

## 家庭男孩比重影响了流动人口创业吗？

钟粤俊 董志强 林文炼\*

**内容提要** 本文利用广东省流动人口卫生计生动态监测调查数据，研究了家庭男孩比重是否影响流动人口的创业行为。结论表明：男孩比重越高的流动人口家庭，其创业的可能性越大。家庭男孩比重对流动人口家庭创业的影响会因家庭规模、城乡差异、创业方式以及子女是否与父母同住等而有差异。本文还发现，当前性别失衡的现状导致男孩比重高的家庭面临更大的婚配市场竞争压力，尤其在婚配竞争大、婚配成本高或对婚配压力承受能力低的地区，家庭男孩比重的提升会更显著地促进流动人口创业。最后，本文用全国层面的数据进行扩展，发现男孩比重对流动人口的创业行为在全国层面也有正向影响。

**关键词** 家庭男孩比重 创业 流动人口 婚配市场

### 一 引言

近三十年来，中国的出生人口性别比（男性数量/女性数量）日益失衡，且有恶化的趋势（Wei & Zhang, 2011a），其中广东省的性别失衡现象尤为严重<sup>①</sup>。男多女少的

\* 钟粤俊，上海交通大学安泰经济与管理学院，电子邮箱：yuejunzhong1@sjtu.edu.cn；董志强，华南师范大学经济与管理学院、华南师范大学经济行为科学重点实验室、华南师范大学华南市场经济研究中心，电子邮箱：dongzhiqiang@m.scnu.edu.cn；林文炼，中山大学岭南学院，电子邮箱：linwlian@mail2.sysu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金面上项目（71473089）、广东省委宣传部打造“理论粤军”重点课题（WT1410）和广东省教育厅人文社科重大项目（2014WZDXM014）的资助。

① 根据历次全国人口普查数据，广东省的出生人口性别比远高于全国平均水平：1982年广东省出生人口性别比为1.11，1990年为1.12，2000年为1.30（仅次于海南省，居全国第二），2010年出生人口性别比虽有下降，但仍高达1.20。

人口性别失衡,会带来一系列的社会经济后果。研究发现,性别失衡使未婚男性及其家庭为婚配竞争而储蓄,进而提高经济体中的储蓄率,使得消费被推迟(Wei & Zhang, 2008, 2011b),也使男女在婚姻中的相对地位和成婚成本发生变化(Wei & Zhang, 2011b; Guilmoto, 2012)。婚姻市场中男性群体的竞争压力和婚配成本的上升,导致家庭对男孩的偏好下降(董志强、钟粤俊, 2016)。也有研究发现,性别失衡导致的婚姻挤压会提高犯罪率,影响社会稳定(Mazur & Michalek, 1998; Hesketh & Zhu, 2006; Sampson et al., 2006; 姜全保、李波, 2011)。女性则从性别失衡中获得更高的婚姻市场议价能力或家庭发言权(Samuelsan, 1985; Davies & Zhang, 1997; Porter, 2009a, 2009b)。上述研究表明,性别失衡会影响家庭决策行为,拥有未婚男性的家庭受到婚配压力的影响更大<sup>①</sup>。

一般来说,家庭财富等差异会影响男性在婚姻市场中的相对地位。为了使男性在婚配市场中脱颖而出,家庭可以通过以下方式提高男性在婚姻市场中的竞争力。首先,家庭可以通过创业或教育投资等方式提高社会地位。Wei & Zhang (2011a)和Yuan et al.(2012)利用中国数据发现,在性别失衡严重的地区,有男孩的家庭更愿意承担风险,通过创业提高其在婚姻市场上的竞争力。魏世勇(2015)利用中国健康与营养调查(CHNS)数据发现,在性别失衡的农村,有男孩的农户会更多地选择创业。荣昭等(2013)利用农村金融调查数据发现,在性别失衡严重的地区,有男孩的家庭迫于择偶压力而选择创业的可能性更高。Chiappori et al.(2009)和金烨等(2011)认为,投资于教育可以在劳动力市场和婚姻市场上获得较高的回报,教育在提高个人社会地位的同时,会提高个人在婚姻市场上的议价能力。Wei & Zhang (2011a)指出,更努力或更长时间的工作有助于提高社会地位。其次,家庭可以通过购房等显示经济地位的资产来提高自身竞争力。Wei et al.(2012)将住房视为一种地位性商品,婚姻市场上的竞争会导致家庭追求超过自身消费能力和需求的住房以提高社会地位。最后,家庭可以通过流动的方式缓解婚配市场压力。Li & Yi (2015)认为,孩子的性别会影响家庭流动决策,以提高子女(尤其是儿子)在婚姻市场上的相对地位。部分文献讨论了性别失衡如何影响家庭决策,但鲜有文献讨论性别失衡背景下家庭子女结构如何影响家庭(尤其是流动人口家庭)决策。

中国正处于城市化快速发展的阶段,其特征是人口流动规模大且频繁。近年来,

<sup>①</sup> 其他条件相同的情况下,性别失衡越严重的地区,婚配压力越大。从该角度看,婚姻市场中的婚配压力源于性别失衡。

中国流动人口规模虽然有所下降，但是仍然很大，2017年流动人口达到2.44亿人，超过总人口的17%<sup>①</sup>。一方面，流动人口推动了中国城市化快速发展（陈丙欣、叶裕民，2013）。另一方面，流动人口是社会经济活动的重要组成部分，对社会经济发展做出了贡献（段平忠、刘传江，2005；张力、吴开亚，2013；张力，2015）<sup>②</sup>。广东省既是改革开放以来中国经济发展的代表，也是人口流入大省，其流动人口规模占全省常住人口的30%左右，占中国全部流动人口的13%左右<sup>③</sup>。研究流动人口问题，对了解中国和广东省经济增长的动力和模式具有极其重要的意义。

创业是既有文献中衡量家庭经济活动及地位的重要指标（李雪莲等，2015；王菁、张锐，2017），并且对社会经济增长的影响也较为明显（李宏彬等，2009），是低收入群体实现收入向上流动的重要通道（陈刚，2015）。2014年9月，李克强总理在夏季达沃斯论坛上发出“大众创业、万众创新”的号召，凸显了创业的重要性。基于此，本文利用全国流动人口卫生计生动态监测调查数据，研究广东省流动人口的男孩比重对流动人口家庭创业行为的影响。

