引人口流入,进一步扩大首位城市规模,通过集聚经济带动人力资本积累。

参考文献:

- [1] LUCAS R E. On the mechanics of economic development[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1): 3-42.
- [2] TEMPLE J. The New growth evidence[J]. *Journal of Economic Literature*, 1999, 37(1): 112-156.
- [3] GENNAIOL N, LA P R, LOPEZDESILANES F, et al. Human capital and regional development [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128(1): 105-164.
- [4] 沈建法. 城市化与人口管理[M]. 北京: 科学出版社, 1999: 121-148.
- [5] SIMON C J. Human capital and metropolitan employment growth[J]. *Journal of Urban Economics*, 1998, 43(2): 223-243.
- [6] GLAESER E L, MARE D C. Cities and skills[J]. *Journal of Labor Economics*, 2001, 19(2): 316-342.
- [7] 时慧娜. 中国城市化的人力资本积累效应[J]. *中国软科学*, 2012(3): 117-127.
- [8] HASSLER J, MORA J V R. Intelligence, social mobility, and growth[J]. *American Economic Review*, 2000, 90(4): 888-908.
- [9] 周光霞, 林乐芬. 城市集聚经济与劳动力流动——理论框架与实证研究[J]. *商业研究*, 2018(3): 152-161.
- [10] LI H, LIANG Y, FRAUMENI B M, et al. Human capital in China, 1985—2008[J]. *Review of Income & Wealth*, 2013, 59(2): 212-234.