

# 高校扩招、人力资本与产业结构升级

程 锐, 夏 楠, 马莉莉

**[摘要]**产业结构持续升级是增强产业竞争力的关键。本文基于1997—2015年城市层面的数据,利用1999年高校扩招为准自然实验,采用双重差分的方法,考察高级人力资本扩张对中国产业结构升级的影响。研究表明:第一,1999年高校扩招引起的高级人力资本扩张显著促进了产业结构升级,即有利于降低产业结构偏离度、提高产业结构合理化、加速经济服务化、推升产业结构高级化。该结论在排除各种可能的干扰因素后依然稳健。并且随着时间的推移,高级人力资本扩张对产业结构升级效应存在递增趋势。同时高级人力资本扩张的产业结构升级效应存在显著的规模效应和质量效应。第二,高级人力资本扩张强化了城市内部的竞争效应,促进了城市内部产业结构合理化和产业结构高级化。并且高级人力资本扩张对产业结构升级的促进效应随着经济发展水平的提高而增加,随着城市行政等级的提高呈现出倒U形关系,随着市场在资源配置中作用的提高而提高。此外,在经济发展水平更高的城市和行政等级更高的城市,高级人力资本扩张的产业结构升级效应更强。因此,今后需要更加注重优化高等教育体系、提高市场配置效率,以最大化高级人力资本在产业结构升级中的内驱力作用。

**[关键词]**人力资本; 高校扩招; 双重差分; 产业结构合理化; 产业结构高级化

## 一、引言

改革开放四十余年,中国一方面实现了由农业国向工业国的转变,成为世界上唯一一个拥有所有工业门类制造能力的国家(黄群慧,2018);另一方面,于2013年实现第三产业增加值比重超过第二产业,逐渐步入工业化后

**[收稿日期]** 2022-03-02

**[基金项目]** 安徽省高校优秀青年科研项目“长三角区域一体化促进劳动报酬提升的机制与路径研究”(2022AH030068)。

**[作者简介]** 程锐(通讯作者),安徽财经大学经济学院,电子邮箱地址:chengr1990@126.com;夏楠,安徽财经大学经济学院,电子邮箱地址:www825943703@qq.com;马莉莉,西北大学经济管理学院,电子邮箱地址:nihailili@sina.com。

期,经济服务化日益明显。成功的产业结构升级是中国经济奇迹的重要表现。与此同时,由于采取外向型发展战略,中国产业发展受国外市场影响较大,尤其是部分高端产业严重依赖于进口,例如,高端数控机床、芯片、操作系统、医疗器械、航空发动机、高端传感器等,中国在这些产业上严重缺乏国际话语权。面对不确定性日益严重的外部环境,中国政府审时度势地提出了加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。新发展格局是以充分发挥国内优势,尤其是要素禀赋优势来增强自主创新能力,建立健全现代产业体系,促进产业结构升级,增强产业国际竞争力。因此,促进国内产业结构升级、加快推进产业结构战略性调整、释放产业结构潜能是新时代高质量发展的必由之路(任保平,2020),是应对国际环境复杂多变的重要选择。

探寻产业结构升级需要追根溯源、寻找产业结构升级的内源动力。内生增长理论指出,人力资本是经济持续增长的根本动力(Lucas,1988;Romer,1990)。产业结构升级又是经济增长的核心原因(干春晖等,2011)。因此,作为高质量的创新型要素,高级人力资本在产业结构升级中发挥着核心内源动力的作用。Acemoglu(2009)指出,高人力资本的经济体具有更强的创新能力、更快的生产率增长、更迅速的结构转型升级。促进人力资本升级,发展和壮大高级人力资本,可以实现产业结构升级,从而促进经济高质量发展。

关于人力资本与产业结构升级的文献相对较多,而直接考察高级人力资本与产业结构升级的文献相对较少,尤其是在实证方面具体考察高级人力资本在产业结构升级中的作用的文献更少(程锐和马莉莉,2020a)。其原因在于:第一,无法获得准确且完整的高级人力资本数据,从而限制了研究开展;第二,无法获得良好的工具变量(IV)以解决高级人力资本与产业结构升级之间的内生性问题。中国政府1999年实施的高校扩招政策为研究高级人力资本与产业结构升级提供了一个良好的准自然实验。1999年推行的高校扩招政策极大地丰富了高级人力资本规模。既有文献对1999年推行的高校扩招政策下高级人力资本规模扩大产生的影响进行了一定的研究,例如,Che等人(2017)考察了高校扩招下的企业出口效应,Che和Zhang(2018)研究了高校扩招下的企业生产率升级效应,毛其淋(2019)考察了高校扩招对加工贸易升级的影响,周茂等(2019)则讨论了高校扩招对城市内部制造业出口升级的提升效应,方森辉和毛其淋(2021)考察了人力资本扩张对企业出口质量的推动作用。由此可见,既有文献并未从整体视角层面考察高级人力资本扩张对城市产业结构升级的影响。城市产业结构升级不仅包括制造业内部的结构升级,

更重要的是反映出城市产业结构演变规律,从低生产率第一产业向高生产率第二产业和第三产业演变,促进要素的流动与转移,实现资源的最优化配置,提高城市经济发展质量。

因此,本文将基于1999年中国政府推行的高校扩招政策为准自然实验,考察高级人力资本扩张对城市产业结构升级的影响。本文研究结果表明:第一,高级人力资本扩张促进了中国产业结构升级,主要表现为高级人力资本扩张有利于降低产业结构偏离度、提高产业结构合理化、加速经济服务化、推升产业结构高级化;第二,高级人力资本扩张对产业结构升级的影响存在边际递增效应,即随着时间的推移高级人力资本扩张对产业结构升级的促进效应越来越突出;第三,高等教育机构数量越多、高等教育质量越高,高级人力资本扩张的产业结构升级效应就越强;第四,高级人力资本扩张强化了城市内部的竞争效益,发挥了“优胜劣汰”的作用,促进了资源的产业间流动,提高了资源的配置效率,促进了资源由低效率部门转移至高效率部门,有利于城市内部产业结构合理化和产业结构高级化;第五,分位数检验表明,高级人力资本扩张对产业结构升级的促进效应随着经济发展水平的提高而增加,随着城市行政等级的提高呈现出倒U型关系,随着市场在资源配置中作用的提高而提高;第六,在经济发展水平更高的城市和行政等级更高的城市,高级人力资本扩张的产业结构升级效应更强。

## 二、文献回顾

自人力资本概念提出以来,大量文献围绕人力资本与经济增长展开理论和实证研究。而与本文相关的文献相对有限,主要包括如下两方面:第一,人力资本与产业结构升级;第二,高校扩招与产业结构升级。

首先,从人力资本与产业结构升级方面文献来看。由于文献中多关注的是人力资本与经济增长之间的关系,而人力资本第一属性为创新,因此很多文献考察了人力资本与技术进步的关系。而直接考察人力资本与产业升级的文献则相对较少。从理论上来看,代谦和别朝霞(2006)构建了一个动态比较优势模型考察人力资本与发展中国家产业结构升级的关系,认为人力资本既可以以要素形式投入到经济活动中,又可以发挥其外部性效应而促进经济发展。因此,只要不断提高人力资本水平,就能够实现发展中国家朝着有利于自身比较优势的方向演化,进而促进产业结构优化升级。Ciccone和Papaioannou(2009)指出,人力资本积累是产业结构调整的基础,决定产业结构转型升级的方向、速度与效果。阳立高等(2018)利用中国1990—2014年制

制造业细分行业面板数据实证支持了人力资本存量可以促进制造业升级的结论。程锐和马莉莉(2019a)基于人力资本存量角度考察了人力资本结构高级化对出口产品质量升级的促进效应。而 Anabela 和 Aurora(2014)基于 1960—2011 年 OECD 国家的数据实证指出,发达国家人力资本与产业结构变迁之间存在长期正向交互作用,而欠发达国家人力资本与产业结构变迁之间存在短期负向交互作用。由此可见,关于人力资本与产业结构升级之间的关系存在一定的分歧。其原因在于存量视角考察人力资本与产业结构升级的关系,忽视了人力资本内部的异质性问题,继而降低了人力资本的解释力(程锐等,2019),以至于 Pritchett(2001)发出了“教育都去哪儿了?”(Where has all the education gone?)的疑问。