本文的逻辑思路是：20世纪80年代中国执行的计划生育政策和中国男孩偏好的传统观念导致性别失衡（男多女少）问题日益严重，婚姻市场中男性之间的竞争越来越激烈，使得婚配成本（尤其是男性面临的成本）升高（Wei & Zhang, 2011b）<sup>④</sup>，这导致有男孩的家庭面临的婚配压力更大。男孩比重高的家庭，考虑到家庭及其孩子将来在婚姻市场竞争中所面临的压力，他们会通过其他途径来提升男孩在婚配市场中的竞争力（Wei & Zhang, 2011b），而创业是增加财富的有效渠道之一（Wei & Zhang, 2011a；Yuan et al., 2012；荣昭等，2013；魏世勇，2015）。因此，我们借鉴Wei & Zhang（2011a, 2011b）等提出的性别失衡导致婚配市场竞争上升进而导致创业概率增加的思路，提出以下待证明的婚配竞争假说：在婚配竞争大、婚配成本高以及对婚配

① 来自 [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201802/t20180228\\_1585631.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201802/t20180228_1585631.html)。

② 段平忠和刘传江（2005）发现，人口流动对地区经济增长的贡献长期存在。1996-2003年，流动人口对东部、中部和西部地区经济增长的贡献率分别达到1.982%、0.073%和4.204%。

③ 根据《中华人民共和国2015年国民经济和社会发展统计公报》（[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201602/t20160229\\_1323991.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201602/t20160229_1323991.html)），2015年全国流动人口为2.47亿人；根据《“十二五”时期广东人口发展状况分析》（[http://www.gdstats.gov.cn/tjzl/tjfx/201608/t20160804\\_341431.html](http://www.gdstats.gov.cn/tjzl/tjfx/201608/t20160804_341431.html)），广东省的流动人口达到3202万人，常住人口1.08亿（2015年底）。

④ 有必要说明的是，引起婚配成本上升的原因是多方面的，性别失衡是导致婚配成本上升的重要原因。

压力的承受能力低的地区或家庭，男孩比重越高的家庭选择创业等积累财富的方式会更加明显。

我们发现：第一，在控制家庭子女个数的条件下，家庭男孩比重对流动人口的创业行为有显著的正向影响，即男孩比重越高的家庭，创业的概率显著更高，同时家庭男孩比重对流动人口创业概率的影响因家庭和社会特征而有差异；第二，本文对婚配竞争假说进行了检验，证实了在婚配竞争大、婚配成本高和对婚配压力承受能力低的地区或家庭，家庭男孩比重提高会显著促进流动人口创业；第三，利用全国层面的数据，本文发现家庭男孩比重对流动人口创业行为的影响在全国范围内也适用。

文章接下来的内容安排如下：第二部分是数据描述与模型设定；第三部分报告基准回归结果并进行稳健性检验，确认家庭男孩比重与流动人口创业行为的显著关系；第四部分对家庭男孩比重影响流动人口创业的机制进行检验；第五部分进一步讨论全国范围的家庭男孩比重对流动人口创业的影响；最后是总结，并透过本文的研究发现对过去广东省经济发展做出新的解释。

## 二 数据描述与模型设计

本文使用国家卫生和计划生育委员会 2012 - 2014 年全国流动人口卫生计生动态监测调查广东省的数据，其调查范围覆盖广东省的 21 个地市。既有关于创业的文献对创业给出了不同定义：Gagnon et al.(2009) 和宁光杰（2012）定义个体经营者、雇主为自我雇佣者；陈刚（2015）将创业分为“自我雇佣”和“自己是老板”两类<sup>①</sup>。本文将受访者的从业状态为雇主和自营劳动者定义为创业，并记为 1；将受访者的从业状态为雇员和其他定义为非创业，并记为 0<sup>②</sup>。由于本文考察的是家庭子女结构对流动人口创业行为的影响，我们将样本进行如下限定：第一，所有的子女出生后本次流动才发生，即受访者在流动前就完成了所有子女的生育；第二，限定子女年龄在 30 岁

① 也有文献根据研究的问题，对创业做不同类别的划分。例如，基于创业者创业动机，可以将创业划分为生存型创业和机会型创业（郭必裕，2010）。研究创业与失业的关系时，可以将创业划分为难民型创业和企业家型创业（董志强等，2012）。

② 个体是否创业是根据问题“您现在的就业身份属于哪一种？”来识别的。在基准回归中，本文将受访者回答为雇主或自营劳动者定义为创业，回答为雇员或其他为非创业。在稳健性检验中，本文也考虑其他的创业定义。

以内；第三，受访者已婚有配偶<sup>①</sup>。有必要说明的是，本文所使用的流动人口动态监测调查数据均为流动人口样本，对比流动人口家庭中男孩比重的差异如何影响流动人口家庭的创业行为，并不存在样本自选择问题，即不存在流动人口与非流动人口之间的差异。

家庭子女结构包括子女个数和男孩比重两个维度。子女个数可以理解为抚育和生活成本，一般来说子女个数和抚育、生活成本呈正相关关系。男孩比重可以理解为家庭的婚配成本压力，在给定子女个数的条件下，男孩比重越大的家庭面临的婚配压力越高。因此，我们基于子女个数的条件来讨论家庭男孩比重（在后文中简记为男孩比重）对家庭经济活动行为带来的影响，即  $f(boy\_rate_{ij} | child\_num_{ij})$ <sup>②</sup>。我们建立如下回归模型：

$$Entrepreneurship_{ij} = \beta_0 + \beta_1 boy\_rate_{ij} + \beta_2 child\_num_{ij} + X'\gamma + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$Entrepreneurship_{ij}$  表示  $j$  地区的个体  $i$  是否创业（包括雇主和自营劳动者），创业为 1，否则为 0。 $child\_num_{ij}$  表示  $j$  地区的个体  $i$  所在家庭生育的子女个数。 $boy\_rate_{ij}$  表示  $j$  地区的个体  $i$  所在家庭的男孩比重，等于个体  $i$  生育的儿子个数与生育的子女总个数的比值，属于  $[0, 1]$  的连续变量。 $X$  表示一系列控制变量，包括外生控制变量（受访者的性别、年龄、年龄的平方、民族）和“准外生”控制变量（受访者及其配偶的受教育等级和配偶民族），这些变量既会对家庭子女结构产生影响，也会对家庭创业等社会经济活动产生影响，对这些变量进行控制有助于更好识别家庭男孩比重对创业行为的净效应。在稳健性检验中本文还控制了可能受到家庭子女结构影响的部分内生变量：户口类型、流动范围、流动时间、城市固定效应。 $\varepsilon_{ij}$  表示干扰项。

