

高学历的非经济回报：获得高等教育会如何影响结婚率？

李长洪 林志帆*

内容提要 现有文献发现高学历能带来收入溢价等经济回报，但是关于高学历能否产生非经济回报的研究较少。本文以 1999 年高校扩招为准自然实验来克服内生性问题，使用 2010 年全国人口普查数据和连续型队列双重差分模型进行研究发现，相比高中毕业，那些因高校扩招而外地获得高等教育的个体，结婚的可能性会显著提高。究其原因，获得高等教育学历能在婚姻市场上发挥人力资本效应，提高婚配竞争力，从而对结婚状态产生正向影响。异质性分析发现，高学历的婚姻回报主要存在于房价较高地区，而在房价较低地区则不显著。本文不仅对现有关于教育回报和结婚率影响因素的文献做了有益的补充，对家庭在权衡教育投资的成本和收益上也有一定的启示意义。

关键词 高校扩招 非经济回报 高等教育 结婚率

一 引言

高学历的回报是社会各界一直关注和讨论的热点话题。现有经济学研究较多关注高学历的经济回报，实证发现学历越高，个体的就业概率和收入水平会越高（Angrist & Krueger, 1991；Harmon & Walker, 1995；李雪松、赫克曼，2004；Fleisher & Wang,

* 李长洪，暨南大学经济学院，电子邮箱：changhongleo@126.com；林志帆（通讯作者），北京师范大学人文和社会科学高等研究院，电子邮箱：lopez193@foxmail.com。本研究得到教育部人文社会科学研究青年基金项目“基础教育课外辅导的同伴效应研究：识别、成因和后果”（项目编号：22YJC790066）、中国博士后科学基金面上资助“放松生育政策与性别失衡：基于‘一孩半’政策的理论分析与实证评估”（项目编号：2020M683162）以及第四批暨南大学人文社会科学“宁静致远”工程青年基金项目“竞争性升学对学生人力资本发展的影响研究”（项目编号：23JNQ18）的资助。

2005; Zhang et al., 2005; 刘生龙等, 2016)。但是, 关于高学历是否存在非经济回报的研究则相对较少。婚姻是每个人一生中最重要的抉择之一, 也是经济学家长期关注并研究的一个重要话题 (Becker, 1973), 是否结婚不仅影响着个体的收入、健康、消费高低, 而且与一国社会是否稳定和谐息息相关 (Chun & Lee, 2001; Edlund et al., 2013; Greenwood et al., 2014)。因此, 本文尝试实证识别高学历是否会影响个体步入婚姻的可能性并探析其影响机制, 以此推断高学历是否存在非经济回报。关注这一问题对家庭权衡是否进行教育升学决策的成本和收益问题也有一定的现实意义。

理论上, 高学历至少可能通过以下两个机制影响个体的婚姻状态。一是禁闭效应 (incarceration effect): 相比低学历, 获得高学历意味着个体在校学习的时间较长, 导致其较晚步入婚姻市场寻找潜在婚配对象, 提高其搜寻合适婚配对象失败的概率, 对其婚配结果产生负向影响。吴要武和刘倩 (2015) 利用 2000 年和 2005 年人口普查等微观数据研究发现, 接受高等教育的确降低了个体步入婚姻的可能性。二是人力资本效应 (human capital effect): 高学历将有助于提高个体在劳动力市场中获得更高的工资水平、更多的晋升机会等优势, 进而提高家庭经济状况和社会地位 (Angrist & Krueger, 1991; 刘生龙等, 2016), 对其步入婚姻有积极作用 (方丽、田传浩, 2016)。简而言之, 高学历人力资本带来的经济优势有助于其在婚姻市场成功地匹配到心仪对象, 提高了结婚的可能性。综上, 高学历对个体是否顺利步入婚姻的净效应是不确定的。

在实证上, 想识别高学历是否存在婚姻回报效应并不是一件容易的事, 面临着内生性偏误的挑战。例如, 个体层面不可观测的能力因素可能会同时驱动高学历表现与婚姻成功——我们容易想象, 一个“内在优秀”的个体既可能由于智商、表达能力等方面的优势取得学业成功, 最终获得高学历, 同时也因其个人魅力而较为顺利地实现了婚配。这意味着, 即便数据上显示高学历与婚配可能性间存在明显的正相关 (或负相关) 关系, 我们也不能将简单的婚配结果归因于学历, 两者间的因果关系需要严谨的实证方案方能得以识别, 这正是本文尝试做的工作。

具体而言, 本文以 1999 年高校扩招为准自然实验, 使用 2010 年人口普查数据, 在连续型队列双重差分模型 (continuous cohort difference-in-differences model) 中, 研究获得高等教育学历会如何影响个体步入结婚市场的可能性。我们从两个维度刻画个体是否受高校扩招政策影响 (以及程度差异): 一是政策时间, 结合中国教育体制年限, 将出生年份为 1980 年之前的群体的“高中升大学”决策视为不受高校扩招影响, 将 1980 年及之后出生的群体的“高中升大学”决策视为受高校扩招影响; 二是处理强度, 有

别于传统的双重差分模型严格区分受政策影响的处理组和不受政策影响的控制组，高校扩招对全国范围各省市均有影响，但存在扩招强度的差异，这为因果识别提供了外生差异（exogenous variation）——我们以个体所在户口省份在 1999 年前后的普通高等学校招生规模变动幅度作为其受高校扩招影响强度的衡量指标。结合这两个维度的差异便能为我们提供可信的因果识别证据：高校扩招是宏观层面的政策冲击，与个体内在能力等不可观测因素不存在相关性；同时，如果数据能够证实，那些在 1980 年后出生于高校扩招强度较大的省份的个体确实取得了更高的学历，进而在婚配结果上体现出差异，那么这一差异便能外生地归因于学历因素。

本文的双重差分估计结果显示，相比高中毕业，那些因高校扩招而外生地获得高等教育学历的个体，实现婚配的概率会显著提高。具体而言，个体所在户口省份的高校扩招强度每增加 1 倍，其成功步入婚姻的概率会显著提升 4.8%。在进行平行趋势假设检验、考虑各省份实施高校扩招强度的非随机性、重新定义高校扩招强度衡量指标、处理潜在的遗漏变量、考虑样本的归并问题等敏感性检验，以及排除高校扩招导致同一地区他人获得高等教育学历而产生的溢出效应等竞争性假说之后，结论仍稳健。

究其原因，发现获得高等教育学历能显著提高个体参与劳动力市场的概率和收入水平，在婚姻市场上发挥人力资本效应，提高个体的婚配竞争力，从而对其婚配结果产生正向影响。异质性分析发现，高学历的婚姻回报主要存在高房价（婚配压力较大）的地区，而在低房价（婚配压力较小）的地区则不显著。最后，我们还验证了高学历的禁闭效应的确存在：相比高中毕业，获得高等教育学历的个体显著较晚步入婚姻市场。但由于人力资本效应产生的积极作用超过禁闭效应带来的负向影响，高学历个体在更长时域上有着显著更高的结婚概率。

与本文联系最为紧密的文献是高学历产生的回报研究。目前的一系列经济学文献关注并实证发现，高学历能带来高收入和高就业率的经济回报。譬如，刘生龙等（2016）利用 2007 - 2009 年中国城镇住户调查（Urban Household Survey，简称 UHS）数据，使用断点回归方法评估了 1986 年开始实施的义务教育法影响，实证发现中国城镇居民的教育回报率大约为 12.8%。但关于高学历的非经济回报研究，则关注的相对较少。在搜索文献的过程中，发现陈建伟（2015）利用 2011 年中国社会状况综合调查（Chinese Social Survey，简称 CSS）数据，实证发现受教育程度越高的个体匹配到良好教育对象的可能性会越高。与之不同，本文以个体是否实现婚配为切入点，并利用 1999 年高校扩招政策作为准自然实验，实证研究获得高等教育学历是否能产生显著提高结婚率的非经济回报，进行了因果识别上的改进。

