

推迟入学，推迟结婚？

——基于 1986 年义务教育法颁布的准自然实验

作者信息：

第一作者：

姓名：李长洪（Changhong LI）

单位：暨南大学经济学院（*School of Economics, Jinan University*）

通信地址：广东省广州市天河区黄埔大道西 601 号暨南大学经济学院

邮政编码：510632

联系电话：13450354211

电子邮件地址：changhongLeo@126.com

第二作者（通讯作者）：

姓名：林文炼（Wenlian LIN）

单位：香港中文大学（深圳）经管学院（*School of Management and Economics, The Chinese University of Hong Kong, Shenzhen*）、中国科学技术大学管理学院（*School of Management, University of Science and Technology of China*）

通信地址：广东省深圳市龙岗区龙翔大道 2001 号志仁楼 423 办公室

邮政编码：518172

联系电话：15800004377

电子邮件地址：linwenlian@cuhk.edu.cn

致谢语：作者感谢 2020 年度当代经济学博士创新项目资助、教育部人文社会科学青年基金项目（编号：22YJC790066）、中国博士后科学基金面上资助（编号：2020M683162、2022M713062）、中央高校基本科研业务费“学科建设优秀青年骨干项目”（12822030）资助。

推迟入学，推迟结婚？

——基于 1986 年义务教育法颁布的准自然实验

内容提要：入学年龄规定和推迟结婚现象是当前社会各界关注的两个热点话题，然而鲜有研究将两者结合起来讨论。本文以 1986 年义务教育法设定的入学年龄规定为准自然实验，使用 2010 年人口普查数据，利用队列双重差分方法，研究发现：与 1-8 月份出生的个体相比，那些因出生在 9 月份以后而推迟入读小学个体，在完成大学教育后，在较短的婚姻市场搜寻时间影响下，结婚的可能性显著更低，这一现象在搜寻摩擦较为严重的婚姻市场中更加明显。结合 2015 年人口普查数据，研究发现：推迟入学导致的是推迟结婚，而非不婚。本文不仅丰富了推迟入学的长期经济后果研究，也有助于从搜寻时间的角度理解推迟结婚现象的形成机制。

关键词：推迟入学；推迟结婚；搜寻时间

Does Delayed Primary School Enrollment Induce Delayed Marriage?

Evidence from the 1986 *Compulsory Education Law* in China

Abstract: The age requirement for school enrollment and the phenomenon of delayed marriage are two hot topics of concern in various sectors of society. However, there is little research that combines the two for discussion. In this study, we take the age requirement set by the *Compulsory Education Law* of 1986 in China as a quasi-natural experiment, using the 2010 census data and employing a difference-in-differences approach. The results show that compared to those born from January to August, individuals who delayed their entry into primary school due to being born after September have a significantly lower likelihood of getting married when they finish college education, because of a shorter marriage market search time. This phenomenon is more pronounced in marriage markets with greater search frictions. Combining the 2015 census data, we further reveal that delayed primary school entry leads to delayed marriage rather than non-marriage. Overall, this study not only enriches the research on the long-term economic consequences of delayed school entry, but also helps understand the mechanisms behind the phenomenon of delayed marriage from the perspective of search time.

Key words: Delayed primary school enrollment; Delayed marriage; Search time

JEL Classification: J12; J22; J28

一、引言

近些年,社会各界对于“是否应该放开小学入学年龄规定”的讨论不绝于耳¹。尽管2017年教育部已明确:就读小学一年级儿童的截至出生年月由省级教育行政部门根据法律规定和实际情况统筹确定。但在实践中,多数地方仍执行着“一刀切”规定:截至当年8月31日未满6周岁的孩子需要推迟一年入学。与此同时,我国婚姻市场出现了日益突出的“推迟结婚”现象:我国人口平均初婚年龄从2010年的24.89岁上涨至2020年的28.67岁,而在部分省份,男性和女性的平均初婚年龄甚至均已超过30岁²。在此背景下,研究推迟入学的经济后果、推迟结婚现象的形成机制具有一定的现实意义。

本文提出:推迟入读小学会影响个体在20年后的婚姻状况。具体机制是:给定受教育年限,尤其是完成大学教育(此时符合法定结婚年龄等条件),推迟入学的个体也会推迟进入婚姻市场;相比同龄人,截至同一时间点,他们在婚姻市场中搜寻配偶的时间更少,因而结婚的可能性下降。本研究的理论基础是关于婚姻市场的搜寻理论,该理论在Becker(1973)的婚姻匹配理论基础上,进一步指出:当婚姻市场存在搜寻摩擦时(譬如,信息不完全、婚配竞争对手和匹配对象数量不一致等),人们不能立刻完成婚姻匹配,而是需要投入一定时间去搜寻心仪的配偶,这种搜寻时间成本会显著影响个体的婚姻状态(Shimer and Smith, 2000; Smith, 2006; Belot and Francesconi, 2013; Bapna et al., 2016; Coles and Francesconi, 2019; Basu et al., 2019; Cheremukhin et al., 2020; Antler and Bachi, 2022)。

实证识别推迟入学通过搜寻时间影响个体婚姻状况是困难的。首先,是否让孩子推迟入学通常是内生决定的,往往取决于孩子的身体发育状况、家庭经济状况和父母偏好(McEwan and Shapiro, 2008; 张春泥和谢宇, 2017; 林文炼和李长洪, 2020; Chen and Park, 2021)。我们容易想象,因能力、家庭条件等方面的劣势推迟入读小学的个体,平均而言,其在成年后实现婚配的可能性也更低;其次,个体成年后在婚姻市场中的搜寻时间是难以观测的,且是内生的。婚姻市场搜寻时间往往受到个体偏好(Belot and Francesconi, 2013)、教育决策(Field and Ambrus, 2008; 吴要武和刘倩, 2014)、职业发展(Coles and Francesconi, 2011)、是否使用在线交友平台(Bapna et al., 2016; Basu et al., 2019)和行为偏差(Antler and Bachi, 2022)的影响,而这些因素又会显著影响个体的婚姻状况。

本文利用1986年义务教育法设定的入学年龄规定和2010年人口普查数据克服上述困难,识别个体推迟入学、婚姻市场搜寻时间和婚姻状况的因果关系。首先,现有文献已经证明:入学年龄规定的实施提供了一个“推迟入学”的准自然实验,即在该规定实施后,9月份以后出生的部分孩子因在8月31日开学时不满6周岁而“外生地”推迟一年入读小学(张春泥和谢宇, 2017; 林文炼和李长洪, 2020; Chen and Park, 2021);其次,结合“外生的推迟入学”和“固定时间点人口普查数据”,可以衡量“外生减少的婚姻市场搜寻时间”。具体而言,对于那些完成大学教育且符合法定结婚年龄等条件的人群,小学时(相对同龄人)

1 该话题常见于两会提案。例如,《全国人大代表米雪梅:建议适当放宽小学新生入学年龄》,《光明网》,资料来源:<https://m.gmw.cn/baijia/2021-03/10/1302155973.html>。[访问时间:2023年7月28日]

2 《2020年平均初婚年龄28.67岁,中国人为啥结婚越来越晚?》,《中国新闻网》、《澎湃新闻》,资料来源:https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_18718785。[访问时间:2023年7月28日]

推迟入学一年，大学毕业或正式进入婚姻市场的时间（相对同龄人）也会更晚。因此，在固定时间点的人口普查过程中，推迟入学的群体在婚姻市场中的搜寻时间更短。

利用上述两个特点，基于受教育程度为大专及以上学历的个体样本，使用队列双重差分法，研究发现：在 2010 年人口普查时，那些因入学年龄规定而推迟一年入读小学的个体，在完成大学教育后，在更短的婚姻市场搜寻时间影响下，相对同龄人，结婚的可能性显著更低。在进行平行趋势假设检验、处理潜在的遗漏变量、排除其他同期政策和宏观经济环境的干扰、替换核心解释变量、变换估计方法等敏感性检验之后，基准结论稳健存在。结婚可能性显著更低这一发现在入学年龄规定实施程度较强的地区更加明显。异质性分析的结果进一步证明：搜寻时间会显著影响个体的结婚状态。我们发现：第一，对于那些因受教育年限增加或中小学学制较长而更迟踏入婚姻市场的个体，减少一年搜寻时间对结婚可能性的负面影响更加明显；第二，在那些因婚姻市场搜寻摩擦严重（性别失衡严重）而导致人们需要花费更多时间搜寻合适配偶的地区，减少一年搜寻时间对结婚可能性的负向影响也更明显。最后，利用 2015 年人口普查数据，进一步发现：推迟入学导致的 2010 年结婚比例下降是推迟结婚，而非不婚。

本文丰富了关于推迟入学产生的社会经济后果文献。首先，在研究问题上，既有研究主要讨论推迟入学是否以及如何影响个体的人力资本积累（Bedard and Dhuey, 2006; McEwan and Shapiro, 2008; Elder and Lubotsky, 2009; McCrary and Royer, 2011; 张春泥和谢宇, 2017; Itay and Danny, 2018; 林文炼和李长洪, 2020; Chen and Park, 2021; Guo et al., 2023）。譬如，Elder and Lubotsky（2009）、Black et al.（2011）、Itay and Danny（2018）等文献利用美国、加拿大等发达国家数据，实证发现：推迟入学能获得更高的教育人力资本。而林文炼和李长洪（2020）、Chen and Park（2021）以我国 1986 年义务教育法实施的入学年龄规定作为准自然实验，研究发现：推迟入学会显著降低个体入读高中的可能性。与现有文献不同，本文首次从婚姻市场的角度研究了推迟入学的长期影响。其次，在研究机制上，现有文献主要围绕“年龄效应”展开，但研究的角度有所区别。Elder and Lubotsky（2009）、Black et al.（2011）、Itay and Danny（2018）从身体发育的角度，研究推迟入学产生的“绝对年龄效应”和“相对年龄效应”。林文炼和李长洪（2020）、Chen and Park（2021）从劳动力市场的角度，指出推迟入学会导致个体在初中毕业时面临因年龄更大而产生的“机会成本劣势”。与现有文献不同，本文从婚姻市场的角度，研究推迟入学导致的“较短的搜寻时间”对个体婚姻状况的影响。

