

高校扩招对创新效率的政策效应^{*}

——基于准实验与双重差分模型的计量检验

陈林 夏俊

【摘要】文章将1999年的高校扩招视为一次公共政策实验,基于准实验与双重差分法的研究框架,利用1998~2011年29个内地省份和香港、台湾地区的面板数据,以DEA-Tobit计量模型就高校扩招政策对技术创新效率的影响进行实证检验。结果发现,高校扩招对内地省份的创新总产出有正向作用,但同时对效率产生了显著的负面冲击,扩招后的地区创新效率会因政策冲击下降约35.7%。从持续影响看,扩招后培养的“新大学生”在高等教育人口中占比越高,该地区研发人员的平均创新效率就越低。虽然导致高等教育投入激增的高校扩招政策存在刺激创新总产出的积极效应,但对技术创新效率产生了一定的负面作用,高校扩招似乎未能同时提升中国技术创新的质与量。因此,高校扩招政策的综合效应难以用“好”或“坏”进行评价。

【关键词】高校扩招 创新 DEA-Tobit 模型 双重差分法

【作者】陈林 暨南大学产业经济研究院,副教授;夏俊 暨南大学产业经济研究院,博士研究生。

一、引言

1999年的高校扩招政策对高等教育产生了明显的冲击,当年高校招生人数同比激增42.9%。全国高校在校生人数从1998年的340.9万持续增长到2011年的2308.5万,年均增长率高达15.9%。如果将大学生数量视为高等教育的产出,高等教育的投入跟不上产出的快速增长。1998年每10名在校生可获得3名在校教职工的教辅与17.2万元高等教育经费的投入,到2011年,该对应值却仅为1名教职工与23.6万元^①。其中,财政性教育经费投入的增长尤为缓慢,年均增长率仅为0.9%。1999年高校扩招以来,中国高等教育进入了低

^{*} 本文为教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“进一步扩大服务业开放的模式和路径研究”(编号:14JZD021)子课题“公共服务业改革与开放的路径研究”的阶段性成果。

^① 相关数据根据历年《中国统计年鉴》、《中国教育统计年鉴》等资料计算整理,经费指标均以1985年不变价计算。

投入高产出的发展阶段。有学者认为,这是一次中国高等教育的“大跃进”尝试(邢春冰、李实,2011)。

在高等教育领域,低投入高产出很可能意味着教育质量的下降。这些受教育质量影响的大学毕业生,毕业后便成为推动技术创新的研发人员,甚至成为培育下一代大、中、小学生的教师。因此,高校扩招政策可能对技术创新造成短期和长期的双重冲击。

早在扩招政策提出之初,对于这个涉及立国之根本的问题,刘少雪(1998)提出,不宜盲目扩大高等教育的规模,高校扩招前必须有效解决教育经费的来源及教育资源的利用率等问题。徐鸿等(2001)指出,高校扩招必须解决扩招后高校的教育质量问题,应考虑到教师的素质水平能否适应高速增长的学生队伍。虽然相关的讨论已经进行了十几年,但多数研究还停留在定性分析上,为此本文尝试对高校扩招带来的教育质量问题进行量化分析。

高校扩招与高等教育质量下降对经济社会的影响是多维度的,首先是对就业市场的冲击。唐可月、张凤林(2006)发现,高校扩招扰乱了劳动市场信号发送,提高了就业“门槛”,导致教育的过度投资。吴要武、赵泉(2010)认为,扩招导致大学新毕业生的劳动参与率与小时工资下降,失业率上升。邢春冰、李实(2011)同样发现,高校扩招使大学毕业生的失业率提高9个百分点左右,其中约有50%是大学毕业生的平均能力下降所致。但姚先国等(2013)在控制了宏观经济对就业的影响后,发现大学生劳动者供给的增加有利于大学生和非大学生的就业率提升,这表明高校扩招带来的人力资本素质提升对就业有促进作用。杨金阳等(2014)指出,高校扩招只是大学生失业率高企的诱因之一,而劳动力市场分割才是主要原因。还有部分研究聚焦于高校扩招对大学毕业生工资与教育收益率的影响。何亦名(2009)指出,高校扩招对高等教育收益率有明显的压缩效应,其引发的工资效应正逐步显露出来,且劳动力市场开始出现高学历对低学历的替代效应。吴克明、王平杰(2010)发现大学毕业生与农民工的工资出现一定程度的趋同现象。常进雄、项俊夫(2013)同样认为,高校扩招对大学毕业生的就业具有一定负面影响,并导致高等教育收益率下降。高校扩招还会加剧社会的收入不平等。徐舒(2010)提出,高校扩招可能通过劳动力市场歧视而扩大了大学生和非大学生的收入差距。李郁芳、艾兴勇(2015)持类似的观点——高校扩招的禀赋效应与价格效应都在一定程度上扩大了城镇居民收入不平等。

就经济社会的长期发展而言,高校扩招对大学生创新能力的影响将是深远的。鉴于此,本文尝试从定量角度测度高校扩招政策对创新效率的冲击,并深入分析高校扩招政策影响中国技术创新效率的传递机制、影响路径和原因。

