

性别失衡、婚姻挤压与个体劳动参与

王临风 余玲铮 金 钊*

内容提要 “女性赤字”的性别失衡现象对男女双方在婚姻市场的竞争机制和劳动力市场的供给决策产生了深刻影响。本文利用2005年1%人口抽样调查和2010年第三期中国妇女社会地位调查数据，综合考察性别比结构对我国婚姻市场和个体劳动参与的影响。研究发现，性别比提高会显著降低男性的婚姻议价能力，从而导致婚姻挤压现象，其中文化水平低下的农村男青年遭受的挤压最为严重。正是由于婚姻挤压的中介机制，性别比上升会使得男性在劳动力市场付出更多，因而男性劳动参与率显著上升，而女性的劳动参与率显著降低。此外发现，性别失衡会使女性获得更大的家庭决策权和自主权，并增加对女性家庭劳动的需求从而对市场劳动形成替代（即“非劳动收入效应”和“替代效应”）。本文不仅为评估性别失衡经济社会影响提供确凿的微观证据，也在一定程度上提供新的政策洞见。

关键词 性别比 劳动参与 婚姻市场 相对地位

一 引言与文献

由于男孩偏好、性别鉴定技术滥用以及独生子女政策等影响（Ebenstein, 2010; Bulte et al., 2011; 穆光宗等, 2007），中国出生人口性别比长期偏高，成为世界上性别失衡最严重的国家之一。从数据来看，中国出生性别比在1980年为1.07，

* 王临风，厦门大学王亚南经济研究院，电子邮箱：wanglirl@163.com；余玲铮（通讯作者），华侨大学经济与金融学院，电子邮箱：yulingzheng1985@126.com；金钊，中山大学岭南学院，电子邮箱：jinzhaollm@163.com。本文系国家自然科学基金青年项目“女性就业视阈下我国性别失衡的劳动力市场效应研究”（批准号：16CRK017）阶段性研究成果。

1990年升至1.11, 2000年为1.18, 2007年高达1.22以上, 近年虽略有回落, 但也保持在1.17高值左右波动。受种种因素影响, 一些贫困地区溺弃女婴现象严重, 甚至将未出生的女婴无情扼杀在母体中(Li & Zheng, 2009; Chen et al., 2013)。在1~4岁年龄段女婴死亡率比男婴高出10%, 在高胎次儿童中, 女婴死亡率要高出男婴死亡率15个百分点(姜全保、李波, 2011)。性别失衡不可避免会带来一系列严重的经济社会后果。

性别失衡的最直接影响当属婚姻市场。“女性赤字”的性别失衡意味着婚姻市场上女性的供给不足, 对男性而言意味着其找到伴侣的概率降低, 从而导致男性在婚姻市场遭受挤压, 婚配代价提高(Wilson & Daly, 1985; Griskevicius et al., 2009)。而对于女性, 性别比上升使女性的“向上婚姻”更多地发生, 即女性更可能找到家庭状况优于自己的伴侣(Du et al., 2015)。在中国, 正是由于性别失衡引致激烈的觅偶竞争, 在我国传统的婚姻习俗下派生出对住房的刚性需求, “丈母娘推高了房价”广受热议^①。有趣的是, 伴随我国性别比变化, 婚姻市场的发展史亦是一部“婚姻通胀史”, 从上世纪五、六十年代时兴的“三转一响”到如今的“一动不动”, 以及被人戏称涨速快过股票的“彩礼”等婚姻成本, 无不映衬这一事实。那些在婚姻市场竞争中落败的年轻男性就不得不“被剩下”, 一旦“剩男”激增, 社会暴力犯罪和反社会行为就可能增多, 威胁着社会治安和稳定(Drèze & Khera, 2000; Hudson & Boer, 2002; Barber, 2003)。Edlund et al.(2013)的研究提供了直接的经验证据, 即中国性别比例每上升一个基准点(例如性别比从1.07增加到1.08), 暴力和财产犯罪率就增加3%, 性别失衡大约解释了中国犯罪率上升的1/7。此外, 性别失衡会影响微观家庭决策, Wei & Zhang(2011a)研究发现, 随着性别比上升, 有儿子的父母会采用竞争性储蓄以增强儿子在婚姻市场的竞争筹码。Wei & Zhang(2011b)研究表明, 在那些性别比失衡更为严重的地区, 有儿子的家庭更愿意接受相对危险的或者不愉快的工作(矿工或者工地)。魏下海等(2017)研究发现, 地区性别失衡显著降低所在地微观企业劳动收入份额, 其主要机制在于性别失衡增加储蓄和资本集约度, 从而在资本—劳动互补关系下改变要素收入分配格局。

事实上, 性别失衡对于个体劳动供给模式的影响, 是与婚姻市场共同存在于一个逻辑框架中。过高的性别比无疑会提高女性在家庭内部及婚姻市场上的议价能力。既有经验文献中, Amuedo-Dorantes & Grossbard(2007)使用美国数据进行的研究表明,

^① 观点提炼自张晓波教授在第13届中国经济学年会开幕式上所做的主题演讲。

随着性别比提高，女性的劳动参与率与工作时间呈下降之势。Chiappori et al.(2002) 发现，性别比的提升会减少妻子的劳动供给，而丈夫则会输出更多的劳动。总体而言，性别比提升使得女性能够从对其更为有利的婚姻市场中获取更多的物质资源，从而降低劳动参与率。相对而言，男性为提高其在婚姻市场的竞争力而增加劳动供给。即使跳出婚姻市场的分析框架，性别比依然会对女性相对地位产生影响。Guttentag & Secord (1983) 认为，在女性赤字的情景中，男性将彰显对女性的顺从与尊重，当女性的这种力量达到一定强度时，男性通过奉承与鼓励使得女性更多地承担特定社会责任，包括在劳动力市场行为选择（比如职位选择等）。

本文旨在考察性别失衡对我国男女在婚姻市场和劳动力供给决策方面的影响。在过去一段时期，我们目睹了中国性别比长期偏高背景下的婚姻市场竞争变化，也见证了劳动参与率长期不断下降的现象，其中女性劳动参与率下降幅度尤为明显。根据国际劳工组织估计与预测，中国15~64岁劳动年龄人口的劳动参与率在1990-2016年间由84.2%下降到77.5%，下降了6.7个百分点，其中女性劳动参与率由79.4%下降到70.3%，下降了9.1个百分点，男性劳动参与率由88.8%下降至84.3%，仅下降4.5个百分点。事实上，在婚姻市场和劳动供给模式发生重大变化的过程中，性别失衡是一种不可忽视的重要影响因素。