面临理论与现实的差异,学者们开始关注人力资本异质性与产业升级的关系。张国强等(2011)利用 1978—2008 年中国省际面板数据实证考察了人力资本结构与产业升级的关系,指出在中国东部地区人力资本内部结构与产业结构显著相关,进而认为人力资本水平提升与结构优化是加速产业结构转型与升级的强大动力。陈建军和杨飞(2014)从文献分析的角度指出,人力资本异质性表现为不同群体的人力资本存在技能、教育程度、社会地位的差异,人力资本类型、结构与产业结构的匹配状况决定着产业结构优化的效果。李静和楠玉(2017)进行理论与实证分析指出,人力资本结构、技术选择和产业升级之间是一个不断匹配的动态过程。孙海波和林秀梅(2018)构建了一个包含两部门的产业结构变迁模型,考察异质性人力资本与产业结构升级的关系,指出初级人力资本显著抑制产业结构升级,中级人力资本对产业结构升级的影响呈现出阶段性特征,高级人力资本对产业结构升级的正向作用不断增强。程锐和马莉莉(2020b)基于人力资本的结构演进视角,指出在考虑了人力资本的结构性和动态演进特性之后,人力资本的结构演进对制造业出口高质量升级的促进作用两倍于人力资本存量。由此可见,挖掘人力资本异质性对产业结构升级的影响更为有效。

其次,从中国 1999 年高校扩招政策与产业结构升级的关系来看。自 1999 年高校扩招以来,教育学、社会学与经济学都进行了大量的研究,以评估高校扩招政策的效应。从高校扩招与产业升级方面来看,文献相对较少,主要有如下几篇文献:Che 和 Zhang(2018)考察了高校扩招对企业生产率的提升效应,周茂等(2019)利用高校扩招这一外生政策冲击识别了人力资本扩张对中国城市制造业出口技术复杂度的促进效应,毛其淋(2019)则考察了高校扩招对加工贸易升级的促进效应,程锐和马莉莉(2020a)讨论了高级人力资本扩张对中国制造业出口产品质量升级的促进效应。综上所述,

既有文献虽然考察高校扩招对生产率、出口技术复杂度、出口产品质量的影响，但是企业生产率、出口层面的升级并不能代表整体层面的产业结构升级。

综上所述，本文在既有文献的基础上，以1999年高校扩招政策为准自然实验，利用双重差分方法考察高级人力资本扩张对中国产业结构升级的影响。一方面直接考察了高级人力资本在产业结构升级中的作用；另一方面又可以规避既有文献中无法回避的反向因果关系而产生估计偏误问题，同时也可以评估高校扩招对中国产业结构升级的影响效果。

### 三、理论分析

高级人力资本作为产业结构升级的创新型核心要素，对产业结构升级发挥着至关重要的推动作用。中国政府于1999年施行高校扩招政策，极大地增加了高级人力资本供给。从理论上讲，高级人力资本扩张主要从如下两个方面促进了产业结构升级。

第一，高级人力资本扩张可以促进产业结构合理化。产业结构合理化强调产业投入—产出耦合程度。要素配置效率越高，投入—产出耦合程度就越高，产业结构合理化程度就越高。因此高级人力资本扩张主要从如下三个方面促进产业结构合理化：首先，高级人力资本扩张丰富了高级人力资本的供给，降低了高级人力资本的需求约束(毛其淋，2019)，提高了高级人力资本在不同产业间的配置效率，促进产业间高级人力资本投入与产出的合理性，进而有利于产业结构合理化。其次，高级人力资本扩张可以带来更快速的技术进步(Che and Zhang, 2018)。技术进步的加速，可以发挥“创造性破坏”效应，促进生产要素在部门间更好配置，实现要素从生产率较低的部门向生产率较高的部门转移，降低要素错配程度，有利于提高产业间要素配置效率，促进产业间的协调程度，从而有利于产业结构合理化。再次，高级人力资本扩张可以更大程度发挥集聚规模效应(Moretti, 2004)。集聚程度的提高，可以降低要素的搜寻成本，提高要素与产业的匹配程度，降低无效率配置，提高要素配置效率，促进要素生产率的提升和产业产出的增加，进而促进产业结构合理化。因此，高级人力资本扩张可以通过降低市场对高级人力资本的需求约束、促进要素在产业间合理流动、提高要素配置效率，继而促进产业结构合理化。

第二，高级人力资本扩张可以促进产业结构高级化。产业结构高级化强调产业由低端向高端的演进过程。技术水平越高、复杂度越高，产业附

加值就越高，产业高端化程度就越高。因此，高级人力资本扩张主要从如下两个方面促进产业结构高级化：首先，高级人力资本具有更高的知识水平，在知识的吸收能力、运用能力和自主创造能力方面更强。高校扩招带来了更多的具有高技能的高级人力资本，一方面更多的高级人力资本在吸收、消化、运用外来先进技术方面更有优势，加速外来先进技术的引进和运用，促进生产要素从生产率低的部门向生产率高的部门转移。另一方面更多的高级人力资本具有更强的自主创新能力，无论是独立的自主创新能力还是集聚后发挥集聚效应所增强的自主创新能力，都可以促进自主创新能力的提升，推动技术进步，促进生产要素从生产率低的部门向生产率高的部门转移。其次，高级人力资本具有集聚效应，高级人力资本扩张一方面带动高级人力资本的集聚，增强自主创新能力，促进技术进步，推动生产要素从低生产率部门向高生产率部门转移，带动产业结构高级化。另一方面高级人力资本扩张可以进一步通过高级人力资本的集聚带动低技能劳动者的集聚。低技能劳动者的集聚可以为低技能服务业的发展提供充足的劳动力供给，从而促进低技能服务业的发展，而低技能服务业的发展又与高技能服务业的发展之间形成互补效应，促进高技能服务业的发展，继而促进产业结构高级化(梁文泉和陆铭，2015；陆铭，2017)。因此，高级人力资本扩张可以更快地促进技术进步，实现生产要素从生产率低的部门向生产率较高的部门转移，同时强化高级人力资本的集聚效应在产业结构高级化中的促进效应。

据此提出本文第一核心假说：高级人力资本扩张可以促进产业结构合理化和产业结构高级化，从而有利于产业结构升级。

与此同时，高级人力资本天然的集聚效应使得高级人力资本扩张更有利于本地城市产业结构升级。具体而言，在高级人力资本扩张程度更高的城市，高级人力资本的创新效应更强，技术进步作用更大，“创造性破坏”效应更大，对产业结构的更新换代作用更为突出，资源的重新配置程度更高：一方面引起资源从低效率部门向高效率部门转移，降低资源误配置，提高资源的配置效率，使本城市产业投入与产出日趋合理化，强化本城市内的产业结构合理化效应；另一方面引起资源从生产率低的部门转移至生产率高的部门，提高资源的生产率，强化本城市内的产业结构高级化效应。

据此提出本文第二个核心假说：高级人力资本扩张强化了城市内部的竞争效应，更有利于城市内产业结构合理化和高级化。

## 四、研究设计

### (一) 识别策略

为了识别高级人力资本扩张在产业结构升级中的作用, 本文将中国政府在1999年实施的高校扩招政策作为准自然实验, 采用双重差分(Difference-in-Difference)的方法进行实证检验, 以评价高级人力资本扩张对中国产业结构升级的因果效应。本文借鉴石大千和张卫东(2017)的做法, 将受扩招程度影响较大的城市设定为实验组, 将受扩招程度影响较小的城市设定为对照组, 比较高校扩招影响较大的城市与影响较小的城市在2003年以后产业结构升级的变化情况。具体而言, 设定如下识别模型:

$$Indstruc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Human_i \times Post2003_t + \varphi X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (1)$$