本文对研究婚姻市场搜寻理论的文献也有边际贡献。在婚姻市场中，人们需要投入一定时间去搜寻心仪的配偶，该条件是婚姻市场搜寻理论的重要前提假设（Shimer and Smith, 2000; Smith, 2006）。基于这一前提假设，已有学者从婚配偏好、教育决策、职业发展、是否使用在线交友平台和行为偏差等角度研究个体的婚姻搜寻匹配（Field and Ambrus, 2008; Coles and Francesconi, 2011; Belot and Francesconi, 2013; 吴要武和刘倩, 2014; Bapna et al., 2016; Basu et al., 2019; Antler and Bachi, 2022）。譬如，Belot and Francesconi（2013）利用英国一家大型的速配公司（speed-dating agency）数据，考察个体在选择配偶时的偏好本质。结果发现：速配者（speed daters）在选择配偶时主要由相配的偏好（assortative preferences）所驱动，男性和女性都更喜欢年龄和受教育程度相似的伴侣。此外，他们还证明了见面机会

对成功择偶的重要性。不过，关于搜寻时间会影响个体的婚姻结果这一前提假设，鲜少文献对此进行验证。本文结合“外生的推迟入学”和“固定时间点的人口普查数据”，识别了婚姻市场搜寻时间对个体结婚可能性的影响，为该假设条件提供了直接的经验证据。进一步地，婚姻市场搜寻理论指出：婚姻搜寻过程中存在许多摩擦（譬如，信息不完全等），这些摩擦使得人们需要花费更多的成本和更长的时间才能寻找到合适的配偶（Shimer and Smith, 2000; Smith, 2006; Basu et al., 2019; Antler and Bachi, 2022）。本文的异质性分析表明：婚配竞争对手和匹配对象数量不一致（性别失衡）所产生的搜寻摩擦，会使推迟入学对个体结婚可能性的负向影响更明显³。因此，为搜寻摩擦会影响个体的婚姻结果提供了经验证据。

本文对个体受教育程度会如何影响婚姻决策的文献也有一定贡献。不少研究发现：获得高等教育会显著影响个体结婚的可能性（Blossfeld and Huinink, 1991; 吴要武和刘倩, 2014; 宋健和范文婷, 2017; 朱州和赵国昌, 2019）。譬如，吴要武和刘倩（2014）以我国高校扩招为准自然实验，研究发现：个体接受高等教育对其结婚状况产生负向影响。这一负向关系可能源于两种机制：一是搜寻机制，即接受高等教育的个体会推迟进入婚姻市场，而减少的搜寻时间会导致个体结婚的可能性下降；二是匹配机制，即受教育程度的提高会改变个体的择偶标准。朱州和赵国昌（2019）利用是否在1999年高校扩招之后参加高考作为个体是否获得高等教育的工具变量，实证研究发现：相比高中毕业生，每多接受一年高等教育，个体的初婚年龄将会推迟1.5年。究其原因，这种推迟效应主要是因为在校接受高等教育带来的时间顺延。本文的主要贡献是：在控制受教育程度条件下，利用“推迟入学会导致个体推迟进入婚姻市场”，识别了搜寻机制对个体结婚可能性的影响。

本文余下结构安排如下：第二部分介绍研究背景和识别策略；第三部分汇报基准回归结果、平行趋势假设检验、敏感性检验、异质性讨论和进一步研究；最后是本文的结论与启示。

二、研究背景与识别策略

（一）研究背景：1986年《中华人民共和国义务教育法》中的入学年龄规定

为保障适龄儿童、少年接受义务教育的权利，提高全民族素质，1986年4月12日第六届全国人民代表大会第四次会议通过《中华人民共和国义务教育法》，该法于1986年7月1日起开始施行。其中，第五条规定：“凡年满六周岁的儿童，不分性别、民族、种族，应当入学接收规定年限的义务教育。条件不具备的地区，可以推迟到七周岁入学”。在政策执行上，张春泥和谢宇（2017）利用1992年儿童情况抽样调查发现：对于入学年龄规定实施前（1983-1985年）入读小学的孩子，出生月份和实际入学年龄没有明显规律；而在入学年龄规定实施后（1986-1991年），9-12月出生孩子的实际入读小学年龄显著提高，即存在明显的推迟入学现象。林文炼和李长洪（2020）利用1990年人口普查数据也发现：入学年龄

3 本文对研究男女性别比会如何影响个体结婚状况的文献也有贡献。现有研究主要从“匹配”角度讨论男女性别比对个体婚姻状况的影响（Angrist, 2002; Abramitzky et al., 2011; Du et al., 2015; Mattina, 2017; 王临凤等, 2018; 蓝嘉俊等, 2019）。例如，Abramitzky et al. (2011) 利用第一次世界大战作为法国适婚男性数量减少的外生冲击，实证发现：在那些战争死亡率越高的地区，战后男女性别比越低，所在地区男性越不可能与社会阶层低的女性结婚、夫妻年龄差会显著缩小。与上述文献不同，本文从“搜寻”角度解释两者的关系：性别失衡加剧了婚姻市场的搜寻摩擦程度，提高了个体搜寻合适配偶需要的时间，因而降低个体结婚的可能性。

规定实施后，9-12 月份出生群体推迟入学的比重大约是规定实施前的两倍。

义务教育法允许各省市人民代表大会常务委员会，根据本地区实际情况，制定具体的实施办法，因而各省市在落实和执行义务教育法（入学年龄规定）上存在时间差异（林文炼和李长洪，2020；Chen and Park，2021）。如表 1 所示，包括北京在内的 10 个省市，在 1986 年实行义务教育条例；包括天津在内的 11 个省市，在 1987 年实行义务教育条例；其他 10 个省市在 1988-1994 年期间相继实行义务教育条例。其中，最晚实行的省份是西藏。

表 1 各省实行义务教育条例的时间

实施年份	省份
1986 年	北京、河北、山西、辽宁、黑龙江、浙江、江西、重庆、四川、宁夏
1987 年	天津、吉林、上海、江苏、安徽、山东、河南、湖北、广东、云南、陕西
1988 年	福建、贵州、新疆
1989 年	内蒙古、青海
1991 年	湖南、广西、甘肃
1992 年	海南
1994 年	西藏

数据来源：林文炼和李长洪（2020）。

（二）识别策略

1986 年义务教育法中的入学年龄规定与 2010 年人口普查数据，为我们识别推迟入学、婚市场搜寻时间和婚姻状况的因果关系提供了机会，原因有二：

第一，入学年龄规定提供一个“个体推迟入学”和“个体推迟进入婚市场”的准自然实验。张春泥和谢宇（2017）、林文炼和李长洪（2020）、Chen and Park（2021）已证明：1986 年《中华人民共和国义务教育法》中的“儿童入读小学的年龄规定”，为研究“推迟入学的经济后果”提供了一个准自然实验。进一步地，在我国，个体一般在 6 周岁或 7 周岁入读小学，在完成 9 年义务教育、3 年高中教育和 4 年大学教育后，毕业年龄为 22 周岁或 23 周岁。1980 年《婚姻法》规定，我国男性和女性的法定结婚年龄分别为 22 岁和 20 岁。换言之，个体在大学毕业时，已达到法定结婚年龄，正式踏入婚市场。有趣的是，在入学年龄规定的影响下，相比同年 1-8 月出生的个体，9-12 月份出生的个体因为“外地”推迟一年入读小学，导致其在大学毕业时也“外地”推迟一年正式踏入婚市场⁴。

第二，结合“推迟进入婚市场”和“2010 年人口普查”，可以获得一个度量“婚市场搜寻时间减少”的机会。我们用一个例子阐述这一变量的构造思路。对于一个 1980 年 8 月出生的个体，于 6 周岁正常入读小学，并于 2002 年 7 月完成本科教育，达到法定结婚年龄而正式踏入婚市场；而对于一个 1980 年 9 月出生的个体，在入读小学时因受入学年龄规定的影响而推迟一年入读小学，并于 2003 年 7 月完成大学本科教育并踏入婚市场；截至 2010 年人口普查的调查时间点（2010 年 11 月 1 日），相对于 8 月出生的同龄人，9 月出生的个体因为推迟入读小学导致推迟进入婚市场，进而减少了一年搜寻配偶的时间。

根据这两个特征，我们不难发现，如果推迟入学引发的婚市场搜寻时间减少确实会显

⁴ 2012 年中国劳动力动态调查数据显示：7 周岁入读小学的个体大学毕业的平均年龄为 22.87 岁，意味着跳级、留级等问题对本文实证研究的影响不大。

著影响个体的婚姻状况，那么我们将观察到那些因出生在 9-12 月份而外生地推迟入读小学的个体，相对同年 1-8 月出生的群体，其在 2010 年人口普查时间点已经结婚的可能性显著更低。

此外，结合各省市在实行 1986 年义务教育条例和入学年龄规定的时间差异，可以根据个体户口所在省份和出生年份，识别因推迟入学而减少婚姻市场搜寻时间的出生队列，以及不受入学年龄规定影响的出生队列。我们将分组情况列示于表 2。以 1986 年实施入学年龄规定的省份为例，1978 年及以前出生的个体，无论是 1-8 月还是 9-12 月出生，在规定实施前已完成入读小学决策，不受该规定影响。此时，他们在完成大学教育后，能同时进入婚姻市场。而对于 1980 年 1-8 月出生的个体，在 1986 年 8 月 31 日时年满六周岁，能在当年正常入学；但 9-12 月出生的个体，因不满六周岁须推迟一年入读小学。此时，相比 1-8 月出生，9-12 月出生的个体在完成大学教育后，会推迟一年进入婚姻市场。值得说明的是，1979 年出生的个体是否受规定影响，取决于所在地区是以 6 周岁还是 7 周岁作为法定入学年龄，该规定一般存在城乡差异，因而无法确切判断 1979 年出生样本是否受入学年龄规定的影响（林文炼和李长洪，2020）。其他年份实施入学年龄规定的省份，以此类推。

表 2 各省是否受入学年龄规定影响的出生队列

实施年份	省份	不受入学年龄规定影响的出生队列	受入学年龄规定影响的出生队列
1986 年	北京、河北、山西、辽宁、黑龙江、浙江、江西、重庆、四川、宁夏	-1978	1980-
1987 年	天津、吉林、上海、江苏、安徽、山东、河南、湖北、广东、云南、陕西	-1979	1981-
1988 年	福建、贵州、新疆	-1980	1982-
1989 年	内蒙古、青海	-1981	1983-
1991 年	湖南、广西、甘肃	-1983	1985-
1992 年	海南	-1984	1986-
1994 年	西藏	-1986	1988-