此外，与本文相关的文献还有以下两方面：一是关于影响个体结婚行为的因素研究。在中国高房价的背景下，部分学者开始关注房价上升对个体步入婚姻的影响（方丽、田传浩，2016；Wrenn et al., 2019）。其中，Wrenn et al.(2019)发现城市房价每上涨1%，个体步入婚姻的可能性便会降低0.31%。此外，还有个别学者关注房价变动与居民婚姻观念的关系。譬如，赵文哲等（2019）利用2010年和2015年中国综合社会调查数据，实证发现房价涨幅越高的地区，居民对“干得好不如嫁得好”的认同感越强。究其原因，发现房价上涨会通过财富效应和预算约束效应机制，影响居民的婚姻观念。与已有文献不同，本文关注并发现在高房价背景下，获得高等教育学历能为个体在婚姻市场中带来人力资本效应，进而对步入婚姻的可能性产生正向影响，因此丰富了这一支文献研究。

二是高校扩招产生的效果文献。已有文献多是关注高校扩招对居民消费、大学毕业生的失业率、高等教育溢价、代际传递、家庭规模等方面的影响（杨汝岱、陈斌开，2009；吴要武、赵泉，2010；邢春冰、李实，2011；马光荣等，2017；Li et al., 2017；张建华、万千，2018；巫锡炜等，2022）。但是，对婚姻行为的影响效果研究则相对较少。吴要武和刘倩（2015）、刘伯凡和刘叶（2018）、葛润和黄家林（2020）等文献关注了高校扩招与个体婚姻行为的关系。不过，因使用数据、估计方法以及研究视角不同，得到的结论莫衷一是。

吴要武和刘倩（2015）发现在高校扩招政策之后，个体接受高等教育会推迟其进入婚姻市场，提高了其搜寻合适配偶失败的可能性，从而对个体的结婚状态产生了负向影响。刘伯凡和刘叶（2018）利用新加坡等35个具有代表性的国家和地区，使用合成控制法，实证发现高校扩招显著提高了中国的结婚率。葛润和黄家林（2020）使用中国家庭追踪调查数据，利用双重差分法实证发现高校扩招对个体的结婚率呈不显著影响。与之不同，本文利用2010年人口普查数据，以1999年高校扩招作为外生冲击，聚焦于研究获得高等教育学历是否会影响个体步入婚姻的可能性。因此，对高校扩招产生的效果文献做了有益的补充。

二 高校扩招政策与实证识别事实基础

（一）高校扩招政策

20世纪90年代中后期，大规模的国企“抓大放小”改革关闭了众多小型且无效率

的国有企业，导致为数不少的职工下岗^①。此外，对过热经济降温的软着陆，也使得国内需求疲软和经济增速放缓。为缓解就业压力、刺激有效需求，提高教育人力资本以适应新时代社会经济发展的需要，教育部于 1999 年出台了《面向 21 世纪教育振兴行动计划》，开始扩大普通高等学校的招生规模（简称：高校扩招）。该文件提出，到 2010 年，中国高等教育规模有较大增长，高等教育毛入学率将达到适龄青年的 15%。

图 1 利用国家统计局数据，绘制中国 1994 - 2003 年普通高等学校招生规模的变动趋势。结果显示，在 1999 年之前，中国普通高等学校招生规模的变动幅度较为稳定，1998 年的招生规模为 108 万人左右。但是，在 1999 年及之后，普通高等学校的招生规模开始呈快速上涨趋势。相比 1998 年，1999 - 2003 年间的平均招生规模增加了 1 倍。

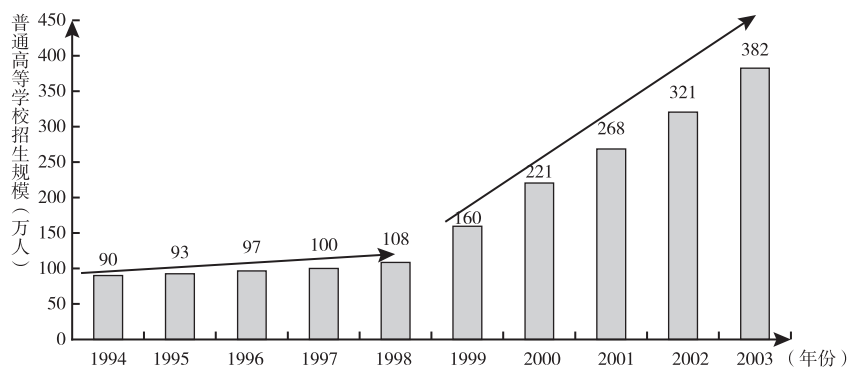


图 1 中国普通高等学校招生规模的变动趋势

资料来源：根据《中国统计年鉴》数据绘制得到。

尽管各年份普通高等学校的招生名额是统一部署，但是各省经济发展状况和教育资源丰富程度等因素不同，导致地方政府在实行高校扩招政策力度上有所不同，而这些差异与个体层面的不可观测异质性并不直接相关，为本文的因果识别提供了外生信息。此外，各省级政府在高校扩招过程中也拥有一定的教育决策权，在招生名额上能向本省考生倾斜。

为分析各省在实施高校扩招上是否存在空间层面的差异，图 2 进一步计算并绘制各省实施的高校扩招强度。为缓解各省原始高等教育资源差异因素的干扰，我们将各省的高校扩招强度 $Density_p$ 定义为：以 1998 年为基准，计算各省 1999 - 2003 年普通高

^① 根据《新中国六十年统计资料汇编》，相比 1995 年，1999 年全国国有企业职工人数减少了 21.03%。

等学校招生规模的平均增长率。定义如式（1）所示：

$$Density_p = \frac{(\sum_{t=1999}^{2003} College_enroll_{p,t})/5}{College_enroll_{p,1998}} \quad (1)$$

其中， $College_enroll_{p,t}$ 表示 t 年 p 省份的普通高等学校招生规模。结果显示，各省在 1999 – 2003 年期间实行的高校扩招强度均值为 2.494，标准差为 0.321，其中，高校扩招实施强度最大和最小的省市分别是浙江省（3.113）和北京市（1.801），两者相差 1.728 倍。图 2 的结果不仅说明各省的高校扩招规模较为明显，而且各省在实施高校扩招强度上存在较大的差异，适合于实证识别。

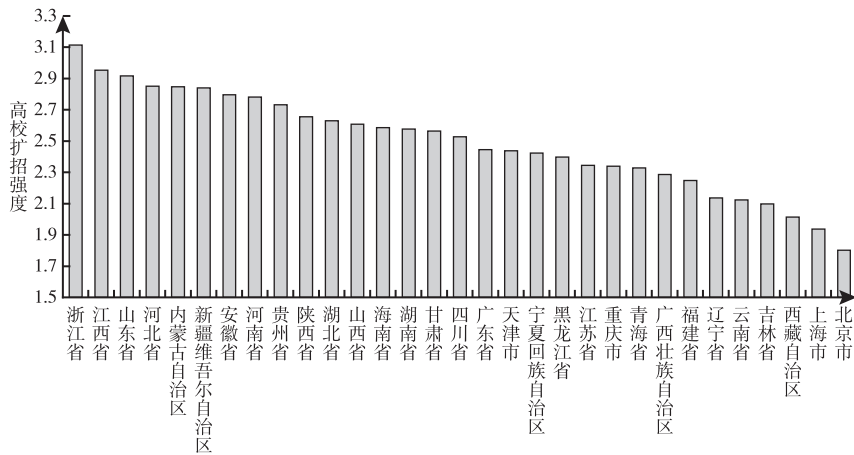


图 2 各省在 1999 – 2003 年期间实施的高校扩招强度

资料来源：根据《中国统计年鉴》数据计算和绘制得到。

（二）实证识别的事实基础介绍

本文主要基于 2010 年人口普查数据，利用 1999 年高校扩招作为准自然实验，在双重差分估计框架下，实证检验那些因高校扩招而外生地获得高等教育学历的个体，其婚配结果是否与高中毕业个体存在显著差异，以此推断获得高等教育是否能产生提高婚姻率的非经济回报。本部分将在双重差分估计框架下，介绍个体是否受高校扩招政策影响的政策时间变量，以及受高校扩招政策影响的处理组变量定义。