其中,  $Indstruc_{it}$  表示  $i$  城市第  $t$  年的产业结构升级。 $Human_i$  表示城市  $i$  的高等教育规模状况。当高等教育规模较大时, 设定为1; 反之, 则设定为0。具体而言, 将1999年拥有本科院校的城市设定为1, 将不拥有本科院校的城市设定为0。 $Post2003_t$  为时间虚拟变量, 即2003年及其之后的年份取1, 2003年之前的年份取0。高校扩招政策虽然在1999年实施, 但是扩招后第一批本科学生的毕业时间却是在2003年, 因此时间虚拟变量设定以2003年为时间界点。交叉项  $Human_i \times Post2003_t$  表示高校扩招之后, 相对于高等教育规模较小的城市而言, 高等教育规模较大的城市的高等教育扩招对产业结构升级的影响程度。交互项  $Human_i \times Post2003_t$  的估计系数  $\alpha_1$  为本文关心的核心系数, 刻画了相对于高级人力资本稀缺的城市, 高级人力资本丰裕的城市在高等教育扩招政策实施之后所呈现出的平均差异。如果  $\alpha_1 > 0$ , 则表明高级人力资本扩张有利于中国产业结构升级。 $X_{it}$  表示城市层面的相关控制变量。 $\mu_i$ 、 $\lambda_t$  和  $\xi_{it}$  分别表示城市固定效应、时间固定效应和随机扰动项。

### (二) 变量说明

#### 1. 产业结构升级

产业结构升级内涵丰富, 本文借鉴既有文献的做法, 将从产业结构合理化和产业结构高级化两个方面进行衡量(干春晖等, 2011)。具体形式如下:

第一, 产业结构合理化。产业结构合理化是指产业间的聚合质量, 反映了产业之间的协调程度和资源在产业间的配置程度, 体现了要素投入结构和产出结构耦合程度。其衡量方式为:

$$RIS\_one_{i,t} = \sum_{j=1}^3 \left| \frac{Y_{i,t,j}/L_{i,t,j}}{Y_{i,t}/L_{i,t}} - 1 \right| = \sum_{j=1}^3 \left| \frac{Y_{i,t,j}/Y_{i,t}}{L_{i,t,j}/L_{i,t}} - 1 \right| \quad (2)$$

公式(2)测算了产业结构的偏离程度,  $Y$  表示产值,  $L$  表示就业,  $j$  表示产业,  $i$  表示城市,  $t$  表示年份。在完全竞争假设下, 均衡状态下, 产业间生产率会趋向于一致水平。因此, 在均衡状态下,  $Y_{i,t,j}/L_{i,t,j} = Y_{i,t}/L_{i,t}$ , 此时产业结构偏离度为零; 反之, 当经济越偏离均衡状态时, 产业结构偏离程度就越高。

另一方面, 为了强调不同产业在经济发展过程中的不同作用和避免绝对值所产生的不便, 进一步引入泰尔指数。其计算公式如下:

$$RIS\_two_{i,t} = \sum_{j=1}^3 \left( \frac{Y_{i,t,j}}{Y_{i,t}} \right) \ln \left( \frac{Y_{i,t,j}/L_{i,t,j}}{Y_{i,t}/L_{i,t}} \right) \quad (3)$$

同理, 在经济处于均衡状态下, 泰尔指数为零; 反之, 则不为零。并且经济越偏离均衡状态, 泰尔指数越大。因此, 综合公式(2)和公式(3)可知, 当经济处于均衡状态时, 两个指标均为零; 当经济处于非均衡状态时, 两个指标均不为零。经济越偏离均衡状态, 其值越大, 产业结构越不合理。

第二, 产业结构高级化。产业结构高级化反映了产业由低级向高级的演进过程。在经济发展的不同阶段, 第一产业、第二产业和第三产业依次表现出不同的发展状态。因此, 本文将采用三种方式来衡量产业结构高级化: 首先, 采用工业化率(AIS\_ind)进行衡量, 以反映第二产业工业发展水平; 其次, 采用服务化率(AIS\_ser)进行衡量, 以反映经济服务化水平; 最后, 参照干春晖等(2011)的做法, 采用第三产业产值与第二产业产值之比(AIS)作为产业结构高级化的衡量指标, 以反映服务业与工业发展的融合度。

## 2. 控制变量

为了尽可能避免可能存在的遗漏变量偏误问题, 控制如下相关变量, 具体包括如下: 第一, 经济发展水平(lnpergdp), 采用人均实际GDP进行衡量; 第二, 固定资产投资率(inv\_ratio), 采用固定资产投资占GDP的比重进行衡量; 第三, 外商直接投资率(fdi\_ratio), 采用实际外商直接投资占GDP的比重进行衡量; 第四, 城市规模(city\_scale), 采用人口规模对数进行衡量; 第五, 对外开放程度(open), 采用进出口总额占GDP的比重进行衡量; 第六, 政府支出(gov\_ratio), 采用财政预算内支出占GDP的比重进行衡量; 第七, 市场发育程度(mark), 采用市场化指数进行衡量, 具体测算方法参考程锐和马莉莉(2019b)。

## (三) 数据说明

本文所使用到的数据为1997—2015年288个地级及以上城市层面的面板

数据。数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国教育统计年鉴》等。本文根据教育部官网公布的相关资料获取 1999 年具有本科招生资格的高校情况, 数据显示 1999 年全国共有 599 所本科招生资格的高等院校。根据该数据库, 进一步将其与城市进行匹配, 获得各城市 1999 年本科招生资格的高等院校的数量。表 1 汇报了各变量的描述性统计。

表 1 统计性描述

变量类型	变量指标	变量表示	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	产业结构合理化	RIS_one	5082	8.453	19.40	0.004	259.0
		RIS_two	5082	0.155	0.170	-0.001	1.251
	产业结构高级化	AIS_ind	5192	0.502	0.125	0.081	0.923
		AIS_ser	5192	0.416	0.107	0.051	0.810
		AIS	5192	0.942	0.534	0.079	5.040
核心解释变量	高校扩招政策	DID <sup>①</sup>	5486	0.348	0.477	0	1
控制变量	经济发展水平	Lnpergdp	5191	10.09	0.928	7.518	13.11
	固定资产投资率	Inv ratio	4830	0.540	0.286	0	5.595
	外商直接投资率	Fdi ratio	4748	0.004	0.006	0	0.163
	城市规模	Lncity scale	5211	4.510	0.756	2.572	7.663
	政府支出	Gov ratio	5191	0.129	0.077	0	1.428
	市场发育程度	Mark	5472	6.649	2.101	0.504	11.00
	对外开放度	Open	5472	0.291	0.365	0.016	1.668

## 五、实证结果

### (一) 基准检验

在方程(1)的基础上, 为了降低潜在的序列相关性和异方差问题, 本文采用省际层面的聚类稳健标准误。表 2 汇报了高级人力资本扩张对产业结构升级的基准检验。表 2 第(1)列和第(2)列给出了高级人力资本扩张对产业结构合理化的影响。从第(1)列可以看出, 高级人力资本扩张对基于公式 4.2 计算的绝对化的指标呈现出负向作用; 从第(2)列可以看出, 高级人力资本扩张对基于公式 4.3 计算的泰尔指数呈现出负向作用。由此可以看出, 高级人力资本

① 为了表示的方便, 本文后面表述中将  $Human_i \times Post2003$  转换为 DID 表述。

扩张有利于降低产业结构偏离度,提高产业间的聚合质量,促进产业间的协同程度和产业间资源配置程度,推动产业结构合理化。表2第(3)–(5)列给出了高级人力资本扩张对产业结构高级化的影响。从第(3)列可以看出,高级人力资本扩张对工业化率产生了负向作用;从第(4)列可以看出,高级人力资本扩张对经济服务化产生了正向作用;从第(5)列可以看出,高级人力资本扩张对三产与二产之比产生了正向作用。由此可见,高级人力资本扩张有利于降低工业化率、提高经济服务化水平,促进产业结构高级化。因此,综合表2的估计结果可知,1999年实施的高校扩招政策产生了降低产业结构偏离程度、促进产业结构合理化的经济效应,同时也有利于降低工业化率,提高经济服务化水平,以促进产业结构高级化,最终实现了产业结构的转型升级。