目前国内尚未有文献系统地考察性别失衡的婚姻和劳动力市场效应，本文做了初步的尝试，并提供直接的微观证据。文章利用2005年1%人口抽样调查和2010年第三期中国妇女社会地位调查数据研究发现，性别比提高会显著地降低男性的婚姻议价能力，从而导致婚姻挤压现象，其中文化水平低下的农村男青年遭受的挤压最为严重。正是由于婚姻挤压的中介机制，性别比上升会使得男性在劳动力市场付出更多，因而男性劳动参与率显著上升，而女性的劳动参与率显著降低。此外发现，性别失衡会给女性劳动供给带来“非劳动收入效应”和“替代效应”。

二 数据与模型

（一）数据来源

本文实证分析中所使用的数据主要是2005年1%人口抽样调查微观原始数据的分层随机抽样样本，涵盖340个地（市）级单位，样本总量共计2585481个。基于研究主题，本文对所使用数据进行如下处理：首先，将样本限定为45周岁及以下的成年个

体。原因有二：其一是因为男女之间死亡率的差异较大，这种现象在高年龄组表现尤甚^①，其二是因为我国目前实际平均退休年龄^②在53岁左右，男性的法定退休年龄要高于女性，并且部分地区存在大量提前退休现象，而本文无意探讨退休人员的劳动供给问题。因此，基于上述考量，本文将主要关注的样本限定为45岁及以下的成年个体，即更可能活跃在劳动力市场上的主要群体。其次，剔除掉在校学生以及丧失劳动能力的个体，因为丧失劳动能力的个体不在潜在劳动力之列，考虑到后文中需要讨论对婚姻市场的影响，选择以学生身份完婚的现象也非常之少，因此考察其婚姻市场决策也无甚意义，至少对于理解性别比变化的婚姻及劳动力市场效应没有太大帮助。

（二）关键指标

关于如何计算性别比，现有文献大体上有两种思路：一种是计算出生于某地的具体年龄段个体的性别比，另一种则是计算在调查时点居住于某地的具体年龄段个体的性别比。本文研究主要考察性别比对我国婚姻市场乃至劳动力市场的影响，考虑到我国婚姻具有属地性，即大多数婚姻都发生在同一城市乃至同一个县之内，婚姻流动现象并不普遍（Wei & Zhang, 2011a），因此本文在计算性别比时以户籍人口为准^③。现有文献中，在选取用以计算性别比的男、女年龄区间上，根据婚姻匹配的先验人口统计学特征，使用男性大于女性两岁的区间是较为普遍的做法。根据2005年1%人口抽样调查微观数据，我国男性的平均结婚年龄约为24.15岁，女性约为21.97岁，相差2.18岁。另外，中国婚姻家庭研究会发布的《中国幸福婚姻家庭调查报告——2015年十城市抽样调查》也显示，男性平均结婚年龄比女性高出约2.3岁，因此本文沿用了这一处理方式。

由于国家统计局所公开的“五普”和“六普”数据是地区层面的加总数据，其中5~99岁的人口只有以5岁为间隔分年龄段的人口数据，对于每个年龄段中不同年龄的

① 来自世界卫生组织（WHO）官方网站，http://www.who.int/gho/publications/world_health_statistics/en/。

② 来自新华网2012年6月20日转载人民日报的新闻报道，http://news.xinhuanet.com/politics/2012-06/20/c_112252973.htm。

③ 根据2000年人口普查数据，约92%的农村居民居住在其出生县，62%的城镇居民居住在其出生城市。另据中国家庭收入调查（CHIP）2002年对流动人口的统计，82%的流动人口家庭中夫妻双方都来自同一个省，这意味着绝大部分流动人口在来到现住地前已经结婚，即他们更可能是处于其户籍地婚姻市场。

个体，难以准确推测其所对应的实际性别比，从而降低性别比指标的变异程度^①，并可能带来测量偏差。使用2005年1%人口抽样调查微观数据则可以较为准确地推算出不同年龄个体所面临的实际性别比。最终，本文核心解释变量性别比的计算方法如下：

$$\text{男性：} SR_{it}^m = \sum_{k=t-2}^{t+2} M_{ik} / \sum_{k=t-4}^t FM_{ik} \quad (1)$$

$$\text{女性：} SR_{it}^f = \sum_{k=t}^{t+4} M_{ik} / \sum_{k=t-2}^{t+2} FM_{ik} \quad (2)$$

其中*i*表示城市，*t*表示年龄。具体地，比如对于城市*i*年龄为30岁的男性，其对应性别比为28~32岁的男性数量除以26~30岁女性数量；对于城市*i*年龄为30岁的女性，其对应性别比为30~34岁的男性数量除以28~32岁的女性数量，其中的人口数量均为户籍人口数量。使用一个区间而非单一年龄上的性别比是为了尽可能地逼近婚姻市场匹配的实际情况，并避免微观抽样数据的潜在偏误污染性别比指标。

核心解释变量性别比的统计性描述见表1，可以发现，无论是在基准回归中所使用的5岁年龄区间性别比，还是在稳健性检验中使用的9岁年龄区间性别比，都存在着丰富的变异，为后文实证研究提供了保障。另外需要说明的是，这里使用的性别比指标均值之所以小于1，是由于计算的是性别比的城市级均值，并未考虑人口权重。

表1 性别比指标描述

	均值	标准差	最小值	最大值
5岁年龄区间性别比	0.959	0.161	0.610	1.401
9岁年龄区间性别比	0.962	0.120	0.698	1.267

注：所有性别比指标都已经做了1%的winsorize处理，9岁年龄区间性别比是将5岁一组的年龄区间往上下各延伸2岁划分出年龄段而计算得到的性别比。

资料来源：根据2005年1%人口抽样调查微观数据计算得到。

（三）模型设定

考虑到影响个体劳动参与的因素对男、女的影响可能存在系统性差异，本文在此按男、女性分样本进行回归，回归模型如下：

$$Work_{ij}^m = \beta_0^m + \beta_1^m SR_j + \beta_2^m CVars + \mu_j + \varepsilon_{ij}^m \quad (3)$$

$$Work_{ij}^f = \beta_0^f + \beta_1^f SR_j + \beta_2^f CVars + \mu_j + \varepsilon_{ij}^f \quad (4)$$

① 比如对于25~29岁个体而言，若使用加总的人口普查数据计算该年龄段个体性别比，将导致25~29岁所有个体的性别比指标均为同一个值，但显然25岁的个体与29岁的个体在婚姻市场上的潜在匹配对象以及竞争对手是有差异的，从而影响估计结果的准确性。

其中,下标 i 表示个体, j 表示所在城市;上标 m 和 f 分别代表男性和女性; μ_j 表示城市固定效应 (fixed effect, 简称 FE), 以消除无法观测不随时变的区域间差异的潜在影响, 比如地区间的文化、传统等方面差异, ε 为不可观测的扰动项。

