

教育、失业与人力资本投资

杨紫薇 邢春冰*

内容提要 本文利用 1990 年、2000 年、2010 年全国人口普查及 2005 年、2015 年的 1% 人口抽样调查数据，考察了教育水平与失业之间的关系及其变化趋势，并实证分析了这一关系对教育的期望回报率的影响。研究发现，教育能够显著降低失业的风险，但是这一作用在 1990—2015 年间具有显著的变化。1990—2000 年，教育降低失业的作用显著上升；而 2005—2015 年，教育对于失业的影响则显著下降，而且这一下降主要体现在年轻组别。同时，本文结合中国家庭收入调查（CHIP）1995 年、2002 年、2007 年与 2013 年的数据估计得到（事后）教育回报率，据此计算了教育的期望回报率。结果表明，1995—2007 年，教育的期望回报率一直持续上升，之后就呈下降趋势。对于年轻组（22~29 岁）来说，教育的期望回报率从 2002 年之后就开始下降。这些结果对于全面了解中国转型时期的教育回报率以及家庭的教育决策具有重要意义。

关键词 教育 失业 期望回报

一 引言

人力资本理论指出，劳动者可以通过教育、培训、迁移、健康等方面的投资在劳动力市场上获得回报。作为人力资本投资主要方式之一的教育，不仅能使劳动者在工作中的生产效率更高，而且可以提高他们接受新知识、获取新技能，进而适应新环境的能力。因此，教育带来的回报也不仅体现为较高的工资水平，亦体现为较低的失业

* 杨紫薇，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱：201621030023@mail.bnu.edu.cn；邢春冰，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱：xingchb@mail.bnu.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金项目（项目批准号：71773009）的资助，在此表示感谢。

风险。教育的这种作用在发展中国家尤为重要，因为这些国家有大量不稳定就业和非正规工作，而受过良好教育的人往往有更稳定的工作。在中国，教育还是农村人口改变户籍身份的主要途径之一，而户籍身份的改变与城市就业机会密切相关（邢春冰，2013）。然而，现有的研究主要关注的是教育对收入的影响，而本文则利用1990年至2015年历次人口普查和人口抽样调查的微观数据考察教育对失业的影响及其变化。

上世纪90年代以来，中国的劳动力市场发生了极大的变化。伴随着计划经济向市场经济的转型，劳动者开始面临更多下岗和失业的风险。特别是上世纪90年代后期，城市地区的所有制调整导致大量工人下岗，失业率显著上升（Feng et al., 2017）。与此同时，市场机制起主导作用的劳动力市场的形成也使得失业问题受到总体经济波动和宏观政策的影响。由于不同群体应对经济波动的能力不同，这导致失业现象也具有结构性，即不同人群的失业风险存在显著的差异。通常，教育水平高的劳动者失业率更低。因此，劳动力教育水平的分布不仅会影响到不同人群间相对的失业水平，也会影响到总体的失业率。

改革开放以来，中国居民的教育水平显著提高，其中拥有大学学历的劳动者数量在最近20年快速增加。后者主要是由于自1999年以来，中国开始实施大学扩招政策，并在之后数年内连续扩招。从2000年到2017年，中国普通本专科招生数由221万人增长到761万人；在校学生数量由556万人增长到2753万人；毕业生由95万人增长到736万人^①。教育水平的提高能在多大程度上对总体的失业率产生影响，取决于不同教育水平的劳动者之间相对的失业率水平，而这个相对的失业率水平也会受到教育水平分布的影响。大学扩招后出现的“大学生就业难”现象在一定程度上意味着教育在降低失业方面的作用在减弱，这反过来也会降低人们对教育进行人力资本投资的激励。

随着中国劳动力市场的不断改革完善，教育与个体收入之间的相关性也越来越明显。研究表明，教育回报率在上世纪90年代呈快速上升趋势；进入21世纪后，教育回报率没有因为教育扩张而产生较大变动，基本处于9%~10%的水平。然而，传统的教育回报率只考虑了就业者的情况，忽略了教育对于失业的影响。如果教育能够降低失业率，那么只考虑工资收入的话，教育的个人和社会效益可能会被低估。

本文利用1990年、2000年和2010年的全国人口普查数据以及2005年和2015年的1%人口抽样调查数据估计了教育水平对个体失业率的影响。结果表明，教育水平越高，失业的可能性越低，但是教育与失业之间的关系随时间而变化，具体表现为：从20世纪90年代到21世纪最初，教育水平降低失业率的作用不断加强，但进入21世纪

^① 来自《中国统计年鉴》（2018）。

后，这种关系逐渐减弱。除此之外，本文还对教育水平与失业率之间关系的异质性进行了分析，这种关系随性别、年龄段、城市规模以及户籍性质的不同而有所不同。

在此基础之上，本文还利用 CHIP1995 年、2002 年、2007 年和 2013 年数据对估计的事后教育回报率进行了调整，得到了教育的期望回报率及其变化趋势。由于教育降低失业的作用在进入 21 世纪后逐渐减弱，教育的期望回报率也随之下降。本文的主要边际贡献在于，通过实证分析揭示了教育对失业的影响是显著存在的，而且这种影响随时间而变化。这是导致近十年来教育的期望回报率下降的重要原因。

本文以下的结构安排为：第二部分为文献综述，评述与本文相关的研究；第三部分是模型设定；第四部分是对数据的描述；第五部分主要是对教育水平与失业之间的关系进行实证分析；第六部分是对传统的教育回报率进行调整得到教育的期望回报率；第七部分是本文的结论与展望。

