

高质量人力资本与 中国城市产业结构升级

——来自“高校扩招”的证据

何小钢 罗 奇 陈锦玲*

摘要：人力资本能否有效促进产业结构升级,对提升经济发展质量至关重要。本文构建可用于政策评估的拟自然实验,采用双重差分法评估 1999 年“高校扩招”形成的人力资本对城市产业升级的影响。研究发现,高质量人力资本扩张有效地促进了产业结构升级,且该效应随时间推移逐步增强,这一结论在考虑识别假设条件和一系列其他可能干扰估计结果的因素后依然成立。产业结构升级效应主要源于人力资本提升了收入水平和创新水平。进一步研究发现,高质量人力资本扩张的产业结构升级效应在东部城市、市场化程度较高的城市更为突出。研究表明,投资高质量人力资本可以带动产业结构升级,进而促进经济增长,“人才红利”有望取代“人口红利”为中国增长提供新动能,这对新时期稳增长具有重要的政策启示。

关键词：人力资本;高校扩招;产业结构升级;高质量增长

一、引言

近年来,新一轮科技革命和产业变革孕育兴起,为争夺新一轮发展的制高点,世界各国都开始加快新技术的研发和新产业的战略布局,产业结构调整力度空前。在全球产业分工重新洗牌的关键时期,中国经济经过三十多年高速发展后正遭遇诸多瓶颈,其中就包括产业结构不合理以及相对落后的产业体系所面临的高要素成本等方面带来的挑战。在中国经济由高速增长转入高质量发展的背景下,产业升级的重要性日益凸显,其成败和进程一方面决定中国未来经济增长的核心动力,另一方面还关乎中国能否由制造大国迈向制造强国(周茂等,2018)。习近平总书记强调:推动经济高质量发展,要把重点放在推动产业结构转型升级上,把实体经济做实做强做优。以产业结构调整破解总量增长瓶颈成为中国保持高质量发展的关键举措(袁航、朱承亮,2018)。

*何小钢,江西财经大学产业经济研究院,邮政编码:330013,电子信箱:nchxg@126.com;罗奇(通讯作者),江西财经大学产业经济研究院,邮政编码:330013,电子信箱:770810334@qq.com;陈锦玲,江西财经大学产业经济研究院,邮政编码:330013,电子信箱:2326661833@qq.com。

本文得到国家自然科学基金项目“信息通讯技术与企业生产率:理论机制、实现路径与微观证据”(项目编号:71963017)、国家自然科学基金项目“中国式分权体制视角下地区环境规制行为的空间关联及政策导向研究”(项目编号:71663022)、国家自然科学基金项目“能源偏向型技术进步与经济增长转型:理论机制及经验证据”(项目编号:71463022)的资助。作者感谢匿名审稿专家及编辑部老师的宝贵意见,当然,文责自负。

然而,如何才能更好地推动产业结构转型升级呢?理论上,产业结构调整的内生动力在于技术进步、要素禀赋以及市场需求变化等(靳卫东,2010;苏杭等,2017)。其中,技术进步是产业转型升级的关键,而人力资本则是推动技术创新的根本动力。同时,人力资本作为一种重要的要素投入,左右着产业升级进程与方向。高素质人力资本会不断推动各类技术的消化吸收与应用并诱发创新,从而推动产业层面的技术创新和技术结构升级,最终实现产业转型升级。然而,单纯的人力资本数量增加并不必然会推动产业结构调整和经济增长,与产业结构相匹配的人力资本才是经济增长的源泉(靳卫东,2010)。人力资本与产业结构错配会阻碍各生产要素得到充分利用,制约知识和资本密集型产业的发展(李静、楠玉,2019)。因此,人力资本数量增加能否推动产业结构升级可能是不确定的。随着中国人口数量红利接近尾声,人口红利的经济效应也正逐渐消失(蔡昉,2010)。随着中国人口数量红利的枯竭,高质量人力资本对于推动经济增长转型的重要作用日渐凸显。那么,中国地方政府能否借助高质量人力资本推动城市层面的产业结构调整与转型升级?人力资本的产业结构升级效应到底有多大?进一步地,人力资本推动产业结构升级的机制如何?这些问题需要进一步深入研究。

关于人力资本经济效应的文献经常遇到的一个关键问题是内生性(周少甫等,2013;苏杭等,2017;阳立高等,2018)。在实证上,识别人力资本的产业结构升级效应存在反向因果的困扰,即:产业结构升级会带动人力资本结构高级化,而且,产业结构调整会引起人力资本产出效率的提高(周少甫等,2013)。因此,研究人力资本的产业结构升级效应必须有效地克服上述内生性问题所带来的偏误。

幸运的是,我国在1999年颁布实施的“高校扩招”政策带来了劳动力市场中高质量人力资本供给在2003年之后的快速上升,这为准确识别人力资本对城市层面产业结构升级的因果效应提供了难得的机会。为了满足国内日益增长的文化教育需求,并通过延缓高中毕业生参加工作来降低社会就业压力(Che and Zhang, 2018),中国于1999年开启了以“高校扩招”为核心的高等教育改革。政策实施当年全国高校招生数较上一年增长约52万人,增幅达到了48%。与之相对应的是,自2003年开始普通高校毕业生人数快速上升,高素质人力资本规模迅速扩张,具体变化趋势如图1所示。

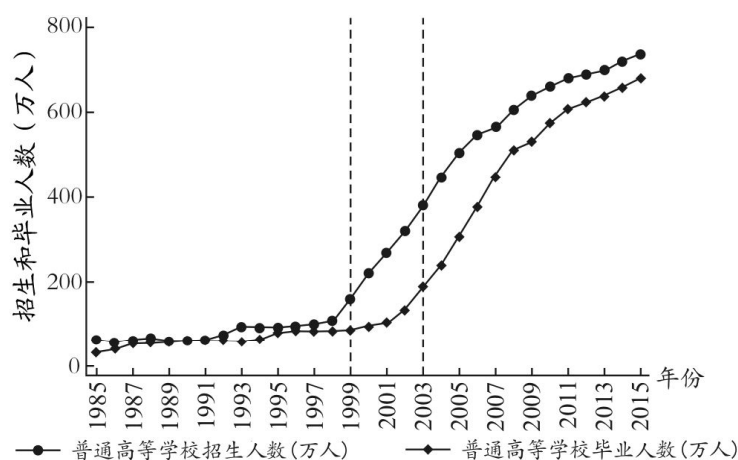


图1 1994—2015年中国高校招生和毕业情况

(数据来源:1986—2016年《中国统计年鉴》。)

与现有文献基于财政波动、财政分权、公共支出和开发区设立等政府行为视角展开研究

不同(安苑、王珺,2012;王立勇、高玉胭,2018;张权,2018;袁航、朱承亮,2018;周茂等,2018),本文从人力资本这一内生视角出发,研究高质量人力资本的产业升级效应。具体地,本文采用1999年中国政府颁布实施的“高校扩招”政策构建准自然实验,基于双重差分的识别策略系统地考察人力资本对我国城市层面产业结构升级的影响。研究发现:(1)“高校扩招”导致的高质量人力资本规模扩张显著促进了我国各城市产业结构升级,这一结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。(2)机制检验表明,人力资本的规模扩张主要通过推动收入水平提升、创新水平提升这两个途径对城市产业结构升级产生促进作用。(3)异质性检验发现,人力资本的产业结构升级效应在东部城市以及市场化程度较高的城市更为突出。

