

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

蓝嘉俊 方颖 魏下海*

摘要 本文首次评估性别比失衡对独生子女政策实施后出生人口的婚姻匹配与劳动力市场表现的影响。采用 2013 年中国家庭收入调查 (CHIP) 和 2000 年人口普查数据,并根据地级市和出生年份两个维度将性别比指标与个体变量相匹配,本文得到以下结论:性别比失衡显著提高了男性的小时工资,并且对于农业户口、低教育和未婚男性,性别比失衡对其小时工资的正向影响更显著。性别比失衡显著提高了男性成为创业者的概率,并且这种影响主要体现在农业户口和低教育的男性上。采用不同的性别比稳健性指标所得到的结果与基准结果一致。本文结论表明性别比失衡具有意料之外的积极影响,即性别比失衡会通过促使男性更努力工作和激发男性的企业家精神进而促进经济增长。

关键词 性别比失衡 企业家精神 婚姻匹配 独生子女政策

一、引言

20 世纪 80 年代以来,我国出生人口性别比不断攀升。1982 年“三普”为 1.085(每 100 个出生女婴对应 108.5 个出生男婴),1990 年“四普”上升至 1.111,2000 年“五普”进一步上升为 1.169,2004 年则创历史最高纪录达到 1.212,2010 年“六普”为 1.179,随后几年出生人口性别比基本保持在 1.18 左右高位徘徊。目前世界上有 18 个国家(地区)的出生人口性别比高于 1.05—1.07 的自然均衡水平,而我国是世界上出生人口性别结构失衡最严重、持续时间最长、波及人口最多的国家(国家卫生和计划生育委员会,2015)。多数文献认为,我国出生人口性别比长期偏高是由于独生子女政策背景下男孩偏好的传统观念以及性别鉴定技术下的选择性堕胎等因素的综合影响所导致(Murphy, 2003; Li and Zheng, 2009; Ebenstein, 2010, 2011; Bulte *et al.*, 2011; Li *et al.*, 2011; Eklund and Lee, 2013; 穆光宗等, 2007; 陈卫和翟振武, 2007)。

目前大量文献集中于分析我国性别比失衡的原因,而对于性别比失衡引起的经济社

* 蓝嘉俊,厦门大学王亚南经济研究院, E-mail: bluelanj@126.com; 方颖(通讯作者),厦门大学王亚南经济研究院、厦门大学经济学院统计系、教育部计量经济学重点实验室、福建省统计科学重点实验室, E-mail: yifst1@xmu.edu.cn, 通讯地址:福建省厦门市思明区厦门大学经济楼 A411 室, 邮政编码: 361005; 魏下海, 华侨大学经济发展与改革研究院, E-mail: xiahaiwei2005@126.com。本文得到国家杰出青年科学基金“计量经济学方法及其在经济管理中的应用”(71625001)、国家自然科学基金重点项目“面板数据建模的理论与方法”(71131008)、广东省自然科学基金“人口年龄结构对中国创新和生产率影响机制的理论与实证研究”(2016A030310256)、广东省自然科学基金“家庭异质性、结构变迁与收入分配:基于人口转型视角与大规模数据的经验研究”(2015A030313386)以及国家留学基金(201806310057)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,文责自负。

会后果的讨论相对较少。既有文献主要从“竞争性储蓄”(Wei and Zhang 2011a)、犯罪率(Edlund *et al.* 2013)、婚姻匹配模式和家庭议价能力(Du *et al.* 2015; Porter 2016; 王临风等 2018)、创业(Wei and Zhang 2011b; Chang and Zhang 2015)以及企业劳动收入份额(魏下海等 2017)等角度进行分析。由于性别比的变化通常很小(一般出生人口性别比稳定在1.05—1.07),观察到的性别比与经济社会变量的关系可能由于遗漏变量和反向因果的原因而不准确(Angrist 2002),利用性别比变化研究其对婚姻和劳动力市场的影响通常是较困难的。因此,既有文献通常使用战争、种族移民和屠杀等对性别比造成的外生冲击来考察性别比变化的经济社会影响后果(Angrist 2002; Abramitzky *et al.*, 2011; Francis 2011; Bethmann and Kvasnicka 2013; Mattina 2017)。

在男孩偏好的传统观念以及性别鉴定技术可及的背景下,中国特有的独生子女政策对出生人口性别比形成一个外生冲击。自1978年计划生育政策写入宪法以来,全国大部分地区都实施独生子女政策。但是,由于独生子女政策对于不同地区、不同类型家庭所规定的可生育孩子数量是不一样的,并且各地区对于超生家庭的罚金也是不一样的(Edlund *et al.* 2013),因此独生子女政策促使的性别比失衡在各地存在较大变异性,这为我们分析性别比失衡的经济社会影响后果提供了一个准自然实验。采用2013年中国家庭收入调查(CHIP)和2000年人口普查数据,本文研究发现:(1)性别比失衡会显著提高女性的结婚率,并且对于农村户口和低教育的女性的正向影响更大;(2)性别比失衡会提高夫妇年龄差异和夫妇家庭背景差异,并且这种影响主要体现在非农户口和高教育的夫妇上;(3)性别比失衡对男性和女性劳动参与的概率均没有显著影响;(4)性别比失衡显著提高了男性的小时工资,并且对于农业户口、低教育和未婚男性,性别比失衡对其小时工资的正向影响更显著;(5)性别比失衡会显著提高男性成为创业者的概率,并且这种影响主要体现在农业户口和低教育的男性上。

本文首次评估性别比失衡对独生子女政策实施后出生人口的婚姻匹配与劳动力市场表现的影响。本文的贡献主要体现在以下三个方面:(1)相比于已有的国际文献(Angrist, 2002; Chiappori *et al.*, 2002; Amuedo-Dorantes and Grossbard-Shechtman, 2007; Abramitzky *et al.* 2011; Rapoport *et al.* 2011; Mattina 2017),我们是在一个最大的发展中国家持续城市化过程的背景下研究性别比失衡对婚姻匹配与劳动力市场表现的影响。我们的实证研究不仅区分性别差异,更重要的是,我们还分别考虑城乡和教育的区别。我们的研究也发现,性别比失衡对农村和城市人群产生截然不同的影响,而且这种差异可以通过城乡经济差异和传统文化习俗等中国特有的因素来解释。这些研究结果都是对已有文献的补充与扩展。(2)相比于类似研究主题的考察中国的文献(Du *et al.*, 2015; Poter 2016; 王临风等 2018),本文的不同之处在于将所选样本限定为出生于独生子女政策后的人口,以利用独生子女政策导致的出生人口性别比失衡这一外生冲击,评估性别比失衡对独生子女政策实施后出生人口的婚姻匹配与劳动力市场表现的影响。已有文献所选取样本年龄区间太大无法满足性别比外生冲击的前提,并且这些文献对性别比失衡对劳动力市场表现(如小时工资、是否创业)的影响的讨论较少。(3)本文关于性别比失衡会显著提高男性的小时工资和成为创业者的概率的结论为性别比失衡会引发企业家精神和更努力工作进而促进经济增长提供了经验证据(Wei and Zhang,

