

高校扩招对婚姻市场的影响： 剩女？剩男？

吴要武 刘倩*

摘要 本文评估了高校扩招对婚姻市场带来的影响。高校扩招不仅导致大学生和研究生入学人数迅速增加，其性别结构也发生了重要变化：接受高等教育推迟了进入婚姻市场，搜寻失败的概率提高；女性在高等教育群体中开始占主导地位，在传统的婚姻模式下，匹配困难和失败的风险进一步增大；劳动力市场成功降低了她们的婚姻收益。本文用人口普查数据分析了研究生的婚姻选择，用城镇住户调查数据分析了本科生的婚姻选择，发现高校扩招对婚姻市场的不利影响是显著的。

关键词 婚姻市场，高等教育，人力资本

一、引言

中国经济从较低的发展水平起步，经历了长期高速增长，但人口结构的变化，使劳动密集型产业推动的传统增长模式走到了尽头。今天，新增劳动年龄人口（16—59岁）已变为负值。为了使经济增长具有可持续性，提高劳动者生产率将会是新的增长源泉。中国从1999年开始急剧扩大高等教育规模，并伴随着高中阶段入学率的提高，使年轻人口的受教育水平迅速提高。然而，高等教育进一步扩展，受限于高中生规模，2010年以来，普通高中毕业生数量已下降到800万人以下，初中毕业生升高中的比例虽然在提高，但直到2013年才刚超过50%。¹如果把进一步扩大高等教育规模作为实现可持续增长的手段，则把义务教育延长到高中阶段，就是合乎逻辑的建议。²

* 吴要武，中国社会科学院人口与劳动经济研究所；刘倩，经济学家集团。通信作者及地址：吴要武，北京市朝阳区曙光西里28号，中冶大厦十层1012，100028；电话：18611108172；E-mail: wuyw@cass.org.cn。感谢朱家祥教授、赵耀辉教授和雷晓燕教授的评论和建议，感谢2014年7月3日“纪念加里·贝克尔”研讨会参加者的讨论。但所有的错漏由作者负责。林毅夫教授在会上深情回忆了跟随贝克尔学习及后来交往的点滴，使“芝加哥传统”得到更加生动的诠释：高度的怀疑精神和对真理有浪漫的追求。谨以此文向加里·贝克尔教授致敬，并送别这位开创了经济学帝国的伟大君王。

¹ 1998年以前，初中毕业生升入高中的比例，长期徘徊在20%—25%，1999年以后才逐渐提高，到2013年达到52.7%（作者根据国家统计局公布数据计算）。

² 蔡昉，“过度教育还是过度就业”，《财经》，2014年5月12日。

高校扩招增加了全社会人力资本存量,为经济增长提供了动力,对家庭来说,让孩子接受高等教育是不错的人力资本投资。但受教育时间延长却给婚姻市场带来冲击:接受高等教育不仅推迟进入婚姻市场,也占用女性的最佳生育年龄阶段。大多数省市的法定结婚年龄为男22岁,女20岁。根据中国学制,本科生会在22—23岁毕业,研究生会在25岁以后毕业。³2001年12月,《计划生育法》颁布,各省市据此设定了本地区的晚婚界限,大多为男性25岁和女性23岁。⁴假设学业与婚嫁不能同时进行,完成高等教育后才进入婚姻市场,则延续到“法定结婚年龄”甚至“晚婚年龄”以上的高等教育就挤占了本应用于婚姻市场搜寻的时间,使搜寻成功的概率降低。⁵

高校扩招影响婚姻市场的途径为:第一是规模。1998年以前,大学招生人数在适龄队列中的比例不到5%,研究生招生人数甚至不到2%,这个小群体的婚姻问题不会产生大的社会影响和关注。然而,2013年,大学招生700万人,约占适龄人口队列的44%;研究生招生61.1万人,约占适龄人口队列的4%;这个规模已无法忽视。虽然大学扩招限于高中生规模而放缓,但研究生招生数量仍在持续上升。第二是性别结构变化,高校扩招后,女大学生和女研究生的数量在增加,在高校新入学者中的比例也持续提高:2010年,18—34岁队列受高等教育群体中,随年龄下降女性由45.9%上升到54.3%。同时,她们是中国受教育水平最高的青年人口。这使高学历女性的婚姻问题不容忽视。

传统的人力资本文献讨论个体在劳动力市场的回报(Becker, 1975; Card, 1999),近期的文献研究延伸到更广阔的社会和婚姻市场的回报(Lleras-Muney, 2002; Currie and Moretti, 2003; Lochner and Moretti, 2004; Lefgren and McIntyre, 2006; Liu, 2009; Boschini *et al.*, 2011)。微观个体提高教育水平是为了实现效用最大化,这取决于两个市场的成功:第一,在劳动力市场上取得体面就业岗位和高收入;第二,在婚姻市场上嫁得体面和高收入丈夫。市场收入和婚姻匹配状况,都是受教育水平的函数。对男女双方来说,在考虑了收入、闲暇和家庭内劳动后,成立家庭带来的效用要大于不结婚时各自效用的总和。否则,双方会维持单身状态(Becker, 1974)。

结婚是受约束条件下理性选择的结果,不结婚本身对微观个体来说未必是坏事,但对那些有结婚意愿,却由于信息不对称、期待值不准确等原因而选择了不结婚的个体来说,就是一种值得关注的社会损失。经验显示,劳动

³ 2005年,满22周岁的本科生,约35%已毕业;23周岁的本科生,约70%已毕业。在读女研究生处于22—30岁的人数占85%,平均年龄为25.6岁。

⁴ 国家人口和计划生育委员会政策法规司,《全国各省(区、市)人口与计划生育条例及规范性文件汇编》。

⁵ 对最佳生育年龄的医学研究显示,25—29岁是最佳生育年龄,这是婚姻选择不可忽略的生物学基础。参见王家琦等,“黑龙江省1993—2002年病残儿医学鉴定回顾性调查分析”,《中国计划生育学杂志》,2006年第3期;刘玉玲,耿正惠,“高龄孕妇的孕期保健”,《中国实用妇科和产科杂志》,2006年第10期。

力市场上收入是教育的增函数（凹性）：受教育高的劳动者既有更低的失业率，又有更高的收入水平。在婚姻市场上，搜寻高收入丈夫这个“产出”也和女性受教育水平正相关且为凹函数：受教育高的女性更可能竞争到高收入丈夫，但却有更高的搜寻失败风险，降低了预期婚姻收益。在同时考虑了两个市场的风险（成本）与收益后，受教育水平的选择就是一个资源有限条件下的最优配置问题，存在局部均衡。如果受教育水平到了某个阶段：劳动力市场收入与婚姻收益（丈夫的收入 \times 嫁人的概率）开始出现替代，这时，再增加女性的教育就是过度教育。

显然，无论在劳动力市场还是婚姻市场上，接受高等教育的年轻女性增加，边际报酬递减现象都可能发生。这时，就面临一个重要问题：如果高等教育持续扩大规模，会出现“过度”吗？本文从婚姻市场的视角，对高等教育规模急剧扩大所产生的后果进行分析。我们的分析表明，本科生和研究生的边际教育回报率在劳动力市场和婚姻市场上都在递减，但是收益率依然为正值。

二、背 景

1977年恢复高考以来，由于我国所处的发展阶段较低，政府财力有限，尽管当时的适龄人口队列平均在2500万以上，高等教育的规模却一直很小且增长缓慢，直到1998年，大学生招生数量仅为108万人。1999年开始的高校扩招是大跃进式的，每年增长40—50万人，2009年以后，受限于高中毕业生数量，才放缓了增长势头。与大学生扩招相对应的是研究生扩招，从图1看

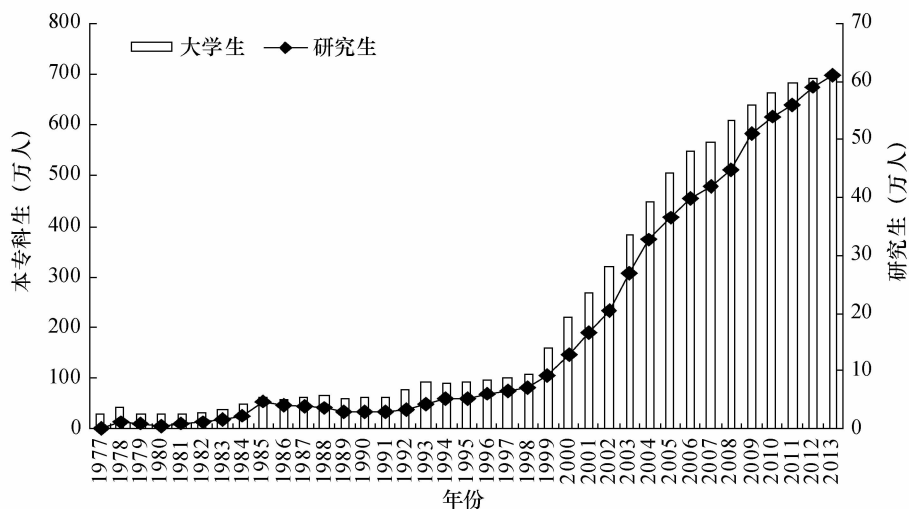


图1 历年大学生和研究生招生数量

资料来源：历年《中国统计年鉴》。

出,两个群体数量变化的时间趋势几乎完全一致。1999年是个转折点,此前的1993—1998年,大学生招生数量几乎没有增长,研究生招生数量虽有增长也是相对平缓的。那么,相对于扩招前的平缓增长,扩招后的毕业生急剧增长,就会产生一种冲击,既可能影响劳动力市场⁶,也可能影响婚姻市场。