二 文献综述

正如 Mincer (1991) 指出的，教育水平高的劳动力失业风险较低是教育的主要收益之一。国外有很多学者考察了教育与失业之间关系。在较早的研究中，Nickell (1979) 发现，受教育水平与失业率之间存在很强的相关性，提高受教育水平能够降低失业的概率。Ashenfelter & Ham (1979) 与 Mincer (1991) 使用美国成年男性工人的数据，也发现学校教育显著降低了工人失业的概率。Riddell & Song (2011) 针对美国劳动力市场的研究表明，教育水平能够显著提高失业人员的再就业率，而高等教育能够降低个人失业的概率。Moretti (2010) 也给出了面临技术进步和全球化时低教育水平的劳动力失业率更高的证据，同时还指出，高教育水平的劳动力适应新环境的能力更强，在地区间的流动比较充分，这导致他们的失业率较低且不存在明显的地区差异；而低教育水平的劳动力则更有可能受到地区经济冲击的影响。在国内，关于教育如何影响失业的文献则相对较少。

相比于教育对失业的影响，关于教育对收入的影响的研究要丰富得多。国内关于教育回报率及其变化的文献也很多。Zhang et al. (2005) 的研究显示，中国城镇地区的教育回报率有一个动态的增长过程，从 1988 年的 4.0% 上升到 2001 年的 10.2%。Meng et al. (2013) 的研究发现，随着高等教育扩招后大学毕业生涌入劳动力市场，教育回报率在进入 21 世纪后增长缓慢或不再增长。

当前，教育回报率如何随着劳动力市场中不同类型劳动力的相对供给和需求的变化而变化，仍然是学者们关注的内容。这主要是因为教育回报率不仅会影响收入差距，

而且会影响人们的教育投资决策。遗憾的是，现有的研究大都未考虑教育对失业的影响及其变化，从而无法对教育投资激励的变化进行全面的评估。Laing(2010)指出，失业风险降低了给定的教育投资对应的期望回报，从而会降低最优的人力资本投资水平。然而，他忽视了教育在降低失业风险方面的作用。如果失业的风险会因教育水平的提高而下降，即使工资没有增长，这也会对人力资本投资产生激励。

由于对失业风险的关注，本文也与越来越多强调人力资本投资不确定性的文献密切相关。赵宏斌和赖德胜（2006）发现个人教育投资受多种不确定因素的影响，个体教育投资风险与受教育年限和职业或专业选择密切相关，失业风险倾向于随受教育年限的增加而递减。杨娟（2008）的研究表明，教育投资存在风险，并且风险对于人们的教育决策特别是高等教育相关的决策具有显著的影响。总体而言，此类研究多倾向于强调人力资本投资本身的风险（即在给定教育水平的情况下就业和收入的不确定性），较少探讨教育在减少失业风险上的作用。

针对大学扩招及其影响，Li et al. (2014) 和 Xing et al. (2018) 探讨了教育扩张对大学毕业生失业的影响，但是对不同教育水平带来的失业率差异及其失业与教育预期回报间的关系没有进行充分讨论。此外，国外也鲜有学者在估计教育回报率时将失业率考虑在内。只有 Nickell(1979) 是个例外，他的研究使用经失业率调整后的期望税后收入对教育回报率进行了调整，发现不考虑失业风险估计的教育回报有轻微向下的偏误。综上所述，尽管教育与失业之间的关系是影响教育的期望回报率进而影响人力资本投资决策的重要因素，国内文献尚未对其进行系统深入的实证研究。本文在此方面进行了尝试。

三 模型设定

当失业是重要的风险时，人们的教育决策就会受到失业的影响。在这里我们将失业风险考虑进来，首先说明教育的期望回报率由工资回报和就业回报两部分组成，其次设定估计教育对失业影响的模型。

我们以大学相比高中为例，并且假定个人或家庭是风险中性的，同时不考虑工资水平和失业的动态变化。人们在做大学教育的决策时，考察的是大学毕业相对于高中毕业的期望收入。假设大学毕业的工资水平为 w_c ，面临的失业概率为 u_c ；高中毕业的工资水平为 w_h ，失业的概率为 u_h 。那么大学相比高中的期望教育回报率可以表示为：

$$\ln \frac{w_c(1 - u_c)}{w_h(1 - u_h)} = (\ln w_c - \ln w_h) + (\ln(1 - u_c) - \ln(1 - u_h))$$

$$\approx (\ln w_c - \ln w_h) + (u_h - u_c) \quad (1)$$

由此可见，教育的期望回报率可分为两部分：事后教育回报 ($\ln w_c - \ln w_h$) 和失业率下降带来的回报 ($u_h - u_c$)。通常所说的大学回报率是与事后教育回报相对应的。

一般情况下，通过估计如下的 Mincer 工资方程可以得到不同教育水平之间工资差异：

$$\ln w_i = \delta_0 + \sum \delta_l \times \text{edu}_{li} + \lambda Z_i + \xi_i \quad (2)$$

其中 edu_{li} 表示个体 i 的教育水平， $l=0、1、2、3、4$ 分别代表小学及以下、初中、高中或中专、大学专科和大学本科及以上，其中以小学及以下受教育水平为参照组。 Z 表示其他控制变量， ξ 表示误差项。(2) 式是针对拥有工资的群体，因此估计出来的是教育水平的工资回报，与失业风险无关。

需要说明的是，针对上述工资方程的样本选择修正（如 Heckman 两步法）仍然不是对工资回报进行失业（或劳动参与率）方面的调整。许多研究（特别是针对妇女的研究）认为，有工资数据的观测可能不是随机样本，而是基于一些不可观测特征的选择结果（如 Heckman, 1974, 1979）。考虑到这点，许多文献使用了一些自选择修正方法。典型的处理选择偏差的方法是设定一个潜变量方程：

$$y^* = \theta_0 + \sum \theta_l \times \text{edu}_{li} + \eta X_i + \nu_i \quad (3)$$

$y^* > 0$ 时，工资可观测，反之则不可观测。因此当 $y^* > 0$ 时的条件期望为：

$$\begin{aligned} E[\ln w_i | \text{edu}_i, Z, y^* > 0] &= \delta_0 + \sum \delta_l \times \text{edu}_{li} + \lambda Z_i \\ &+ E[\xi_i | \nu_i > -(\theta_0 + \sum \theta_l \times \text{edu}_{li} + \eta X_i)] \end{aligned} \quad (4)$$