二、创新效率的测度

所谓创新是指提出有别于常规或常人思路的见解,利用现有的知识或物质,改进或创造新的事物、方法、元素、路径、环境,并能获得一定效益或提高效率的一切行为。为了客观衡量创新的产出,本文将创新界定为对经济与社会发展有较大推动力,且有量化指标可循

的研发行为。

工业革命后,研发与创新的专业化程度越来越高。时至今日,用于提升社会生产力的创新产出大多数是来自科研机构的高学历、专业化研究人员。在 Jaffe(1989)的知识生产函数中,研发人员与研发经费是仅有的两种投入要素。在一般的内生增长模型中,研发人员则是创新的唯一投入要素。然而,高校扩招与高等教育质量下降造成的新增研发人员素质变化,是无法从直观的统计数据中获得的。

以往的研究往往忽略了一个关键点——高等教育政策的冲击不会影响已毕业的现有研发人员的研发效率和单位产出,受到政策冲击的只是新制度培养出来的新增研发人员。由于旧教育体制(主要为改革开放后至1998年)培育出来的研发人员并不会在短期内退休,因此新增研发人员的效率与产出下降,理论上不会对中国每年的创新总量产生负作用。然而,扩招后的低素质新增研发人员数量激增,其投入产出效率(即创新的效率)必然会大幅下滑。简言之,扩招政策会对创新的效率产生负面冲击,但很难对创新总量产生负面影响。结合上述两点,本文将采用知识生产的投入产出函数作为考察创新效率的基本模型,重点考察创新效率是否受到扩招政策的冲击。

综合近年关于创新的投入产出研究方法(Jaffe, 1989; Jones, 1995; 严成樑等, 2010), 本文认为,知识生产至少受到研发经费和研发人员投入的影响,研发经费和研发人员投入越多,知识生产也越多。为此,本文建立的知识生产函数为:

$$Q_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

其中, i 表示省份, t 表示年份, Q 表示研发活动强度(新知识量), K 和 L 分别表示研发经费和研发人员的投入, α 和 β 分别表示二者的产出弹性, A 表示知识生产的投入产出效率。本文使用省级面板数据对高校扩招的创新效应进行检验,主要是考虑到市级面板数据除了难以获得之外,还存在统计口径不统一的问题;对照组中台湾地区的市级数据无法获得,香港地区的经济体量与教育水平接近于一个省份,但没有市级数据。

本文把创新的生产类似视为知识的生产,考虑到数据的可获得性和统计口径的一致性,本文设定创新的投入要素为研发经费 K 和研发人员 L ,产出为专利的授权数量 Q ,时间跨度为1998~2011年。中国内地省份的研发经费 K 对应《中国科技统计年鉴》中的“研究与试验发展(R&D)经费内部支出”,研发人员 L 对应“科技活动人员”^①,专利的授权数量 Q 对应“国内专利申请授权量”。台湾地区的数据来自历年《台湾统计年鉴》,其研发经费 K 对应“研发经费”,研发人员 L 对应“研发人力‘总计’”,专利的授权数量 Q 对应“专利公告发证数”。香港地区的数据均来自历年《香港统计年刊》,研发经费 K 对应“研究及发展(研发)开

① 由于《中国科技统计年鉴》从2010年开始不再公布科技活动人员数据,所以2009~2011年数据根据2006~2008年研发人员数与科技活动人员的比重均值结合2009~2011年的研发人员总数推算得到。不使用“研发人员”作为创新的劳动投入指标的理由是,中国内地2009年才开始统计该指标,影响数据的时间跨度。

支‘总计’”数据,研发人员 L 对应“研究及发展(研发)人员数目‘总计’”,专利的授权数量 Q 对应其中“在香港获批予的专利数目‘总计’”。表 1 给出了内地省份和香港、台湾地区创新投入产出指标分年、分阶段的相关数据。

表 1 创新投入产出指标分年、分阶段的相关数据

年 份	内地省份			香港地区			台湾地区		
	研发 经费 (亿元)	研发 人员 (人)	研发活 动强度 (项)	研发 经费 (亿元)	研发 人员 (人)	研发活 动强度 (项)	研发 经费 (亿元)	研发 人员 (人)	研发活 动强度 (项)
1998	17	81457	1875	55	9022	2485	457	129305	25051
1999	20	98033	2795	60	10118	2619	507	134845	29144
2000	31	111058	2907	66	9802	2970	495	137622	42241
2001	36	108976	3024	77	11041	1417	484	138409	47721
2002	45	115996	3412	84	12890	2441	533	162340	45142
2003	53	117055	4613	97	16864	3410	591	172950	53034
2004	65	119961	4661	109	18845	4571	672	187001	27717
2005	80	131423	5328	122	22054	6937	663	195721	57236
2006	95	139717	7038	129	22977	5583	699	212483	48774
2007	112	153451	9608	124	23644	5331	703	228551	49006
2008	132	168137	11314	108	22005	4436	661	240876	42283
2009	168	196300	16399	110	23281	6099	719	256019	43724
2010	198	218685	24386	111	24060	5875	812	272563	45966
2011	230	246635	29250	105	24460	5567	769	287565	50305
1998~2004 年均值	38	107505	3327	78	12655	2845	534	151781	38564
2004~2011 年均值	145	179192	14761	115	23212	5689	718	241968	48185
1998~2011 年均值	92	143349	9044	97	17933	4267	626	196875	43375