本文从高质量人力资本扩张视角推进和拓展了人力资本的经济效应的相关研究,可能的边际贡献主要有两点:首先,本文系统地研究了人力资本的产业结构升级效应,同时从产业结构升级视角为理解人力资本推动经济高质量发展提供了更为直接的经验证据;其次,本文借助“高校扩招”这一拟自然实验,采用双重差分法(Difference in Differences, DID)尽可能地克服评估过程中的潜在内生性,更为准确地评估了人力资本的产业结构升级效应,并进一步探讨了影响机制以及对于不同发展水平地区的异质性影响。同时,本文的研究表明,投资高质量人力资本可以带动产业结构升级,“人才红利”有望取代“人口红利”为中国增长提供新动能,这具有重要的政策含义。

本文余下部分结构安排如下:第二部分对现有文献进行梳理并提出假说;第三部分介绍估计策略、变量选取与数据;第四部分是基准回归结果及稳健性检验;第五部分为机制检验及异质性分析;第六部分是结论与政策启示。

二、文献回顾、理论机制与假说的提出

(一) 文献回顾

传统的人力资本研究大多关注教育对个人发展的影响(岳昌君,2004),此外,有关人力资本的宏观经济效应,学者们主要聚焦于其对经济增长的促进作用,并提供了不同时期不同国家的证据(Romer,1990;赖明勇等,2005)。产业结构作为经济增长的主要影响因素之一,关于人力资本与产业结构的议题受到越来越多学者的重视。本文旨在考察人力资本与产业结构升级之间的内在联系,因此我们着重从人力资本与产业结构的匹配以及人力资本对产业结构升级的影响两个方面进行综述。

1. 人力资本与产业结构的匹配

长期以来,中国的人力资本水平总体上处在较低位置,而产业结构则呈现多元化发展特征。在这一现实情况下,欧阳晓和刘智勇(2010)研究发现,尽管中国的人力资本水平较低,但由于不同层次人力资本和多元化产业结构之间的耦合程度较高,逐渐形成了自身的比较优势,从而解释了我国一直以来较快的经济发展。同样地,周少甫等(2013)利用中国省级面板数据探讨了人力资本与产业结构之间的动态匹配,他们发现,与人力资本相适应的产业结构调整有助于强化人力资本在经济增长中的作用。与上述研究不同的是,部分学者从人力资本错配这一视角切入,Ramos等(2012)实证考察了过度教育对区域经济增长的影响,结果表明,过度教育导致的单纯人力资本数量增加如果无法与产业结构相匹配,最终将不利于区域经济发展。近年来,国内一些学者也开展了相关研究,马颖等(2018)通过构建人力资本错配的理论模型,发现三次产业间人力资本错配将导致产业的实际产出逐渐偏离最优产出,产

业结构也将向着不合理的方向演变。基于高技术产业 23 个细分行业的数据,李静和楠玉(2019)发现,经济转型中的后发国家往往会出现人力资本与产业结构错配的问题,相比创新驱动,后发国家的占优决策是优先进行合理的产业结构调整。

2.人力资本对产业结构升级的影响

关于人力资本如何影响地区产业结构升级,已有文献从不同的角度进行了讨论。从人力资本结构来看,陈晋玲和张靖(2019)基于人力资本在教育层次上具有差异性这一视角,利用中国 30 个省份的面板数据分析不同受教育程度的人力资本对产业结构升级的影响。具体表现为,接受过中等、高等教育的人力资本显著推动了产业结构升级,而仅受到初等教育的人力资本则产生了负面作用。从人力资本的空间分布来看,Ciccone 和 Papaioannou(2009)使用 1980—1999 年跨国行业面板数据研究了人力资本与产业结构之间的关系,结果表明,初始教育水平更高的国家实现了产业就业人数和产值的更快增长。同时,随着国家教育水平的提升,生产活动向人力资本密集型产业转移的趋势更为明显。国内学者也给出了相应的证据,严立刚和曾小明(2020)发现人力资本份额越高的地区,产业集聚作用越强,地区产业份额也越高。

此外,还有许多学者针对不同产业内部的结构升级展开研究,从制造业来看,周茂等(2019)、毛其淋(2019)借助中国 1999 年“高校扩招”这一外生性政策构建准自然实验,论证了人力资本的规模扩张对中国制造业出口升级的促进作用。苏杭等(2017)发现中国制造业结构升级依赖于要素禀赋,其中对于人力资本积累的依赖程度最大。在制造业之外,针对服务业的研究发现,人力资本在数量和质量上充足的供给有助于生产性服务业扩张和消费性服务业生产率提升,从而实现服务业内部结构升级(张建华、程文,2019)。

综上所述,已有文献研究了人力资本与产业结构的匹配及其经济增长效应、人力资本对产业结构升级的影响,为我们提供了富有价值的洞见。然而,受数据、识别策略等方面的限制,现有文献主要考察了人力资本与产业结构的相关关系,真正识别其因果效应的研究少之又少。由于人力资本和产业结构往往相互影响,而且地区习俗、观念等因素难以得到有效控制,因此,遗漏变量和双向因果关系造成的内生性问题仍是准确评估二者因果效应的关键与难点。此外,大多数研究直接基于产业层面进行论证,这就意味着不同产业之间相互独立,仅能考察单一产业结构变化,从而缺乏对产业结构动态演变分析。进一步地,现有文献尚未从城市层面识别人力资本的产业结构升级效应,其作用机制也未得到充分讨论。相比于省级面板数据,城市层面数据的样本观测值更多,回归时的变差更大,从而所得结论的可信度更高(周茂等,2019)。因此,本文借助“高校扩招”政策尽可能地缓解内生性问题,在城市层面识别人力资本推动产业结构升级的因果效应,并考察其具体的作用机制。

(二)理论机制与假说

一方面,得益于“高校扩招”政策的实施,接受高等教育的毕业生群体拥有更强的干中学能力、资源整合能力以及创新能力。因此,扩招政策极大地增加了高质量人力资本的供给。另一方面,由于城市层面高校毕业生的外部性显著大于其他学历毕业生(Moretti, 2004),高质量人力资本的规模扩张能够加快知识、技术等要素在城市范围内流动与扩散,推动新思想、新理念形成,从而有效提高地区自主创新的积极性和成功率(袁航、朱承亮, 2018)。此外,适宜技术理论指出,前沿技术的运用必须与高质量人力资本匹配才能发挥作用(Acemoglu, 1998)。我国人力资本密集型产业一直以来面临着高质量人力资本供给不足

