

人力资源开发与就业

高校扩招对大学毕业生工资的干预效应

姚先国, 方 昕, 钱雪亚
(浙江大学 公共管理学院, 浙江 杭州 310027)

摘 要: 基于“控制-干预”的思想, 文章使用 1998~2009 年中国城镇住户调查数据, 通过双差分模型和三次差分模型, 分析了高校扩招政策对大学毕业生工资的干预效应。研究结果表明: 在大学毕业生群体中, 受到扩招影响的新毕业生遭受了一定程度的工资损失; 考虑高中毕业生的相对变化后, 高校扩招对大学新毕业生年工资的负效应显著减弱。在扩招干预效应的变化上, 本文发现: 随着时间的推移, 扩招对新毕业生工资的负效应逐渐减弱, 受扩招影响的较年长大学毕业生的工资损失降低。

关键词: 高校扩招; 大学毕业生; 干预效应; 三重差分模型

中图分类号: F244 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2014) 01-0067-13

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2014.01.006

The Effect of Higher Education Expansion on the Wage of College Graduates

YAO Xianguo, FANG Xin, QIAN Xueya

(School of Public Affairs, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China)

Abstract: Under a treatment control framework, this paper uses DID (Difference in Difference Models) Method and its extended form (Difference in Difference in Difference Models) with the Urban Household Survey Datasets from 1998 to 2009, to investigate the impact of higher education expansion policy on college graduates in the labor market. The results indicate that higher education expansion has caused the wage loss of college graduates who affected by this policy, when we take the change of high school graduates into consideration, the loss of wage can be reduced. Considering impact changes of the higher education expansion, this study finds that the negative effect on the youngest college graduates has decreased over time and loss of wage in older college graduates has been smaller than their youth.

收稿日期: 2013-07-21; 修订日期: 2013-11-28

基金项目: 国家自然科学基金重点项目“城乡劳动力市场整合机理与实现机制研究”(70933001)。

作者简介: 姚先国, 浙江大学公共管理学院教授, 博士生导师; 方昕, 浙江大学公共管理学院博士研究生; 钱雪亚, 浙江大学公共管理学院教授, 博士生导师。

Keywords: higher education expansion; college graduates; treatment effect; Difference in Difference Method

一、引言

1999 年教育部出台的《面向 21 世纪教育振兴行动计划》，提出了 2010 年将实现“高等教育毛入学率达到适龄青年的 15%”的目标，开启了高校扩招的政策大门^①。扩招政策实施以来，随着招生规模的快速扩张，上述目标在 2002 年便得以实现，标志着中国提早进入了高等教育大众化阶段。尽管发展迅速，我国的高等教育水平仍处于低级阶段。姚先国等人的研究表明，2008 年中国接受高等教育的劳动力占整体劳动力比例仅为 6.91%^②，低于人均 GDP 相似水平的古巴（15%）、伊朗（19%）、菲律宾（28%）和秘鲁（39%），甚至低于较落后的人口大国巴基斯坦（25%）^③。面对任重而道远的发展现状，我国 2010 年出台的《国家中长期人才战略规划（2010—2020 年）》进一步明确了未来 10 年“毛入学率从 24.2% 提高到 40%，主要劳动年龄人口中受过高等教育的比例从 9.9% 提高到 20%”的长期目标^④。然而与之相矛盾的是，我国劳动力市场却面临着“大学生就业难”的困境，刚刚进入社会的大学毕业生遭遇了“起薪低”的困窘局面，低技术劳动者的工资却随着“民工荒”的到来水涨船高。“大学生不如农民工”的质疑声不绝于耳，各地“高考弃考”现象频频发生，高校扩招备受非议。教育部最新数据表明，2013 年全国高校毕业生总量创下历史新高，达到 699 万人^⑤，“最难就业年”又一次把扩招政策推上风口浪尖。

扩招是否造成了大学毕业生工资的损失，影响程度有多大？为了更科学地回答这一问题，我们需要严谨规范的实证分析。“控制—干预”（Control-Treatment）的思想把高校扩招视为一次“自然试验”，本文通过大学生劳动力供给猛增这一外生性冲击事件，利用扩招前后一段时期的微观调查数据，采取前后比较（Before-After）、双差分（DID）和三差分（DDD）方法，考察不同年龄层毕业生工资的变化，剖析高校扩招政策对大学毕业生工资的干预效应。

二、文献综述

高校扩招政策对就业者工资的影响，一直是学界关注的议题。以往的研究主要集中在对高等教育回报率的估计上^⑥，得出较为一致的结论：大学的教育回报率远高于其他教育层次的回报率。然而，关于扩招前后高等教育回报率的变动趋势，学者们却存在分歧。何亦名利用中国健康与营养调查数据，发现高等教育回报率在 1993~2000 年增长较快，在 2000~2004 年增长缓慢，在 2004~2006 年甚至出现了下降趋势，由此认为高校扩招对高等教育回报率产生了明显的压缩效应^⑦。姚先国等人使用 1998~2009 年中国城镇住户调查数据，发现扩招带来的大学生供给冲击虽减缓了教育回报率的上涨速度，但并未改变城镇劳动者的高等教育回报率的上升态势，高等教育依然具有人力资本的投资优势^⑧。

从实证角度直接考察高校扩招对大学毕业生工资影响的研究较少，与本文最相关的是吴要武和赵泉的文章。他们的研究表明，扩招虽然导致本科新毕业生的小时工资下降，但考虑高中毕业生群体的相对变化后，扩招并未对本科毕业生的小时工资造成显著的不利影响^⑨。本文在两位作者的研究框架上加以改进^⑩：首先，使用了跨度更长的连续时间调查样本，不仅能够观察扩招前后新毕业生工资

① 国外数据来自世界银行数据库（<http://data.worldbank.org>），中国数据来自《中国人口与就业统计年鉴》（2009）。

② 数据来源：www.moe.gov.cn/publicfiles/business/htmlfiles/moe/s7020/201211/xxgk_144771.html

③ 吴要武和赵泉认为，用 31~40 岁组作为 21~25 岁组的控制组时，两个群体处在不同的生命周期上具有不同的市场表现，因而存在内生性偏差问题。由于样本期的限制，本文并未找到年龄更接近但受扩招影响的情况并不相同的两个群体，所以未能在该问题上有所改进。

的变化情况，还能观察扩招干预效应的中长期变化趋势；其次，加入了一些新的控制变量，既能消除其他因素对于估计扩招干预效应的干扰，还能观察毕业生工作性质、地区的产业结构与人力资本存量对大学毕业生工资的影响。