① 进行这些限定是基于以下几个原因。第一，限定样本为子女出生后才发生的流动。这表明家庭子女结构是相对外生的变量，该限定的目的是为了剔除反向因果带来的内生性问题。在稳健性检验中对该限定会做适当的放宽。第二，限定子女年龄在 30 岁以内。一方面，虽然很多子女在结婚后就会脱离其父母的家庭，但现实中，很多年轻人在工作和结婚初期，还是依赖父母的帮助，例如买房买车等。另一方面，当下社会的结婚年龄在不断后推（尤其是男性），30 岁还未结婚的现象越来越普遍。第三，限定已婚有配偶。样本中回答了子女个数的均为已婚样本，其中 97.6% 属于初婚，1.1% 属于再婚，1.05% 属于离婚，0.26% 属于丧偶。实证研究中只考虑已婚有配偶的样本，即使将离婚和丧偶的样本也考虑进来，我们的结论并没有发生显著的变化。

② 其中， $boy\_rate_{ij}$  反映的是家庭男孩比重， $child\_num_{ij}$  反映的是子女个数。若只考虑男孩比重是无法完全反映婚配成本的。例如，有 1 个男孩子的家庭的男孩比重为 1，有 4 个孩子且全是男孩家庭的男孩比重也是 1，很明显后者的婚配压力更大。



由于 $Entrepreneurship_{ij}$ 是虚拟变量,故采用 Probit 或 Logit 非线性回归模型进行估计(进行类似处理的有李雪莲等,2015)。 $\beta_1$ 反映家庭男孩比重对流动人口创业行为的影响,是一个概率上的意义,是本文重点关注的系数。

表1给出了本文所使用的主要变量的描述性统计。可以看出,家庭男孩比重的均值为0.61,这与广东家庭存在男孩偏好的现实相一致,其最大值1和最小值0分别表明:确实有被访者家庭全都是男孩或是女孩。子女个数的均值为1.59,表明家庭规模大多是1~2个孩子。表1还提供了其他主要变量的描述统计。

表1 主要变量描述性统计

变量分类	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
基准 回归变量	雇主与自营劳动力为1,其他为0	12979	0.38	0.49	0	1
	雇主为1,其他为0	12979	0.11	0.32	0	1
	自营劳动力为1,其他为0	12979	0.27	0.44	0	1
	男孩比重 = 男孩个数/子女个数	12979	0.61	0.39	0	1
	子女个数	12979	1.59	0.69	1	6
	年龄	12979	38.23	6.95	21	61
	年龄平方	12979	1510.00	538.70	441	3721
	性别(女性为1,男性为0)	12979	0.49	0.50	0	1
	民族(汉族为1,其他为0)	12979	0.95	0.22	0	1
	受教育等级(值越大等级越高)	12979	3.22	0.93	1	8
	配偶受教育等级(值越大等级越高)	12979	3.21	0.90	1	8
	配偶民族(汉族为1,其他为0)	12979	0.95	0.22	0	1
扩展 回归变量	户口类型(城市为1)	12979	0.11	0.31	0	1
	流动范围(值越大范围越大)	12979	2.72	0.49	1	3
	流动时间(年)	12979	4.30	3.43	1	24
机制变量	城市0~49岁性别比	12961	1.15	0.05	1.00	1.22
	是否珠三角城市(是为1,否为0)	12979	0.92	0.27	0	1
	流动年份(年)	12979	2010	3.53	1990	2014
	是否拥有房产(是为1,否为0)	12979	0.10	0.29	0	1

注:受教育等级的1~8分别指:文盲、小学、初中、高中、中职中专、大专、本科、研究生;流动范围1~3分别指:市内跨县流动、省内跨市流动、跨省流动。

资料来源:根据2012-2014年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据计算得到。

### 三 基准回归与稳健性检验

#### （一）基准回归

表2第(1)~(4)列给出了家庭男孩比重对流动人口创业影响的基准回归，其中第(1)列只考虑受访者家庭的男孩比重和子女个数，即考虑在给定受访者子女个数的条件下男孩比重对流动人口创业的影响；第(2)列增加控制受访者所在城市的固定效应和受访时间固定效应，即控制了不同地区和不同年份后家庭子女结构对流动人口创业的影响；第(3)列增加了受访者的年龄、性别和民族等外生变量，即控制了受访者个人特征后子女结构对流动人口创业的影响；第(4)列增加了受访者和其配偶的教育水平、配偶的民族等准外生控制变量。以上所有回归结果均表明：家庭子女结构（包括男孩比重和子女个数）对受访者创业有显著的正向促进作用，即家庭的子女结构会显著激励创业。以第(4)列为例，男孩比重增加1%，家庭创业概率显著增加0.078%；子女个数增加1%，家庭创业概率显著增加0.255%。

再观察控制变量的影响。可以发现，配偶的受教育等级对流动人口创业没有显著影响，但年龄、性别、民族、受教育等级和配偶的民族对流动人口创业均有显著的影响。其中，少数民族创业所面临的问题（例如融入地方更困难等）比汉族更多；受教育等级越高，获得好职位和高工资的概率更高（Nziramanga & Lee, 2001）；男性比女性、青年比老年愿意承担更大的风险。因此，对流动人口来说，夫妻双方都是汉族、受教育等级越低的男性中青年的创业意愿最高；夫妻双方均是少数民族、受教育等级越高的老年女性的创业意愿最低<sup>①</sup>。

#### （二）稳健性检验

首先，对比不同回归方法的估计结果。考虑到Probit回归和Logit回归对于干扰项的分布的假定分别是服从正态（Normal）和逻辑斯谛（Logistic）分布，在模型设定正确的条件下，这两种估计方法得到的结论相似。在大样本的情况下，普通最小二乘（OLS）和Probit回归模型的估计结果没有太大差异。表2第(5)~(6)列分别用Probit和线性概率模型（LPM）回归得出家庭子女结构对流动人口创业的影响，结论均表明

<sup>①</sup> 根据实证结果，年龄对创业的影响是一个倒U型结构，顶点在39岁时达到，即 $0.078 / (0.001 * 2) = 39$ 。

男孩比重对创业会有显著的正向促进作用，同表2第（4）列相似。

其次，考虑控制更多的影响因素<sup>①</sup>。在表2第（4）列基础上增加控制受访者户口类型、流动范围和流动时间变量，结论表明家庭男孩比重对流动人口创业有显著的正向影响，与基准回归一致，即考虑了主要的控制变量后，更多地控制其他变量对结论并不产生影响。

最后，适当放宽对“所有的子女出生后本次流动才发生”的样本限制条件，将该限制改为受访者本次流动时间比第一个孩子出生时间晚，结论表明家庭男孩比重对流动人口的创业有显著的正向影响，与基准回归一致<sup>②</sup>。