的困境,高校扩招之后这类产业可以雇佣更多的高技能劳动力,继而通过增加对高科技资本品的进口和前沿技术的采用来进行消化吸收再创新(Che and Zhang, 2018)。因此,人力资本扩张有助于地区创新水平的提升。而创新能力提升一方面通过促进产业技术创新提高劳动生产率,实现资源由低生产率部门向高生产率部门转移,在发展一批新兴产业、高端产业的同时淘汰那些落后产业,从而带动地区产业结构升级。另一方面,通过组织创新实现生产和管理模式变革,不仅提高了运行和管理效率,而且能更好地应对外部环境的日益变化,进而从微观层面推动地区产业结构升级。因此,我们认为地区创新能力的提升是人力资本推动产业结构升级的重要机制。

高质量人力资本个体就业后通常具有较高的收入水平(岳昌君, 2004)。从而,人力资本水平越高的地区,收入水平往往越高。需求层次理论指出,当人们在满足低层次的基本生存型需求之后,将会产生更高层次的发展享受型需求。同时,越高质量的产品和服务,其需求收入弹性越大。这些高质量需求对收入的反应较为敏感,从而在较高收入水平的城市增加高质量产品和服务供给(产出数量)将获得较大利润。当这些产业所获得的利润高于平均利润时,市场中的资源将更多地流向这些产业,从而推动这些产业进行扩张,最终拉动地区产业结构升级。因此,我们认为地区收入水平提升催生的高质量产品和服务需求是人力资本促进产业结构升级的重要机制。

基于上述分析,我们提出本文第一个假说:

假说1:高质量人力资本的规模扩张通过城市创新效应及收入效应推动地区产业结构升级。

我国自改革开放以来,区域总体的发展状况大都与该地区所处的地理位置相关。相较于中西部城市来说,东部城市在物质资本、金融资本以及对外贸易等方面都具有明显的优势,而这些资源禀赋需要与高质量人力资本配套才能发挥较大作用。因此,东部城市得天独厚的环境有助于进一步提升高质量人力资本的产业结构升级效应。此外,在东部经济较发达地区,政府对于人才政策和产业政策的落实效果更接近预期,从而更有利于实现以人才红利带动地区产业升级(孙早、席建成, 2015)。

另一方面,市场化程度越高的地区,知识产权保护和政府创新激励政策越有效,市场竞争愈加激烈。竞争的加剧使得落后企业被淘汰甚至退出市场,最终推动地区产业结构调整 and 转型升级(王立勇、高玉胭, 2018)。这一过程中,人力资本等要素在产业间调整更为灵活,企业更易于匹配上相适宜的劳动力,从而更加充分地发挥人力资本在产业升级中的作用。

基于上述分析,本文第二个假说为:

假说2:高质量人力资本的规模扩张对城市产业结构升级的影响,在东部城市、市场化程度高的城市更为显著。

三、估计方法、变量选取与数据说明

(一) 估计方法

1. 普通最小二乘估计

本文首先使用传统的双向固定效应模型来考察高质量人力资本的规模扩张对城市产业结构升级的促进作用。具体的估计模型如下:

$$TS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Human_{i,t-4} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中: $TS_{i,t}$ 为被解释变量,表示地级市*i*第*t*年的产业结构升级水平;核心解释变量 $Human_{i,t-4}$ 为地级市*i*第*t-4*年的在校大学生占地区总人口比重,表示地级市*i*第*t*年的人力资本水平; $X_{i,t}$ 为一组城市层面的控制变量,以控制丰富的城市特征; μ_i 为城市固定效应,用来控制某些不随时间变化的地级市之间的差异; λ_t 为时间固定效应,用来控制某些宏观层面随时间变动的冲击; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

2. 双重差分估计

模型(1)中加入的控制变量并不能很好地避免遗漏变量与双向因果等内生性问题对结果造成的偏误。因此,为了更准确地识别城市层面人力资本的产业结构升级效应,本文采用1999年我国政府颁布实施的“高校扩招”政策这一外生性冲击作为准自然实验,基于双重差分的识别策略系统地考察高质量人力资本对城市产业结构升级的影响。

由于地理、历史因素的影响,我国高等教育资源存在较大的地区差异。其中,高校在地区间分布尤为不均衡:1998年拥有高校最多的城市为北京市,达到了63所,天津、上海以及各省会城市的高校数量也相对较多;而当年高校数为0的城市达到了162个,且主要分布在中西部非省会城市。因此,1999年颁布实施的“高校扩招”政策对不同地区招生数量的冲击是异质性的,这就使本文双重差分方法的实施成为可能。为进一步提高政策评估的有效性,我们使用1998年各地级市高校数量来识别扩招政策对不同城市的处理效应:一些地区如经济较发达城市、省会城市等在扩招前拥有的高校数量相对较多,因此“高校扩招”政策对这些地区招生数量的冲击较大。与之相对应的是,四年制本科(2003年)毕业生数量急剧增长。而一些中小城市或偏远地区城市高校数量相对较少,“高校扩招”政策对其招生人数的影响较小。各城市高校招生时均以本地生源为主,他们毕业后往往会优先考虑留在本地区发展。同时,即使是一些外地生源,出于人脉关系、工作信息等因素的考虑,也愿意留在毕业地就业(Winters, 2011)。因此,本文认为地区高校招生人数越多,本地区新增就业人口中大学毕业生数量就越多,该地区高质量人力资本也越多。由此可见,“高校扩招”政策对不同地区人力资本水平所产生的冲击存在着较大差异。值得说明的是,我国“高校扩招”政策1999年开始实施,劳动力市场中高质量人力资本供给的增多在2003年开始表现出来,因此,我们把2003年作为本文实际政策冲击发生的年份。根据以上逻辑,本文在城市层面识别人力资本对产业结构升级作用的思路是,比较1998年高校数量多的城市与高校数量少的城市在2003年前后产业结构升级水平的变化情况。具体地,本文构建如下双重差分模型:

$$TS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ncollege_{i,t=1998} \times Post03_t + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)中: $Ncollege_{i,t=1998}$ 是连续变量,表示1998年各地级市所拥有的高校数量。 $Post03_t$ 是时间虚拟变量,当年份为2003年或以后时取值为1,其他年份时取值为0。其他变量含义与模型(1)相同。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文被解释变量为产业结构升级水平,主要从产业结构高级化这一维度进行度量。参照干春晖等(2011)的做法,采用第三产业与第二产业产值之比(TS)来度量各地级市产业结构升级状况。在稳健性检验部分,本文另外将产业结构合理化指数($Theil$)、第三产业产值占地区总产值比重($Industry3$)作为城市产业结构升级的代理变量。

2. 核心解释变量

在最小二乘估计中,核心解释变量是以高校在校生人口占地区总人口比重(滞后 4 年)来度量的各地级市高质量人力资本(*Human*)。在双重差分估计中,核心解释变量为连续变量($Ncollege_{i,t=1998}$)与时间虚拟变量($Post03_t$)的交互项。在稳健性检验中,本文还分别使用高校数量中位数分组的虚拟变量($Ncollege_dmy$)、1998 年高校在校生人口占地区总人口比重($Human1998$)、2000 年大专及以上学历人口占非在校总人口比重($Collegeratio$)替换城市高校数量($Ncollege$)构造新的交互项进行 DID 估计。