被解释变量 $Work_{ij}^m$ 和 $Work_{ij}^f$ 分别代表男、女个体的劳动参与状况, 来自问题“上周是否为取得收入而从事了一个小时以上的劳动”, 其中有提供劳动者与在职休假、带薪学习、临时停工和季节性歇业者被解释变量取值为 1, 表示参与劳动; 未参与任何劳动者则被解释变量取值为 0, 代表未参与劳动, 此处劳动包括农业与非农业劳动。 SR_j 为性别比 (乘以 100 后取自然对数, 以降低异方差所带来的潜在影响)。

控制变量集 $CVars$ 主要包括以下个人层面的人口统计学特征。第一, 年龄。整体来看, 个体的劳动参与呈现出明显的生命周期特征, 随着年龄增长呈倒 U 型趋势, 即青年和老年个体劳动参与率相对较低, 壮年个体劳动参与率相对较高, 因此有必要控制个体年龄以捕捉不同年龄群体之间在劳动参与上的生命周期差异。第二, 教育水平。大量研究表明, 个体劳动参与和受教育水平之间存在正向关系。本文按照“未上过学: 0 年”、“小学: 6 年”、“初中: 3 年”、“高中: 3 年”、“大学专科: 3 年”、“大学本科: 4 年”及“研究生: 3 年”的赋值方法, 将不同教育层次转换为受教育年限, 肄业或辍学做折半处理。第三, 健康水平。作为个体人力资本的一部分, 健康水平不但会影响个体的劳动参与决策, 也会影响劳动需求方对个体的综合评价, 这些因素都会对个体的实际劳动参与状况产生影响。本文中由 1~3 依次代表“身体健康”、“基本能保证正常生活工作”和“不能正常工作或生活不能自理”这三类健康水平, 即数值越大代表着健康状况越差。第四, 民族。不同民族之间在文化风俗上可能存在较大差异, 比如“母系氏族社会遗存”在我国南方少数民族中较为普遍, 女性在经济社会生活中发挥非常重要的作用, 这与汉族“男耕女织”的传统大相径庭, 这种民族传统文化上的差异可能使个体呈现出不同的劳动参与模式, 因此对个体的民族类别加以控制有助于提高估计效率。本文中民族为虚拟变量, 其中 0 代表汉族, 1 代表少数民族。第五, 考虑到城乡之间在经济发展水平、吸纳劳动力的能力、劳动力需求结构以及生活成本等诸多方面存在差异, 本文进一步控制了城乡虚拟变量。另外, 配偶收入、养老负担和非劳动收入等特征也会影响个体劳动参与, 但限于 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据中变量较少, 无法控制这些特征。所幸本文主要关注的核心解释变量性别比是一个地区层面特征, 考察的重点是性别比指标的变异是否能够解释个体劳动参与之间的差异, 这些个体层面控制变量的缺失主要会带来估计效率上的损失, 而对本文估计结果的一致性无太大影响。被解释变量以及其他控制变量的统计描述见表 2。

表 2 变量统计描述

变量名	女性				男性			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
劳动参与	0.805	0.396	0	1	0.932	0.251	0	1
年龄(岁)	32.513	7.514	18	45	32.811	7.491	18	45
教育水平(年)	8.602	3.402	0	19	9.325	3.209	0	19
健康水平	1.012	0.113	1	3	1.011	0.113	1	3
民族	0.109	0.311	0	1	0.114	0.318	0	1
城镇户口	0.515	0.500	0	1	0.516	0.500	0	1

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据计算得到。

三 实证估计结果与讨论

(一) 基准回归结果

表 3 汇报了基准估计结果，其中第 (1)、(2) 列为没有加入任何控制变量的性别比单变量估计结果，可以看到性别比对男性劳动参与具有正向影响，对女性劳动参与则有负向影响，这些影响在统计学意义上均是显著的。第 (3)、(4) 列引入了准外生个人层面人口统计学特征，及城乡虚拟变量，此时性别比对男性劳动参与的影响依然在 1% 的置信水平下显著为正，而对女性劳动参与的影响也在 1% 的置信水平下显著为负。第 (5)、(6) 列进一步控制城市固定效应，估计系数的符号依然保持稳定，但其绝对值大小发生了较大变化，这说明遗漏地区固定效应即不可观测的地区特征会导致性别比的估计系数发生较大偏差，因此在模型中引入地区固定效应是必要的。上述结果表明在给定其他条件的情况下，性别比越高，男性参与劳动的概率会越高，女性参与劳动的概率则越低。以第 (5)、(6) 列为例，给定其他个人及地区特征情况下，性别比提高 1%，将使男性参与劳动的概率提高 7.2%，而女性参与劳动的概率降低 2.6%。

其他控制变量的估计结果同样值得解读，年龄的估计系数均显著为正，从生命周期视角来看是符合预期的，因为本文在基准回归中所使用的样本是 45 岁及以下的青壮年个体，这一阶段刚好位于“劳动参与率—年龄”这一倒 U 型曲线的上升段。受教育年限对男、女劳动参与的估计系数均显著为正，即给定其他条件情况下，受教育水平越高的个体参与劳动的概率也越高，这与现有研究保持一致 (Smith & Ward, 1984; Mincer, 1985; Goldin, 1990)。受教育水平对女性劳动参与的估计系数大小明显超出

男性,一方面可能是因为男性的总体劳动参与率相对较高,另一方面可能是由于受教育水平较低的女性在劳动力市场中遭受的歧视更为严重,而通过接受教育增加人力资本积累可以改善这一状况(卿石松,2008)。健康水平对男、女劳动参与的估计系数均在1%的置信水平下显著为负,显然身体状况越差的个体参与劳动的概率会越低。民族对女性劳动参与的估计系数显著为正,对男性劳动参与的影响在统计意义上不显著,这意味着汉族男性与少数民族男性的劳动参与率并无明显差异,但平均而言,少数民族女性参与劳动的概率略高于汉族女性。蔡昉和王美艳(2004)发现,我国城镇失业率较高而劳动参与率相对较低,农村地区失业率处于较低水平。整体而言,本文的估计结果反映出城镇男性、女性参与劳动的概率较农村更低,这与他们的研究发现保持一致。

表3 性别比与个体劳动参与

	被解释变量: 劳动参与					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
性别比	0.036 *** (0.002)	-0.083 *** (0.003)	0.030 *** (0.002)	-0.077 *** (0.003)	0.072 *** (0.003)	-0.026 *** (0.004)
年龄	—	—	0.003 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)
教育水平	—	—	-0.001 (0.000)	0.023 *** (0.001)	0.006 *** (0.000)	0.034 *** (0.001)
健康水平	—	—	-0.246 *** (0.005)	-0.267 *** (0.005)	-0.239 *** (0.005)	-0.250 *** (0.005)
民族	—	—	0.004 *** (0.001)	0.043 *** (0.002)	0.002 (0.001)	0.007 *** (0.002)
城乡虚拟变量	—	—	-0.074 *** (0.001)	-0.164 *** (0.001)	-0.066 *** (0.001)	-0.163 *** (0.001)
城市 FE	否	否	否	否	是	是
观测数	534388	564156	533833	563591	533833	563591
拟合优度	0.001	0.001	0.043	0.046	0.062	0.095