(4) 式意味着，如果一些不可观测的特征同时影响样本选择和工资决定 (ξ_i 和 ν_i 相关)，基于可观测样本的 OLS 估计就会有偏。但是，从 (4) 式也可以看出，即便是考虑到有工资样本的选择性，样本选择修正模型（如 Heckman 两步法）的目的是得到 δ_l 的一致估计，仍没有考虑教育的就业回报。与此同时，如果 ξ_i 和 ν_i 相互独立（即不存在样本选择偏差），不同教育水平劳动力的失业率或劳动参与率也可能差异很大，这显然会对教育的期望回报率产生影响。这进一步说明，自选择模型的作用是为了得到教育回报率的一致估计，而对于教育带来的就业福利，则需要单独估计。

本文采用如下线性概率模型 (LPM) 考察教育水平与失业之间的关系。

$$U_i = \beta_0 + \sum \beta_l \times \text{edu}_{li} + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

U_i 为失业的指示变量（失业时 $U_i = 1$ ，否则为 0）。 edu_{li} 的定义同 (2) 式。 X 为其他控制变量，包括性别、年龄、居住地所在市和户口性质等， ε 为误差项。由于 (5)

式是线性概率模型，所以（1）式中的第二部分 $(u_h - u_e)$ 可表示为：

$$E[U_i | \text{edu}_2 = 1, X] - E[U_i | \text{edu}_4 = 1, X] = \beta_2 - \beta_4 \quad (6)$$

当然，如果不可观测因素会影响教育决策，那么（2）式和（5）式的估计都会有偏误，由此导致（1）式的结果也会存在偏误。但是处理这种偏误不是本文研究的重点，我们会在后面的实证分析中进行讨论。

四 数据和描述性统计

本文使用 1990 年人口普查数据 1% 随机样本、2000 年人口普查数据 1‰ 随机样本、2005 年全国 1% 人口抽样调查数据 20% 随机样本、2010 年人口普查数据 1‰ 随机样本以及 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据 9.5% 随机样本来分析教育水平与失业率的关系；使用中国家庭收入调查数据（CHIP）1995 年、2002 年、2007 年和 2013 年的数据估计教育回报率。CHIP 数据是中国社会科学院和北京师范大学等单位联合国家统计局所进行的一项具有全国代表性的家户调查数据，本文使用的是该数据的城镇住户样本^①。

1990 年、2000 年、2005 年、2010 年和 2015 年这 5 年人口（小）普查数据，覆盖了 31 个（1990 年是 30 个）省、自治区和直辖市。本文将样本限定在 22~55 岁城市地区的人群，主要是考虑大学毕业的理论年龄为 22 岁以及女性退休年龄为 55 岁。为了检验教育对失业的影响，本文剔除了在校学生、丧失劳动能力的人、离退休以及料理家务的样本，最后用于分析的样本量分别为 774138 人、134905 人、391296 人、187562 人和 217196 人。

按照国际劳工组织（ILO）的统计标准，在一定期间内同时满足下列三个条件的属于失业人口：第一，没有工作；第二，正在寻找工作；第三，当前可以工作。由于 2000 年缺乏“能否工作/当前可以工作”这类信息，所以本文将 2000 年、2005 年、2010 年和 2015 年中没有工作以及正在寻找工作的样本定义为失业者。但 1990 年是个例外，数据中只有不在业状况和“待业登记”可以表示样本的失业状态，因此本文将 1990 年相应年龄段没有就业的人口中处在“市镇待业”状态的视为失业样本。

人口普查和 1% 人口抽样调查数据中，本文涉及的主要变量有年龄、性别、户籍状

^① 1995 年和 2002 年的数据由中国社会科学院与国家统计局共同调查，此后年份的数据由北京师范大学和国家统计局完成。

况、教育水平、失业情况以及居住地所在城市等。如表 1 所示，1990–2015 年样本的人口平均年龄从 34.8 岁增长至 37.6 岁，劳动力人口老龄化趋势明显。城市地区参与劳动力市场的女性样本占比从 1990 年到 2000 年降幅较大，并且从 2005 年之后有轻微下降，这一变动与女性的劳动参与率下降较多有关（吴要武，2015），也可能与外来人口男性居多有关（刘娟、黄慧玲，2011）。城市中非农业户口的比例在 2010 年以前一直在下降，这说明农村向城市迁移的流动人口在增加。

表 1 描述性统计（22~55 岁城市地区样本）

| 变量 | 1990 年 | 2000 年 | 2005 年 | 2010 年 | 2015 年 |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 年龄 | 34.77 | 35.87 | 36.93 | 36.78 | 37.57 |
| 女性 | 0.562 | 0.435 | 0.444 | 0.432 | 0.423 |
| 非农业户口 | 0.885 | 0.666 | 0.626 | 0.609 | 0.719 |
| 教育水平 | | | | | |
| 小学及以下 | 0.158 | 0.140 | 0.128 | 0.076 | 0.066 |
| 初中 | 0.409 | 0.408 | 0.395 | 0.384 | 0.341 |
| 高中或中专 | 0.326 | 0.292 | 0.275 | 0.260 | 0.268 |
| 大学专科 | 0.065 | 0.107 | 0.122 | 0.152 | 0.162 |
| 本科及以上 | 0.043 | 0.053 | 0.081 | 0.127 | 0.163 |
| 失业 | 0.014 | 0.083 | 0.055 | 0.056 | 0.066 |
| 样本量 | 774138 | 134905 | 391296 | 187562 | 217196 |

注：2005 年户口信息存在缺失值，除去缺失值后剩余观测值为 391093；2015 年中不再有农业户口和非农业户口之分，本文将 2015 年的户口性质分为是否具有农村土地承包权，0.719 表示没有农村土地承包权的比例。

资料来源：根据 1990 年、2000 年、2010 年人口普查数据及 2005 年、2015 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