注:内地省份的数据不含西藏和重庆;香港、台湾地区的数据为原始数据。

从表 1 可以看出,扩招前后无论是投入指标还是产出指标,其均值均有较大变化。与香港、台湾地区相比,内地省份受后发地区基数小的影响,3 项投入产出指标均值较小,且 2004 年前后的变化幅度远高于香港和台湾地区。台湾地区 20 世纪 50~60 年代也有过类似于高校扩招的经历,高校往往通过二次招生扩充生源,以致大学生整体素质大幅度下滑,造成过度教育、浪费资源等问题。随后,台湾地区通过政策调整,在 20 世纪 70~80 年代缩小了高等教育招生规模,逐步使高等教育的质量得到恢复。总体看来,香港、台湾地区在本文的数据时间段内并没有扩大高等教育的招生,因而可以视为理想的参照样本。

测算创新的投入产出效率 A 的主要方法有:非参数、半参数和全参数法。考虑到后两种方法可能存在内生性问题,本文采用非参数方法,使用 Andersen 等(1993)提出的超效率 DEA 法测算 29 个内地省份和香港、台湾地区的创新效率值(见表 2)。

表 2 内地沿海省份、台湾和香港地区创新效率值

年份	北京	天津	上海	江苏	浙江	福建	山东	广东	台湾	香港
1998	0.12	0.20	0.14	0.25	1.13	0.90	0.40	0.79	0.56	0.80
1999	0.17	0.30	0.22	0.34	1.01	0.85	0.48	0.75	0.63	0.75
2000	0.13	0.19	0.17	0.23	0.60	0.41	0.33	0.48	0.89	0.88
2001	0.13	0.22	0.20	0.19	0.56	0.41	0.30	0.45	1.12	0.37
2002	0.11	0.19	0.21	0.19	0.55	0.48	0.25	0.49	0.83	0.55
2003	0.13	0.21	0.47	0.21	0.59	0.48	0.27	0.56	0.90	0.59
2004	0.13	0.17	0.27	0.19	0.46	0.36	0.24	0.54	0.43	0.70
2005	0.12	0.16	0.29	0.19	0.43	0.35	0.21	0.57	0.86	0.91
2006	0.13	0.19	0.34	0.24	0.52	0.35	0.27	0.56	0.68	0.70
2007	0.16	0.22	0.45	0.33	0.60	0.37	0.32	0.59	0.66	0.65
2008	0.18	0.24	0.44	0.38	0.65	0.32	0.32	0.55	0.57	0.58
2009	0.22	0.24	0.47	0.58	0.84	0.37	0.36	0.61	0.55	0.76
2010	0.31	0.31	0.62	0.78	1.01	0.49	0.45	0.72	0.53	0.71
2011	0.34	0.32	0.55	1.07	1.00	0.47	0.43	0.65	0.57	0.66
1998~2004 年均值	0.13	0.21	0.24	0.23	0.70	0.56	0.32	0.58	0.77	0.66
2004~2011 年均值	0.21	0.24	0.45	0.51	0.72	0.39	0.34	0.61	0.63	0.71
1998~2011 年均值	0.17	0.23	0.35	0.37	0.71	0.47	0.33	0.59	0.70	0.69

从横向比较看,内地沿海省份的创新效率总体水平明显低于台湾和香港地区。其中,浙江省作为中国众多高新产业的聚集地,其创新效率相对较高。除浙江外的其他省份的创新效率均值远低于台湾和香港地区。从纵向比较看,2004年前后内地沿海省份的创新效率演化没有呈现明显、直观的变化规律。北京、上海、江苏在扩招后的创新效率大幅提升,而天津、浙江、山东、广东的创新效率基本保持稳定,福建的创新效率严重下滑。香港、台湾地区的创新效率则基本保持稳定^①。为了控制影响创新投入产出效率的其他因素,本文将进行下一步的计量回归分析。

三、计量方法

(一) 准实验与双重差分

高等教育扩招在短期内大幅增加了接受高等教育的人口和潜在研发人员的数量。急剧的政策变化,可能是政府出于减缓就业压力和保持经济增长的目标进行的一次公共政策实验(吴要武、赵泉,2010)。双重差分计量分析法有着自然科学实验方法与统计科学相结合的

^① 2004年中国台湾地区的创新效率值较低是由于当年的统计口径有较大的调整。从2004年7月1日起台湾地区专利授权的统计口径为经公告且同时发证的核准案件数,此前的统计口径为公告核准数,导致当年的专利授权数骤降。

特性,常被用于公共政策效果评估。该方法对来自经济系统外部的政策效应研究具有良好的解释力和稳健性。因此,本文使用双重差分计量模型进行研究。将内地省份作为实验组,台湾和香港地区作为对照组。实验组的分组虚拟变量 P 等于 1,表明受到扩招政策冲击;对照组的分组虚拟变量 P 等于 0,表明没有受到政策冲击。