表2 高级人力资本扩张的产业结构升级效应:基准检验

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
DID	-1.6885*	-0.0204*	-0.0297***	0.0170*	0.1214***
	(0.922)	(0.011)	(0.009)	(0.009)	(0.042)
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	-47.6658	0.4984	-0.5793*	1.0913***	4.4699***
	(32.187)	(0.335)	(0.303)	(0.239)	(1.273)
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
R <sup>2</sup>	0.4342	0.6863	0.8375	0.7924	0.7804

注:括号内数据为省际层面的聚类稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

## (二)稳健性检验

### 1. PSM-DID 检验

1999年拥有本科院校的城市广泛分布在中国各区域,而非平衡发展战略导致中国经济发展呈现出显著差异,这在一定程度上会引起表2基准检验中估计偏误。因此,为了消除样本差异而引起的估计偏误,稳健性检验中首先采用倾向得分匹配方法(PSM)进行匹配。经过匹配后,剔除未能成功匹配的样本,然后进行双重差分检验。估计结果如表3所示。在PSM-DID匹配估计方法下,高校扩招政策估计系数与表2估计系数一致,即高级人力资本扩

张降低了产业结构偏离程度，促进产业结构合理化，同时降低工业化率、提高经济服务化水平，继而促进产业结构高级化，实现产业结构转型升级。

表 3 稳健性检验之一：PSM-DID

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
DID	-1.5611** (0.845)	-0.0162* (0.009)	-0.0292*** (0.009)	0.0160* (0.009)	0.1113** (0.041)
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	-65.3552** (29.531)	0.5653 (0.358)	-0.5345* (0.301)	1.0037*** (0.231)	3.9841*** (1.180)
观测值	4290	4290	4324	4324	4324
$R^2$	0.4239	0.6906	0.8362	0.7891	0.7820

注：括号内数据为省际层面的聚类稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

## 2. 两期倍差法检验

表 2 基准检验中采用多期倍差法，而多期倍差法存在序列相关性问题，容易产生高估政策的结果(Bertrand and Duflo, 2004)。为了消除多期倍差法中可能存在的序列相关性问题，稳健性检验之二采用两期倍差法进行检验，以消除基准检验中可能存在的序列相关性问题。具体而言，以 2003 年为时间节点，将样本划分为 1997—2002 年和 2003—2015 年两个阶段。检验结果如表 4 所示，与表 2 估计结果基本一致。

表 4 稳健性检验之二：两期倍差法

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
DID	-1.5182** (0.810)	-0.0361** (0.014)	-0.0349** (0.014)	0.0171 <sup>a</sup> (0.012)	0.1349** (0.064)
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

续表

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
常数项	-39.4861 (64.732)	0.9699 (0.628)	-0.0631 (0.573)	0.7715* (0.449)	3.0357 (2.432)
观测值	553	553	555	555	555
R <sup>2</sup>	0.6895	0.8734	0.9207	0.8938	0.8997

注：括号内数据为省际层面的聚类稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，其中 a 表示的 P 值为 0.158。

### 3. 替换解释变量

基准检验中双重差分的识别方式采用 1999 年是否有本科招生资格院校。此种识别方式可能在一定程度上忽视之后专升本所产生的测量误差。为了更为准确地衡量高校扩招产生的产业结构升级效应，此处借鉴周茂等(2019)的做法。具体而言，采用城市人力资本密度与高校扩招政策的时间虚拟变量乘积( $Hc_{i,2002} \times Post_t$ )。城市人力资本密度的计算根据城市生产结构与每个产业人力资本密度来确定，以反映出每个城市对高级人力资本的需求和吸纳程度。具体方法如下：

$$Hc_{i,2002} = \frac{\sum_j Output_{i,j,2002} \times Hc_j}{\sum_j Output_{i,j,2002}} \quad (4)$$

其中， $Output_{i,j,2002}$  表示  $i$  城市  $j$  行业 2002 年工业产值。采用 2002 年工业产值是为了保证生产结构的外生性。 $Hc_j$  表示  $j$  行业的高级人力资本密度<sup>①</sup>，采用两种方式进行衡量：第一，以美国 1980 年 ISICrev2 三位码行业大学本科及以上学历就业密度进行衡量，估计结果如表 5 第一部分；第二，以中国 1995 年大学本科及以上学历就业密度进行衡量，估计结果如表 5 第二部分。从估计结果来看，无论采用 1980 年美国三位码行业层面的就业密度还是 1995 年中国三位码行业层面的就业密度数据进行识别，估计结论均显示高级人力资本扩张显著促进了产业结构合理化和产业结构高级化，进而促进了产业结构升级。

① 由于数据统计口径的差异，需要将三类不同行业编码进行匹配。在具体行业匹配过程中，以 HS 编码为中介，将中国工业标准分类(CICC)与国际工业标准分类(ISIC)进行匹配。

表 5 稳健性检验之三：替换解释变量

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
方法一					
DID_USA	-3.0598** (1.307)	-0.0287* (0.014)	-0.0224* (0.012)	0.0212** (0.010)	0.0738* (0.046)
常数项	-48.7730 (33.299)	0.5106 (0.341)	-0.6024* (0.298)	1.0749*** (0.236)	4.4993*** (1.247)
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
R <sup>2</sup>	0.4350	0.6858	0.8350	0.7904	0.7784
方法二					
DID_CHN	-1.9922* (1.317)	-0.0286** (0.013)	-0.0234** (0.010)	0.0122 <sup>b</sup> (0.008)	0.0972* (0.048)
常数项	-50.2992 (32.892)	0.5101 (0.338)	-0.6138** (0.299)	1.0793*** (0.235)	4.5534*** (1.254)
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
R <sup>2</sup>	0.4343	0.6858	0.8363	0.7910	0.7790

注：括号内数据为省际层面的聚类稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，其中 a、b 表示的 P 值为 0.116 和 0.155。

#### 4. 更多稳健性检验

首先，其他外生政策的冲击会对高级人力资本扩张的产业结构升级效应造成影响。在本文的样本期间范围内，2008 年国际金融危机席卷全球，对中国经济政策产生重要影响，其中 2009 年的四万亿投资对中国的影响十分显著。因此，为了考察国际金融危机产生的影响，本文采用两种方法进行检验：第一，剔除 2007 年之后的样本，仅以 1997—2007 年为样本期间进行双差分检验。第二，采用交叉项方法进行估计，构造虚拟变量，将金融危机后设定为 1，将金融危机之前设定为 0，然后将金融危机虚拟变量与方程 4.1 中的交叉项进行相乘，最后进行估计。从表 6 的估计结果来看，无论是采用剔除样本的方法还是采用虚拟变量相乘的方法，均表明高级人力资本扩张促进了产业结构合理化和产业结构高级化。但是，从方法二来看，相对于金融危机之前，金融危机之后，高级人力资本扩张对产业结构合理化并无显著提升效应，而对产业结构高级化产生显著提升效应。由此可知，国际金融危机在一定程度上强化了高级人力资本扩张的产业服务化效应。

表6 稳健性检验之四：金融危机的影响

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
方法一					
DID	-1.1756*	-0.0211**	-0.0208***	0.0143**	0.0762***
	(0.690)	(0.010)	(0.006)	(0.006)	(0.027)
常数项	13.9612	0.8650*	-0.1845	0.6341*	3.1650*
	(17.43)	(0.47)	(0.33)	(0.245)	(1.589)
观测值	2665	2665	2666	2666	2666
$R^2$	0.5591	0.6887	0.9124	0.8703	0.8700
方法二					
DID	-1.6283*	-0.0191*	-0.0195***	0.0134**	0.0737**
	(0.898)	(0.010)	(0.006)	(0.006)	(0.030)
DID*金融危机	-2.2071	-0.0214	-0.0378***	0.0199*	0.1597***
	(2.823)	(0.013)	(0.012)	(0.011)	(0.055)
常数项	-59.2227**	0.5415	-0.5367*	1.0433***	4.2156***
	(27.639)	(0.350)	(0.308)	(0.241)	(1.275)
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
$R^2$	0.4238	0.6864	0.8385	0.7919	0.7814