2011b; Chang and Zhang 2015)。

本文剩余部分安排如下:第二部分是关于性别比失衡的经济社会影响后果的文献评述;第三部分介绍计量模型的构建和变量的选取,并进行描述性统计;第四部分是实证结果及稳健性分析;最后是结论。

二、文献综述

性别比失衡对婚姻匹配与劳动力市场表现的影响的文献主要包括理论与经验研究两部分,我们将分别对相关文献展开评述,并针对关于中国的研究文献进行比较和讨论。

性别比失衡对婚姻市场具有直接的影响力。适婚男性人口与女性人口数量上的失衡直接影响一方能否找到配偶的机会,此外数量短缺的一方因为有更多其他的选择,将会更少地依赖他们的伴侣,相反数量过剩的一方将会更依赖他们的伴侣,那么数量短缺的一方在婚姻市场上将拥有更多的优势。

Becker(1981)关于婚姻与家庭形成的模型为分析性别比变化影响后果提供了一个基本框架。Becker认为,性别比是决定男女婚姻前景以及婚姻收益分布的关键变量,并且婚姻市场条件是决定家庭资源配置及家庭成员议价能力的一个重要因素。该模型表明性别比变化会影响结婚率以及家庭收入,具体而言,性别比提高会提高男性对妻子的需求,这会提高女性的结婚率以及女性的收入,增加男性转移给女性的“剩余”,这种收入效应会使女性选择更多的闲暇,最终使女性的劳动供给下降。相反,性别比提高会增加男性的劳动供给,也会使男性变得更加有“效率”。

在Becker(1981)的基础上,Grossbard-Shechtman(1984)对婚姻理论以及劳动力市场做了更全面的联系。他认为可以将妻子视为能够提供一种具有市场替代性(market substitutes)的“家庭产品”(home-production),性别比提高会增加对妻子这种“家庭产品”的需求,这会增加“家庭产品”的“影子工资”,因此会降低女性在家庭之外的劳动参与率。另外,“家庭产品”的工资变化也同样会影响未婚女性的劳动供给,因为在具有高性别比环境下的未婚女性,面对对她们的需求的增加时会更早地结婚,这会使她们在劳动技能上投资更少。Chiappori *et al.* (2002)则提供了一个分析婚姻市场条件和离婚法案对家庭劳动供给影响的理论框架,其分析将婚姻市场的性别比和离婚法案视为两个“分配因子”(distribution factors),假设其能够影响家庭成员的议价能力,但是不会影响偏好或者预算集。这一家庭决策模型表明,当性别比变化使婚姻市场条件更有利于女性时,女性在家庭内部的议价能力会提高,并且由于女性可以分配更多资源所带来的收入效应会使女性的劳动参与率下降。

以上理论分析的共同之处在于,性别比提高会提高男性对妻子的需求,并且通过增加“剩余”、增加对“家庭产品”的需求或提高女性议价能力所带来的收入效应而使女性的结婚率上升和劳动参与率下降。

接下来,我们对于经验研究部分进行评述。关于性别比失衡对婚姻匹配影响的经验研究大多表明,性别比提高会提高女性结婚的可能性,并使女性更有可能向上匹配,

而对于男性则相反。Angrist(2002)利用移民流入数量作为一个自然实验,研究性别比对移民后代(子辈和孙辈)的影响。由于第二代移民通常是同族结婚的,并且移民群体一般是男性偏多的,那么移民流入就会影响第二代移民的婚姻市场。利用1910—1940年美国人口普查数据,以20—35岁男性数量与18—33岁女性数量的比值作为性别比指标,Angrist(2002)的实证结果表明移民性别比提高会显著提高女性结婚的可能性,并且对于女性劳动参与率也有显著负向影响。然而,移民性别比提高也会提高男性结婚的可能性,这可能是由于更高的性别比使得男性获得更高的收入。本文与Angrist(2002)的不同之处在于,本文根据中国城市化进程的背景考虑性别比失衡对农村和城市的影响差别,所得结论是对其结论的扩展和补充;此外,本文分男性与女性样本考察所得结果与Angrist(2002)不尽相同,这不仅提供了一个关于中国的经验证据,也丰富了这支文献。

Abramitzky *et al.* (2011)利用第一次世界大战对法国男性数量的外生负向冲击,分析男性数量短缺对婚姻市场正向同类匹配(*assortative matching*)的影响。利用双重差分模型结果发现战争死亡率越高的地区,战后男女性别比越低,该地区的男性越不可能与处于较低社会阶层的女性结婚,并且男性比女性更有可能结婚,此外非婚生子女数量增加,离婚率下降,年龄差缩小。这些发现说明,男性由于变得短缺而提高了他们在婚姻市场上的相对地位。1994年的内战和大屠杀使卢旺达的男性人口急剧下降,男女性别比显著下降。Mattina(2017)利用2005年卢旺达人口与健康调查数据,采用双重差分方法研究了由于种族灭绝导致的人口结构变化是如何影响家庭暴力以及其他衡量婚姻匹配质量的变量。结果发现,那些在屠杀之后性别比下降更厉害的省份中结婚的女性更容易成为异性伴侣暴力的受害者,并且这些女性更有可能与受教育程度比其低的男性结婚,在家庭决策方面也更具发言权。

关于性别比失衡对劳动力市场表现的影响的经验研究大多表明,性别比提高会提高女性议价能力,降低女性劳动参与率与工作时间,而对于男性则相反。Chiappori *et al.* (2002)利用1988年美国家庭收入追踪调查数据(PSID)研究发现,当地性别比水平与男性工作时间显著正相关,与女性工作时间显著负相关,具体而言,性别比每提高一个百分点,会使男性每年工作时间提高45小时,而使女性每年工作时间降低17.9小时。Amuedo-Dorantes and Grossbard-Shechtman(2007)利用1965—2005年美国人口普查数据(CPS),采用出生队列性别比数据以排除劳动移民的影响,在控制其他可能影响劳动参与率的因素以及时间效应下,发现出生于婴儿潮(*baby-boom*)时期的女性,当20年后她们进入婚姻市场时面临较低的性别比,她们的劳动参与率显著高于那些出生于人口低潮期(*baby-bust*)的女性。数量上看,1995—2005年间30—34岁已婚女性出生于人口低潮期(面临较高的性别比),其劳动参与率下降了3.5个百分点。Rapoport *et al.* (2011)拓展了Chiappori *et al.* (2002)的集体家庭决策模型,即将家庭内的工作(非市场劳动时间)也视为劳动供给,采用1998—1999年法国居民时间用途调查数据(*French Time-Use Survey*),发现性别比提高对女性工作时间有负向影响,而对男性工作时间有正向影响。然而,这些文献均没有考察性别比失衡对小时工资和创业的影响,并且本文关于教育与城乡差异的考察使所得结论更为丰富。