表1的统计结果显示,2000—2010年,男女研究生的结婚率都在显著下降。2010年,女研究生的结婚率下降到50%以下。在25—34岁这个适婚阶段下降尤其明显。⁷由于研究生在不同年份招生数量不同,比较总样本中结婚率的变化,只能提供一个大致信息。

表1 不同年龄阶段研究生的有配偶比例 (单位:%)

	2000年	2005年	2010年	2000年	2005年	2010年
	女			男		
20—24岁	5.2	3.3	1.6	1.4	1.8	1.0
25—29岁	59.1	45.5	36.7	42.2	34.8	27.9
30—34岁	87.8	85.7	81.6	83.3	84.2	78.3
35—39岁	90.5	91.9	88.8	94.4	95.1	92.0
40—44岁	87.9	92.8	90.6	95.1	97.4	95.9
45—49岁	88.2	94.0	90.9	93.9	97.9	97.1
50—54岁	77.4	88.4	88.8	90.3	95.9	96.7
55—59岁	94.1	90.9	89.5	92.7	95.5	96.8
60—64岁	68.8	86.8	88.8	92.2	95.8	95.5
65岁及以上	77.5	74.8	72.9	85.0	95.7	89.5
总计	63.3	62.0	49.4	70.5	76.2	60.1

资料来源:相关年份人口普查数据。

可以推断,30—34岁和35—39岁队列,在读研究生会越来越来少。这两个年龄组中有配偶的比例在2005—2010年间下降幅度比2000—2005年更大。本文使用2000—2005年数据分析研究生婚姻的变化趋势,会低估2005年以后的真实下降趋势。换言之,女研究生今天在婚姻市场的表现,可能要比本文的估计结果更严重。

结婚率有“有配偶”和“有婚姻经历”两种统计方式,本文使用的是“有配偶”。一些学者发现,高学历女性并不是不结婚,而是结婚年龄推迟(Isen and Stevenson, 2010; Goldstein and Kenney, 2001)。社会环境在变化,处于不同生命周期队列的婚姻选择是有差异的。要想准确评价结婚率的长期变化,需要更长时间的观测和研究,以确保这个变化能充分显示出来。

⁶ 吴要武、赵泉,“高校扩招与大学生就业”,《经济研究》,2010年第9期。

⁷ 2010年的人口普查数据为统计局公布的汇总信息,这里的研究生包括在校生和毕业生,2000年和2005年的数据保持了同样口径。

在当前的数据条件下，对估计结果的解读要更加谨慎。为确保估计结果既符合事实，又有足够的样本数量，需要对年龄区间进行选择：年龄太小，研究生还没有进入婚姻市场或者还允许他们有进一步搜寻的可能；选择年龄队列的策略，类似于非参数估计时要精心选择“带宽”，同时兼顾估计效率和足够样本。

高等教育迅速扩展的过程中，性别结构发生了显著变化。1998年以前，无论是大学生还是研究生，男性都占显著优势，高校扩招以来，女性接受高等教育的人数增加更快，缩小了性别差距。表2显示，在30岁以上年龄组中，无论是本科生还是研究生，男性的比例都在60%甚至70%以上，然而，近年来，在年轻人口群体中，男本科生的比例下降到50%，男研究生甚至下降到44%—46%。女研究生在数量上已超过男性。

表2 不同受教育群体中男性的比例

(单位:%)

	2000年	2005年	2010年	2000年	2005年	2010年
	本科生			研究生		
20—24岁	60.1	50.4	50.4	58.8	44.2	46.3
25—29岁	60.8	52.3	50.4	59.5	50.8	49.4
30—34岁	65.0	57.9	53.3	67.1	61.0	55.3
35—39岁	70.4	62.2	57.7	77.6	68.6	62.7
40—44岁	70.7	68.6	61.5	83.6	76.8	68.7
45—49岁	68.1	69.3	67.0	80.9	81.2	76.7
50—54岁	72.5	68.6	68.6	82.4	80.3	79.3
55—59岁	71.9	72.0	67.1	87.9	85.2	77.5
60—64岁	77.0	70.6	70.4	82.8	84.8	80.1
65岁及以上	79.3	76.1	72.9	76.9	82.8	79.2
总计	65.2	59.7	54.9	69.6	63.6	56.6

资料来源：相关年份人口普查数据。

如果男性偏好受教育水平相当或略低的配偶，在35岁以上的本科生和研究生中，因男性比例更高，女性容易找到相匹配的配偶；在34岁以下的年轻群体中，性别比变得对女性不利，如果匹配模式不变，则接受了高等教育的女性，更难找到相应配偶。尤其是女研究生，她们同时面临年龄增大和候选配偶减少的双重风险。

婚姻市场上不同受教育群体是怎样匹配的呢？按照婚姻阶层假说，在正常情况下，男女都会偏好同一个阶层的异性（Choo and Siow, 2006, Schwartz and Mare, 2005）。但是，如果男性出现了减少，则男性会娶到更多高阶层的女性。第一次世界大战导致法国的青年男子减少，高阶层的女性只好“下嫁”低阶层的男性（Abramitzky, *et al.*, 2011）。

将受教育水平作为其所处阶层的代理变量，表3显示，2000—2005年，婚姻匹配的基本模式是丈夫的受教育水平高于妻子。根据显示性偏好，大多

数女性选择受教育水平相当或更高的男性作为丈夫,在接受了高等教育的女性中,这个偏好仍然存在,而且没有发生改变的迹象:2000年,受教育程度为大专的女性,其丈夫受教育程度相等或更高的比例为69.2%,2005年为73.6%;受教育程度为本科的女性,其丈夫受教育程度相等或更高的比例在这两个年份分别为64.4%和65%;女研究生能嫁的丈夫最高受教育分类也是研究生,两个年份的比例分别为48.1%和48.6%。接受了高等教育的女性,对丈夫的受教育程度要求没有改变:如果找不到受教育程度相当或更高的丈夫,她们可能会选择单身。

表3 25—44岁有配偶者的受教育状况

(单位:%)

	妻子		丈夫	
	教育相同	丈夫更高	教育相同	妻子更高
2000年				
文盲	14.9	85.1	54.0	46.0
小学	39.1	59.8	56.7	34.2
初中	62.7	29.1	62.3	16.6
高中	49.1	23.1	46.9	7.3
大专	45.9	23.3	32.4	6.0
本科	56.7	7.7	28.6	1.5
研究生及以上	48.1	—	17.3	—
2005年				
文盲	15.4	84.6	53.6	46.4
小学	38.1	60.7	56.8	33.7
初中	67.1	25.4	67.7	11.7
高中	49.7	25.3	43.0	9.3
大专	47.5	26.1	39.6	9.4
本科	57.6	7.4	36.3	2.1
研究生及以上	48.6	—	22.6	—

资料来源:2000年人口普查数据和2005年1%人口抽样调查。

反过来,男性则愿意找一个教育水平低于自己的妻子,男性受教育程度越高,妻子受教育程度低于自己的比例越大。高校扩招改变了高等教育群体的性别比,但女性寻找配偶的模式并未变化,使她们匹配失败的风险增大。面对女大学毕业生的增加,男性在婚姻市场上的匹配模式开始发生变化:受教育程度为大专的男性,其妻子受教育程度相等或更高的比例,由2000年的38.4%上升到2005年的47.3%;受教育程度为本科的男性,其妻子受教育水平相等或更高的比例由2000年的30.1%上升到2005年的38.4%;男研究生的妻子为研究生的比例,也从2000年的17.3%上升到2005年的22.6%。

婚姻市场上,5年时间在经验上不算长,但可以谨慎判断:男性已开始根据变化了的环境,调整自己的配偶选择,而女性对配偶的选择还没有表现出

明显的变化。这可能是“剩女”现象比“剩男”更严重的原因。⁸女性是否会随着时间延长作出调整以适应婚姻市场的供求变化，还有待更新的大样本数据来分析。

女性偏好更高受教育水平的丈夫和在高等教育中开始占据主导地位，女性在婚姻市场上似乎更缺少弹性，使她们的结婚率下降。本文选择25—44岁人口群体作为观测对象，比较不同调查（或普查）年份，男性和女性有配偶的比例及其变化（见表4）。每个受教育群体的有配偶比例都在下降，但受教育水平更高的群体，下降幅度更大，且性别差异明显：男性研究生有配偶的比例，由2000年的77.8%下降到2010年的65%；女性研究生的比例则从76.5%下降到了61.8%。25岁以后，是研究生的适婚年龄，但是有近40%的女性没有结婚。

表4 受教育水平与婚姻可能性 (单位:%)