(二) 样本选择及分组

在经典的自然实验研究中,如 Meyer(1995)的实验对象为高收入和低收入工人,工人个体之间不具有根本性差异。虽然个人之间的所有差别无法在实验中完全消除,但由于实验选择了同类人群,“无关变量”^①已被尽可能最小化。准实验虽然可以在一定程度上放松该假设,但研究分组对象之间的差异不能过大。即准实验的样本分组要求分组事件完全来自实验系统外部,与计量模型各变量及误差项均不相关。关于样本选择与分组,本文并没有使用常用的国际比较法。首先,与中国人口、土地规模相对应的国家不多,对照组样本不足,且实验组也不能仅有一个样本。因此,受到扩招政策冲击的内地省份自然是理想的实验组样本。其次,为避免科学技术积淀、民族特质与文化、国家与省份差异等影响,对照组样本采用台湾和香港地区。再次,考虑到经济总量与高等教育水平的差距,实验组样本选择北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东 8 个省份。剔除澳门的主要原因是经济总量偏小及统计指标缺失。最后,由于政策非内生性是准实验的基本前提(Meyer, 1995),台湾和香港地区不受内地 1999 年扩招政策的影响,也就是说实验分组依据的是出自本次教育政策实验系统外的自然(随机)事件,其实验分组可视为系统外生,政策的实施对象选择没有内生性。

(三) 基础计量方程

为了分离宏观经济与社会环境对地区技术创新效应的影响,获得高校扩招对实验组(内地沿海省份)创新的效率的“净影响”,双重差分计量模型设定为:

$$A_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 d_{it} + \sum_{j=1}^k \alpha_j x_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, A_{it} 为创新的效率值, P_{it} 为分组虚拟变量(实验组为 1,对照组为 0), T_{it} 为时间分组变量(冲击前为 0,冲击后为 1), d_{it} 为双重差分变量,是 T_{it} 与 P_{it} 的乘积,其系数估计是系统外冲击(高校扩招政策)对被解释变量的影响是否显著的判别依据。 x_{ijt} 为与创新效率相关、可能影响创新效率的控制变量, α_j 是相应的回归系数, ε_{it} 为随机误差项。

从效率评价来看,时间分组变量 T_{it} 控制的是 2004 年前后所有内地省份与香港、台湾地区共同面临的经济与社会环境变化;而分组虚拟变量 P_{it} 控制的是内地省份与香港、台湾地区之间的创新效率差异,即由制度、文化等产生的效率影响因素;双重差分变量 d_{it} 则用来考察扩招导致的创新效率差异,并兼顾扩招时间 T_{it} 及宏观环境 P_{it} 两个因素。由于控制了分组

① 无关变量往往是由于实验者没有控制好的变项所造成的。在自然实验、准实验中都必须尽最大努力控制实验变项以外的所有无关变项,使其对实验效果的影响减至最低程度。

效应 β_1 与时间效应 β_2 , 扩招政策的“净影响”即为 β_3 , 即交互项 d_{it} 的系数。双重差分计量模型可以剔除那些影响所有省份的宏观经济、社会文化和制度环境差异等因素, 可供研究者更加准确直观地估计扩招政策对内地各省份的影响。若 β_3 显著为正说明扩招对创新的效率有正的效应; 显著为负说明扩招损害了创新效率; 若 β_3 在统计上不显著, 则表明扩招政策对创新效率的作用不明显。

把创新的超效率值作为被解释变量, 进行创新效率的影响因素分析时, 由于因变量(效率值)存在小于或等于 0 的数据截取问题, 若直接使用 OLS 估计, 结果将会有偏且不一致。为此, 本文以 DEA-Tobit 模型对计量方程进行以下修正:

$$\begin{cases} A_{it}^* = \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \\ A_{it} = A_{it}^*, A_{it}^* > 0 \\ A_{it} = 0, A_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

其中, A_{it}^* 为潜在因变量向量, A_{it} 为创新效率值向量, X_{it} 为解释变量(即 P_{it} 、 T_{it} 、 d_{it} 、 x_{it} 等影响创新效率的变量)向量, γ 为回归系数向量, ε_{it} 服从正态分布 $N(0, \sigma^2)$ 。

(四) 变量说明

本研究的解释变量包括分组虚拟变量 P_{it} 、时间虚拟变量 T_{it} 和双重差分变量 d_{it} , 考虑到经济总量与高等教育水平的可比性, 本文把北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东作为实验组, P_{it} 取值为 1, 把台湾和香港地区作为对照组, P_{it} 取值为 0。考虑到 1999 年受扩招冲击的第一批大学生在 2003 年本科毕业或 2005 年硕士研究生毕业后开始参加工作, 加上参与科研的时滞, 本文假设扩招政策对创新效率于 2005 年开始产生冲击, 1998~2004 年 T_{it} 取值为 0, 2005~2011 年 T_{it} 取值为 1。双重差分变量 d_{it} , 是虚拟变量 P_{it} 与 T_{it} 的乘积。本文参照已有研究对创新效率的环境影响因素的探讨, 加入 4 个与高等教育及其创新效率相关的控制变量, 以控制地区之间经济发展程度、社会文化、地理空间、制度环境等维度的差异, 从而分离双重差分变量对被解释变量的影响, 进而得到高校扩招的具体政策效应。