目前也有一些文献在中国情境下考察性别比失衡对婚姻匹配和劳动参与的影响。郭志刚和邓国胜(1995)通过构建婚姻市场理论模型表明性别比失衡会造成婚姻挤压的社会问题,并且生育率的迅速下降会使这一压力骤增。李树茁等(2006)利用我国2000年人口普查数据,研究表明男孩偏好导致的性别比失衡会使未来婚姻市场挤压程度显著提高。本文通过微观调查数据考察性别比失衡对微观个体在婚姻市场上的影响,所采用的分析视角与郭志刚和邓国胜(1995)以及李树茁等(2006)不同。Du *et al.* (2015)利用2006年中国综合社会调查数据(CGSS),考察中国婚姻市场上性别比失衡对婚姻匹配模式的影响,结果发现性别比失衡会使女性更有可能向上匹配(采用父母财富差距、个人收入差距等来衡量),并且性别比失衡也提高了女性在婚后家庭内部的议价能力(包括做家务的频率、对孩子教育和购买贵重物品的话语权)。Poter(2016)利用中国健康与营养调查数据(CHNS)考察性别比失衡对婚姻决定以及家庭内部资源配置的影响,结果发现性别比提高会提高女性婚后议价能力,她们的儿子会更健康,而男性会推迟结婚并且消费更少的烟草和酒。王临风等(2018)利用2005年人口抽样调查数据研究发现,性别比失衡显著提高了男性劳动参与的概率,显著降低了女性劳动参与的概率,并且这是由于性别比失衡对男性产生婚姻挤压以及使女性获得更大的家庭议价能力所导致的。然而,上述文献均没有利用独生子女政策促使的性别比失衡这一外生冲击,由于所选取的样本人口的出生年份均涵盖非常大的范围^①,这些文献无法评估性别比失衡对独生子女政策实施后出生人口的婚姻匹配与劳动力市场表现的影响。此外,这些文献也没有考察性别比失衡对小时工资和是否创业的影响。

三、计量模型、数据与统计描述

图1刻画了我国1950—2015年出生人口性别比的变化趋势,从图1可以看出,我国出生人口性别比在20世纪70年代以前处于自然均衡水平,而伴随着70年代末独生子女政策的实施,出生人口性别比急剧攀升,并且在2004年达到峰值(1.212),此后有所下降。独生子女政策实施后出生的人口(出生于1978—1992年间)现在正步入其婚姻市场和劳动力市场参与的黄金时期,本文将利用独生子女政策促使的出生人口性别比失衡这一外生冲击,考察性别比失衡对这一时期出生人口婚姻匹配与劳动力市场表现的影响。

(一) 计量模型设定

根据前文关于性别比失衡影响婚姻匹配与劳动力市场表现的文献评述,我们将所考察的被解释变量划分为两类:婚姻匹配变量指标和劳动力市场表现变量指标。其中,婚姻匹配变量指标包括:①是否结婚(*Married*)、②夫妇年龄差异(*Age_dif*)和③夫妇家庭背景差异(*BG_dif*)。劳动力市场变量指标包括:①是否有劳动参与(*LFP*)、②小时工

^① 譬如 Du *et al.* (2015) 选取出生于1936—1988年的人口, Poter(2016) 选取出生于1932—1981年的人口, 王临风等(2018) 选取出生于1960—1987年的人口。

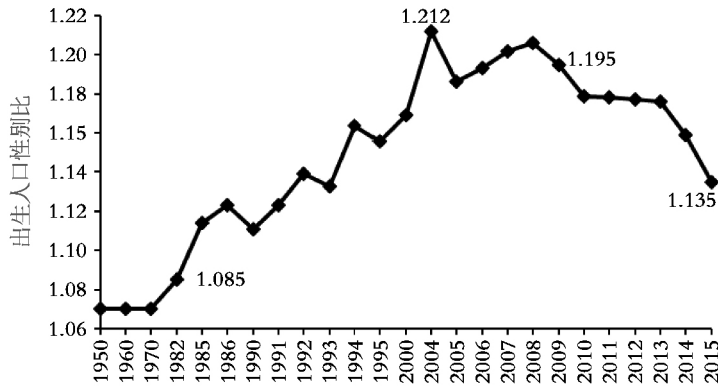


图1 1950—2015年中国出生人口性别比变化趋势

数据来源:联合国人口计划署、国家卫计委。

资 (*Wage_hour*)、③年工作小时数 (*Hour*)、④年工作收入 (*Income*) 和⑤是否创业 (*Entrepre*)。

估计方程如下式:

$$Y_{icb} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot SR_{cb} + X'_{icb} \cdot \beta + \mu_c + \gamma_b + \varepsilon_{icb} \quad (1)$$

式(1)中,下标 i, c, b 分别表示受访个体、所在地级市和出生年份; Y_{icb} 是被解释变量,包含上述婚姻匹配与劳动力市场表现变量指标; SR_{cb} 是 c 地级市 b 年出生的人口所对应的婚姻市场的性别比指标,是本文的核心解释变量; X_{icb} 是一系列关于个体特征的控制变量,包括性别、年龄、户口、受教育年限、民族、是否党员、健康程度、家庭人均年收入和家庭总人口数; μ_c 是地级市固定效应; γ_b 是出生年份固定效应; ε_{icb} 是随机扰动项。采用聚类稳健标准误,标准误聚类到地级市水平。

在估计方程中,地级市固定效应可以控制不可观测的不随时间变化且与解释变量相关的地级市层面的影响因素,如传统文化、性别偏好强度等;出生年份固定效应可以控制不随地级市变化的不同年份出生人群在婚姻家庭和工作上的态度差异;估计方程中的年龄变量是与其出生年份一一对应的,在截面数据中这相当于控制了时间趋势,这使我们剥离了样本期内文化观念变迁对婚姻匹配与劳动力市场表现的影响。

(二) 数据、变量与统计描述

本文利用独生子女政策促使的出生人口性别比失衡这一外生冲击,采用2013年中国家庭收入调查(CHIP)和2000年第五次全国人口普查数据,考察性别比失衡对这一时期出生的男性和女性在婚姻匹配与劳动力市场表现上的影响。2000年第五次全国人口普查登记以2000年11月1日0时(北京时间)为标准时间,登记对象是具有中国国籍并在中国境内(大陆)常住的人口。本文使用的是2000年第五次人口普查长表数据的0.95%样本,大约118万人。2000年全国人口普查数据的大样本性质使我们能够构造各地级市各年龄区间有代表性的性别比指标。2013年中国家庭收入调查(CHIP)的样本来自国家统计局2013年城乡一体化常规住户调查大样本库,后者覆盖全部31个省(市、自治区)的16万户居民。中国家庭收入调查(CHIP)项目组按照东、中、西分层,根

据系统抽样方法抽取得到 CHIP 样本。2013 年中国家庭收入调查 (CHIP) 样本覆盖了从 15 个省份 126 城市 234 个县区抽选出的 18 948 个住户样本和 64 777 个个体样本,其中包括 7 175 户城镇住户样本、11 013 户农村住户样本和 760 户外来务工住户样本。

在样本选取上,我们仅选取了 2013 年 CHIP 数据的城镇住户和农村住户样本。并且根据独生子女政策实施和所选取样本应处于婚姻形成和劳动力市场参与的黄金时期,我们将样本限定为出生于 1978—1992 年的人口。我们将城镇住户样本和农村住户样本合并以扩大样本量,并以是否为非农户口作为区分。