注: 括号内为稳健标准误; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

资料来源: 根据2005年1%人口抽样调查微观数据计算得到。

(二) 稳健性分析

接下来,为检验上一节中性别比对于个体劳动参与估计结果的稳健性,本文拟通过以下几个方面进行进一步探讨,并在表4中汇报具体结果。

1. 考虑极端值的潜在影响

本文在处理数据以及变量时，已经对核心解释变量性别比两端进行了 1% 的 winsorize 处理，但若位于两端的性别比数据由于某种原因偏离了真实值，则势必会给性别比对男性和女性劳动参与影响的估计结果带来偏误。因此，我们将性别比低于 1% 分位数和高于 99% 分位数的样本剔除，重新进行估计。结果见表 4 中第一行，剔除两端样本后，性别比对男性和女性劳动参与的估计系数的显著性水平没有变化，并且绝对值大小均保持稳定，对男性劳动参与的估计系数由 0.072 变为 0.071，对女性劳动参与的估计系数由 -0.026 变为 -0.025。本文也尝试了截取其他分位点样本（比如上下 1.5%、2% 等）的处理方式，结果同样无甚变化，限于表格大小未予汇报。这表明即使考虑极端值的潜在影响，本文估计结果依然是稳健的。

2. 考虑流动人口的婚姻市场选择

本文在进行实证分析之前已经对我国婚姻匹配的“属地性”加以说明，因此在计算性别比时使用的是户籍人口而非常住人口，这一做法背后所暗含的假设是流动人口进入的是其户籍所在地的婚姻市场。基于流动人口有可能会选择进入其流入地婚姻市场，这一假设并不能得到严格满足。限于数据可得性，本文无法精确识别流动人口是否选择进入常住地婚姻市场，但可以想象，如果个体选择进入其流入地婚姻市场，则意味着其已经部分或是完全融入当地社会生活中，即完成社会学中所谓“社会融合”。Chiswick（1985）认为，流动人口在其目的地生活的时间越久，就越有可能积累到更多的人力和社会资本，从而有更高的可能性实现经济、身份和文化融合，以及更有可能为当地居民和社会所认同与接受。而在中国，户籍制度及一系列伴生制度的存在，严重阻碍了这一进程。因此，可以使用流动时间的长短作为一个粗略的标准，来界定个体是否进入其流入地婚姻市场。具体地，为考察上述潜在可能是否会影响本文估计结果，我们将离开户籍地 5 年及以上的个体从样本中剔除，重新进行估计。如表 4 中第二行所示，新的结果与基准估计中的结果十分相似，无论是系数的大小、方向还是显著性水平均无明显变化。本文尝试将判断标准更改为离开户籍地 4 年或是 6 年，结果均无太大差异。这表明，即使考虑到部分流动人口可能选择进入流入地婚姻市场进而导致性别比指标出现偏差，本文估计结果依然是稳健的。

3. 改变性别比的度量方式

本文在构建性别比指标时，借鉴了 Amuedo-Dorantes & Grossbard（2007）和 Edlund et al.（2013）中的做法，主要思想是通过对比个体在婚姻市场上的潜在匹配群体和潜在竞争群体之间的相对规模，从而近似刻画个体在婚姻市场上所面临的竞争强度。但是

在这两个群体的年龄区间选取上，并没有一个确切的标准，往往是根据过往的经验准则以及人口统计学特征进行划分。因此，有必要检验“性别比一个体劳动参与”这一影响关系对于性别比指标测度方法的敏感性。具体地，本文对性别比计算方式做如下调整：其中男性为 $SR_{it}^m = \sum_{k=t-4}^{t+4} M_{ik} / \sum_{k=t-6}^{t+2} FM_{ik}$ ，女性为 $SR_{it}^f = \sum_{k=t-2}^{t+6} M_{ik} / \sum_{k=t-4}^{t+4} FM_{ik}$ ，即将年龄区间向两端各延伸两岁，并做与前文相同的自然对数处理。估计结果如表 4 中第三行所示，性别比对男性劳动参与的估计系数仍显著为正，对女性劳动参与的估计系数仍显著为负。核心解释变量性别比测度方法上的改变并未对本文估计结果产生太大影响，表明本文结果稳健可靠。

表 4 性别比与个体劳动参与——稳健性检验

	被解释变量：劳动参与				
		估计系数	标准误	观测数	拟合优度
使用 1% ~ 99% 分位区间性别比	男性	0.071 ***	(0.003)	526759	0.062
	女性	-0.025 ***	(0.004)	553518	0.095
考虑人口流动	男性	0.070 ***	(0.003)	506228	0.063
	女性	-0.022 ***	(0.004)	536750	0.097
更换性别比指标度量方式	男性	0.068 ***	(0.004)	533833	0.061
	女性	-0.053 ***	(0.006)	563591	0.095

注：括号内为稳健标准误；* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。
资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据计算得到。

4. 对“产业结构偏向性”假说的验证

从劳动力需求方来看，如果某些地区的产业结构偏向于男性，即相对而言对男性劳动力需求更高，那么这些地区会吸引较多的男性流动人口，从而可能导致高性别比与男性的高劳动供给并存，反之对女性劳动力更为需求的地区则可能同时观察到低性别比以及女性的高劳动供给，此即为“产业结构偏向性”假说。

根据国家统计局所制定的统计标准《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2011)，第二产业包括采掘业、制造业、电力、热力、燃气及水生产和供应业，以及建筑业。可以看出这些行业大多对体力要求较高，且部分行业属高危行业，出于生理特征差异，男性比女性更为适合从事第二产业工作。2000 年第五次全国人口普查长表数据也显示，从事第二产业工作的男女比例为 164.5 : 100。这为检验“产业结构偏向性”假说提供了可能，若该假说成立，理应可以观察到这样一种现象：在第二产业占比越高的城市，其主要劳动力群体的性别比也应当越高。结果如表 5 所示，第二产业占比的估计系数

非常不显著，甚至在单变量的情况下对性别比有负向的影响。这说明“产业结构偏向性”假说可能并不成立，其不会对本文主要估计结果产生明显影响。

表 5 产业结构与城市性别比

	被解释变量：城市级 20~45 岁常住人口性别比			
	(1)	(2)	(3)	(4)
第二产业占比	-0.042* (0.022)	-0.033 (0.022)	0.002 (0.020)	-0.002 (0.020)
控制变量	否	是	是	是
省份 FE	否	否	是	是
观测数	340	340	340	340
拟合优度	0.023	0.199	0.573	0.573