（三）实证模型

根据上述论述，我们关注那些受教育程度为大专及以上的群体，利用队列双重差分估计方法，实证考察：相对于同龄人，推迟入读小学的个体，是否会因为更短的婚姻市场搜寻时间，导致其在特定时间点结婚的可能性显著更低。具体设定如式（1）所示。

$$\begin{aligned}
 If_mar_{p,c,t,i} = & \alpha_0 + \beta_1 \times Post_{p,c,t,i} \times Treat_{p,c,t,i} + Post_{p,c,t,i} + Birth_month_{p,c,t,i} \\
 & + X_{p,c,t,i} + Birth_year_{p,c,t,i} + Hukou_city_{p,c} + \mu_{p,c,t,i}
 \end{aligned} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $If_mar_{p,c,t,i}$ 表示户口省份 p 户口城市 c 出生年份为 t 的个体 i 婚姻状况，设置为虚拟变量，1=已婚（有配偶），0=未婚。 $Post_{p,c,t,i}$ 表示户口省份 p 户口城市 c 出生年份为 t 个体 i 是否受入学年龄规定影响的时间变量，利用 2010 年个体的户口省份 p 识别其入读小学时所在的省份，如果个体 i 出生于受入学年龄规定影响的年份（如表 3），设置为 1；相反，如果出生于不受入学年龄规定影响的年份，则设置为 0。 $Treat_{p,c,t,i}$ 为个体 i 是否受入学年龄

规定影响的处理组变量，1=出生月份为 9-12 月，0=出生月份为 1-8 月。为提高模型估计效率，纳入个体出生月份固定效应 $Birth_month_{p,c,t,i}$ 。控制变量 $X_{p,c,t,i}$ 包括个体的性别（1=男性；0=女性）、民族（1=汉族；0=其他民族）、受教育年限（15=大专；16=本科；19=研究生及以上）⁵和户口类型（1=农业户口；0=非农户口）。此外，考虑到部分受访者在现居城市完成婚配决策，我们也纳入现居城市固定效应，以缓解遗漏现居城市特征变量的影响。 $Birth_year_{p,c,t,i}$ 变量表示个体出生年份固定效应； $Hukou_city_{p,c}$ 变量表示户口城市固定效应。 $\mu_{p,c,t,i}$ 为干扰项。需说明的是， $Birth_month_{p,c,t,i}$ 已吸收了 $Treat_{p,c,t,i}$ ，因此式（1）不再单独纳入 $Treat_{p,c,t,i}$ 变量。

我们重点关注 $Post_{p,c,t,i} \times Treat_{p,c,t,i}$ 交互项估计系数 β_1 的符号和显著性，其捕捉的是个体因推迟入学（推迟进入婚姻市场）导致的婚姻市场搜寻时间减少，对个体结婚状况的影响。如果 β_1 表现为负的显著，则意味着那些因入学年龄规定而推迟入读小学的个体，在完成大学教育后，由于较短的搜寻配偶时间而导致结婚可能性显著下降。为避免相同户口城市因素导致扰动项自相关，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城市的稳健标准误。此外，为避免非线性模型估计交互项变量产生的估计偏误（Ai and Norton, 2003）和 MLE 回归引入过多固定效应导致的难以收敛问题，回归采用普通最小二乘（OLS）估计。

（四）数据和样本说明

本文使用的数据是 2010 年中国人口普查数据的 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。该数据的好处是其提供受访者的出生年月、户口所属省市、受教育程度和婚姻状况等信息，能为构造队列双重差分模型中的政策时间和处理组，进而研究推迟入读小学是否会影响到个体在 20 年后的结婚状况提供可能。此外，本文还使用以下的辅助数据：（1）1990 年人口普查数据，调查时间为 1990 年 7 月 1 日，约 1184 万受访者样本；（2）2015 年人口普查数据，调查标准时间分别为 2015 年 11 月 1 日零时，共计约 200 万受访者样本；（3）2012 年中国劳动力动态调查，该数据是由中山大学社会科学调查中心开展并执行的，共调查了约 1.6 万名个体；（4）各省各年份公布的超生罚款，数据源于 Ebenstein（2010），以各省各年份当地家庭可支配收入的倍数表示；（5）各省各年份地区生产总值、城镇失业率、出口总额等宏观数据，来自中国统计局。

为排除其他政治经济因素干扰，以及确保部分个体在 2010 年已完成婚配决策，基准回归选择出生年份为 1974-1986 年的个体样本，以及在 1989 年及之前颁布实施义务教育条例的省份⁶。最终选取受入学年龄规定影响前 5 年，以及后 4 年出生的个体样本。以北京为例，将 1974-1978 年出生的群体分别定义为：规定-5 期、规定-4 期、规定-3 期、规定-2 期和规定-1 期；而将 1980-1983 年出生的群体分别定义为：规定 0 期、规定 1 期、规定 2 期和规定 3 期。其他年份实施入学年龄规定的省份，以此类推。实证样本及描述性统计汇总于表 3。

5 考虑到入学年龄规定可能会影响个体的受教育程度（林文炼和李长洪，2020；Chen and Park, 2021），进而通过禁闭效应（incarceration effect），影响个体的婚姻状况（吴要武和刘倩，2014）。我们纳入受访者的受教育程度变量，以确保模型（1）实证结果捕捉到的是推迟入学（导致的婚姻搜寻时间减少）的影响效果。

6 有必要说明的是，基准回归不纳入 1991 年实施义务教育条例的湖南、广西和甘肃省份样本的原因是：截至 2010 年，这三个省份受教育程度为研究生及以上的受访者（年龄为 25 岁及以上）绝大部分尚未毕业（正式踏入婚姻市场）。纳入这些省份的个体样本，容易导致估计结果有偏。不过，在后续的稳健性检验中，我们也尝试纳入这三个省份的个体样本，以验证基准结论是否受此影响。

首先, Panel A 列示了基准回归选取的入学年龄规定的实施样本及其出生队列样本;接着, Panel B 展示了模型 (1) 中相关变量的统计事实。结果显示:在本文选取的样本中,有 71.8% 的受访者处于已婚状况;为汉族、男性、农村户口的比例分别达到 96.4%、50.5% 和 14.0%;平均受教育年限为 15.7 年。最后, Panel C 列示了在入学年龄规定实施前后,控制组 (1-8 月出生) 和处理组 (9-12 月出生) 为已婚的比例统计事实。结果显示:(1) 入学年龄规定实施前,控制组和处理组为已婚的比例在各期均呈不显著的差异,满足平行趋势假设;(2) 入学年龄规定实施后,相比控制组,处理组为已婚的比例呈显著降低趋势(除了实施当期⁷)。因此,可初步推断那些因入学年龄规定而推迟入读小学的个体,在 2010 年为已婚的比例会显著降低。在后文的实证分析中,我们将进一步检验推迟入学与已婚比例降低是否为因果关系。

表 3 实证样本及描述性统计

Panel A: 入学年龄规定的实施省份及其出生队列					
实施年份	省份	不受入学年龄规定影响的出生队列	受入学年龄规定影响的出生队列		
1986 年	北京、河北、山西、辽宁、黑龙江、浙江、江西、重庆、四川、宁夏	1974-1978	1980-1983		
1987 年	天津、吉林、上海、江苏、安徽、山东、河南、湖北、广东、云南、陕西	1975-1979	1981-1984		
1988 年	福建、贵州、新疆	1976-1980	1982-1985		
1989 年	内蒙古、青海	1977-1981	1983-1986		

Panel B: 基准模型相关变量的描述性统计					
样本: 受教育程度为大专及以上群体					
变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
已婚	62702	0.718	0.450	0	1
汉族	62702	0.964	0.185	0	1
男性	62702	0.505	0.500	0	1
受教育年限	62702	15.703	1.036	15	19
农村户口	62702	0.140	0.347	0	1
出生月份	62702	7	3.510	1	12
出生年份	62702	1980	3.037	1974	1986

Panel C: 截至 2010 年人口普查结婚率的描述性统计						
样本: 受教育程度为大专及以上群体						
控制组: 1-8 月出生群体			处理组: 9-12 月出生群体			差值
样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	(5) - (2)

7 需要说明的是,表 3 的 Panel C 发现:在入学年龄规定实施当期,处理组 (9-12 月出生) 为已婚的比例要小于控制组 (1-8 月出生),但是统计上不显著;以及后文表 5 的平行趋势假设检验结果显示:“处理组 \times 政策时间+0”交互项变量的估计系数虽然为负,但是不显著。其中原因可能有两个:(1) 入学年龄规定广泛实施并产生显著影响需要一定时间;(2) 截至 2010 年人口普查,受入学年龄规定影响的当期出生队列进入婚姻市场时间已足够长。以 1986 年实施义务教育条例的省份为例,1980 年出生的个体完成本科教育后的年龄为 23 岁。截至 2010 年,他们在婚姻市场的搜寻时间已为 7 年,远大于已婚群体的平均婚姻搜寻时间 (4.4 年)。此时,减少一年搜寻时间对其结婚状况的影响不大。其中,关于已婚群体的平均婚姻搜寻时间变量定义和统计事实,请见附录。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
规定-5期	3035	0.929	0.257	1926	0.936	0.245	0.007
规定-4期	3149	0.920	0.271	2046	0.932	0.252	0.012
规定-3期	3225	0.901	0.299	2019	0.896	0.305	-0.004
规定-2期	3538	0.872	0.334	2353	0.880	0.325	0.008
规定-1期	3971	0.846	0.361	2485	0.855	0.352	0.009
实施当期	4571	0.736	0.441	3036	0.731	0.443	-0.005
规定+1期	5609	0.664	0.472	3582	0.626	0.484	-0.038***
规定+2期	5988	0.559	0.497	3414	0.521	0.500	-0.039***
规定+3期	5475	0.419	0.493	3280	0.384	0.487	-0.035***

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

三、推迟入学对结婚状态的影响

(一) 基准回归

表4汇报模型(1)的回归结果。实证样本为获得大学教育(大专及以上学历)的个体,因变量为个体在2010年人口普查时的婚姻状况(1=有配偶,0=未婚)。其中,第(1)列仅纳入“处理组×政策时间”、政策时间、出生月份固定效应。第(2)列在第(1)列的基础上纳入出生年份固定效应、户口城市固定效应。第(3)列进一步控制其他个体特征控制变量(汉族、男性、农业户口、受教育年限和现居城市固定效应)。实证结果显示:“处理组×政策时间”的系数在1%水平上显著为负。该结果意味着,在那些受教育程度为大专及以上学历的个体样本中,入学年龄规定使得9-12月出生个体的结婚率显著降低,表明推迟入学(导致更短的搜寻时间)确实会显著降低个体结婚的可能性。以第(3)列的实证结果为例(下称“基准回归”),“处理组×政策时间”的系数为-0.040。这意味着,推迟入读小学会使个体结婚的可能性显著下降4%。

