

【人口经济学】

交通基础设施建设与婚姻决策 ——基于中国高铁开通的经验证据

张永冀 陈优雅 热孜亚·巴吾尔江 苏 治

摘 要：随着以高铁为代表的交通基础设施建设快速发展，众多学者研究了高铁开通对产业结构、资源配置等经济方面的影响，鲜有文献关注高铁开通对居民个体行为的影响。本文基于全国253个地级市2003年至2018年的城市面板数据，采用了双重差分方法，实证分析高铁开通对城市居民婚姻决策的影响。研究发现：高铁开通会导致当地结婚率下降、离婚率上升，该结论经过一系列稳健性检验后仍然成立；高铁开通对居民婚姻决策的影响在不同经济发展水平、人口规模、性别角色观念、儒家文化的城市之间存在差异。机制分析发现，高铁开通会提升当地城镇化率和房价，从而导致结婚率下降；增加当地居民就业和收入水平，从而导致离婚率上升。本文丰富了有关婚姻决策的影响因素研究，对于研究婚姻决策行为具有一定启示。

关键词：高铁开通；交通基础设施建设；婚姻决策；结婚率；离婚率

作者简介：张永冀，北京理工大学管理学院教授（北京 100081）；陈优雅，中央财经大学统计与数学学院（北京 102206）；热孜亚·巴吾尔江，香港城市大学商学院（香港 999077）；苏治，中央财经大学统计与数学学院教授（北京 102206）

DOI 编码：10.19941/j.cnki.CN31-1957/F.2025.01.007

近年来，中国的婚姻问题引起了社会广泛关注。统计数据显示，2024年全国结婚登记对数为611万对，相比2013年峰值数据1347万对下降了55%；262万对夫妻登记离婚，离婚率约2‰，虽然受到了“离婚冷静期”新政的影响，但仍处于历史较高水平。婚姻是生育的基础，低结婚率和高离婚率与生育率下降直接挂钩。^①与此同时，国家统计局数据显示，中国2024年的总和生育率降至1.01，处于历史最低水平。长期超低生育率和人口老龄化，将会给我国社会发展带来一系列挑战。^②要提升生育率，必须重视婚姻问题，这是解决中国人口问题的关键一环。

婚姻决策包括结合与存续，受到多方面因素的影响。本文从经济因素和社会因素两

① 李月、张许颖：《婚姻推迟、婚内生育率对中国生育水平的影响——基于对总和生育率分解的研究》，《人口学刊》2021年第4期，第1—11页。

② 于森、胡鞍钢：《构建以人民为中心的家庭友好型社会——积极应对老龄化和超低生育率挑战》，《新疆师范大学学报（哲学社会科学版）》2022年第5期，第81—91页。

方面进行归纳。从经济因素看,当结婚的预期效用超过单身的预期效用时,人们便会倾向于结婚;当结婚的预期效用小于单身的预期效用时,人们便会选择离婚。^①预期效用不仅与婚姻双方的收入水平、就业有关,还受外部的经济变量如城镇化率、^②房价、^③购房资格^④等因素影响。从社会因素来看,婚姻观念至关重要,区域文化、^⑤家庭文化、^⑥自我意识^⑦等都会对个体婚姻决策造成影响。

高铁是交通发展时代性的标志,高铁的开通显著压缩了城市间的时空距离,提升了城市间的可达性,^⑧促进了城市群经济高质量发展^⑨和产业结构升级,^⑩重塑了资本^⑪和人口^⑫等生产要素的区域空间分布,促进当地居民的收入水平和就业水平提高,^⑬并对土地和住房市场产生深远的影响。^⑭鉴于中国高铁网络建设的快速发展以及婚姻状况改善的迫切性,高铁开通为研究婚姻决策提供了准自然实验的场景,深入分析两者之间的关系及其背后机制具有重要意义。

本文根据 253 个地级市的高铁开通、结婚率和离婚率数据,讨论了高铁开通对城市居民婚姻决策(结婚和离婚)的影响,并且讨论了高铁开通将通过何种机制对城市结婚

- ① Becker G S, "A Theory of Marriage: Part I", in *Journal of Political Economy*, 1973, Vol.81, No.4, pp.813—846; Becker G S, "A Theory of Marriage: Part II", in *Journal of political Economy*, 1974, Vol.82, No.2 (Part 2), pp.S11—S26.
- ② 班涛:《成家不易,守家更难:城市化进程中新生代农民家庭转型“陷阱”与风险——以青年男性的处境为切入》,《社会科学研究》2022 年第 1 期,第 120—128 页。
- ③ Ermisch J F, "Economic Opportunities, Marriage Squeezes and the Propensity to Marry: An Economic Analysis of Period Marriage Rates in England and Wales", in *Population Studies*, 1981, Vol.35, No.3, pp.347—356.
- ④ 汤韵、梁若冰:《限购为何无法控制房价——来自婚姻市场的解释》,《经济学动态》2016 年第 11 期,第 45—56 页。
- ⑤ 石智雷:《区域文化对婚姻稳定性的影响:基于跨省流动人口的研究》,《社会》2020 年第 1 期,第 213—242 页。
- ⑥ Trent K, South S J, "Structural Determinants of the Divorce Rate: A Cross-Societal Analysis", in *Journal of Marriage and the Family*, 1989, Vol.51, No.2, pp.391—404.
- ⑦ 於嘉、谢宇:《中国的第二次人口转变》,《人口研究》2019 年第 5 期,第 3—16 页。
- ⑧ 郭鑫颖、王亚红、王春杨:《高铁网络下中国城市可达性演变特征——基于铁路客运旅行时间的分析》,《地域研究与开发》2021 年第 4 期,第 51—56+62 页。
- ⑨ 兰秀娟:《高铁网络促进了城市群经济高质量发展吗?》,《经济与管理研究》2022 年第 6 期,第 106—128 页。
- ⑩ 孙伟增、牛冬晓、万广华:《交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析》,《管理世界》2022 年第 3 期,第 19—34+58+35—41 页。
- ⑪ 吴倩、潘爱玲、邱金龙:《高铁通车、地区间信任与资本跨区流动——基于企业异地并购的视角》,《当代财经》2020 年第 10 期,第 75—86 页。
- ⑫ 黄春芳、韩清:《长三角高铁运营与人口流动分布格局演进》,《上海经济研究》2021 年第 7 期,第 31—54 页。
- ⑬ 李金锴、钟昌标:《中国城市空间结构的经济效率和平衡效应研究——基于 2001—2017 年地级市面板数据的实证检验》,《城市问题》第 2022 年 3 期,第 95—103 页。
- ⑭ 杨星琪、黄海军:《高铁对城市经济空间结构影响的研究综述》,《交通运输系统工程与信息》2022 年第 5 期,第 7—18 页。

率和离婚率造成影响，以及由于城市的异质性导致的差异。具体而言，高铁开通政策的实施显著降低了高铁开通城市的结婚率和显著提高了高铁开通城市的离婚率。高铁开通通过提高城市就业率和提高人均收入，从而提高离婚率；通过加快城市的土地城镇化进程和城市的商品房销售价格增长，从而降低结婚率。相较于非一线城市，在一线城市开通高铁对城市结婚率的影响会更加显著；相对于“性别观念相对不平等”的城市，高铁开通对“性别观念相对平等”的城市影响更大。

相比现有文献，本文的主要创新点主要表现在以下几个方面：第一，现有文献大多集中研究基础设施在经济发展、资源配置方面的效果，本文表明了城市基础设施与婚姻市场行为之间的联系，为“交通基础设施和婚姻经济学”的交叉研究提供了一个新的分析视角；第二，研究影响个体婚姻决策的相关因素，对民政部门和社会个体的婚姻生活提供有效建议；第三，本文利用中介效应模型尝试分析高铁开通对居民婚姻决策的影响路径，有助于解释高铁开通对居民行为选择的作用机制。

本文的结构如下：第一部分为文献综述；第二部分为研究假设，探讨高铁开通对婚姻决策的影响机制；第三部分为说明模型和相关数据；第四部分为本文主要的实证结果，估算高铁开通对婚姻决策的影响，讨论机制和异质性，并进行稳健性检验；最后是本文的研究结论和启示。

一、文献综述

婚姻决策包括结婚与离婚两方面，有相同的影响因素，但作用机制并不完全一致。

对于结婚决策的影响因素，主要有经济因素和社会因素两个方面。在经济因素方面，婚姻决策受到结婚成本的影响，以房价为例，膨胀的住房价格增加了结婚成本，降低了年轻人的结婚可能性，^①提高了婚龄人口的初婚年龄。^②婚姻决策还会受到收入的影响，城镇地区男性收入差距对女性婚嫁行为存在负向影响，^③女性收入超过男性会导致结婚率下降，^④而已婚女性相对未婚女性存在显著的婚姻溢价。^⑤贸易自由化产生的关税削减冲击对男性工作回报率产生负面影响，降低了女性的婚姻形成。^⑥在社会因素方面，高校

① Hu M, Wu L, Xiang G, et al., “Housing prices and the probability of marriage among the young: Evidence from land reform in China”, in *International Journal of Emerging Markets*, 2023, Vol.18, No.2, pp.420—438.

② 刘金山、杜林：《房价上涨是否推迟了初婚？——基于 CGSS 数据的实证分析》，《北京航空航天大学学报（社会科学版）》2024 年第 1 期，第 108—116。

③ 禹静、刘靖、邢春冰：《收入差距与城镇女性的婚姻选择》，《南方经济》2012 年第 9 期，第 127—142 页。

④ Bertrand M, Kamenica E, Pan J, “Gender Identity and Relative Income within Households”, in *The Quarterly Journal of Economics*, 2015, Vol.130, No.2, pp.571—614.