### （三）考虑内生性问题

一方面，考虑到有读者可能会质疑家庭男孩比重并不是外生决定的（由于有B超等性别鉴定技术），我们前面得到的估计结果可能会有偏误。另一方面，因为第一胎生育子女的性别相对较为外生（Li & Yi, 2015），本文对样本中第一胎男女性别比进行统计，发现一胎的性别比在1.05左右，即第一胎存在性别选择的概率较小，这与既有文献发现的结论类似。参照Li & Yi（2015）的做法，本文利用受访者家庭的第一胎子女是否为男性作为家庭男孩比重的工具变量。具体而言，将家庭中第一胎为女孩记为1，第一胎为男孩记为0，构建“第一胎是否男孩”变量。

表2第（7）~（8）列给出了第一胎是否男孩作为家庭男孩比重工具变量的IV Probit回归结果。第（7）列为第一阶段回归结果，第一胎是否男孩变量的回归系数显著为负，表明一胎为女孩的家庭男孩比重显著越低；第（8）列为第二阶段回归结果，家庭男孩比重显著增加了流动人口创业概率<sup>③</sup>。对比第（4）和第（8）列回归系数可以发现，Probit和IV\_Probit估计系数没有太大差异。一方面，虽然家庭男孩比重并非外生，但是在本文的样本选取过程中，将样本限定于人口流动前就完成子女生育的样本，并且本文对外生控制变量做了尽可能多的控制，因此Probit与IV\_Probit估计结果没有太大的差异。另一方面，IV\_Probit估计给出Wald检验的p值为0.32，无法在

① 实际上，基准回归对所有可观测的外生于家庭男孩比重的变量均作了控制，补充的更多控制变量实际上内生于家庭男孩比重变量（即可能受到家庭男孩比重变量的影响）。此处为了说明，即使在使用较为不规范的做法，在控制了主要的外生变量后，添加更多的其他变量，结论依旧稳健可靠。

② 上述结果未予罗列，备索。

③ 使用表2模型（6）的两阶段最小二乘（2SLS）方法进行估计，结论同第（7）~（8）列类似。结果未予罗列，备索。



10% 显著性水平上认为家庭男孩比重为内生变量（Wald 检验为外生性原假设， $H_0$ ：家庭男孩比重为外生变量）。因此，内生性问题对本文的结论并不会产生影响，后文主要采用 Probit 模型进行估计。

表 2 家庭男孩比重对创业的影响

被解释变量	是否创业(是为 1, 否为 0)						男孩比重	是否创业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
模型编号	基准回归				稳健性检验		IV 回归	
	Probit	Probit	Probit	Probit	Logit	OLS	IV_Probit	IV_Probit
模型范围	全样本	全样本	全样本	全样本	全样本	全样本	第一阶段	第二阶段
男孩比重	0.086 *** (0.024)	0.089 *** (0.026)	0.086 *** (0.025)	0.078 *** (0.027)	0.127 *** (0.043)	0.027 *** (0.009)	—	0.095 *** (0.039)
子女个数	0.271 *** (0.017)	0.276 *** (0.015)	0.274 *** (0.018)	0.255 *** (0.020)	0.415 *** (0.033)	0.094 *** (0.007)	0.003 (0.005)	0.458 *** (0.029)
年龄	—	—	0.079 *** (0.026)	0.078 *** (0.027)	0.128 *** (0.044)	0.027 *** (0.009)	0.013 *** (0.002)	0.115 *** (0.036)
年龄平方	—	—	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.002 *** (0.001)	-0.000 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)
性别	—	—	-0.181 *** (0.023)	-0.202 *** (0.025)	-0.333 *** (0.039)	-0.073 *** (0.010)	0.010 *** (0.003)	-0.270 *** (0.039)
民族	—	—	0.514 *** (0.084)	0.358 *** (0.075)	0.618 *** (0.127)	0.115 *** (0.023)	0.014 (0.012)	0.603 *** (0.122)
受教育等级	—	—	—	-0.075 *** (0.018)	-0.124 *** (0.029)	-0.027 *** (0.006)	-0.003 (0.003)	-0.117 *** (0.037)
配偶受教育等级	—	—	—	-0.010 (0.016)	-0.017 (0.027)	-0.004 (0.006)	-0.006 ** (0.003)	-0.027 (0.023)
配偶民族	—	—	—	0.241 *** (0.062)	0.406 *** (0.109)	0.080 *** (0.020)	-0.014 (0.010)	0.350 *** (0.071)
一胎是否男孩	—	—	—	—	—	—	-0.655 *** (0.017)	—
截距项	-0.794 *** (0.090)	-0.627 *** (0.042)	-2.486 *** (0.528)	-2.204 *** (0.495)	-3.624 *** (0.815)	-0.258 (0.164)	0.651 ** (0.034)	-3.361 *** (0.635)

续表

被解释变量	是否创业(是为1, 否为0)						男孩比重	是否创业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
模型编号								
模型设定	基准回归				稳健性检验		IV 回归	
	Probit	Probit	Probit	Probit	Logit	OLS	IV_Probit	IV_Probit
模型范围	全样本	全样本	全样本	全样本	全样本	全样本	第一阶段	第二阶段
控制调查年份	否	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	否	是	是	是	是	是	是	是
观测数	12979	12979	12979	12979	12979	12979	12979	12979
(伪)R <sup>2</sup>	0.016	0.036	0.046	0.049	0.049	0.062	—	—

注: \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01; 括号内为基于城市聚类稳健标准误; 表中所有 Probit、Logit 和 IV\_Probit 回归模型均转换为边际影响, 下同。

资料来源: 根据 2012 - 2014 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据计算得到。

#### (四) 流动人口创业类型的异质性比较

基于创业者创业动机, 可以将创业划分为生存型创业和机会型创业 (郭必裕, 2010)。本文基准回归将雇主或自雇劳动者视为创业, 但可能会混淆不同创业类型个体 (自我雇佣的自雇劳动者和创业的雇主) 受到家庭男孩结构的影响。表 3 将雇主和自雇劳动者分开讨论, 检验不同的创业类型受到家庭男孩比重的影响是否有区别。表 3 中是否雇主为 0 - 1 虚拟变量, 受访者回答为雇主时记为 1, 回答为雇员和其他时记为 0 (剔除自我雇佣样本); 是否自雇为 0 - 1 虚拟变量, 受访者回答为自我雇佣时记为 1, 回答为雇员和其他时记为 0 (剔除雇主样本)。表 3 第 (1) ~ (2) 列为 Probit 回归结果, 结论同表 2 第 (4) 列相似; 表 3 第 (3) ~ (6) 列为 IV\_Probit 回归结果, 结论同表 2 第 (7) ~ (8) 列相似。因此, 男孩比重对雇主和自雇劳动者的创业均有显著的正向促进作用, 且二者同基准回归相似, 因此后文分析时将雇主和自雇合并处理。