	女性				男性			
	1990年	2000年	2005年	2010年	1990年	2000年	2005年	2010年
高中	94.7	90.4	89.9	86.7	91.3	87.4	86.2	82.9
大专	89.6	87.4	86.2	81.8	88.8	84.2	83.5	78.6
本科	85.0	85.6	81.4	77.3	78.4	82.3	80.2	75.2
研究生及以上		76.5	71.4	61.8		77.8	77.4	65.0
总计	94.1	89.5	87.8	83.0	90.4	86.3	84.6	79.9

注：1990年的教育分类中，“本科”为“本科及以上”；本表内容为25—44岁人口群体有配偶者的比例。

根据中国劳动力市场和婚姻市场环境发生的变化，本文提出如下假设：

(1) 受教育时间延长，使女性代理人推迟进入婚姻市场搜寻，而生命周期的自然约束，缩短了其生育子女的时间，搜寻失败和因沮丧而退出婚姻市场的风险增大。

推论一：高等教育（包括研究生教育）会推迟男女进入婚姻市场的年龄，那么，沮丧效应既发生在女性中，也发生在男性中。同时出现“剩男”和“剩女”现象。⁹

推论二：高校扩招改变了男性占主导的性别结构，在女性偏好更高受教育水平配偶和男性偏好受教育水平比自己更低的配偶的传统婚姻模式下，更多接受了高等教育的女性就面对相对减少的潜在配偶供给，导致更低的结婚率。

⁸ 在城镇住户调查数据里，夫妻受教育程度匹配的变化模式，与人口普查数据的结果一致。以25—44岁的男性本科生及以上者为例，其妻子受教育水平相当的比例，从2003年的29.9%，上升到2005年的34.6%，2007年的38.2%，到2009年的44.1%。假定25—34岁年轻夫妻的教育匹配更准确衡量了高等教育性别结构变化，则本科生及以上的男性，妻子受教育水平相等的比例则从2003年的28.6%上升到2009年的50.5%。

⁹ 传统的匹配模式，丈夫年龄通常大于妻子，同样年龄毕业的研究生，男性寻找的潜在伴侣年龄小，男性（自然）拥有更长的搜寻时间，那么，因搜寻失败而退出的风险要因此低于女研究生。

(2) 追求效用最大化的女性, 提高受教育水平是为了在婚姻市场上提高竞争力, 嫁收入更高的丈夫; 但是, 提高受教育水平也让她在劳动力市场上收入更高, 搜寻失败的风险增大。这是人力资本投资在婚姻市场上的失败。

推论: 随着研究生规模持续扩大和女性占主导, 女研究生不结婚的比例和数量, 会进一步提高。从全社会视角看, 女性的教育水平选择是一个受限最优化问题, 存在过度投资的可能性。

三、数据与模型

有两套大样本微观数据可用来检验以上假说。国家统计局的2000年人口普查和2005年1%人口抽样调查微观数据; 国家统计局城镇住户调查数据2002—2009年微观样本。

人口普查和1%人口抽样调查, 数据产生过程一致, 可以合并起来构建一个混合截面数据。根据中国的学制特点和数据结构特征, 本文从人口队列演进中, 构建一个自然实验框架, 将受到高校扩招干预的群体, 尽可能准确识别出来, 以捕获扩招对婚姻市场的影响。1998年及以前接受高等教育或者研究生教育, 是扩招的“干预前”, 1999年以来是扩招的“干预后”。即使是1999年入学的大专生, 2000年尚未毕业进入劳动力和婚姻市场, 也可以视为干预前; 2005年, 高校扩招后的大学生和研究生开始进入婚姻市场, 视为干预后。在婚姻市场上, 本文将35—44岁队列视为“控制组”, 这个群体在此期间已过了接受高等教育甚至研究生教育的年龄; 将25—34岁视为“干预组”。这主要针对“研究生”而言: 按照中国的学制, 本科毕业时通常为22—23岁, 研究生毕业时为25—26岁; 然而, 研究生招生中, 一部分来自“在职考生”, 观察在读研究生的年龄分布, 要比本科生离散得多。

本文假定研究生扩招会影响22—28岁的大学毕业生, 他们在研究生毕业时(2005年), 年龄在25—34岁。如果2005年已毕业且超过35岁, 他们受到高校扩招影响的可能性会很小。这个判断来自2005年在读研究生年龄分布: 35岁及以上者不到4.5%。将25—34岁群体作为高校扩招的干预组, 相对准确地覆盖了扩招后入学的大学生和研究生。博士生的入学年龄会较大, 本文无法识别, 但博士生占所有研究生的1/8左右, 在无法准确区分时, 推测虽有衰减性偏差但并不大。

模型设定1: 结婚选择

数据结构特征和对高校扩招影响群体的区分, 使本文构建如下经验方程:

$$M_i = \alpha + T_i \times \beta + C_i \cdot \gamma + T_i \times C_i \times \delta + \varepsilon_i. \quad (1)$$

方程(1)的被解释变量为离散变量: 有配偶, 1, 其他, 0; 解释变量 T_i 为时间, 2000年为扩招前, 2005年为扩招后; C_i 为受高校扩招干预的人群,

扩招后入大学（或研究生）者为干预组，1；扩招前入大学（或研究生）者为控制组。本文分别用“出生队列”和“年龄”来识别受扩招影响的人群。这是个标准的双差分方程。

为了准确识别干预效应，模型中引入高中毕业生作为大学毕业生（或研究生毕业）的附加控制组，方程（1）可以扩展为三次差分方程，表达式为：

$$M_i = a + T_i\beta_1 + C_i\beta_2 + E_i\beta_3 + T_iC_i\delta_1 + T_iE_i\delta_2 + C_iE_i\delta_3 + T_iC_iE_i\gamma + e_i. \quad (2)$$

在此增加了教育类别 E_i ，高中生群体为 0，大学或研究生为 1。方程（1）中的系数 δ 和方程（2）中的系数 γ ，是本文所关注的。通过这样的差分，可以消除队列人口中不随时间变化的无法观测特征，把高校扩招对婚姻市场的影响分离出来。

模型设定 2：婚姻收益

由于女研究生婚姻变化更大，对女性婚姻的假定也更简单，本文重点关注女研究生的婚姻收益，以检验第二个假说：教育-婚姻收益的下降，导致女研究生降低了结婚激励。大样本数据中，只有 2005 年的 1% 人口抽样调查数据询问了收入信息，截面数据结构特征决定了本文设定如下形式的经验方程：

$$Y_i^h = a + E_i \times b + X_i \times c + e_i. \quad (3)$$

方程（3）的被解释变量 Y_i^h 为丈夫的月收入（取对数）；核心解释变量为女性的受教育水平 E_i ， X_i 为控制变量，如年龄、民族、城市人口规模等。

由于受教育程度是内生变量，可以扩展方程（3）为两阶段估计，将（3）视为结构性方程，为 E_i 寻找工具变量，构建约简方程作为第一阶段估计。本文选择代理人的出生季度作为工具变量（Angrist and Krueger, 1991；Lefgren and McIntyre, 2006）。对出生季度作为工具变量在中国的有效性，吴要武（2010）发现，出生季度不仅是个有效的工具变量，而且是一个强工具变量。¹⁰

为了辅证人口普查数据估计结果的可信性，本文还使用国家统计局 2002 年、2003 年、2005 年、2007 年和 2009 年五个年份的城镇住户调查（微观）数据。这个数据调查样本约 5.6 万户，国家统计局提供了每个年份的（各）1 万户样本，观测值约 3 万人。在五个年份，研究生样本总计 480 人。高校扩招逐年增大规模，使年轻人口队列中接受高等教育的比例提高，因此，对婚姻市场的影响会在不同年份的数据中显示出来。人口普查数据中，高校扩招

¹⁰ 吴要武，“寻找阿基米德的杠杆——出生季度是个弱工具变量吗？”《经济学》（季刊），2010 年第 9 卷 2 期。

后的本科毕业生进入市场的年份只有2003—2005三个年份,但在城镇住户调查数据中,本科毕业生进入市场已经有七个年份。时间延长,使本文可以依据出生队列构建更准确的“控制组—干预组”:假定1979年及以后的出生队列,是本科生和专科生的“干预组”,则可以假定1965—1975年出生队列为本科生和专科生的“控制组”——不受扩招的影响。可以想见,在2009年的数据样本中,出生在1979年以后的本科毕业生和专科毕业生样本,会比2003年多。

四、经验策略与识别

谁受到了高校扩招的影响?这个影响又怎样传递到婚姻市场,使代理人的结婚率下降?这是本文要解决的核心问题。高校扩招是国家的一个重大战略决策,对微观个体来说,可以视为完全外生的,一个出生队列是否受到扩招干预,可以视为随机的。微观个体(比如高中生)是否上大学,可视为一个选择,上大学者和不上大学者之间存在异质性;但在比较不同人口队列时,可以假定每个队列的无法观测特征在分布上是相同的,那么,扩招后上大学的队列,比起扩招前上大学的队列,不仅包括异质性强的(小)群体(Always taker)——不扩招也能考上大学的优秀学生;还包括更多异质性不强的(大)群体(Complier)——不扩招上不了大学,但扩招后却能上大学的普通学生。双差分估计可以消除或者减轻异质性偏差对干预效应的扭曲。¹¹