邢春冰和李实的文章虽未涉及大学毕业生的工资变化，但考察了扩招政策对高中毕业生升学机会和大学毕业生就业选择的影响，提出扩招政策提高了东部地区和城镇家庭的升学概率，但使少数民族女性、农村地区和西部地区受益较少，并且降低了大学毕业生的平均能力，带来大学毕业生失业率的上升^[4]。韩军等人使用了与本文相同的微观调查数据，通过双差分和三次差分模型考察了1992年“南方讲话”和2001年中国加入世贸组织对工资分布的影响，虽未讨论高校扩招政策的影响^[5]，但其分析方法为本文提供了很好的借鉴。此外，杜福尔（Dufol）和孟昕等人关于教育制度变迁对劳动力市场影响的研究同样提出了很有参考价值的结论^[6-13]。

三、数据和变量

本文使用的微观数据是城镇住户调查（Urban Household Survey）数据，该调查是由国家统计局城市社会经济调查总队组织，调查对象包括中国城镇区域内所有住户，城镇住户调查采用分层随机抽样的方法确定，各省、自治区、直辖市城市社会经济调查队及抽中城市的城市社会经济调查队按照统计局制定的统一方案实施调查。调查涵盖了全国226个大、中、小城市和县城。本文使用的数据涉及北京、辽宁、浙江、四川、广东以及陕西六个省市，能够较有代表性地反映出中国地区之间的差异。

本文将微观数据中的个体样本与其所在地级市的宏观特征相匹配，以此控制宏观环境对就业者年工资的影响。宏观数据来自1998~2009年《中国城市统计年鉴》、《北京市统计年鉴》、《辽宁省统计年鉴》、《浙江省统计年鉴》、《四川省统计年鉴》、《广东省统计年鉴》和《陕西省统计年鉴》。

为了更好地揭示高校扩招政策实施前后劳动力市场的变化，本文选取了1998~2009年连续12年的调查数据，并根据研究需要对微观数据进行了处理。首先，本文关注的是就业者的工资变化，按照张俊森等人的处理方法^[4]，样本剔除了无法参加劳动的在校学生、待升学者及丧失劳动能力者，并排除城镇个体或私营企业雇主、自我雇佣者、学生、家务劳动者以及离退休者等非就业人员。其次，高校扩招政策的主要影响对象是高等教育的选择者，因此，样本只保留中断学业的高中毕业生和继续深造的大学毕业生，并将年龄限定在21~40岁。最后，工资是检验扩招干预效应的关键变量，本文采用的年工资收入包括基本工资、奖金、津贴以及其他与劳动相关的收入这四个主要部分，为了消除地区物价的差异，此处的工资均通过各年各省城镇消费者价格指数进行平减，换算成以1998年为不变价格的实际工资。

为了研究扩招政策对毕业生工资的干预效应，需要对政策的“干预组”和“控制组”进行设定。本文认为高校扩招开始实施的1999年及以后进入大学的毕业生，切实受到了扩招政策的影响，故将其定义为“新毕业生”，而把不受扩招影响的组群定义为“老毕业生”。

由于缺乏个体入学时间的数据，无法直接判断毕业生是否在扩招政策实施后进入大学，可行的替代方法是通过我国的教育制度对个体的入学年龄进行合理推断：普通人读小学的年龄多为6~8岁，如果顺利完成相应学业应在18~22岁进入大学，经过3年或4年取得大专或本科学历，因此，大专毕业生和本科毕业生的年龄应分别为21~23岁和22~24岁。本文结合经验判断和以往的研究^①，把

① 邢春冰和李实的文章将受扩招影响的新毕业生组设定为22~24岁组，而吴要武和赵泉则定义为21~25岁组。

获得大专及以上学历的毕业生称为“大学毕业生”。其中, 21~24 岁组作为政策干预组, 定义为“大学新毕业生”, 该群体在扩招后持续受到政策的影响。在整个样本期间都不会受到扩招政策的影响的是 31~40 岁的大学毕业生^①, 作为干预效应的控制组, 定义为“大学老毕业生”^②。值得注意的是, 与 21~24 岁组邻近的 25~30 岁组会在样本期末的个别年份受到扩招影响, 并不适合作为干预组。

扩招对毕业生的干预效应体现在扩招前后毕业生工资的变化上, 图 1 显示, 1998~2009 年毕业生工资具有强劲的增长趋势, 但各个年龄组的变化形态不尽相同。31~40 岁“大学老毕业生”的年平均工资最高, 且上升动力充足, 扩招后

(2003~2009 年) 该群体工资的年平均增速为 13.6%, 超过扩招前的 8.0%, 说明随着经济的增长和市场的完善, 具有高等学历和丰富经验的毕业生颇受用人单位的青睐。相比之下, 21~24 岁“大学新毕业生”年平均工资的增长势头较弱, 在扩招初期(2003~2005 年) 该群体工资的年平均增速为 7.6%, 并且与“老毕业生”的工资差距逐年拉大, 导致这一变化的原因是否来自于扩招政策的干预效应, 就需要本文通过实证模型加以考察。尽管受到扩招影响, 大学新毕业生的工资仍明显高于高中毕业生, 高等教育人力资本投资依然具有优势^[4]。值得注意的是, 扩招前大学新毕业生与高中新毕业生工资比维持在 1.2~1.3 之间, 但到 2005 年工资比则缩减为 1.1, 反映出扩招政策对“大学新毕业生”的影响。随着时间的推移, 大学毕业生与高中毕业生工资的差距继续扩大, 扩招政策的持续效应也有待模型的考证。