表 3 流动人口创业类型的异质性比较

被解释变量	是否雇主	是否自雇	男孩比重	是否雇主	男孩比重	是否自雇
模型编号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
模型设定	雇主和自雇分开		2SLS 回归结果			
			第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
男孩比重	0.071 *** (0.026)	0.080 ** (0.034)	—	0.074 ** (0.033)	—	0.104 ** (0.050)

续表

被解释变量	是否雇主	是否自雇	男孩比重	是否雇主	男孩比重	是否自雇
模型编号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
模型设定	雇主和自雇分开		2SLS 回归结果			
			第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
子女个数	0.245 *** (0.016)	0.260 *** (0.031)	0.014 *** (0.004)	0.245 *** (0.015)	0.004 (0.006)	0.263 *** (0.031)
一胎是否男孩	—	—	-0.687 *** (0.015)	—	-0.663 *** (0.019)	—
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
观测数	9240	11276	9240	9240	11276	11276

注：\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ；括号内为基于城市聚类稳健标准误；其他控制变量同表 2 第（4）列。  
资料来源：根据 2012 - 2014 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据计算得到。

### （五）家庭特征的异质性比较

首先，比较不同家庭规模的差异。表 4 第（1）~（2）列分别给出中小规模家庭和大规模家庭的对比结果<sup>①</sup>。不论家庭规模大小如何，男孩比重对创业均有显著的正向促进作用，但是对中小规模家庭的影响更显著，原因可能是大规模家庭还需要兼顾更高的抚育成本（有更多的子女需要抚养），导致男孩比重对创业的影响有所削弱。

其次，比较城乡之间的差异。表 4 第（3）~（4）列分别给出城市和农村的对比结果，结论表明男孩比重对农村户口的流动群体创业会有显著的正向影响，但对城市户口的流动群体创业没有显著的影响。一方面，城市生活压力比农村更高，城市中子女为男性或女性的家庭都要赚取更多的钱才能更好地在城市生活。同时，影响城市群体创业的因素太多，导致男孩比重对其影响变得不显著。另一方面，城市对男女偏好的观念被淡化，家庭的男孩比重和子女个数显著比农村低。而对农村户口样本来说，普通的生活压力没有城市户口样本大，只有在考虑到子女的婚嫁成本时才会想挣更多的钱。农村的男孩偏好观念依旧，男孩比重和男孩个数显著比城市高。

最后，比较子女是本地居住还是非本地居住（数据中包含流动人口各个子女的居住地，但本文将第一个子女的居住地作为代理）。表 4 第（5）~（6）列分别给出受访

<sup>①</sup> 本文将有 0 ~ 2 个子女的家庭记为中小规模家庭，将有 3 个及以上子女的家庭记为大规模家庭。

者子女在本地和非本地居住的回归结果，结果显示不论子女是否在本地居住，男孩比重对创业都有显著的正向促进作用，但本地居住的正向促进作用更显著（非本地居住子女可能住在受访者老家，婚配成本压力没那么大）。

表4 异质性对比

被解释变量	是否创业(是为1, 否为0)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
模型编号						
模型设定	家庭规模大小对比		城乡对比		子女居住地对比	
	中小	大	农村	城市	本地	非本地
模型范围	≤2 孩	≥3 孩	农村	城市	本地	非本地
男孩比重	0.069 *** (0.026)	0.315 ** (0.156)	0.095 *** (0.028)	-0.053 (0.044)	0.063 ** (0.032)	0.071 ** (0.036)
子女个数	0.251 *** (0.025)	0.250 *** (0.091)	0.250 *** (0.023)	0.411 *** (0.051)	0.270 *** (0.034)	0.285 *** (0.021)
其他变量	是	是	是	是	是	是
观测数	11894	1072	11556	1418	6102	6826
伪 R <sup>2</sup>	0.043	0.048	0.051	0.073	0.054	0.061

注：\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01；括号内为基于城市聚类稳健标准误；其他控制变量同表2第（4）列。  
资料来源：根据2012-2014年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据计算得到。

#### 四 机制检验

一方面，改革开放以来，广东省的出生性别比持续升高；另一方面，广东省普遍存在男孩偏好的传统，各地区出生性别比远超出正常值范围。性别失衡加剧带来的一系列后果对婚姻市场的影响较大：婚配竞争加剧、婚配成本上升、婚配承受压力变大。由于婚配竞争、成本和婚配所要承受压力的大小不能被度量，本文用性别失衡大小反映婚配市场的竞争程度，性别失衡严重，说明婚配市场的竞争程度也加深；用城市发达水平和房价反映婚配成本高低，城市发达水平和房价越高，说明婚配成本也越高；用是否拥有房产反映婚配压力承受能力大小，它是对婚姻市场外在冲击的承受能力，有房产的家庭在婚姻市场中的承受能力强。

家庭男孩比重对流动人口的创业有影响，是基于家庭考虑是否需要累积更多的财富以提高男孩在婚姻市场中的竞争力。根据婚配竞争假说，在婚配竞争大、成本高以

及对婚配压力的承受能力低的地区，男孩比重对创业的影响会更突显。

### （一）婚配竞争大小的影响

广东省各地市普遍存在着性别失衡现象。Du & Wei (2010) 认为，当性别比超出一定范围后，随着性别比的上升，会有越来越多的男性选择创业。当性别比不高时，男性不会一味地选择创业。成功的企业家固然能成功结婚，但如果创业失败，其竞争力会下滑并低于普通的打工者，从而在婚姻市场失去竞争力。当性别比例失衡程度加剧时，选择打工的男性无法结婚的概率上升，意味着创业的机会成本下降。性别失衡程度的加剧不会改变男性创业的预期回报，因为失衡程度的加剧不会影响创业成功的概率。因此，性别比例失衡程度的加剧将导致更多男性选择创业。

根据石人炳 (2013) 对性别失衡程度的划分，我们将性别比严重偏高 (1.15 及以上) 和极端严重偏高 (1.2 以上) 归为严重的性别失衡地区，这些地区的婚配竞争更激烈；将性别比偏低、正常、轻微偏高和中度偏高归为非严重地区，这些地区的婚配竞争并不激烈。存在严重性别失衡的地区，由于婚配竞争激烈导致男孩比重对流动人口创业有显著影响<sup>①</sup>。

表 5 第 (1) ~ (2) 列出婚配竞争激烈和非激烈地区的家庭男孩比重对流动人口创业影响的回归结果，结论表明，在婚配竞争激烈地区男孩比重对创业有显著的正向影响，在非激烈地区影响则不显著<sup>②</sup>。