首先看政策时间变量的定义。由于高校扩招直接影响个体的“高中升大学”教育决策，与邢春冰和李实（2011）类似，我们主要关注个体在完成高中教育之后，是否能继续入读大学的教育决策，即受教育程度为高中毕业和大学及以上的个体样本。结

合中国教育体制年限（入读小学年龄为 7 岁；小学、初中和高中年限分别为 6、3、3 年）^①，我们将 1980 年及之后出生个体的“高中升大学”教育决策（对应的升学年份为 1999 年及之后）视为受高校扩招影响，而 1980 年之前出生个体的“高中升大学”教育决策（对应的升学年份为 1999 年之前）视为不受高校扩招影响。为避免受其他因素过多干扰，以及尽可能确保受高校扩招影响的出生队列在 2010 年已完成婚姻决策，我们主要使用出生年份为 1975 - 1984 年的个体样本^②。为检验上述的政策时间变量设置和定义是否合理，我们利用 2010 年人口普查数据，绘制 1975 - 1984 年出生个体获得高等教育比例的变动趋势图（图 3）。

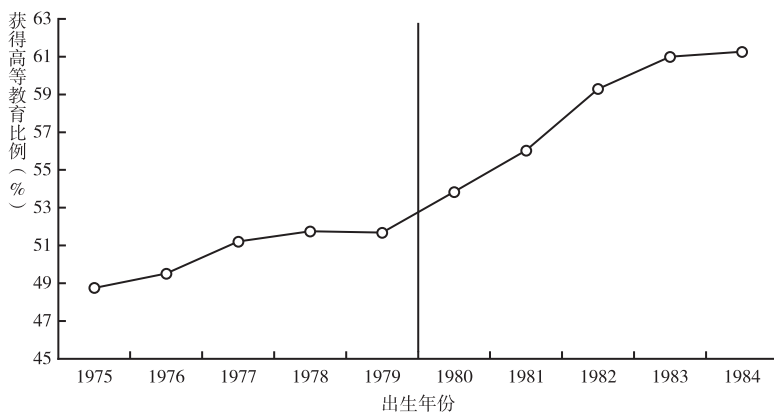


图 3 1975 - 1984 年出生个体获得高等教育比例的变动趋势

资料来源：根据 2010 年全国人口普查微观数据计算得到。

图 3 结果与图 1 基本符合：出生年份为 1975 - 1979 年个体获得高等教育比例（进行“高中升大学”教育决策的对应年份为 1994 - 1998 年）的变动情况较为平缓；但是，1980 - 1984 年出生个体获得高等教育比例（进行“高中升大学”教育决策的对应年份为 1999 - 2003 年）则呈逐渐上升趋势。相比 1979 年，1980 - 1984 年出生个体获

① 由 2012 年中国劳动力动态调查数据可知，平均而言，出生年份为 1975 - 1984 年个体入读小学的年龄为 7.14 岁；读小学（开始至结束）的年数为 5.70 年，读初中的年数为 2.95 年，读高中的年数为 2.97 年。

② 根据相关规定，法定婚龄以上三年结婚的是晚婚，即男性年满 25 周岁，女性 23 周岁即是晚婚。这意味着，截至 2010 年，如果出生年份为 1975 - 1984 年的个体还未步入婚姻市场，此时可将其视为“晚婚”群体。在后续的稳健性检验中，我们也尝试扩大回归样本量，以检验基准结论是否稳健存在。

得高等教育比例平均提高了 12.76%。图 3 的结果表明，以出生年份为 1980 年前后定义个体的“高中升大学”教育决策是否受高校扩招影响的做法是合理的。

其次看处理组（高校扩招强度）的定义。结合图 2 和式（1），我们利用各省在 1999 年前后的普通高等学校招生规模变化幅度作为其高校扩招实施强度（处理组）的衡量指标。图 4 计算并绘制各省高校扩招强度与 1980 年前后出生个体获得高等教育比例变动幅度的散点图和拟合线，以推断本文定义的各省高校扩招强度变量是否合理。关于各省 1980 年前后出生个体获得高等教育比例的变化幅度 $If_college_p$ 变量，定义如式（2）所示。其中， $If_college_{p,t,i}$ 变量表示 p 户口省份 t 出生年份 i 个体是否获得高等教育（1 = 受教育程度为大学及以上，0 = 高中毕业）。结果显示，各省高校扩招强度与个体获得高等教育比例的变动幅度呈正相关关系。这表明本文定义的各省高校扩招强度变量也是合理的^①。

$$If_college_p = \frac{(\sum_{t=1980}^{1984} If_college_{p,t,i}/5) - (\sum_{t=1975}^{1979} If_college_{p,t,i}/5)}{(\sum_{t=1975}^{1979} If_college_{p,t,i}/5)} \quad (2)$$

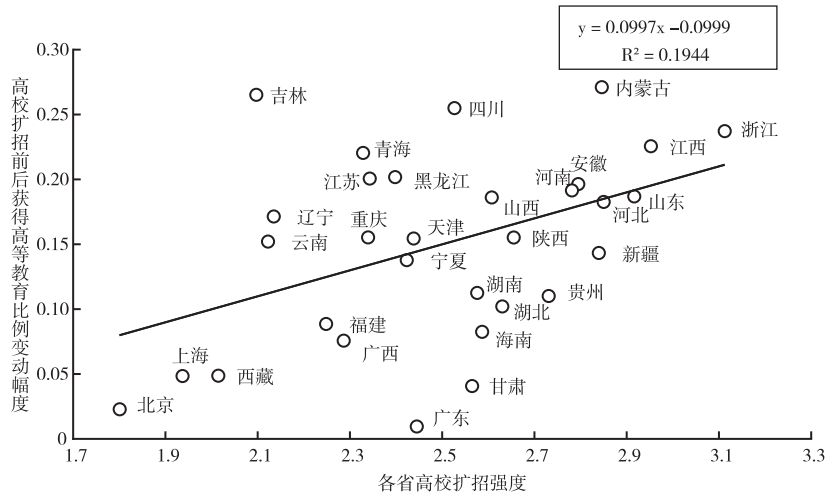


图 4 各省高校扩招强度与个体获得高等教育比例变动幅度

资料来源：根据《中国统计年鉴》数据和 2010 年全国人口普查微观数据计算和绘制得到。

① 本文也尝试使用 2010 年全国人口普查数据，按照式（4）的双重差分实证思路，研究高校扩招对个体是否获得高等教育的影响，以此检验本文选择的高校扩招强度变量是否合理。实证结果显示，高校扩招强度越大的省份，个体获得高等教育的可能性会更高。该结果也通过平行趋势假设。限于篇幅，该实证结果未列示于正文。

最后看高校扩招实施强度与个体结婚比例的关系。在定义政策时间和高校扩招实施强度变量之后，我们接下来计算并绘制各省实施高校扩招强度与 1980 年前后出生个体结婚比例的变动幅度散点图和拟合线，以此初步推断高校扩招强度与个体结婚率的关系。其中，各省高校扩招强度变量定义同式（1）一致。而各省 1980 年前后出生个体的结婚比例变化幅度 If_{mar_p} 变量定义如式（3）所示。其中， $If_{mar_{p,t,i}}$ 变量设置为虚拟变量，1 = 已婚（有配偶），0 = 未婚。图 5 的结果显示，各省高校扩招强度与个体结婚比例变动幅度呈正相关关系，表明高校扩招强度越大的省份，1980 年及之后出生个体为已婚比例的上涨幅度会越高。在实证回归中，我们将在双重差分估计框架下，采用多元回归方法，更为严谨地实证识别高等教育与结婚状态间是否存在因果关系。

$$If_{mar_p} = \frac{(\sum_{t=1980}^{1984} If_{mar_{p,t,i}}/5) - (\sum_{t=1975}^{1979} If_{mar_{p,t,i}}/5)}{(\sum_{t=1975}^{1979} If_{mar_{p,t,i}}/5)} \quad (3)$$