⑤ 陈洁：《婚姻状态对女性工资的影响及机制分析》，《人口与发展》2019 年第 5 期，第 99—110 页。

⑥ 刘铠豪、王雪芳、佟家栋：《贸易自由化与婚姻：来自中国的证据》，《经济学报》2022 年第 1 期，第 182—257 页。

扩招、^①受教育程度提高、^②互联网与社交媒体传播、^③城市规模扩大^④冲击着传统的社会规范,社会迎来了“人口的第二次转变”,对女性社会角色的认可、性观念与家庭观念的转变以及对自我实现的重视^⑤等新思潮冲击着传统的家庭观念,人们对婚姻家庭生活的预期产生变化,思维方式的多样化催生了生活方式的个性化,增加了晚婚和不婚的概率。^⑥

影响离婚决策的因素也可以分为经济因素和社会因素两个方面。在经济因素方面,政府为了应对房价的大幅上涨出台的限购政策,可能被“假离婚”之类的规避限购制度行为抵消,限购政策显著增加了离婚件数。^⑦女性相对就业水平^⑧和收入水平^⑨的改善,会增加婚姻的不稳定性,因为女性的就业和收入情况的改善,使得女性社会地位提升,女性倾向于重塑两性关系和家庭分工,但女性经济独立性的增加又降低了女性缓解矛盾、改善夫妻关系的意愿,^⑩增加了女性的离婚意愿。在社会因素方面,外出就业人员增多,是农村离婚率上升的一个主要影响因素,^⑪人口流动虽然能够改善贫困和推动经济发展,但频繁的外出也造成了亲子分离、夫妻分居和家庭生活碎片化,对婚姻的不满情感增加,^⑫夫妻对抚养孩子、家庭照料等婚姻专属资产的投资降低,^⑬导致离婚的概率上升,社交网络的扩大及与他人的交往的频繁,改变了个人的婚姻观念,扩大了婚姻市场。持续改善

① 吴要武、刘倩:《高校扩招对婚姻市场的影响:剩女?剩男?》,《经济学(季刊)》2015年第4期,第5—30页。

② 宋健、范文婷:《高等教育对青年初婚的影响及性别差异》,《青年研究》2017年第1期,第1—8+94页。

③ 李婷、郑叶昕、闫誉腾:《中国的婚姻和生育去制度化了吗?——基于中国大学生婚育观调查的发现与讨论》,《妇女研究论丛》2022年第3期,第85—102页。

④ 范红忠、李名良:《城市规模与中国城镇适龄青年个体结婚概率》,《中国人口科学》2015年第5期,第94—103+128页。

⑤ 於嘉、谢宇:《中国的第二次人口转变》,《人口研究》2019年第5期,第3—16页。

⑥ 陈卫民、李晓晴:《晚婚还是不婚:婚姻传统与个人选择》,《人口研究》2020年第5期,第19—32页。

⑦ 汤韵、梁若冰:《限购为何无法控制房价——来自婚姻市场的解释》,《经济动态》2016年第11期,第45—56页。

⑧ Kaplan A, Herbst D A, “Fragile Employment, Liquid Love: Employment Instability and Divorce in Israel”, in *Population Research and Policy Review*, 2018, Vol.37, pp.1—31.

⑨ 张会平、曾洁雯:《城市女性的相对收入水平及受教育程度差异对婚姻质量的影响》,《中国临床心理学杂志》2010年第5期,第632—634页。

⑩ 张晓冰、王记文:《改革开放以来中国青年离婚水平变动分析》,《中国青年研究》2021年第9期,第41—47页。

⑪ 高梦滔:《农村离婚率与外出就业:基于中国2003—2009年村庄面板数据的研究》,《世界经济》2011年第10期,第55—69页。

⑫ 彭大松、刘越:《流动人口的离婚风险:代际差异与影响因素》,《人口学刊》2019年第2期,第30—42页。

⑬ Becker G S, Landes E M, Michael R T, “An Economic Analysis of Marital Instability”, in *Journal of political Economy*, 1977, Vol.85, No.6, pp.1141—1187.

的高等教育性别比、^①大众传媒的普及^②等会对个人的信息结构、观念认知以及婚姻预期效用产生影响，最终影响个人的婚姻决策。此外，“离婚冷静期”政策的实施，^③增加离婚时间约束性政策，提高离婚门槛，增加离婚成本，使得冲动离婚的水平下降。

高铁开通会产生经济和社会方面的影响。在经济方面，交通基础设施建设能够促进区域间的经济溢出进而带动经济增长，^④同时优化经济空间结构，^⑤促进所在城市金融资源的更快增加并形成集聚效应，^⑥增加劳动者的就业机会，提高城市的就业密度，^⑦通过“隧道效应”和“走廊效应”显著提高区县农民的人均纯收入，^⑧缓解农村地区的多维度贫困，^⑨缩小区域城乡居民收入差距，^⑩增加城市城镇化发展速度^⑪以及发展当地的房地产市场。^⑫在社会方面，高铁网络建设促进人力资本迁移，^⑬加速人口流动，促进文化传播^⑭和乡村民俗文化变迁。^⑮

现有文献聚焦于研究高铁开通对于宏观经济产生的影响，包括对区域经济和产业结构的正向作用，其中高铁开通对微观个体婚姻决策的影响尚未有详细的研究，本文基于

- ① 何林浩：《中国持续改善的高等教育性别比与离婚率》，《世界经济文汇》2018年第6期，第70—85页。
- ② 鲁建坤、范良聪、罗卫东：《大众传媒对婚姻稳定性的影响研究》，《人口研究》2015年第2期，第67—77页。
- ③ 宋健、李灵春：《“离婚冷静期”政策能否降低离婚水平》，《探索与争鸣》2022年第8期，第119—128+179页。
- ④ 杨星琪、黄海军：《高铁对城市经济空间结构影响的研究综述》，《交通运输系统工程与信息》2022年第5期，第7—18页。
- ⑤ 崔百胜、杨晓勤：《交通基础设施对区域经济增长的空间溢出效应》，《城市问题》2017年第7期，第48—59页。
- ⑥ 郑联盛、孟雅婧、李俊成：《高铁开通、金融资源配置与区域经济发展不平衡——基于PSM-DID模型的估计》，《金融评论》2022年第3期，第39—61+124—125页。
- ⑦ 董艳梅、朱英明：《高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角》，《中国工业经济》2016年第10期，第92—108页。
- ⑧ 刘玉萍、郭郡郡：《农民享受到高铁红利了么——基于中国区县数据的实证检验》，《山西财经大学学报》2019年第12期，第1—13页。
- ⑨ 田红宇、王媛名、覃朝晖：《高铁开通、劳动力流动与农村多维贫困》，《统计与决策》2021年第3期，第15—20页。
- ⑩ 戴雅娜：《高铁开通、产业集聚与区域城乡居民收入差距》，《社会科学家》2022年第5期，第100—107页。
- ⑪ 陈卫民、李晓晴：《晚婚还是不婚：婚姻传统与个人选择》，《人口研究》2020年第5期，第19—32页。
- ⑫ 范红忠、胡耀文：《基础设施建设对城市房地产市场的影响研究——基于高铁开通的自然实验》，《金融与经济》2019年第3期，第60—66页。
- ⑬ 王巍、马慧：《高速铁路网络、劳动力转移与产业空间集聚》，《当代经济管理》2019年第12期，第38—48页；王春杨、兰宗敏、张超等：《高铁建设、人力资本迁移与区域创新》，《中国工业经济》2020年第12期，第102—120页。
- ⑭ 陈锋：《人口流动与文化的传播——以清代徽商移居汉口为例》，《人文论丛》2019年第1期，第185—191页；孙海芳：《人口流动与文化传播关联性研究——以丝路使者为例》，《敦煌学辑刊》2019年第2期，第47—54页。
- ⑮ 李磊、俞宁：《人口流动、代际生态与乡村民俗文化变迁——农村新生代影响乡村民俗文化变迁的逻辑路径》，《山东社会科学》2015年第11期，第97—101页。

交叉研究视角,从理论和经验研究两个层面考察高铁开通对个体婚姻决策的关系。在理论方面,结合婚姻经济学,探讨高铁开通对婚姻决策变化的影响机制,具体研究了高铁开通带来的房价上涨和居民收入增加对个体婚姻决策的影响。在经验方面,结合现代婚姻观念的变化,探讨高铁开通加速城镇化进程、提升当地就业水平及影响居民婚姻决策。

二、理论分析

高铁开通通过影响社会观念和外部经济因素影响结婚决策,最终影响城市结婚率。一方面,受中国传统婚姻观念的影响,中国青年将买房作为结婚的重要条件,认为房屋能够给个人和家庭提供归属感和认同感,大多数女性更是将是否拥有住房作为择偶标准。婚姻对不少青年男女而言,不但是情感上的抉择,也是收益与成本的衡量。^⑮对于期望先买房再步入婚姻的适龄青年而言,增长的房价增加了其结婚的成本,减少了结婚倾向。^⑯高铁开通提高了城市间的可达性,使得沿线居民的出行更加便利,带动周围地区的房价上涨;^⑰高铁开通促进就业环境改善和就业质量提高,居民收入水平得到大幅提高,提升了其购房能力和不动产投资热情;高铁开通吸引更多外来人员,导致对房屋的需求增大,房屋价格升高。因此,可以推论:高铁开通带动了房价的增长,增加了结婚成本,降低了结婚率。

另一方面,婚姻观念是指人们对婚姻的价值取向及在整个婚姻过程中所反映出的心理因素,深受社会文化和时代变化的影响;城镇化不仅是土地的城市化,同时也是生活方式、思想观念的城镇化。城镇化过程中,外出打工和工作的农村青年受城市生活的影响,当代多元、包容、独立的婚姻观念逐渐瓦解其传统的婚姻观念。受个体主义的影响,婚姻对个体的吸引力下降,生育与婚姻逐步解绑,家庭的功能也逐渐减弱。^⑱随着高铁线路的开通、城市化进程的加快,越来越多的人接触到新的婚恋观念,如经济独立、试婚、同居和独身的价值,两性间性别平等不断加强,这使得很多人更加强调个人需求,寻求一种平等、独立和自由的新型关系。大城市居民的社会结构压力更大,用于寻找配偶的精力更少。^⑲基于以上论述,本文提出如下假设:

假说 H1: 城市高铁开通会导致城市结婚率的下降。

高铁开通通过影响个体的收入水平和就业水平,影响离婚决策,最终影响城市离

⑮ Becker G S, "Theory of Marriage", in *Journal of Political Economy*, 1973, Vol.81, No.4, pp.813—846.

⑯ Ermisch J F, "Economic Opportunities, "Marriage Squeezes and the Propensity to Marry: an Economic Analysis of Period Marriage Rates in England and Wales", in *Population Studies*, 1981, Vol.35, No.3, pp.347—356.