### （二）婚配成本高低的影响

广东省内部发展较不均衡，部分城市的发展已达到发达地区标准，例如珠三角城市<sup>③</sup>；但部分地区的发展并不乐观，例如粤东和粤北等非珠三角城市。珠三角城市的结婚成本（主要是房价）更高，这些地区的家庭男孩比重对流动人口创业的影响显著。尤其是在广州和深圳，这种影响更显著，因为这两个城市的婚嫁成本（房价在 2004 年后一直稳居全国前 10）都比较高，2012 年其结婚成本均超过了 100 万（本文所使用的样本中 92% 以上是 2002 年后才发生流动，虽然个体创业时间并不一致，但城市婚配成本的高低适用于大多数样本）。由于非珠三角城市的婚配成本并不高，因此流动到这些

① 出生性别比（男/女）归为如下几类：102 及以下为偏低、102 ~ 107 正常、107 ~ 110 轻度偏高、110 ~ 115 中度偏高、115 ~ 120 严重偏高、120 以上极端严重偏高。

② 本文试着将 1.07 作为性别失衡与非失衡的分界线，结论不受影响。但这种划分下的性别非失衡地区不多，同时由于广东各地的性别失衡现象较严重和普遍，我们不采用这种划分法。

③ 珠三角城市包括：广州、深圳、佛山、东莞、珠海、中山、江门、惠州、肇庆这 9 个城市（剔除中国澳门和中国香港），非珠三角城市为广东省的其他地市。



城市的样本其家庭男孩比重对创业的影响应该不显著。基于上述逻辑，表 5 第 (3) ~ (5) 列分别给出珠三角、广州、深圳和非珠三角城市样本的家庭男孩比重对流动人口创业的回归结果，结论表明：在珠三角和广州、深圳，家庭男孩比重对流动人口创业有显著的正向促进作用，尤其在广州、深圳的影响更显著；而非珠三角城市的男孩比重对流动人口创业的影响不显著。

流动人口数据为我们提供了一个微观佐证，来证明婚配成本是男孩比重影响创业的机制。由于房价在 2003 年以后开始快速上涨，房价是决定婚配成本高低的主要因素。2003 年以前流动到本地创业时，地方婚配成本不高，这些样本的家庭男孩比重对创业的影响应该不显著；2003 年以后流动到本地创业时，地方的婚配成本高涨，这些样本家庭的男孩比重会对流动人口的创业有显著影响。

表 5 家庭男孩比重对创业影响机制检验

被解释变量	是否创业(是为 1, 否为 0)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
模型编号									
模型设定	婚配竞争大小		婚配成本高低				婚配压力承受能力		
	非激烈	激烈	城市婚配高低成本对比		流入高低成本对比		承受强	承受不强	
模型范围	非严重失衡	严重失衡	珠三角	广州、深圳	非珠三角	高成本	低成本	有房产	无房产
男孩比重	0.029 (0.034)	0.114 *** (0.037)	0.071 ** (0.028)	0.058 *** (0.017)	0.141 (0.160)	0.069 *** (0.025)	0.031 (0.147)	-0.029 (0.125)	0.090 ** (0.039)
子女个数	0.212 *** (0.029)	0.288 *** (0.030)	0.261 *** (0.019)	0.243 *** (0.014)	0.195 * (0.108)	0.259 *** (0.021)	0.174 * (0.095)	0.251 *** (0.096)	0.257 *** (0.022)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数	5597	7382	11914	5614	1065	12142	612	1229	11744
伪 R <sup>2</sup>	0.044	0.051	0.045	0.045	0.130	0.050	0.067	0.153	0.052

注：\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01；括号内为基于城市聚类稳健标准误；其他控制变量同表 2 第 (4) 列。  
资料来源：根据 2012 - 2014 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据计算得到。

本文将 2003 年以前流入的流动人口样本视为非高婚配成本时期<sup>①</sup>，2003 年后流入的流动人口视为高婚配成本时期。表 5 第 (6) ~ (7) 列分别给出高婚配成本时期

① 2003 年以前流入的创业人口中，有部分人在 2003 年后才创业。根据 2013 年调查数据，55.39% 的样本在 2003 年前从事当下的行业，只有 44.61% 的样本在 2003 年后才从事当下的行业。2003 年以前流入的流动人口中一半以上是在低婚配成本时期创业。

(2003年后流入)和非高婚配成本时期(2003年以前流入)男孩比重对流动人口创业的影响。结论表明,在高婚配成本时期,男孩比重对流动人口创业有显著的正向影响;在非高婚配成本时期,男孩比重对流动人口创业没有显著影响。

### (三) 婚配压力的承受能力的影响

对婚配市场压力承受能力不强的家庭来说,家庭男孩比重对流动人口创业会有显著的影响,因为这些家庭要提高在婚配市场的竞争力只能通过创业等途径来增加财富;对婚配市场压力承受能力强的家庭来说,家庭男孩比重对创业的影响不显著,因为承受能力强的家庭有能力应对婚配市场带来的问题,不需要通过创业来应对婚配竞争。我们用是否拥有住房作为对婚配市场压力承受能力强弱的代理(中国婚配压力主要来源于住房),不拥有房产的家庭(婚配压力承受能力弱)要通过创业等方式来增加财富以提高在婚配市场中的竞争力;拥有房产的家庭(婚配压力承受能力更大)本身在婚配市场中就占优势。

表5第(8)~(9)列分别给出按是否拥有房产分类的家庭男孩比重对流动人口创业行为的回归结果。第(8)列表明有房产群体的家庭男孩比重对创业的影响不显著,第(9)列表明没有房产群体的家庭男孩比重对创业有显著的正向影响。

### (四) 婚配竞争、成本和对婚配压力承受能力共同作用影响

我们将婚配竞争、成本和婚配压力承受能力这三种影响婚姻成本的因素结合起来,考虑家庭男孩比重对流动人口创业的影响。我们将同时满足婚配竞争大、婚配成本高和对婚配压力承受能力低的情况视为高婚配极端现象,这部分样本在婚配市场中处于劣势地位,家庭需要通过创业等方式创造更多的财富以提高在婚配市场中的地位;将同时满足婚配竞争不大、婚配成本不高和对婚配压力承受能力高的情况视为低婚配极端现象,这部分样本在婚配市场中处于相对优势地位。表6给出两种婚配极端情况下的家庭男孩比重对流动人口创业的影响结果。第(1)列表明在婚配市场处于劣势的高婚配极端样本中,男孩比重对流动人口创业有显著的正向影响;第(2)列表明在婚配市场处于相对优势的low婚配极端样本中,男孩比重对流动人口创业意愿没有显著影响。表6的结论进一步证明了婚配因素是家庭男孩比重影响流动人口创业的作用机制。以上的系列检验证明了家庭男孩比重对创业的影响受到婚配竞争假说的影响。