表4 基准回归

因变量	个体是否已婚(1=有配偶,0=未婚)		
估计方法	普通最小二乘估计: OLS		
回归样本	受教育程度为大专及以上学历的个体_2010年人口普查数据		
回归序号	(1)	(2)	(3)
处理组×政策时间	-0.032*** (0.007)	-0.039*** (0.006)	-0.040*** (0.006)
其他特征变量			控制
出生年份固定效应		控制	控制
户口城市固定效应		控制	控制
政策时间	控制	控制	控制
出生月份固定效应	控制	控制	控制
样本量	62702	62702	62702
R ²	0.121	0.203	0.227

注:括号内为聚类到户口城市的稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。限于篇幅,其他特征变量(汉族、男性、农业户口、受教育年限和现居城市固定效应)、政策时间、出生月

份固定效应、出生年份固定效应和户口城市固定效应的实证结果，未予列示。

(二) 平行趋势假设检验

接下来，我们进行平行趋势假设检验以保证基准结论的可信度。此外，我们也在时间维度上进行动态效应检验，以判断基准发现是否是个别特殊年份导致的。表 5 在基准回归的基础上，将入学年龄规定实施前后各期设置为虚拟变量，以规定-1 期为基准，用“处理组×规定前后各期的虚拟变量”替代“处理组×政策时间”，以“规定前后各期的虚拟变量”（政策时间固定效应）替代“政策时间”，重新回归。其中，第（1）列仅纳入“处理组×规定前后各期的虚拟变量”、政策时间固定效应和出生月份固定效应。第（2）列在第（1）列的基础上纳入出生年份固定效应和户口城市固定效应。第（3）列进一步控制其他个体特征控制变量。结果显示：入学年龄规定实施之前，“处理组×规定前各期的虚拟变量”估计系数均不显著，即基准回归满足平行趋势假设。此外，在入学年龄规定实施后的交互项变量均表现为负的显著（除了“处理组×政策时间+0”交互项），说明本文的基准发现并不是个别特殊年份的结果。

表 5 平行趋势假设检验

因变量	个体是否已婚（1=有配偶，0=未婚）		
估计方法	普通最小二乘估计：OLS		
回归样本	受教育程度为大专及以上学历的个体_2010 年人口普查数据		
回归序号	(1)	(2)	(3)
处理组×政策时间-5	-0.002 (0.011)	-0.004 (0.011)	-0.003 (0.011)
处理组×政策时间-4	0.003 (0.011)	0.001 (0.011)	0.006 (0.011)
处理组×政策时间-3	-0.012 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.009 (0.013)
处理组×政策时间-2	-0.000 (0.013)	-0.002 (0.013)	-0.001 (0.013)
处理组×政策时间+0	-0.013 (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.018 (0.012)
处理组×政策时间+1	-0.047*** (0.015)	-0.051*** (0.014)	-0.047*** (0.014)
处理组×政策时间+2	-0.048*** (0.013)	-0.050*** (0.013)	-0.052*** (0.013)
处理组×政策时间+3	-0.044*** (0.015)	-0.044*** (0.014)	-0.043*** (0.013)
其他特征变量			控制
出生年份固定效应		控制	控制
户口城市固定效应		控制	控制
政策时间固定效应	控制	控制	控制
出生月份固定效应	控制	控制	控制
样本量	62702	62702	62702

R²

0.163

0.204

0.227

注：括号内为聚类到户口城市的稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。限于篇幅，其他特征变量（汉族、男性、农业户口、受教育年限和现居城市固定效应）、政策时间固定效应、出生月份固定效应、出生年份固定效应和户口城市固定效应的实证结果，未予列示。

（三）入学年龄规定的干预效应差异

入学年龄规定的实施强度存在地区差异（林文炼和李长洪，2020）。因此，基准回归估计得到的是针对 9-12 月出生群体的总体效果，是政策的平均干预效应，而非实际目标群体受到的平均干预效应。理论上，如果某一地区实行入学年龄规定越严格，那么该地区个体在完成大学教育后，越可能推迟进入婚姻市场，从而对其结婚状况的负向影响会更明显。我们对此进行实证检验，以期为基础结论的成立提供更多的辅助证据。

表 6 利用 1990 年人口普查数据，以户口省份为单位，计算出出生年份为 1983 年 9-12 月出生个体入读小学的比例（截至 1990 年入学时间，9-12 月出生群体年未滿 6 周岁），以此作为各省份实行入学年龄规定强度的衡量指标。数值越小，代表该地区实行入学年龄规定的强度越大。反之亦然。第（1）-（2）列将所有样本省份划分为两组：实行入学年龄规定强度较小的省份（9-12 月出生个体入读小学比例 \geq 中位数）和实行入学年龄规定强度较大的省份（9-12 月出生个体入读小学比例 $<$ 中位数）。然后，分别按照模型（1）进行回归。结果同预期一致：“处理组 \times 政策实施强度”变量均在 1%水平上呈显著的负向影响，不过估计系数在入学年龄规定实施强度较大的省份表现得更大些。

表 6 入学年龄规定的干预效应差异

因变量	个体是否已婚（1=有配偶，0=未婚）	
回归样本	受教育程度为大专及以上的个体_2010 年人口普查数据	
政策实施强度： 各省份出生年份为 1983 年 9-12 月出生个体 入读小学的比例_1990 年人口普查数据	比例较低： 入学年龄规定实施强度较大	比例较高： 入学年龄规定实施强度较小
回归序号	(1)	(2)
处理组 \times 政策时间	-0.049*** (0.009)	-0.035*** (0.008)
其他特征变量	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制
户口城市固定效应	控制	控制
政策时间	控制	控制
出生月份固定效应	控制	控制
样本量	26789	34345
R ²	0.221	0.234

注：括号内为聚类到户口城市的稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。限于篇幅，其他特征变量（汉族、男性、农业户口、受教育年限和现居城市固定效应）、政策时间、出生月份固定效应、出生年份固定效应和户口城市固定效应的实证结果，未予列示。

（四）稳健性检验

本小节将从排除潜在遗漏变量、考虑其他同期政策和宏观经济环境的干扰、重新定义核

心解释变量，以及变换估计方法等方面，对表4第(3)列的基准发现进行稳健性检验，以确保基准结论是可信的。具体实证结果如表7所示。

第(1)列为考虑潜在遗漏变量的干扰。基准回归通过纳入出生年份固定效应和户口城市固定效应，以缓解那些年度层面上的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。作为稳健性检验，我们纳入时间趋势项与个体户口省份固定效应的交互项，以缓解基准结论受某些不可观测因素在不同省份间的潜在时间趋势干扰。实证结果表明，即便控制空间-时间趋势差异的干扰，基准结论依然稳健。

第(2)-(3)列为排除计划生育政策的干扰。1979年“一孩政策”实施与本文定义的政策实施时间接近(Qin et al., 2017)。为缓解计划生育政策的干扰，我们在基准回归的基础上分别做了以下两方面的研究工作。一是控制个体是否为独生子女变量。关于独生子女变量的定义介绍如下：首先，筛选那些“与户主的关系是子女”的受访者；接着，如果受访者的母亲回答生育小孩数量是1个，将其视为独生子女，定义为1；相反，如果回答生育小孩数量是2个及以上，则视为非独生子女，并定义为0。二是控制各省各年份公布的超生罚款(衡量“一孩政策”实施强度)及其与处理组(9-12月出生)的交互项。各省各年份的超生罚款数据来自于Ebenstein(2010)。受“一孩政策”影响强度变量定义如下：如果个体出生年份为1979年之前，赋值为0；如果个体出生年份为1979年及之后，取值为户口省份对应出生年份的超生罚款。第(2)-(3)列的实证结果显示：“处理组×政策时间”均在1%水平显著为负，且估计系数略大于基准回归。这表明基准结论不受计划生育政策的干扰。

第(4)列为考察高校扩招政策的干扰。结合表3的划分结果，我们不难发现，对于受入学年龄规定影响的出生队列而言，他们在进行高中升大学决策时，普遍会受1999年高校扩招政策的影响。而对那些不受入学年龄规定影响的出生队列而言，他们则基本不受高校扩招政策影响。结合已有研究实证发现受教育程度越高，个体为已婚的可能性会降低(吴要武和刘倩，2014)，因此，如果我们发现相比出生月份为1-8月的个体，高校扩招使得9-12月份出生个体更可能获得高等教育，那么高校扩招政策将会干扰本文的研究结论。为了缓解对该问题的担忧，我们做了以下的检验工作：在基准回归基础上，进一步控制处理组(9-12月出生)和控制组(1-8月出生)高中毕业时面临的高校扩招强度⁸。其中，个体在进行高中升大学教育决策时面临的高校扩招强度，定义如下：对于不受入学年龄规定影响的出生队列，无论出生月份为1-8月，还是9-12月，均取值为户口省份对应年份(出生年份+6周岁入读小学+9年义务教育+3年高中)的普通高等学校招生规模增长率；对于受入学年龄规定的出生队列，如果个体的出生月份为1-8月，面临的高校扩招强度的计算方法同不受入学年龄规定影响的出生队列一致。但是，如果个体的出生月份为9-12月，则取值为户口省份对应年份(出生年份+7周岁入读小学+9年义务教育+3年高中)的普通高等学校招生规模增长率。

8 此外，我们还通过以下检验，进一步缓解高校扩招政策会影响本文研究结论的担忧。具体而言，我们考察相比1-8月出生的个体，高校扩招是否会显著增加9-12月出生个体获得高等教育的可能性。具体实证识别思路同基准回归类似。回归样本涉及的省份和出生队列同基准回归相同。被解释变量为个体是否获得高等教育变量，我们将其设置为虚拟变量，1=受教育程度为大专及以上；0=受教育程度为高中毕业。实证结果显示：在控制其他特征变量(汉族、男性、农业户口和现居城市固定效应)、高校扩招强度、出生月份固定效应、出生年份固定效应和户口城市固定效应之后，结果显示：“处理组×高校扩招强度”变量呈不显著影响(估计系数为-0.0000，聚类到户口城市的稳健标准误为0.0002)。这一实证结果表明，相比1-8月出生的个体，高校扩招政策并不会影响9-12月出生个体获得高等教育的可能性。限于篇幅，该实证结果未列示于正文。

表 7 第 (4) 列的实证结果显示：“处理组×政策时间”仍在 1%水平显著为负，且估计系数与基准回归非常接近。这表明，即便考虑了高校扩招政策的干扰，基准结论依然不变。