不同教育水平的劳动力所占比重也随时间在变化，其中小学及以下、初中以及高中这三类的比重呈下降趋势，与此对应的是，大专和本科及以上学历的人口比重在增加。受教育水平为小学及以下的人口比例下降最多，而本科及以上学历的人口比例增长最快。到 2015 年，城市劳动力市场中有三分之一的劳动力拥有大专及以上学历，超过了高中学历的比例，与初中学历的比例大致相同。而失业人口比例在 1990 年最低，因为该阶段还基本处于计划经济时代，政府统一分配和安置工作；到 2000 年，中国经济体制已经从计划经济向市场经济转型，政府不再统一分配工作，企业和劳动者开始进行双向选择，加上国企改革，下岗工人数量增加，导致失业率大幅上升；直至 2005

年，失业率有所下降，之后处于相对稳定状态；2015 年的失业率较 2010 年和 2005 年又有所上升。

五 实证分析：教育对失业的影响

（一）全样本估计结果

本文在 1990 年、2000 年、2005 年、2010 年和 2015 年 5 个时间点上分别分析教育对失业的影响，表 2 为总体样本得到的不同教育水平对失业影响的估计结果。结果表明，教育对降低失业一直存在显著的影响，而且呈现出先上升后下降的趋势。第一阶段（增长阶段）为 1990 年至 2000 年。1990 年，中国城镇地区仍处于计划经济时期，城镇地区的总体失业率很低。虽然随着教育水平的提高，失业率不断下降，但是不同教育水平之间的失业率差别不大。然而，到 2000 年，不同教育水平之间的失业率差别显著拉大。特别是，大专和大学教育的失业率分别比高中教育低 6.9 个和 9.3 个百分点。其原因在于，从 20 世纪 90 年代中期开始，中国城镇地区的经济体制逐渐转型，国有企业的所有制结构调整以及亚洲金融危机等因素导致大量的下岗和失业，教育水平高的劳动力所受影响相对较小。与此同时，城镇地区也逐渐放弃了政府安排就业的做法，劳动力资源的配置越来越依靠市场机制，而具有高等教育学历的劳动者存在竞争优势。因此，教育对失业的影响日益凸出。

第二阶段（下降阶段）为 2000 年至 2015 年。相比于 2000 年，2005 年教育降低失业风险的作用有所降低，大专和大学教育的失业率比高中教育分别低 4.1 个和 6.1 个百分点。到了 2015 年，大专和大学教育的失业率比高中教育仅低 1.5 个和 3.5 个百分点，大学教育在降低失业率方面的作用显著降低。进一步分析数据表明，高中毕业生的失业率在 2000 年以后下降了；大学毕业生的失业率上升了。导致大学毕业生失业率上升的可能原因之一是大学扩招。从 1999 年实施大学扩招政策以来，中国高等教育的招生人数快速增长。随着大量扩招后的大学毕业生进入劳动力市场，劳动力市场中出现了大学生就业困难的现象，大学毕业生的失业率有所上升。

值得注意的一点是，虽然与高中相比，高等教育对失业的影响都下降了，但是大学与大专两者间的失业率差别并没有出现显著的变化。大学教育的失业率在 2000 年及以后一直比大专生低 2 个百分点左右。

表 2 教育对失业的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 1990 年 | 2000 年 | 2005 年 | 2010 年 | 2015 年 |
| 初中 | -0.005 *** (0.000) | 0.003 (0.002) | 0.005 *** (0.001) | -0.002 (0.002) | -0.008 *** (0.002) |
| 高中或中专 | -0.014 *** (0.000) | -0.036 *** (0.003) | -0.003 ** (0.001) | -0.006 ** (0.002) | -0.009 *** (0.002) |
| 大专 | -0.021 *** (0.001) | -0.105 *** (0.003) | -0.044 *** (0.002) | -0.032 *** (0.003) | -0.024 *** (0.003) |
| 本科及以上 | -0.025 *** (0.001) | -0.129 *** (0.006) | -0.064 *** (0.002) | -0.051 *** (0.003) | -0.044 *** (0.003) |
| 观测值 | 774138 | 134481 | 391093 | 187517 | 217196 |

注：小学及以下教育水平为参照组；其他控制变量包括性别、年龄、户口性质以及居住地所在城市；括号内为标准误；*** 代表 $p < 0.01$ 、** 代表 $p < 0.05$ 、* 代表 $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 1990 年、2000 年、2010 年人口普查数据及 2005 年、2015 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

(二) 异质性分析

教育水平对失业的影响会因个体的年龄、性别、居住地区以及户籍性质的不同而不同。鉴于初高中教育之间的失业率差异总体而言比较小，本文通过图来展现不同时期高中教育同大专和大学教育之间的失业率差别。

1. 分年龄段教育对失业的影响

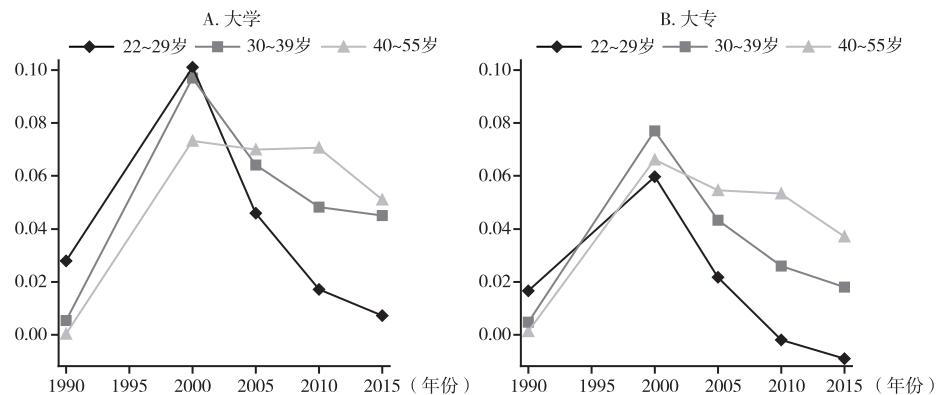


图 1 不同年龄段教育水平对失业的影响（高中为参照组）

注：图中纵轴表示失业概率之差，以高中为参照组；以失业虚拟变量估计一个线性概率模型，用高中学历对应的系数分别减去大专学历和大学学历对应的系数；回归中的控制变量包括性别、户口性质以及居住地所在城市。