3. 控制变量

为尽可能地避免遗漏变量问题,参照现有文献,本文在模型中控制了一系列可能影响产业结构升级的城市特征变量。主要包括:(1)经济发展水平($Pergdp$),以各城市人均地区生产总值表示,且以 1990 年为基期,根据 GDP 平减指数进行了消胀处理。(2)政府规模(Gov),以各城市政府公共财政支出占该地区生产总值比重表示。作为公共事务的主要承担者,政府在引导产业发展方面扮演着重要角色,因此本文将政府规模作为政府干预程度的代理变量加以控制。(3)对外开放程度($Open$),以各城市实际使用外资金额(按当年美元兑人民币平均汇率换算)占该地区生产总值比重表示。一般而言,外资进入能够通过影响生产率作用于一国产业结构。(4)城市化水平($Urban$),以各城市非农人口占年末总人口比重表示,城市化进程与地区产业结构之间往往相互促进、相辅相成。(5)基础设施建设水平($Infra$),以各城市市辖区人均城市道路面积表示。基础设施(如信息、交通等)的建设有利于要素在区域间流动,降低交易成本,进而推动产业发展。(6)信息化水平($Inform$),以各城市邮电业务总量占该地区生产总值比重表示。

(三) 数据说明

本文通过构建 1994—2008 年中国 285 个地级市的面板数据研究人力资本对产业结构升级的影响及作用机制。所用数据主要来自历年《中国城市统计年鉴》,主要变量的描述性统计见表 1。数据起始年份选为 1994 年旨在避免分税制改革对本文结果造成影响,到 2008 年结束一方面是因为数据中部分变量存在大量缺失值,另一方面也为了排除金融危机对本文结果的干扰。对于数据中存在的部分缺失值,我们通过插值法补齐。

表 1 变量的描述性统计

变量	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>TS</i>	产业结构高级化指数	3 999	0.835	0.362	0.094	3.419
<i>Theil</i>	产业结构合理化指数	4 111	0.245	0.207	0.000	1.607
<i>Human</i>	人力资本强度(%)	2 693	0.532	0.848	0.000	8.421
<i>Ncollege</i>	城市高校数量	4 275	2.909	5.247	0.000	34.000
<i>Pergdp</i>	经济发展水平(万元/人)	4 130	0.300	0.271	0.056	3.750
<i>Gov</i>	政府规模(%)	4 072	7.364	5.935	0.274	54.962
<i>Inform</i>	信息化水平(%)	4 108	1.306	1.565	0.025	31.762
<i>Open</i>	对外开放水平(%)	3 991	3.020	5.340	0.002	69.300
<i>Urban</i>	城市化水平(%)	4 103	32.000	17.400	7.350	100.000
<i>Infra</i>	基础设施建设水平(平方米/人)	3 950	6.281	4.917	0.000	72.000
<i>Innovation</i>	城市创新力指数	2 272	0.721	2.303	0.000	58.510
<i>Wage</i>	城市职工工资水平(对数)	3 930	0.544	0.304	0.001	6.298

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

为降低潜在的异方差和序列相关对实证结果产生的影响,本文所有回归均采用聚类到地级市层面的稳健标准误。最小二乘估计结果如表 2 第(1)、(2)列所示,人力资本水平与城市产业结构升级水平存在显著的正相关关系。在控制城市特征变量后,核心解释变量的估计系数依然显著为正。但是,由于存在较为严重的反向因果和遗漏变量问题,我们尚不能确定城市人力资本与产业结构升级之间的因果效应。从反向因果问题来看,如果一些政策的落实或其他积极因素的影响导致某地区形成产业结构升级的预期,那么该地区吸纳人力资本的能力将大大增强,人力资本水平随之大幅提升,在当前我国人口流动性日益增强的背景下,这一问题可能更为严重。从遗漏变量问题来看,由于风俗习惯、思想观念等的差异,不同地区对于教育的重视程度存在较强的异质性,这将直接影响该地区人力资本的积累,从而使回归结果产生偏误。

为尽可能地缓解上述内生性问题带来的影响,本文使用 1999 年“高校扩招”政策这一影响城市人力资本水平的外生性冲击,基于双重差分的识别策略考察人力资本对我国城市产业结构升级的影响。双重差分估计结果如表 2 第(3)、(4)列所示,人力资本水平与城市产业结构升级水平之间存在显著的正相关关系。在控制城市特征变量后,核心解释变量的估计系数依然显著为正。这意味着,“高校扩招”政策实施后,受政策冲击大的城市产业结构升级水平相比那些受政策冲击小的城市有更大幅度提升。因此本文认为,1999 年以“高校扩招”为核心的教育改革政策引致的高质量人力资本的规模扩张显著促进了城市产业结构升级。

表 2 高质量人力资本对城市产业结构升级影响的回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE	DID	DID
<i>Human</i>	0.567 *** (0.112)	0.487 *** (0.108)		
<i>Ncollege</i> × <i>Post03</i>			0.006 *** (0.002)	0.005 *** (0.002)
控制变量		YES		YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0.846 *** (0.013)	0.771 *** (0.066)	0.753 *** (0.014)	0.651 *** (0.032)
观测样本数	2 614	2 564	3 999	3 823
R^2	0.137	0.139	0.100	0.129

注: *、**、*** 分别代表系数估计值在 10%、5%、1% 水平上显著,圆括号内为聚类到地级市层面的稳健标准误,下同。

(二) DID 识别的有效性检验

1. 平行趋势检验

为检验平行趋势假设是否成立,同时考察人力资本扩张对城市产业结构升级的动态效应,本文构建如下模型:

$$TS_{i,t} = \gamma_0 + \sum_{t=1995}^{2008} \gamma_t \times Ncollege_{i,t=1998} \times Year_t + \gamma_1 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)中:考虑到多重共线性问题,本文以1994年作为基准年份,将 $Ncollege_{i,t=1998}$ 分别与1995—2008年各年份虚拟变量($Year_t$)交互,其他变量含义与模型(1)相同。为便于直观了解,本文将模型(3)中各交互项系数估计值 $\{\gamma_{1995}, \gamma_{1996}, \gamma_{1997}, \dots, \gamma_{2006}, \gamma_{2007}, \gamma_{2008}\}$ 绘制于图2,图中实线部分展示了交互项估计系数变化情况,刻画了人力资本扩张对城市产业升级的边际效应,虚线部分是90%的置信区间。从图中我们可以看出,在2003年之前,系数曲线较为平缓且统计上不显著;而自2003年开始,曲线右上方倾斜趋势明显,系数值随年份逐渐增大,且至少在10%水平上显著为正。以上证据表明,DID平行趋势假设成立,同时,“高校扩招”政策导致的高质量人力资本扩张对城市产业结构升级的促进作用逐年增大。