2000—2005年间,扩招后的研究生开始进入婚姻市场,对本科生和大专生来说,只有最接近1999年入学的队列才开始进入婚姻市场,普查数据重点分析研究生群体。只要接受高等教育并挤占婚姻市场搜寻时间,都会增大代理人因沮丧而退出的风险,本文在使用城镇住户调查数据检验扩招效应时,因研究生样本过少,只分析本科生和大专生的婚姻选择。

扩招影响婚姻的机制为:女研究生比例增加,使得能与之“般配”的男性变得更少。婚姻市场的供求模型中,如果把女性视为供给方,男性为需求方,女研究生供给曲线右移和需求曲线左移,会导致“市场价格”下降。如果女研究生将搜寻“合适丈夫”视为像搜寻工作岗位一样,有一个“(丈夫)保留工资”,且不愿降低——维持传统婚姻匹配模式,则搜寻失败的概率会比扩招前增大——婚姻预期收入下降了。这是女研究生在婚姻市场“价格下降”的经验内容。扩招是逐年增大的,扩招后录取的研究生分布在某个年龄段,在这个年龄段,受扩招影响的密度随着年龄增大而减弱,超过这个年龄段,

¹¹ 假定一个人口队列的某个特征服从正态分布,异质性意味着以此特征来衡量的处于分布两端的少数人。在倾向于得分匹配时,减轻异质性的措施之一是修剪掉得分两端的1%—2%样本。扩招的经验含义是,不仅把扩招前的高分学生录取了,而且把扩招前无法录取的学生也录取了。双差分消除固定效应的假定,意味着扩招后的那部分“扩招大学生”,在与扩招前的那部分“无法升学的高中生”作对比。

扩招的影响消失。由于研究生人数在邻近队列中的变化是连续的，2005 年数据中的 25—34 岁群体，越接近 34 岁队列，受扩招的影响越小，“干预效应”会递减。

（一）检验：搜寻困难导致结婚率下降

微观数据只显示被调查者的婚姻状态，有婚姻经历者才回答“初婚时间”并计算出初婚年龄，无法考察搜寻困难程度和结婚选择之间的关系。本文的策略是在城市层面上构建两者的关系：

把一个城市的“平均初婚年龄”视为“搜寻难度”的代理变量，则城市的平均初婚年龄越大，说明人们在婚姻市场上搜寻的时间越长，因沮丧退出的概率越高。这时，可以通过观察城市间平均初婚年龄和结婚率的相关性来检验这个命题。用人口普查数据计算出城市汇总数据：教育分类为初中生、高中生、大专生和本科及以上。¹²对教育程度区分是为了准确识别不同受教育程度的代理人进入婚姻市场的时间不同。

表 5 报告了结婚率和初婚年龄的相关系数（OLS 估计）。在每个教育分类内，无论是男性还是女性，都存在显著的负相关：初婚年龄越高，结婚率越低。女性样本中，教育程度为大专和本科及以上的群体，2005 年的相关系数显著大于 2000 年的。把 2000 年和 2005 年的城市汇总数据合并，构建一个两期面板数据，使用随机效应模型得出的估计结果与表 5 一致。这意味着，搜寻时间延长导致代理人因沮丧退出的机制，在每个受教育群体中都起作用。

表 5 初婚年龄与结婚率的相关系数(被解释变量:结婚率)

		初中	高中	大专	本科及以上	所有样本
2000 年	女	-0.011 (0.004)	-0.019 (0.005)	-0.019 (0.010)	-0.022 (0.007)	-0.018 (0.004)
	观测值	342	342	342	337	342
	男	-0.031 (0.004)	-0.051 (0.002)	-0.042 (0.006)	-0.043 (0.006)	-0.044 (0.002)
	观测值	342	342	342	342	342
2005 年	女	-0.006 (0.004)	-0.027 (0.004)	-0.051 (0.008)	-0.044 (0.007)	-0.021 (0.005)
	观测值	342	341	339	336	342
	男	-0.039 (0.003)	-0.051 (0.005)	-0.055 (0.004)	-0.039 (0.006)	-0.043 (0.003)
	观测值	341	341	339	339	341

注：在此为 30—44 岁观测样本构建的汇总数据。括号内为标准差。

¹² 在城市层面做教育分类时，研究生就面临“小样本”难题，在此与本科生样本合并。

(二) 检验: 高校扩招对婚姻选择的影响

扩招影响了 25—34 岁队列的婚姻市场选择, 但不影响更大的 35—44 岁队列。如果分教育程度考察两个队列在此期间的结婚率变化, 可以看出, 每个次级群体内的结婚率都在下降, 交互项的系数都显著为负值 (见表 6)。双差分方程的适用条件是, 两个次级群体在没有干预的条件下, 结婚率随时间变化的方向 (速度) 一致。而干预则使受到干预的群体, 发生了更大变化或者逆转了变化方向。显然, 当进入婚姻市场的研究生供给增加时, 搜寻成功的概率加速下降了: 尤其是新进入的研究生, 女性所占比例提高。在三个窗格中, 所有四个受教育群体在此期间的结婚率都显著下降了, 25—34 岁女研究生的交互项系数 (绝对值) 最大: 女性的结婚率下降了 12.8%, 而男性只下降了 9.8%。

表 6 扩招对适龄队列的影响 (被解释变量: 有配偶, 1; 其他, 0)

	高中	大专	本科	研究生及以上
年份	-0.011 (0.001)	-0.015 (0.001)	-0.012 (0.002)	-0.013 (0.005)
队列	-0.364 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.623 (0.006)	-0.635 (0.026)
年份×队列	-0.028 (0.001)	-0.035 (0.002)	-0.056 (0.003)	-0.102 (0.010)
观测值	1 145 782	456 645	231 382	22 430
女性样本				
年份×队列	-0.023 (0.002)	-0.041 (0.003)	-0.061 (0.005)	-0.128 (0.020)
观测值	549 752	209 146	91 866	7 589
男性样本				
年份×队列	-0.030 (0.002)	-0.040 (0.003)	-0.063 (0.003)	-0.098 (0.012)
观测值	596 030	247 499	139 516	14 841

注: 在上部窗格的全样本中, 控制变量为性别、年龄和城市规模; 在下部分性别样本中, 控制变量为年龄和城市规模。括号内为标准差。

然而, 当所有的次级群体内怀疑受到扩招干预的年轻队列都有下降的结婚态势时, 我们并不能准确把握扩招对婚姻的真正影响, 只有控制了不受扩招影响群体的婚姻变化趋势后, “剩下的效应”才是扩招导致的。这时, 模型扩展到了三次差分方程。

扩招后入学的研究生, 在 2005 年大多处于 25—34 岁队列, 全面进入婚姻市场; 扩招后入学的本科生和专科生, 在 1999 年为 19—21 岁, 到 2005 年, 变成 25—27 岁, 开始进入婚姻市场。从受到干预的密度看, 他们不如

研究生群体那么强：在25—34岁本专科生群体内，只有偏向年轻队列（25岁）一端的样本，才可能受到了高校扩招的影响。本文用两种策略侦测干预密度不同产生的影响：第一，扩展对控制组的选择，察看扩招的影响；第二，分队列观察，预期随着年龄增大，三次交互项系数会缩小并变得不显著。

表7报告了三次差分模型的回归分析结果。首先，将本科毕业生作为研究生的控制组，观察研究生的相对婚姻选择，结果报告在左边窗格里。可以看出，无论是全样本还是分性别样本，相对于本科生，25—34岁的研究生结婚率都在显著下降。全样本中，三次交互项系数 γ 为-0.048，统计上非常显著，可解读为受到扩招干预的研究生，在此期间的结婚率下降了4.8个百分点；相对于本科生，女研究生下降了6.6个百分点；男研究生则下降了3.8个百分点。

表7 三次差分回归分析结果(被解释变量:有配偶,1;其他,0)

	研究生—本科生			本科生—高中生		
	全样本	女性	男性	全样本	女性	男性
年份	-0.012 (0.002)	-0.005 (0.003)	-0.009 (0.002)	-0.011 (0.001)	-0.011 (0.001)	-0.013 (0.001)
教育程度	0.025 (0.004)	0.003 (0.012)	0.021 (0.004)	0.027 (0.001)	0.001 (0.003)	0.026 (0.001)
队列	-0.620 (0.006)	0.033 (0.007)	-0.708 (0.007)	-0.396 (0.002)	0.021 (0.002)	-0.374 (0.003)
年份×教育	-0.001 (0.005)	0.004 (0.013)	0.000 (0.005)	0.002 (0.002)	0.009 (0.003)	0.004 (0.002)
年份×队列	-0.056 (0.003)	-0.061 (0.005)	-0.063 (0.003)	-0.028 (0.001)	-0.023 (0.002)	-0.030 (0.002)
教育×队列	-0.015 (0.008)	0.008 (0.016)	-0.015 (0.010)	-0.057 (0.002)	-0.037 (0.004)	-0.049 (0.003)
年份×教育×队列	-0.048 (0.010)	-0.066 (0.019)	-0.038 (0.013)	-0.039 (0.003)	-0.050 (0.005)	-0.041 (0.004)
OBS	253 812	99 455	154 357	1 377 164	641 618	735 546