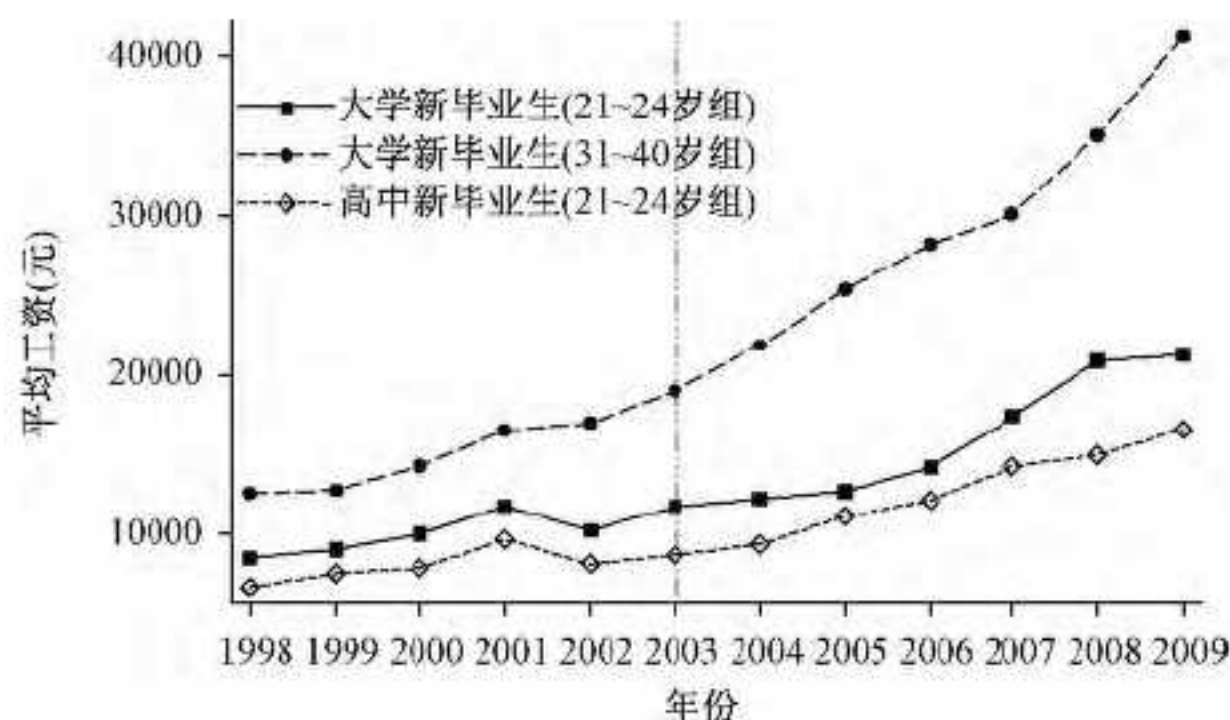


图 1 “新毕业生”和“老毕业生”的年平均工资 (1998~2009 年)

四、实证模型框架

1. 模型的设定与扩展

高校扩招政策带来大学生劳动力供给的迅速增加, 本文意图从工资回报的角度, 观察劳动力市场的剧烈变化对扩招后进入大学的毕业生所造成的影响。根据韩军等人的研究, 混合后的连续年份调查数据不仅能支持差分模型对干预效应的估计, 还可以有效地控制时间的固定效应, 提高干预效应的准确度^[4]。本文将调查年份和人口年龄视为外生变量, 建立观测对象为大学毕业生群体的双差分基础模型:

$$\ln(W_{ikt}) = \alpha + \beta_{new_k} * policy_t + \delta X_{it} + \varphi Y_t + \varepsilon_{ikt} \quad (1)$$

其中, $\ln(W_{ikt})$ 为毕业生 i 的对数工资。 new_k 表示依据年龄 k 所设定的毕业生组, 其中在扩招后进入大学的“新毕业生”赋值为 1, 未受扩招影响的“老毕业生”赋值为 0。 $policy_t$ 表示依据调查年份 t 所设定的“扩招前与后”, 以第一批扩招大学生进入劳动力市场的 2003 年为分界点, 2003 年及以后年份定义为“扩招后”, 赋值为 1, 扩招前年份赋值为 0。 $new_k * policy_t$ 表示“新毕业生”和

① 本文的样本期为 1998~2009 年, 根据前面在入学年龄上的经验推断, 2009 年 31~40 岁组毕业生进入大学的时间均在 1999 年高校扩招政策实施之前, 因而不会受到扩招的影响。

② 为了准确判断扩招影响的年龄区间, 本文在后面的模型的识别和检验部分中分析了扩招后毕业生工资与其年龄的关系, 发现扩招初期随着个体年龄的升高, 扩招的干预效应逐渐减小, 扩招政策确实影响了 21~24 岁大学毕业生的工资, 而对其他年龄组影响很小。

“扩招后”两个指示性变量的交互项，交互项系数就是本文所研究的干预效应。 X_{it} 为毕业生 i 的基本特征，包括个体是否为受扩招影响的“新毕业生”，以及个体的性别、工作经验、工作经验的平方及其所处省市的虚拟变量^①。 Y_t 表示1998~2009年连续调查时间的虚拟变量，反映了时间的固定效应。

在观测对象中引入高中毕业生群体，可以观察扩招过程中大学毕业生相对高中毕业生的工资变化。由于扩招前和扩招后的大学毕业生在不可观测特征上具有相似性（通常考上大学的都是每个年龄组中聪明努力、身心健康、家庭条件较好的群体），差分估计可以把同方向的选择性偏差消除或减弱^[7]。因此，将双差分方法改进为三次差分方法更能有效地反映扩招的干预效应，扩展模型如下：

$$\ln(w_{ikt}) = \alpha + \beta_1 college_i * new_k + \beta_2 college_i * policy_t + \beta_3 new_k * policy_t + \beta_4 college_i * new_k * policy_t + \delta X_{it} + \varphi Y_t + \varepsilon_{ikt} \quad (2)$$

模型（2）在模型（1）的基础上，引入了大学生的指示变量 $college_i$ ，个体 i 为大专或本科毕业生的赋值为1，高中毕业生赋值为0。“大学”、“新毕业生”和“扩招后”这三个指示变量两两交互，反映了指示变量的偏干预效应。三个变量的交互项系数 β_4 ，反映了高校扩招对大学新毕业生工资的干预效应。

除了扩招带来的大学劳动力供给冲击外，劳动力市场的需求变动也会影响毕业生的工资水平，因而需要在模型中添加其他控制变量，以提高估计准确度。额外控制变量分为两组：第一组是表征个体工作性质的变量，包括个体所从事的职业、所处行业以及所在单位的所有制性质^②，这些变量直接反映了毕业生在劳动力市场中的竞争力，与毕业生的工资息息相关，可以作为控制劳动力市场需求的解释变量；第二组是表征城市经济发展情况的变量，包括本科或大专毕业生占比^③、非农业人口占比、对数人均GDP^④、第二产业GDP占比、第三产业GDP占比、固定资产投资与GDP的比值和外商直接投资与GDP的比值。上述指标与微观个体所在地级市相匹配，从城市人力资本存量、城镇化发展水平、经济发展状况、产业结构和投资情况五个方面，考虑了我国地区发展不平衡和劳动力流动不畅的现实情况，从宏观上反映了毕业生所处的地方劳动力市场的需求状况。