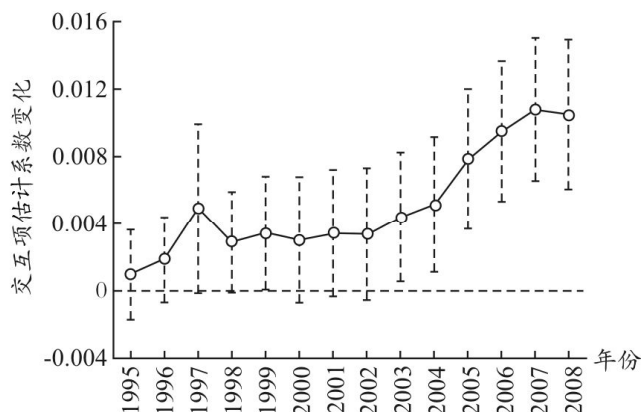


图2 高质量人力资本对城市产业结构升级影响的动态效应

2. 预期效应检验

为排除实际政策冲击可能存在的预期效应对回归结果的干扰,即检验“高校扩招”政策的外生性,本文参照周茂等(2018)的做法,在双重差分模型中加入 $Ncollege_{i,t=1998}$ 与2002年(即实际政策冲击发生前一年)虚拟变量的交互项($Ncollege \times year02$)。回归结果如表3第(1)列所示, $Ncollege \times year02$ 项的系数值极小(0.001)且统计上不显著,这表明预期效应并不存在。同时,在模型(2)中加入该项之后,我们关注的核心解释变量的系数估计值与基准结果相比并没有发生大的改变。

3. 两期倍差法

为排除本文基于多期倍差法的估计策略带来的序列相关影响,本文参照毛其淋(2019)的做法,采用两期倍差模型进行稳健性检验。具体来说,我们以实际政策冲击年份(2003年)为界限,将全样本划分成1994—2002年与2003—2008年两个阶段,并在每一阶段对所有城市变量取平均值从而产生新的样本进行双重差分估计。结果如表3第(2)列所示,核心解释变量的系数值与基准结果相比没有发生大的改变,统计显著性也保持一致。因此,进一步证实了本文基准回归结果是稳健的。

4. 控制省份和时间的联合固定效应

为避免潜在的随城市和时间变化的非观测因素对本文结果造成影响,我们在双重差分模型中加入城市所在省份和年份的交互项作为控制变量以控制那些不可观测的混淆因素。结果如表3第(3)列所示,核心解释变量的系数值与基准结果相比仅有小幅变动,且在1%水平上显著为正。因此,我们认为本文基准回归结果依然是稳健的。

表 3 DID 估计有效性检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
	预期效应检验	两期倍差法	控制省份×时间固定效应
$Ncollege \times Post03$	0.005 *** (0.002)	0.006 ** (0.002)	0.005 *** (0.001)
$Ncollege \times year02$	0.001 (0.001)		
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
常数项	0.651 *** (0.033)	0.821 *** (0.076)	0.675 *** (0.042)
观测样本数	3 823	551	3 823
R^2	0.129	0.914	0.869

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

袁航和朱承亮(2018)认为,产业结构升级过程还伴随着产业结构逐渐趋于合理化。产业结构合理化表现为不同产业间关联程度和协调能力不断提升的动态过程,其实质是产业间耦合程度及资源配置效率的提高(干春晖等,2011)。因此,本文使用表征产业结构合理化的泰尔指数来衡量城市产业结构升级进行稳健性检验。具体的计算公式如下:

$$Theil_{i,t} = \sum_{n=1}^3 y_{i,n,t} \times \ln(y_{i,n,t}/l_{i,n,t}), n = 1, 2, 3 \quad (4)$$

(4)式中: $y_{i,n,t}$ 为地级市*i*第*n*产业第*t*年的产值与地区生产总值之比, $l_{i,n,t}$ 为地级市*i*第*n*产业第*t*年从业人口数占地区总人口比重。本文构建的泰尔指数衡量了中国各地级市三大产业的产值结构和就业结构偏差。该指数不为0时,意味着产业结构已经偏离均衡状态。且该指数越大,偏离程度越大,表明产业结构越不合理。结果如表4第(1)列所示,核心解释变量的估计系数显著为负值。这表明随着城市人力资本的不断扩张,泰尔指数逐渐下降,从而产业结构趋于合理。此外,参照王立勇和高玉胭(2018)的做法,本文另外采用第三产业产值与地区总产值之比(*Industry3*)度量城市产业结构升级以进行稳健性检验。结果如表4第(2)列所示,核心解释变量的估计系数显著为正值,表明随着人力资本的扩张第三产业比重逐渐上升,产业结构升级。上述结果表明,本文关于人力资本对城市产业结构升级具有正向促进作用这一结论是稳健的。

2. 替换控制变量

为排除可能存在的“不好的控制变量”问题对结果造成影响,我们以本文起始年份1994年作为基准年份,将各控制变量分别乘以时间趋势项(即所有控制变量以1994年为基年的时间趋势项)放入基准回归中,以控制随时间变化的一系列城市特征的系统性差异对产业结构升级的潜在影响。结果如表4第(3)列所示,相比于基准回归,OLS和DID的系数估计值变化很小^①,且均在1%水平上显著为正。

^①限于篇幅,仅展示DID估计结果。

3. 替换核心解释变量

在表4第(4)列中,我们将连续变量 *Ncollege* 替换为分组虚拟变量 *Ncollege_dmy*,根据1998年各地级市所拥有的高校数量的中位数将142个高校数量高于中位数的城市作为处理组(取值为1),其余143个高校数量低于中位数的城市作为控制组(取值为0)。因此,其系数估计值代表了1998年高校数量高于中位数的城市(处理组)与高校数量低于中位数的城市(控制组)在2003年前后产业结构升级效应的变化情况。系数估计值显著为正,同样表明1999年“高校扩招”政策引致的人力资本规模扩张显著促进了城市产业结构升级。在第(5)列中,本文参照陈斌开和张川川(2016)使用各城市非在校人口中大专及以上学历人口占比(*Collegeratio*)度量人力资本水平,数据来自《2000年人口普查分县资料》,OLS结果依然显著为正。此外,我们注意到,以1998年各地级市高校数量来反映政策冲击对人力资本扩张的处理效应可能存在一定偏差。因此,本文分别使用2000年各城市非在校人口中大专及以上学历人口占比(*Collegeratio*)、1998年各城市普通高校在校生人口占比(*Human1998*)替换地区高校数变量(*Ncollege*)进行DID估计。结果如第(6)、(7)列所示,核心解释变量的系数值至少在10%水平上显著为正,以上结果均表明本文关于人力资本推动城市产业结构升级这一结论是稳健的。

4. 删减样本

一般而言,省会城市、副省级城市以及经国务院批准的狭义上“较大的市”^①经济发展水平较高,高等教育资源相对丰富,从而反向因果问题更为严重。为了证实这类城市不会对结果产生实质性影响,本文剔除样本中上述城市的观测值进行DID估计,如第(8)列所示,结果仍然稳健。