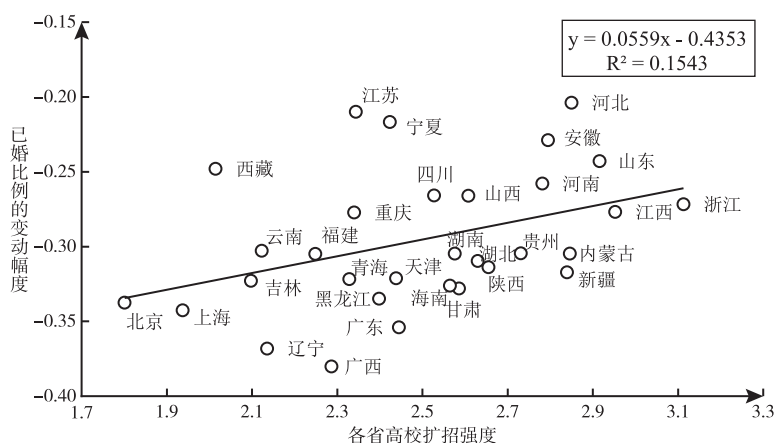


图 5 各省高校扩招强度与 1980 年前后出生个体结婚比例变动幅度

资料来源：根据《中国统计年鉴》数据和 2010 年全国人口普查微观数据计算和绘制得到。

三 数据来源、模型建立与识别策略

（一）数据来源和样本选择

本文使用的数据主要是 2010 年全国人口普查数据的 0.15% 随机再抽样样本。该数据的调查标准时间为 2010 年 11 月 1 日零时，共计约 210 万个样本。相对于既有研究使

用的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，简称 CFPS）数据，使用人口普查数据的好处在于：一是样本量大、覆盖全国，可以避免样本选择问题；二是提供了受访者的出生年份、户口所属省市、出生地所属省份、受教育程度、婚姻状况等变量数据，不仅能为构造双重差分模型中的政策时间变量和处理组提供可能，而且能检验基准结论是否受人口流动因素影响。

此外，我们还使用了几个辅助数据：一是 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据的随机再抽样数据，该数据的调查标准时间是 2005 年 11 月 1 日零时，随机再抽样数据共计约 259 万个样本。二是 2012 年中国劳动力动态调查数据（China Labor-force Dynamic Survey，简称 CLDS），该数据是由中山大学社会科学调查中心执行实施。调查对象是年龄为 15 ~ 64 岁，以及 65 岁以上且仍在工作的个体。该数据详细调查了受访者的教育经历，包括每一阶段教育的开始和结束时间，共调查了 16000 多名受访者。三是各省各年份普通高等学校招生数量、GDP 增长率、城镇可支配收入、城镇登记失业率等宏观经济数据，来自国家统计局和《新中国六十年统计资料汇编》。四是各省各年份公布的超生罚款，数据来自 Ebenstein（2010），以各省各年份当地家庭可支配收入的倍数表示。

（二）计量模型建立和识别策略说明

借鉴 Chen et al.（2020）等的做法，我们使用 2010 年人口普查数据，利用 1999 年高校扩招作为准自然实验，在连续型队列双重差分估计框架下，实证识别获得高等教育学历如何影响个体的婚配结果。具体设定如式（4）所示：

$$If_mar_{p,t,i} = \alpha_1 + \beta_1 \times Post_t \times Density_p + \beta_2 X_{p,t,i} + Birth_year_t + Province_p + \mu_{p,t,i} \quad (4)$$

其中，被解释变量 $If_mar_{p,t,i}$ 表示 p 户口省份 t 出生年份 i 个体的婚姻状况，设置为虚拟变量，1 = 已婚（有配偶），0 = 未婚。核心解释变量 $Density_p$ 表示省份 p 实施高校扩招的强度，定义见式（1）。 $Post_t$ 变量表示在进行“高中升大学”教育决策时，个体是否受高校扩招影响的出生队列，0 = 出生年份为 1975 - 1979 年（不受高校扩招影响的出生队列），1 = 出生年份为 1980 - 1984 年（受高校扩招影响的出生队列）。 $X_{p,t,i}$ 为控制变量，包括个体民族属性（1 = 汉族，0 = 少数民族），性别（1 = 男性，0 = 女性），是否为农业户口（1 = 农业户口，0 = 非农户口），出生月份（1 = 9 ~ 12 月出生，0 = 1 ~ 8 月出生）。 $Birth_year_t$ 表示个体出生年份固定效应，用于控制年度层面上不可观测因素（如经济增长形势等）对个体“高中升大学”教育决策的影响； $Province_p$ 表示户口省份固定效应，用于控制省份层面上不随时间变化的不可观测因素（如文化传统、气候、地理区位等）的影响； $\mu_{p,t,i}$ 为干扰项。需说明的是，由于 $Birth_year_t$ 和 $Province_p$ 已分别吸收了 $Post_t$ 和 $Density_p$ ，式（4）中不需单独纳入 $Post_t$ 和 $Density_p$ 变量。

我们重点关注 $Post_t \times Density_p$ 交互项变量的估计系数 β_1 ，其反映因高校扩招而外地获得高等教育学历对个体为已婚状况的处理效应。为避免受相同户口省份和出生年份影响而导致扰动项自相关，进而干扰估计系数显著性的统计推断，基准回归采用聚类到户口省份和出生年份的稳健标准误。此外，为避免非线性模型估计交互项变量的估计偏误（Ai & Norton, 2003）、MLE 回归中引入过多固定效应而导致难以收敛问题，回归采用最小二乘（OLS）估计方法。

（三）相关变量的统计事实

表 1 为相关变量的统计事实。结果显示，有 75.1% 的受访者处于已婚状况。在受教育程度为高中毕业和大学及以上的受访者样本中，有 55.0% 的受访者获得高等教育。各省实行高校扩招强度为 2.556，标准差为 0.305。需说明的是，该数值考虑了各省的人口权重，因此与图 2 的统计事实有所不同。此外，在本文使用的样本中，有 51.4% 的个体为男性，95.9% 的个体为汉族，29.0% 的个体为农业户口，以及有 38.1% 的个体出生月份为 9~12 月。

表 1 相关变量的初步统计事实

	样本量	均值	标准差	最小值	25% 分位数	中位数	75% 分位数	最大值
结婚比例	139559	0.751	0.432	0	1	1	1	1
获得高等教育比例	141475	0.550	0.498	0	0	1	1	1
高校扩招强度	141475	2.556	0.305	1.801	2.343	2.576	2.795	3.113
男性比例	141475	0.514	0.500	0	0	1	1	1
汉族比例	141475	0.959	0.197	0	1	1	1	1
农业户口比例	141475	0.290	0.454	0	0	0	1	1
9~12 月出生比例	141475	0.381	0.486	0	0	0	1	1

资料来源：根据 2010 年全国人口普查微观数据和国家统计局其他相关数据计算得到。

四 实证结果分析

（一）获得高等教育学历对个体结婚率的影响：来自高校扩招的经验证据

1. 基准回归和平行趋势假设检验

表 2 的基准回归结果表明，因高校扩招而外地获得高等教育学历能显著提高个

体结婚的可能性。具体而言，“高校扩招强度×政策时间”变量在1%水平上呈显著的正向影响，估计系数为0.048。这意味着“高校扩招强度”每增加1倍，个体结婚的可能性会显著提高4.8%。由于各省在1999–2003年期间实行的高校扩招强度均值为2.494，因此，这一期间的高校扩招将使个体处于已婚的可能性随之提高11.97%。

接着，表2的平行趋势假设检验表明基准回归结果是可信的。具体来看，以样本出生年份为1975年作为基准年份，将1976–1984年逐年设置为虚拟变量，然后，将其与高校扩招强度相乘进行回归。实证结果揭示，高校扩招政策颁布之前的交互项，即“高校扩招强度×1976年出生”……“高校扩招强度×1979年出生”变量均呈不显著影响。这表明基准回归结果满足平行趋势假设。此外，在高校扩招政策颁布当年及之后的交互项变量均在1%水平上表现为正的显著（除了1980年），说明基准回归的实证结论并非由少数年份数据的特殊表现所驱动。表2的实证结果表明，因高校扩招而外地获得的高等教育学历能显著提高个体结婚的可能性，这一结论是可信的^①。