首先,本文的核心解释变量(性别比指标)是根据 2000 年人口普查微观数据推算得到的各地级市相应出生年份人口所对应的性别比。对于出生于 1978—1992 年的人口,由于本市婚姻较为常见,我们将婚姻市场的边界设定为地级市水平,这也使计算的性别比指标相对于采用省份作为婚姻市场边界计算的性别比指标更具有变异性。地级市层面的性别比未将城市和农村人口所面临的性别比进行区分,这使得考察婚姻梯度匹配成为可能,因为农村女性可能会嫁到城市而使城市男性面临的性别失衡较不严重,城市男性受到影响较小,反之农村男性则受到较大影响。由于婚姻一般发生在当地人口之间,因此我们在计算性别比指标时剔除了流动人口。在考察婚姻匹配与劳动力市场表现时我们也仅使用非流动人口样本,并且 1978—1992 年出生的人口在 2000 年时大多处于婚前年龄阶段,因此采用 2000 年人口普查数据推算性别比能够较好地度量 1978—1992 年出生人口在婚姻市场上所面临的性别比水平。考虑到同一出生年份的男女之间互动的机会最多,并且年龄相邻人群也可能会在婚姻市场上相互竞争,我们根据“男与女同岁,相邻 2 岁的人口在婚姻市场上相互竞争”计算性别比指标。例如, c 地级市 b 年出生的人口所对应的婚姻市场的性别比为:

$$SR_{cb} = (M_{c,b-2} + M_{c,b-1} + M_{c,b} + M_{c,b+1} + M_{c,b+2}) / (F_{c,b-2} + F_{c,b-1} + F_{c,b} + F_{c,b+1} + F_{c,b+2}) \quad (2)$$

式(2)中, SR_{cb} 是 c 地级市 b 年出生的人口所对应的婚姻市场的性别比指标, $M_{c,b}$ 表示 c 地级市 b 年出生的男性人口数量, $F_{c,b}$ 表示 c 地级市 b 年出生的女性人口数量。由于此性别比指标是根据“男与女同岁”的假设计算,因此 c 地级市 b 年出生的男性和女性所对应的性别比指标相同。此外,我们根据“男与女同岁,相邻 3 岁的人口在婚姻市场上相互竞争”和“男比女大 1 岁,相邻 2 岁的人口在婚姻市场上相互竞争”分别计算了性别比的稳健性指标。由于所计算的性别比指标有极端值,我们对性别比变量在 1% 水平进行 winsorize 缩尾处理,并且我们也保留原始性别比指标作为稳健性检验。

其次,被解释变量以及其他控制变量均来自 2013 年中国家庭收入调查数据 (CHIP)。(1)是否结婚 (*Married*) ,婚姻状况为初婚、再婚、同居、离异、丧偶的取值为 1,婚姻状况为未婚的取值为 0;(2)夫妇年龄差异 (*Age_dif*) ,即丈夫年龄 - 妻子年龄,并且将有一方年龄低于法定结婚年龄的夫妇样本剔除;(3)夫妇家庭背景差异 (*BG_dif*) ,即丈夫家庭背景 - 妻子家庭背景,家庭背景采用父母的最高受教育年限作为衡量(雷晓燕等, 2014);(4)是否有劳动参与 (*LFP*) ,将就业情况为就业、失业/待业、在产假/哺乳假/长假的视为有劳动参与(取值为 1),将家务劳动者、其他不工作/不上学的成员视为没有劳动参与(取值为 0),并且剔除离退休/退休人员 and 在校学生;(5)小时工资 (*Wage* _

hour) ,采用年工作收入与年工作小时数的比值计算 ,取自然对数; ⑥是否创业(*Entrepre*) 将就业身份是雇主或自营劳动者视为创业。对于控制变量 ,我们均剔除了缺失值和异常值样本。

由于本文性别比指标是利用 2000 年人口普查数据根据地级市和出生年份两个维度进行计算的 ,因此我们根据地级市和出生年份两个维度将性别比指标匹配到 2013 年中国家庭收入调查数据(*CHIP*) 中 ,共包含对 127 个地级市出生于 1978—1992 年的人口匹配。表 1 给出了变量统计描述 ,各变量存在较大变异性 ,满足经验分析之需。

表 1 变量统计描述

变量名	定义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Married</i>	是否结婚(结过婚为 1)	12 810	0. 654	0. 476	0	1
<i>Age_dif</i>	夫妇年龄差异	5 090	1. 502	2. 844	- 15	25
<i>BG_dif</i>	夫妇家庭背景差异	2 392	0. 087	3. 596	- 16	16
<i>LFP</i>	是否有劳动参与(有为 1)	11 909	0. 902	0. 297	0	1
<i>Wage</i>	小时工资(元/小时)	9 446	17. 253	112. 533	0. 138	10 000
<i>Hour</i>	年工作小时数	9 529	2 191	731	2. 500	8 640
<i>Income</i>	年工作收入(元)	9 462	31 226	24 288	110	800 000
<i>Entrepre</i>	是否创业(是为 1)	9 534	0. 101	0. 301	0	1
<i>Relative</i>	家庭相对收入	3 126	0. 431	0. 130	0. 012	0. 984
<i>SR</i>	性别比(男女同岁邻 2 岁竞争)	12 090	1. 111	0. 163	0. 724	1. 615
<i>SR₁</i>	性别比(男女同岁邻 2 岁竞争 ,原始值)	12 090	1. 113	0. 180	0. 500	3. 130
<i>SR₂</i>	性别比(男女同岁邻 3 岁竞争)	12 090	1. 107	0. 137	0. 774	1. 531
<i>SR₃</i>	性别比(男比女大 1 岁邻 2 岁竞争)	11 981	1. 103	0. 178	0. 712	1. 602
<i>Male</i>	性别(男性为 1)	12 819	0. 523	0. 499	0	1
<i>Age</i>	年龄	12 819	27. 484	4. 269	21	35
<i>Hukou</i>	户口(非农户口为 1)	12 755	0. 310	0. 462	0	1
<i>Edu</i>	受教育年限	12 711	10. 956	3. 342	0	22
<i>Ethnic</i>	民族(汉族为 1)	12 812	0. 929	0. 257	0	1
<i>Party</i>	是否党员(是为 1)	12 720	0. 076	0. 266	0	1
<i>Health</i>	健康程度(值越小越健康)	12 797	1. 717	0. 693	1	5
<i>Inc_Per</i>	家庭人均年收入	12 759	17 064	16 352	117	336 957
<i>Pop</i>	家庭总人口数	12 819	4. 328	1. 379	1	13
<i>Birth_y</i>	出生年份	12 928	1 985. 506	4. 270	1 978	1 992

四、实证结果分析

我国传统上新郎家庭在婚礼和彩礼上花费更多(*Brown et al.* 2011) ,并且传统文化

习俗偏向于由新郎家庭为新婚夫妇提供一套新房子,或者支付更大部分的买房费用。此外,独生子女政策促使的出生人口性别比失衡,也使有儿子的父母为了提高儿子在未来婚姻市场上的吸引力而进行“竞争性储蓄”(Wei and Zhang 2011a)。这些因素表明性别比失衡对男性和女性的影响是截然不同的,因此,我们分别对男性和女性样本进行估计。