注：同上。方法一、方法二中控制变量、城市固定效应、时间固定效应均控制。

其次，2012年之后，中国经济步入新常态，经济结构发生显著变化。因此，为了消除2012年之后中国经济结构变化引起的基准检验估计结果偏差，稳健性检验之五采用剔除2011年之后的样本进行双重差分检验。检验结果如表7所示。从表7的估计结果来看，交叉项估计系数未发生显著变化。因此，在剔除2012年中国经济新常态下经济结构变化所产生的影响之后，高级人力资本扩张依然存在产业结构合理化和产业结构高级化效应。

表 7 稳健性检验之五：剔除异常值

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
DID	-2.5012*	-0.0247**	-0.0303***	0.0196**	0.1215***
	(1.309)	(0.012)	(0.008)	(0.008)	(0.038)
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	-7.7396	0.7441*	-0.4149	0.9007***	3.7857***
	(28.644)	(0.407)	(0.302)	(0.234)	(1.284)
观测值	3858	3858	3881	3881	3881
$R^2$	0.4376	0.6892	0.8616	0.8126	0.8100

注：同上。

最后，在中国 288 个地级及以上城市中，北京、天津、上海和重庆作为四个直辖市，其行政等级为省级行政等级，并且其中的高校数量居多，容易形成异常值而使得估计结果有偏。因此，在稳健性检验之六中，剔除四大直辖市的样本，然后进行双重差分检验。估计结果如表 8 所示。由表 8 可知，在剔除四大直辖市样本后，高级人力资本扩张的产业结构升级效应依然存在。

表 8 稳健性检验之六：剔除四大直辖市

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
DID	-2.5157*	-0.0221*	-0.0285***	0.0166*	0.1109**
	(1.284)	(0.011)	(0.009)	(0.009)	(0.040)
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	-63.0045**	0.5605	-0.5921*	1.0679***	4.5482***
	(28.264)	(0.347)	(0.307)	(0.241)	(1.269)
观测值	4291	4291	4324	4324	4324
$R^2$	0.4242	0.6855	0.8378	0.7862	0.7798

注：同上。

### (三) 动态效应检验

为了检验平行趋势假设是否成立,同时也为考察高级人力资本扩张对产业结构升级的动态影响,本部分进行动态检验。具体而言,将方程 4.1 中的  $Post2003_i$  替换成各年份时间虚拟变量。获得如下估计方程:

$$Indstruc_{it} = \alpha_0 + \sum_{t=1998}^{T=2014} \alpha_t (Human_i \times Post2003_t) + \varphi X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (5)$$

根据方程(5),进行时间动态效应检验。估计结果如表 9 所示。由表 9 可知, DID1998—DID2002 的估计系数基本处于不显著状态。也就是说,如果假设高校扩招时间发生在 1999 年以前,但是其并未对产业结构升级产生显著影响,从而说明其满足平行趋势假设。同时, DID2003—DID2014 的估计系数基本处于显著状态,并且估计系数与基准检验中的估计系数符号一致。也就是说,在高校扩招政策推行以后,对产业结构升级产生显著的促进作用,并且随着时间的推移,高等教育扩招对产业结构升级的促进效应越来越大。由此可知,高级人力资本扩张促进产业结构升级满足平行趋势假说,并且随着时间的推移其促进效应日益显著。

表 9 时间动态效应检验

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
DID1998	-0.4541 (0.604)	-0.0432 (0.037)	-0.0057 (0.004)	0.0047 (0.004)	0.0060 (0.016)
DID1999	0.2572 (0.869)	-0.0185 (0.012)	-0.0038 (0.002)	0.0039 (0.003)	0.0041 (0.010)
DID2000	-1.1821* (0.689)	-0.0138* (0.008)	-0.0010 (0.003)	0.0015 (0.003)	0.0039 (0.014)
DID2001	-0.9946 (0.710)	-0.0100 (0.006)	-0.0044 (0.004)	0.0026 (0.002)	0.0095 (0.010)
DID2002	-0.5455 (0.593)	-0.0059 (0.006)	0.0045* (0.002)	-0.0010 (0.004)	0.0039* (0.017)
DID2003	-1.1113 (0.835)	-0.0131*** (0.005)	-0.0032* (0.002)	0.0091** (0.004)	0.0112* (0.007)

续表

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1) RIS_one	(2) RIS_two	(3) AIS_ind	(4) AIS_ser	(5) AIS
DID2004	-1.1999* (0.560)	-0.0176*** (0.005)	-0.0042* (0.002)	0.0113*** (0.002)	0.0283*** (0.009)
DID2005	-1.9715** (0.726)	-0.0185*** (0.006)	-0.0105** (0.005)	0.0261*** (0.006)	0.1262*** (0.027)
DID2006	-1.7877* (0.934)	-0.0124*** (0.004)	-0.0061** (0.003)	0.0209*** (0.004)	0.0192 (0.016)
DID2007	-1.5280* (0.817)	-0.0138*** (0.003)	-0.0101*** (0.003)	0.0241*** (0.003)	0.0309** (0.014)
DID2008	-1.6342*** (0.507)	-0.0141*** (0.003)	-0.0128*** (0.003)	0.0215*** (0.003)	0.0475*** (0.012)
DID2009	-1.0349 (1.988)	-0.0143*** (0.005)	-0.0184*** (0.005)	0.0154*** (0.005)	0.0802*** (0.022)
DID2010	-1.9240* (1.044)	-0.0103** (0.004)	-0.0101*** (0.004)	0.0161*** (0.004)	0.0588*** (0.019)
DID2011	-2.6917*** (0.532)	-0.0109* (0.005)	-0.0067** (0.003)	0.0103*** (0.003)	0.0398*** (0.014)
DID2012	-6.0721*** (1.722)	-0.0146*** (0.005)	-0.0118*** (0.003)	0.0081*** (0.003)	0.0439*** (0.010)
DID2013	-4.5690* (2.409)	-0.0144*** (0.008)	-0.0117*** (0.002)	0.0088*** (0.002)	0.0536*** (0.013)
DID2014	-3.2906** (1.022)	-0.0217*** (0.004)	-0.0161*** (0.003)	0.0160*** (0.003)	0.0674*** (0.020)
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	-103.378*** (20.742)	0.3245*** (0.101)	0.1124 (0.117)	0.5727*** (0.091)	2.0591*** (0.475)
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
R <sup>2</sup>	0.4130	0.6697	0.8293	0.7829	0.7746

注：同上。

#### (四) 高等院校数量与质量效应

##### 1. 高等院校数量效应

方程 4.1 中  $Human_i$  的设定方式为：当 1999 年该城市拥有本科院校时，设定为 1，当 1999 年该城市没有本科院校时，设定为 0。该方法的设定忽视了高等院校的数量。在 1999 年各城市中高等院校的分布并非是一个城市只拥有一所本科院校，实际上有些城市拥有多所高等院校。例如，四大直辖市中北京市拥有 55 所本科院校，而其他城市中武汉市拥有 28 所本科院校、西安市拥有 22 所本科院校。由此可知，如果简单地将有本科院校的城市设定为 1，则同质化了城市间的院校数量，忽视了高等院校的数量效应。为了凸显出高等院校的数量效应，以反映出 1999 年高等院校数量差异对高等教育扩招的产业结构升级效应的影响，本部分采用两种方法进行估计：第一，以全部本科高等院校数量为准替换基准检验中的虚拟变量设定，估计结果如表 10 前六行所示；第二，以大于五所本科高等院校数量为准替换基准检验中的虚拟变量设定，估计结果如表 10 后八行所示。由表 10 的估计结果可知，当以实际本科高等院校数量为衡量标准的时候，交叉项的估计系数依然呈现出与基准检验一致的结果，并且其显著程度显著提高。另一方面，从表 10 后八行估计结果来看，相对于本科院校数量少于五所的城市而言，本科高等院校多于五所的城市在高等教育扩招过程中的产业结构升级效应更为明显。由此可知，高级人力资本扩张的产业结构升级效应中存在高等院校数量效应。