表2 基准回归和平行趋势假设检验

因变量	个体是否已婚（1 = 有配偶，0 = 未婚）				
	回归类别	基准回归	平行趋势假设检验：以出生年份为1975年为基准		
			不受高校扩招影响出生队列		受高校扩招影响出生队列
高校扩招强度 × 政策时间	0.048 *** (0.009)	高校扩招强度 × 1976年出生	-0.019 (0.023)	高校扩招强度 × 1980年出生	0.033 (0.020)
		高校扩招强度 × 1977年出生	0.005 (0.023)	高校扩招强度 × 1981年出生	0.060 *** (0.022)
		高校扩招强度 × 1978年出生	0.033 (0.023)	高校扩招强度 × 1982年出生	0.065 *** (0.023)
		高校扩招强度 × 1979年出生	0.028 (0.021)	高校扩招强度 × 1983年出生	0.063 *** (0.022)
				高校扩招强度 × 1984年出生	0.070 *** (0.024)
其他特征变量		控制			
户口省份固定效应		控制			
出生年份固定效应		控制			
样本量		139559			
R ²		0.172			

注：括号内为聚类到户口省份和出生年份的稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；其他特征变量包括男性、汉族、农村户口和9~12月出生，限于篇幅，该实证结果未列示。

资料来源：根据2010年全国人口普查微观数据和国家统计局其他相关数据计算得到。

① 我们也在不纳入其他特征变量（包括男性、汉族、农村户口和9~12月出生）的情况下，按照表2的实证思路进行回归，结论均不变。限于篇幅，实证结果未列示于正文。

2. 稳健性检验

本部分将从 1999 年各省实施高校扩招强度的非随机性、潜在的遗漏变量、各省 1980 年前后出生的队列异质性、更换回归样本量、考虑人口流动、重新定义核心解释变量、考虑被解释变量的数据归并问题，以及替换聚类标准误等方面，对表 2 的基准回归进行敏感性检验，以确保基准结论是稳健可信的。具体实证结果如表 3 所示。

表 3 的模型 (1) 为分析高校扩招影响程度不同的省份非随机性干扰。基准回归利用各省在 1999 年前后普通高等学校招生规模的变化幅度 (相比 1998 年, 1999 - 2003 年间普通高等学校招生规模的平均增长幅度) 作为高校扩招强度衡量指标, 并以此作为个体是否获得高等教育学历的外生冲击。但是, 各省的高校扩招强度可能受当地的经济增长状况、失业率情况和高等教育资源等因素影响, 导致其并非是一个随机因素。模型 (1) 在基准回归的基础上, 控制 1998 年各省份 GDP 经济增长率 (相比 1997 年)、城镇可支配收入增长率 (相比 1997 年)、城镇失业登记率和普通高等学校招生规模增长率 (相比 1997 年) 等变量与出生年份固定效应 (出生年份为 1975 - 1984 年) 的逐一交互项, 以缓解基准结论受高校扩招实施的非随机性因素干扰。结果显示, “高校扩招强度 \times 政策时间” 变量仍在 1% 水平上呈显著的正向影响, 估计系数为 0.052, 稍微大于基准回归的结果。这表明高校扩招影响程度不同的省份非随机性因素并不会影响基准结论。

表 3 的模型 (2) 为考察潜在遗漏变量的干扰。基准回归通过控制出生年份固定效应和户口所在省份固定效应, 以缓解那些年度层面上不可观测因素和不随时间变化的地理不可观测因素的干扰, 以及利用双重差分估计方法缓解那些随时间变化, 且对不同省份影响效果相同的宏观经济因素遗漏变量干扰。但是, 基准回归可能会因遗漏随时间变化, 且对不同省份影响效果不同的宏观经济因素干扰, 从而导致基准结论出现估计偏误问题。对此, 我们在基准回归的基础上引入出生年份固定效应和户口省份固定效应的交互项变量, 以控制个体婚姻状况因某些不可观测因素而在不同省区间出现潜在时间差异的影响。基准结论依然不变, 那就是, “高校扩招强度 \times 政策时间” 变量仍在 1% 水平上呈显著的正向影响。

表 3 的模型 (3) 为缓解各省 1980 年前后出生的队列能力差异干扰。各省实行 “一孩政策” 强度以及 1999 年之前的宏观经济环境不同 (继而影响 1980 年前后出生的队列在入读小学、“小学升初中” 和 “初中升高中” 教育决策不同), 导致 1980 年前后出生的队列在进行 “高中升大学” 教育决策时可能出现能力差异问题, 从而使基准回归捕捉的可能不是高校扩招政策效果。有鉴于此, 模型 (3) 在基准回归的基础上,

纳入各省 1980 - 1984 年颁布实施的超生罚款平均值、1980 年前后出生个体在入读小学、获得初中教育和获得高中教育比例的变动幅度变量。前者数据来自 Ebenstein (2010)，后者变量的定义分别介绍如下：以户口省份为单位，计算相比出生年份为 1975 - 1979 年，1980 - 1984 年出生个体入读小学比例（获得初中教育比例、获得高中教育比例）的变动幅度。其中，个体是否入读小学、是否获得初中教育、是否获得高中教育变量，分别设置为虚拟变量（1 = 小学及以上，0 = 未上学；1 = 初中及以上，0 = 小学毕业；1 = 高中及以上，0 = 初中毕业）。结果显示，即便考虑各省 1980 年前后出生的队列能力差异问题，“高校扩招强度 × 政策时间”变量仍在 1% 水平上呈显著的正向影响，估计系数为 0.039，稍微小于基准回归的结果。

表 3 的模型（4）和模型（5）为分析回归样本量的影响。为避免受其他宏观经济因素过多干扰，以及尽可能确保受高校扩招影响的出生队列在 2010 年已完成婚姻决策，基准回归仅使用 1975 - 1984 年出生的个体进行实证回归。作为稳健性检验，模型（4）在基准回归的基础上，将出生队列样本前后扩大 2 年（出生年份为 1973 - 1986 年），允许受更多宏观经济因素干扰。与基准回归类似，以出生年份为 1980 年为分界线，定义个体“高中升大学”教育决策是否受高校扩招影响。此外，各省个体入读小学年龄和小学年限可能不同，使得基准回归分别将 1979 年和 1980 年出生个体归为不受高校扩招影响和受高校扩招影响的队列，可能存在测量误差。模型（5）在基准回归基础上，不考虑 1979 年和 1980 年出生的个体样本，然后重新进行实证回归。结果表明扩大和缩小回归样本量均不会影响本文的基准结论。

表 3 的模型（6）为考虑人口流动因素的干扰。基准回归利用 2010 年人口普查数据，使用个体所在户口省份的高校扩招强度作为个体受高校扩招影响强弱的衡量指标。但是，可能因人口流动而导致个体的户口省份并非其在进行“高中升大学”教育决策时的省份，从而导致高校扩招强度变量存在测量误差。对此，模型（6）以出生地省份为单位，重新定义个体在进行“高中升大学”教育决策时面临的高校扩招强度，以及将户口省份固定效应替换为出生地省份固定效应。然后，按照基准回归思路重新实证，结论仍不变。

表 3 的模型（7）至模型（9）为重新定义各省高校扩招强度变量。基准回归以 1998 年为基准，计算各省 1999 - 2003 年普通高等学校招生规模的平均增长率，并将其作为各省实行高校扩招强度的衡量指标。作为稳健性检验，我们在基准回归基础上，重新定义各省高校扩招强度变量。其中，模型（7）将各省份实施高校扩招强度设置为虚拟变量，1 = 高校扩招强度较大的省份（大于或等于中位数），0 = 高校扩招实施强度较小的省份（小于中位数）；模型（8）以 1998 年为基准，计算各省 1999 年普通高等学校招生规模的

增长率；模型（9）以 1994 - 1998 年（平均值）为基准，计算各省 1999 - 2003 年普通高等学校招生规模的平均增长率。然后，分别作为各省高校扩招强度衡量指标。实证结果显示，“高校扩招强度 × 政策时间”变量仍在 1% 及 5% 的水平上呈显著的正向影响。