⑰ 范红忠、胡耀文:《基础设施建设对城市房地产市场的影响研究——基于高铁开通的自然实验》,《金融与经济》2019 年第 3 期,第 60—66 页。

⑱ Lesthaeghe R, "The Second Demographic Transition: A Concise Overview of Its Development", in *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2014, Vol.111, No.51, pp.18112—18115.

⑲ 朱磊:《当代社会“剩男剩女”现象形成的原因探析》,《青年探索》2014 年第 4 期,第 74—78 页。

婚率。一方面，收入变化和婚姻错配是影响婚姻稳定性的两个主要因素。^① 夫妻中某一方的工作带来的收入变化、未预期到的收入变化会加剧夫妻间的婚姻错配，使得原有的生活模式和婚姻关系的成本增加，婚姻关系最终破裂。另外，婚后个人收入的增加使得婚姻带来的效用水平低于单身效用，即使离婚也能满足自身需求，降低婚姻沉没成本的影响。高铁开通对经济增长具有促进效用，提高了落后地区的居民收入；基础设施的改善可以带来溢出效应，有助于降低交易成本，提升市场潜能，进而有利于提高居民的实际收入水平。^② 城市高铁开通政策能够通过提高城市居民的平均收入，导致城市离婚率的提高。

另一方面，高铁的开通扩大了居民搜寻工作的范围，居民可以选择远距离通勤。产业结构的升级，^③ 也提供了更多就业机会，个人的社交网络得以扩大。然而个体的社交网络扩大及与他人的交往更加频繁，更容易改变个人的婚姻观念，降低其在婚姻市场中搜寻理想对象的搜寻成本，替代资源可接触性的增多，更易形成婚姻替代，破坏婚姻稳定性。尤其当家庭中的妻子的外出就业率增加，将会导致婚姻不稳定增加，从而导致离婚数量的增加。^④ 因此，城市高铁开通政策能够通过提高城市居民的就业率，导致城市离婚率的提高。基于以上论述，本文提出如下假设：

假设 H2: 城市高铁开通会导致城市离婚率的上升。

三、研究设计

（一）模型构建

本文从城市结婚率和离婚率两个方面衡量居民的婚姻决策。以高铁开通城市为准自然实验，由于每个城市开通高铁的年份并不相同，故采用双重差分（后文简称 difference-in-difference, DID）的方法来研究高铁开通对各城市结婚率与离婚率的影响，并进一步运用稳健性检验佐证结果的可靠性和可信度。“双重差分法”又称为“倍差法”，通过设置虚拟变量综合考察政策实施“有无差异”和“前后差异”，并在模型中加入相关指标作为控制变量，以消除其他因素的影响。在本研究中，“有无差异”表现为城市是否开通高铁，即把城市划分为高铁城市和非高铁城市两类；通过比较开通高铁城市（处理组）结婚率与离婚率和未开通高铁城市（对照组）结婚率与离婚率在城市开通高铁前后的差异，进而识别高铁开通对该城市结婚率和离婚率的效应。基准回归的模型如下：

-
- ① Becker G S, Landes E M, Michael R T, “An Economic Analysis of Marital Instability”, in *Journal of political Economy*, 1977, Vol.85, No.6, pp.1141—1187.
- ② Donaldson D, “Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure”, in *American Economic Review*, 2018, Vol.108, No.4—5, pp.899—934.
- ③ 孙伟增、牛冬晓、万广华：《交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析》，《管理世界》2022年第3期，第19—34+58+35—41页。
- ④ Kaplan A, Herbst D A, “Fragile Employment, “Liquid Love: Employment Instability and Divorce in Israel”, in *Population Research and Policy Review*, 2018, Vol.37, pp.1—31.

$$Ratem_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_{i,t} + \rho X_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Rated_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_{i,t} + \rho X_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Ratem_{i,t}$ 是城市 i 在年份 t 的结婚率; $Rated_{i,t}$ 是城市 i 在年份 t 的离婚率; $Treat_i \times Post_{i,t}$ 表示高铁开通城市, 如果城市 i 已经开通高铁且所处年份 t 处于高铁开通的状态, 则取值为 1, 如果城市 i 高铁未开通或者高铁开通城市在年份 t 处于高铁未开通的状态, 则取值为 0; $X_{i,t}$ 为所选取的全部控制变量集合; γ_i 为时间固定效应; μ_i 为个体固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。其中, 核心解释变量 $Treat_i \times Post_{i,t}$ 的回归系数 β_1 为高铁开通政策的净效应, 表示高铁开通对该城市结婚率的影响, 预期为负。

(二) 样本选择及数据来源

本文以全国 253 个城市 2003 年到 2018 年共 2 966 条观测数据作为研究样本。高铁开通情况数据来源于《中国铁道年鉴》《中长期铁道网规划》和中国铁路总公司官网; 结婚、离婚数据来源于各省市和国家民政局统计年鉴, 控制变量数据来源于《中国城市统计年鉴》以及 EPS 数据平台。

(三) 变量说明

1. 被解释变量: 结婚率和离婚率

本文借鉴翟振武和刘雯莉的研究采用结婚率和离婚率衡量各城市的婚姻状况。^① 结婚率是指一定时期内的结婚对数(或人数)与同期一定范围人口数的比率, 该指标的分子有两个统计口径: 结婚对数或结婚人数。本文以结婚人数为分子, 城市年末总人口为分母构造了结婚率, 表示该年每千人中结婚的人数, 公式如下:

$$Ratem_{i,t} = \frac{mar_{i,t}}{pop_{i,t}} \times 1\,000\% \quad (3)$$

其中 $Ratem_{i,t}$ 表示城市 i 在年份 t 的结婚率, $mar_{i,t}$ 表示城市 i 在年份 t 当年的结婚人数, $pop_{i,t}$ 表示城市 i 在年份 t 当年的年末总人口。

离婚率是指一定时期内的离婚对数(或人数)与同期一定范围人口数的比率, 该指标的分子有两个统计口径: 离婚对数或离婚人数。本文以离婚人数为分子, 城市年末总人口为分母构造了离婚率, 表示该年每千人中离婚的人数, 公式如下:

$$Rated_{i,t} = \frac{div_{i,t}}{pop_{i,t}} \times 1\,000\% \quad (4)$$

其中 $Rated_{i,t}$ 表示城市 i 在年份 t 的结婚率, $div_{i,t}$ 表示城市 i 在年份 t 当年的离婚人数, $pop_{i,t}$ 表示城市 i 在年份 t 当年的年末总人口。

2. 解释变量

(1) 高铁是否开通 HSR

$HSR_{i,t}$ 表示城市 i 在年份 t 的高铁连通情况, $HSR=1$ 表示有高铁连通, $HSR=0$ 表示没有高铁连通。

① 翟振武、刘雯莉:《中国人真的都不结婚了吗——从队列的视角看中国人的结婚和不婚》,《探索与争鸣》2020 年第 2 期,第 122—130+160 页。

(2) 高铁开通条数 HSR_Num

$HSR_Num_{i,t}$ 表示城市 i 在年份 t 的高铁线路开通数量。

(3) 高铁网络可达性 HSR_Acc

本文借鉴 Zhang 等人采用紧密中心性来衡量高铁网络的可达性,^① 基于城市的几何结构和拓扑结构, $HSR_Acc_{i,t}$ 是高铁开通城市 i 在年份 t 与所有其他城市之间的测地线距离之和, 充分反映了整个高铁网络中城市 i 的接近度和优化程度, 若城市在年份 t 未开通高铁则取值为 0。计算公式如下:

$$HSR_Acc_{i,t} = \frac{1}{\sum_{j=1}^n d_{ijt}} \times 10\,000 \quad (5)$$

其中 d_{ijt} 表示城市 i 与城市 j 之间的最短距离, 根据城市的经纬度计算, n 表示网络中的城市总数。

3. 控制变量

劳动力是指 16 周岁至 60 周岁具有劳动能力的人员, 他们在结婚人口中占有很高的比重, 因此, 劳动力在各城市间的流动和密度变化会影响到城市的结婚率情况。高铁开通带动了沿线城市的经济发展, 增加了就业岗位。同时, 高铁也增强了经济发达的城市对就业人口的吸附能力, 进而可能会影响到城市的结婚率。因此, 本文利用劳动力数量与行政区域面积的比值构造了就业密度, 它能够反映城市就业人口与面积大小的关系。就业密度的值越大, 表明该产业的地域集中度越高, 劳动力聚集度越高。就业密度的具体计算公式如下:

$$LQ_{i,t} = \frac{X_{i,t}}{area_{i,t}} \quad (6)$$

其中, $LQ_{i,t}$ 表示城市 i 在年份 t 的某产业就业密度, $X_{i,t}$ 表示城市 i 在年份 t 的某产业从业人数, $area_{i,t}$ 表示城市 i 的行政区土地面积。

除了劳动力的就业密度之外, 随着经济发展水平的变化, 各城市的结婚率也会受到不同程度的影响。因此, 本文使用了以下控制变量: 城市人口密度 ($LnDen$) 和人口自然增长率 ($Grow$) 代表人口发展水平; 本文借鉴黄春芳和韩清的研究选取职工平均工资 ($LnSal$),^② 借鉴邓涛涛和王丹丹的研究选取人均 GDP ($LnGDP$) 代表城市的经济情况;^③ 工业 SO_2 排放量 ($LnSO2$) 衡量城市环境污染程度; 选取财政支出占 GDP 比重 (Gov) 代表政府在经济上的干预程度; 选取公路客运量 ($LnCdp$) 代表城市交通基础设施。上述被解释变量和解释变量的变量说明如表 1 所示。

① Zhang F, Wang F, Yao S, “High-speed Rail Accessibility and Haze Pollution in China: A Spatial Econometrics Perspective”, *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 2021, Vol.94, No.102802.