资料来源：根据 1990 年、2000 年、2010 年人口普查数据及 2005 年、2015 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

为了考察不同年龄段教育对失业的影响，我们将 22~55 岁的样本分为年轻组（22~29 岁）、中年组（30~39 岁）和年老组（40~55 岁）三组进行分析^①。图 1 的 A 图和 B 图分别报告了大学和大专相对于高中失业降低的程度。总体而言，高等教育降低失业的作用仍然呈先增加后下降的趋势。但是，不同年龄组内教育对失业的影响的变化趋势是显著不同的。对于大学教育（A 图），在 1990 年和 2000 年的年轻组别中，大学教育降低失业的作用要大于年老组别。然而到了 2005 年，年轻组别中大学教育与高中教育的失业率差别变得小于年老组别。此后，年轻组别中大学教育与高中教育的失业率差别持续下降；到 2015 年，22~29 岁的年轻组，大学教育与高中教育的失业率差别变得很小。而对于年老组别（40~55 岁），大学教育与高中教育的失业率差别一直维持在较高水平。这表明大专教育与高中教育间的失业率差异也存在明显的年龄异质性，而且这种异质性也在 2000 年后呈现不断增强的趋势。

上述结果在一定程度上说明，全部样本中高等教育对失业的影响相对下降主要与年轻群体的表现有关。同时，相对失业率在不同年龄组间的差异也说明不同年龄的劳动力之间的可替代性较弱。这既可能是由于不同年龄的相同教育水平的劳动力的人力资本水平存在差异，也可能是因为劳动力市场中的竞争不够充分。而针对年轻群体的表现，这很可能与大学扩招后大学毕业生的数量快速上升有关，这导致了年轻的大学毕业生失业率上升。

2. 分性别教育对失业的影响

随着计划经济向市场经济的转变，城镇劳动力市场中男性和女性在工资、劳动参与、就业等方面的差异逐渐扩大。因此，我们将样本按照性别分为两组，分别考察教育水平对失业的影响。图 2 报告了大学和大专教育相对于高中教育降低失业概率的幅度。

对于给定的性别，教育对失业影响的变化趋势与总体样本的结果大体一致，同时不同性别间也存在明显的差异。以大学相比高中为例，教育对失业的影响在不同性别上的差异主要表现为：1990~2005 年，女性中教育对失业的影响要大于男性，而且这种差异在 2000 年最大。然而到 2005 年以后，变成了男性中教育对失业的影响略微大于女性。大专相比高中（B 图），也是女性中大专教育的失业率低于高中教育的幅度高于男性，而且这种性别差异在 2000 年时最明显。与此同时，教育对失业影响的性别差距在年轻组别中尤为明显^②。

^① 考虑到大学毕业生进入劳动力市场的理论年龄为 22 岁以及女性劳动力的退休年龄为 55 岁，我们选取了此年龄段。

^② 本文没有显示年轻组的结果。

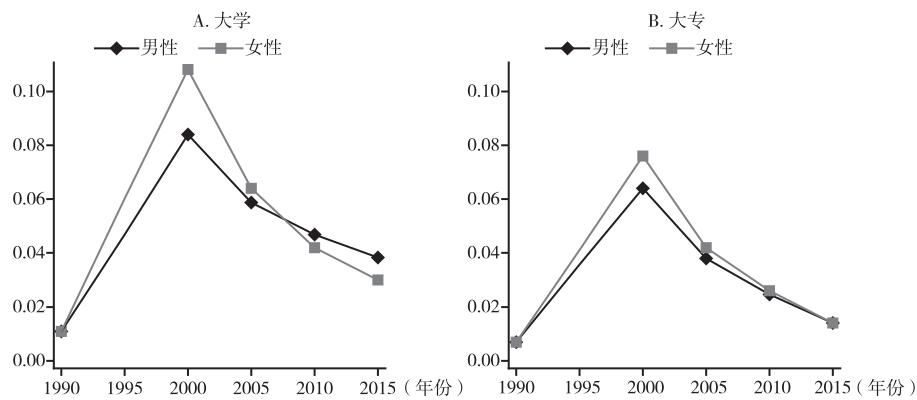


图2 不同性别教育水平对失业的影响（高中为参照组）

注：图中纵轴表示失业概率之差；以失业虚拟变量估计一个线性概率模型，用高中学历对应的系数分别减去大专学历和大学学历对应的系数；回归中的控制变量包括年龄、户口性质以及居住地所在城市。

资料来源：根据1990年、2000年、2010年人口普查数据及2005年、2015年1%人口抽样调查数据计算得到。

3. 分户籍性质教育对失业的影响

考虑到户籍性质的不同会对教育与失业之间的关系产生影响，我们分农业户口和非农业户口来考察教育水平对降低失业风险的作用，结果如图3所示。

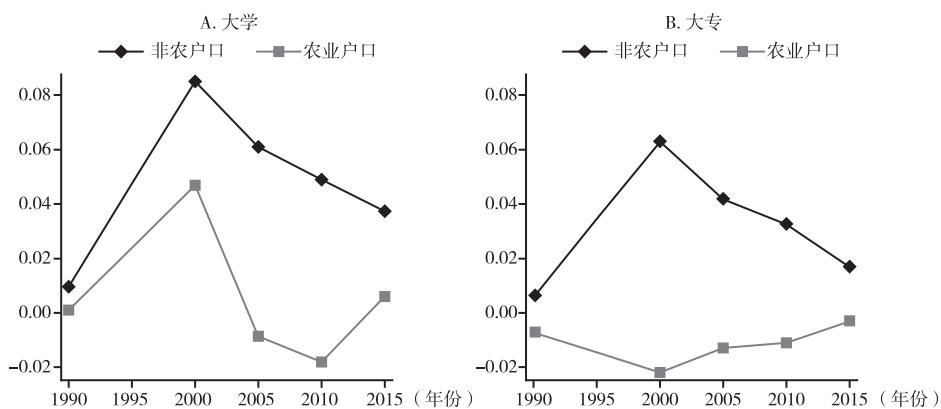


图3 不同户籍样本教育对失业的影响（高中为参照组）

注：图中纵轴表示失业概率之差；以失业虚拟变量估计一个线性概率模型，用高中学历对应的系数分别减去大专学历和大学学历对应的系数；回归中的控制变量包括性别、年龄以及居住地所在城市。