注：括号内为稳健标准误，其中 (1)~(3) 列使用异方差稳健标准误，第 (4) 列使用聚类稳健标准误，cluster 到省份；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；这里被解释变量为城市级别的以常住而非户籍人口计算的 20~45 岁人口性别比；性别比指标根据 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算而得，第二产业占比主要来自《中国城市统计年鉴》(2006)，部分来自各城市统计部门所发布的统计公报；其他控制变量包括人均 GDP、老龄化水平、移民率、文盲率等。

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查、《中国城市统计年鉴》(2006) 和部分城市统计公报数据计算得到。

四 性别比对个体劳动参与的影响机制

婚姻市场是性别比影响个体劳动参与逻辑链条中的重要一环。直观看来，性别比的变化首先会影响个体匹配到潜在配偶的可能性以及求偶过程中的竞争强度，进而通过影响婚配模式对诸多人类行为产生影响 (Taylor & Bulmer, 1980; Weir et al., 2011)。

(一) 中介效应检验：婚姻状态

1. 性别比是否会影响个体的婚姻状态

首先，我们考察性别比是否会影响个体的婚姻状态。在对个体婚姻状态进行界定时，考虑到本文所考察的是性别比对个体婚姻状态的影响，而丧偶、分居、离婚的个体事实上均进入过婚姻市场，因此本文将这些个体认定为已婚，相应地将从未结婚及仅同居的个体认定为未婚。

我们重点关注的是性别与性别比的交互项的系数 (其中男性为 1)，其含义是性别比每变化 1%，男性相对于女性的结婚概率的变化程度。如表 6，第 (1) 列为仅加入性别比、性别及二者交互项的估计结果，第 (2)、(3) 列依次对其他控制变量和城市固定效应加以控制。可以看到，在没有引入任何控制变量以及地区固定效应时，第 (1) 列中性

别比与性别交互项的估计系数显著为正，但在引入个体人口统计学特征等准外生控制变量之后，系数的大小以及显著性水平便保持稳定，均在 1% 的置信水平下显著为负。为检验这一结果的稳健性，本文在第 (4) 列剔除了性别比低于 1% 分位数以及高于 99% 分位数的样本，重新进行估计，性别比与性别交互项的估计系数仍在 1% 的置信水平下显著为负。第 (5) 列将样本年龄放宽至 55 岁以下^①，以考察估计结果对于样本年龄区间的敏感性，结果依然无明显变化。第 (6) 列采用控制省份固定效应和城市特征变量（包括人均 GDP 水平、产业结构、老龄化水平以及移民率等）的方式，考察估计结果对于模型设定的敏感性，可发现性别比与性别交互项的系数依然在 1% 的置信水平下显著为负。

以上结果表明，性别比越高，男性相对于女性的结婚概率就越低。这与本文预期相符，并与现有研究保持一致（Cox, 1940; Freiden, 1974）。具体地，以第 (3) 列为例，性别比每提高 1 个百分点，则男性相对于女性结婚的概率就降低 2%，表明性别比的提高会使男性在婚姻市场遭受“挤压”。

表 6 性别比与婚姻挤压

	被解释变量：婚姻状态					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本			1% ~ 99% 性别比	年龄 55 岁	省 FE + 城市特征
性别比 * 性别	0.090 *** (0.005)	-0.026 *** (0.004)	-0.020 *** (0.004)	-0.028 *** (0.004)	-0.024 *** (0.003)	-0.024 *** (0.004)
性别比	0.414 *** (0.003)	0.442 *** (0.003)	0.605 *** (0.003)	0.631 *** (0.003)	0.368 *** (0.002)	0.500 *** (0.003)
性别	-0.501 *** (0.025)	0.024 (0.018)	-0.007 (0.018)	0.030 (0.019)	0.018 (0.016)	0.012 (0.018)
控制变量	否	是	是	是	是	是
城市特征	否	否	否	否	否	是
省份 FE	否	否	否	否	否	是
城市 FE	否	否	是	是	是	否
观测数	1098544	1097424	1097424	1080277	1402886	1085626
拟合优度	0.041	0.403	0.425	0.419	0.331	0.417

注：括号内为稳健标准误；* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。
资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据计算得到。

① 本文在此处同样尝试过其他年龄区间，比如 48 岁、50 岁、52 岁以下等，结果均无明显变化，限于表格大小，此处未予汇报。

性别比结构失衡所引致的婚姻挤压现象在不同群体之间也并非均匀分布。因此本文按户口性质和教育水平高低分别划分为两个子样本，以此来考察在异质性的群体中，婚姻挤压程度是否不同，并进一步引入了（性别比 * 性别 * 户口）以及（性别比 * 性别 * 教育程度虚拟变量）的交互项，进一步探讨婚姻挤压的异质性。发现性别比越高，相对于农村地区，城镇男性结婚率与女性之间的差额较小；相对于低教育水平群体，高教育水平群体中男性结婚率与女性之间的差额也会更小。上述结果意味着随着性别比的提升，异性婚姻可能会增多，即婚姻挤压可能通过一层层传递，最终落在了农村条件较差的男性身上，恰好证实了我国的确存在“婚姻梯度挤压”。由于篇幅有限，具体回归结果见附表1和附表2。

2. 中介效应检验

前文已然证实性别比的提升会导致男性的“婚姻挤压”，并且会使男性增加劳动供给，女性则会减少劳动供给。那么，婚姻状态是否是性别比影响个体劳动供给的渠道之一？本文通过 Sobel-Goodman 中介效应检验以及引入交互项的形式进行探讨。表7汇报了检验结果，其中前3列为男性，后3列为女性。第（1）、（2）列为男性劳动参与的 Sobel-Goodman 中介效应检验，（4）、（5）列为女性劳动参与的 Sobel-Goodman 中介效应检验。在引入婚姻状态变量之后，基准估计中性别比的估计系数绝对值均大大降低，男、女样本中 Sobel-Z 统计量分别为 65.79 和 -46.44，均在 1% 的置信水平下显著，并且总中介效应分别达到总效应的 60.8% 和 80.6%。上述结果说明，婚姻市场表现是性别比影响个体劳动供给的一个至关重要的渠道。