接受高等教育的人口数量代表该地区的人力资本总体水平, 同时也反映地区间的社会文化环境、地理空间差异。因为高等教育水平在某种程度上代表一个地区的文化特质。例如, 西部地区因所处地理空间的特殊而导致人口基数小, 接受高等教育人口数量自然较少。该变量本来可以使用新中国成立后各省份大学毕业生人数扣除死亡率加总计算, 但由于高校在地区之间的分布不平衡, 高等教育水平落后省份的学生会到其他省份上大学, 毕业后回到老家工作, 这可能导致高估高等教育发达地区的大学生数量, 同时低估欠发达地区的大学生数量。因此, 内地省份的高等教育人口数量采用“大专以上学历人口”指标, 数据来自历年人口普查或人口抽样调查。由于 2001 和 2005 年的“大专以上学历人口”数据没有公布, 本文使用邻近年份数据进行缺失值估算, 估算时忽略大学生省际流动造成的误差。香港地区的高等教育人口数量使用《香港统计年刊》中“专上教育人口”, 台湾地区则使用《台湾

统计年鉴》提供的“专科”及“大学以上”的人口数据。

固定资本形成总额代表地区基础设施水平与经济发达程度,控制地区间的经济发展程度差异。台湾地区对应的指标为“固定资产形成毛额”,香港地区对应的指标为“本地固定资本形成总额”。

地方财政科技拨款体现地方政府对创新活动的直接支持,控制地区间的关于创新的制度环境差异。台湾和香港地区的数据分别来自《台湾统计年鉴》和《香港统计年刊》中的“政府部门研发经费支出”。地方财政预算支出控制各省份对基础设施的投入力度。台湾地区的数据来自《台湾统计年鉴》中的“各级政府岁出净额项”,香港地区数据来自《香港统计年刊》中“政府期初储备结余的开支项”。

上述各变量的统计特征如表3所示。与货币相关的初始统计变量的数据进行以下两步

表3 回归变量的统计特征(N=140)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量				
创新效率	0.460	0.248	0.110	1.130
解释变量				
P_{it}	0.800	0.400	0	1
T_{it}	0.500	0.502	0	1
d_{it}	0.400	0.492	0	1
控制变量				
高等教育人口数量(千万人)	0.345	0.209	0.051	1.041
固定资本形成总额(百亿元)	50.657	38.017	6.275	188.225
地方财政科技拨款(百亿元)	0.561	0.633	0.001	2.260
地方财政预算支出(百亿元)	19.152	15.878	1.353	78.647

处理:(1)使用每年年末最后一个工作日的港币、新台币兑人民币汇率中间价来代表本年汇率^①,将台湾地区(新台币)和香港地区(港元)的数据换算成人民币;(2)鉴于时间跨度大,本文以2000年为基期,其他年份根据居民消费价格指数剔除通货膨胀因素。

四、实证分析

(一) 双重差分法的适用性检验:实验前测

根据准实验及双重差分的理论基础,应用双重差分计量模型需要进行适用性检验。该检验的必要性在于确定实施扩招政策的对象选择是“随机”的。否则,若有与创新效率相关的因素同时影响到一个地区是否推行扩招政策,则选择的地区样本可能不构成有效的实验组和对照组,即要检验扩招政策的实施对象是否受到与技术创新高度相关的变量的影响。假如政府是由于1999年前的内地省份创新效率低下而实施扩招改革,那么,这样的政策对象选择构成不了一次有效的准实验,双重差分计量模型无效。鉴于此,本文使用Logit模型前测法,检验实验对象的选择是否“随机”。以分组虚拟变量 P_{it} 为被解释变量,选取创新效

① 汇率数据来自于 <http://tw.exchange-rates.org/HistoricalRates/P/TWD/2012-12-31>。

率 A_{it} 为解释变量,从而考察创新效率 A_{it} 是否影响某个省份实行扩招政策。若检验确实发现该因素在统计意义上显著影响了分组虚拟变量,那么双重差分计量模型将存在严重的内生性问题。实验前测结果如表 4 所示。检验结果显示,研究样本的分组具有显著的“随机性”,样本数据满足双重差分的使用前提。

(二) 扩招政策对创新效率的冲击

综合前面计算的超效率值 A_{it} ,结合双重差分计量模型的实验前测及相关控制变量的讨论,使用 Stata12.0 软件对式(2)应用 Tobit 面板模型回归,得到模型 1 的回归结果(见表 5)。为了排除样本选择中造成的偏差,并保证结论的有效性,本文进行分组虚拟变量和时间虚拟变量的稳健性检验。把实验组扩大到除西藏、重庆外的内地所有省份,对照组仍然为台湾和香港地区,得到模型 2 的结果(见表 5)。由于 2004 年为 1999 年第一届扩招大学生毕业参加工作后的第一个完整工作年度,为此将时间差分变量从 2004 年开始取 1,回归结果如模型 3 所示(见表 5)。