2. 模型的识别与检验

为了准确判断扩招影响的年龄区间，本文根据所使用微观数据的特征，在吴要武和赵泉对新毕业生劳动参与率和失业率的识别方法上加以改进^[8]，检验了扩招初期毕业生年龄与年工资水平之间的关系。识别方法假设，同一时期内个体年龄越大受扩招政策的影响就越小，与控制组之间的工资差异也将逐步消失。本文将识别方法的样本范围限于1998~2005年，有两个原因：第一，在扩招初期就受到影响的年龄组在未来往往比其他组群更易受到政策的影响，可以保证干预组年龄设定的有效性；第二，样本期末受扩招影响的毕业生的年龄跨度越来越大，如果都进入干预组，将难以控制组内异质性问题。本文将31~40岁组设定为控制组，因为在样本期内该组毕业生通常在扩招前就进入大学，理论上不会受到扩招政策的影响。

① 省市的虚拟变量包括北京、辽宁、浙江、四川、广东、陕西六省和直辖市，其中陕西省为对照组。
 ② 第一组控制变量：（1）职业变量，各年有些许差别，统一分为6类，即国家机关党群组织、企事业单位负责人，专业技术人员，办事人员和有关人员，商业和服务性工作人员，生产、运输设备操作人员及有关人员，以及其他从业人员（包括个别年份的农林牧渔劳动者和军人），以其他劳动者为对照组；（2）行业变量，各年有些许差别，统一分为12类，即农林牧渔业，制造业，科学研究、技术服务和地质勘察业，建筑业，交通运输、信息传输及计算机服务业，批发仓储、租赁零售及住宿餐饮业，房地产业，公共设施管理业及水电供应业，卫生体育及社会福利业，教育、娱乐及文化传播业，金融与保险业，国家机关与社会团体，其他行业，其中以其他行业为对照组；（3）企业性质，包括国有企业、城镇集体企业、城镇个体或私营企业、股份制或外资企业等其他类型企业，其中城镇集体企业为对照组。
 ③ 本科或大专毕业生占比：个体所在城市中，本科毕业生或大专毕业生在高中及以上毕业生中所占比例。
 ④ 对数人均GDP：为了消除经济波动对GDP的影响使得数据更具可比性，本文通过地区生产总值指数（1990年为不变价格）换算出各个年份各个城市的真实人均GDP，并取自然对数。

表 1 和表 2 分别报告了双差分模型和三次差分模型估计的干预效应。表 1 中的干预效应指的是“年龄”和“扩招后”这两个变量的交互项系数。左右两边窗格的样本范围分别为本科毕业生和大专毕业生。可以发现,在扩招初期,扩招政策对 22~24 岁组本科毕业生的影响非常显著,对 21~23 岁

表 1 扩招干预效应的双差分检验结果 (1998~2005 年)

年龄组	样本: 本科毕业生			样本: 大专毕业生		
	I	II	III	I	II	III
21 岁	0.062 (0.332)	0.180 (0.325)	0.325 (0.314)	-0.774*** (0.131)	-0.812*** (0.128)	-0.765*** (0.123)
22 岁	-0.506*** (0.112)	-0.426*** (0.109)	-0.382*** (0.103)	-0.235*** (0.085)	-0.258*** (0.083)	-0.248*** (0.080)
23 岁	-0.411*** (0.096)	-0.446*** (0.094)	-0.400*** (0.091)	-0.140** (0.059)	-0.154*** (0.058)	-0.160*** (0.055)
24 岁	-0.148* (0.082)	-0.171** (0.080)	-0.158** (0.078)	-0.108* (0.059)	-0.093 (0.057)	-0.088 (0.055)
25 岁	-0.083 (0.083)	-0.056 (0.081)	-0.060 (0.079)	-0.059 (0.055)	-0.061 (0.054)	-0.076 (0.052)
26 岁	-0.082 (0.090)	-0.086 (0.088)	-0.050 (0.085)	-0.038 (0.058)	-0.038 (0.056)	-0.061 (0.054)
27 岁	-0.014 (0.087)	-0.019 (0.085)	-0.021 (0.082)	-0.031 (0.059)	-0.040 (0.057)	-0.044 (0.055)
28 岁	-0.037 (0.083)	-0.032 (0.081)	-0.020 (0.078)	-0.088 (0.066)	-0.083 (0.065)	-0.058 (0.062)
29 岁	-0.035 (0.080)	-0.035 (0.078)	-0.039 (0.075)	0.015 (0.058)	0.013 (0.057)	-0.018 (0.054)
30 岁	0.005 (0.089)	-0.023 (0.087)	0.016 (0.084)	0.029 (0.060)	0.021 (0.059)	0.016 (0.056)

注: *、**和***分别表示系数在 10%、5%和 1% 的水平上显著,括号内为标准误,下同。模型 I 为双差分基础模型,模型 II 在基础模型上加入表征工作性质的一组控制变量,模型 III 在模型 II 基础上加入表征城市发展情况的一组控制变量(具体控制变量请见模型的设定与扩展部分),出于简洁仅在此报告主要变量的实证结果。

表 2 扩招干预效应的三次差分检验 (1998~2005 年)

年龄组	样本: 高中、大专和本科毕业生			样本: 高中和本科毕业生		
	I	II	III	I	II	III
21 岁	-0.671*** (0.157)	-0.799*** (0.151)	-0.693*** (0.146)	0.071 (0.359)	0.052 (0.347)	0.263 (0.336)
22 岁	-0.226** (0.111)	-0.292*** (0.107)	-0.302*** (0.103)	-0.412** (0.196)	-0.443** (0.190)	-0.431** (0.183)
23 岁	-0.172** (0.086)	-0.257*** (0.083)	-0.228*** (0.080)	-0.263** (0.123)	-0.392*** (0.119)	-0.385*** (0.115)
24 岁	-0.141* (0.077)	-0.165** (0.075)	-0.142** (0.072)	-0.184 (0.117)	-0.272** (0.113)	-0.256** (0.109)
25 岁	-0.067 (0.085)	-0.108 (0.082)	-0.097 (0.079)	-0.050 (0.115)	-0.094 (0.111)	-0.040 (0.108)
26 岁	0.014 (0.083)	-0.027 (0.080)	-0.010 (0.077)	-0.013 (0.108)	-0.052 (0.104)	-0.024 (0.101)
27 岁	-0.026 (0.082)	-0.083 (0.079)	-0.083 (0.076)	-0.022 (0.112)	-0.071 (0.108)	-0.058 (0.104)
28 岁	-0.023 (0.083)	-0.048 (0.080)	-0.057 (0.077)	0.043 (0.110)	0.014 (0.106)	0.018 (0.103)
29 岁	-0.023 (0.080)	-0.026 (0.077)	-0.045 (0.075)	-0.015 (0.107)	-0.011 (0.103)	-0.012 (0.100)
30 岁	-0.011 (0.091)	-0.011 (0.088)	-0.017 (0.085)	-0.014 (0.103)	-0.013 (0.100)	-0.010 (0.097)