注：控制变量为性别，年龄和城市规模。括号内为标准差。

其次，将高中毕业生作为本科生的控制组，结果报告在右边窗格里。在总样本中，相对于高中毕业生，25—34岁的本科生在此期间结婚率下降了约4个百分点；女本科生下降了5个百分点；男本科生下降了4个百分点。可以看出，研究生相对于本科生结婚率显著下降，本科生相对于高中生的结婚率也在显著下降。作者还在同样的模型设定形式下考察了大专生和高中生之间的结婚对比，三个交互项系数分别为1%、2%和1%，统计上都是显著的。这与推论一相一致：受教育延长会降低搜寻成功概率；推论二也得到检验：

性别结构变化,使女研究生(本科生)搜寻失败的概率提高更大。

高校扩招对婚姻市场的影响,还会从初婚年龄变化上体现出来:当更多女研究生进入婚姻市场,会增大搜寻的难度和增加搜寻时间,其结果,除了退出者增多,还导致初婚年龄增大。仍将25—34岁的本科生作为研究生的控制组,表8显示,同样年龄组的研究生在此期间的初婚年龄显著增加了:女研究生的初婚年龄提高了0.3岁,男研究生则提高了0.33岁。

表8 不同受教育群体的初婚年龄变化

	研究生—本科生			本科生—高中生		
	全样本	女性	男性	全样本	女性	男性
年份	0.017 (0.021)	-0.368 (0.035)	0.211 (0.026)	-0.330 (0.008)	-0.429 (0.011)	-0.246 (0.012)
教育程度	0.263 (0.058)	0.263 (0.112)	0.276 (0.068)	0.830 (0.018)	1.106 (0.030)	0.695 (0.023)
队列	-1.832 (0.055)	-1.614 (0.075)	-1.838 (0.066)	-1.179 (0.018)	-1.631 (0.024)	-2.026 (0.027)
年份×教育	-0.049 (0.070)	0.070 (0.131)	-0.147 (0.082)	0.312 (0.022)	0.033 (0.036)	0.423 (0.029)
年份×队列	0.274 (0.027)	0.632 (0.042)	0.085 (0.034)	0.484 (0.011)	0.611 (0.015)	0.367 (0.017)
教育×队列	-0.065 (0.078)	0.000 (0.136)	-0.143 (0.096)	0.118 (0.023)	-0.071 (0.036)	0.176 (0.030)
年份×教育×队列	0.305 (0.093)	0.303 (0.160)	0.327 (0.117)	-0.176 (0.029)	0.037 (0.044)	-0.239 (0.038)
OBS	214 494	85 122	129 372	1 240 581	595 939	644 642

注:被解释变量为初婚年龄。括号内为标准差。

把高中生设为本科生的控制组时,25—34岁的本科生初婚年龄反而下降了0.18岁。比起高中生,女本科生的初婚年龄没有变化,三次交互项系数统计上不显著。男本科生的初婚年龄反而下降了0.24岁,统计上显著。男本科生初婚年龄出现下降态势背后的原因尚待研究,但就本文关注的高校扩招影响来说,研究生初婚年龄变化和结婚率下降,提供了与预期相一致的证据。

因无法准确识别入学时间,本文推断,2005年数据中接近25岁人口队列受到扩招干预的强度更大,那么,模型(2)的 γ 系数在低年龄队列中会更大,在高年龄队列中更小。表9报告了分年龄的 γ 系数和标准差:无论是研究生和本科生样本中,还是本科生和高中生样本中,本文预期的系数大小和显著性都基本成立。

表9 对高校扩招干预密度的考察(三次交互项 γ 系数)

	研究生—本科生			本科生—高中生		
	所有样本	女性	男性	所有样本	女性	男性
25岁	-0.090 (0.066)	-0.195 (0.101)	-0.038 (0.080)	-0.063 (0.013)	-0.089 (0.019)	-0.068 (0.016)
26岁	-0.177 (0.052)	-0.221 (0.070)	-0.153 (0.072)	-0.088 (0.012)	-0.101 (0.017)	-0.095 (0.017)
27岁	-0.110 (0.041)	-0.174 (0.050)	-0.045 (0.057)	-0.051 (0.011)	-0.060 (0.015)	-0.069 (0.015)
28岁	-0.133 (0.033)	-0.084 (0.050)	-0.165 (0.045)	-0.051 (0.010)	-0.063 (0.012)	-0.056 (0.014)
29岁	-0.090 (0.029)	-0.081 (0.040)	-0.085 (0.041)	-0.027 (0.008)	-0.030 (0.011)	-0.038 (0.012)
30岁	-0.030 (0.029)	-0.081 (0.042)	0.002 (0.040)	-0.014 (0.007)	-0.019 (0.010)	-0.016 (0.010)
31岁	-0.027 (0.024)	-0.038 (0.038)	-0.020 (0.031)	-0.016 (0.006)	-0.019 (0.010)	-0.017 (0.009)
32岁	-0.033 (0.020)	-0.056 (0.031)	-0.020 (0.026)	-0.010 (0.006)	-0.007 (0.009)	-0.012 (0.008)
33岁	0.002 (0.020)	0.021 (0.041)	-0.007 (0.022)	-0.017 (0.006)	-0.031 (0.009)	-0.007 (0.007)
34岁	0.001 (0.018)	0.000 (0.038)	0.003 (0.021)	-0.005 (0.005)	-0.004 (0.009)	-0.007 (0.007)
25—29岁	-0.107 (0.018)	-0.117 (0.027)	-0.101 (0.024)	-0.068 (0.005)	-0.081 (0.007)	-0.076 (0.007)
OBS	171 163	66 413	104 750	963 720	450 694	513 026
30—34岁	-0.016 (0.011)	-0.033 (0.021)	-0.008 (0.013)	-0.012 (0.003)	-0.015 (0.005)	-0.011 (0.004)
OBS	173 468	63 388	110 080	967 707	444 505	523 202
40—44*岁	0.018 (0.011)	0.046 (0.035)	0.014 (0.010)	0.008 (0.003)	0.015 (0.008)	0.004 (0.004)
	104 472	35 426	69 046	653 777	299 510	354 267

注：被解释变量，有配偶，1；其他，0。括号内为标准差。

在研究生和本科生样本中，26—29岁的 γ 系数不仅更大，而且统计上非常显著。尤其是女性样本中，女研究生的结婚概率下降了8—22个百分点。在31—34岁样本中， γ 系数接近于0且统计上不显著。在低年龄队列中，女性的 γ 系数明显大于男性。

右边窗格报告了本科生和高中生样本的 γ 系数。本科生结婚率的相对下降幅度，最大发生在25—28岁，下降了5—9个百分点；随着年龄增大，下降幅度开始变小。越是接近25岁队列，结婚率下降的幅度也越大。与左边窗

格略为不同的是,30岁以上队列中, γ 系数下降到1%—3%,但大多在统计上显著。这可能是样本规模增大所导致:本科生和高中生的目标样本规模有数十万,一个微小的变化,都会被准确地捕获。研究生和本科生的样本要比后者少得多。

为了将干预强度对婚姻市场的影响更清晰说明,克服有限样本导致的估计结果不稳健¹³,在窗格的下部,将25—34岁队列分为25—29岁组和30—34岁组。同样以35—44岁作为控制组。这时发现,25—29岁的系数在0.1—0.12,统计上非常显著;30—34岁的系数不仅很小,且统计上不显著。本科生和高中生样本也给出了近似的结果,系数很小但统计上显著。

(三) 证伪检验

检验一。前面看到,在低年龄组别, γ 系数更大且统计上显著。那么,怎么能证明 γ 系数是高校扩招导致的结婚率下降呢?下面进行证伪检验。基本思路为,那些没有受到高校扩招影响的人口队列,就不会出现结婚率的下降。本文的策略是将35—44岁队列这个控制组劈裂(split),以35—39岁作为“新(人为)控制组”,将40—44岁作为“新(人为)干预组”。当然,40—44岁人口队列是不可能受到高校扩招影响的。

表9最下面的窗格,报告了40—44岁群体作为“新干预组”时三次差分模型的 γ 系数。无论是“研究生—本科生”样本,还是“本科生—高中生”样本,系数都是正数且统计上不显著。这提供了一个反证:如果没有受到高校扩招的干预,在婚姻市场上就不会表现出显著为负的效应。在本科生—高中生样本中,女性群体的 γ 系数同样很小,在大样本条件下,可以视为不显著。可以说,证伪检验的结果与预期一致。

检验二。利用干预前的两个时期构建证伪检验是一个标准的做法(DiNardo and Lee, 2011)。1990年到2000年人口普查数据还没有受到高校扩招的影响,是一个性状良好的“干预前阶段”,此期间发生的婚姻市场变化,与高校扩招没有关系。使用同样的年龄阶段和模型设定(三次差分方程),比较本科生和高中生、大专生和高中生在此期间的婚姻选择变化¹⁴,那么,可以预期,25—34岁的本科生,将不会降低婚姻率。在表10中,报告了三次差分方程的交互项 γ 系数。

¹³ 在2000年数据中,一个年龄队列的研究生观测值通常只有100—200人,在考察年龄效应时,有小样本风险。这是理解一些低年龄组系数不显著的原因。

¹⁴ 1990年人口普查问卷中,教育分类最高为“大学本科”。

表10 1990—2000年的结婚选择(被解释变量:1,有配偶;0,其他)