资料来源：根据1990年、2000年、2010年人口普查数据及2005年、2015年1%人口抽样调查数据计算得到。

图3的结果显示，不同户籍性质的样本中教育对失业影响的差别非常大。对于非农业户口来说，高等教育与高中教育之间的失业率差别及其变化趋势与全样本分析中的总体趋势是一致的。而对于城市地区农业户口的样本来说，教育与失业间的相关性要弱得多，并且教育与失业之间并没有显著的负相关性。以大专与高中的比较为例，具有大专学历同时拥有农业户口的样本的失业率比高中毕业的失业率还要高。这主要是因为教育水平低的农业户口劳动力往往从事较为低端的工作，他们在迁往城市之前会通过正规或非正规的渠道获取就业信息。一旦失去工作，他们倾向于返回农村地区，成为农村地区的隐性失业。这导致城市样本中教育水平低的农民工群体的失业率很低。而对于教育水平较高的个体，他们倾向于在城市地区就业，即便在失业的状态下也较少返回农村地区。同时，给定较高的教育水平，他们对工作的要求也相对较高。然而，由于他们没有非农户口，在城市地区获得工作方面可能面临一定的歧视。

4. 分城市规模教育对失业的影响

现有的研究表明，教育回报率会因城市规模的不同而不同（Xing, 2016）。类似地，在不同规模的城市中，教育与失业之间的关系也可能不同。因此，本文将城市规模分为大城市（人口数量超过500万）、中等城市（人口数量在100万到500万之间）和小城市（人口数量小于100万）三类，分别考察不同规模的城市中教育与失业之间的关系。我们仍然主要报告大专学历和大学本科及以上学历相比高中而言，失业率下降的幅度及其变化趋势，结果如图4所示。

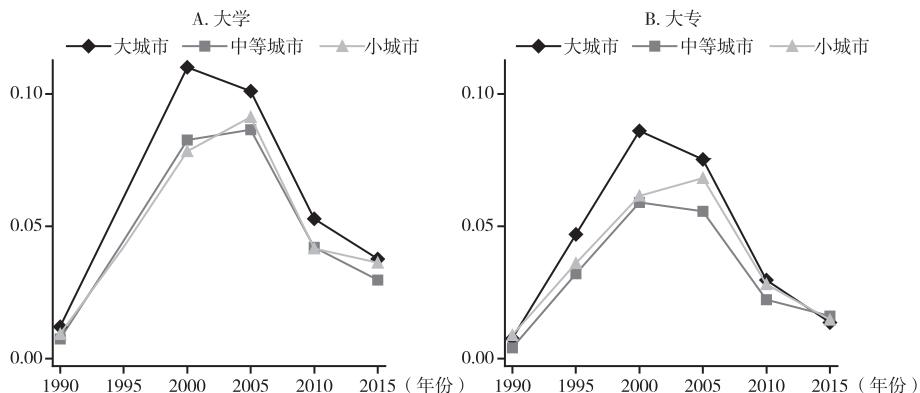


图4 不同规模城市中教育对失业的影响（高中为参照组）

注：图中纵轴表示失业概率之差；以失业虚拟变量估计一个线性概率模型，用高中学历对应的系数分别减去大专学历和大学学历对应的系数；回归中的控制变量包括性别、年龄、户口性质以及居住地所在城市。

资料来源：根据1990年、2000年、2010年人口普查数据及2005年、2015年1%人口抽样调查数据计算得到。

从图 4 可以看出，无论是大城市、中等城市还是小城市，教育对失业的影响的变化趋势都是先增后减。同时，不同规模的城市之间也存在差异。首先，总体而言，在大规模的城市中，教育降低失业的作用更加明显——尤其是在总体失业率较高的 2000 年。其次，教育与失业概率的负相关性并不是线性地随着城市规模的扩大而加强，特别是在中小城市中，教育降低失业的作用没有随着城市规模的增加而增加。此外，大城市中教育水平与失业率的关系随时间变化的幅度最大。

(三) 关于教育对失业影响变化的原因探讨

上述结果表明，从 1990 年到 2015 年，教育水平与失业率之间的关系发生了显著的变化。在第一个阶段（1990—2000 年），不同教育水平劳动力之间的失业率差别显著上升。这显然与这一时期的社会经济转型和失业率上升有关。这一时期，劳动力的教育水平有所上升，但变化相对缓慢。此后，不同教育水平劳动力之间的失业率差别不断缩小。1990—2000 年，除了社会经济的快速发展，还伴随着大学扩招带来的教育水平的大幅提升。在年轻组别中，不同教育水平间失业率差异的显著下降（如图 1 所示），意味着高校扩招起了重要的作用。

高校扩招可以通过如下两种不同的方式来影响大学/大专教育与高中教育之间的失业率差别。第一，高校扩招通过降低入学门槛改变了大学生和高中毕业生的能力分布。如果低能力者的失业率较高，那么高校扩招就会通过降低大学生的平均能力而使这个群体的失业率上升。第二，高校扩招改变了大学/大专以及高中毕业生的相对供给，导致他们面临不同的劳动力市场环境。特别是，对于扩招后的大学毕业生，他们在劳动力市场面临更多的竞争，而高中生则有可能因为相对数量较少，就业压力也相对较小。