注: 模型 I 为三次差分基础模型,模型 II 在基础模型上加入表征工作性质的一组控制变量,模型 III 在模型 II 基础上加入表征城市发展情况的一组控制变量,出于简洁仅在此报告主要变量的实证结果。

组大专毕业生的干预效应也十分明显。随着个体年龄的上升，扩招的干预效应迅速递减，不仅远低于 24 岁以前的年轻组群且在统计上不再显著，这与识别方法的假设基本符合。表 2 中左右两边窗格的观测样本分别为“高中、大专和本科毕业生”与“高中和本科毕业生”，左窗格中的扩招干预效应表示为“年龄”、“扩招后”和“大学（大专和本科）”三个变量的交互项系数，右窗格中的扩招干预效应则由“年龄”、“扩招后”和“本科”三个变量的交互项系数所反映。加入高中毕业生作为附加控制组，三次差分模型和双差分模型估计的干预效应较为一致，扩招政策对 21~24 岁组大学毕业生和 22~24 岁组本科毕业生的影响均具有统计显著性，而对较大年龄组群的干预效应则迅速下降并接近于 0，且不显著。从两表的检验结果可见，在三次差分基础模型及其两种扩展形式下，扩招的干预效应大体一致，识别策略的结果比较可信，并符合预判：扩招显著影响了干预组（22~24 岁组的本科毕业生和 21~23 岁组大专毕业）的工资水平，但对非干预群体的工资变化则几乎没有影响。

五、实证分析结果

1. 扩招效应的双差分结果

根据上面的识别检验，本科毕业生样本中的新毕业生样本中的干预组为 22~24 岁组，大专新毕业生样本中的干预组为 21~23 岁组^①，老毕业生（控制组）均为 31~40 岁组。双重差分结果报告在表 3 中。

表 3 扩招后大学毕业生工资变化的双差分结果

变量	本科毕业生			大专毕业生		
	I	II	III	I	II	III
新毕业生	-0.155** (0.061)	-0.112* (0.061)	-0.133** (0.059)	-0.060 (0.045)	-0.018 (0.043)	-0.031 (0.044)
新毕业生*扩招后	-0.135*** (0.052)	-0.160*** (0.051)	-0.136*** (0.049)	-0.156*** (0.040)	-0.167*** (0.039)	-0.145*** (0.037)
工作经验	0.082*** (0.007)	0.084*** (0.007)	0.086*** (0.007)	0.094*** (0.005)	0.079*** (0.005)	0.080*** (0.005)
女性	-0.147*** (0.011)	-0.135*** (0.011)	-0.142*** (0.011)	-0.175*** (0.009)	-0.159*** (0.009)	-0.165*** (0.009)
国有企业		0.158*** (0.035)	0.178*** (0.034)		0.184*** (0.019)	0.207*** (0.019)
股份制及外资企业		0.243*** (0.037)	0.219*** (0.036)		0.154*** (0.021)	0.139*** (0.021)
个体及私营企业		0.011 (0.044)	-0.007 (0.043)		-0.053** (0.024)	-0.044* (0.024)
本科或大专毕业生占比			0.229** (0.104)			-0.044 (0.067)
非农人口占比			0.003*** (0.001)			0.003*** (0.000)
对数人均 GDP			0.093*** (0.008)			0.091*** (0.007)
第二产业 GDP 占比			0.008*** (0.001)			0.005*** (0.001)
第三产业 GDP 占比			0.006*** (0.001)			0.004*** (0.001)
外商直接投资与 GDP 比值			0.008*** (0.002)			0.012*** (0.002)
常数项	8.426*** (0.065)	8.293*** (0.084)	6.766*** (0.134)	8.085*** (0.048)	7.950*** (0.064)	6.729*** (0.102)
观测值	11113	11113	11113	16707	16707	16707
R ²	0.450	0.469	0.501	0.426	0.455	0.494

注：模型 I 为双差分基础模型，模型 II 在基础模型上加入表征工作性质的一组控制变量，模型 III 在模型 II 基础上加入表征城市发展情况的一组控制变量，出于简洁仅在此报告主要变量的实证结果。

① 本科学制通常为 4 年，而大专学制一般为 3 年，因而大专新毕业生的年龄组比本科小 1 岁与现实相符。

左侧窗格记录了本科毕业生的双差分结果。可以看到,本科新毕业生的年工资比老毕业生低 15.5%,同时扩招后本科新毕业生的年工资下降了 13.5%。当模型加入表征工作状态的控制变量后,干预效应系数变为 -0.160,说明扩招后本科新毕业生在职业、行业和企业方面处于劣势地位,工资上遭受了损失。当模型进一步加入表征个体所在地区经济发展状况的控制变量后,干预效应系数回升到 -0.136,说明本科新毕业生的工资损失可能因所在城市的人力资本水平、经济发展状况、产业结构及投资情况的差异被高估;换言之,扩招后本科毕业生的激增使得工作竞争更为剧烈,一些新毕业生被挤出发达城市的劳动力市场,而城市间发展水平差距的扩大在一定程度上解释了扩招前后新老毕业生工资水平的差异。

右侧窗格提供了大专毕业生的双差分结果。值得注意的是,大专新毕业生与老毕业生的工资差距并不明显,可以理解为:相比本科毕业生,大专毕业生集中的岗位对工作经验的要求不太高,因此,新进入劳动力市场的大专毕业生遭受的工资损失较低。扩招政策使大专新毕业生的年工资下降了 15.6%,其工资损失高于本科新毕业生,说明该群体在劳动力市场面临的考验更为严峻。加入表示工作状态和城市情况的控制变量后,扩招对大专新毕业生的干预效应下降为 0.145,这一结果可以解释为:扩招后本科毕业生大量涌入劳动力市场,大专毕业生由于学历劣势在工作和地区的选择上竞争不过本科毕业生,因而造成一定程度的工资损失。

扩招政策造成大学新毕业生工资的下降,可以解释为:大学毕业生在扩招后大量涌入劳动力市场,高等学历的信号作用有所减弱,用人单位难以通过大学文凭对劳动者的生产率进行有效鉴别,因此,倾向于低薪聘用初入职场的新毕业生以便降低“误判”的损失。