② 黄春芳、韩清:《长三角高铁运营与人口流动分布格局演进》,《上海经济研究》2021 年第 7 期,第 39—54 页。

③ 邓涛涛、王丹丹:《中国高速铁路建设加剧了“城市蔓延”吗?——来自地级城市的经验证据》,《财经研究》2018 年第 10 期,第 125—137 页。

表 1 变量说明

	变量	符号	变量计算
被解释变量	结婚率(每千人中结婚的人数)	$Ratem$	$Ratem_{i,t} = \frac{mar_{i,t}}{pop_{i,t}} \times 1\,000\%$
	离婚率(每千人中离婚的人数)	$Rated$	$Rated_{i,t} = \frac{div_{i,t}}{pop_{i,t}} \times 1\,000\%$
解释变量	高铁是否开通	HSR	开通为 1, 未开通为 0
	高铁开通条数	HSR_Num	城市内高铁线路数量
	高铁网络可达性	HSR_Acc	$HSR_Acc_{i,t} = \frac{1}{\sum_{j=1}^n d_{ijt}} \times 10\,000$
控制变量	第一产业就业密度(人/平方公里)	$LQ1$	$LQ_{i,t} = \frac{X_{i,t}}{area_{i,t}}$
	第二产业就业密度(人/平方公里)	$LQ2$	
	第三产业就业密度(人/平方公里)	$LQ3$	
	城市人口密度(人/平方公里)	$LnDen$	$LnDen = \ln(Den + 1)$
	人口自然增长率(‰)	$Grow$	$Grow = \frac{(t-1) \text{ 期年末人口} - t \text{ 期年末人口}}{(t-1) \text{ 期年末人口}}$
	职工平均工资	$LnSal$	$LnSal = \ln(Sal + 1)$
	工业 SO ₂ 排放量(吨)	$LnSO2$	$LnSO2 = \ln(SO2 + 1)$
	财政支出占 GDP 比重	Gov	$Gov = \frac{\text{财政支出}}{GDP}$
	人均 GDP	$LnGDP$	$LnGDP = \ln(GDP + 1)$
	公路客运量(万人)	$LnCdp$	$LnCdp = \ln(CDP + 1)$

表 2 列示各变量的描述性统计。其中,结婚率的平均值为 8.361‰,最小值为 3.930‰,最大值为 14.155‰,两者相差较大;离婚率的平均值为 1.684‰,最小值为 0.226‰,最大值为 5.273‰,为右偏分布。相较结婚率,离婚率的标准差更小,其他控制变量的各项统计指标也都在合理范围内,不再赘述。

表 2 变量描述统计结果

符号	样本量	平均值/‰	标准差	最小值/‰	中位数	最大值/‰
$Ratem$	2 966	8.361	2.032	3.930	8.266	14.155
$Rated$	2 936	1.684	1.003	0.226	1.509	5.273
HSR	2 966	0.225	0.417	0.000	0	1.000
HSR_Num	2 926	0.435	0.932	0	0	8
HSR_Acc	2 952	0.011	0.021	0	0	0.061
$LQ1$	2 966	0.672	1.073	0.013	0.292	7.285

(续表2)

符号	样本量	平均值/‰	标准差	最小值/‰	中位数	最大值/‰
<i>LQ2</i>	2 966	31.872	51.407	0.479	14.089	353.559
<i>LQ3</i>	2 966	29.333	44.812	1.438	17.391	324.448
<i>LnDen</i>	2 966	5.915	0.764	3.263	6.032	7.273
<i>Grow</i>	2 966	1.741	0.775	-1.238	1.876	3.067
<i>LnSal</i>	2 966	10.279	0.558	9.066	10.307	11.411
<i>LnSO2</i>	2 966	10.530	1.060	6.830	10.678	12.431
<i>Gov</i>	2 966	0.065	0.026	0.025	0.060	0.154
<i>LnGDP</i>	2 966	16.109	1.036	13.395	16.079	18.765
<i>LnCdp</i>	2 966	8.617	0.906	5.645	8.594	11.066

四、实证结果分析

(一) 基准回归

高铁建设促进高铁开通城市的经济增长、人口流动,提高当地居民的就业水平和收入水平,促进土地城镇化和房价增长。居民的婚姻决策又受到许多经济因素的影响,家庭中妻子的就业水平和收入水平提高将会对婚姻稳定性造成影响,造成离婚率上升;城镇化率影响当地婚恋环境,房价攀升拉高了结婚成本,造成结婚率下降。

表3第(1)列和第(2)列分别表示未加入控制变量和加入控制变量的情况下,对模型(1)进行回归而得到的高铁是否开通(*HSR*)对城市结婚率(*Ratem*)的估计结果。*HSR*的系数显著为负,验证了高铁开通政策的实施显著降低了高铁开通城市的结婚率。回归结果支持假设1,高铁开通对城市的结婚率具有显著的负向作用。表3第(3)列和第(4)列分别表示了未加入控制变量和加入控制变量的情况下,对模型(2)进行回归而得到的高铁是否开通(*HSR*)对城市离婚率(*Rated*)的估计结果。*HSR*的系数显著为正,验证了高铁开通政策的实施显著增加了高铁开通城市的离婚率。回归结果支持假设2,高铁开通对城市的离婚率具有显著的正向作用。

表3第(5)列和第(6)列分别展示了未加入控制变量和加入控制变量的情况下,对模型(1)进行回归而得到的高铁开通条数(*HSR_Num*)对城市结婚率(*Ratem*)的估计结果。其中第(5)列的*HSR_Num*不显著,在加入控制变量后,*HSR_Num*对城市结婚率的负向影响变得显著,说明高铁开通条数的增加对城市结婚率有显著的负向影响。表3第(7)列和第(8)列分别展示了未加入控制变量和加入控制变量的情况下,对模型(2)进行回归而得到的高铁开通条数(*HSR_Num*)对城市离婚率(*Rated*)的估计结果。加入和不加入控制变量的情况下,高铁开通条数的增加对城市离婚率有显著的正向影响。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	<i>Ratem</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Rated</i>	<i>Ratem</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Rated</i>	<i>Ratem</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Rated</i>
<i>HSR</i>	-0.211** (-2.54)	-0.211** (-2.51)	0.047** (2.07)	0.057** (2.49)	—	—	—	—	—	—	—	—
<i>HSR_Num</i>	—	—	—	—	-0.040 (-1.04)	-0.067* (-1.66)	0.102*** (10.12)	0.101*** (9.14)	—	—	—	—
<i>HSR_Acc</i>	—	—	—	—	—	—	—	—	-3.240** (-2.01)	-3.695** (-2.26)	0.902** (2.07)	1.158*** (2.64)
<i>LQ1</i>	—	-0.111*** (-2.77)	—	-0.038*** (-3.51)	—	-0.122*** (-3.08)	—	-0.021* (-1.96)	—	-0.112*** (-2.77)	—	-0.037*** (-3.49)
<i>LQ2</i>	—	0.004** (2.38)	—	-0.000 (-0.88)	—	0.010*** (3.61)	—	-0.000 (-1.26)	—	0.004** (2.38)	—	-0.000 (-0.80)
<i>LQ3</i>	—	-0.001 (-0.25)	—	0.004*** (5.91)	—	0.004 (0.72)	—	0.002*** (2.87)	—	-0.001 (-0.36)	—	0.004*** (5.91)
<i>LnDen</i>	—	-0.357 (-0.59)	—	-0.982*** (-5.95)	—	-0.645 (-0.91)	—	-0.951*** (-5.97)	—	-0.331 (-0.54)	—	-0.990*** (-6.11)
<i>Grow</i>	—	0.062 (1.30)	—	-0.050*** (-3.88)	—	0.050 (1.05)	—	-0.059*** (-4.75)	—	0.065 (1.35)	—	-0.051*** (-4.04)
<i>LnSal</i>	—	2.342*** (8.57)	—	-0.016 (-0.22)	—	2.427*** (9.12)	—	0.024 (0.33)	—	2.358*** (8.61)	—	0.001 (0.02)
<i>LnSO2</i>	—	0.153*** (2.79)	—	-0.068*** (-4.50)	—	0.167*** (3.08)	—	-0.064*** (-4.44)	—	0.141** (2.56)	—	-0.065*** (-4.38)
<i>Gov</i>	—	-0.854 (-0.38)	—	1.107* (1.82)	—	-7.330*** (-2.95)	—	1.112* (1.89)	—	-1.195 (-0.53)	—	0.953 (1.58)
<i>LnGDP</i>	—	-0.117 (-0.56)	—	0.255*** (4.47)	—	-0.255* (-1.75)	—	0.226*** (4.13)	—	-0.105 (-0.51)	—	0.252*** (4.52)
<i>LnCdp</i>	—	0.037 (0.68)	—	0.022 (1.48)	—	0.187*** (2.83)	—	0.019 (1.31)	—	0.040 (0.72)	—	0.024 (1.63)
<i>Cons tant</i>	7.029*** (16.42)	-12.916*** (-2.94)	2.322*** (19.91)	4.472*** (3.73)	7.028*** (16.51)	-11.180** (-2.55)	2.351*** (20.95)	4.331*** (3.74)	7.038*** (16.43)	-13.227*** (-3.00)	2.334*** (20.40)	4.367*** (3.71)
<i>Observations</i>	2 966	2 966	2 936	2 936	2 926	2 926	2 926	2 926	2 952	2 952	2 912	2 912
<i>Year effect</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>City effect</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R²</i>	0.701 2	0.711 6	0.909 0	0.913 3	0.704 9	0.718 4	0.916 0	0.919 5	0.700 2	0.711 3	0.912 9	0.917 1

注：表 3 及后文表中括号内数值为考虑城市聚类标准误的 *t* 值，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

表 3 第（9）列和第（10）列分别展示了未加入控制变量和加入控制变量的情况下，对模型（1）进行回归而得到的高铁网络可达性（*HSR_Acc*）对城市结婚率（*Ratem*）的估计结果。加入和不加入控制变量的情况下，高铁网络可达性的增加对城市结婚率有显著的负向影响。表 3 第（11）列和第（12）列分别展示了未加入控制变量和加入控制变量的情况下，对模型（2）进行回归而得到的高铁网络可达性（*HSR_Acc*）对城市离婚率