	本科—高中			大专—高中		
	全样本	女	男	全样本	女	男
年份×队列×教育	0.022 (0.005)	0.022 (0.009)	0.004 (0.006)	0.006 (0.003)	0.028 (0.005)	-0.013 (0.004)
观测值	822 269	383 285	438 984	928 197	433 040	495 157
年份×队列×教育	0.017 (0.006)	0.014 (0.011)	0.002 (0.008)	0.003 (0.004)	0.020 (0.006)	-0.023 (0.006)
观测值	596 245	277 617	318 628	674 913	314 421	360 492
年份×队列×教育	0.011 (0.005)	0.028 (0.011)	0.004 (0.006)	0.012 (0.003)	0.040 (0.006)	-0.004 (0.004)
观测值	564 674	260 110	304 564	637 536	291 616	345 920

注:年份,1990年为0,2000年为1;教育,高中为0,本科或大专为1;队列,35—44岁为0,25—34岁为1。括号内为标准差。

资料来源:1990—2000年人口普查微观数据。

上面窗格为全样本,1990—2000年间,相对于高中生,本科生结婚的概率提高了2.2个百分点;女本科生结婚的概率提高了2.2个百分点;男本科生没有显著变化。相对于高中生,大专生结婚概率提高了0.6个百分点,女大专生提高了2.8个百分点,男大专生则下降了1.3个百分点。

中间窗格报告了以25—29岁群体为“人为干预组”和35—44岁为“控制组”时的三次交互项系数。结果和上部窗格一致:所有(年轻)本科生结婚概率提高了1.7个百分点,女本科生提高了1.4个百分点,男本科生没有显著变化。所有(年轻)大专生结婚概率没有显著变化,但女性显著提高了2个百分点,而男性则显著下降了2.3个百分点。

下部窗格报告了以30—34岁群体为“人为干预组”和35—44岁为“控制组”时的三次交互项系数。变化的结果与上部窗格和中部窗格一致:30—34岁的本科生结婚概率提高了1.1个百分点,女本科生提高了2.8个百分点,男本科生没有显著变化。30—34岁的大专生结婚概率提高了1.2个百分点,女性提高了4个百分点,男性则没有显著变化。

可以说,1990—2000年,25—34岁的本科生和大专生,并没有降低结婚率。这个结果和2000—2005年之间的结果,是完全不同的。

(四) 扩展性检验——来自城镇住户调查数据的证据

本文使用的人口普查微观数据只有2000年和2005年两期,优点是样本巨大,不担心抽样偏差,但不足之处是间隔只有5年,扩招一直持续到2009年以后才减速。可以预料,2005年以后,进入婚姻市场的扩招后高校毕业生增多,对婚姻市场的影响也会持续增大。本文使用国家统计局2002年、2003年、2005年、2007年、2009年五个年份的城镇住户调查数据,检验扩招对婚姻市场的影响,作为补充性证据。虽然1999年入学的本科生在2003年开始

毕业,但可以假定他们刚进入劳动力市场,尚未进入婚姻市场,因此,本文把2002年和2003年观测值合并视为“干预前”¹⁵。此后年份,大学生和研究生进入婚姻市场,这个数量影响会被不同年份的城镇住户数据所记录。¹⁶

根据五个年份混合截面数据的结构特征,本文将2005年及以后年份视为“干预后”。作者以出生队列来识别是否受到扩招的影响:将1979年及以后出生的本科生和1974年及以后出生的研究生,视为受扩招影响的人群,将研究生样本合并到本科生群体中;将高中毕业生作为本科生的控制组。其结果报告在表11的左边窗格。由于城镇住户调查数据的时间跨度比2005年延后了4年,预期在2007年和2009年的“干预效应”会持续增大。为避免小样本问题,本文将本科生的年龄下调到“23岁且已毕业”。

表11 高校扩招对结婚选择的影响(被解释变量:有配偶,1;其他,0)

	全样本			女性样本		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
本科	0.014 (0.010)	0.013 (0.010)	0.011 (0.010)	-0.021 (0.016)	-0.021 (0.016)	-0.021 (0.016)
出生队列	-0.583 (0.018)	-0.560 (0.019)	-0.518 (0.021)	-0.662 (0.027)	-0.642 (0.028)	-0.621 (0.030)
年份	-0.025 (0.006)	-0.051 (0.006)	-0.098 (0.008)	-0.026 (0.007)	-0.049 (0.008)	-0.079 (0.010)
本科×队列	-0.030 (0.033)	-0.031 (0.033)	-0.031 (0.032)	-0.043 (0.038)	-0.045 (0.038)	-0.047 (0.038)
年份×本科	0.014 (0.011)	0.021 (0.011)	0.020 (0.013)	0.037 (0.017)	0.046 (0.018)	0.048 (0.020)
年份×队列	0.333 (0.021)	0.408 (0.022)	0.518 (0.025)	0.472 (0.031)	0.555 (0.032)	0.646 (0.034)
本科×队列×年份	-0.121 (0.039)	-0.154 (0.040)	-0.185 (0.044)	-0.210 (0.048)	-0.262 (0.050)	-0.286 (0.056)
观测值	19 774	15 824	11 218	10 003	8 025	5 719
大专×队列×年份	-0.046 (0.027)	-0.073 (0.029)	-0.100 (0.035)	-0.096 (0.041)	-0.133 (0.043)	-0.166 (0.049)
观测值	23 985	19 031	13 574	12 602	10 022	7 177

注:控制变量为性别,年龄,城市规模。括号内为标准差。

资料来源:城镇住户调查数据(2002年,2003年,2005年,2007年,2009年)。

¹⁵ 把2002年和2003年样本合并作为“干预前”,一个考虑是样本规模:如果单独使用2002年或2003年作为干预前,25—34岁女本科生样本分别只有165人和166人。把2003年假定为“干预前”具有合理性:城镇住户调查标准时间为7月中下旬—8月中下旬。2003年8月中下旬完成调查时,1999年入学的本科毕业生刚离校不到2个月,结婚的概率接近于0。

¹⁶ 把高校扩招看做一个“自然实验”,任何一个经科学抽样产生的大样本观测性数据,都会把“实验结果”记录下来。不同的观测性数据,应该都收敛于真实的结果。使用不同来源数据以辅证主要数据结果可信性,是经验分析中常见的策略,见Goldin and Rouse(2000)、Goldin and Katz(2002)。

表 11 中方程 (1) 为所有年份的样本, 2005—2009 年都被定义为“干预后”; 方程 (2) 去掉了 2005 年样本, 只有 2007—2009 年被定义为“干预后”; 方程 (3) 则只保留 2002—2003 年和 2009 年样本。可以推断, 这样的梯次设计, 会使干预效应增大。

在所有样本中, 方程 (1) 的三次交互项系数为 -0.121 , 统计上显著, 意味着 2005 年及以后的本科生, 相对于高中生, 结婚的概率比 2002—2003 年下降了 12 个百分点; 2007 年及以后, 三次交互项系数为 -0.154 , 结婚概率下降了 15.4 个百分点; 2009 年, 本科生结婚的概率比 2002—2003 年下降了 18.5 个百分点。高校扩招对男女本科生婚姻选择的影响是不同的, 右边窗格为女性样本, 三个方程中, 交互项系数分别为 -0.21 , -0.262 和 -0.286 , 结婚率的下降幅度显著大于男女混合样本。男性样本中, 三次交互项的系数不显著异于零, 在此未报告其结果。¹⁷

城镇住户调查数据虽然时间跨度和人口普查数据不完全一致, 但估计结果却是基本一致的: 随着本科生越来越多地进入婚姻市场, 他们结婚的概率显著下降且越来越大。

大专与本科同时录取, 但大专学制为 2—3 年, 大专生毕业时, 年龄要小于本科毕业生, 他们有更长的婚姻市场搜寻时间, 应该有相对更高的搜寻成功率。下半窗格报告了同样模型下, 大专生和高中生相比时, 三次交互项的系数。在总样本中, 方程 (1) 的“干预后”为 2005—2009 年三个年份, 其系数为负值但不显著; 方程 (2) 舍弃了 2005 年样本, 三次交互项系数增大 (-7.3%) 且开始变得显著; 只比较 2002—2003 年和 2009 年样本 (3) 时, 三次交互项系数进一步增大到 -10% 。右边窗格为女性样本, 其系数大于总样本且统计显著性一致。

对高校扩招干预密度的测量结果, 与表 7 显示的结果是一致的: 受到扩招干预越强的年轻队列, 在婚姻市场上受到的影响越大。

五、婚姻市场和劳动力市场的教育收益

假定女性在选择受教育程度时, 同时考虑了劳动力市场收益和婚姻收益, 把所嫁丈夫的收入视为婚姻收益——这是个简单测量, 那么, 她所接受的教育程度就是一个理性选择的结果。本文对女性的教育程度分阶段考察收益率, 从而对劳动力市场和婚姻市场上是否出现过度教育进行判断。由于教育年限在

¹⁷ 作者还采用另一个口径定义受高校扩招干预的年龄组: 1979 年出生队列, 到 2009 年已经 30 岁, 那么, 将所有年份的 23—30 岁人口定义为“干预组”, 将 35—44 岁定义为“控制组”。这样处理, 可以评估用出生队列来界定受干预对象时估计结果的稳健性, 同时, 还更有效地避免了小样本难题。估计结果中, 系数和显著性略有下降, 但与表 11 基本一致。