模型中控制变量的系数也反映了一些有趣的事实:①城市发展情况方面:首先,本科毕业生所占比例对本科就业者的年工资有显著正影响,体现了地区人力资本聚集效应对高学历劳动力回报的促进作用,但大专毕业生所占比例的提高却降低了该群体的工资回报,说明大专毕业生之间的竞争效应超过了聚集效应。其次,从产业结构来看,二、三产业 GDP 占比对本科毕业生工资增长的正效应均强于大专毕业生,说明向第二、三产业倾斜能更有效地促进本科毕业生工资的提高。值得注意的是,无论是本科还是大专毕业生,第二产业 GDP 占比的系数均大于第三产业 GDP 占比的系数,说明现阶段第三产业对大学生工资的回报还未发挥出更大的影响力。最后,非农人口占比的显著正效应说明了城镇化水平的提高有利于大学生工资的上升,而反映经济发展水平的地区人均 GDP 指标更突显了经济增长对大学生工资的推动作用,同时外商直接投资额的增长也有助于推动大学生工资的上涨。②工作性质方面,股份制或外资企业给予本科毕业生更高的工资,而大专毕业生在国有企业中获得的回报最高,本应在就业机会上有较大贡献的个体及私营企业在毕业生工资上并无竞争力。③个体特征方面,工作经验对本科毕业生工资的正向影响更强,而大专女性毕业生所遭受的工资歧视更大。

2. 扩招效应的三次差分结果

根据我国的教育体制,高中毕业生一般面临着结束学业参加工作和考取大学继续深造这两种选择。邢春冰和李实的研究证实,大专这个选项不会在很大程度上影响高中毕业生在结束学业和上大学之间的选择,这表明扩招过程中不同类型的高等教育之间不存在明显的结构调整^[9]。因此,本文将本科和大专毕业生合并为“大学毕业生”,观察大学毕业生和高中毕业生这两类群体年工资的相对变化。

前面的实证结果发现,在本科或大专毕业生群体中,扩招使新毕业生遭受了工资损失。这里将运用三次差分的方法进行考察:相对于进入劳动力市场的高中毕业生而言,扩招对大学新毕业生的干预效应有何特点。根据证伪检验的结果,三次差分框架下的干预组为 21~24 岁组大学新毕业生,控制

组为 31~40 岁组大学毕业生，高中毕业生群体作为附加控制组。主要变量的实证结果报告体现在表 4 中。

表 4 扩招后大学毕业生相对工资变化的三次差分结果

变量	I	II	III
新毕业生	0.018 (0.030)	0.026 (0.029)	0.006 (0.028)
大学	0.183 *** (0.014)	0.371 *** (0.014)	0.210 *** (0.014)
新毕业生* 大学	-0.133 *** (0.037)	-0.088 ** (0.036)	-0.110 *** (0.035)
新毕业生* 扩招后	-0.081 ** (0.034)	-0.028 (0.033)	-0.018 (0.031)
大学* 扩招后	0.048 *** (0.016)	0.068 *** (0.016)	0.073 *** (0.015)
新毕业生* 大学* 扩招后	-0.082 * (0.044)	-0.111 *** (0.043)	-0.095 ** (0.041)
常数项	7.882 *** (0.029)	7.812 *** (0.039)	6.423 *** (0.062)
观测值	42328	42328	42328
R ²	0.477	0.510	0.542

注：样本：高中、大专和本科毕业生，表 5、表 6 同。模型 I 为三次差分基础模型，模型 II 在基础模型上加入表征工作性质的一组控制变量，模型 III 在模型 II 基础上加入表征城市发展情况的一组控制变量，出于简洁仅在此报告主要变量的实证结果。

从变量的系数来看，与二重差分的实证结果不同，新毕业生的系数转而为正，但在统计上并不显著，合理的解释是：随着高中毕业生群体的加入，样本的教育程度下降，由于教育层次越低越容易从事低技术工作，而这类工作更倾向于年轻力壮的劳动者。与此同时，“新毕业生”与“大学”的交互项却呈现显著负效应，这一实证结果与“大学生起薪低”的现实相符。值得注意的是，高等教育仍然具有明显的工资优势，相比高中毕业生，扩招前大学毕业生的工资高出 18.3%，这一系数在扩招后又提高了 4.8%，但扩招后年轻大学毕业生的工资比扩招前仍然降低了 9.5%。结合双差分的实证结果可以发现，考虑高中毕业生群体的相对变化后，扩招对大学新毕业生工资的干预效应由 -0.135（本科）和 -0.156（大专）变为 -0.082（本科和大专），负效应显著减少。

在模型中控制了工作性质和城市发展情况的变量后，几个系数的变化值得注意：扩招对大学新毕业生工资的干预效应降为 -0.095，但大学学历对于工资的正效应提高到 21.0%，这一效应在扩招后进一步上升了 7.3%。可见，尽管扩招对大学新毕业生工资的负效应有所强化，但在工作和城市的选择上大学毕业生仍明显处于优势地位，接受高等教育在扩招后依然是一种有效率的人力资本投资。

3. 扩招效应的变化

随着 2003 年扩招后第一批大学生进入劳动力市场，高校扩招政策的影响效应持续延伸。一方面，大学新毕业生在各年的工资表现并不相同，扩招对于大学新毕业生工资的干预效应有何变化趋势？另一方面，对于受扩招影响的其他年龄组大学毕业生，扩招政策的干预效应有何不同？

为了更准确地反映扩招效应在各年的变化，本文利用三次差分模型估计了 2003~2009 年各年扩招对大学毕业生工资的干预效应^①，结果显示在表 5 中。在进一步控制了毕业生的工作性质和所在城市发展情况两类变量后，可以发现：①大学毕业生比高中毕业生的工资高出 19.5%，但大学新毕业生遭受了 8.9% 的工资损失；②扩招后大学教育的相对回报率持续增长，增长幅度从 2003 年的 8.2%