(*Rated*) 的估计结果。加入和不加入控制变量的情况下，高铁网络可达性增加对城市离婚率有显著的正向影响。

(二) 平行趋势及安慰剂检验

1. 平行趋势检验

双重差分利用处理组的前后变化减去控制组的前后变化来比较处理后与处理前的差异，估计处理效应。双重差分的关键前提是处理组和控制组满足“平行趋势假定”，在本文的背景下，就是高铁开通城市的结婚率与高铁未开通城市的结婚率的时间趋势项应该在高铁开通前具有相同的发展趋势。这里采用事件研究法进行平行趋势检验，在模型中加入“年份虚拟变量”与实验组虚拟变量相乘的 a 个交互项，通过减压按这 a 个交互项系数是否显著来判断政策发生的净效应是否是由政策冲击产生的。本文所选的数据时间跨度为 2003—2018 年，选择 10 年作为窗口期，覆盖城市高铁开通的前 5 年和后 5 年，将高铁开通前 1 年作为基准年份，构建如下模型实证检验平行趋势假定：

$$RATE_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 pre_2 + \beta_2 pre_3 + \beta_3 pre_4 + \beta_4 pre_5 + \beta_5 current + \beta_6 after_1 + \beta_7 after_2 + \beta_8 after_3 + \beta_9 after_4 + \beta_{10} after_5 + \rho X_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中 pre_i 和 $after_i$ 是加入模型的虚拟变量，如果城市处于高铁开通前第 i 年且为实验组则 pre_i 赋值为 1，否则为 0；如果城市处于高铁开通后第 i 年且为实验组则 $after_i$ 赋值为 1，否则为 0；如果城市处于高铁开通当年且为实验组则 $current$ 赋值为 1，否则为 0；其余变量含义与模型 (1) 一致。动态系数 β_i 是否显著为 0，代表平行趋势假设是否得到满足。结果如图 1 及图 2 所示。

由“平行趋势”检验的结果可知，在城市高铁开通之前， $t-5$ 到 $t-1$ 系数的 90% 置信区间包含 0，说明在高铁开通前，开通高铁城市与未开通高铁城市的结婚率并不存在显著

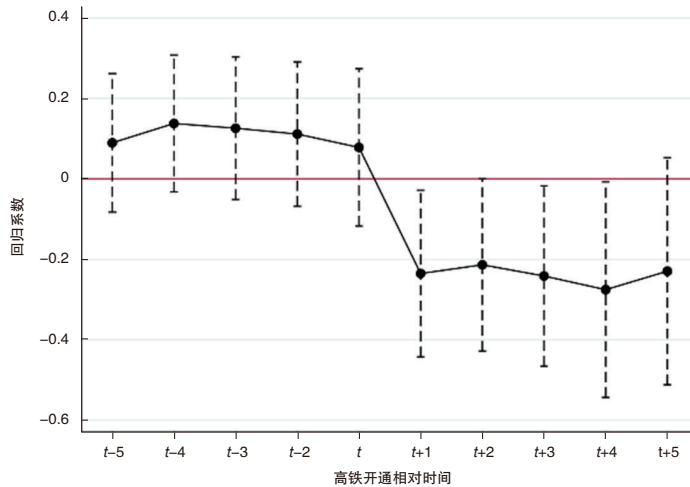


图 1 结婚率平行趋势检验

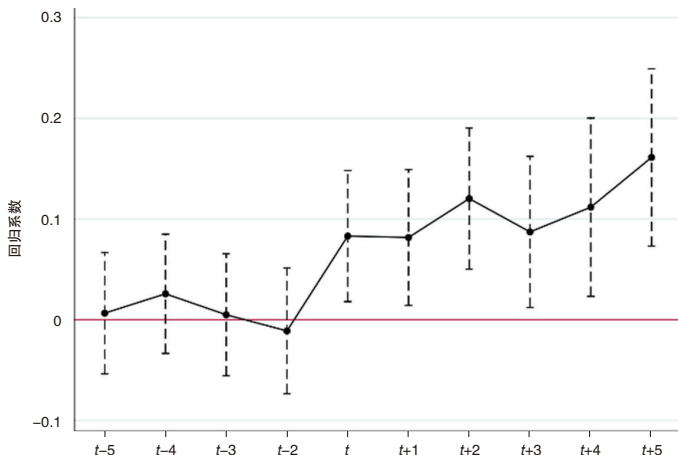


图 2 离婚率平行趋势检验

差异，不能拒绝满足平行趋势的假设。 t 时刻系数的 90% 置信区间包含 0，说明在高铁开通当年，开通高铁城市与未开通高铁城市之间的结婚率没有显著差异，高铁开通对结婚率的影响可能存在滞后效应。高铁开通之后的第 1 年和第 4 年， $t+1$ 到 $t+4$ 的系数的 90% 置信区间不包含 0，说明高铁开通政策显著降低了城市的结婚率。高铁开通后的第 5 年， $t+5$ 的 90% 置信区间包含 0，可能是因为高铁开通对结婚率的降低影响消失。

2. 安慰剂检验

为保证结论不是由于其他不可观测的变量导致的，本文采用安慰剂法验证模型（1）的稳健性。具体的方法是：随机生成高铁开通城市，对模型（1）和模型（2）进行双重差分回归，分别重复 500 次和 1 000 次。图 3 报告了高铁开通对结婚率的安慰剂检验结果，高铁开通对结婚率的回归系数集中在 0 附近，重复 500 次和 1 000 次的结果分别为 -0.013 5 和 -0.011 5，回归系数集中分布在 0 左右，且模型（1）的回归系数（-0.211）均在 500 次、1 000 次系数估计结果的 99% 以外。图 4 报告了高铁开通对离婚率的安慰剂检验结果，高铁开通对离婚率的回归系数集中在 0 附近，重复 500 次和 1 000 次的结果分别为 -0.013 5 和 -0.011 5，回归系数集中分布在 0 左右，且模型（2）的回归系数（-0.057）均在 500 次、1 000 次系数估计结果的 99% 以外。这说明可以排除结论是由其他不可观测的变量导致的。

（三）机制分析

本部分将探讨高铁开通通过哪些机制渠道影响婚姻决策。本文借鉴江艇（2022）的研究方法^①，基于现有文献提出能够反映高铁开通对婚姻决策产生作用的中介变量 M ，采用统计回归识别高铁开通对 M 的因果关系。

① 江艇：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》2022 年第 5 期，第 100—120 页。

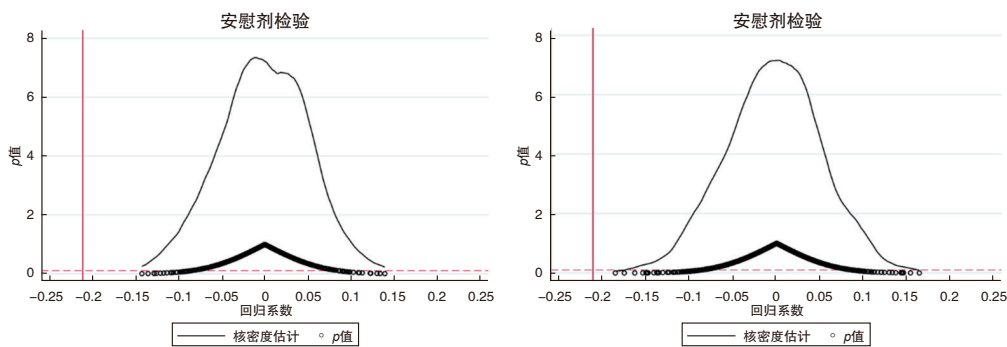


图 3 结婚率安慰剂重复 500 次和 1000 次

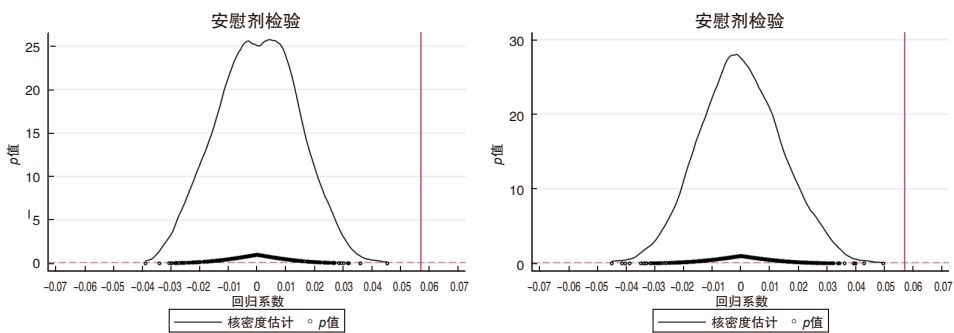


图 4 离婚率安慰剂重复 500 次和 1000 次

1. 土地城镇化机制

高铁开通和高铁站点的增加能带动周围城市的经济增长，从而促进当地的土地开发和城市化进程，并且影响当地居民的婚姻观念、婚恋环境，从而抑制居民的结婚意愿。关于土地城镇化率，本文参照周亮等的做法，^①对变量人均道路面积、城市建成区面积、商品房屋销售面积，分别赋予 0.022、0.096 和 0.116 的权重，计算该地级市的土地城镇化指数。表 4 中第（1）列是高铁开通对城市土地城镇化的影响，*HSR* 的系数明显为正，说明高铁开通会显著提高高铁开通城市的土地城镇化率。

2. 商品房销售价格机制

高铁开通带来的交通便利、基础设施改善、外来人口流入等，会促进居民购房的需求，需求关系导致的房价攀升会增加结婚的成本，进而使得适龄青年的负担增大，减少结婚决策事件。表 4 中第（2）列是高铁开通对城市商品房销售价格增长率的影响。*HSR* 的系数明显为正，说明高铁开通会显著提高高铁开通城市的房价增长率。

^① 周亮、车磊、孙东琪：《中国城镇化与经济增长的耦合协调发展及影响因素》，《经济地理》2019 年第 6 期，第 97—107 页。

3. 就业机制

高铁开通提高可达性，降低了交通成本，居民寻找工作的空间扩大，并且高铁开通带动了周围城市的经济发展、产业聚集以及基础设施建设，居住舒适度的增加吸引了更多外来务工人员，从而提高了城市的就业率。外来务工人员对当地的劳动力市场造成冲击，使得当地人民的失业风险增加，进而影响到婚姻的稳定性的。本文的就业率等于第一产业从业人员数、第二产业从业人员数、第三产业从业人员数总和与年末总人口之比。表 4 中第（3）列是高铁开通对城市就业率的影响，第（3）列中 *HSR* 的系数为 0.003，在 1% 的显著性水平上为正，说明高铁开通会显著提高城市的就业率。

4. 收入增长机制

高铁开通对城市的经济发展具有积极作用，能够提高居民总体收入水平。但若是收入变动造成夫妻间的收入差距发生较大变化，影响了原有的平衡，婚姻的稳定性的将会下降。本文的收入水平用人均收入增长率表示，等于每个地级市当年人均收入减去前一年人均收入的增加值，比上前一年人均收入。表 4 中第（4）列是高铁开通对人均收入增长率的影响，第（4）列中 *HSR* 的系数为正，在 5% 的显著性水平上显著，说明高铁开通会显著提高城市的人均收入增长率。