我国的婚姻匹配通常表现出梯度匹配特征,例如农村女性可能会嫁给城市男性,低教育女性可能会嫁给高教育男性,性别比失衡可能对农村男性和低教育男性的婚姻挤压最厉害。因此,我们将根据户口和教育水平分样本进行估计。由于性别比失衡对男性造成婚姻挤压在理论与经验研究上已经有共识,但是性别比失衡与劳动力市场表现之间的关系的研究则相对较少,因此本文将重点分析性别比失衡对劳动力市场表现的影响。

(一) 性别比失衡对婚姻匹配的影响

首先,我们考察性别比失衡对男性和女性是否结婚的影响。表2给出了性别比失衡对男性是否结婚的影响的估计结果。使用全体男性样本时,性别比变量(*SR*)的系数估计值为正,但不显著。虽然这与传统婚姻市场理论所预期的结果不同(Becker, 1981),然而Angrist(2002)利用美国移民数据的发现也表明性别比提高会提高男性结婚的可能性。这说明面对性别比失衡产生的不容易结婚的预期,男性可能会更努力工作并变得更有“效率”(Becker, 1981),以提高结婚的可能性。分样本考察发现,对于非农户口的男性,性别比失衡提高了他们结婚的可能性,这说明我国存在婚姻梯度匹配,即非农户口的男性不仅能够与非农户口的女性结婚,也能够与农业户口的女性结婚,此时非农户口的男性在婚姻市场上的可选范围比农业户口的男性大。

表2 性别比与是否结婚(男性样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全体男性	农业户口	非农户口	低教育	高教育
<i>SR</i>	0.061 (0.041)	-0.007 (0.044)	0.127* (0.067)	0.059 (0.046)	0.043 (0.049)
观测数	6 098	4 232	1 866	3 029	3 069
Adj. R ²	0.451	0.445	0.497	0.386	0.512

注:括号内为回归系数估计值的聚类稳健标准误,标准误聚类到地级市水平;控制变量包括 *Age*、*Hukou*、*Edu*、*Ethnic*、*Party*、*Health*、 $\ln(Inc_Per)$ 、*Pop*,为节约篇幅未报告控制变量和常数项的系数估计结果;回归方程均控制了地级市固定效应和出生年份固定效应;***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表3给出了性别比失衡对女性是否结婚的影响的估计结果。使用全体女性样本时,性别比变量(*SR*)的系数估计值显著为正,这表明性别比失衡会显著提高女性结婚的可能性,与既有文献的研究结果一致(Becker, 1981; Angrist 2002)。分样本考察发现,性别比失衡对农业户口和低教育的女性的结婚可能性的正向影响更大,这说明性别比失

衡主要提高了弱势女性的结婚前景^①。

表3 性别比与是否结婚(女性样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全体女性	农业户口	非农户口	低教育	高教育
SR	0.094 ** (0.037)	0.082 * (0.043)	0.025 (0.059)	0.105 ** (0.046)	0.040 (0.059)
观测数	5 595	3 737	1 858	2 686	2 909
Adj. R ²	0.415	0.417	0.435	0.283	0.455

注:括号内为回归系数估计值的聚类稳健标准误,标准误聚类到地级市水平;控制变量包括 *Age*、*Hukou*、*Edu*、*Ethnic*、*Party*、*Health*、 $\ln(Inc_Per)$ 、*Pop*,为节约篇幅未报告控制变量和常数项的系数估计结果;回归方程均控制了地级市固定效应和出生年份固定效应;***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

其次,我们考察性别比失衡对夫妇年龄差异的影响。由于对于夫妇年龄差异变量,一对夫妇所对应的值是一样的,因此我们采用全样本进行估计。表4的估计结果表明,全样本下性别比失衡会显著提高夫妇年龄差异。这一结果与 Abramitzky *et al.* (2011) 利用第一次世界大战对法国男性数量的外生负向冲击来分析男性数量短缺对其婚姻市场影响所发现的一致。Abramitzky *et al.* (2011) 发现,当男性数量短缺而使其在婚姻市场上的相对地位提高时,夫妇年龄差异会缩小,而本文所得结论是由于男性数量过剩而使男性在婚姻市场上的相对地位下降时,夫妇年龄差异会变大。分样本考察发现,性别比失衡使非农户口和高教育的夫妇年龄差异提高得更多。

表4 性别比与夫妇年龄差异(全样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	农业户口	非农户口	低教育	高教育
SR	0.634 ** (0.304)	0.361 (0.397)	1.358 ** (0.544)	0.564 (0.439)	0.744 (0.460)
观测数	4 659	3 369	1 290	2 632	2 027
Adj. R ²	0.094	0.110	0.091	0.110	0.083

注:括号内为回归系数估计值的聚类稳健标准误,标准误聚类到地级市水平;控制变量包括 *Male*、*Age*、*Hukou*、*Edu*、*Ethnic*、*Party*、*Health*、 $\ln(Inc_Per)$ 、*Pop*,为节约篇幅未报告控制变量和常数项的系数估计结果;回归方程均控制了地级市固定效应和出生年份固定效应;***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

最后,我们考察性别比失衡对夫妇家庭背景差异的影响。表5的估计结果表明,性别比失衡对夫妇家庭背景差异有正向影响,并且对非农户口和高教育夫妇的正向影响更大,然而这些估计值均不显著。从系数估计值上看,性别比失衡扩大了夫妇家庭背景差异,即使得女性更有可能向上匹配,这与既有文献相同(Du *et al.*, 2015; Mattina, 2017)。

① 本文将受教育年限大于等于10年的个体归为高教育组,将受教育年限小于10年的个体归为低教育组。

表5 性别比与夫妇家庭背景差异(全样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	农业户口	非农户口	低教育	高教育
SR	0.500 (0.556)	0.121 (0.969)	0.855 (0.752)	-0.239 (0.897)	1.233 (0.862)
观测数	2 196	1 122	1 074	1 064	1 132
Adj. R ²	-0.042	-0.047	-0.066	-0.066	-0.065

注: 括号内为回归系数估计值的聚类稳健标准误, 标准误聚类到地级市水平; 控制变量包括 *Male*、*Age*、*Hukou*、*Edu*、*Ethnic*、*Party*、*Health*、 $\ln(Inc_Per)$ 、*Pop*, 为节约篇幅未报告控制变量和常数项的系数估计结果; 回归方程均控制了地级市固定效应和出生年份固定效应; **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(二) 性别比失衡对劳动力市场表现的影响