表 10 高等院校数量效应

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
方法一：以全部高等院校数量进行衡量					
DID	-0.1841*** (0.065)	-0.0048*** (0.001)	-0.0028*** (0.001)	0.0016*** (0.000)	0.0160*** (0.004)
常数项	-64.7004** (27.756)	0.5156 (0.340)	-0.6149** (0.298)	1.0804*** (0.235)	4.5718*** (1.235)
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
$R^2$	0.4238	0.6859	0.8381	0.7920	0.7837
方法二：以大于五所高等院校数量进行衡量					
DID	-2.8181** (1.107)	-0.0256** (0.010)	-0.0221** (0.009)	0.0122 (0.009)	0.0836** (0.040)

续表

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
DID * number5	-4.1330*** (1.363)	-0.0316* (0.016)	-0.0594*** (0.014)	0.0358*** (0.011)	0.2698*** (0.081)
常数项	-63.4814** (27.273)	0.5450 (0.345)	-0.5846* (0.298)	1.0636*** (0.234)	4.4443*** (1.226)
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
R <sup>2</sup>	0.4241	0.6869	0.8395	0.7927	0.7829

注：同上。方法一、方法二中控制变量、城市固定效应、时间固定效应均控制。

## 2. 高等院校质量效应

与此同时，高等院校除了数量效应外还存在质量效应，即中国本科院校根据学校综合实力被区分为不同等级的院校并冠以不同的名号，其中尤其是1995年启动的“211”工程和1998年启动的“985”工程。在方程4.1的设定下，并没有考虑到院校综合实力方面的因素，因此本部分将对高等院校质量进行考察，以反映出高等院校质量在高等教育扩招中产业结构升级效应的差异。表11汇报了985高校效应和211高校效应。由表11的估计结果来看，无论是985高校效应还是211高校效应，均展现出相对于其他只拥有普通院校的城市而言，拥有985高校或者211高校的城市在高校扩招中所产生的产业结构升级效应更明显。由此可知，高级人力资本扩张的产业结构升级效应中存在高等院校质量效应。

表 11 高等院校质量效应

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
985 高校效应					
DID	-2.3159* (1.231)	-0.0244** (0.011)	-0.0261*** (0.009)	0.0153 (0.009)	0.1055** (0.041)
DID * 985	-2.5977* (1.496)	-0.0305* (0.017)	-0.0515*** (0.016)	0.0278** (0.012)	0.2211** (0.092)

续表

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
常数项	-62.6485** (27.402)	0.5424 (0.346)	-0.5775* (0.303)	1.0585*** (0.236)	4.4065*** (1.253)
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
R <sup>2</sup>	0.4236	0.6869	0.8382	0.7919	0.7810
211 高校效应					
DID	-1.5734* (0.813)	-0.0268** (0.011)	-0.0225** (0.008)	0.0132 (0.009)	0.0879** (0.036)
DID * 211	-4.4857*** (1.394)	0.0295** (0.015)	-0.0529*** (0.015)	0.0295** (0.012)	0.2307*** (0.080)
常数项	-63.9632** (26.971)	0.5476 (0.344)	-0.5849* (0.297)	1.0626*** (0.234)	4.4420*** (1.226)
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
R <sup>2</sup>	0.4244	0.6870	0.8390	0.7923	0.7820

注：同上。985 效应和 211 效应估计中控制变量、城市固定效应、时间固定效应均控制。

## 六、高级人力资本扩张推动产业升级的机制

### (一) 机制分解

高级人力资本扩张在不同部门之间的效应可能存在差异，即相比于低生产率部门、低竞争程度部门，高级人力资本扩张可能更有利于高生产率部门和高竞争程度部门。与此同时，相对于其他城市，本城市高级人力资本扩张更有利于本城市产业结构升级。因此，高级人力资本扩张可能更有利于本城市内资源配置效率的提高，从而更有利于本城市内部产业结构合理化和高级化。因此，为了有效区分产业结构升级中的资源配置效率，借鉴邓慧慧等(2020)的做法对产业结构合理化和产业结构高级化进行分解，分解结果如下：

$$\begin{aligned}
 \Delta RIS_{i,t} &= \left( \sum_{j=1}^3 \left( \frac{Y_{i,t,j}}{Y_{i,t}} \right) \ln \left( \frac{Y_{i,t,j}/L_{i,t,j}}{Y_{i,t}/L_{i,t}} \right) \right) - \left( \sum_{j=1}^3 \left( \frac{Y_{i,t-1,j}}{Y_{i,t-1}} \right) \ln \left( \frac{Y_{i,t-1,j}/L_{i,t-1,j}}{Y_{i,t-1}/L_{i,t-1}} \right) \right) + \Delta RIS_{i,t}^{ee} \\
 &= \underbrace{\left\{ \sum_{j=1}^3 \left( \frac{Y_{i,t,j}}{Y_{i,t}} \right) \ln \left( \frac{Y_{i,t,j}/L_{i,t,j}}{Y_{i,t}/L_{i,t}} \right) - \sum_{j=1}^3 \left( \frac{Y_{i,t-1,j}}{Y_{i,t-1}} \right) \ln \left( \frac{Y_{i,t-1,j}/L_{i,t-1,j}}{Y_{i,t-1}/L_{i,t-1}} \right) \right\}}_{\text{城市间产业结构调整}} + \\
 &\quad \underbrace{\left\{ \sum_{j=1}^3 \left( \frac{Y_{i,t,j}}{Y_{i,t-1}} \right) \ln \left( \frac{Y_{i,t,j}/L_{i,t,j}}{Y_{i,t-1}/L_{i,t-1}} \right) - \sum_{j=1}^3 \left( \frac{Y_{i,t-1,j}}{Y_{i,t-1}} \right) \ln \left( \frac{Y_{i,t-1,j}/L_{i,t-1,j}}{Y_{i,t-1}/L_{i,t-1}} \right) \right\}}_{\text{城市内产业结构调整}} + \Delta RIS_{i,t}^{ee} \\
 &= \Delta RIS_{i,t}^{inter} + \Delta RIS_{i,t}^{intra} + \Delta RIS_{i,t}^{ee} \tag{6}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \Delta AIS_{i,t} &= \Delta (Y_{3,t}/Y_{2,t}) \\
 &= (Y_{3,t}/Y_{2,t}) - (Y_{3,t-1}/Y_{2,t-1}) + \Delta AIS_{i,t}^{ee} \\
 &= \underbrace{[(Y_{3,t}/Y_{2,t}) - (Y_{3,t}/Y_{2,t-1})]}_{\text{城市间产业结构调整}} + \underbrace{[(Y_{3,t}/Y_{2,t-1}) - (Y_{3,t-1}/Y_{2,t-1})]}_{\text{城市内产业结构调整}} + \Delta AIS_{i,t}^{ee} \\
 &= \Delta AIS_{i,t}^{inter} + \Delta AIS_{i,t}^{intra} + \Delta AIS_{i,t}^{ee} \tag{7}
 \end{aligned}$$

公式(6)将产业结构合理化分解为城市间产业结构合理化调整( $\Delta RIS_{i,t}^{inter}$ )和城市内产业结构合理化调整( $\Delta RIS_{i,t}^{intra}$ )以及城市内产业进入退出合理化调整( $\Delta RIS_{i,t}^{ee}$ )；公式(7)将产业结构高级化分解为城市间产业结构高级化调整( $\Delta AIS_{i,t}^{inter}$ )和城市内产业结构高级化调整( $\Delta AIS_{i,t}^{intra}$ )以及城市内产业进入退出高级化调整( $\Delta AIS_{i,t}^{ee}$ )。根据公式 6.1 和公式 6.2 对产业结构合理化和产业结构高级化的分解，表 12 估计了高级人力资本扩张对产业结构合理化和产业结构高级化的影响。表 12 估计结果显示，产业结构升级主要来源于城市内产业间的资源再配置效应，即高级人力资本扩张强化了城市内部的竞争效应，发挥了“优胜劣汰”的作用，促进了资源的产业间流动，提高了资源的配置效率，促进了资源由低效率部门转移至高效率部门，有利于城市内部产业结构合理化和产业结构高级化。