性别比与婚姻状态交互项的系数也比较有意义，表7中第（3）和第（6）列为分别向男、女劳动参与的基准模型中引入婚姻状态以及婚姻状态和性别比的交互项的估计结果。整体来看，已婚男性的劳动参与率显著高于未婚男性，而已婚女性的劳动参与率显著低于未婚女性。性别比与婚姻状态交互项的估计系数在男性样本中显著为负，在女性样本中则显著为正。上述结果非常值得解读，性别比的提升会导致已婚男、女性与未婚男、女性之间在劳动供给上的差异显著缩小。性别比越高，未婚男性的劳动参与率和劳动时间与已婚男性之间的差异越小，已婚女性的劳动参与率和劳动时间与未婚女性之间的差异也会越小。这意味着，性别比越高，男性为寻求配偶或是维持婚姻关系稳定需要付出的努力越多，其中未婚男性尤甚，因而未婚男性与已婚男性在劳动供给上的差异可能会越小；女性则会从“相对稀缺性”中获益更多，相对而言未婚女性则可能成为婚姻市场上的“抢手货”，因而观察到已婚女性和未婚女性在劳动供给上的差异也越小。

表 7 中介效应检验——婚姻状态

	男性			女性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	被解释变量: 劳动参与					
性别比	0.072 *** (0.003)	0.028 *** (0.003)	0.035 *** (0.008)	-0.026 *** (0.004)	-0.007 ** (0.004)	-0.066 *** (0.008)
婚姻状态	—	0.074 *** (0.001)	0.160 *** (0.028)	—	-0.085 *** (0.002)	-0.689 *** (0.041)
性别比 * 已婚	—	—	-0.018 ** (0.006)	—	—	0.129 *** (0.009)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市 FE	是	是	是	是	是	是
Sobel-Z stat	—	65.79	—	—	-46.44	—
总中介效应	—	60.8%	—	—	80.6%	—

注: 括号内为稳健标准误; * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01; 所有回归中均控制了前定的个人人口统计学特征, 以及城乡虚拟变量和城市固定效应。

资料来源: 根据 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据计算得到。

(二) 性别比与相对议价能力

上一节本文证实了婚姻市场表现是性别比影响个体劳动供给的重要渠道, 这一渠道背后的支撑理论是性别比的变化会影响男、女双方在婚姻市场及家庭中的议价能力。

Du et al.(2015) 使用 CGSS (中国综合社会调查) 2006 年调查数据检验了性别比对于我国婚姻匹配模式的影响, 发现性别比的提升使得女性更容易实现“向上婚姻”, 即更有可能找到自身条件和家庭条件优于自己的男性。结合本文关于我国性别比的提升给男性带来“婚姻挤压”的证据, 意味着我国性别比的提升的确使女性的婚姻市场议价能力得到提升。

那么性别比的变化是否会影响家庭内部的议价能力? 本文进一步使用第三期中国妇女社会地位调查数据对此加以探讨。该数据源自全国妇联和国家统计局联合执行的一项关于我国妇女社会地位的调查, 调查年份为 2010 年。被解释变量来自问题“在下列家庭事务的决定上, 你们夫妻通常以谁的意见为主?”, 具体包括: 第一, 家庭日常开支, 第二, 购买大件商品/大型农机具, 第三, 买房/盖房, 第四, 从事什么生产/经营, 第五, 投资/贷款, 第六, 孩子升学/择校, 涵盖了家庭生活中的绝大部分决策, 以数字 1~3 分别代表“丈夫”、“妻子”以及“共同商量”,

本文在此对其进行重新编码，使数字 1~3 分别代表“丈夫”、“共同商量”和“妻子”，即使得越小的数值代表家庭中女性的相对地位越低，从而得到反映家庭内部相对地位的 6 个变量，另外还将每个变量的得分进行加总，得到一个反映家庭内部相对地位的总指数。核心解释变量性别比的计算方法与上文中相同，为了统一性别比指标口径以及更为精确反映不同年龄个体在潜在匹配对象群体上的差异，本文在这里所使用的人口数据依然来自 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据，但限于中国妇女社会地位调查数据仅提供精确的省份代码，这里计算的是省级性别比指标，并提供了分别使用依丈夫年龄匹配和依妻子年龄匹配的性别比的估计结果。其他控制变量主要包括家庭中夫妻双方的人口统计学特征，比如丈夫的年龄、受教育水平和收入水平，妻子的年龄、受教育水平和收入水平，以及家庭规模。另外还控制了城乡虚拟变量，以及一系列地区虚拟变量。具体结果如表 8，第（1）到第（6）列分别为性别比对女性在日常开支、大件商品购买、买房建房、生产经营、投资贷款以及子女升学择校这六个方面话语权的估计结果，第（7）列为性别比对合成的总家庭地位指数的估计结果。可以看出，以妻子年龄匹配的性别比对除了“生产经营”之外的其他反映女性在家庭内部相对地位的五个方面指标有显著正向影响，对家庭地位总指数的影响也显著为正。

表 8 性别比与家庭地位（使用妻子年龄匹配性别比）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	日常开支	大件商品	买房建房	生产经营	投资贷款	子女升学	家庭地位
性别比	0.075* (0.043)	0.065* (0.035)	0.054* (0.032)	-0.005 (0.036)	0.068* (0.036)	0.109*** (0.035)	0.337* (0.187)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测数	17505	17362	16292	14803	13333	15211	11385

注：括号内为稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据和 2010 年第三期中国妇女社会地位调查数据计算得到。

为检验上述结果的稳健性，本文同时汇报了依丈夫年龄匹配的性别比对家庭内部女性话语权的回归结果。如表 9 所示，性别比对女性在家庭中的相对地位依然有显著正向影响。因此可以明确，我国性别比的提升也使得女性在家庭内部的议价能力得到提升。

表9 性别比与家庭地位（使用丈夫年龄匹配性别比）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	日常开支	大件商品	买房建房	生产经营	投资贷款	子女升学	家庭地位
性别比 [*]	0.059 (0.045)	0.076 ^{**} (0.036)	0.065 ^{**} (0.033)	0.076 ^{**} (0.038)	0.083 ^{**} (0.037)	0.095 ^{***} (0.035)	0.355 [*] (0.192)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测数	16439	16301	15304	13919	12594	14287	10751

注：括号内为稳健标准误；* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01；控制变量与前文相同，包括丈夫特征、妻子特征和家庭层面特征，以及城乡虚拟变量。

资料来源：根据2005年1%人口抽样调查微观数据和2010年第三期中国妇女社会地位调查数据计算得到。

（三）两种效应的检验：“非劳动收入效应”和“替代效应”是否存在

正如前文，性别比的提升会提高女性在婚姻市场以及家庭内部的议价能力（Angrist, 2002），从而使女性获取更高的“准工资”（Grossbard-Shechtman, 1984），“分享规则”也会使家庭结构及资源分配对女性更为有利（Chiappori, 1992；Rapoport et al., 2011），包括女性在婚姻市场更容易找到收入职业等优于自己的配偶，这体现了女性的“非劳动收入效应”。正是由于这一效应的存在，使得女性劳动供给下降。既有文献提供了确凿证据，比如Abramitzky et al.(2010)利用第一次世界大战对性别比的外生负向冲击（男寡女多），检验法国性别比与婚姻匹配模式发现，一战后的男性更容易找到职业和收入等方面均优于自己的女性。Du et al.(2015)利用中国数据发现，性别比越高，女性越容易找到收入更高的配偶。随着性别比的提升，家庭资源的分配会对女性更为有利。上一节已经验证性别比的提升会导致我国女性家庭内部相对地位和话语权的上升，本文在表10中进一步提供了关于性别比与女性经济自主权的正向关系证据，即随着性别比的提升，女性在处理经济相关事务上的自主权也得以增强。结合以上论据，确定了性别比提高给女性带来了“非劳动收入效应”，从而降低市场劳动供给。