表 3 稳健性检验

因变量	个体是否已婚（1 = 有配偶，0 = 未婚）					
	省份非 随机性	潜在遗 漏变量	队列能 力差异	回归样本量		人口流 动因素
				扩大	缩小	
回归类别	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高校扩招强度 × 政策时间	0.052 *** (0.009)	0.093 *** (0.001)	0.039 *** (0.010)	0.048 *** (0.009)	0.058 *** (0.011)	0.040 *** (0.009)
捕捉能力差异变量 × 政策时间	—	—	控制	—	—	—
户口省份固定效应 × 出生年份固定效应	—	控制	—	—	—	—
1998 年宏观变量 × 出生年份固定效应	控制	—	—	—	—	—
出生地省份固定效应	—	—	—	—	—	控制
其他特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
户口省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	—
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	139403	139559	139559	198437	112467	139557
R ²	0.172	0.175	0.172	0.311	0.188	0.171
回归类别	各省高校扩招实施强度			数据的归并问题		聚类稳健 标准误
	强度 I	强度 II	强度 III	样本	Tobit	
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	
高校扩招强度 × 政策时间	0.021 *** (0.006)	0.057 ** (0.025)	0.030 *** (0.008)	0.043 *** (0.010)	0.082 *** (0.013)	0.048 *** (0.016)
其他特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
户口省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	139559	139559	139559	108309	139559	139559
R ² /Pseudo R ²	0.172	0.172	0.172	0.090	0.103	0.172

注：除了模型（6）括号内为聚类到出生地省份和出生年份的稳健标准误，模型（12）括号内为聚类到户口省份的稳健标准误，其他列括号内为聚类到户口省份和出生年份的稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他特征变量包括男性、汉族、农村户口和 9 ~ 12 月出生；模型（1）的“1998 年宏观变量 × 出生年份固定效应”变量包括 1998 年各省份 GDP 经济增长率 × 出生年份固定效应、城镇可支配收入增长率 × 出生年份固定效应、城镇失业登记率 × 出生年份固定效应、普通高等学校招生规模增长率 × 出生年份固定效应，模型（3）的捕捉能力差异变量包括各省 1980 - 1984 年颁布实施的超生罚款平均值、1980 年前后出生的队列在入读小学、获得初中教育和获得高中教育比例的变动幅度，限于篇幅，该实证结果未列示。

资料来源：根据 2010 年全国人口普查微观数据和国家统计局其他相关数据计算得到。

表3的模型(10)至模型(11)为考虑被解释变量数据的归并问题。为尽可能确保个体在2010年完成婚配决策，基准回归使用出生年份为1975–1984年个体样本进行实证回归。但是，仍存在部分年轻个体在2010年尚未完成婚姻决策，从而导致个体婚姻状况被解释变量数据出现归并问题。对此，我们采用两种方式进行缓解：一是尝试将出生队列样本缩小2年（出生年份为1975–1982年），进一步确保个体在2010年已完成婚配决策。然后，按照基准回归思路，重新实证。二是使用Tobit模型对基准回归方程进行重新估计。实证结果均显示，“高校扩招强度×政策时间”变量仍在1%水平上呈显著的正向影响。这表明，即便考虑了个体婚姻状况的数据归并问题，获得高等教育学历能显著提高个体结婚的可能性，这一结论依然稳健成立。

表3的模型(12)为替换聚类标准误层面。为避免受相同户口省份和出生年份影响而导致扰动项自相关，基准回归采用聚类到户口省份和出生年份的稳健标准误。作为稳健性检验，模型(12)在基准回归的基础上，将聚类到“户口省份和出生年份”的稳健标准误替换为聚类到户口省份的稳健标准误。然后，重新实证回归，结论均不变。上述的基准回归、平行趋势假设检验和一系列稳健性检验结果表明，因高校扩招而外地获得高等教育学历能显著提高个体步入婚姻的可能性，这一结论是稳健存在的。

3. 排除竞争性假说

在基准回归中，我们以1999年高校扩招作为个体是否获得高等教育学历的外生冲击，实证结果发现因高校扩招而外地获得高等教育学历能显著提高个体步入婚姻的可能性。但是，一个可能干扰基准结论的竞争性假说是高校扩招影响个体获得高等教育学历产生的溢出效应。具体而言，由于各省实施的高校扩招政策会影响所在地区所有个体的“高中升大学”决策，同一省份他人因高校扩招而外地获得高等教育学历会对个体结婚状况产生的溢出效应，从而导致基准结论可能捕捉的是他人因高校扩招而外地获得高等教育学历所产生的处理效应。本部分将实证检验基准结论是否受该竞争性假说影响。

首先，表4的模型(1)在基准回归的基础上，以“户口省份–出生年份”为单位，计算并控制各省各出生年份个体获得高等教育比例变量（除本人），以缓解同一省份他人因高校扩招而外地获得高等教育学历产生的溢出效应。实证结果显示，“高校扩招强度×政策时间”变量仍在1%水平上呈显著的正向影响，其估计系数稍微小于基准回归。这意味着，即便排除高校扩招影响个体获得高等教育学历产生的溢出效应，基准结论依然不变。

接着，吴要武和刘倩（2015）指出高校扩招不仅导致大学生的数量迅速增加，而

且获得高等教育的男女性别结构也发生了变化，从而影响个体结婚的可能性。换言之，基准回归还可能受到同一省份其他男女个体获得高等教育比例性别差距的溢出效应。有鉴于此，表 4 的模型 (2) 在基准回归的基础上，以“户口省份 - 出生年份 - 性别”为单位，计算并控制各省各出生年份男女个体获得高等教育比例的性别差距变量（除本人），以缓解高校扩招导致男女个体获得高等教育出现差距的干扰。其中，各省各出生年份男女个体获得高等教育比例的性别差距变量定义为，各省各出生年份男性个体获得高等教育比例与女性个体获得高等教育比例的比值。结果显示，“高校扩招强度 × 政策时间”变量仍在 1% 水平上呈显著的正向影响，且估计系数与基准回归基本一致。

最后，表 4 的模型 (3) 同时纳入“各省各出生年份个体获得高等教育比例（除本人外）”和“各省各出生年份男女个体获得高等教育比例的性别差距（除本人外）”变量，以缓解同一省份他人因高校扩招而外地获得高等教育比例及其性别结构变化产生的溢出效应。实证结论依然不变，那就是，“高校扩招强度 × 政策时间”仍在 1% 水平上呈显著的正向影响，且估计系数略小于基准回归^①。

表 4 排除竞争性假说

因变量	个体是否已婚 (1 = 有配偶, 0 = 未婚)		
	(1)	(2)	(3)
回归类别			
高校扩招强度 × 政策时间	0.042 *** (0.009)	0.047 *** (0.009)	0.042 *** (0.010)
各省各出生年份男女个体获得高等教育比例的性别差距 (除本人外)	—	控制	控制
各省各出生年份个体获得高等教育比例 (除本人外)	控制	—	控制
其他特征变量	控制	控制	控制
户口省份固定效应	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	139559	139559	139559
R ²	0.172	0.172	0.172

注：括号内为聚类到户口省份和出生年份的稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他特征变量包括男性、汉族、农村户口和 9 ~ 12 月出生，限于篇幅，该实证结果未列示。

资料来源：根据 2010 年全国人口普查微观数据和国家统计局其他相关数据计算得到。

① 我们也尝试以“高校扩招强度 × 政策时间”变量作为工具变量，并使用两阶段最小二乘法，实证研究相比高中毕业，获得高等教育学历对个体结婚率的影响。结果显示，获得高等教育学历能在 1% 水平上显著提高个体结婚的可能性。并且，第一阶段的弱工具变量检验 (F 统计量) 大于 10，表明我们选取的工具变量不存在“弱工具变量”问题。限于篇幅，该实证结果未列示于正文。

（二）获得高等教育学历为什么能提高结婚率：人力资本效应机制

上述的实证结果表明，因高校扩招而外生地获得高等教育学历能显著提高个体结婚的可能性。这意味着，相比高中毕业，获得高等教育学历可能在婚姻市场上发挥了人力资本效应（譬如，高学历能带来工资溢价和提高就业可能性的经济回报），提高个体的婚配竞争力，从而对其结婚状况有正向影响。由于现有不少研究发现，个体及其家庭经济状况能为其在竞争激烈的婚姻市场中发挥优势，从而有助于提高个体步入婚姻的可能性（方丽、田传浩，2016；Wrenn et al., 2019）。有鉴于此，本部分主要考察相比高中毕业，那些因高校扩招而外生地获得高等教育学历的个体，工资水平和就业的可能性是否显著更高，以此推断高等教育学历的人力资本效应是否能解释基准结论。