表 6 极端情况下的男孩比重对创业的影响

被解释变量	是否创业(是为 1, 否为 0)	
	(1)	(2)
模型编号		
模型设定	婚配竞争、成本和承受力	
模型范围	高极端	低极端
男孩比重	0.150 *** (0.054)	-0.055 (0.522)
子女个数	0.300 *** (0.030)	0.116 (0.422)
其他控制变量	是	是
观测数	6733	105
伪 R <sup>2</sup>	0.056	0.151

注: \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01; 括号内为基于城市聚类稳健标准误; 其他控制变量同表 2 第 (4) 列。  
资料来源: 根据 2012 - 2014 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据计算得到。

## 五 进一步讨论: 全国范围的家庭男孩比重对创业的影响

广东省的性别失衡现象导致家庭男孩比重对流动人口创业行为有显著的影响, 但性别失衡是当下全国所共同面临的问题, 上文得出来的结论是否在全国范围内适用需要 we 进行实证检验。表 7 是基于全国范围内的 2012 - 2014 年流动人口调查样本的回归结果 (数据筛选的限定条件同广东省, 详见前面数据说明部分)。具体来看, 表 7 第 (1) ~ (3) 列分别给出 Probit、Logit 和 LPM 模型的回归结果, 第 (4) ~ (5) 列给出将第一胎是否男孩变量作为家庭男孩比重 IV 的估计结果。第 (4) 列给出第一阶段回归, 一胎为女孩的家庭男孩比重显著越低。第 (5) 列给出第二阶段回归结果, 男孩比重越高的家庭创业概率显著更大。因此, 家庭男孩比重对流动人口创业行为有显著影响的结论在性别失衡的中国适用, 选取广东样本分析流动人口创业行为具有全国代表性。

表 7 全国范围家庭男孩比重对创业的影响

被解释变量	是否创业(是为 1, 否为 0)			男孩比重	是否创业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
模型编号					
模型设定	Probit	Logit	OLS	IV_Probit	IV_Probit
模型范围	全样本	全样本	全样本	第一阶段	第二阶段
男孩比重	0.058 *** (0.007)	0.095 *** (0.012)	0.021 *** (0.003)	—	0.095 *** (0.012)
子女个数	0.123 *** (0.011)	0.202 *** (0.018)	0.045 *** (0.004)	0.016 *** (0.003)	0.213 *** (0.017)
一胎是否男孩	—	—	—	-0.715 *** (0.008)	—
其他控制变量	是	是	是	是	是
观测数	223745	223745	223745	223745	223745
(伪)R <sup>2</sup>	0.086	0.086	0.113	—	—

注：\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01；括号内为基于城市聚类稳健标准误；其他控制变量同表 2 第 (4) 列。  
资料来源：根据 2012 - 2014 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据计算得到。

## 六 结论

首先，创业是衡量家庭社会经济活动及地位的重要指标，也是当代社会经济发展的重要推动力量，是党中央和国务院发出的时代号召。其次，大规模、高比例的流动人口是广东省的人口现状，性别失衡也是当代广东所面临的突出问题，基于性别失衡的时代背景分析家庭男孩比重如何影响流动人口的家庭经济活动行为（如创业）具有重要意义。再次，广东省是改革开放以来中国经济发展的代表，利用广东省的流动人口数据研究家庭男孩比重对创业的影响可以视为研究全国流动人口的典型代表。基于此，本文研究广东省流动人口的家庭男孩比重与流动人口家庭创业之间的关系。结论表明，男孩家庭为了不在婚姻市场竞争中处于劣势，在婚配竞争激烈的地区会选择提高自身竞争地位。在同子女个数的条件下，男孩比重越大的家庭选择创业的概率显著越高。家庭男孩比重对流动人口创业行为的影响存在异质性，这种异质性主要体现在家庭规模、城乡差异、创业方式以及子女是否与父母同住等。本文还对婚配竞争假说机制进行了检验，在婚配竞争大、婚配成本高或对婚配压力承受能力低的地区，家

庭男孩比重会显著促进流动人口创业。最后，基于当前性别比失衡的背景，我们利用全国层面的数据对广东省的结论进行扩展，发现男孩比重对流动人口的创业行为的影响在全国范围内也适用。

独生子女政策和近年来的婴儿性别选择成本降低直接对家庭子女结构产生影响，进而引起性别失衡，性别失衡的现象激励有男孩的家庭有创业的动机，创业对经济增长有显著的影响（Wei & Zhang, 2011b），这为过去30多年广东省的经济发展提供了新的解释视角。一方面，性别失衡的现状会在未来一段时间继续存在下去，政府应改善现有的创业环境，积极引导更多的家庭进行良性创业，为下一轮的经济增长提供动力。另一方面，性别失衡会带来一系列的社会问题，也不符合社会长期发展的规律，政府需要通过适当的引导降低当前性别失衡的现状（例如积极引导公众改变传统的男女偏好观念）。与此同时，政府需要通过改善创业环境等激发更多的家庭（不论男孩或是女孩家庭）树立提升自己地位和竞争力的动力和意识，避免创业意愿和经济发展的活力因性别失衡的改善而被削弱。

随着二胎政策的全面放开，家庭的子女结构必然会发生相应的改变，这既会影响家庭子女性别结构进而影响地区性别比，导致婚配市场发生变化，也会影响家庭子女数量结构<sup>①</sup>。这些变化对家庭创业行为的影响是否会发生改变，有待后续的实证研究提供证据。

## 参考文献：

陈丙欣、叶裕民（2013），《中国流动人口的主要特征及对中国城市化的影响》，《城市问题》第3期，第2-8页。

陈刚（2015），《管制与创业——来自中国的微观证据》，《管理世界》第5期，第89-99页。

董志强、魏下海、张天华（2012），《创业与失业：难民效应与企业家效应的实证检验》，《经济评论》第2期，第80-87页。

董志强、钟粤俊（2016），《性别失衡如何影响生育偏好》，《劳动经济研究》第5期，

---

① 二胎政策的放开，一方面，有利于改善当前性别失衡的现状，研究发现，家庭普遍偏好子女双全，而不是全是儿子或女儿，从这一角度来看，会降低创业意愿；另一方面，增加家庭子女数量和抚育负担，会增加家庭的创业意愿。