表 12 产业结构调整的资源再配置效应

	产业结构合理化			产业结构高级化		
	城市间调整	城市内产业间调整	产业进入退出	城市间调整	城市内产业间调整	产业进入退出
	RIS_inter	RIS_intra	RIS_ee	AIS_inter	AIS_intra	AIS_ee
DID_U	0.0233*** (0.008)	-0.0314*** (0.007)	-0.0110** (0.004)	0.0094 (0.018)	0.1071*** (0.018)	0.0003* (0.000)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y

续表

	产业结构合理化			产业结构高级化		
	城市间 调整	城市内 产业间 调整	产业进入退出	城市间 调整	城市内 产业间 调整	产业进 入退出
	RIS_inter	RIS_intra	RIS_ee	AIS_inter	AIS_intra	AIS_ee
常数项	1.0017*** (0.141)	-0.9622*** (0.172)	0.6181*** (0.102)	0.0280 (0.733)	-0.1579 (0.555)	-0.0040 (0.004)
观测值	4380	4326	4326	4401	4401	4401
R <sup>2</sup>	0.5857	0.6513	0.7307	0.2981	0.5267	0.0991

注：同上。

## (二)分位数检验

高级人力资本具有更强的市场交易能力，其对市场的依赖性更强，也即在市场化程度高的环境下才能最大化发挥其效应(程锐，2019)。市场化程度不同，高级人力资本对产业结构升级的影响也会不同。因此，本部分从分位数角度考察在不同的市场化程度下，高级人力资本扩张对产业结构升级影响的差异。根据既有文献的做法，市场化程度从政府支出水平、市场发育程度和对外开放度等三个方面进行考察。表14汇报了相关估计结果。

表14中第一部分汇报了在政府支出的不同分位数上，高级人力资本扩张对产业结构升级影响的异质性。从产业结构合理化估计结果来看，随着政府支出分位数的提高，高级人力资本扩张对产业结构合理化的影响逐渐由促进作用转变为抑制作用，即随着政府对经济的干预程度的提高，高级人力资本扩张对产业结构产生的偏离效应也随之提高。然后，就产业结构高级化指标来看，政府干预程度的高低并没有对高级人力资本扩张对产业结构高级化产生显著差异。由此说明，政府对经济的干预程度只会影响到高级人力资本扩张对产业结构偏离程度，而不会对产业结构高级化产生影响。

表14第二部分汇报了在市场发育程度的不同分位数上，高级人力资本扩张对产业结构升级影响的异质性。从产业结构合理化估计结果来看，随着市场发育程度分位数的提高，高级人力资本扩张对产业结构合理化的影响逐渐提高，即市场发育程度越高，高级人力资本扩张越有利于降低产业结构的偏离程度，提高产业结构合理化。从产业结构高级化估计结果来看，随着市场发育程度分位数的提高，高级人力资本扩张对工业化率的抑制作用和经济的服务化并无显著差异。同样地，从对外开放度的不同分位数上所得到的结论

与之一致,即在产业结构合理化方面,随着对外开放水平的提高,高级人力资本扩张对产业结构合理化的促进作用也随之提高,在产业结构高级化方面并无显著差异。

因此,综合上述所言,随着市场化程度的提高,高级人力资本扩张对产业结构偏离产生了一种抑制效应,进而促进产业结构合理化。

表 13 分位数检验——市场化程度差异效应

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
政府支出					
DID	-5.1891** (1.963)	-0.0322* (0.016)	-0.0295** (0.014)	0.0157 (0.015)	0.1339* (0.068)
DID * Q25	5.3119*** (1.743)	0.0304** (0.014)	0.0016 (0.011)	0.0030 (0.013)	-0.0238 (0.059)
DID * Q50	5.9164*** (1.674)	0.0397*** (0.012)	-0.0045 (0.011)	0.0043 (0.012)	-0.0065 (0.050)
DID * Q75	6.2485*** (2.181)	0.0441*** (0.013)	0.0031 (0.009)	-0.0019 (0.010)	-0.0209 (0.045)
市场发展程度					
DID	-2.6251** (1.124)	-0.0223* (0.013)	-0.0349*** (0.011)	0.0212** (0.010)	0.1495** (0.058)
DID * Q25	-4.5411* (2.974)	-0.0297* (0.018)	0.0074 (0.013)	0.0040 (0.013)	-0.0440 (0.061)
DID * Q50	-5.3425** (2.566)	-0.0329** (0.015)	-0.0004 (0.012)	0.0038 (0.010)	-0.0158 (0.055)
DID * Q75	-5.1618** (2.514)	-0.0326*** (0.010)	0.0168 (0.011)	-0.0175 (0.012)	-0.0726 (0.052)
对外开放度					
DID	-4.1244* (2.303)	-0.0311** (0.014)	-0.0337*** (0.010)	0.0260*** (0.009)	0.1491** (0.055)
DID * Q25	-6.8996** (3.220)	-0.0324** (0.013)	0.0098 (0.023)	-0.0135 (0.018)	-0.0386 (0.103)

续表

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
DID * Q50	-7.6713** (3.465)	-0.0379** (0.019)	0.0151 (0.013)	-0.0144 (0.012)	-0.0780 (0.059)
DID * Q75	-7.5643** (3.520)	-0.0396** (0.016)	0.0161 (0.012)	-0.0190 (0.011)	-0.0795 (0.053)

注：同上。控制变量、城市固定效应、时间固定效应均控制。

### (三)异质性检验

中国区域间经济发展水平差异大，在改革开放后非平衡发展战略影响下，东部地区率先发展，形成了东部经济发展水平高于中西部地区的状况。在不同的经济发展水平上，高级人力资本对产业结构升级的影响存在显著差异，即在经济发展水平较高的地区人力资本的作用更为明显。因此，表 14 考察了东部地区与中西部地区高级人力资本扩张对产业结构升级的影响。估计结果显示，相对于中西部地区，东部地区的高级人力资本扩张对产业结构合理化和产业结构高级化的促进作用更为明显。由此可知，在经济发展水平较高的地区，高级人力资本扩张在产业结构升级过程中的促进作用更为明显。

表 14 东-中西部差异的影响

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
DID	-3.2947* (1.731)	-0.0174 (0.013)	-0.0239** (0.011)	0.0091 (0.012)	0.0905* (0.049)
DID * 东部城市	-1.6629*** (0.483)	-0.0255* (0.014)	-0.0397*** (0.011)	0.0309*** (0.011)	0.1757*** (0.062)
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	-61.1820** (28.707)	0.5347 (0.344)	-0.5767* (0.303)	1.0616*** (0.237)	4.4060*** (1.255)

续表

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
$R^2$	0.4251	0.6865	0.8380	0.7928	0.7809

注：同上。

另一方面，中国的城市形成在很大程度上受到了行政体制的影响，从而形成了中国特色的具有不同行政等级的城市(江艇等，2018)。城市行政等级的差异又会影响到城市的集聚能力，进而引起生产要素对产业结构升级影响的差异。本部分借鉴江艇等(2018)的做法，将城市行政等级划分普通地级市、非副省级省会城市和副省级城市三类，并依次赋值为 1、2、3，继而考察在不同的城市等级下，高级人力资本扩张对产业结构升级的影响。估计结果如表 15 所示。由估计结果可知，相对于普通地级市和副省级城市而言，非副省级省会城市的高级人力资本扩张对产业结构升级的影响更为明显。由此可知，在城市行政等级中，高级人力资本扩张对产业结构升级的影响存在着倒 U 型关系，即随着城市行政等级的提高，高级人力资本扩张对产业结构升级的影响也随之提高，当城市行政等级进一步提高时，高级人力资本扩张对产业结构升级的影响开始衰减。

表 15 城市行政等级差异的影响

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
DID * 等级 1	-0.6133 (2.199)	-0.0275** (0.010)	-0.0223** (0.009)	0.0125 (0.009)	0.0854** (0.040)
DID * 等级 2	-6.2853*** (2.037)	-0.0931*** (0.017)	-0.0692*** (0.018)	0.0468*** (0.017)	0.3009*** (0.108)
DID * 等级 3	-2.6253* (1.373)	-0.0127 (0.019)	-0.0396** (0.016)	0.0184 (0.012)	0.1829* (0.097)
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