第 (5) 列为控制宏观经济因素的影响。已有研究发现个体首次步入劳动力市场的宏观经济环境（在完成教育阶段时）会对其收入和失业率等劳动力市场表现产生显著且深远的影响（Schwandt and von Wachter, 2019；罗楚亮等，2022）。收入高低和就业情况会进一步影响个体步入婚姻市场的可能性。因此，我们在基准回归的基础上纳入个体完成大学教育时的宏观经济环境变量，包括经济发展、失业率和出口状况。对于不受入学年龄规定影响的出生队列（如表 3 所示）。无论出生月份为 1-8 月，还是 9-12 月，均取值为户口省份对应年份（出生年份+6 周岁入读小学+受教育年限⁹）的地区生产总值增长率、城镇失业率和出口增长率。而对于受入学年龄规定的出生队列。如果个体的出生月份为 1-8 月，其完成大学教育时的宏观经济环境变量定义同不受入学年龄规定影响的出生队列相同；但是，如果个体的出生月份为 9-12 月，则取值为户口省份对应年份（出生年份+7 周岁入读小学+受教育年限）的地区生产总值增长率、城镇失业率和出口增长率。实证结论依然不变：在控制宏观经济因素干扰后，推迟入学仍显著稳健地降低个体结婚的可能性。

第 (6) 列为分析人口流动的影响。在本文使用的样本中，受入学年龄规定影响的出生队列，他们在完成高等教育开始步入劳动力市场时，恰好也遇到中国加入 WTO。伴随着贸易快速增长，流动人口会随之增加。结合已有学者研究发现流动经历会对个体的婚姻状况产生显著影响（潘丽群等，2021），基准结论可能会受人口流动因素影响。我们对此进行实证检验。考虑到各省份并未提供各年份的流动人口比例，我们结合 2010 年人口普查数据提供的受访者现居城市和户口城市等信息，定义个体是否为流动人口。如果受访者的现居城市与户籍城市不同，将其视为流动人口，定义为 1；相反，如果现居城市与户籍城市相同，则视为非流动人口，并定义为 0。最后，在基准回归的基础上，我们纳入个体是否为流动人口变量。基准结论不变：“处理组×政策时间”变量依然在 1%水平上呈显著的负向影响，且估计系数与基准回归非常接近。

第 (7) 列为扩大回归样本。考虑到湖南、广西和甘肃三个省份（1991 年实施入学年龄规定），受教育程度为研究生及以上的受访者绝大部分尚未毕业（正式踏入婚姻市场），基准回归没有考虑这三个省份。作为稳健性检验，第 (7) 列在基准回归的基础上纳入户口省份为湖南、广西和甘肃的个体样本。实证结果显示：“处理组×政策时间”变量在 1%水平上仍呈显著的负向影响，且估计系数与基准回归非常接近。这表明，即便扩大回归样本，基准结论依然是稳健存在的。

第 (8) 列为替换聚类标准误。为控制户口城市层面上不随时间变化的不可观测因素（如文化传统、气候和地理区位等）的影响，以及为避免受相同户口城市因素影响而导致扰动项自相关，基准回归控制了户口城市固定效应，并采用聚类到户口城市的稳健标准误。作为稳健性检验，我们尝试将聚类到户口城市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¹⁰。结果显示：“处理组×政策时间”变量依然在 1%水平上呈显著的负

9 根据中国的教育体制年限，将大专、本科和研究生学历对应的受教育年限分别定义为 15、16 和 19 年。

10 考虑到基准回归只包含 26 个省级行政区域，此时将标准误聚类到户口省份层面，会使得聚类个数过少，从而导致估计结果有偏。鉴于此，我们尝试使用 wild bootstrap 方法进行统计推断。其中，初始化随机数种子设置为 123；权重类型选择 Rademacher 权重。实证结果显示：“处理组×政策时间”变量的 t 统计量为

向影响 (t 值为-7.19), 结论不变¹¹。

表 7 稳健性检验

因变量	个体是否已婚 (1=有配偶, 0=未婚)							
回归样本	受教育程度为大专及以上的个体_2010 年人口普查数据							
考虑因素	考虑时间	排除计划生育干扰		分析高校	控制宏观	人口流动	扩大回归	替换聚类
	趋势干扰	独生子女	超生罚款	扩招影响	经济因素	因素干扰	样本	标准误
回归序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
处理组×政策时间	-0.041*** (0.006)	-0.042*** (0.013)	-0.045*** (0.009)	-0.038*** (0.006)	-0.039*** (0.006)	-0.040*** (0.006)	-0.037*** (0.006)	-0.040*** (0.006)
时间趋势项×户口省份效应	控制							
是否为独生子女	控制							
处理组×超生罚款	控制							
超生罚款	控制							
高校扩招强度	控制							
毕业时的宏观经济环境	控制							
是否为流动人口	控制							
其他特征变量	控制	控制	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	控制	控制
户口城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
政策时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	62702	16209	62702	62010	62107	62702	69363	62702
R ²	0.230	0.216	0.227	0.227	0.227	0.227	0.308	0.227

注:除了第(8)列的括号内为聚类到户口省份的稳健标准误之外,其他列括号内为聚类到户口城市的稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。限于篇幅,其他特征变量(汉族、男性、农业户口、受教育年限和现居城市固定效应)、政策时间、出生月份固定效应、出生年份固定效应、户口城市固定效应、是否为独生子女、“处理组×超生罚款”交互项、超生罚款、高校扩招强度、毕业时宏观经济环境(包括地区生产总值增长率、城镇失业率、出口增长率)和是否为流动人口变量的实证结果,未予列示。

(五) 安慰剂检验

本节将进行安慰剂检验,以证明9-12月份出生群体在2010年为已婚状态比例显著下降的结果源于推迟入学(推迟进入婚姻市场)导致的婚姻市场搜寻时间减少。

首先,当9-12月份出生群体不受入学年龄规定影响时,他们与1-8月出生的同龄人在相同年份大学毕业并进入婚姻市场。相对1-8月出生的同龄人,他们在婚姻市场搜寻配偶的

-7.19(对应的p值为0.000),与表7第(8)列的估计结果相同。不过,由于使用wild bootstrap方法进行统计推断得到的估计结果,可能会因设置不同随机数种子和使用不同误差权重类型而有所不同。我们仅将其作为辅助证据。

11 此外,在基准回归的基础上,我们还做了以下的稳健性检验工作:(1)重新定义核心解释变量。将1986年设置为全国统一实施入学年龄规定的时间点,并将出生年份为1974-1978年和1980-1984年的个体分别视为不受入学年龄规定和受入学年龄规定影响,样本覆盖中国大陆31个省(市/自治区)。(2)考察出生月份的自选择问题干扰。选取受自选择影响较小的处理组(11-12月出生)和控制组(1-4月出生)样本。

(3)变换估计方法:Probit模型。(4)缩小回归样本。只纳入1986和1987年实施入学年龄规定的省份样本。然后,分别按照基准回归思路,重新实证。基准结论均不变。限于篇幅,上述结果未列示于正文。

时间并没有减少。因此，对于这部分 9-12 月份出生的人群，我们不应该发现结婚可能性显著下降的结果。在表 8 第 (1) 列，我们设置虚假的义务教育法（入学年龄规定）实施时间进行安慰剂检验。具体而言，如果个体户口所在省份在 1986 年实施义务教育条例，那么我们将 1974-1978 年出生的队列视为虚假受入学年龄规定影响，定义为 1；将 1969-1973 年出生的队列，视为不受入学年龄规定影响，定义为 0。其他年份实施义务教育条例的省份样本以此类推。结果显示：“处理组×政策时间”变量呈不显著影响。安慰剂检验通过。

接着，如果个体的出生月份均受入学年龄规定影响，或均不受入学年龄规定影响，那么他们将在同一年大学毕业并进入婚姻市场，此时的婚姻市场搜寻时间不存在明显减少。因此，我们也不应该发现结婚率显著下降的结果。在表 8 第 (2) 列，我们选取 9-12 月出生的个体样本，并将 9-10 月出生的个体视为控制组（虚假），而将 11-12 月出生的个体视为处理组。实证结果与预期相符：“处理组×政策时间”的系数不显著。类似地，在第 (3) 列，我们选取 1-4 月出生的个体样本，并将 1-2 月、3-4 月出生个体分别视为控制组和处理组；在第 (4) 列，选取 5-8 月出生的个体样本，将 5-6 月、7-8 月出生个体分别视为控制组和处理组。结果均显示：这些在相同年份毕业而进入婚姻市场的群体，在结婚可能性上没有明显差异。

最后，因入学年龄规定而推迟入读小学个体，在完成教育阶段后，如果尚未达到进入婚姻市场搜寻潜在婚配对象的条件，那么对其结婚状况的影响应是不明显的。结合中国的教育体制年限：个体在完成高中、初中和小学的年龄约为 18、15 和 12 岁，尚未达到《婚姻法》规定的结婚年龄。因此，表 8 第 (5) - (7) 列在基准回归的基础上，将受教育程度为大专及以上的个体样本分别替换为高中、初中和小学。然后，重新进行实证回归¹²。结果符合预期：“处理组×政策时间”变量均呈不显著影响。安慰剂检验依然通过¹³。

表 8 安慰剂检验：虚假的核心解释变量和回归样本

因变量	个体是否已婚（1=有配偶，0=未婚）						
回归样本	受教育程度为大专及以上的个体				受教育程度为大专以下的个体		
考虑类型	虚假政策时间	虚假的控制组和处理组			虚假的回归样本		
		控制组	处理组 I	处理组 II	高中	初中	小学
回归序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
处理组×政策时间	0.002 (0.005)	-0.007 (0.008)	-0.008 (0.009)	-0.014 (0.014)	-0.005 (0.006)	-0.007 (0.004)	0.003 (0.011)
其他特征变量	控制	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	控制
户口城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
政策时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

12 这里有必要说明的是，在本文的实证回归中，相比受教育程度为小学，受教育程度为高中的样本数量要更多些，这与《中国 2010 年人口普查资料》提供的信息并不同。其中原因是：《中国 2010 年人口普查资料》提供的是全样本信息(包括出生年份为 1974 年之前的个体)，而本文使用的样本是出生年份为 1974-1986 年的个体。相比前者，后者有为数不少的个体因受 1986 年义务教育法影响而需要接受法定的九年义务教育，因此受教育程度为小学个体样本量要小于受教育程度为高中。

13 此外，我们还尝试做了设置虚假被解释变量的安慰剂检验。具体而言，在基准回归的基础上，以个体是否为离婚或丧偶作为被解释变量（设置为虚拟变量，1=丧偶或离婚，0=有配偶）。结果显示：“处理组×政策时间”变量呈不显著影响，估计系数为 0.001，聚类到户口城市的稳健标准误为 0.002。安慰剂检验通过。限于篇幅，该实证结果未列示于正文。

样本量	50903	24141	19338	19223	50308	129856	23117
R ²	0.061	0.254	0.219	0.241	0.161	0.107	0.137