考虑到2010年人口普查数据仅调查受访时的就业情况，而未咨询受访者在结婚之前的收入水平和就业情况，本部分利用2005年人口抽样调查数据，使用出生年份为1975-1984年、受教育程度为高中毕业和大学及以上，且婚姻状况为未婚的个体样本，实证研究因高校扩招而外生地获得高等教育学历是否能显著提高个体的工资收入和就业概率。具体实证思路与式（4）类似^①。结果如表5的模型（1）至模型（2）所示，被解释变量分别为受访者的就业和收入水平。其中，就业变量定义为如果受访者在过去一周内有为取得收入而从事一个小时以上的劳动，将其视为参与了劳动力市场，取值为1；如果受访者未做过任何工作，则将其视为未参与劳动力市场，取值为0；收入水平变量定义为以有工作受访者上个月的月收入作为度量指标，并对其取对数形式。

实证结果显示，“高校扩招强度×政策时间”均在1%水平上呈显著的正向影响，估计系数分别为0.079和0.676。这表明“高校扩招强度”每增加1倍，出生年份为1980-1984年的未婚个体处于就业状态的可能性要比1975-1979年出生的个体显著高7.9%。由于各省在1999-2003年期间实行的高校扩招强度均值为2.494，因此，这一期间的高校扩招使得未婚个体有工作的可能性随之提高19.70%，而收入水平会提高1.69%。这一实证结果表明，相比高中毕业，因高校扩招而外生地获得高等教育学历能在婚姻市场中发挥人力资本效应（高学历能产生就业和工资溢价），继而对个体步入婚姻产生正向影响。

（三）异质性分析：不同婚配压力地区的影响

本部分讨论在不同婚配压力地区，因高校扩招而外生地获得高等教育学历会如何影

^① 我们也尝试利用2005年人口抽样调查数据，按照式（4）的实证思路，研究高校扩招对个体是否获得高等教育的影响。实证结果显示，高校扩招强度越大的省份，所在个体获得高等教育的可能性会更高些，这一结论依然存在。限于篇幅，该实证结果未列示于正文。

响个体结婚的可能性。回答这一问题将有助于我们进一步理解高等教育学历带来的人力资本效应在婚姻市场的作用。在存在信息不对称的婚姻市场中，个体往往需要传递“质量”信号（譬如家庭背景、学历程度等），以判断进行婚姻匹配的可行性。由于房子具有居住价值和投资价值等财富属性，其被个体普遍选择作为传递财富、能力和社会关系的“硬”信号，继而影响个体的婚姻状况（方丽、田传浩，2016），且不少青年甚至以潜在婚配对象是否拥有房产作为婚姻的先决条件（廉思、赵金艳，2017）。已有研究也发现，房价上涨会显著降低年轻人步入结婚市场（Wrenn et al., 2019）。因此，我们将个体所在地区的房价高低视为其面临的婚配压力大小：房价越高，个体面临的婚配压力越大。先验看，相比婚配压力较小的地区，在那些婚配压力较大的地区，高等教育学历（在婚姻市场发挥的人力资本效应）对个体步入婚姻的正向影响应会更明显。本部分将对此进行实证检验。

具体而言，表 5 的模型（3）至模型（4）在基准回归的基础上，分样本实证研究在不同婚配压力地区，因高校扩招而外地获得高等教育学历对个体步入婚姻的积极影响是否有所差异。关于婚配压力变量的定义，受限于数据获得，我们根据国家统计局公布的 2000 年各省商品房平均销售价格（元/平方米）数据，将中国 31 个省市分为高婚配压力和低婚配压力地区：如果某一省市的商品房平均销售价格大于或等于中位数，我们将其视为高婚配压力地区；相反，则将其视为低婚配压力地区。其中，高婚

表 5 机制分析和异质性讨论

回归类别	机制分析：人力资本效应		异质性讨论	
	是否就业	收入的对数	个体是否已婚	
回归样本	全样本		婚配压力较大： 高房价地区	婚配压力较小： 低房价地区
回归数据	2005 年人口抽样调查数据		2010 年人口普查数据	
回归序号	(1)	(2)	(3)	(4)
高校扩招强度 × 政策时间	0.079 *** (0.021)	0.676 *** (0.165)	0.050 *** (0.010)	0.034 (0.022)
其他特征变量	控制	控制	控制	控制
户口省份固定效应	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	57754	57997	80795	58764
R ²	0.151	0.158	0.179	0.160

注：括号内为聚类到户口省份和出生年份的稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他特征变量包括男性、汉族、农村户口和 9~12 月出生，限于篇幅，该实证结果未列示。

资料来源：根据 2005 年全国人口抽样调查微观数据、2010 年全国人口普查微观数据和国家统计局其他相关数据计算得到。

配压力的省市有北京、上海、广东、天津、福建、辽宁、海南、浙江、黑龙江、云南、江苏、广西、河北、山东、新疆和吉林；低婚配压力的省市有湖北、宁夏、重庆、四川、甘肃、贵州、河南、陕西、青海、安徽、内蒙古、山西、湖南、西藏和江西。实证结果显示，“高校扩招强度×政策时间”变量仅在高婚配压力地区呈显著的正向影响，而在低婚配压力地区呈不显著影响。这一结果也进一步验证了高等教育学历因其在婚姻市场上发挥着人力资本效应，从而对个体的结婚状况产生正向影响。

（四）拓展性分析：高等教育的禁闭效应存在吗？

上述基准结论表明，因高校扩招而外地获得高等教育学历所产生的人力资本效应积极作用可能超过禁闭效应带来的负向影响，表现为高学历个体进入婚姻的概率更高。此外，机制分析也验证了高等教育学历的人力资本效应确实是存在的。本部分将在基准回归的基础上，进一步实证检验高等教育的禁闭效应是否存在：体现为高学历个体的初婚年龄是否显著更大（Black et al., 2008；葛润、黄家林，2020）。其中，个体的初婚年龄根据初婚年月和出生年月计算而得。

具体而言，按照式（4）的回归思路，表6的基准回归实证研究在那些已婚的个体

表6 拓展性分析：高等教育的禁闭效应存在吗

因变量	个体的初婚年龄				
	基准回归	平行趋势假设检验：以出生年份为1975年为基准			
		不受高校扩招影响出生队列		受高校扩招影响出生队列	
高校扩招强度× 政策时间	0.429*** (0.084)	高校扩招强度× 1976年出生	0.054 (0.234)	高校扩招强度× 1980年出生	0.421** (0.196)
		高校扩招强度× 1977年出生	0.183 (0.225)	高校扩招强度× 1981年出生	0.469** (0.215)
		高校扩招强度× 1978年出生	0.115 (0.213)	高校扩招强度× 1982年出生	0.548** (0.220)
		高校扩招强度× 1979年出生	0.139 (0.190)	高校扩招强度× 1983年出生	0.595** (0.232)
				高校扩招强度× 1984年出生	0.704*** (0.253)
其他特征变量	控制	其他特征变量		控制	
户口省份固定效应	控制	户口省份固定效应		控制	
出生年份固定效应	控制	出生年份固定效应		控制	
样本量	104565	样本量		104565	
R ²	0.139	R ²		0.139	

注：括号内为聚类到户口省份和出生年份的稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；其他特征变量包括男性、汉族、农村户口和9~12月出生，限于篇幅，该实证结果未列示。

资料来源：根据2010年全国人口普查微观数据和国家统计局其他相关数据计算得到。

样本中，因高校扩招而外地获得高等教育学历的个体，初婚年龄是否会显著更大。结果显示，“高校扩招强度×政策时间”变量在 1% 水平上呈显著的正向影响。这表明相比高中毕业，那些因高校扩招而外地获得高等教育学历的个体，初婚年龄的确较晚。需说明的是，这一结果并不与高学历提升了个体结婚率的发现相矛盾——那些因高校扩招而外地获得高等教育的个体，尽管进入婚姻市场的时间较晚，但在较长时域内实现婚配的概率却明显更高。从而，我们可以合理地推断，在高等教育对婚配结果的影响机制中，人力资本效应发挥的积极作用已超过了禁闭效应带来的负向影响。