工资方程中的内生性,本文在采用普通最小二乘估计的同时,还以出生季度为工具变量,估计女性在两个市场上的教育收益率。估计结果报告在表 12 中。

表 12 不同市场的边际教育收益率(女性样本)

	小学	初中	高中	大专	本科	研究生及以上	全样本
婚姻市场							
OLS	0.026 (0.001)	0.059 (0.001)	0.093 (0.001)	0.115 (0.001)	0.066 (0.002)	0.046 (0.002)	0.066 (0.002)
2SLS	0.211 (0.246)	0.502 (0.130)	0.211 (0.038)	0.408 (0.178)	-0.176 (0.200)	0.222 (0.533)	0.137 (0.011)
C-D F 值	0.95	9.23	62.16	5.80	3.52	0.36	126.40
H-J test	15.99	0.42	7.78	2.80	3.85	1.20	1.811
卡方值	0.000	0.812	0.020	0.247	0.146	0.548	0.404
劳动力市场							
OLS	0.026 (0.001)	0.070 (0.001)	0.144 (0.001)	0.202 (0.001)	0.108 (0.001)	0.063 (0.002)	0.117 (0.000)
2SLS	0.491 (0.406)	0.307 (0.111)	0.223 (0.043)	0.454 (0.169)	0.025 (0.258)	0.564 (0.448)	0.160 (0.011)
C-D F 值	0.803	7.872	48.95	5.683	1.429	0.784	110.72
H-J test	0.386	0.17	3.91	0.809	5.103	0.474	1.628
卡方值	0.825	0.919	0.142	0.667	0.078	0.789	0.443

资料来源:2005年1%人口抽样调查数据。

首先,观察婚姻市场收益——以丈夫的月收入对数值作为被解释变量。对所有已婚女性样本的教育收益率,OLS估计结果为6.6%;2SLS估计结果为13.7%。虽然差异显著,却符合大多数工具变量估计的经验结果(Card, 1999)。然而,分教育阶段估计的边际收益率差异却很大:初中到高中这个阶段,提高受教育年限的收益率分别为9.3%(OLS)和21.1%(2SLS);高中到大专阶段教育收益率分别为11.5%和40.8%,显然,这个阶段的2SLS估计值似乎过高了。观察一下2SLS估计第一阶段的F值会发现,只有初中—高中阶段,才是一个强工具变量。其他教育阶段,都是弱工具变量。这时估计得到的教育系数,大多统计上不显著,而且是有偏差因而是不可信的。

出生季度影响受教育程度的选择,主要发生在初中和高中阶段,因此,初中到高中阶段的收益率是可信的,这是一个局部干预效应(LATE)。对评估研究生教育是否过度这个目标来说,几乎没有提供有价值的信息。只能借助OLS估计结果,这时看到,大专及以上学历的教育收益率在递减,相比于本科生,研究生的婚姻收益率只有4.6%。可以说,在婚姻市场上,教育程度提高带来的边际收益率是个倒U形曲线。

初中到高中阶段,出生季度是个强工具变量,但如果使用三个季度作为工具变量,没有通过Hansen检验。当使用一个工具变量时(出生在第四季度

为1，其他季度为0），这时，教育收益率为23%，与使用三个工具变量的结果几乎没有差异。

其次，观察劳动力市场收益。来自总样本的结果显示，OLS估计的教育收益率为11.7%，2SLS估计的结果为16%。略高于婚姻市场。分教育程度观察，收益率最高的阶段是初中到高中和高中到大专阶段，OLS估计结果分别为14.4%和20.2%；2SLS估计结果分别为22.3%和45.4%。高中到大专阶段，第一阶段的 F 值只有5.68，出生季度已经是弱工具变量了。从OLS估计结果看出，不同受教育阶段，劳动力市场的收益率也是个倒U形曲线。

把婚姻市场和劳动力市场的教育收益率放在一起比较可以推断，对女性来说，教育程度超过大专以后，同时面临教育收益率的下降，尤其是在本科到研究生阶段，婚姻市场的收益率更低。

六、对潜在偏差的评估

在估计女性在婚姻市场的教育收益时，本文使用2005年1%人口抽样调查数据，对家庭内的夫妻进行了匹配，由于迁移会导致“人户分离”，这时，一些有配偶的女性，因丈夫不在家而失去丈夫的信息。如果这些人户分离的家庭是有选择性的，那么，本文对女性婚姻市场的收益率估计就是有偏差的。作者对这个因素作了评估，比较了三类女性：未婚、结婚且与丈夫生活在一起、结婚但丈夫不在家。发现第三类女性的市场表现、劳动参与率、收入水平，和第二类女性接近，但和第一类女性差异显著。这意味着人户分离的家庭，即使有选择性，也不会对本文的估计结果产生显著影响。

另一个保证本文研究结论可信性的因素是，能匹配在一起的人户未分离家庭样本，超过了90%（女性为本科及以下的家庭，能匹配起来的样本为92%—94%）；研究生群体略低，但匹配率也达到了89%。人户分离虽然是研究女性婚姻收益的技术性瑕疵，但遗失样本的比例似乎不大。由此推断，对估计结果的影响不大。

在项目评估中，时间是个重要因素，也是个困难因素。本文在时间跨度取舍上面临困难：使用人口普查数据时，时间跨度短，高校扩招后的毕业生进入婚姻市场的时间只有3—4年，“干预效应”尚未充分显示出来；但也有好处，对高校毕业生供给增加，婚姻市场还未做出充分调整，其干预结果是相对“干净”的。使用城镇住户数据时，时间跨度延长，扩招对婚姻市场的影响会充分显示出来，但，时间延长也有坏处，婚姻市场上高校毕业生的供求数量和结构都发生了显著变化，“一般均衡效应”不可避免，那么，所估计的三次交互项系数在解释为“干预效应”时就应当慎重。一致性和稳健性成为此消彼长的难点。从城镇住户数据显示的本科毕业生三次交互项系数显著大于人口普查数据这个结果看，是与我们的预期相一致的。

本文面对一个不完美的证据：如果扩招后性别结构变化，使女性在婚姻市场上的地位变得不利，那么，男性则因女性供给增加而在婚姻市场上变得更有利：所挑选的范围和数量更大，但是，人口普查数据显示，男研究生的结婚率也在下降。城镇住户调查数据限于样本未专门考察男研究生，但即使是本科生，在一个更长的时间跨度内，也没有观察到男性有结婚率下降的趋势。两个数据关于男性的证据是不一致的。正如 Lefgren and McIntyre (2006) 所指出的，“男性的婚姻行为更复杂”。对男研究生婚姻选择的研究，需要更长时间的观察、更大样本的微观数据，以及更加精致的研究设计。

是否有其他重大的社会环境变化导致了接受高等教育群体的婚姻选择行为发生了变化呢？一个常被怀疑的因素是大城市住房价格在2002年以来的急剧提高。住房价格提高是否降低了结婚激励呢？考察一下中国的环境，就可以否定这个推测：房价上升对任何收入群体都是一样的，而研究生不仅收入高、岗位体面、更容易得到住房贷款和变相的福利房源等，恰恰增大了他们在婚姻市场上的优势。房价升高，使两个人才能买得起房，助推人们选择结婚。然而，相对于计划经济时代，只有结婚才能从单位分配住房，今天的住房从市场上可以获得，确实便利了那些缺少结婚激励的群体。如果把这个群体视为人群中的“不接受者”(Never taker)，而这个群体在人口队列中的比例是稳定的，住房可得仅仅是把他们由暗转明。但高校扩招导致的结婚率下降，真正受到关注的，是那个有结婚意愿的更大群体(Complier)，这个群体不可能因住房可得而放弃结婚。

还有一个可能影响婚姻市场选择的因素：独生子女政策。1979年开始出生的独生子女，考大学时间与高校扩招几乎同步，如果独生子女结婚的意愿更低，那么，本文所估计的“干预效应”中，就包含了独生子女的贡献。只有2005年的人口普查数据能观察30岁以下的人是否有兄弟姐妹，无法在混合截面数据中应用。通过比较25—30岁不同受教育程度的独生子女和非独生子女结婚概率，发现独生子女在每个年龄上都有更低的比例。然而，控制这个因素后，不同教育程度之间的结婚率差异仍是显著的。

七、结论与含义

通过国际比较发现，2010年，日韩等发达国家25—34岁人口中接受高等教育的比例在60%左右，而中国只有18.5%，巨大的差距，既是追赶的空间和动力，也是我们相信今天高等教育规模并未过度的依据。扩大高等教育规模，提高劳动者素质，能使其在市场上有更强的适应性，从而降低他们在结构转型和产业升级中面临的风险。全社会人力资本提高则是经济增长的推动因素。因此，进一步扩大高等教育规模，方向是正确的。但对扩招的过程及其影响，要作深入的研究和处理，因为扩招对婚姻市场的不利影响已经显现