注：括号内为聚类到户口城市的稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。限于篇幅，其他特征变量（汉族、男性、农业户口、受教育年限和现居城市固定效应）、政策时间、出生月份固定效应、出生年份固定效应和户口城市固定效应的实证结果，未予列示。

（六）异质性分析

本节将通过异质性分析，为“搜寻时间影响结婚可能性”这一机制提供进一步的证据。具体而言，本文检验的逻辑是：（1）对于进入婚姻市场时间不同的个体而言，“减少一年的搜寻时间”对其结婚可能性的边际影响应该是存在差异的；（2）对于处于搜寻摩擦程度不同的婚姻市场而导致需要不同搜寻时间的个体而言，“减少一年的搜寻时间”对其结婚可能性的边际影响应该也是存在差异的。

关于（1）。当个体在婚姻市场中的搜寻时间较短时，减少一年的搜寻时间将会对其婚姻状况产生较大影响。我们利用受教育年限和中小学教育学制的差异进行异质性分析。首先，考虑受教育年限的差异。受教育年限越长的个体越晚进入婚姻市场，截至 2010 年人口普查时间点，其在婚姻市场搜寻潜在婚配对象的时间较短。此时，推迟入学（导致的搜寻时间减少）对受教育程度越高个体结婚状况的负向影响应该会更明显。鉴于此，表 9 第（1）-（3）列结合中国教育体制：完成大专、本科和研究生教育的年龄约为 21、22 和 25 岁，在基准回归的基础上，分样本实证研究推迟入学会如何影响不同受教育程度个体的结婚状况。实证结果符合预期：“处理组×政策时间”变量均在 1%水平上呈显著的负向影响，并且估计系数在研究生学历群体中表现得最大，本科学历次之，而大专学历最小。

其次，考虑中小学教育学制的差异。我国的中小学教育普遍采取 633 学制（即 6 年小学+3 年初中+3 年高中），但有部分地区在早期也实施 533 学制或 543 学制（孙志军和杜育红，2009）。先验看，无论是实行 633 学制，还是采取 533 学制或 543 学制，与 1-8 月份出生的个体相比，那些因出生在 9 月份以后而推迟一年入读小学的个体，在获得高等教育后都会推迟一年进入婚姻市场。因此，基准结论并不会因中小学教育的学制不同而发生改变。但是，相比 533 学制，在那些实施 633 学制或 543 学制的地区，个体接受中小学义务教育的时间将多一年，完成高等教育后进入婚姻市场搜寻潜在婚配对象的时间会晚一年。这意味着，截至 2010 年人口普查时间点，他们在婚姻市场中搜寻潜在婚配对象的时间会少一年。此时，推迟入学对他们结婚状况的负向影响会更大些。

鉴于此，表 9 第（4）-（6）列在基准回归的基础上，分样本实证检验在实施不同中小学义务教育学制的地区，推迟入学对个体结婚状况的影响效果是否有所不同。其中，关于不同中小学义务教育学制的地区变量定义，介绍如下。我们首先结合 2012 年中国劳动力动态调查数据，利用出生年份为 1974-1986 年的个体样本，计算个体完成中小学义务教育的时间（初中阶段结束年份与小学阶段开始年份的差值）。统计结果显示：平均而言，个体完成中小学义务教育的时间为 8.60 年，标准差为 0.905，中位数为 9 年。接着，以省份为单位，计算各地区个体完成中小学义务教育的平均时间¹⁴，并将所有省份划分为三类。一是个体完成

14 各省份个体完成中小学义务教育的平均时间（单位为年）如下：北京（8.58）、天津（8.90）、河北（8.82）、山西（8.45）、内蒙古（7.83）、辽宁（8.60）、吉林（8.51）、黑龙江（8.48）、上海（8.92）、江苏（8.29）、

中小学义务教育的平均时间为9年（8.8~9.2年）的省份，我们将其视为实施633学制或543学制（中小学阶段的学制为9年），具体包括：天津、河北、上海、湖南、广东、四川、云南；二是个体完成中小学义务教育的平均时间为8年（7.8~8.2年），将其视为实施533学制（中小学阶段的学制为8年），包括：内蒙古、安徽、山东、河南、宁夏。三是其他省份（中小学阶段的学制介于8~9年）。最后，按照基准回归思路，进行分样本实证。结果依然符合预期：“处理组×政策时间”变量均在1%水平上呈显著的负向影响，并且估计系数在中小学阶段的学制为9年的地区样本中表现得最大，学制介于8~9年的地区次之，学制为8年的地区最小。这一实证结果表明，对于那些因接受中小学义务教育时间较长而减少婚烟市场搜寻时间的个体而言，减少一年的搜寻时间会更加明显地降低其结婚的可能性。

表9 异质性分析 I：搜寻时间长短与多少的讨论

因变量	个体是否已婚（1=有配偶，0=未婚）					
回归样本	受教育程度为大专及以上的个体_2010年人口普查数据					
考虑因素	不同受教育程度			中小学义务教育的不同学制		
	大专	本科	研究生	8年	8~9年	9年
回归序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
处理组×政策时间	-0.028*** (0.009)	-0.047*** (0.009)	-0.060*** (0.019)	-0.027*** (0.009)	-0.036*** (0.009)	-0.057*** (0.010)
其他特征变量	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
户口城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
政策时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	32176	26010	4516	13422	32375	16905
R ²	0.211	0.239	0.356	0.271	0.223	0.217

注：括号内为聚类到户口城市的稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。限于篇幅，其他特征变量（汉族、男性、农业户口、受教育年限和现居城市固定效应）、政策时间、出生月份固定效应、出生年份固定效应和户口城市固定效应的实证结果，未予列示。

关于（2）。导致婚烟市场存在搜寻摩擦的原因有很多，譬如潜在适龄婚配对象和竞争对手数量不一致、信息不完全等。在婚烟市场上，当面临的搜寻摩擦程度越严重时，个体将需要花费更多成本和更长时间去搜寻婚配对象，以顺利实现婚配（Shimer and Smith, 2000; Smith, 2006）。此时，推迟入学所导致的搜寻时间减少对个体结婚可能性的负向影响会更明显。基于数据的可获得性，本节以潜在适龄婚配对象和婚烟竞争对手数量不一致为切入点，利用性别失衡刻画个体面临的婚烟市场搜寻摩擦程度。进而，实证考察在不同搜寻摩擦的婚烟市场中，推迟入学对个体结婚状况的影响是否有所不同。

受中国婚配性别结构传统观念影响，男女性个体的结婚状况受性别失衡的影响方向不同。因此，我们分男女性个体进行讨论：（1）当男性步入婚烟市场后面临较高的男女性别比时（相比适龄女性婚配对象，适龄男性竞争对手数量相对较多，即搜寻摩擦较严重），其需要

浙江（8.30）、安徽（8.07）、福建（8.28）、江西（8.30）、山东（8.17）、河南（8.12）、湖北（8.76）、湖南（8.91）、广东（8.83）、广西（8.59）、海南（没有数据）、重庆（8.76）、四川（9.06）、贵州（8.79）、云南（8.86）、西藏（没有数据）、陕西（8.73）、甘肃（8.63）、青海（8.39）、宁夏（7.90）、新疆（8.79）。

更多时间在婚姻市场搜寻合适潜在配偶，以成功实现婚配。换言之，在搜寻摩擦较为严重的婚姻市场上（适龄适婚男女性别比过高），推迟入学导致减少一年的搜寻时间，对男性个体成功实现婚配的负向影响会更明显些。（2）当女性完成大学教育，进入婚姻市场后面临的男女性别比是较低时（相比适龄男性婚配对象，适龄女性竞争对手数量相对较多，即搜寻摩擦较严重），其同样需要更多时间搜寻潜在合适婚配对象。因此，在搜寻摩擦较为严重的婚姻市场上（适龄适婚男女性别比过低），推迟入学对女性个体结婚可能性的负向影响会更大。

表 10 第（1）-（4）列对此进行实证检验。具体而言，使用出生年份为 1974-1986 年，且受教育程度为大专及以上的个体样本（与基准回归使用的样本一致），计算各户口城市适龄适婚男女性别比（男/女）；并将男女性别比不小于中位数，视为男女性别比较高组别（对于男性，视为搜寻摩擦严重的婚姻市场；但对于女性，视为搜寻摩擦不严重的婚姻市场）；而将男女性别比小于中位数，视为男女性别比较低组别（对于男性，视为搜寻摩擦不严重的婚姻市场；但对于女性，视为搜寻摩擦严重的婚姻市场）。然后，在基准回归的基础上，分别实证回归在不同搜寻摩擦的婚姻市场中，推迟入学对男女性个体结婚状况的影响情况。其中，第（1）-（2）列为男性样本；第（3）-（4）列为女性样本¹⁵。实证结果同预期一致：无论男性样本，还是女性样本，“处理组×政策时间”变量估计系数在搜寻摩擦严重的婚姻市场组别中表现得更大些。这一结果表明，在那些搜寻摩擦严重而导致人们需要更多时间在婚姻市场搜寻合适配偶的地区，搜寻时间减少对个体结婚可能性的影响会更明显¹⁶。

表 10 异质性分析 II：不同性别失衡地区（搜寻摩擦程度）的考察

因变量	个体是否已婚（1=有配偶，0=未婚）			
回归样本	受教育程度为大专及以上的个体_2010 年人口普查数据			
回归样本	男性：婚姻市场的搜寻摩擦程度		女性：婚姻市场的搜寻摩擦程度	
	严重城市： 男女性别比过高	不严重城市： 男女性别比过低	严重城市： 男女性别比过低	不严重城市： 男女性别比过高
回归序号	(1)	(2)	(3)	(4)
处理组×政策时间	-0.057*** (0.017)	-0.036*** (0.010)	-0.046*** (0.007)	-0.022 (0.016)
其他特征变量	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制
户口城市固定效应	控制	控制	控制	控制
政策时间	控制	控制	控制	控制
出生月份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	8028	23644	24776	6254

15 在基准回归的基础上，我们也尝试按照性别分样本，实证回归推迟入学对男女性个体婚姻状况的影响效果。结果显示：无论男性样本，还是女性样本，“处理组×政策时间”变量均在 1%水平上呈显著的负向影响，且估计系数较为相近，分别为-0.040（聚类到户口城市的稳健标准误为 0.009）和-0.042（聚类到户口城市的稳健标准误为 0.007）。这表明推迟入学对男女性个体的结婚状况均产生了负向影响。限于篇幅，该实证结果未列示于正文。