表 4 经济发展水平异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ratem</i>		<i>Rated</i>	
	土地城镇化率	房价增长率	就业率	人均收入增长率
<i>HSR</i>	5.815*** (4.95)	0.017* (1.76)	0.003*** (3.25)	0.008** (2.08)
<i>LQ1</i>	-1.242* (-1.90)	-0.001 (-0.19)	0.013*** (25.84)	-0.003 (-1.49)
<i>LQ2</i>	0.168*** (7.60)	-0.000 (-0.09)	0.001*** (36.61)	0.000*** (3.21)
<i>LQ3</i>	0.210*** (5.64)	0.000 (1.25)	0.000*** (6.82)	0.000*** (3.49)
<i>LnDen</i>	27.047*** (3.08)	0.052 (0.68)	-0.062*** (-9.19)	0.025 (0.96)
<i>Grow</i>	2.094*** (3.11)	0.001 (0.22)	0.002*** (3.60)	0.001 (0.61)
<i>LnSal</i>	1.096 (0.26)	-0.065 (-1.53)	-0.022*** (-6.66)	0.249*** (19.41)
<i>LnSO2</i>	-1.446* (-1.77)	0.006 (0.82)	-0.001 (-1.24)	-0.002 (-0.67)
<i>Gov</i>	218.239*** (6.80)	0.260 (0.84)	0.216*** (8.24)	-0.223** (-2.25)
<i>LnGDP</i>	32.351*** (10.28)	0.044 (1.46)	0.028*** (12.32)	-0.060*** (-6.79)

(续表 4)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ratem</i>		<i>Rated</i>	
	土地城镇化率	房价增长率	就业率	人均收入增长率
<i>LnCdp</i>	1.855** (2.39)	-0.012* (-1.79)	-0.000 (-0.58)	-0.003 (-1.09)
<i>Cons tant</i>	-607.941*** (-9.32)	-0.111 (-0.18)	0.249*** (5.11)	-1.443*** (-7.63)
<i>Observations</i>	2 975	1 714	3 650	3 390
<i>Year effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>City effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>R²</i>	0.926 3	0.289 8	0.946 6	0.324 9

(四) 异质性分析

前文的实证结果显示，高铁开通将会导致城市的结婚率下降，但是由于各个城市本身的经济发展水平、人口规模、原本交通设施建设和当地人民对于性别观念看法的差异，高铁开通不一定会对所有城市产生相同的抑制作用。故下文将分别从“高铁开通影响”结婚率的不同经济发展水平、人口规模、地域、性别角色观念、儒家文化的城市异质性切入，考察高铁开通对城市结婚率的异质性作用，并通过“邹氏检验”检验结论的合理性。

1. 是否为一线城市的异质性

一线城市相对于非一线城市具有更强的经济活力和更为完善的交通设施建设。本文根据《2018 中国城市商业魅力排行榜》，将样本所包含的 253 个城市分为包含“北上广深”的一线城市和以成都、杭州、重庆为首 15 个新一线城市及非一线城市两组。表 5 第 (1) 列和第 (2) 列展示了是否为一线城市的高铁开通对结婚率的异质性作用，表 5 的第 (1) 列 *HSR* 的系数显著为正，且在 0.05 的显著性水平下显著，说明高铁开通对一线城市结婚率的影响显著；第 (2) 列 *HSR* 的系数显著为负，说明高铁开通对非一线城市的结婚率有显著负向影响，且在 5% 的显著性水平上显著。新一线城市为人口流入地，适龄人群倾向于在一线城市安家，使得一线及新一线城市的结婚率上升；非一线城市的适龄人群，作为劳动力流出，导致结婚人数减少。

表 5 的第 (3) 列和第 (4) 列展示了是否为一线城市的高铁开通对离婚率的异质性作用，表 4 的第 (3) 列 *HSR* 的系数为负但不显著，说明高铁开通对一线城市离婚率的影响不显著；第 (2) 列 *HSR* 的系数显著为正，说明高铁开通对非一线城市的离婚率有显著正向影响，且在 5% 的显著性水平上显著。这可能是因为一线城市的交通建设本身就相对发达，高铁开通带来的人员流动和经济效应不显著，对一线城市的离婚率没有产生显著的影响；非一线城市的经济和交通的基础相对差，高铁开通产生的影响更大，非一线城市更多为人口输出地，外出务工造成的夫妻双方分隔两地进而威胁到婚姻的稳定性，因此在非一线城市开通高铁而产生对城市离婚率的影响，相较于在一线城市开通高铁而产生对城市结婚率的影响会更加显著。

表 5 经济发展水平异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	一线城市	非一线城市	一线城市	非一线城市
	<i>Ratem</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Rated</i>
<i>HSR</i>	(2.19)	-0.203** (-2.25)	-0.044 (-0.39)	0.055** (2.40)
<i>LQ1</i>	-0.251*** (-3.81)	-0.046 (-0.96)	-0.069** (-2.54)	-0.013 (-1.11)
<i>LQ2</i>	0.002 (0.65)	0.005** (2.45)	0.001 (1.46)	-0.000 (-0.87)
<i>LQ3</i>	0.005* (1.82)	-0.007* (-1.75)	-0.000 (-0.03)	0.003*** (3.69)
<i>LnDen</i>	-3.016** (-2.55)	0.458 (0.65)	-1.425*** (-2.92)	-1.171*** (-6.57)
<i>Grow</i>	0.246 (1.48)	0.039 (0.78)	-0.010 (-0.15)	-0.065*** (-5.21)
<i>LnSal</i>	1.373 (1.31)	2.248*** (7.65)	0.698 (1.61)	0.076 (1.03)
<i>LnSO2</i>	-0.024 (-0.12)	0.162*** (2.81)	-0.319*** (-3.96)	-0.035** (-2.41)
<i>Gov</i>	14.188** (2.09)	-1.182 (-0.50)	9.055*** (3.23)	-0.107 (-0.18)
<i>LnGDP</i>	0.518 (0.93)	-0.081 (-0.36)	0.204 (0.89)	0.273*** (4.80)
<i>LnCdp</i>	0.124 (0.93)	0.059 (0.99)	0.214*** (3.88)	0.012 (0.79)
<i>Cons tant</i>	—	-16.833*** (-3.50)	2.843 (0.49)	4.149*** (3.42)
<i>Observations</i>	244	2 722	244	2 682
<i>Year effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>City effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>R²</i>	0.844 7	0.694 0	0.924 0	0.906 4

2. 是否为五百万人口城市的异质性

中国幅员辽阔，各个地级市资源禀赋、经济发展、信息化水平等状况存在明显差异。本文将全样本按照人口规模是否达到五百万将城市划分为大城市和中小城市，对不同人口规模的城市进行异质性检验，据此讨论细分样本下高铁开通对城市居民婚姻决策的影响差异。表 6 第（1）列和第（2）列展示了人口规模不同城市的高铁开通对结婚率的异质性作用，第（1）列的 *HSR* 系数为负，且在 1% 的显著性水平上显著，说明高铁的开通对大城市的结婚率有显著抑制作用；但高铁开通对非五百万人口城市结婚率的影响为正且不显著，说明高铁开通对五百万人口城市结婚率的影响相对于非五百万人口城市更显著。

表 6 的第（3）列和第（4）列展示了人口规模不同城市的高铁开通对离婚率的异质性，

第(4)列的 *HSR* 系数为正, 且在 1% 的显著性水平上显著, 说明高铁的开通对非五百万人口城市的离婚率有显著正向作用; 但高铁开通对五百万人口城市结婚率的影响为正但不显著。说明高铁开通对非五百万人口城市离婚率的影响相对于五百万人口城市更显著, 这可能是因为非五百万人口的城市开通高铁, 造成的人口流动以及其他变动更大, 对夫妻间的婚姻稳定造成更大影响。

表 6 人口规模异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	五百万人口城市	非五百万人口城市	五百万人口城市	非五百万人口城市
	<i>Ratem</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Rated</i>
<i>HSR</i>	-0.549*** (-4.33)	0.039 (0.34)	0.002 (0.07)	0.113*** (3.63)
<i>LQ1</i>	-0.182*** (-2.68)	-0.084* (-1.68)	-0.070*** (-3.86)	-0.014 (-1.03)
<i>LQ2</i>	0.002 (0.70)	0.003* (1.65)	0.000 (0.05)	-0.001 (-1.37)
<i>LQ3</i>	0.003 (1.22)	-0.005 (-1.31)	0.004*** (5.93)	0.001 (1.42)
<i>LnDen</i>	-0.255 (-0.23)	-0.338 (-0.45)	-1.958*** (-6.65)	-0.385* (-1.90)
<i>Grow</i>	0.143* (1.85)	0.014 (0.24)	-0.055*** (-2.68)	-0.054*** (-3.39)
<i>LnSal</i>	2.427*** (5.33)	1.862*** (5.46)	-0.164 (-1.35)	0.014 (0.15)
<i>LnSO2</i>	0.500*** (5.58)	-0.102 (-1.47)	-0.040* (-1.65)	-0.079*** (-4.18)
<i>Gov</i>	-1.971 (-0.56)	1.453 (0.50)	4.183*** (4.47)	-0.682 (-0.87)
<i>LnGDP</i>	1.031*** (2.67)	-0.391 (-1.56)	0.297*** (2.79)	0.151** (2.23)
<i>LnCdp</i>	0.319*** (3.25)	-0.091 (-1.38)	0.064** (2.35)	0.005 (0.30)
<i>Cons tant</i>	—	-1.647 (-0.30)	—	2.919** (1.99)
<i>Observations</i>	1 154	1 812	1 132	1 794
<i>Year effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>City effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>R²</i>	0.732 1	0.726 3	0.936 8	0.908 8

3. 性别角色观念的异质性

本文借鉴张川川和王靖雯的研究,^① 根据 CGSS 调查问卷, 与性别角色相关的变量共有五个: 男人以事业为重, 女人以家庭为重; 男人天生能力比女人强; 女性干得好不如