表4 高质量人力资本对城市产业结构升级影响的稳健性检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Theil</i>	<i>Industry3</i>	<i>TS</i>	<i>TS</i>	<i>TS</i>	<i>TS</i>	<i>TS</i>	<i>TS</i>
<i>Ncollege</i> × <i>Post03</i>	-0.003*** (0.001)	0.068** (0.032)	0.005*** (0.002)					0.024*** (0.007)
<i>Ncollege_dmy</i> × <i>Post03</i>				0.092*** (0.020)				
<i>Collegeratio</i>					0.059*** (0.021)			
<i>Collegeratio</i> × <i>Post03</i>						0.009* (0.005)		
<i>Human1998</i> × <i>Post03</i>							0.054** (0.021)	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES		YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES		YES	YES	YES
常数项	0.287*** (0.034)	24.19*** (1.229)	5.468 (5.735)	0.653*** (0.034)	0.805*** (0.072)	0.627*** (0.039)	0.646*** (0.034)	0.665*** (0.036)
观测样本数	3 838	3 821	3 628	3 823	224	3 462	3 297	3 134
<i>R</i> ²	0.194	0.313	0.113	0.142	0.257	0.127	0.113	0.147

①副省级城市为:广州、武汉、哈尔滨、沈阳、成都、南京、西安、长春、济南、杭州、大连、青岛、深圳、厦门、宁波。“较大的市”为:徐州、淮南、无锡、苏州、淄博、青岛、鞍山、大同、吉林、唐山、齐齐哈尔、宁波、洛阳、本溪、邯郸、抚顺、大连、包头。

(四) 反事实检验

为排除其他一些未注意到的冲击可能对本文结果产生的影响,我们就人力资本的产业结构升级效应进行了反事实检验,即设定其他“虚假的”政策冲击年份,考察此时人力资本对产业结构升级的影响。如果人力资本对产业结构升级无显著影响,则排除了这些年份可能存在的冲击对本文结果的干扰。而如果人力资本对产业结构升级产生显著影响,即意味着产业结构升级可能来自其他年份的政策或事件冲击,从而基准模型中得出的结论不可信。据此,本文使用 2003 年之前的样本,并将实际政策冲击年份分别提前 2 年 ($Ncollege \times Post01$)、3 年 ($Ncollege \times Post00$)、4 年 ($Ncollege \times Post99$)、6 年 ($Ncollege \times Post97$) 和 8 年 ($Ncollege \times Post95$) 作为“虚假”的事件冲击年份进行验证。反事实检验结果如表 5 所示,人力资本并未对城市产业结构升级产生显著影响,表明其他年份可能存在的冲击并未对产业结构升级产生影响。因此,我们认为基准模型中得到的结论不存在系统性误差。

表 5 高质量人力资本对城市产业结构升级影响的反事实检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>TS</i>	<i>TS</i>	<i>TS</i>	<i>TS</i>	<i>TS</i>
$Ncollege \times Post01$	0.001 (0.001)				
$Ncollege \times Post00$		0.001 (0.001)			
$Ncollege \times Post99$			0.001 (0.001)		
$Ncollege \times Post97$				0.001 (0.002)	
$Ncollege \times Post95$					0.002 (0.002)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.732 *** (0.042)	0.732 *** (0.042)	0.732 *** (0.042)	0.731 *** (0.042)	0.726 *** (0.043)
观测样本数	2 168	2 168	2 168	2 168	2 168
R^2	0.872	0.872	0.872	0.872	0.873

(五) 安慰剂检验

为检验基准回归结果中得到的人力资本的产业结构升级效应是否受其他不可观测的混淆因素的影响,本文对样本城市组别划分和政策实施时间进行随机处理的安慰剂检验。具体而言,在 285 个样本城市中随机选取 142 个城市作为受政策冲击较大的处理组(取值为 1),其余 143 个城市则作为受政策冲击较小的控制组(取值为 0),在 1995—2007 年期间随机选取一年作为实际政策冲击年份。为提高安慰剂检验的有效性,本文将以上步骤重复进行 500 次。由于处理组城市和实际政策冲击年份是随机给定的,所以这种“虚假”的回归估计出来的系数值应主要分布于数值 0 两侧。安慰剂检验的系数估计值核密度分布如图 3 所示,由于真实回归中核心解释变量的系数估计值为 0.092(图中用竖虚线标出,见表 4 第 4 列),远远大于安慰剂检验中得到的系数估计值,因此排除了其他不可观测因素对人力资本

的产业结构升级效应的影响。

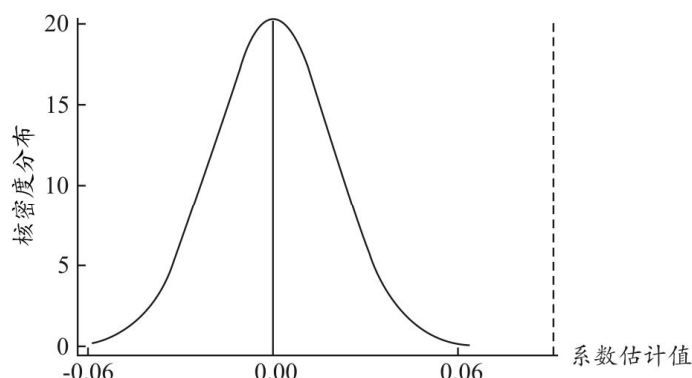


图3 随机处理后的核密度分布图

五、进一步讨论

(一) 机制检验

1. 城市创新水平

创新对于地区产业结构升级的促进作用主要体现在组织变革和技术进步上。一方面,组织内部生产和管理模式的变革,极大地提高了运行和管理效率;另一方面,技术进步将带动新兴产业、高端产业的发展,催生新的市场需求,进而促使资源由低端产业部门逐渐流向高端产业部门,刺激各产业进行合理的扩张或收缩,继而驱动地区产业结构由低层次向高层次演变。因此,本文通过检验人力资本扩张是否会影响地区创新水平来确定人力资本作用于产业结构升级的路径。具体模型构建如下^①:

$$Innovation_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Ncollege_{i,t=1998} \times Post03_t + \theta_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

模型(5)中: $Innovation_{i,t}$ 为地级市*i*第*t*年的创新力指数,其他变量含义与模型(2)相同。城市创新力指数来自复旦大学《中国城市和产业创新力报告2017》,该指数客观地衡量了各城市的创新水平。结果如表6第(1)、(2)列,核心解释变量的系数值显著为正,表明人力资本扩张显著促进了城市创新水平的提升。导致这一结果可能的原因是:作为核心的要素资源,在实际生产过程中,人力资本是开展研发创新活动的重要基础和依托,其规模的扩张有效地提高了城市整体的劳动技能水平(周茂等,2019);同时人力资本具有较强的正向溢出性,能够促进知识、技术在城市层面快速流动,从而有效推动了城市整体创新水平的提高。