① 与表 4 的处理方法相同，本科和大专毕业生合并为“大学生毕业生”群体，21~24 岁组新毕业生作为干预组，而 31~40 岁组老毕业生作为控制组。

表 5 2003 ~ 2009 年大学毕业生工资变化的三次差分结果

变量	I	II	III
新毕业生	0.016 (0.030)	0.024 (0.029)	0.004 (0.028)
大学	0.377 *** (0.014)	0.222 *** (0.014)	0.195 *** (0.014)
新毕业生* 大学	-0.111 *** (0.037)	-0.068 * (0.036)	-0.089 ** (0.035)
大学* 2003 年	0.057 ** (0.027)	0.073 *** (0.026)	0.082 *** (0.025)
大学* 2004 年	0.106 *** (0.026)	0.121 *** (0.025)	0.116 *** (0.024)
大学* 2005 年	0.085 *** (0.025)	0.086 *** (0.025)	0.112 *** (0.024)
大学* 2006 年	0.102 *** (0.025)	0.098 *** (0.025)	0.097 *** (0.024)
大学* 2007 年	0.073 *** (0.024)	0.077 *** (0.024)	0.079 *** (0.023)
大学* 2008 年	0.081 *** (0.027)	0.078 *** (0.027)	0.062 ** (0.026)
大学* 2009 年	-0.042 (0.026)	0.014 (0.025)	0.016 (0.025)
新毕业生* 大学* 2003 年	-0.090 ** (0.044)	-0.102 ** (0.041)	-0.105 ** (0.049)
新毕业生* 大学* 2004 年	-0.123 *** (0.052)	-0.184 *** (0.050)	-0.159 *** (0.047)
新毕业生* 大学* 2005 年	-0.176 *** (0.041)	-0.230 *** (0.049)	-0.197 *** (0.047)
新毕业生* 大学* 2006 年	-0.082 * (0.049)	-0.118 ** (0.046)	-0.111 ** (0.044)
新毕业生* 大学* 2007 年	-0.058 (0.048)	-0.087 * (0.046)	-0.093 ** (0.043)
新毕业生* 大学* 2008 年	-0.029 (0.045)	-0.051 (0.043)	-0.050 (0.041)
新毕业生* 大学* 2009 年	-0.062 (0.043)	-0.101 * (0.042)	-0.108 * (0.048)
常数项	7.888 *** (0.029)	7.818 *** (0.039)	6.429 *** (0.062)
观测值	42328	42328	42328
R ²	0.479	0.511	0.543

注：模型 I 为双差分基础模型，模型 II 在基础模型上加入表征工作性质的一组控制变量，模型 III 在模型 II 基础上加入表征城市发展情况的一组控制变量，出于简洁仅在此报告主要变量的实证结果。

提高到 2005 年的 11.2% 后有所下降，2009 年仅为 1.6% 且在统计上不显著；③大学新毕业生工资变化从 2003 年的 -10.5% 下降到 2005 年的 -19.7%，说明扩招初期大学政策对大学新毕业生的干预效应是随着时间的推移逐步释放出来的，这一实证结果与 2005 年出现的“大学生就业难”现象相吻合。此后，大学新毕业生的工资损失逐渐好转，原因有两点：一方面扩招政策具有连贯性，无论是大学毕业生还是用人单位都能预见大学生劳动力供给增多这一结果并调整自身行为（例如调整初始工资、进入次级劳动力市场等），扩招政策的干预效应会逐步下降；另一方面，随着经济的增长以及产业结构和就业结构的调整，劳动力市场消化大学生劳动力供给冲击的能力增强，在一定程度上缓解了新毕业生的工资损失。然而，受到国际金融危机的影响，大学新毕业生的工资在 2009 年下降了 10.8%，未来的发展趋势需要更新的数据进行后续研究。

由于新毕业生的工资通常是初始工资，容易受到大学生劳动力供给冲击的影响，因此，将差分模型的干预组设定为刚进入劳动力市场的“新毕业生”，虽然能够灵敏地反映扩招政策的干预效应，但也可能降低差分结果的外部有效性。为了解决这一问题，需要观察扩招对其他年龄组工资的干预效应，进行对比分析。因为本科毕业生普遍从事技术含量较高的工作，此类工作的工资更易随着年龄的增长而产生变化，所以本文将考察范围限定于本科毕业生和高中毕业生的混合样本。沿用本科毕业生的样本的双重差分方法，设定干预组为 22~24 岁组新毕业生，控制组为 31~40 岁组老毕业生，政策干预时间为 2003 年。受限于样本的时间跨度，定义 25~27 岁组为“人为干预组”（artificial treatment），控制组同为 31~40 岁组。在样本期内，25~27 岁组同样受到扩招政策的影响，只不过政策的“人为干预”时间为 2006 年。如果调查数据服从随机抽样条件，2006 年 25~27 岁组的特征应与 2003 年 22~24 岁组较为相似，因此，扩招过程中两类群体工资的不同变化，很大程度上反映了政策对不同年龄组干预效应的差异。

三次差分的对比结果报告在表 6 中，加入表示工作特征和城市经济发展状况的控制变量后，系数方向一致，结果较为稳健。从实证结果中可以看到：① 22~24 岁组和 25~27 岁组的扩招干预效应分别为 -0.117 和 -0.107，表明随着新毕业生年龄的增长，高校扩招对本科就业者工资的影响逐渐下降，如果没有金融危机的干扰，这种下降趋势应该会更为明显，这是因为进入劳动力市场一段时间后，本科新毕业生的真实生产率会逐渐显现出来，成为决定未来工资收入的主要因素，大学文凭信号作用的削弱对初始工资的不利影响逐渐消除，换言之，扩招对新毕业生工资的干预效应将逐步降低。② 本科毕业生的工资显著高于高中毕业生，注意到 25~27 岁组本科毕业生的工资优势更为突出，比高中毕业生的工资高出 38.8%，同时本科新毕业生的工资损失也小于 22~24 岁组，说明在 22~27 岁组年轻就业者中本科学历的工资效应会随着年龄增长而逐渐增强。③ 两个年龄组新毕业生的系数有所不同，假定本科毕业生和高中毕业生分别集中于高技术岗位和低技术岗位，22~24 岁组在低技术岗位的年龄优势效应略超过高技术岗位上的劣势，因此，新毕业生的系数不显著为正，但 25~27 岁组在低技术岗位上的年龄优势已不再明显，此时新毕业生系数为 -0.092。④ 22~24 岁组系数的显著性均高于 25~27 岁组，合理的解释是，25~27 岁组的扩招“人为干预”时间为 2006 年，较短的样本期和金融危机的外部冲击在一定程度上降低了结果的统计显著性。