出来，对热衷于经济增长并不断寻求增长源泉的各级政府来说，这个负面影响还没有引起关注。

发达国家高等教育走过的历程显示，女性会占据主导地位，其劳动力市场参与率因受教育水平提高而不断提高（Goldin *et al.*，2006）。中国高等教育的性别结构逆转，在更短的时间内发生了。中国女性的劳动参与率，一直在国际上处于较高水平，这个传统，会激励那些接受了高等教育的女性参与劳动力市场，甚至占据那些竞争激烈的工作岗位，这限制了她们投入家庭的时间。从一定意义上说，那些接受了高等教育的“剩女”，大多是劳动力市场上的成功者（Bertrand *et al.*，2010），中国也显示出同样的特征。

接受高等教育的女性不结婚的概率显著提高了。在中国劳动年龄人口开始减少、总和生育率远低于更替水平的条件下，中国会遭遇多重损失：不仅会进一步减少出生人口数量，而且，减少的恰恰是潜在最优家庭的人口。这群最有生物学和社会学优势的人口没有出生，阻断了家庭内人力资本的代际传递——受教育程度高的父母更利于子女教育（Currie and Moretti，2003；Liu and Nordström Skans，2010）。从微观层面看，这些不结婚者进入老年时，即使能为自己积累足够的养老金，也会缺少家庭内的照料和安慰，面临更高的身心健康风险。

三十多年的人口控制政策导致严重的性别失衡，男性更多导致的婚姻挤压及社会风险，一直是社会各界关注的问题。接受高等教育的女性，无论是出于自愿还是环境所迫，事实上选择了单身，进一步加重了男性的独身状态——主要是那些低教育群体，增加了潜在的社会风险，如性犯罪。如果接受高等教育的男性选择不结婚，不仅挤压了接受高等教育的女性，也间接挤压了受教育程度低的男性同伴，使其找不到配偶。

Bertrand *et al.*（2010）考察了芝加哥大学商学院的历届 MBA 毕业生后发现，女性为了家庭，选择竞争不太激烈的岗位，或者退出了竞争激烈的岗位，随着时间延长，与男同学的收入差距拉大。那些没有结婚的女性毕业生，则可以一直坚持在竞争激烈的岗位上，其收入水平不亚于男同学。退出是理性选择。另一项关于女性福利的研究显示，受过大学教育的女性，幸福感最高的是“有家庭无工作者”，其次才是“有家庭有工作者”，再次是“有工作无家庭者”，最不快乐的是“无家庭无工作者”（Bertrand，2013）。因此，接受了高等教育的女性如果不结婚成家，无论对自身还是对社会，都是一种持续存在的风险。不可因她们今天劳动力市场的成功，而忽视了这个长期风险。

本文研究 1999 年开始的高校扩招对婚姻市场的影响。由于数据限制，本文只能观测到最晚为 2009 年的婚姻状况。我们看到，本科生和研究生的结婚率比扩招前有很大幅度的下降，男女皆然，但女性的结婚率下降幅度更大。女研究生的结婚概率下降了 8—22 个百分点。人口普查数据的结果显示，受到扩招干预的密度越大，结婚率下降的幅度也越大。城镇住户数据提供了一

致的证据：2009年本科生结婚的概率比2002—2003年下降了18.5个百分点，女本科毕业生的结婚率甚至下降了28.6个百分点。

从本文的研究结论能引申出什么样的政策含义呢？首先，对高校扩招的长期影响需要关注和研究，这个事件几乎影响了全国近一半的家庭。其次，女性在高等教育阶段占主导地位是发达国家经历过的事实，那么，应以此为出发点，寻找干预的措施，比如，能否在大学阶段，调整课程设置，对大学生进行婚育教育，帮助毕业生为参与婚姻市场和组建家庭做好准备。对那些有成立家庭意愿的年轻人，不可因其缺少相关知识和信息或者不准确期待值等原因，忽略了未来必然面临的婚姻市场选择，导致搜寻失败。

参 考 文 献

- [1] Abramitzky, R., A. Delavande, and L. Vasconcelos, “Marrying Up: The Role of Sex Ratio in Assortative Matching”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3 (July), 124—157.
- [2] Angrist, J., and A. Krueger, “Does Compulsory School Attendance affect Schooling and Earnings?”, *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106, 979—1014.
- [3] Becker, G., “A Theory of Marriage”, *NBER Working Paper*. No. 2970, 1974.
- [4] Becker, G., “Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education”, *University of Chicago Press*, 1975.
- [5] Bertrand, M., “Career, Family and the Well-Being of College-Educated Women”, *American Economic Review Papers & Proceedings*, 2013, May.
- [6] Bertrand, M., C. Goldin, and L. Katz, “Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2 (July), 228—255.
- [7] Boschini, A., C. Hakanson, A. Rosen, and A. Sjogren, “Trading off or Having it All? Completed Fertility and Mid-Career Earnings of Swedish Men and Women”, Working Paper, Stockholm University, 2011.
- [8] Cai, F., “Over Education or Over Employment?”, *Cai Jing*, 2014, May 12. (in Chinese)
- [9] Card, D., “The Causal Effect of Education on Earnings”, in Ashenfelter, O., and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics* Volume 3A. Amsterdam: Elsevier, 1999.
- [10] Choo, E., and S. Aloysius, “Who Marries Whom and Why?”, *Journal of Political Economy*, 2006, 114(1), 175—201.
- [11] Currie, J., and E. Moretti, “Mother’s Education and the Intergenerational Transmission of Human Capital: Evidence from College Openings”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118 (4), 1495—1532.

- [12] DiNardo, J. , and D. Lee, “Program Evaluation and Research Design”, *Handbook of Labor Economics*. Vol. 4A. North Holland is an imprint of Elsevier, 2011.
- [13] Goldin, C. , and C. Rouse, “Orchestrating Impartiality: The Impact of ‘Blind’ Auditions on Female Musicians”, *The American Economic Review*, 2000, 90(4)(Sep.), 715—741.
- [14] Goldin, C. , and L. Katz, “The Power of the Pill: Oral Contraceptives and Women’s Career and Marriage Decisions”, *Journal of Political Economy*, 2002, 110(4)(August), 730—770.
- [15] Goldin, C. , L. Katz, and I. Kuziemko, “The Homecoming of American College Women: The Reversal of the College Gender Gap”, *The Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20(4)(Fall), 133—156.
- [16] Goldstein, J. , and K. Catherine, “Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U. S. Women”, *American Sociological Review*, 2001, 66(4), 506—219.
- [17] Isen, . A. , and B. Stevenson, “Women’s Education and Family Behavior: Trends in Marriage, Divorce and Fertility”, *NBER Working Paper*, No. 15725, 2010.
- [18] Lefgren, L. , and F. McIntyre, “The Relationship between Women’s Education and Marriage Outcomes”, *Journal of Labor Economics*, 2006, 24 (4) (October), 787—830.
- [19] Liu, Q. , “ Can We Have it All? Marriage and the Returns to Education in Sweden”, *Working Paper*, Uppsala University, 2009.
- [20] Liu, Q. , and O. Nordstrom Skans, “The Duration of Paid Parental Leave and Children’s Scholastic Performance”, *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2010, 10(1), 1—35.
- [21] Lleras-Muney, A. , “ The Relationship between Education and Adult Mortality in the United States”, *NBER Working Paper* No. 8986, 2002.
- [22] Lochner, L. , and E. Moretti, “The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self-Reports”, *American Economic Review* , 2004, 94(1)(Mar), 155—189.
- [23] Schwartz, C. , and R. Mare, “Trends in Educational Assortative Marriage from 1940 to 2003”, *Demography* , 2005, 42, 621—646.
- [24] Wang, J. , Y. Zhou, Y. Gao, N. Dong, L. Liu, and X. Yang, “Review of Investigative Analysis of Disabled Children from 1993—200 in the Province of Heilongjiang”, *Chinese Journal of Family Planning*, 2006, 3, 157—160. (in Chinese)
- [25] Wu, Y. , “Search for Archimedes’ Lever: Is Quarter-of-Birth Really a Weak Instrumental Variable?”, *China Economic Quarterly*, 2010, 9(2), 661—686. (in Chinese)
- [26] Wu, Y. , and Q. Zhao, “Higher Education Expansion and Employment of University Graduates”, *Economic Research Journal* , 2010, 9, 93—108. (in Chinese)
- [27] Zheng, Y. , and G. Geng, “Health Care during Pregnancy for Elder Aged Pregnancy”, *Chinese Journal of Practical Gynecology and Obstetrics*, 2006, 22(10), 743—745. (in Chinese)

The Impact of Higher Education Expansion on the Marriage Market: Single Women? Single Men?

YAOWU WU*

(Chinese Academy of Social Science)

QIAN LIU

(The Economist Group)

Abstract This paper evaluates the impact of Chinese college enrollment's expansion to the marriage market. The policy from 1999 has rapidly increased higher education's scale and female students' ratio, with noticeable lower marriage rates since. We hypothesize that a) a postponed entry into marriage markets shortens the searching time and enhances failure rates; b) a shift to female-dominant higher education system increases matching difficulties under traditional assortative mating; and c) higher income for women reduces the potential benefits from marriages. Difference-in-difference analysis of census and urban survey between 2000 and 2009 suggest a significantly negative association of college expansion with marriage markets.

JEL Classification J12, J10, I23

* Corresponding Author; Wu Yaowu, Room 1012, ZhongYe Building, 28, Shu Guang Xi Li, Chao Yang District, Beijing, 100028, China; Tel: 86-18611108172; E-mail: wuyw@cass. org. cn.