1. 性别比与劳动参与

传统理论认为, 性别比提高会增加男性的劳动供给, 也会使男性变得更加有“效率”(Becker, 1981)。并且性别比提高通过增加“剩余”、增加对“家庭产品”的需求或提高女性议价能力所带来的收入效应而使女性劳动参与率下降(Grossbard-Shechtman, 1984; Chiappori *et al.*, 2002)。然而, 针对独生子女政策后出生人口的估计结果并没有符合理论预期。表6给出了性别比失衡对男性是否有劳动参与的影响的估计结果, 虽然全体男性样本下性别比变量(*SR*)的系数为正, 但不显著。即使根据户口、教育和婚姻状况进行分样本考察, 性别比变量(*SR*)的系数也均不显著。对于男性样本, 是否有劳动参与(*LFP*)变量的均值为0.95, 也就是说独生子女政策后出生的男性人口中仅有5%的男性没有劳动参与。因此, 可能是由于男性劳动参与率水平本身已经很高, 很难再有显著提高的空间, 这导致性别比失衡对男性劳动参与的影响并没有与理论预期一致。

表7给出了性别比失衡对女性是否有劳动参与的影响的估计结果。对于女性样本, 性别比变量(*SR*)的系数为负, 但不显著。根据户口、教育和婚姻状况进行分样本考察时性别比变量(*SR*)的系数也均不显著。同样地, 性别比失衡对女性是否有劳动参与的估计结果也没有符合既有文献的发现(Chiappori *et al.*, 2002; Amuedo-Dorantes and Grossbard-Shechtman, 2007)。这可能是由于独生子女政策后出生的女性较为认同性别平等的观念, 此时传统理论根据性别比失衡导致家庭议价能力变化进而影响女性劳动参与决策的推断对这些女性并不适用。

表6 性别比与是否有劳动参与(男性样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全体男性	农业户口	非农户口	低教育	高教育	未婚	已婚
SR	0.003 (0.020)	-0.004 (0.024)	0.011 (0.035)	-0.040 (0.027)	0.042 (0.028)	0.023 (0.054)	-0.030 (0.019)
观测数	5 697	3 994	1 703	2 989	2 708	2 154	3 542
Adj. R ²	0.041	0.048	0.040	0.056	0.034	0.054	0.031

注: 括号内为回归系数估计值的聚类稳健标准误, 标准误聚类到地级市水平; 控制变量包括 *Age*、*Hukou*、*Edu*、*Ethnic*、*Party*、*Health*、 $\ln(Inc_Per)$ 、*Pop*, 为节约篇幅未报告控制变量和常数项的系数估计结果; 回归方程均控制了地级市固定效应和出生年份固定效应; **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。下同。

表7 性别比与是否有劳动参与(女性样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全体女性	农业户口	非农户口	低教育	高教育	未婚	已婚
SR	-0.015	0.006	-0.008	0.004	0.003	-0.028	0.026
	(0.034)	(0.046)	(0.049)	(0.055)	(0.048)	(0.071)	(0.042)
观测数	5 207	3 510	1 697	2 657	2 550	1 186	4 021
Adj. R ²	0.084	0.086	0.083	0.068	0.066	0.078	0.087

2. 性别比与小时工资

Becker(1981)认为,性别比提高会提高男性对妻子的需求,这会增加男性的劳动供给,也会使男性变得更加有“效率”。前文发现性别比失衡对男性劳动参与的概率并没有显著影响,这说明男性参与劳动对女性来说已经没有区分性,即女性更看重的是男性的能力或“效率”(Fisman *et al.*, 2006)。一个衡量能力或“效率”的变量是小时工资,性别比失衡给男性造成不容易结婚的预期,这会激励男性变得更加有“效率”并以此提高结婚的可能性。表8给出了性别比失衡对男性小时工资的影响的估计结果,全体男性样本下性别比变量(SR)的系数估计值为0.154,在1%水平显著,这表明性别比失衡显著提高了男性的小时工资,符合预期。分样本研究发现,对于农业户口、低教育和未婚男性,性别比失衡对其小时工资的正向影响更显著。这一结果也容易理解,由于农业户口、低教育和未婚男性受到性别比失衡的影响最大,结婚前景最不好,因此他们为了能够结婚更有动力提高自己的“效率”。以上结果也有助于理解前文性别比失衡对男性结婚概率没有显著负向影响的发现,这是因为面临性别比失衡对结婚前景的负向影响,男性已通过提高“效率”做出反应。

相应地,表9给出了性别比失衡对女性小时工资的影响的估计结果。与男性样本不同,性别比失衡对女性小时工资没有显著影响,这也说明性别比失衡主要影响的是男性在婚姻市场上的竞争,但是这种竞争并没有通过女性家庭议价能力提高所带来的“收入效应”而降低女性小时工资。

表8 性别比与小时工资(男性样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全体男性	农业户口	非农户口	低教育	高教育	未婚	已婚
SR	0.154 ^{**}	0.170 ^{**}	0.173	0.194 [*]	0.112	0.244 [*]	0.116
	(0.075)	(0.082)	(0.141)	(0.104)	(0.100)	(0.138)	(0.091)
观测数	5 075	3 514	1 561	2 584	2 491	1 827	3 247
Adj. R ²	0.168	0.108	0.305	0.115	0.218	0.186	0.150

表9 性别比与小时工资(女性样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全体女性	农业户口	非农户口	低教育	高教育	未婚	已婚
SR	0.046 (0.066)	0.050 (0.096)	0.017 (0.116)	0.207* (0.115)	0.010 (0.093)	0.139 (0.238)	0.046 (0.088)
观测数	3 689	2 248	1 441	1 570	2 119	980	2 709
Adj. R ²	0.194	0.111	0.302	0.094	0.270	0.245	0.195

由于小时工资是由年工作收入与年工作小时数的比值计算得到的,因此我们进一步考察性别比失衡对年工作小时数和年工作收入的影响。表10给出了实证结果,性别比变量(SR)对男性年工作小时数的影响为负,但不显著,根据户口、教育和婚姻状况分样本考察得到的性别比变量(SR)系数估计值之间没有差异;性别比变量(SR)对女性年工作小时数的影响为负,但不显著,所得结果与男性样本的估计结果相似。本文关于性别比失衡对年工作小时数影响的估计结果与既有文献的发现有所不同(Chiappori *et al.*, 2002; Rapoport *et al.*, 2011)。此外,性别比变量(SR)对男性年工作收入的影响为正,但均不显著。性别比变量(SR)对女性年工作收入影响的估计结果与男性样本相似。以上发现表明,相比于工作时间和工作收入,小时工资更能够衡量男性的能力或“效率”。

表10 性别比与年工作小时数、年工作收入

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全体男性	农业户口	非农户口	低教育	高教育	未婚	已婚
Panel A: 被解释变量为年工作小时数,男性样本							
SR	-0.057 (0.057)	-0.069 (0.078)	-0.075 (0.059)	-0.061 (0.096)	-0.077 (0.053)	-0.078 (0.111)	-0.048 (0.067)
观测数	5 107	3 533	1 574	2 601	2 506	1 838	3 268
Panel B: 被解释变量为年工作小时数,女性样本							
SR	-0.020 (0.055)	-0.033 (0.088)	0.021 (0.080)	-0.123 (0.107)	0.015 (0.059)	-0.015 (0.158)	-0.047 (0.066)
观测数	3 728	2 276	1 452	1 593	2 135	991	2 737
Panel C: 被解释变量为年工作收入,男性样本							
SR	0.091 (0.073)	0.094 (0.094)	0.095 (0.146)	0.119 (0.122)	0.033 (0.098)	0.154 (0.138)	0.067 (0.101)
观测数	5 078	3 515	1 563	2 585	2 493	1 828	3 249
Panel D: 被解释变量为年工作收入,女性样本							
SR	0.043 (0.081)	0.032 (0.124)	0.070 (0.113)	0.129 (0.157)	0.025 (0.096)	0.165 (0.203)	0.015 (0.105)
观测数	3 700	2 255	1 445	1 575	2 125	985	2 715