表 6 扩招后本科毕业生工资变化的三次差分结果（样本：高中、大专和本科毕业生）

变量	22~24 岁组			25~27 岁组		
	I	II	III	I	II	III
新毕业生	0.018 (0.034)	0.015 (0.033)	0.014 (0.032)	-0.065*** (0.022)	-0.073*** (0.022)	-0.092*** (0.021)
本科	0.513*** (0.020)	0.350*** (0.021)	0.293*** (0.021)	0.591*** (0.013)	0.434*** (0.014)	0.388*** (0.014)
新毕业生*本科	-0.217*** (0.059)	-0.188*** (0.058)	-0.186*** (0.056)	0.052 (0.032)	0.024 (0.031)	0.049 (0.030)
新毕业生*扩招后	-0.097*** (0.037)	-0.040 (0.036)	-0.023 (0.035)	0.023 (0.031)	0.038 (0.030)	0.035 (0.029)
本科*扩招后	0.080*** (0.022)	0.099*** (0.022)	0.113*** (0.021)	-0.019 (0.018)	-0.002 (0.017)	-0.000 (0.017)
新毕业生*本科*扩招后	-0.088** (0.042)	-0.095** (0.041)	-0.117*** (0.040)	-0.038 (0.065)	-0.109* (0.064)	-0.107* (0.062)
常数项	7.964*** (0.036)	7.823*** (0.048)	6.537*** (0.080)	8.015*** (0.033)	7.880*** (0.045)	6.627*** (0.077)
观测值	24271	24271	24271	26194	26194	26194
R ²	0.533	0.558	0.586	0.526	0.553	0.580

注：模型 I 为三次差分基础模型，模型 II 在基础模型上加入表征工作性质的一组控制变量，模型 III 在模型 II 基础上加入表征城市发展情况的一组控制变量，出于简洁仅在此报告主要变量的实证结果。

六、结论

“大学生就业难”问题一直是人们质疑扩招政策的关键证据,尤其是“大学生工资低于农民工”的现象更是令人怀疑高等教育的必要性。本文在“控制—干预”的框架下考察了高校扩招政策对大学新毕业生的干预效应,我们发现:受到扩招影响的大学新毕业生确实遭受了工资损失,但考虑高中毕业生的工资变化,扩招对大学新毕业生工资的干预效应明显缩小,大学毕业生的工资回报依然显著高于高中毕业生,说明“上大学”仍是有效的人力资本投资。并且,随着时间的推移,高校扩招政策对大学新毕业生工资的负效应逐渐下降,受扩招影响的较年长大学毕业生的工资损失低于年轻大学毕业生。随着工作经验的累积,受扩招影响的大学毕业生的真实劳动生产率将逐渐显现出来,从而可以弥补大学文凭信号的削弱对初始工资的不利影响,同时通过产业结构和就业结构的调整,劳动力市场也在逐步吸纳高素质劳动者。因此,扩招政策短期内对大学新毕业生工资造成的不利影响,会在中长期显著降低。

值得注意的是,本文将 31~40 岁组作为 22~24 岁组的控制组时,面临着与吴要武和赵泉相似的内生性偏差问题,但通过前面的识别过程可以发现,无论在双重差分还是三重差分模型下,在扩招初期受扩招影响的大学新毕业生组具有与预期一致的系数,而较为年长的大学毕业生(例如 25~30 岁组)其系数不显著异于 0,说明识别方法是有效的。为了减小控制组与干预组的内生差异,本文在阐释扩招效应的变化中选取 25~27 岁作为“人为干预组”,实证结果仍具有统计显著性。因此,找到更为理想的扩招干预组和控制组还依赖于微观调查数据的进一步获得。

尽管扩招带来的大学生劳动力供给冲击降低了大学毕业生的稀缺性,从而使受扩招影响的大学毕业生在短期内面临工资损失,但本文实证结论揭示了地区人力资本的提高对工资回报具有显著的促进作用。高学历劳动者的聚集对技术进步、产业升级的推动效果是不言而喻的,劳动力教育程度的提高对地区经济增长具有显著积极的影响^[6]。在产业转型与升级的大趋势下,劳动力市场对技术劳动力的倾向性会逐渐显现出来,促使先行投资的人力资本进入良性循环的运行通道。

坚持人力资本投资先行的扩招政策显著提高了我国劳动者的受教育水平,但相比发达国家,我国高等教育发展依然处于低级阶段,政府对于高等教育的投入仍显不足。由于大学学费的主要承担者个人及其家庭,扩招带来的大学生供给冲击又在短期内降低了大学新毕业生的工资,那些在扩招过程中获益较小的弱势群体(例如贫困家庭、少数民族的女性、农村地区和西部地区的人口)对高等教育投资的积极性必然下降^[7],这不仅损害高等教育的公平性,对于我国推行人才战略、提升人力资本也将产生不利影响。因此,大学生“起薪低”现象不是政府可以放慢高等教育发展步伐的证据,而是应加大对高等教育尤其是大学学费中财政投入比例的依据。只有保证人力资本投资的内生动力,才能推动技术的革新与产业的转型,实现经济健康高效的可持续发展。

参考文献:

- [1] 教育部. 面向 21 世纪教育振兴行动计划 [EB/OL]. www.moe.gov.cn/publicfiles/business/htmlfiles/moe/s6986/200407/2487.html
- [2] 姚先国,方昕,张海峰. 高校扩招后教育回报率和就业率的变动研究 [J]. 中国经济问题, 2013, (2).
- [3] 中共中央组织部. 国家中长期人才发展规划纲要(2010—2020 年) [M]. 北京: 党建读物出版社, 2010.
- [4] Zhang J., Y. Zhao, A. Park and L. Song. Economic Returns to Schooling in Urban China: 1988 to 2001 [J]. Journal of Comparative Economics, 2005, (4).
- [5] 罗楚亮. 城镇居民教育收益率及其分布特征 [J]. 经济研究, 2007, (6).
- [6] Wang X., B. Fleisher, H. Li and S. Li. Access to Higher Education and Inequality: The Chinese Experiment [R]. IZA Discussion Pa-

- per No. 2823, 2007.
- [7] 何亦名. 教育扩张下教育收益率变化的实证分析 [J]. 中国人口科学, 2009, (2).
- [8] 同 [2].
- [9] 吴要武, 赵泉. 高校扩招与大学毕业生就业 [J]. 经济研究, 2010, (9).
- [10] 邢春冰, 李实. 扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业 [J]. 经济学(季刊), 2011, (3).
- [11] Han, J., R. Liu and J. Zhang. Globalization and Wage Inequality: Evidence from Urban China [J]. Journal of International Economics, 2001, (2).
- [12] Duflo, E. Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment [J]. American Economic Review, 2001, (4).
- [13] Meng, X., K. Shen and S. Xue. Economic Reform, Education Expansion, and Earnings Inequality for Urban Males in China, 1988 – 2009 [J]. Journal of Comparative Economics, 2012, (1).
- [14] 同 [4].
- [15] 同 [5].
- [16] 同 [11].
- [17] 同 [5].
- [18] 同 [5].
- [19] 同 [5].
- [20] 姚先国, 张海峰. 教育、人力资本与地区经济差异 [J]. 经济研究, 2008, (5).
- [21] 同 [10].

[责任编辑 冯 乐]