表 5 显示,各回归方程的统计特征良好,显著性水平合理,各变量的符号也与预期基本相符。地方财政科技拨款、地方财政预算支出等控制变量与创新效率显著正相关,表明政府在中国的科技创新活动中起到一定的作用。各类型的研发机构在很大程度上依赖于政府的拨款和课题资助,而地方的基础设施完善程度也对此存在积极影响。而关键的解释变量双重差分变量 d_{it} 的系数反映出扩招政策的消极效应。

表 5 中模型 1 回归结果显示,在控制了接受高等教育的人口数量、固定资产存量、地方财政支出和地方财政科技拨款等变量后,扩招政策对实验组的创新效率影响的估

表 4 Logit 模型检验结果:实验前测(N=140)

变 量	A	govexp _{it}	gdpstrc _{it}	截距项
分组虚拟变量	-1.63(-0.09)	-0.12(-0.41)	—	18.90(1.43)
P _{it}	-32.45(-0.97)	—	-110.99*(-1.93)	94.98*(1.71)

注:括号内数据为 z 值;*,**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。为了检验的稳健性,Logit 回归分别加入地方财政预算支出 govexp_{it} 和第三产业比重 gdpstrc_{it} 作为控制变量。

表 5 回归结果

变 量	回归结果	稳健性检验结果		“新大学生”效应
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
P _{it}	0.129(0.79)	0.163(1.38)	0.068(0.42)	—
T _{it}	0.065(1.06)	0.049(0.97)	-0.015(-0.25)	—
d _{it}	-0.164*(-2.27)	-0.164***(-3.01)	-0.116*(-1.70)	—
strc _{it}	—	—	—	-0.041***(-4.02)
edupopulation _{it}	-0.697***(-3.26)	-0.442***(-3.78)	-0.542***(-2.62)	—
invfixcap _{it}	0.002(1.53)	-0.0002(-0.35)	0.002(1.61)	—
govrdexp _{it}	0.185*** (2.79)	0.121*** (3.25)	0.182*** (2.82)	0.125*** (3.24)
govexp _{it}	0.009** (2.38)	0.014*** (5.43)	0.008** (2.02)	0.005*** (3.29)
截距项	0.256* (1.67)	0.164 (1.39)	0.310** (2.03)	0.265*** (10.86)
有效观测值	140	434	140	406

注:括号内数据为 z 值;*,**、***、分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

计值为 -0.164 , 在 5% 的显著性水平上为负。模型 2 回归结果显示, 将实验组扩大到内地所有省份后, 扩招政策对创新效率的负面冲击效应更为显著, 在 1% 的显著性水平上为负。

总体样本显著性提升的结果与表 1 的直观数据一致, 部分内地沿海省份的创新效率在 1999 年后获得了提升, 但实证结果表明其创新增长更多来自于发达地区政府对科技及基建的大力财政支持。地方财政科技拨款在所有自变量中最显著, 表明政府对创新的财政支持提升了创新效率。因此, 即便扩招政策实际上损害了沿海地区的创新效率, 但其创新效率在 1999 年后也获得了局部的提升。而相对于创新效率波动更大、样本量更多的总体样本而言, 沿海地区的回归结果显著性较差。

接受高等教育的人口数量对创新效率的影响似乎与传统的理论预期不一致, 其回归系数显著为负, 即某一地区接受高等教育的人口越多, 其创新效率反而越低。这可能是由于创新成果的增长远未达到整个社会所投入的人力资源(大学毕业生)的激增速度, 创新的投入产出效率因而被拉低。

总之, 高校扩招对内地沿海省份, 乃至内地所有省份的创新效率产生了显著的负面冲击, 损害了政策实验对象(内地省份)的创新效率。

从创新效率的损失量来看, 扩招政策的破坏作用非常明显。由于被解释变量创新效率 A_{it} 的均值为 0.460, 实验变项 d_{it} 的回归系数为 -0.164 , 表明高校扩招导致的中国内地地区创新效率下降的幅度高达 35.7%。

稳健性检验的结果显示, 扩大实验组样本量提高了解释变量 d_{it} 的显著性, 与理论预期一致。基于双重差分框架, T_{it} 的回归系数不显著, 说明 2004 年后出现的整体宏观经济与社会环境变化, 并没有同时对内地省份与香港、台湾地区产生显著影响。而且 P_{it} 的回归系数也不显著, 意味着内地省份与香港、台湾地区之间并没有显著的创新效率差异。而 d_{it} 的回归系数显著为负, 表明扩招造成内地省份的创新效率下降。改变政策冲击时间点(即改变 T_{it} 的取值), 对回归结果的影响不大。结合实验前测与稳健性检验结果, 本次双重差分计量模型的应用有效, 且具有一定程度的稳健性。