16 此外，我们还尝试在基准回归的基础上，按照“受访者是否为流动人口”特征进行分样本讨论。其中，流动人口变量定义与表 7 第（6）列相同。实证结果显示：无论是流动人口，还是非流动人口，“处理组×政策时间”变量均呈显著的负向影响，估计系数分别为-0.039（聚类到户口城市的稳健标准误为 0.006）和-0.048（聚类到户口城市的稳健标准误为 0.019）。这表明，基准结论并不会因受访者是否为流动人口而发生改变。限于篇幅，该实证结果未列示于正文。

其他特征变量			控制
出生年份固定效应		控制	控制
户口城市固定效应		控制	控制
政策时间	控制	控制	控制
出生月份固定效应	控制	控制	控制
样本量	38614	38614	38614
R ²	0.023	0.054	0.070

注：括号内为聚类到户口城市的稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。限于篇幅，其他特征变量（汉族、男性、农业户口、受教育年限和现居城市固定效应）、政策时间、出生月份固定效应、出生年份固定效应和户口城市固定效应的实证结果，未予列示。

四、本文的结论与启示

本文实证考察推迟入学会通过婚姻市场搜寻时间，影响个体的结婚状况。回答这一问题不仅能进一步理解推迟入学产生的长期经济后果，为当前政府完善入学年龄规定提供政策启示，也有助于从“搜寻时间”的角度理解推迟结婚现象的形成机制。以1986年义务教育法设定的入学年龄规定为准自然实验，使用2010年人口普查数据，利用队列双重差分方法，研究发现：那些因出生在9月份以后而推迟入读小学的个体，在获得高等教育后也会推迟进入婚姻市场；截至2010年人口普查时间点，与那些1-8月份出生个体相比，较短的婚姻市场搜寻时间使其结婚的可能性显著更低。这一现象在入学年龄规定实施程度较强的地区更加明显。在进行平行趋势假设检验、排除潜在遗漏变量、其他同期政策和宏观经济环境干扰、重新定义核心解释变量，以及变换估计方法等一系列敏感性检验后，基准结论依然存在。

异质性分析发现证明了搜寻时间在婚姻匹配中的重要性。对于那些因受教育年限增加或接受中小学义务教育时间较长而较迟进入婚姻市场的个体而言，减少一年搜寻时间对其结婚可能性的负面影响更加明显；在那些婚姻市场搜寻摩擦严重（性别失衡严重）而导致人们需要花费更多时间在婚姻市场搜寻合适配偶的地区，减少一年搜寻时间对其结婚可能性的影响也更加明显。最后，进一步结合2015年人口普查数据，我们发现推迟入学导致的结婚比例下降是推迟结婚，而非不婚。

当前，多数地方政府仍按照“一刀切”的方式执行入学年龄规定：“截至当年8月31日年满六周岁的儿童可报名入读小学，接受义务教育，而在当年9月1日及之后出生的小孩须等到次年入学”。结合日益突出的推迟结婚现实背景，我们谨慎建议各地方政府在完善入学年龄规定时，需要将推迟入学的长期经济后果（推迟结婚）纳入效用函数，因地制宜地制定适合本地区的入学年龄规定政策。

参考文献

- [1] Abramitzky, R., A. Delavande, and L. Vasconcelos. Marrying up: The role of sex ratio in assortative matching[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3(3): 124-57.
- [2] Ai, C., and E. C. Norton, Interaction terms in logit and probit models[J]. *Economics Letters*, 2003, 80: 123-129.

- [3] Angrist, J., How do sex ratios affect marriage and labor markets? Evidence from America's second generation[J]. *Quarterly Journal of Economics*,2002,117(3):997-1038.
- [4] Antler, Y., and B. Bachi, Searching forever after[J]. *American Economic Journal: Microeconomics*, 2022, 14(3): 558-90.
- [5] Bapna, R., J. Ramaprasad and G. Shmueli, et al. One-way mirrors in online dating: A randomized field experiment[J]. *Management Science*, 2016, 62(11): 3100-3122.
- [6] Basu, A., S. Bhaskaran, and R. Mukherjee, An analysis of search and authentication strategies for online matching platforms[J]. *Management Science*, 2019, 65(5): 2412-2431.
- [7] Becker, G. S., A theory of marriage: Part I[J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(4): 813-846.
- [8] Bedard, K., and E. Dhuey, The persistence of early childhood maturity: International evidence of long-run age effects[J]. *Quarterly Journal of Economics*,2006,121:1437-1472.
- [9] Belot, M., and M. Francesconi, Dating preferences and meeting opportunities in mate choice decisions[J]. *Journal of Human Resources*, 2013, 48(2): 474-508.
- [10] Black, S. E., P. J. Devereux, and K. G Salvanes, Too young to leave the nest? The effects of school starting age[J]. *Review of Economics and Statistics*,2011,93 (2):455 – 467.
- [11] Blossfeld, H. P. and J. Huinink, Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation[J]. *American Journal of Sociology*, 1991, (1):143-168.
- [12] Chen, J., and A. Park, School entry age and educational attainment in developing countries: Evidence from China's compulsory education law[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2021, 49(3): 715-732.
- [13] Cheremukhin, A., P. Restrepo-Echavarria, and A. Tutino, Targeted search in matching markets[J]. *Journal of Economic Theory*, 2020, 185: 104956.
- [14] Coles, M. G., and M. Francesconi, On the emergence of toyboys: The timing of marriage with aging and uncertain careers[J]. *International Economic Review*, 2011, 52(3): 825-853.
- [15] Coles, M. G., and M. Francesconi, Equilibrium search with multiple attributes and the impact of equal opportunities for women[J]. *Journal of Political Economy*, 2019, 127(1): 138-162.
- [16] Du, J., Y. Wang, and Y. Zhang, Sex imbalance, marital matching and intra-household bargaining: Evidence from China[J]. *China Economic Review*,2015,35:197-218.
- [17] Elder, T. E., and D. H. Lubotsky, Kindergarten entrance age and children's achievement impacts of state policies, family background, and peers[J]. *Journal of Human Resources*, 2009,44 (3):641 – 683.
- [18] Ebenstein, A., The “missing girls” of China and the unintended consequences of the one child

- policy[J]. *Journal of Human Resources*, 2010, 45 (1), 87-115.
- [19] Field, E., and A. Ambrus, Early marriage, age of menarche, and female schooling attainment in Bangladesh[J]. *Journal of Political Economy*, 2008, 116(5): 881-930.
- [20] Guo, C., X. Wang, C. Meng, Does the early bird catch the worm? Evidence and interpretation on the long-term impact of school entry age in China[J]. *China Economic Review*, 2023, 77: 101900.
- [21] Itay, A., and C. Danny, The effect of school entrance age on educational outcomes: Evidence using multiple cutoff dates and exact date of birth[J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2018, 153:38-57.
- [22] Mattina, G. L., Civil conflict, domestic violence and intra-household bargaining in post-genocide Rwanda[J]. *Journal of Development Economics*, 2017,124:168 – 198.
- [23] McCrary, J., and H. Royer, The effect of female education on fertility and infant health: Evidence from school entry policies using exact date of birth[J]. *American Economic Review*, 2011,101:158-195.
- [24] McEwan, P. J., and J. S. Shapiro, The benefits of delayed primary school enrollment: discontinuity estimates using exact birth dates[J]. *Journal of Human Resources*,2008,43: 1-29.
- [25] Qin, X., C. C. Zhuang, and R. Yang, Does the one-child policy improve children’s human capital in urban China? A regression discontinuity design[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2017,45:287-303.
- [26] Shimer, R., and L. Smith, Assortative matching and search[J]. *Econometrica*, 2000, 68(2): 343-369.
- [27] Smith, L. The marriage model with search frictions[J]. *Journal of Political Economy*, 2006, 114(6): 1124-1144.
- [28] Schwandt, H. and T. von Wachter, Unlucky cohorts: Estimating the long-term effects of entering the labor market in a recession in large cross-sectional data sets[J]. *Journal of Labor Economy*, 2019, 37(S1): 161-198.
- [29] 蓝嘉俊,方颖,魏下海.性别比失衡下的婚姻匹配与劳动力市场表现——基于独生子女政策准自然实验的实证分析[J].世界经济文汇,2019(04):67-84。
- [30] 林文炼,李长洪.“入学年龄规定”会产生教育不平等吗?——来自 1986 年《义务教育法》的证据[J].经济学(季刊),2020,19(03): 959-976。
- [31] 罗楚亮,高天一,邹先强.初始劳动力市场条件与个体劳动力市场表现[J].经济学动态, 2022(06): 25-44。
- [32] 潘丽群,李静,张少华.流动经历、流入城市与流动人口的婚姻推迟[J].经济学动态,

2021(08):65-80。

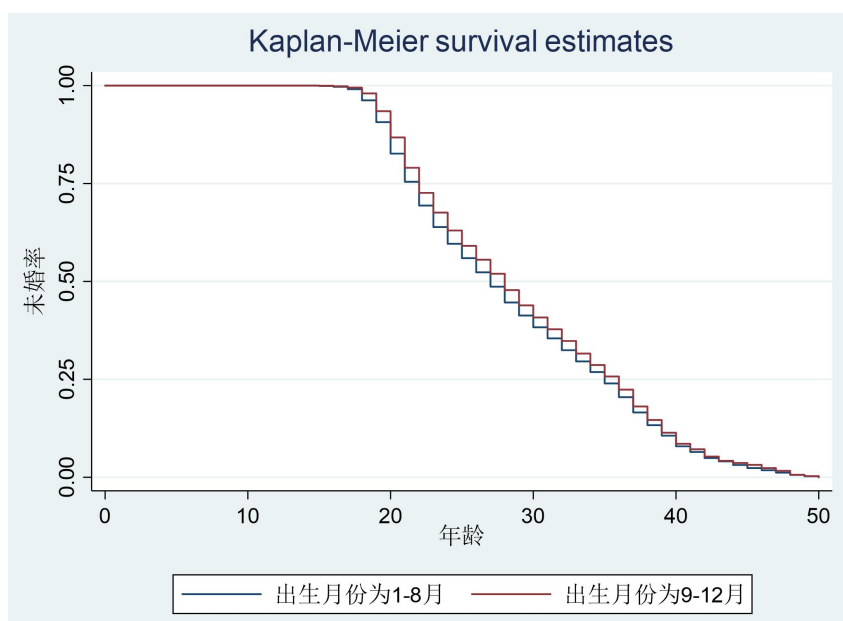
- [33] 宋健,范文婷.高等教育对青年初婚的影响及性别差异[J].青年研究,2017(01):1-8+94。
- [34] 孙志军,杜育红.学制改革对农村居民教育水平与收入的影响——来自广西融安县的调查[J].中国人口科学,2009(04):100-110+112。
- [35] 王临风,余玲铮,金钊.性别失衡、婚姻挤压与个体劳动参与[J].劳动经济研究,2018,6(03):75-96。
- [36] 吴要武,刘倩.高校扩招对婚姻市场的影响:剩女?剩男?[J].经济学(季刊),2015,14(01):5-30。
- [37] 张春泥,谢宇.入学年龄限制真的造成了“七八月陷阱”吗?——兼评刘德寰、李雪莲《“七八月”的孩子们》[J].社会学研究,2017,32(01):54-77+243-244。
- [38] 朱州,赵国昌.上大学会多大程度上推迟初婚年龄?——基于 IV-Tobit 模型的估计[J].人口学刊,2019,41(02):5-16。