3. 性别比与创业

性别比失衡造成的婚姻挤压可能会激发男性的动物精神,使他们更愿意冒险并从事企业家活动(Chang and Zhang, 2015)。因此,除了前文提及的小时工资,创业也是体现男性的能力或“效率”的一种方式。根据2013年中国家庭收入调查的问卷,我们将就业身份是雇主或自营劳动者视为创业。由于创业活动具有连续性和依赖性,因此我们在分样本考察性别比失衡对创业影响时没有区分已婚和未婚样本。

表11给出了性别比失衡对男性是否创业影响的估计结果。全体男性样本下性别比变量(SR)的系数估计值显著为正,这说明性别比失衡的确显著提高了男性成为创业者的概率,这一结果与Chang and Zhang(2015)的结论一致。根据户口和教育的分样本考察发现,性别比失衡对农业户口和低教育男性的创业概率的影响显著为正,但对非农户口和高教育男性的创业概率的影响的系数估计值为负,且不显著。这说明性别比失衡使农业户口和低教育男性更愿意冒险并进行创业活动,这是由于性别比失衡使农业户口和低教育男性在婚姻市场处于弱势地位,这一结果与前文关于小时工资的结果是一致的。表12给出了性别比失衡对女性是否创业影响的估计结果。使用全体女性样本时,性别比变量(SR)的系数估计值并不显著。分样本考察时,多数性别比变量(SR)的系数估计值仍然不显著,仅对于农业户口女性的估计显著为正。这说明性别比失衡对男性企业家精神的影响较大,但对女性的影响较小。

表11 性别比与是否创业(男性样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全体男性	农业户口	非农户口	低教育	高教育
SR	0.062** (0.029)	0.121*** (0.038)	-0.037 (0.067)	0.134*** (0.038)	-0.007 (0.045)
观测数	5 108	3 533	1 575	2 601	2 507
Adj. R^2	0.062	0.060	0.113	0.049	0.064

表12 性别比与是否创业(女性样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全体女性	农业户口	非农户口	低教育	高教育
SR	0.049 (0.038)	0.090** (0.042)	-0.004 (0.075)	0.083 (0.058)	0.005 (0.049)
观测数	3 733	2 280	1 453	1 594	2 139
Adj. R^2	0.071	0.076	0.094	0.081	0.043

(三) 稳健性检验

本文重点分析性别比失衡对劳动力市场表现的影响,并且前文结果表明性别比失衡仅对男性小时工资和是否创业有显著影响,因此我们将采用不同的性别比指标来检验以上结果是否稳健。用于稳健性检验的性别比指标有以下三个:(1)根据“男与女同岁,相邻2岁的人口在婚姻市场上相互竞争”计算得到的性别比指标的原始值(SR_1);(2)根据“男

与女同岁 相邻 3 岁的人口在婚姻市场上相互竞争”计算得到的性别比指标 并在 1% 水平进行 winsorize 缩尾处理(SR_2); (3) 根据“男比女大 1 岁 相邻 2 岁的人口在婚姻市场上相互竞争”计算得到的性别比指标 并在 1% 水平进行 winsorize 缩尾处理(SR_3)。

表 13 给出了性别比失衡对男性小时工资影响的稳健性检验结果。使用第一个性别比稳健性指标(SR_1)的估计结果与基准结果一致,而使用后两个性别比稳健性指标(SR_2 和 SR_3)的估计结果与基准结果基本一致,不同点在于对于低教育男性样本的性别比指标的系数估计值变为不显著,但系数影响大小与基准结果是一致的。表 14 给出了性别比失衡对男性是否创业的影响的稳健性检验结果。使用三个性别比稳健性指标所得到的系数估计结果与基准结果几乎一致,不同点在于使用第一个性别比稳健性指标(SR_1)对全体男性样本进行估计时,性别比变量的系数估计值变为不显著,但系数影响大小与基准结果是一致的。以上分析表明本文所得结论是稳健可靠的。

表 13 性别比与小时工资(男性样本 稳健性检验)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全体男性	农业户口	非农户口	低教育	高教育	未婚	已婚
Panel A: 以 SR_1 作为性别比的稳健性指标							
SR_1	0.152 ** (0.063)	0.167 *** (0.063)	0.166 (0.128)	0.179 ** (0.089)	0.122 (0.084)	0.264 ** (0.133)	0.113 (0.076)
观测数	5 075	3 514	1 561	2 584	2 491	1 827	3 247
Adj. R^2	0.168	0.109	0.305	0.115	0.218	0.187	0.150
Panel B: 以 SR_2 作为性别比的稳健性指标							
SR_2	0.203 ** (0.096)	0.226 * (0.114)	0.193 (0.159)	0.215 (0.147)	0.176 (0.118)	0.374 ** (0.182)	0.169 (0.125)
观测数	5 075	3 514	1 561	2 584	2 491	1 827	3 247
Adj. R^2	0.168	0.108	0.305	0.115	0.218	0.187	0.150
Panel C: 以 SR_3 作为性别比的稳健性指标							
SR_3	0.155 * (0.080)	0.209 ** (0.088)	0.101 (0.161)	0.170 (0.113)	0.135 (0.109)	0.276 * (0.144)	0.096 (0.109)
观测数	5 075	3 514	1 561	2 584	2 491	1 827	3 247
Adj. R^2	0.168	0.109	0.304	0.115	0.218	0.187	0.150

表 14 性别比与创业(男性样本 稳健性检验)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全体男性	农业户口	非农户口	低教育	高教育
Panel A: 以 SR_1 作为性别比的稳健性指标					
SR_1	0.042 (0.027)	0.084 ** (0.038)	-0.036 (0.061)	0.103 *** (0.034)	-0.016 (0.038)
观测数	5 108	3 533	1 575	2 601	2 507
Adj. R^2	0.062	0.059	0.113	0.049	0.064

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全体男性	农业户口	非农户口	低教育	高教育
Panel B: 以 SR_2 作为性别比的稳健性指标					
SR_2	0.068 [*]	0.155 ^{***}	-0.067	0.181 ^{***}	-0.036
	(0.040)	(0.052)	(0.101)	(0.050)	(0.059)
观测数	5 108	3 533	1 575	2 601	2 507
Adj. R ²	0.062	0.060	0.113	0.050	0.065
Panel C: 以 SR_3 作为性别比的稳健性指标					
SR_3	0.097 ^{***}	0.129 ^{***}	0.026	0.155 ^{***}	0.046
	(0.029)	(0.042)	(0.077)	(0.038)	(0.040)
观测数	5 108	3 533	1 575	2 601	2 507
Adj. R ²	0.063	0.061	0.112	0.050	0.065