然而，已有实证证据并不支持第一种解释。首先，Li et al. (2014) 和 Xing et al. (2018) 在考察高校扩招对大学生失业的影响时，假定每个年龄组服从相同的能力分布，用不同年龄组初中以上学历的人口中大学生的比重作为该年龄组大学生平均能力的代理变量。这两项研究发现，控制这一能力代理变量后，受扩招影响的年轻大学毕业生的失业率仍然是显著上升的。其次，Xing et al. (2018) 还研究了高校扩招对大学毕业生失业率的中期影响。他们发现，尽管那些 2005 年新进入劳动力市场的受扩招影响的年轻组别失业率较高，但是到 2010 年，相同出生组的大学毕业生的失业率显著降低了。这同样说明，扩招后进入劳动力市场的大学毕业生中相对较高的失业率不是低能力劳动者所固有的。最后，尽管我们在受到扩招影响的年轻的大学毕业生中观

察到了失业率的显著上升，我们并未在相应年龄组的高中生中发现失业率的大幅上升^①。

因此，年轻大学毕业生的失业率上升更有可能是扩招后劳动者与就业岗位的不匹配导致的。一方面，供给的大量增加通常会在短期内带来岗位与技能不匹配的现象（Pissarides, 2000）。这也说明，高等教育在进行人力资本生产的过程中，没能很好地通过合理设置专业等措施适应社会的需求。另一方面，缺乏灵活性也使得劳动力市场难以在短期内吸收大量的新毕业生。本文在异质性分析中所呈现的不同年龄组和不同规模城市之间的差异在一定程度上意味着劳动力市场分割的存在。

六 教育的期望回报率

给定大学教育与高中教育之间的失业率差别不是能力差异导致的，我们就可以结合第五部分的估计结果和（事后）教育回报率的估计来得到教育的期望回报率^②。由于除了2005年，1990年、2000年、2010年和2015年的人口普查（或抽样调查）数据均不包含收入信息，本文选择用CHIP1995年、2002年、2007年以及2013年的数据来估计事后的教育回报率。此处，本文将样本控制为年龄在22~55岁、有工作的城镇地区住户，并且剔除了私营企业主和个体户，用样本年收入的自然对数作为因变量，回归结果见表3。

表3 教育回报率的估计结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 1995年 | 2002年 | 2007年 | 2013年 |
| 小学 | -0.346 *** (0.022) | -0.462 *** (0.044) | -0.300 *** (0.053) | -0.266 *** (0.041) |
| 初中 | -0.157 *** (0.011) | -0.270 *** (0.017) | -0.198 *** (0.022) | -0.174 *** (0.021) |
| 大专 | 0.098 *** (0.013) | 0.287 *** (0.016) | 0.305 *** (0.020) | 0.200 *** (0.021) |

① 可以参考Li et al. (2014) 的图2。

② 计算方法见（1）式。

续表

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 1995 年 | 2002 年 | 2007 年 | 2013 年 |
| 本科及以上 | 0.156 *** (0.018) | 0.482 *** (0.022) | 0.563 *** (0.021) | 0.424 *** (0.021) |
| 观测值 | 10758 | 9009 | 5815 | 7616 |

注：以上 4 个年份均使用年工薪收入来估计教育回报率，其中 2007 年是以月收入乘以 12 作为年收入的替代；省略组是高中或中专教育水平组；控制变量包括性别、年龄、户口性质以及居住地所在城市等；括号内为标准误；*** 代表 $p < 0.01$ 、** 代表 $p < 0.05$ 、* 代表 $p < 0.1$ 。

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）1995 年、2002 年、2007 年和 2013 年数据计算得到。

从表 3 可以看出，事后教育回报率也在不断变化。大学相对于高中的教育回报率在 2007 年之前都处于增长状态，尤其是 1995 – 2002 年这个阶段，教育回报率大幅度增长。增长持续到 2007 年，之后就呈下降趋势。为了将事后教育回报率与教育的就业回报相对应，我们假设教育对失业的影响在两个数据年份间随时间呈线性变化，计算出与 CHIP 数据的年份相对应的教育的就业回报。具体地，1995 年高中相比大学的失业率用 1990 年和 2000 年的均值替代，同理 2002 年、2007 年和 2013 年的就业回报分别以 2000 年和 2005 年的均值、2005 年和 2010 年的均值以及 2010 年和 2015 年的均值替代。表 4 同时报告了（事后）教育回报率、教育对失业的影响，并通过两者之和得到期望的教育回报率。结果表明，教育的期望回报率的变化趋势与事后教育回报率类似，在 2007 之前保持增长趋势，从这之后开始下滑。这是由于教育的工资回报在期望回报率中起主导作用，同时，教育降低失业的作用在期望回报率中的占比呈下降趋势，从 1995 年的 25% 降到 2013 年的 8.6% 左右。因此，它对于教育的期望回报率的下降也有重要影响。

表 4 大学相对于高中的教育回报率的调整

| | 1995 年 | | 2002 年 | | 2007 年 | | 2013 年 | |
|-----------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | 综合 | 年轻组 | 综合 | 年轻组 | 综合 | 年轻组 | 综合 | 年轻组 |
| （事后）教育回报率 | 0.156 | 0.110 | 0.482 | 0.421 | 0.563 | 0.405 | 0.424 | 0.199 |
| 失业影响 | 0.052 | 0.065 | 0.077 | 0.074 | 0.053 | 0.032 | 0.040 | 0.012 |
| 期望教育回报率 | 0.208 | 0.175 | 0.559 | 0.495 | 0.616 | 0.437 | 0.464 | 0.211 |
| 失业影响占比(%) | 25.00 | 37.14 | 13.77 | 14.95 | 8.60 | 7.32 | 8.62 | 5.69 |

注：1995 年高中相比大学的失业率用 1990 年和 2000 年的均值替代，同理 2002 年、2007 年和 2013 年分别以 2000 年与 2005 年的均值、2005 年与 2010 年的均值以及 2010 年与 2015 年的均值替代。

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）1995 年、2002 年、2007 年和 2013 年数据计算得到。