附录

本附录中，我们尝试做以下两方面的拓展研究工作：（1）利用生存分析方法，探讨在不同年龄段间，1-8月和9-12月出生个体处于未婚状况概率的差异，以此推断推迟入学对个体婚姻状况的影响；（2）考察推迟进入婚姻市场的个体是否会加快搜寻配偶的速度，以此应对“外生减少的婚姻市场搜寻时间”。

第一，利用生存分析法，探讨在受教育程度为大专及以上，且年龄介于0~50岁的个体样本中，出生月份为1-8月和9-12月个体处于未婚状况概率的差异，以此判断推迟入学对个体婚姻状况的影响。在生存分析方法中，学者们常用生存函数（survivor function）来描述生存时间的分布特征。具体到本文，我们将个体的生存函数定义为个体在样本中处于未婚状况持续时间超过 t 年的概率，即 $S(t) = P(T > t) = \prod_{k=1}^t (1 - h_k)$ 。其中， T 表示个体处于未婚状态的时间长度， h_t 为风险函数，表示个体在第 $t-1$ 期处于未婚状况的条件下，在第 t 期步入婚姻市场（处于已婚状况）的概率。进一步地，借鉴包群等（2015）、徐家云和毛其淋（2016）、高凌云等（2017）、胡昭玲和高晓彤（2022）等文献的做法，我们采用Kaplan-Meier非参数方法，分别估计1-8月和9-12月出生个体的生存函数： $S(t) = \prod_{k=1}^t \frac{n_k - d_k}{n_k}$ 。其中， n_k 表示在 k 期处于未婚状况的个体数量； d_k 表示同期观测到的实际步入婚姻市场（处于已婚状况）的个体数量。需要说明的是，已婚个体步入婚姻市场的实际时间是根据2010年人口普查提供的初婚年份和出生年份计算所得。

结果如附录图1所示。从图中可以看出：（1）无论出生月份为1~8月，还是9~12月，个体处于未婚状况的概率均随着年龄的增加而降低，并趋于稳定。（2）相比1-8月出生的个体，那些出生月份为9-12月的个体处于未婚状况的概率是更高的。这一差异直到30岁之后才逐渐缩小。



附录图1 出生月份为1-8月和9-12月个体处于未婚状况的生存曲线（Kaplan-Meier）

接着，我们进一步通过Log-rank检验方法，考察在不同年龄段（或年龄）间，1-8月和

9-12月出生的个体处于未婚状况概率是否存在显著差异。具体结果如附录表1所示。结果显示：（1）从年龄段看，无论是0~24岁、0~25岁，还是0~50岁，相比1-8月出生的个体，那些出生月份为9-12月的个体在2010年处于未婚状况的概率要显著地高；（2）从具体某一年龄看，我们发现随着年龄的增加，9-12月与1-8月出生个体在2010年处于未婚状况的概率差异会越来越不明显（表现为卡方检验统计量逐渐变小，以及对应的p值越来越大）。并且，在30岁之后开始呈不显著。

值得一提的是，附录图1和附录表1的结论与正文基准结论相一致：截至2010年，年龄小于或等于30岁的个体在入读小学时普遍受入学年龄规定影响。此时，9-12月份出生的个体会因入学年龄规定而推迟一年入读小学，在完成高等教育后会晚一年进入婚姻市场。婚姻搜寻时间减少一年，导致其在2010年为已婚状况的可能性下降；相反，年龄大于30岁的个体在入读小学时则基本不受入学年龄规定影响。此时，1-8月和9-12月出生个体同时入读小学，在完成高等教育后也同时进入婚姻市场。婚姻搜寻时间相同使其在2010年为已婚状况的可能性没有出现显著的差异。

附录表1 不同年龄段间，1-8月和9-12月出生的个体处于未婚状况概率是否存在显著差异

使用方法：Log-rank 检验						
年龄段	0~24	0~25	0~26	0~27	0~28	0~29
Chi2(1)	116.26***	128.89***	219.06***	263.92***	332.76***	369.50***
(P 值)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
年龄段	0~30	0~31	0~32	0~33	...	0~50
Chi2(1)	389.20***	394.54***	386.07***	383.32***		364.67***
(P 值)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		(0.000)
年龄	24	25	26	27	28	29
Chi2(1)	17.05***	11.84***	7.00***	5.02**	3.23*	1.13
(P 值)	(0.000)	(0.001)	(0.008)	(0.025)	(0.072)	(0.287)
年龄	30	31	32	33	...	50
Chi2(1)	2.97*	0.95	1.52	0.03		0.00
(P 值)	(0.085)	(0.329)	(0.218)	(0.858)		(1.000)

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

第二，考察推迟进入婚姻市场的个体是否会加快其搜寻配偶的速度，以此应对“外生减少的婚姻市场搜寻时间”。在本文中，我们发现：“外生减少一年的搜寻时间”会显著降低个体结婚的可能性。接下来，一个有趣的问题是：个体会如何应对外生减少的搜寻时间？他们是否会通过相亲或交友平台等方式，加快其搜寻配偶的速度？

2010年人口普查提供的个体初婚年月和出生年月数据，为回答这一问题提供了可能。我们利用基准回归中的已婚个体样本，结合我国教育体制年限，对上述问题进行初步探索。检验思路是：对于那些因受入学年龄规定影响而推迟入学的个体，若推迟进入婚姻市场会加快其搜寻配偶的速度，那么我们将观察到这些个体的初婚时间与其完成高等教育时间（进入婚姻市场时间）的间隔更短。关于本节的样本构造与实证分析思路，具体介绍如下：

首先，界定个体完成高等教育的年份。对于不受入学年龄规定影响的出生队列（具体如正文表3所示）。无论出生月份为1-8月，还是9-12月，其完成高等教育的年份为“出生

年份+6 周岁入读小学+受教育年限”。其中，根据我国的教育体制年限，我们将大专、本科和研究生学历对应的受教育年限分别定义为 15、16 和 19 年。而对于受入学年龄规定影响的出生队列。如果个体的出生月份为 1-8 月，其完成高等教育的年份定义同不受入学年龄规定影响的出生队列一致；但是，如果个体的出生月份为 9-12 月，其完成高等教育的年份则取值为“出生年份+7 周岁入读小学+受教育年限”。

接着，定义已婚个体的初婚时间与其完成高等教育时间（进入婚姻市场时间）的间隔。使用 2010 年人口普查数据提供的受访者初婚年月数据，并结合个体取得高等教育毕业证书的月份是 7 月这一事实，我们利用受访者的初婚年月及其完成高等教育的年月数据，计算其进入婚姻市场至完成婚配决策的时间间隔（单位为年）。该变量数值越小，表示个体搜寻配偶的速度越快。统计结果显示：在本文使用的已婚样本中，这一时间间隔介于 0~2 年、2~4 年（不包括 2 年）、4~6 年（不包括 4 年）、6~8 年（不包括 6 年）和大于 8 年的比例分别为 16.09%、30.77%、29.88%、14.67%和 8.58%，均值为 4.431 年，标准差为 2.433，中位数为 4.25 年。这表明，个体在完成高等教育后，平均需要花费 4.431 年左右才能在婚姻市场中找到合适的婚配对象（婚姻状况由“未婚”转变为“已婚”）。

最后，实证考察推迟入学个体是否会加快其搜寻配偶的速度。在正文基准回归的基础上，我们仅使用那些处于已婚状况的个体样本，并将“是否为已婚状况”被解释变量替换为“初婚与完成高等教育的时间间隔”。实证结果如附录表 2 所示。其中，第（1）列仅纳入“处理组×政策时间”、政策时间和出生月份固定效应；第（2）列在第（1）列的基础上控制出生年份固定效应和户口城市固定效应；第（3）列进一步纳入其他特征变量（汉族、男性、农业户口、受教育年限和现居城市固定效应）。实证结果显示：无论是否控制出生年份固定效应、户口城市固定效应等特征变量，“处理组×政策时间”变量均在 1%水平上呈显著的负向影响。这表明，当个体因推迟入学而推迟进入婚姻市场时，会加快搜寻配偶的速度，以应对外生减少的婚姻市场搜寻时间。最后，需要说明的是，囿于数据的可得性，我们无法进一步实证研究推迟进入婚姻市场的个体是通过何种方式加速搜寻配偶，期待未来有更丰富的数据可以对此进行分析。

附录表 2 推迟进入婚姻市场的个体是否会加快其搜寻配偶的速度？

因变量	已婚个体搜寻配偶的速度（初婚年月与完成高等教育年月的差值， 数值越小，表示搜寻配偶的速度越快）		
估计方法	普通最小二乘估计：OLS		
回归样本	基准回归中的已婚个体样本		
回归序号	(1)	(2)	(3)
处理组×政策时间	-1.042*** (0.049)	-1.080*** (0.046)	-1.055*** (0.044)
其他特征变量			控制
出生年份固定效应		控制	控制
户口城市固定效应		控制	控制
政策时间	控制	控制	控制
出生月份固定效应	控制	控制	控制
样本量	45417	45417	45417

R^2	0.080	0.140	0.211
-------	-------	-------	-------

注：括号内为聚类到户口城市的稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。限于篇幅，其他特征变量（汉族、男性、农业户口、受教育年限和现居城市固定效应）、政策时间、出生月份固定效应、出生年份固定效应和户口城市固定效应的实证结果，未予列示。

参考文献

- [1]包群,叶宁华,王艳灵.外资竞争、产业关联与中国本土企业的市场存活[J].经济研究,2015,50(07):102-115。
- [2]高凌云,屈小博,贾朋.外商投资企业是否有更高的退出风险[J].世界经济,2017,40(07):52-77。
- [3]胡昭玲,高晓彤.企业贸易网络对出口恢复的影响研究[J].世界经济,2022,45(05):113-136。
- [4]许家云,毛其淋.政府补贴、治理环境与中国企业生存[J].世界经济,2016,39(02):75-99。