① 张川川、王靖雯:《性别角色与女性劳动力市场表现》,《经济学(季刊)》2020年第3期,第977—994页。

嫁得好；经济不景气时应该先解雇女性员工；夫妻应该均摊家务。对于这五个问题，调查要求受访者从“1，2，3，4，5”中选取一个数值表示对所问问题的同意程度，数值从小到大对应“完全不同意”到“完全同意”。根据 CGSS2010、2012、2013、2015、2017 的调查结果，对每一年的问卷结果分别先剔除“决绝回答”和“不知道”的情况，将“夫妻应该均摊家务”的分数倒转后，再依据样本中个人的打分（1 至 5 分）取每个省份的均值，将五年各省级行政区得分求和后取平均值，按照平均值将省级行政区（由于数据缺失去掉新疆维吾尔自治区、海南省和西藏自治区）分为“性别观念相对平等”和“性别观念相对不平等”两组。表 7 第（1）列和第（2）列展示了是不同性别角色观念的城市的高铁开通对结婚率的异质性作用，从表 7 的第（1）和第（2）列可以看到，*HSR* 的系数都显著为负，分别在 5% 和 1% 的显著性水平上显著，说明高铁开通对“性别观念相对平等”和“性别观念相对不平等”城市的结婚率都有显著的负向影响。两者的回归系数不同，分别为 -0.310 2 和 -0.280 7，说明相对于“性别观念相对不平等”的城市，高铁开通对“性别观念相对平等”的城市影响更大。这可能是因为“性别观念相对平等”城市的女性更加独立，更愿意把握高铁开通所带来的就业机会，对男性的依赖程度更低，进而降低婚姻带给其的期望效应，最终导致结婚率的降低。表 7 第（3）列和第（4）列展示了是不同性别角色观念的城市的高铁开通对离婚率的异质性作用，第（3）列 *HSR* 的系数在 5% 的显著性水平上显著为正，第（4）列的系数为正但不显著，说明高铁开通对“性别观念相对平等”的城市的影响更大。这可能是因为“性别观念相对平等”城市的女性对于婚后夫妻双方平等的期望更大，当高铁开通使得妻子的收入增加和就业机会增加，进而对婚姻的稳定性产生影响，这表明高铁开通对离婚率的正向影响相对更显著。

表 7 性别角色观念的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	性别观念相对平等	性别观念相对不平等	性别观念相对平等	性别观念相对不平等
	<i>Ratem</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Rated</i>
<i>HSR</i>	-0.310** (-2.26)	-0.281*** (-2.64)	0.075** (2.09)	0.019 (0.66)
<i>LQ1</i>	-0.220*** (-2.61)	0.044 (0.82)	-0.094*** (-4.27)	-0.031** (-2.15)
<i>LQ2</i>	0.002 (1.43)	0.022*** (5.23)	-0.000 (-0.73)	0.004*** (3.96)
<i>LQ3</i>	0.003 (0.75)	-0.008** (-2.54)	0.003*** (3.67)	0.003*** (3.08)
<i>LnDen</i>	0.200 (0.18)	-1.374* (-1.78)	-0.133 (-0.47)	-1.530*** (-7.38)
<i>Grow</i>	0.137* (1.85)	0.036 (0.60)	-0.030 (-1.53)	-0.068*** (-4.24)
<i>LnSal</i>	2.494*** (5.24)	1.813*** (5.16)	-0.240* (-1.93)	-0.085 (-0.90)

(续表 7)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	性别观念相对平等	性别观念相对不平等	性别观念相对平等	性别观念相对不平等
	<i>Ratem</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Rated</i>
<i>LnSO2</i>	0.099 (1.15)	0.169** (2.39)	-0.049** (-2.13)	-0.047** (-2.47)
<i>Gov</i>	13.526*** (3.80)	-12.951*** (-4.52)	2.980*** (3.17)	0.413 (0.54)
<i>LnGDP</i>	0.392 (1.28)	-1.011*** (-3.45)	0.333*** (4.11)	0.072 (0.91)
<i>LnCdp</i>	-0.118 (-1.44)	0.162** (2.25)	0.110*** (5.01)	-0.052*** (-2.63)
<i>Constant</i>	-23.875*** (-2.75)	8.343 (1.34)		10.564*** (6.25)
<i>Observations</i>	1 036	1 881	1 022	1 855
<i>Year effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>City effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>R²</i>	0.750 1	0.705 8	0.941 3	0.909 0

4. 儒家文化的异质性

文本将各地儒家学校数量、书院数量、孔庙数量求和，并取平均值，将样本城市分为两组，分别为“受儒家文化影响大”和“受儒家文化影响小”。表 8 第（1）列和第（2）列展示了儒家文化的差异下城市高铁开通对结婚率的异质性作用，“受儒家文化影响大”的城市 *HSR* 的系数都显著为负，在 5% 的显著性水平上显著，系数为 -0.247，但“受儒家文化影响小”的城市 *HSR* 的系数不显著。表 8 第（3）列和第（4）列展示了儒家文化的差异下城市高铁开通对离婚率的异质性作用，“受儒家文化影响大”的城市 *HSR* 的系数都显著为正，在 1% 的显著性水平上显著，同样“受儒家文化影响小”的城市 *HSR* 的系数不显著。

表 8 儒家文化的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	受儒家文化影响大	受儒家文化影响小	受儒家文化影响大	受儒家文化影响小
	<i>Ratem</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Rated</i>
<i>HSR</i>	(-2.02)	-0.128 (-0.99)	0.050* (1.83)	0.046 (1.21)
<i>LQ1</i>	-0.147** (-2.07)	-0.046 (-0.88)	-0.081*** (-5.05)	-0.017 (-1.12)
<i>LQ2</i>	0.006 (1.45)	0.007** (2.50)	-0.000 (-0.60)	-0.000 (-0.65)
<i>LQ3</i>	0.001 (0.41)	-0.009** (-2.12)	0.004*** (5.61)	0.004*** (3.48)
<i>LnDen</i>	-0.037 (-0.03)	0.468 (0.58)	-0.884*** (-3.61)	-1.029*** (-4.33)
<i>Grow</i>	0.155* (1.70)	0.066 (1.04)	-0.032* (-1.80)	-0.060*** (-3.21)

(续表 8)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	受儒家文化影响大	受儒家文化影响小	受儒家文化影响大	受儒家文化影响小
	<i>Rate_m</i>	<i>Rate_m</i>	<i>Rate_d</i>	<i>Rate_d</i>
<i>LnSal</i>	1.310*** (3.24)	2.208*** (5.68)	-0.260*** (-2.73)	0.277** (2.42)
<i>LnSO₂</i>	0.291*** (3.16)	0.122* (1.65)	-0.056*** (-2.61)	-0.035 (-1.64)
<i>Gov</i>	-5.984* (-1.73)	5.467* (1.72)	3.169*** (4.12)	-1.302 (-1.38)
<i>LnGDP</i>	-0.045 (-0.18)	0.100 (0.36)	0.361*** (4.47)	0.196** (2.40)
<i>LnCdp</i>	0.158 (1.59)	0.035 (0.49)	0.048** (2.30)	0.014 (0.66)
<i>Constant</i>	-9.333327 (-0.94)	-18.889*** (-3.26)	4.507* (1.84)	2.626 (1.54)
<i>Observations</i>	1 322	1 438	1 306	1 416
<i>Year effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>City effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>R²</i>	0.695 2	0.736 3	0.942 8	0.901 2

(五) 稳健性检验

由于各地级市开通高铁时间不一致,以及可能存在其他的不可观测因素对高铁开通城市的选择和各城市结婚率产生影响,本文还采用如下方式进行稳健性检验。

1. 倾向得分匹配 (PSM-DID)

基于 PSM-DID 法的估计可应对样本选择偏差以及其导致的内生性问题,本文采用 PSM-DID 法,将控制变量作为协变量,高铁是否开通作为虚拟变量对控制变量进行 Logit 回归。采用最邻近匹配法,对样本进行一对一匹配,对满足共同支撑假设的样本采用双重差分模型进行估计,结果如表 9 第 (1) 列和第 (2) 列所示。与基准回归结果相比较,HSR 的系数及符号没有发生显著变化,说明本文的实证结果具有一定的稳健性。

2. 剔除部分样本

鉴于高铁开通城市选择的非随机性,将样本中包括 4 个直辖市与各省会城市在内的“中心城市”剔除,仅对“外围城市”进行检验,结果如表 9 第 (3) 列和第 (4) 列所示。与基准回归结果相比较,HSR 的系数及符号没有发生显著变化,说明本文的实证结果具有一定的稳健性。

3. 改变样本区间

选取 2005—2016 年高铁开通样本重新进行验证,缩短样本的时间范围后,回归结果如表 9 第 (5) 列和第 (6) 列所示。与基准回归结果相比较,HSR 的系数符号没有发生显著变化,说明本文的实证结果具有一定的稳健性。

4. 构造反事实检验

本文将已开通高铁样本时间提前三年,构造“伪高铁开通时间”,回归结果如表 9 第 (7)

列和第(8)列,与基准回归结果相比较,结婚率的高铁开通系数不显著,离婚率的高铁开通系数显著为负,说明将开通时间提前而构造虚拟变量不存在,同时证实本文实证分析结论。