五、结 论

本文首次评估性别比失衡对独生子女政策实施后出生人口的婚姻匹配与劳动力市场表现的影响。采用2013年中国家庭收入调查(CHIP)和2000年人口普查数据,本文得到以下结论:(1)性别比失衡显著提高女性结婚的可能性,并且对于农村户口和低教育的女性的正向影响更大;但是性别比失衡对男性结婚的可能性并没有显著影响,甚至提高了非农户口男性结婚的可能性。(2)性别比失衡提高了夫妇年龄差异和夫妇家庭背景差异,并且这种影响主要体现在非农户口和高教育的夫妇上。(3)性别比失衡对男性和女性劳动参与的概率均没有显著影响。(4)性别比失衡显著提高了男性的小时工资,并且对于农业户口、低教育和未婚男性,性别比失衡对其小时工资的正向影响更显著。(5)性别比失衡显著提高了男性成为创业者的概率,并且这种影响主要体现在农业户口和低教育的男性上。

本文不仅从考察独生子女政策实施后出生人口的视角为性别比失衡对婚姻匹配与劳动力市场表现的影响的文献提供了经验证据,还发现性别比失衡具有意料之外的积极影响。既有文献多数关注的是性别比失衡的消极影响,如婚姻挤压和犯罪率,然而本文研究发现性别比失衡会显著提高男性的小时工资和成为创业者的概率,这意味着性别比失衡会促使男性更努力工作和激发男性的企业家精神。企业家精神和努力工作都是经济增长的重要引擎,因此本文的研究结论具有深刻的政策含义,即性别比失衡会通过促使男性更努力工作和激发男性的企业家精神进而促进经济增长。

参 考 文 献

Abramitzky, R., A. Delavande and L. Vasconcelos, 2011, "Marrying Up: The Role of Sex Ratio in Assortative Matching,"

- American Economic Journal: Applied Economics*, 3(3): 124-157.
- Amuedo-Dorantes, C. and S. A. Grossbard-Shechtman, 2007, "Cohort-Level Sex Ratio Effects on Women's Labor Force Participation," *Review of Economics of the Household*, 5(3): 249-278.
- Angrist, J., 2002, "How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second Generation," *Quarterly Journal of Economics*, 117(3): 997-1038.
- Becker, G. S., 1981, *A Treatise on the Family*, Published by Harvard University Press.
- Bethmann, D. and M. Kvasnicka, 2013, "World War II, Missing Men and Out of Wedlock Childbearing," *Economic Journal*, 123(567): 162-194.
- Brown, P. H., E. Bulte and X. Zhang, 2011, "Positional Spending and Status Seeking in Rural China," *Journal of Development Economics*, 96(1): 139-149.
- Bulte, E., N. Heerink and X. Zhang, 2011, "China's One-Child Policy and the Mystery of Missing Women: Ethnic Minorities and Male-Biased Sex Ratios," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 73(1): 21-39.
- Chang, S. and X. Zhang, 2015, "Mating Competition and Entrepreneurship," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 116: 292-309.
- Chiappori, P. A., B. Fortin and G. Lacroix, 2002, "Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply," *Journal of Political Economy*, 110(1): 37-72.
- Du, J., Y. Wang and Y. Zhang, 2015, "Sex Imbalance, Marital Matching and Intra-Household Bargaining: Evidence from China," *China Economic Review*, 35: 197-218.
- Ebenstein, A., 2010, "The 'Missing Girls' of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy," *Journal of Human Resources*, 45(1): 87-114.
- Ebenstein, A., 2011, "Estimating a Dynamic Model of Sex Selection in China," *Demography*, 48(2): 783-811.
- Edlund, L. and C. Lee, 2013, "Son Preference, Sex Selection and Economic Development: Theory and Evidence from South Korea," NBER Working Paper, No. 18679.
- Edlund, L., H. Li, J. Yi and J. Zhang, 2013, "Sex Ratios and Crime: Evidence from China," *Review of Economics and Statistics*, 95(5): 1520-1534.
- Fisman, R., S. S. Iyengar, K. Kamenica and E. Simonson, 2006, "Gender Differences in Mate Selection: Evidence from a Speed Dating Experiment," *Quarterly Journal of Economics*, 121(2): 673-697.
- Francis, A. M., 2011, "Sex Ratios and the Red Dragon: Using the Chinese Communist Revolution to Explore the Effect of the Sex Ratio on Women and Children in Taiwan," *Journal of Population Economics*, 24(3): 813-837.
- Grossbard-Shechtman, S., 1984, "A Theory of Time in Markets for Labour and Marriage," *Economic Journal*, XCIV: 863-882.
- Li, H. and H. Zheng, 2009, "Ultrasonography and Sex Ratios in China," *Asian Economic Policy Review*, 4(1): 121-137.
- Li, H., J. Yi and J. Zhang, 2011, "Estimating the Effect of the One-Child Policy on the Sex Ratio Imbalance in China: Identification Based on the Difference-in Differences," *Demography*, 48(4): 1535-1557.
- Mattina, G. L., 2017, "Civil Conflict, Domestic Violence and Intra-Household Bargaining in Post-Genocide Rwanda," *Journal of Development Economics*, 124, 168-198.
- Murphy, R., 2003, "Fertility and Distorted Sex Ratios in a Rural Chinese County," *Population and Development Review*, 29(4): 595-626.
- Porter, M., 2016, "How do Sex Ratios in China Influence Marriage Decisions and Intra-household Resource Allocation," *Review of Economics of the Household*, 14(2): 337-371.
- Rapoport, B., C. Sofer and A. Solaz, 2011, "Household Production in a Collective Model: Some New Results," *Journal of Population Economics*, 24(1): 23-45.
- Wei, S. and X. Zhang, 2011a, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China," *Journal of Political Economy*, 119(3): 511-564.
- Wei, S. and X. Zhang, 2011b, "Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People's Republic of China,"

NBER Working Paper, No. 16800.

- 陈卫和翟振武 2007,《1990年代中国出生性别比:究竟有多高》,《人口研究》第5期 1—8页。
- 郭志刚和邓国胜 1995,《婚姻市场理论研究——兼论中国生育率下降过程中的婚姻市场》,《人口研究》第3期 11—16页。
- 国家卫生和计划生育委员会 2015,《关于加强打击防控采血鉴定胎儿性别行为的通知——文件解读》,http://www.moh.gov.cn。
- 雷晓燕、许文健和赵耀辉 2014,《高攀的婚姻更令人满意吗?婚姻匹配模式及其长远影响》,《经济学(季刊)》第1期 31—50页。
- 李树茁、姜全保、伊莎贝尔·阿塔尼和费尔德曼 2006,《中国的男孩偏好和婚姻挤压——初婚与再婚市场的综合分析》,《人口与经济》第4期 1—8页。
- 穆光宗、余利明和杨越忠 2007,《出生人口性别比问题治理研究》,《中国人口科学》第3期 81—88页。
- 王临风、余玲铮和金钊 2018,《性别失衡、婚姻挤压与个体劳动参与》,《劳动经济研究》第3期 75—96页。
- 魏下海、董志强和蓝嘉俊 2017,《地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响:理论与经验研究》,《世界经济》第4期 129—145页。