综上所述, 在 1999 年高校扩招政策的冲击下, 大量以“低投入高产出”方式培养出来的新大学生进入了中国的研发创新队伍后, 显著损害了技术创新的投入产出效率。

(三) “新大学生”对创新效率的持续影响

本文对内地省份扩招前后的大学生进行简单的区分。 $oldedu_{it}$ 代表扩招前培养出来的已参加工作的高等教育人口存量。其计算方法为: 1992~1998 年的 $oldedu_{it}$ 取值为当年的“大专及以上人口”减去高校在校学生数。1999~2002 年取值为前一年值加权当年的自然死亡率的 1/2, 加上当年高校毕业生数; 2003~2011 年等于前一年值加权当年人口自然死亡率的 1/2。 $newedu_{it}$ 代表扩招后培养出来的已参与工作的“新大学生”存量。其计算方法为: 2003 年以前均取 0, 2003~2011 年取值为当年本省“大专以上人口”减去当年 $oldedu_{it}$, 再减去高校

在校学生数。最后计算 $newedu_{it}$ 与 $oldedu_{it}$ 之比生成新的结构变量 $strc_{it}$ 。为避免多重共线性与内生性,仅保留部分控制变量,进行如式(4)的回归(只包含内地各省份的数据),结果如表5模型4所示。

$$A_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 strc_{it} + \gamma_2 govexp_{it} + \gamma_3 gourdexp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

回归结果表明,一个地区的“新大学生”比例越高,该地区的创新效率越低,即扩招政策对地区创新效率的效应显著为负。由于被解释变量创新效率 A_{it} 的均值为 0.460,“新大学生”比重变量 $strc_{it}$ 的回归系数为 -0.041,表明扩招后的“新大学生”进入社会生产服务后,一个地区“新大学生”比重每增加 10 个百分点,将导致社会创新效率下降 0.9%。随着改革开放初期培养出来的大学生步入退休年龄,“新大学生”比重将会呈现加速增长的态势,这时扩招政策的长期负作用将会不断增强,创新效率随即不断地加速下降,教育质量与创新能力从此进入不断下滑的“棘轮”状态。因此,在样本的时间跨度内,高等教育扩招政策对中国技术创新效率产生了持续的负面作用。该结果进一步证实,高校扩招对中国技术创新效率的影响为负。扩招后培养出来的相对低质量的大学生越多,该地区的创新效率越低。扩招速度的提高会在长期内不断拉低全社会技术创新人员的平均水平,从而降低全社会的整体创新能力。

扩招政策对中国技术创新效率产生一定负面作用的原因,可能来自于以下几个方面:(1)高校扩招速度过快,教职工的增速明显跟不上学生的增速。自 1999 年起,在校大学生的生均教师水平急遽下滑,财政性高等教育经费增长缓慢,教师不能做到心无旁骛地教学与科研,学生也得不到足够数量教师的有效辅导,从而严重损害了在校大学生在其知识积累阶段的整体效率,进而影响到这些日后的科技研发人员的潜在创新效率水平。(2)1999 年扩招后的大学生基础不够扎实,而随着扩招的继续,很多“先天不足”的大学毕业生又进入了教师群体,从而造成教育质量进一步下降的“棘轮效应”。当然,大部分高校教师通过各方面的努力,克服了高等教育质量断崖式下降的消极影响。但仍然不能否认这个群体的总体水平可能不如新中国成立初期的高校教师,甚至不如改革开放前期、受老专家指导成长起来的高校教师。(3)1999 年推行扩招政策后,重点大学招生人数陡然上升,使更多的学生有机会进入重点大学。当然,如果这些学生进入更好的大学能勤奋学习,充分利用国家所提供的优越的学习环境,无疑有助于提高技术创新效率。但是,扩招政策推行多年后,我们看到的似乎那些老牌的、代表较高教育质量的大学毕业生与普通大学培养的学生质量差距越来越小,大学学历逐渐失去甄别学生能力的作用。这种趋同甚至已经反映在大学生和农民工的工资差距之中(吴克明、王平杰,2011)。(4)高校扩招以来,职业学院升大学、专科升本科的学校越来越多,使质量普通的大学生严重挤出了社会亟需的职业人才和专业技术人员,大学毕业生就业时“高不成低不就”。这或许是学界发现的大学毕业生失业率高企(吴要武、赵泉,2010;邢春冰、李实,2011;杨金阳等,2014)的根本原因。总之,在上述原因及其传

递机制作用下,高校扩招政策对高等教育质量产生了进一步下降的“棘轮效应”,并且不断地损害创新效率。

五、结论与启示

本文为检验高校扩招对创新效率的政策效果,采用1998~2011年29个内地省份与香港、台湾地区的面板数据,结合DEA-Tobit计量模型和双重差分法展开回归分析。结果表明,从政策冲击看,高校扩招对内地省份的创新效率产生了一定的消极影响,扩招后内地省份的创新效率将会由于政策的冲击而下降约35.7%;从持续效应看,扩招政策的产物“新大学生”在高等教育人口中比例越高,该地区研发人员的平均创新效率就越低。从效率维度来看,高校扩招对中国的技术创新产生了一定的负面作用。同时,高校扩招对创新总产出具有明显的激励效应。这意味着高校扩招的政策效应兼具积极和消极性,其综合效应难以用“好”或“坏”进行评价。发展中国家对于高等教育的目标,往往是“先重量再重质”。如果今后政府能够改变这种“先重量再重质”的政策导向,通过教育政策、就业政策、财政政策等方面的调整,使高等教育逐步获得“质”的提升(如大学毕业生的创新能力、综合素质),从而解决当前的大学生就业率与工资偏低、收入不平等加剧等问题,最终实现中国高等教育“质与量”的双赢。对高校扩招政策进行更长远的规划,显然是今后体制改革和政策调整的重点任务,有待职能部门和学术界的共同努力。