- 第 74 - 95 页。
- 段平忠、刘传江 (2005), 《人口流动对经济增长地区差距的影响》, 《中国软科学》第 12 期, 第 99 - 110 页。
- 郭必裕 (2010), 《我国大学生机会型创业与生存型创业对比研究》, 《清华大学教育研究》第 4 期, 第 70 - 73 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。
- 金烨、李宏彬、吴斌珍 (2011), 《收入差距与社会地位寻求：一个高储蓄率的原因》, 《经济学 (季刊)》第 10 卷第 3 期, 第 887 - 912 页。
- 李宏彬、李杏、姚先国、张海峰、张俊森 (2009), 《企业家的创业与创新精神对中国经济增长的影响》, 《经济研究》第 10 期, 第 99 - 108 页。
- 李雪莲、马双、邓翔 (2015), 《公务员家庭、创业与寻租动机》, 《经济研究》第 5 期, 第 89 - 103 页。
- 宁光杰 (2012), 《自我雇佣还是成为工资获得者？——中国农村外出劳动力的就业选择和收入差异》, 《管理世界》第 7 期, 第 54 - 66 页。
- 荣昭、徐丽鹤、袁燕 (2013), 《性别比例失衡对农村家庭创业的激励机制研究——基于农村自营工商业的分析》, 《浙江社会科学》第 5 期, 第 29 - 39 页。
- 石人炳 (2013), 《我国出生性别比变化新特点——基于“五普”和“六普”数据的比较》, 《人口研究》第 2 期, 第 66 - 72 页。
- 王菁、张锐 (2017), 《家庭关爱的力量：子女数量对创业决定的影响》, 《经济学动态》第 4 期, 第 90 - 100 页。
- 魏世勇 (2015), 《性别失衡、社会地位寻求与农户置业》, 《现代财经》第 6 期, 第 105 - 113 页。
- 张力 (2015), 《流动人口对城市的经济贡献剖析：以上海为例》, 《人口研究》第 4 期, 第 57 - 65 页。
- 张力、吴开亚 (2013), 《城市自由落户的地方公共财政压力分析》, 《中国人口科学》第 6 期, 第 17 - 26 页。
- Chiappori, Pierre-André, Murat Iyigun & Yoram Weiss (2009). Investment in Schooling and the Marriage Market. *American Economic Review*, 99(5), 1689 - 1713.
- Davies, James & Junsen Zhang (1997). The Effects of Gender Control on Fertility and Children's Consumption. *Journal of Population Economics*, 10, 67 - 85.

- Du, Qingyuan & Shangjin Wei (2010). A Sexually Unbalanced Model of Current Account Imbalances. *NBER Working Paper*, No. 16000.
- Gagnon, Jason, Theodora Xenogiani & Chunbing Xing (2009). Are All Migrants Worse off in Urban Labour Markets? New Empirical Evidence from China. *OECD Development Centre Working Papers*, No. 278.
- Guilmoto, Christophe (2012). Skewed Sex Ratios at Birth and Future Marriage Squeeze in China and India, 2005 – 2100. *Demography*, 49(1), 77 – 100.
- Hesketh, Therese & Weixing Zhu (2006). Abnormal Sex Ratios in Human Populations: Causes and Consequences. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 103(36), 13271 – 13275.
- Li, Wenchao & Junjian Yi (2015). The Competitive Earning Incentive for Sons: Evidence from Migration in China. *IZA Discussion Paper*, No. 9214.
- Mazur, Allan & Joel Michalek (1998). Marriage, Divorce, and Male Testosterone. *Social Forces*, 77(1), 315 – 330.
- Nziramanga, Mudziviri & Minsoo Lee (2001). Duration of Self-Employment in Developing Countries: Evidence from Small Enterprises in Zimbabwe. *Small Business Economics*, 17(4), 239 – 253.
- Porter, Maria (2009a). How Marriage Market Conditions in China Influence Intergenerational Transfers. Working Paper, University of Chicago Department of Economics.
- Porter, Maria (2009b). The Effects of Sex Ratio Imbalance in China on Marriage and Household Decisions. Working Paper, University of Chicago Department of Economics.
- Sampson, Robert, John Laub & Christopher Wimer (2006). Does Marriage Reduce Crime? A Counterfactual Approach to Within-Individual Causal Effects. *Criminology*, 44(3), 465 – 508.
- Samuelson, Paul (1985). Modes of Thought in Economics and Biology. *American Economic Review*, 75(2), 166 – 172.
- Wei, Shangjin & Xiaobo Zhang (2008). Sex Ratio Imbalances Stimulate Savings Rates: Evidence from the Missing Women in China. *IMF Working Paper*.
- Wei, Shangjin & Xiaobo Zhang (2011a). Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People's Republic of China. *NBER Working Paper*, No. 16800.
- Wei, Shangjin & Xiaobo Zhang (2011b). The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising

- Sex Ratios and Savings Rates in China. *Journal of Political Economy*, 119(3), 511 – 564.
- Wei, Shangjin, Xiaobo Zhang & Yin Liu (2012). Status Competition and Housing Prices. *NBER Working Paper*, No. 18000.
- Yuan, Yan, Rong Zhao & Lihe Xu (2012). Sex Imbalance, Marriage Competition, and Entrepreneurship: Evidence from Rural China. Paper presented at the *Agricultural & Applied Economics Association's 2012 AAEA Annual Meeting*, Seattle, Washington, August 12 – 14.

## Is Having More Sons a Stimulus for Family Entrepreneurship?

Zhong Yuejun<sup>1</sup>, Dong Zhiqiang<sup>2,3,4</sup> & Lin Wenlian<sup>5</sup>

(Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University<sup>1</sup>;

School of Economics & Management, South China Normal University<sup>2</sup>;

Scientific Laboratory of Economic Behaviors, South China Normal University<sup>3</sup>;

South China Research Center for Market Economy, South China Normal University<sup>4</sup>;

Lingnan College, Sun Yat-sen University<sup>5</sup>)

**Abstract:** Based on a survey of floating population in Guangdong province, this paper analyzes the relationship between the proportion of boys within a family and family's decision-making of entrepreneurship among the floating population. The results suggest that families with high boy proportions (or having more sons) are significantly more likely to set up family entrepreneurship, and the relationship might be modified by household size, rural-urban residence, type of entrepreneurship, and family living arrangement (whether parents living together with children). We further test the mating competition hypothesis and find that in regions with severe mating competition and high marriage cost, the relationship between the boy proportion and family entrepreneurship is particularly strong among the floating population. Finally, tests using national-level data also support the conclusion that the boy proportion of the family has a significantly effect on family entrepreneurial behavior.

**Keywords:** boy proportion of the family, entrepreneurship, floating population, sex ratio imbalance

**JEL Classification:** C50, D00, D10

(责任编辑：西 贝)