2. 城市收入水平

随着城市收入水平提升,将产生更多高质量的产品和服务需求(陈斌开、张川川,2016)。为了更好地适应地区日益增长的产品和服务需求,产业结构必须持续合理地进行调整,从而倒逼产业结构升级(阳立高等,2018)。因此,本文通过检验人力资本扩张是否会影响城市收入水平来验证人力资本作用于产业结构升级的路径。具体模型如下:

$$Wage_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 Ncollege_{i,t=1998} \times Post03_t + \eta_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

模型(6)中: $Wage_{i,t}$ 为地级市*i*第*t*年的职工平均工资(对数形式),用于表示各城市收入水

^①此外,本文借鉴Baron和Kenny(1986)检验中介效应的方法,同样发现城市收入水平和创新水平提升是高质量人力资本显著推动地区产业结构升级的两个可能渠道。进一步地,根据Sobel(1987)提出的Z检验统计量,中介效应至少在10%的水平显著。结果备索。

平,本文以1990年为基期的CPI对职工平均工资进行调整,其他变量含义与模型(2)相同。结果如表6第(3)、(4)列,核心解释变量的系数值显著为正,表明人力资本扩张显著促进了城市收入水平的提升。导致这一结果可能的原因是:接受过高等教育的职工具有相对更强的综合素质和更高的学习能力,在工作中他们将会获得与其能力相匹配的收益,因此在人力资本扩张之后,城市收入水平将会有所提升。

表 6 高质量人力资本推动城市产业结构升级的机制检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	城市创新水平	城市创新水平	城市收入水平	城市收入水平
<i>Ncollege</i> × <i>Post03</i>	0.212 *** (0.022)	0.214 *** (0.020)	0.003 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)
控制变量		YES		YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0.242 *** (0.065)	-0.254 (0.472)	7.882 *** (0.008)	7.719 *** (0.059)
观测样本数	2 272	2 166	3 930	3 827
R^2	0.189	0.318	0.860	0.864

(二) 异质性检验

平均而言,人力资本的规模扩张能够有效推动所有城市的产业结构升级,但由于不同城市禀赋条件和发展水平等方面存在较大差异,高校扩招导致的人力资本扩张对于不同城市产业结构升级的影响可能会有所不同。从已有研究来看,人力资本扩张对城市产业结构升级的外部效应在很大程度上会受地理位置和市场化进程的影响(周茂等,2019)。因此,本文从上述两个方面分别检验人力资本扩张对城市产业结构升级的异质性影响。

首先,东部城市地理位置优越,往往具有潜在市场大、交易成本低、获取要素资源便捷等优势,从而其产业也获得了相对较好的发展。参照袁航和朱承亮(2018)的做法,我们将样本城市分为东部经济较发达城市与中西部经济欠发达城市。表7第(1)、(2)列显示,东部城市系数估计值大于中西部城市,且均显著为正。另外,组间系数差异检验表明,相比于中西部城市,本文核心解释变量的估计系数在东部城市中显著更高(经验 p 值为0.002)。这意味着相比于中西部城市,人力资本的规模扩张对于东部城市的产业结构升级的促进作用显著更大。导致这一结果可能的原因是:人力资本需要与丰裕的物质资本、较高的技术水平配套才能发挥较大作用(欧阳晓、刘智勇,2010),而中西部地区大都以第一产业为主,第二、三产业的发展还比较滞后,物质资本投资与东部地区相比还有很大差距,科技创新能力仍停留在相对较低的水平。除此之外,中西部地区所拥有的高等教育资源比较匮乏,受到高校扩招冲击的影响较小,从而地区人力资本水平提升幅度不大,人力资本产生的外部效应有限。因此,人力资本的规模扩张对于中西部城市产业结构升级的推动作用小于东部城市。

其次,越成熟、发达的市场体系其价格调节机制越完善,可以实现对不同领域部门的优胜劣汰,在发展竞争力强的行业的同时,淘汰那些经济效益低的行业,引导社会资源由低效率行业逐渐流入高效率行业,进而实现资源在行业间的合理配置。对此,参照樊纲等(2011)编制的各省份市场化指数,本文使用实际政策冲击年份前六年的初始市场化指数的平均值将各样本城市划分为高市场化组和低市场化组。表7第(3)、(4)列中,市场化程度高的城

市系数估计值大于市场化程度低的城市,且均显著为正。另外,组间系数差异检验表明,相比于低市场化城市,本文核心解释变量的估计系数在高市场化城市中显著更大(经验 p 值为 0.002)。这意味着在市场化程度越高的地区,人力资本的规模扩张也在更大程度上促进了该地区的产业结构升级。换言之,人力资本对产业结构升级的促进作用随着地区市场化程度的提高而增强。导致这一结果可能的原因是:在经济发展过程中,相对于基础生产要素,市场化机制在经济活动中的作用越来越大(周茂等,2019)。在市场化程度高的城市,经济行为主要受到市场的引导,具有更强的灵活性和竞争性。同时,市场中适者生存的机制通过淘汰那些低经济效益的主体,促使其他主体展现出更强的生机活力。与此同时,人力资本等要素资源在市场中充分流动,从而更好地释放出人力资本的外部效应。

表 7 基于城市区位和市场化程度的分析

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部城市	中西部城市	高市场化城市	低市场化城市
$N_{college} \times Post03$	0.007 *** (0.002)	0.004 ** (0.002)	0.006 *** (0.002)	0.005 ** (0.002)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
系数差异检验(p 值)	0.003		0.002	
常数项	0.584 *** (0.056)	0.632 *** (0.044)	0.569 *** (0.042)	0.657 *** (0.062)
观测样本数	1 445	2 378	2 064	1 759
R^2	0.163	0.145	0.179	0.122

六、结论与政策启示

党的十九大报告指出,人才是实现民族振兴、赢得国际竞争主动权的战略资源。因此,能否利用人力资本有效促进产业结构升级对提升经济发展质量至关重要。本文基于1994—2008年285个地级市的面板数据,借助1999年“高校扩招”这一外生性政策,采用双重差分的识别策略来评估人力资本对城市产业升级的影响,得出如下主要结论:(1)1999年“高校扩招”政策导致的高质量人力资本的规模扩张有效地促进了城市产业结构升级,这一结论在考虑了识别假设条件和一系列其他可能干扰估计结果的因素后依然成立。(2)人力资本对城市产业结构升级的影响具有动态异质性,具体表现为人力资本的产业结构升级效应随着时间的推移显著增大。(3)渠道检验表明,人力资本的规模扩张主要通过推动城市收入水平和创新水平提升这两个途径对城市产业结构升级产生促进作用。(4)异质性检验发现,人力资本的产业结构升级效应在东部城市和市场化程度较高的城市更为突出。

本文研究显示,高质量人力资本是中国城市产业结构升级的重要动力。进一步地,“人才红利”有望取代“人口红利”为中国经济高质量发展提供新动能,这为新时期如何有效推动产业结构升级提供了重要的政策启示。第一,各级城市应当充分认识到人力资本在经济发展过程中的作用,以人才优惠政策为引领,实施“内培外引”的人才方针,为城市产业结构升级注入源源不断的能量,以稳步推进经济高质量发展。第二,继续重视并协调推进高等教育的发展。虽然“高校扩招”政策实施以来的二十年时间里,我国的高等教育已初具规模,但