续表

	产业结构合理化		产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RIS_one	RIS_two	AIS_ind	AIS_ser	AIS
常数项	-63.4730** (27.037)	0.5420 (0.346)	-0.5814* (0.297)	1.0621*** (0.233)	4.4256*** (1.235)
观测值	4360	4360	4393	4393	4393
$R^2$	0.4245	0.6873	0.8394	0.7930	0.7826

注：同上。

## 七、结论与启示

构建新发展格局要求更加注重国内产业结构升级，而国内产业结构升级又是新时代实现经济高质量发展的必由之路。高等教育作为高级人力资本培育的供给面，始于1999年的高校扩招极大地增加了高级人力资本的供给。高级人力资本是产业结构升级的创新型核心要素。本文利用双重差分方法考察了始于1999年的高校扩招对产业结构升级的影响。本文研究结果表明：第一，1999年实施的高校扩招政策有利于降低产业结构偏离程度，促进产业结构合理化，同时也有利于降低工业化率，提高经济服务化，以促进产业结构高级化，最终实现了产业结构的转型升级。随着时间的推移，高校扩招促进产业结构升级效应存在递增规律。高校扩招政策的产业结构升级效应中存在高等院校数量效应和质量效应。第二，高级人力资本扩张强化了城市内部的竞争效应，促进了城市内部产业结构合理化和产业结构高级化。并且高级人力资本扩张对产业结构升级的促进效应随着经济发展水平的提高而增加，随着城市行政等级的提高呈现出倒U型关系，随着市场在资源配置中作用的提高而提高。此外，在经济发展水平更高的城市和行政等级更高的城市，高级人力资本扩张的产业结构升级效应更强。

本文的政策启示集中在以下两点：其一，继续推进高等教育事业的发展。一方面，坚持高等教育事业数量与质量并举，同时更加注重高等教育质量。在维持现有高校招生规模的前提下，注重培育高质量型高等教育人才。高质量型高等教育人才是实现前沿技术进步的中坚力量。随着我国逐渐接近世界技术前沿领域，对高质量型高等教育人才的需求日益增加。而人工智能时代，更是加大了对高质量型高等教育人才的需求。因此，在未来，政府需要通过

进一步调整高等教育体系内部结构设置,包括调整培养模式、学科设置、创新思维的培养、教育管理体系等,形成高等教育的规模效应和质量效应,从而为我国在技术前沿的创新和应用方面提供充裕的高级人力资本。发挥高级人力资本数量效应和质量效应在促进国内产业结构升级方面的作用,通过强化内循环促进外循环,实现内外循环良性发展。其二,注重提高市场化程度。进一步完善市场在资源配置中的决定性作用,促进要素自由流动,最大化要素投入—产出效率。与此同时,也要注意城市行政等级问题,进一步弱化城市行政等级在资源配置中的影响程度,提高高级人力资本在产业结构升级中的配置效率。

#### [参考文献]

- 陈建军、杨飞,2014:《人力资本异质性与区域产业升级:基于前沿文献的讨论》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第5期。
- 程锐、马莉莉、陈璇,2019:《人力资本结构演进与中国经济增长——来自省际层面的经验证据》,《商业研究》第1期。
- 程锐、马莉莉,2019a:《人力资本结构高级化与出口产品质量升级——基于跨国面板数据的实证分析》,《国际经贸探索》第4期。
- 程锐、马莉莉,2019b:《市场化改革、金融发展与企业家精神》,《北京工商大学学报(社会科学版)》第4期。
- 程锐、马莉莉,2020a:《高级人力资本扩张与制造业出口产品质量升级》,《国际贸易问题》第8期。
- 程锐、马莉莉,2020b:《制造业出口高质量升级的内源动力:人力资本的结构演进视角》,《商业经济与管理》第4期。
- 程锐,2019:《高等教育资源分布对经济增长的非线性门槛效应——基于所有制结构和产业协同集聚视角》,《上海经济》第2期。
- 代谦、别朝霞,2006:《人力资本、动态比较优势与发展中国家产业结构升级》,《世界经济》第11期。
- 邓慧慧、杨露鑫、潘需婷,2020:《高铁开通能否助力产业结构升级:事实与机制》,《财经研究》第6期。
- 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。
- 黄群慧,2018:《改革开放40年中国的产业发展与工业化进程》,《中国工业经济》第9期。
- 江艇、孙坤鹏、聂辉华,2018:《城市级别、全要素生产率和资源错配》,《管理世界》第3期。

- 李静、楠玉, 2017:《人力资本匹配、产业技术选择与产业动态比较优势转化》,《宏观质量研究》第4期。
- 梁文泉、陆铭, 2015:《城市人力资本的分化:探索不同技能劳动者的互补和空间集聚》,《经济社会体制比较》第5期。
- 陆铭, 2017:《城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来》,《经济学(季刊)》第4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。
- 任保平, 2020:《新时代中国经济高质量发展研究》,北京:人民出版社。
- 石大千、张卫东, 2017:《高校扩招缩小了城乡收入差距吗?》,《教育与经济》第5期。
- 孙海波、林秀梅, 2018:《异质型人力资本与产业结构升级关系的动态演变》,《统计与信息论坛》第4期。
- 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。
- 张国强、温军、汤向俊, 2011:《中国人力资本、人力资本结构与产业结构升级》,《中国人口·资源与环境》第10期。
- 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。
- Acemoglu, D., 2009, *Introduction to Modern Economics Growth*, New Jersey: Princeton University Press.
- Anabela, S. S. and A. C. Aurora, 2014, “Economic Growth, Human Capital and Structural Change: An Empirical Analysis”, *FEP Working Paper*, No. 549.
- Bertrand, M., E. Duflo and S. Mullainathan, 2004, “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249–275.
- Che, Y. and L. Zhang, 2018, “Human Capital, Technology Adoption and Firm Performance: Impacts of China’s Higher Education Expansion in the Late 1990s”, *The Economic Journal*, 128(614): 2282–2320.
- Che, Y., L. Zhang and Y. Zhang, 2017, “Skilled Labor and Successful Exporters: Evidence from China”, SSRN, 3107364.
- Ciccone, A. and E. Papaioannou, 2009, “Human Capital, the Structure of Production and Growth”, *The Review of Economics and Statistics*, 91(1): 66–82.
- Lucas, R. E., 1988, “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3–42.
- 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.

- Pritchett, L., 2001, “Where has All the Education Gone?”, *The World Bank Economic Review*, 15(3): 367—391.
- Romer, P. M., 1990, “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, 98(5): S71—102.

## Higher Education Expansion, Human Capital and Industrial Structural Upgrade

CHENG Rui<sup>1</sup>, XIA Nan<sup>1</sup>, MA Li-li<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Anhui University of Finance & Economics;

2. School of Economics & Management, Northwest University)

**Abstract:** Advanced human capital is an innovative core element for upgrading industrial structure, and it plays an internal driving force role in upgrading a country's industrial structure. Based on the 1997—2015 urban-level data, this paper uses the 1999 college expansion as a quasi-natural experiment, and uses the double differential method to empirically investigate the impact of advanced human capital expansion on the upgrading of China's industrial structure. The research results show that: First, the expansion of senior human capital caused by the expansion of college enrollment in 1999 significantly promoted the upgrading of the industrial structure, that is, it is beneficial to reduce the deviation of the industrial structure, improve the rationalization of the industrial structure, accelerate the economic service, and promote the advanced industrial structure; Second, the dynamic effect test points out that over time, the expansion of advanced human capital has an increasing law on the effect of industrial structure upgrade; Third, the heterogeneity test shows that there is a significant scale in the industrial structure upgrade effect of advanced human capital expansion effect and quality effect; Fourth, the quantile test shows that the promotion effect of advanced human capital expansion on the upgrading of industrial structure increases with the improvement of the level of economic development, and shows an inverted U-shaped relationship with the increase of urban administrative level with the increase of the market's role in the allocation of resources.

**Key words:** human capital; enrollment expansion of higher education; DID; rationalization of industrial structure; advanced industrial structure

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 胡咏梅)