最后，为了验证表 6 中基准回归的实证结果是可信的，我们也进行了平行趋势假设检验，结果显示，高校扩招政策颁布之前的交互项变量均呈不显著影响，而高校扩招政策颁布当年及之后的交互项变量均在 1% 或 5% 水平上表现为正向显著。这表明模型 (1) 的实证结果满足平行趋势假设，结论是可信的。

五 本文的结论与启示

本文基于婚姻视角，考察高学历是否存在非经济回报。使用 2010 年全国人口普查数据，以 1999 年高校扩招作为个体获得高等教育的外生冲击，利用双重差分估计方法，实证结果发现，相比高中毕业，那些因高校扩招而外地获得高等教育学历的个体，结婚的可能性会显著提高。具体而言，各省实施高校扩招的强度每增加 1 倍，所在个体结婚的可能性会显著提高 4.8%。究其原因，发现获得高等教育学历能在婚姻市场上发挥人力资本效应（高学历能带来工资溢价和提高就业的可能性），提高了个体的婚配竞争力，从而对其结婚状态产生正向影响。异质性分析发现，高学历的婚姻回报现象主要存在于婚配压力较大（高房价）地区，而在婚配压力较小（低房价）地区则呈不显著影响。最后，我们还验证了高学历的禁闭效应机制，相比高中毕业，获得高等教育学历的个体的确较晚步入婚姻市场。

本文不仅对现有关于教育回报和影响结婚率的微观因素文献做了有益的补充，而且对于家庭在权衡教育投资的成本和收益上也有一定的启示意义。结合本文发现，在当前高房价的背景下，获得高等教育学历能在婚姻市场中发挥人力资本效应，对冲高房价的负向影响（Wrenn et al., 2019）。简而言之，高学历存在提高婚姻率的非经济回报，因此父母在为子女进行教育决策时，应将教育的婚姻回报考虑在内，以便做出效用最大化的决策。

参考文献：

- 陈建伟 (2015), 《教育的婚姻回报：“学得好”与“嫁得好”》, 《上海财经大学学报》第 6 期, 第 22 - 34 页。
- 方丽、田传浩 (2016), 《筑好巢才能引好凤：农村住房投资与婚姻缔结》, 《经济学 (季刊)》第 2 期, 第 571 - 596 页。
- 葛润、黄家林 (2020), 《大学扩招是否影响了结婚与生育?》, 《经济学报》第 3 期, 第 168 - 201 页。
- 李雪松、詹姆斯·赫克曼 (2004), 《选择偏差、比较优势与教育的异质性回报：基于中国微观数据的实证研究》, 《经济研究》第 4 期, 第 91 - 99 页。
- 廉思、赵金艳 (2017), 《结婚是否一定要买房? ——青年住房对婚姻的影响研究》, 《中国青年研究》第 7 期, 第 61 - 67 页。
- 刘伯凡、刘叶 (2018), 《高等教育的婚姻效应：推迟结婚还是选择不婚? ——来自合成控制法的新证据》, 《上海财经大学学报》第 3 期, 第 93 - 109 页。
- 刘生龙、周绍杰、胡鞍钢 (2016), 《义务教育法与中国城镇教育回报率：基于断点回归设计》, 《经济研究》第 2 期, 第 154 - 167 页。
- 马光荣、纪洋、徐建炜 (2017), 《大学扩招如何影响高等教育溢价?》, 《管理世界》第 8 期, 第 52 - 63 页。
- 巫锡炜、曹增栋、武翰涛 (2022), 《高等教育扩张与小家庭崛起——来自大学扩招政策的证据》, 《社会学研究》第 3 期, 第 92 - 114 页。
- 吴要武、刘倩 (2015), 《高校扩招对婚姻市场的影响：剩女? 剩男?》, 《经济学 (季刊)》第 1 期, 第 5 - 30 页。
- 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, 第 93 - 108 页。
- 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, 第 1187 - 1208 页。
- 杨汝岱、陈斌开 (2009), 《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》, 《经济研究》第 8 期, 第 113 - 124 页。
- 张建华、万千 (2018), 《高校扩招与教育代际传递》, 《世界经济》第 4 期, 第 168 - 192 页。

- 赵文哲、刘思嘉、史宇鹏 (2019), 《干得好不如嫁得好? ——房价变动与居民婚姻观念研究》, 《金融研究》第 9 期, 第 94 - 111 页。
- Ai, Chunrong & Edward Norton (2003). Interaction Terms in Logit and Probit Models. *Economics Letters*, 80 (1), 123 - 129.
- Angrist, Joshua & Alan Krueger (1991). Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings? *The Quarterly Journal of Economics*, 106 (4), 979 - 1014.
- Becker, Gary (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81 (4), 813 - 846.
- Black, Sandra, Paul Devereux & Kjell Salvanes (2008). Staying in the Classroom and Out of the Maternity Ward? The Effect of Compulsory Schooling Laws on Teenage Births. *The Economic Journal*, 118 (530), 1025 - 1054.
- Chen, Yi, Ziyang Fan, Xiaomin Gu & Li-An Zhou (2020). Arrival of Young Talent: The Send-down Movement and Rural Education in China. *The American Economic Review*, 110 (11), 3393 - 3430.
- Chun, Hyunbae & Injae Lee (2001). Why Do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection? *Economic Inquiry*, 39 (2), 307 - 319.
- Ebenstein, Avraham (2010). The “Missing Girls” of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy. *Journal of Human Resources*, 45 (1), 87 - 115.
- Edlund, Lena, Hongbin Li, Junjian Yi & Junsen Zhang (2013). Sex Ratios and Crime: Evidence from China. *Review of Economics and Statistics*, 95 (5), 1520 - 1534.
- Fleisher, Belton & Xiaojun Wang (2005). Returns to Schooling in China under Planning and Reform. *Journal of Comparative Economics*, 33 (2), 265 - 277.
- Greenwood, Jeremy, Nezh Guner, Georgi Kocharkov & Cezar Santos (2014). Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality. *The American Economic Review*, 104 (5), 348 - 353.
- Harmon, Colm & Ian Walker (1995). Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom. *The American Economic Review*, 85 (5), 1278 - 1286.
- Li, Hongbin, Yueyuan Ma, Lingsheng Meng, Xue Qiao & Xinzheng Shi (2017). Skill Complementarities and Returns to Higher Education: Evidence from College Enrollment Expansion in China. *China Economic Review*, 46, 10 - 26.
- Wrenn, Douglas, Junjian Yi & Bo Zhang (2019). House Prices and Marriage Entry in China.

Regional Science and Urban Economics, 74, 118 – 130.

Zhang, Junsen, Yaohui Zhao, Albert Park & Xiaoqing Song (2005). Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001. *Journal of Comparative Economics*, 33 (4), 730 – 752.

The Non-economic Return of Higher Education: Marriage Rates Following the College Enrollment Expansion

Li Changhong¹ & Lin Zhifan²

(School of Economics, Jinan University¹;

Institute of Advanced Studies in Humanities and Social Sciences, Beijing Normal University²)

Abstract: Previous literature supports that higher education can bring economic returns such as income premium. But few addresses whether there is non-economic return. Taking the college enrollment expansion in 1999 as a quasi-experiment setting, this paper applies a continuous cohort difference-in-difference model to examine the non-economic returns of higher education using the 2010 census data in China. It finds that compared to those with high school diploma, individuals who have obtained college or university education thanks to the college enrollment expansion, are significantly more likely to get married at proper ages. The reason is that a higher education degree improves individual competitiveness in the marriage market by generating human capital effect. Heterogeneity analysis shows that this significant effect primarily exists in areas with higher housing prices, while it is not significant in areas with lower housing prices. Our findings add insights to the literature regarding education return and help understanding family decision-makings in education investment.

Keywords: college enrollment expansion, non-economic return, higher education, marriage rate

JEL Classification: I28, J12, J24

(责任编辑：封永刚)