根据经典的劳动供给理论，由于个体时间资源是有限的，因而其家务劳动和市场劳动存在替代关系。性别失衡会加速女性家务劳动对市场劳动的替代（反映为“替代效应”），导致对女性家庭劳动需求的上升（Grossbard-Shechtman, 1984），其结果是女性市场劳动供给下降。反观男性，为应对激烈的婚姻市场竞争，他们必须花费更多精力投身于市场劳动。

在这里仍使用第三期中国妇女社会地位调查数据进行验证，所使用被解释变量为个体近一年来承担的家务劳动情况，包括如下七个方面：第一，做饭，第二，洗碗，第三，洗衣服、做卫生，第四，日常家庭采购，第五，照料孩子生活，第六，辅导孩

表 10 处理经济相关事务的自主权

	(1)	(2)	(3)
	购买贵重物品	工作/外出学习	资助父母
性别比	0.198 *** (0.081)	0.331 *** (0.097)	0.153 ** (0.076)
控制变量	是	是	是

注：括号内为稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；被解释变量来自 2010 年第三期中国妇女社会地位调查的问题“在下列事务的处理上，是否能以自己的意见为主？”，包括购买自己用的贵重物品、工作/外出学习、资助自己的父母三个方面，以数字 1~4 分别代表“完全不可以”、“基本不可以”、“基本可以”和“完全可以”，即数值越大代表自主性越强；控制变量与前文相同，包括丈夫特征、妻子特征和家庭层面特征，以及城乡虚拟变量。

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据和 2010 年第三期中国妇女社会地位调查数据计算得到。

子功课，第七，照料老人。按照其承担状况进行编码，将“从不”赋值为 1，“很少”赋值为 2，“约一半”赋值为 3，“大部分”赋值为 4，“全部”赋值为 5，即数值越高代表承担相应家务劳动越多。性别比对家务劳动承担的估计结果见表 11，由女性子样本估计结果可知，性别比的估计系数均显著为正，说明性别比越高，女性会承担更多的家务劳动。由男性子样本估计结果可知，性别比变量估计系数均不显著。这意味着，在性别失衡背景下，女性要更多地回归家庭承担家务，从而替代了市场劳动，这也就是造成了女性劳动参与下降的原因之一。实证结果验证了性别比升高对女性劳动供给产生负向“替代效应”这一假说。

表 11 性别比与女性家务劳动

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	做饭	洗碗	洗衣服做卫生	日常家庭采购	照料孩子生活	辅导孩子功课	照料老人
女性样本							
性别比	0.352 *** (0.097)	0.422 *** (0.095)	0.346 *** (0.086)	0.574 *** (0.094)	0.257 ** (0.104)	0.417 *** (0.158)	0.332 *** (0.126)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测数	7841	7841	7843	7840	6885	5651	5928
男性样本							
性别比	-0.018 (0.105)	0.146 (0.103)	0.106 (0.099)	-0.122 (0.108)	-0.001 (0.100)	0.104 (0.142)	0.092 (0.114)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测数	6552	6553	6557	6554	5760	4889	5189

注：括号内为稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据和 2010 年第三期中国妇女社会地位调查数据计算得到。

五 结论与启示

中国的性别比偏高现象由来已久，对婚姻市场和劳动力市场影响深远。本文利用 2005 年 1% 人口抽样调查数据以及 2010 年第三期中国妇女社会地位调查数据，考察性别比变化对婚姻及个体劳动供给决策的影响。研究发现，性别比提升导致我国男性相对于女性的结婚率显著降低，男性在婚姻市场受到“梯度挤压”，女性更容易找到条件优于自己的配偶，且在家庭内部的相对地位显著上升。男性为使自己在婚姻市场更有竞争力，会提高劳动参与率，而由于性别比提升所引致的“非劳动收入效应”及“替代效应”，女性劳动参与率下降。中介效应检验的结果证实了婚姻是性别比影响个体劳动力市场表现的重要中介渠道。上述结果呼应了我国劳动参与率的演化路径，即性别比失衡给男性劳动参与的正向影响抵消了男性劳动参与率的部分下降趋势，对女性劳动参与的负向冲击则进一步助长了女性劳动参与率的下降势头，从而呈现出女性劳动参与率的下降速度高于男性的态势。

需要说明的是，从婚姻和劳动力市场来看，女性因稀缺而显珍贵，但这却是以“消失的女孩”的生存权乃至整个社会的福祉为代价。因此，采取切实措施，综合治理性别比长期偏高现象，不仅关乎性别公平，更关系着人口安全和整个社会的长治久安。

附录：

附表 1 婚姻挤压的异质性分析

	被解释变量：婚姻状态							
	农业户口		非农户口		高中及以下		大专及以上	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
性别比	—	0.635 *** (0.003)	—	0.525 *** (0.006)	—	0.612 *** (0.003)	—	0.559 *** (0.006)
性别比 * 性别	—	-0.026 *** (0.005)	—	-0.006 (0.008)	—	-0.020 *** (0.004)	—	0.012 (0.008)
性别	-0.095 *** (0.001)	0.015 (0.021)	-0.076 *** (0.001)	-0.053 (0.034)	-0.100 *** (0.001)	-0.018 (0.020)	-0.068 *** (0.001)	-0.128 *** (0.038)
城市 FE	是	是	是	是	是	是	是	是

注：括号内为稳健标准误；* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据计算得到。

附表 2 婚姻挤压的异质性分析

被解释变量：婚姻状态			
(1)		(2)	
性别比 * 性别 * 户口	0.027 *** (0.006)	性别比 * 性别 * 教育	0.034 *** (0.009)
户口 * 性别	0.095 ** (0.040)	教育 * 性别	0.113 *** (0.043)
性别比 * 性别	-0.030 *** (0.005)	性别比 * 性别	-0.029 *** (0.004)
性别比 * 户口	是	性别比 * 教育	是
户口	是	教育	是
性别	是	性别	是

注：括号内为稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；户口为虚拟变量，1 代表非农户口，0 代表农业户口；教育为表示受教育水平高低的虚拟变量，受教育水平为大专及以上学历为 1，高中及以下为 0。

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据计算得到。

参考文献：

- 蔡昉、王美艳 (2004)，《中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义》，《中国社会科学》第 4 期，第 68 - 79 页。
- 姜全保、李波 (2011)，《性别失衡对犯罪率的影响研究》，《公共管理学报》第 1 期，第 71 - 80 页。
- 穆光宗、余利明、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，第 81 - 88 页。
- 卿石松 (2008)，《教育回顾、城市婚姻与就业歧视——女研究生比例上升的经济解析》，《中国高教研究》第 9 期，第 21 - 24 页。
- 魏下海、董志强、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，第 129 - 146 页。
- Abramitzky, Ran, Adeline Delavande & Luis Vasconcelos (2010). Marrying Up: The Role of Sex Ratio in Assortative Matching. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3

(3), 124 – 157.