鉴于不同组别间的差异，我们也计算了年轻组相应的结果。对于年轻组，事后教育回报率在 1995 – 2002 期间上升，2007 年有所下降，而到了 2013 年就大幅降低，教育的期望回报率也是如此。高等教育对年轻人的激励作用在减弱。然而需要注意的是，年轻组别中较低的期望回报率并不意味着教育投资收益大幅下降了。随着年龄的增长，大学生的收入会经历较快的增长，失业率也会显著下降。

七 结论

尽管降低失业的风险是人们进行教育投资的主要动机之一，现有的研究文献却很少关注这一点。本文利用 1990 年至 2015 年的人口普查和人口抽样调查数据，分析了教育水平与失业风险之间的相关性及其变化趋势。研究表明，1990 – 2000 年教育降低失业风险的作用逐渐加强；而到了 2005 年，教育对失业的影响大幅度减弱，而且在 2010 – 2015 年仍然保持下降趋势。在对教育与失业之间关系的异质性分析中，我们发现这一关系会随年龄、性别、城市规模以及户籍性质的不同而不同。特别是在年轻组别中，教育对失业的影响的变化是最大的，这凸显了大学扩招的影响。

从人力资本投资的角度看，人们应该根据期望的而非事后的教育回报率来进行决策。如果不考虑失业，传统的教育回报率通常会被低估，这是因为教育不仅能够增加一个人的收入，还能降低失业的可能性。本文以高中或中专教育水平为基准，首先通过估计工资方程得到（事后）大学教育的回报率，然后结合教育水平与失业率之间的关系，得到大学教育的期望回报率。结果表明，从 1995 年到 2007 年，大学教育的期望回报率整体上处于上升趋势，2007 年以后就开始下降。针对 22 ~ 29 岁年龄组的群体来说，大学教育期望回报率的下降趋势要早于整体情况。这些结果对于我们全面了解中国转型时期的教育回报以及中国家庭的教育决策具有重要意义。

本文仍然存在许多不足之处。首先，由于 CHIP 数据和人口普查数据的时间和调查群体不一致，这可能导致近似得出的教育期望回报率偏离真实值。其次，本文重点考察了教育水平和失业率之间的相关性，并没有重点解决遗漏变量（如能力）带来的内生性问题。但是，已有文献的结果似乎表明这个问题并不严重。最后，我们没有进一步考察教育的期望回报率将如何影响高等教育投资决策。我们将这些问题留给后续的研究进行考察。

参考文献：

- 刘娟、黄慧玲（2011），《人口迁移与性别比关系研究述评》，《南京人口管理干部学院学报》第 27 期，第 46—49 页。
- 吴要武（2015），《剥离收入效应和替代效应——对城镇女性市场参与变化的解释》，《劳动经济研究》第 3 卷第 4 期，第 3—30 页。
- 邢春冰（2013），《教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例》，《经济学（季刊）》第 13 期，第 207—232 页。
- 杨娟（2008），《不确定条件下的最优教育选择——基于期权模型的实证研究》，《北京师范大学学报（社会科学版）》第 4 期，第 117—128 页。
- 赵宏斌、赖德胜（2006），《个体教育投资风险与教育资产组合选择》，《教育研究》第 8 期，第 34—41 页。
- Ashenfelter, Orley & Ham John (1979). Education, Unemployment, and Earnings. *Journal of Political Economy*, 87 (5), 99—116.
- Feng, Shuaizhang, Yingyao Hu & Robert Moffitt (2017). Long Run Trends in Unemployment and Labor Force Participation in Urban China. *Journal of Comparative Economics*, 45 (2), 304—324.
- Heckman, James (1974). Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply. *Econometrica*, 42 (4), 679—694.
- Heckman, James (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47 (1), 153—161.
- Laing, Derek (2010). *Labor Economics*. W. W. Norton & Company.
- Li, Shi, Whalley John & Chunbing Xing (2014). China's Higher Education Expansion and Unemployment of College Graduates. *China Economic Review*, 30, 567—582.
- Mincer, Jacob (1991). Education and Unemployment. *NBER Working Paper*, No. 3838.
- Moretti, Enrico (2010). Local Labor Markets. *NBER Working Paper*, No. 15947.
- Meng, Xin, Kailing Shen & Sen Xue (2013). Economic Reform, Education Expansion, and Earnings Inequality for Urban Males in China, 1988—2009. *Journal of Comparative Economics*, 41 (1), 227—244.
- Nickell, Stephen (1979). Education and Lifetime Patterns of Unemployment. *Journal of*

- Political Economy*, 87 (5), 117 – 131.
- Pissarides, Christopher (2000). *Equilibrium Unemployment Theory, Second Edition*. Cambridge: The MIT Press.
- Riddell, Craig & Xueda Song (2011). The Impact of Education on Unemployment Incidence and Re-employment Success: Evidence from the U.S. Labour Market. *Labour Economics*, 18 (4), 453 – 463.
- Xing, Chunbing, Peng Yang & Zhilong Li (2018). The Medium-run Effect of China's Higher Education Expansion on the Unemployment of College Graduates. *China Economic Review*, 51, 181 – 193.

Education, Unemployment, and Human Capital Investment

Yang Ziwei & Xing Chunbing

(Business School, Beijing Normal University)

Abstract: Based on the national census and population survey data in the period of 1990 – 2015, this paper investigates the relationship between education and unemployment and its changing trend. It further analyzes the impact of this relationship on the expected return rate of education. We find that education significantly reduces the risk of unemployment, but the effect has changed significantly from 1990 to 2015. Between 1990 and 2000, the education effect increased significantly. But between 2005 and 2015, it declined significantly, especially among the young adult group. We calculate the expected return to education using the China Household Income Project (CHIP) data in 1995, 2002, 2007, and 2013. The results show that the expected rate of return increased from 1995 and 2007 but declined afterwards. For the young adult group aged 22 – 29, the expected rate of return to education began to decline after 2002.

Keywords: education, unemployment, expected returns

JEL Classification: I23, I26, J24, J31, J64

(责任编辑:一帆)