地区间高等教育资源分配不平等现象仍未得到有效缓解,东部和中西部地区差距依然较大。这就要求我国在全面推进高等教育改革的过程中,对于中西部地区要尤为重视,适当给予政策倾斜以促进当地高质量人力资本的快速增长,从而进一步为中西部地区产业结构升级提供助力,最终实现区域之间协调发展。第三,各级政府和企业应当尊重知识、鼓励创造,建立和健全创新激励体系和知识产权保护制度,以调动高质量人力资本的积极性,释放出更多的人才红利,充分发挥其在创新驱动和产业结构升级中的决定性作用;此外,要进一步完善收入分配机制,使个人能力能够与其收入水平相匹配,以推动各类型教育投资预期收益的增加。第四,加快推进各地区市场化进程,构建以市场为导向的发展体系,形成完备、成熟的市场机制,促使人力资本等生产要素在行业间充分发挥作用,提升城市的总体资源配置效率。

参考文献:

- 1.安苑、王珺,2012:《财政行为波动影响产业结构升级了吗?——基于产业技术复杂度的考察》,《管理世界》第9期。
- 2.蔡昉,2010:《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》第4期。
- 3.陈斌开、张川川,2016:《人力资本和中国城市住房价格》,《中国社会科学》第5期。
- 4.陈晋玲、张靖,2019:《教育层次结构与产业结构优化效应的统计测度》,《科学学研究》第11期。
- 5.樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011:《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告》,经济科学出版社。
- 6.干春晖、郑若谷、余典范,2011:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》第5期。
- 7.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。
- 8.赖明勇、张新、彭水军、包群,2005:《经济增长的源泉:人力资本、研究开发与技术外溢》,《中国社会科学》第2期。
- 9.李静、楠玉,2019:《人力资本错配下的决策:优先创新驱动还是优先产业升级?》,《经济研究》第8期。
- 10.马颖、何清、李静,2018:《行业间人力资本错配及其对产出的影响》,《中国工业经济》第11期。
- 11.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。
- 12.欧阳晓、刘智勇,2010:《发展中大国人力资本综合优势与经济增长——基于异质性与适应性视角的研究》,《中国工业经济》第11期。
- 13.苏杭、郑磊、牟逸飞,2017:《要素禀赋与中国制造业产业升级——基于WIOD和中国工业企业数据库的分析》,《管理世界》第4期。
- 14.孙早、席建成,2015:《中国式产业政策的实施效果:产业升级还是短期经济增长》,《中国工业经济》第7期。
- 15.王立勇、高玉胭,2018:《财政分权与产业结构升级——来自“省直管县”准自然实验的经验证据》,《财贸经济》第11期。
- 16.严立刚、曾小明,2020:《东部产业为何难以向中西部转移——基于人力资本空间差异的解释》,《经济地理》第1期。
- 17.阳立高、龚世豪、王铂、晁自胜,2018:《人力资本、技术进步与制造业升级》,《中国软科学》第1期。
- 18.袁航、朱承亮,2018:《国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗?》,《中国工业经济》第8期。
- 19.岳昌君,2004:《教育对个人收入差异的影响》,《经济学(季刊)》第3卷增刊。
- 20.张建华、程文,2019:《服务业供给侧结构性改革与跨越中等收入陷阱》,《中国社会科学》第3期。
- 21.张权,2018:《公共支出效率促进产业结构升级的实现机制与经验辨识》,《财贸经济》第5期。
- 22.周茂、李雨浓、姚星、陆毅,2019:《人力资本扩张与中国城市制造业出口升级:来自高校扩招的证据》,《管理世界》第5期。
- 23.周茂、陆毅、杜艳、姚星,2018:《开发区设立与地区制造业升级》,《中国工业经济》第3期。
- 24.周少甫、王伟、董登新,2013:《人力资本与产业结构转化对经济增长的效应分析——来自中国省级面板数据的经验证据》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- 25.Acemoglu, D. 1998. "Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage

- Inequality.” *The Quarterly Journal of Economics* 113(4) : 1055–1089.
26. Baron, R. M., and D. A. Kenny. 1986. “The Moderator–Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations.” *Journal of Personality and Social Psychology* 51 (6) : 1173–1182.
27. Che, Y., and L. Zhang. 2018. “Human Capital, Technology Adoption and Firm Performance: Impacts of China’s Higher Education Expansion in the Late 1990s.” *Economic Journal* 128(614) : 2282–2320.
28. Ciccone, A., and E. Papaioannou. 2009. “Human Capital, the Structure of Production, and Growth.” *The Review of Economics and Statistics* 91(1) : 66–82.
29. Moretti, E. 2004. “Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross–Sectional Data.” *Journal of Econometrics* 121 (1–2) : 175–212.
30. Ramos, R., J. Surinach, and M. Artis. 2012. “Regional Economic Growth and Human Capital: The Role of Over–education.” *Regional Studies* 46(10) : 1389–1400.
31. Romer, P. M. 1990. “Endogenous Technological Change.” *Journal of Political Economy* 98(5) : S71–S102.
32. Sobel, M. E. 1987. “Direct and Indirect Effects in Linear Structural Equation Models.” *Sociological Methods & Research* 16 (1) : 155–176.
33. Winters, J. V. 2011. “Why Are Smart Cities Growing? Who Moves and Who Stays.” *Journal of Regional Science* 51(2) : 253–270.

High–Quality Human Capital and Upgrading of Urban Industrial Structure in China: Evidence from Enrollment Expansion

He Xiaogang, Luo Qi and Chen Jinling

(Institute of Industrial Economics, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: Human capital is the most fundamental factor that determines the rise and fall of the country. Whether it can effectively promote the upgrading of the industrial structure is crucial to improving the quality of economic development. This paper constructs a quasi–natural experiment that can be used for policy evaluation and uses the DID method to evaluate the impact of human capital formed by the enrollment expansion in 1999 on urban industrial upgrading. The study finds that the increase in high–quality human capital effectively promotes the upgrading of industrial structure; this effect gradually increases over time. The conclusion is still valid after considering the identification assumptions and a series of other factors that may interfere with the estimation results. The effect of industrial structure upgrading mainly stems from the fact that human capital raises income and promotes innovation. Further research finds that the industrial structure upgrading effect of high–quality human capital is more prominent in eastern cities and cities with a higher degree of marketization. The research in this paper shows that investing in high–quality human capital can promote industrial structure upgrading and economic growth. The “talent dividend” is expected to replace the “demographic dividend” to provide new momentum for China’s economic growth, which provides important policy implications for steady growth in the new period.

Keywords: Human Capital, Enrollment Expansion, Industrial Structure Upgrading, High–Quality Growth

JEL Classification: J24, L16

(责任编辑:彭爽)