- Amuedo-Dorantes, Catalina & Shoshana Grossbard (2007). Cohort-Level Sex Ratio Effects on Women's Labor Force Participation. *Review of Economics of the Household*, 5 (3), 249 – 278.
- Angrist, Josh (2002). How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second Generation. *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (3), 997 – 1038.
- Barber, Nigel (2003). The Sex Ratio and Female Marital Opportunity as Historical Predictors of Violent Crime in England, Scotland, and the United States. *Cross-Cultural Research*, 37 (4), 373 – 392.
- Bulte, Erwin, Nico Heerink & Xiaobo Zhang (2011). China's One-Child Policy and 'the Mystery of Missing Women': Ethnic Minorities and Male-Biased Sex Ratios. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 73 (1), 21 – 39.
- Chen, Yuyu, Hongbin Li & Lingsheng Meng (2013). Prenatal Sex Selection and Missing Girls in China: Evidence from the Diffusion of Diagnostic Ultrasound. *Journal of Human Resources*, 48 (1), 36 – 70.
- Chiappori, Pierre-André (1992). Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*, 100 (3), 437 – 467.
- Chiappori, Pierre-André, Bernard Fortin & Guy Lacroix (2002). Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply. *Journal of Political Economy*, 110 (1), 37 – 72.
- Chiswick, Barry (1985). The Labor Market Status of American Jews: Patterns and Determinants. *The American Jewish Year Book*, 85, 131 – 153.
- Cox, Oliver (1940). Sex Ratio and Marital Status Among Negroes. *American Sociological Review*, 5 (6), 937 – 947.
- Drèze, Jean & Reetika Khera (2000). Crime, Gender, and Society in India: Insights from Homicide Data. *Population and Development Review*, 26 (2), 335 – 352.
- Du, Julan, Yongqin Wang & Yan Zhang (2015). Sex Imbalance, Marital Matching and Intra-household Bargaining: Evidence from China. *China Economic Review*, 35, 197 – 218.
- Ebenstein, Avraham (2010). The "Missing Girls" of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy. *The Journal of Human Resources*, 45 (1), 87 – 115.
- Edlund, Lena, Hongbin Li, Junjian Yi & Junsen Zhang (2013). Sex Ratios and Crime;

- Evidence from China. *Review of Economics and Statistics*, 95 (5), 1520 – 1534.
- Freiden, Alan (1974). The United States Marriage Market. *Journal of Political Economy*, 82 (2), S34 – S53.
- Goldin, Claudia (1990). *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*. New York: Oxford University Press.
- Griskevicius, Vladas, Noah Goldstein, Chad Mortensen, Jill Sundie, Robert Cialdini & Douglas Kenrick (2009). Fear and Loving in Las Vegas: Evolution, Emotion, and Persuasion. *Journal of Marketing Research*, 46 (3), 384 – 395.
- Grossbard-Shechtman, Amyra (1984). A Theory of Allocation of Time in Markets for Labour and Marriage. *The Economic Journal*, 94, 863 – 882.
- Guttentag, Marcia & Paul Secord (1983). *Too Many Women? The Sex Ratio Question*. California: Sage Publications.
- Hudson, Valerie & Andrea Den Boer (2002). A Surplus of Men, a Deficit of Peace: Security and Sex Ratios in Asia's Largest States. *International Security*, 26 (4), 5 – 38.
- Li, Hongbin & Hui Zheng (2009). Ultrasonography and Sex Ratios in China. *Asian Economic Policy Review*, 4 (1), 121 – 137.
- Mincer, Jacob (1985). Intercountry Comparisons of Labor Force Trends and of Related Developments: An Overview. *Journal of Labor Economics*, 3 (1), S1 – S32.
- Rapoport, Benoit, Catherine Sofer & Anne Solaz (2011). Household Production in a Collective Model: Some New Results. *Journal of Population Economics*, 24 (1), 23 – 45.
- Smith, James & Michael Ward (1984). Women's Wages and Work in the Twentieth Century. *RAND Document*, No. R – 3119 – NICHD.
- Taylor, Peter & Michael Bulmer (1980). Local Mate Competition and the Sex Ratio. *Journal of Theoretical Biology*, 86 (3), 409 – 419.
- Wei, Shang-Jin & Xiaobo 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, Shang-Jin & Xiaobo Zhang (2011b). Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People's Republic of China. *NBER Working Paper*, No. 16800.
- Weir, Laura, James Grant & Jeffrey Hutchings (2011). The Influence of Operational Sex Ratio on the Intensity of Competition for Mates. *The American Naturalist*, 177 (2),

167 – 176.

Wilson, Margo & Martin Daly (1985). Competitiveness, Risk Taking, and Violence: The Young Male Syndrome. *Ethology and Sociobiology*, 6 (1), 59 – 73.

Sex Imbalance, Marriage Squeeze and Labor Market Supply

Wang Linfeng¹, Yu Lingzheng² & Jin Zhao³

(The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University¹;

School of Economics and Finance, Huaqiao University²;

Lingnan College, Sun Yat-sen University³)

Abstract: The sex imbalance, or “female deficit”, will profoundly affect both the competition mechanism between men and women inside marriage market and the supply decision of the labor market. With the 2005 one-percent population sampling survey data and the 3rd China Women Status Survey, this paper examines the effects of sex structure on marriage market and individuals’ labor market outcome. The results show that higher sex ratio is significantly associated with lower bargaining power of men in the local marriage market, among them the rural males with lower education are the worst affected. Through the intermediary mechanism of marriage squeeze, the increase of sex ratio in an area will force men to make more efforts in the local labor market. Consequently, the male labor participation rate increases significantly, while the female labor participation rate is significantly lower. The results also show that gender imbalance has brought “non-labor income effect” and “substitute effect” to female labor supply. This paper provides solid evidences for assessing the economic impact of gender imbalance as well as insights for new policy.

Keywords: sex ratio, labor force participation, marriage market, relative status

JEL Classification: C23, C43, F14, L60

(责任编辑: 王 藻)