此外,实证结果还可以延伸出关于人力资本的政策含义:学历已不能成为评价人才素质的唯一标准。一直以来,“学而优则仕”的科举制度使中国社会有着学历崇拜的传统,人们往往会把秀才、举人、进士等“学历”与文化素质、社会地位等价起来。然而,每年高等教育招生从1998年的108.4万人逐年攀升至2012年688.8万人。十几年来的高校扩招为中国制造了数千万的高学历“人才”,这些毕业生有的留在高校任教制造更多的高学历“人才”,有的则进入科研机构挤占工作岗位。本来各种学历、各种专业的人才各居其位,使中国的技术创新能力得以迅速提升。但1999年后每年毕业的数百万大学生,使科研岗位的学历要求出现了严重的“通货膨胀”,甚至出现了偏好于“211”、“985”高校的学历歧视,这种学历崇拜现象愈趋严重(马金河、刘建华,2013)。本文的经验证据恰恰证实了扩招后培养出来的“新大学生”的创新效率低下,扩招前培养出来的中等学历人员(普通大学毕业生)的创新能力,并不低于扩招后的高学历人员(重点大学毕业生)。因此,唯学历论的人才评价标准理应进行修正,国家更应重视人才的综合素质和科研岗位的差异化绩效评价,也只有这样才能在各行各业中走出愈演愈烈的学历崇拜误区。

综上所述,今后高等教育的相关体制改革重点在于,合理界定高等教育的覆盖面,提高高等教育的投入与质量,提升大学毕业生的综合素质。这需要政府在教育制度上、各级财政上、人口与就业政策上制定有效的改革措施,以逐步消除早期高校扩招带来的负面效应,使中国高等教育走向质与量并重的轨道。

参考文献:

1. 常进雄、项俊夫(2013):《扩招对大学毕业生工资及教育收益率的影响研究》,《中国人口科学》,第3期。
2. 何亦名(2009):《教育扩张下教育收益率变化的实证分析》,《中国人口科学》,第2期。
3. 李郁芳、艾兴勇(2015):《高校扩招改善了收入不平等吗?》,《产经评论》,第2期。
4. 刘少雪(1998):《不宜盲目扩大我国高等教育发展规模》,《高等教育研究》,第1期。
5. 马金河、刘建华(2013):《从传统文化看当代大学生就业中的社会歧视问题》,《中国青年研究》,第10期。
6. 唐可月、张凤林(2006):《高校扩招后果的经济学分析——基于劳动力市场信号发送理论的研究》,《财经研究》,第3期。
7. 吴克明、王平杰(2010):《大学毕业生与农民工工资趋同的经济学分析》,《中国人口科学》,第3期。
8. 吴要武、赵泉(2010):《高校扩招与大学毕业生就业》,《经济研究》,第9期。
9. 徐鸿等(2001):《对高校连续扩招后教师队伍思想素质的思考》,《高等教育研究》,第1期。
10. 徐舒(2010):《劳动力市场歧视与高校扩招的影响——基于信号博弈模型的结构估计》,《经济学(季刊)》,第4期。
11. 严成樑等(2010):《知识生产、创新与研发投资回报》,《经济学(季刊)》,第3期。
12. 杨金阳等(2014):《劳动力市场分割、保留工资与“知识失业”》,《人口学刊》,第5期。
13. 姚先国等(2013):《高校扩招后教育回报率和就业率的变动研究》,《中国经济问题》,第2期。
14. 邢春冰、李实(2011):《扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业》,《经济学(季刊)》,第4期。
15. Adam B. Jaffe(1989), Real Effects of Academic Research. *American Economic Review*. 79(8), 957-970.
16. Charles I. Jones (1995), R&D-based Models of Economic Growth. *Journal of Political Economy*. 103(4), 759-784.
17. Meyer, Bruce D. (1995), Natural and Quasi-experiments in Economics. *Journal of Business and Economic Statistics*. 13(2), 151-161.
18. Per Andersen and Niels Christian Petersen (1993), A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis. *Management Science*. 39(10), 1261-1264.

(责任编辑:李玉柱)

告 读 者

《中国人口科学》编辑部已开通新浪微博(<http://weibo.com/u/3888217298?sudaref=ds.www.so.com>)和微信公众号(搜索 zgrkkx 或扫描本刊封四的二维码可快速加入),微博主页和微信公众号将及时提供每期杂志的目录、摘要和征文、会议等信息。关注微博和微信的读者、作者可以留言索取本刊最新期刊的电子版。此外,本刊网站(www.zgrkkx.com)提供自创刊以来所有文章的电子版,并可以免费下载。欢迎登录和下载。