表9 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	PSM-DID		去除中心城市		选取 2005—2016 年 高铁开通样本		将已开通高铁样本时 间提前三年	
	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>	<i>Ratem</i>	<i>Rated</i>
<i>HSR</i>	-0.221** (-2.52)	0.049** (2.15)	-0.232** (-2.47)	0.053** (2.38)	-0.191** (-2.07)	0.069*** (2.95)	-0.118 (-1.53)	-0.053** (-2.54)
<i>LQ1</i>	-0.052 (-1.10)	-0.019 (-1.57)	-0.096* (-1.78)	-0.029** (-2.30)	-0.082* (-1.79)	-0.038*** (-3.32)	-0.105*** (-2.62)	-0.041*** (-3.86)
<i>LQ2</i>	0.004*** (2.73)	-0.000 (-0.04)	0.005*** (2.77)	-0.001** (-2.57)	0.005*** (3.13)	-0.000 (-0.78)	0.003** (2.26)	-0.000 (-0.44)
<i>LQ3</i>	-0.002 (-0.62)	0.002*** (3.70)	-0.004 (-0.98)	0.004*** (3.99)	-0.004 (-1.33)	0.003*** (5.05)	-0.001 (-0.56)	0.004*** (5.92)
<i>LnDen</i>	-2.107*** (-3.15)	-0.637*** (-3.66)	0.582 (0.82)	-0.767*** (-4.61)	-1.123 (-1.56)	-1.159*** (-6.36)	-0.380 (-0.63)	-0.960*** (-5.94)
<i>Grow</i>	0.090* (1.75)	-0.042*** (-3.16)	0.042 (0.82)	-0.071*** (-5.94)	0.086 (1.63)	-0.064*** (-4.80)	0.050 (1.06)	-0.050*** (-3.95)
<i>LnSal</i>	1.945*** (5.60)	0.180** (1.99)	2.482*** (8.52)	-0.016 (-0.24)	2.294*** (7.27)	-0.033 (-0.42)	2.339*** (8.55)	-0.005 (-0.08)
<i>LnSO2</i>	0.273*** (4.10)	-0.017 (-0.95)	0.193*** (3.32)	-0.049*** (-3.50)	0.149** (2.35)	-0.060*** (-3.74)	0.145*** (2.65)	-0.063*** (-4.26)
<i>Gov</i>	2.764 (1.10)	0.699 (1.06)	-1.379 (-0.57)	0.901 (1.56)	-2.643 (-1.08)	0.655 (1.05)	-0.844 (-0.38)	0.967 (1.62)
<i>LnGDP</i>	0.016 (0.06)	0.222*** (3.21)	-0.046 (-0.20)	0.234*** (4.19)	-0.237 (-0.97)	0.314*** (5.01)	-0.070 (-0.34)	0.238*** (4.29)
<i>LnCdp</i>	0.095 (1.52)	0.020 (1.22)	0.066 (1.07)	-0.012 (-0.80)	0.088 (1.43)	0.011 (0.69)	0.038 (0.70)	0.026* (1.76)
<i>Cons tant</i>	-4.075 (-0.79)	1.264 (0.94)	-20.333*** (-4.07)	3.814*** (3.22)		6.166*** (4.31)	-13.333*** (-3.03)	4.401*** (3.75)
<i>Observations</i>	2 239	2 213	2 603	2 572	2 520	2 494	2 966	2 926
<i>Year effect</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>City effect</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R²</i>	0.696 0	0.919 2	0.693 1	0.913 0	0.712 1	0.921 8	0.711 2	0.917 2

(六) 内生性

基准回归结果可能面临选择高铁开通城市的内生性问题。首先,高铁开通是国家层面的政策冲击,微观个人层面因素影响的可能性不大。因此,内生性问题的产生可能是因为一些不可观测但会随时间变化的因素,在影响选择高铁开通城市的同时,影响该城市的结婚率和离婚率大小。内生性问题的存在会导致基准回归的结果产生偏差。为解决

内生性问题，本文参考刘勇政和李岩采用工具变量回归的方法，^① 选择各个地级市 2000 年的客运总量与年份哑变量的乘积作为工具变量引入回归方程。一方面，客运总量一定程度上反映了一个地区开通高铁的需求，另一方面，客运量代表人口流动与婚姻决策相关，满足工具变量外生性和相关性的基本要求。

表 10 的第（1）列和第（2）列为针对结婚率的工具变量回归结果，表 10 的第（1）列为工具变量第一阶段的回归结果，弱工具变量检验的第一阶段的 F 值大于 10， p 值小于 0.000 0，说明本文的工具变量不是一个弱工具变量。工具变量 IV 的系数在 1% 的显著性水平上显著，说明工具变量 IV 与解释变量拟合效果较好，说明了工具变量的有效性。第（2）列为第二阶段回归结果， HSR 的系数显著为负，与基准回归的结果相符。弱工具变量检验的 p 值小于 0.000 0，说明本文的工具变量不是一个弱工具变量。表 10 的第（3）列和第（4）列为针对离婚率的工具变量回归结果，表 10 第（3）列为工具变量第一阶段的回归结果，工具变量 IV 的系数在 1% 的显著性水平上显著，说明工具变量 IV 与解释变量拟合效果较好，说明了工具变量的有效性。第（4）列为第二阶段回归结果， HSR 的系数显著为正，与基准回归的结果相符。

表 10 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	结婚率		离婚率	
	<i>HSR</i>	<i>Ratem</i>	<i>HSR</i>	<i>Rated</i>
<i>IV</i>	0.871*** (4.61)	—	0.881*** (4.49)	—
<i>HSR</i>	—	-1.645* (-1.75)	—	0.522** (2.00)
<i>LQ1</i>	-0.100*** (-5.35)	-0.319*** (-2.67)	-0.036*** (-3.87)	-0.021 (-1.46)
<i>LQ2</i>	0.001** (2.02)	0.011*** (3.52)	0.001*** (3.47)	-0.001* (-1.73)
<i>LQ3</i>	0.007*** (5.24)	0.013 (1.33)	0.001** (2.45)	0.003*** (3.03)
<i>LnDen</i>	0.193 (1.37)	-0.423 (-0.65)	0.223 (1.56)	-1.124*** (-6.20)
<i>Grow</i>	0.051*** (4.60)	0.138** (1.97)	0.051*** (4.56)	-0.075*** (-3.94)
<i>LnSal</i>	-0.025 (-0.39)	2.280*** (8.22)	-0.009 (-0.13)	0.011 (0.15)
<i>LnSO2</i>	0.032** (2.49)	0.202*** (3.34)	0.035*** (2.70)	-0.073*** (-4.04)
<i>Gov</i>	-0.455 (-0.87)	-2.019 (-0.87)	-0.318 (-0.61)	1.143* (1.81)

① 刘勇政、李岩：《中国的高速铁路建设与城市经济增长》，《金融研究》2017 年第 11 期，第 18—33 页。

(续表 10)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	结婚率		离婚率	
	<i>HSR</i>	<i>Ratem</i>	<i>HSR</i>	<i>Rated</i>
<i>LnGDP</i>	-0.274*** (-5.46)	-0.572* (-1.68)	-0.262*** (-5.21)	0.356*** (4.06)
<i>LnCdp</i>	0.008 (0.63)	0.047 (0.84)	0.007 (0.55)	0.026* (1.65)
<i>Cons tant</i>	0.260 (0.22)	-6.565 (-1.29)	-0.309 (-0.26)	3.679*** (2.75)
<i>Year effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>City effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.612	0.651	0.608	0.891
弱工具变量检验				
第一阶段 <i>F</i> 检验值	21.254 6		21.883 1	
(<i>p</i>)	0.000 0		0.000 0	

五、结论与启示

高铁开通提高了城市的人口流动率,促进了经济增长,然而在经济发展和社会变化的同时,出现了居民结婚率上升、离婚率下降的现象。本文采用双重差分方法,将高铁开通作为准自然实验,利用 2003—2018 年中国 253 个地级城市的面板数据,实证分析了高铁开通会显著影响居民结婚率和离婚率。

本文的主要结论有:(1)高铁开通会显著降低结婚率和提高离婚率。在高铁对城市结婚率和离婚率总效应估计中,高铁系数分别显著为负和显著为正,说明高铁开通降低了结婚率以及提高了离婚率。(2)对不同特征的城市进行异质性分析,发现高铁开通对一线城市和非一线城市、性别角色观念不同的城市、人口规模不同的城市以及儒家文化有差异城市的作用不同。(3)通过对高铁开通产生作用的机制分析发现,高铁开通通过提高土地城镇化水平和商品房销售价格,进而导致结婚率的下降;通过提高当地居民的就业水平和收入水平,进而导致离婚率的升高。(4)考虑到基准回归结果可能面临选择高铁开通城市的内生性问题,本文选择将各个地级市 2000 年的客运总量与年份哑变量的乘积作为工具变量进行内生性分析。(5)采用 PSM-DID、替换被解释变量、剔除部分样本、伪造高铁开通时间的方法,对实证结果进行稳健性检验,发现结论具有一定稳健性。本文从理论和经验研究两个层面考察高铁开通对个体婚姻决策的关系,可以为我国发展快速轨道交通提供决策参考,也有利于寻找影响个人婚姻决策的重要因素,对进一步完善政府宏观调控和社会福利制度具有重要意义。

从本文的研究结论引申出如下的政策启示:第一,增加对高铁开通产生的一系列的经济影响需要长期的关注和研究。第二,完善社会福利制度,建设“婚育友好型”社会。结婚率低、离婚率高是各个经济快速发展国家共同面临的情况,是各国应该共同思考的

问题。结婚率降低和离婚率上升的主要原因是维持婚姻的成本上升，导致婚姻的预期收入降低。国家针对导致结婚年龄推迟这一现象的重要原因，采取必要的措施，及时出台相应政策，降低婚育成本，建设“婚育友好型”社会是题中应有之义。第三，注重精神文化建设，引导健康适宜的婚恋观念。国内媒体与社会应当宣传健康的婚姻观念，提倡简约的婚姻支付行为和科学的家庭分工模式。

Construction of Transport Infrastructure and Marriage Decision: Empirical Evidence from the Opening of China's High-Speed Rail

ZHANG Yongji, CHEN Youya, REZIYA Bawuerjiang, SU Zhi

Abstract: With the rapid development of transportation infrastructure, represented by high-speed rail, many scholars have studied the macroscopic effects of high-speed rail on industrial structure, resource allocation, and other aspects. However, there is scarce literature that focuses on the impact of high-speed rail on individual behavior. Based on urban panel data from 253 prefecture-level cities in China between 2003 and 2018, this paper adopts the difference-in-differences method to empirically analyze the impact of high-speed rail on marriage decision-making among urban residents. The study finds that the opening of high-speed rail results in a decrease in local marriage rates and an increase in divorce rates among urban residents, a conclusion that still holds after a series of robustness checks. Further research demonstrates differences in the impacts of high-speed rail on marriage decisions among cities with varying levels of economic development, population scope, gender role attitudes and Confucian culture. A mechanism analysis reveals that the opening of high-speed rail increases local urbanization rates and housing prices, leading to a decrease in marriage rates; in the mean time, with the raise of employment and income levels of local residents, it causes an increase in divorce rates. This paper enriches the study of factors that influence marriage decision-making and sheds light on the study of marriage decision behavior.

Keywords: the opening of high-speed rail; construction of transportation infrastructure; marriage decision; marriage rate; divorce rate

(责任编辑: 陈 彬)