

计划生育政策对农村出生人口性别比的影响*

——基于 DID 方法的实证检验

刘 华^{1,2} 陆炳静¹ 王 琳¹ 朱 晶^{1,2}

内容提要：本文选取中国健康与营养调查中的农村住户调查数据，利用汉族和少数民族在计划生育政策实施上的差异，采用 DID 方法识别计划生育政策对农村出生人口性别比的影响，并测算不同时期政策影响的贡献率。研究发现：计划生育政策是农村出生人口性别比失衡的重要原因之一。1989 年汉族农村出生人口性别比变动的 78.5% 可由计划生育政策来解释。2000 年和 2011 年的政策解释度下降，贡献率分别为 35.57% 和 32.13%。计划生育政策对不同孩次和孩子性别组合的农村出生人口性别比的影响有所不同。对于一孩而言，计划生育政策对农村出生人口性别比的影响尤为突出。对于多孩而言，计划生育政策的影响更集中体现在高孩次上。目前日益放宽的计划生育政策将有助于缓解农村出生人口性别比失衡问题，但作用有限。

关键词：计划生育政策 农村 出生人口性别比 DID 方法

一、引言

自 20 世纪 80 年代以来，出生人口性别比 偏高已成为中国人口结构变化最显著的特征之一。根据中国人口普查资料，1982 年、1990 年、2000 年和 2010 年，中国出生人口性别比分别为 108.47、111.14、116.86 和 117.94，远高于联合国标准水平。这一现象在农村地区尤为严重，2000 年和 2010 年，农村出生人口性别比分别为 121.67 和 122.09，均高于全国平均水平。出生人口性别比不仅是重要的人口问题，也是重大的社会经济问题。出生人口性别比失衡不仅对女性的生存权和发展权产生不利影响，也会导致男性择偶困难、婚姻梯度挤压；还会改变家庭形式和结构，造成家庭内部关

*本文研究获得国家自然科学基金国际合作重点项目“人口变化、城乡人口流动和中国的农业与农村发展”（编号：71361140370）、江苏省社会科学基金项目重点项目“江苏新型职业农民培育的需求导向与政策支持研究”（编号：13JDA007）、中央高校基本科研业务费人文社科基金创新项目“非农就业与农户化肥施用行为研究——基于不同农业经营主体的视角”（编号：SKCX2015003）和“江苏省高校优势学科建设工程资助项目”资助。

出生人口性别比指在一定时期和范围内，每百名出生女婴对应的出生男婴的数量，即出生人口性别比 = (活产男婴数量 / 活产女婴数量) × 100。

1982 年数据来自国务院人口普查办公室、国家统计局人口统计司（编）：《中国 1982 年人口普查资料》，中国统计出版社，1985 年。1990 年数据来自国务院人口普查办公室、国家统计局人口统计司（编）：《中国 1990 年人口普查资料》，中国统计出版社，1993 年。2000 年数据来自国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司（编）：《中国 2000 年人口普查资料》，中国统计出版社，2002 年。2010 年数据来自国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司（编）：《中国 2010 年人口普查资料》，中国统计出版社，2012 年。

联合国《用于总体估计的基本数据质量鉴定方法》中表明，出生人口性别比在数值区间上是略偏向男性的，出生人口性别比处于 102 ~ 107 之间为正常值域区间。

数据来源同注释。

系异常；进而可能诱发诸多社会问题和矛盾，影响人口安全、经济安全和社会安全。

中国出生人口性别比失衡问题引起了国家相关部门的高度重视。国家人口和计划生育委员会将2012年命名为“解决高出生人口性别比的一年”，并将2015年的出生人口性别比目标从恢复正常水平改为低于115。尽管采取了多项措施进行治疗，但迄今为止，中国出生人口性别比依然偏高，失衡局面尚未扭转。如何破解这一难题，受到政府部门和学术界的共同关注。

由于中国出生人口性别比失衡现象恰好发生在计划生育政策实施之后，因此，多数国内外学者将研究目光聚焦于计划生育政策对出生人口性别比的影响。在已有相关文献中，关于计划生育政策对出生人口性别比的影响尚无定论，而且如何有效识别政策影响存在方法改进的空间。

本文利用汉族和少数民族在计划生育政策实施上的差异性特点，采用 difference in difference 方法（以下简称“DID方法”），检验计划生育政策是否导致农村出生人口性别比失衡，并进一步衡量计划生育政策对农村出生人口性别比变化的贡献率，以期调整生育政策和措施、有效治理农村出生人口性别比失衡问题提供可供参考的科学依据。

二、文献评述、分析框架与研究方法

（一）相关文献综述

已有关于计划生育政策与中国出生人口性别比关系的研究文献中，大体有三种不同的观点。

第一种观点认为，计划生育政策的实施是造成中国出生人口性别比失衡的主要原因（例如乔晓春，2004；刘华等，2014）。张二力（2005）利用中国2000年人口普查数据，分析了中国地（市）一级的出生人口性别比与计划生育政策的关系。结果表明，计划生育政策执行越严格的地区，出生人口性别比失衡越严重。李建新（2008）在生育政策与出生人口性别比偏高的因果分析中，加入时空变量，排除了非政策因素的影响，指出计划生育政策是出生人口性别比持续偏高的主要原因。Ebenstein（2010）以罚金作为政策实施力度的代理变量，识别计划生育政策与出生人口性别比之间的关系。结果表明，生育控制导致了出生人口性别比的升高。Li et al.（2011）和 Bulte et al.（2011）利用计划生育政策在不同民族间的差异性特点，通过实证分析发现，计划生育政策实施后，汉族比例高的省份出生人口性别比失衡更严重，计划生育政策下二胎及高胎次出生人口性别比失衡严重。

第二种观点认为，计划生育政策和出生人口性别比偏高没有关系或前者对后者作用不大。邓国胜（2000）和原新、石海龙（2005）认为，中国出生人口性别比失衡与计划生育政策没有直接关系，至少二者之间不存在因果关系。石人炳（2009）认为，尽管计划生育政策对出生人口性别比有影响，但其作用非常有限，因此，即使放开计划生育政策，出生人口性别比偏高的问题仍无法根本解决。

第三种观点认为，计划生育政策对出生人口性别比的升高起着一定的抑制作用。李小平（2007）指出，计划生育政策不仅没有导致中国出生人口性别比升高，而且严格控制二胎和多孩的出生，能有效地抑制出生人口性别比升高的趋势，因为孩次越高，出生人口性别比越高。王军、郭志刚（2014）发现，孩次结构的变化，即一孩占比的增加和多孩生育的减少，对中国出生人口性别比失衡起到了明显的抑制作用。另外，汤兆云、郭真真（2011）以2005年中国人口抽样调查数据为基础，采用不同的曲线来拟合出生人口性别比与计划生育政策的关系，发现计划生育政策、经济发展水平与出生人口性别比呈现三次曲线关系。

除了关注计划生育政策对出生人口性别比的影响之外，国内外学者还从男孩偏好（例如庄渝霞，2009）、生物学因素（例如 Oster，2005；Lin and Luoh，2008）、B超等性别选择技术（例如 Chen et

文中采用政策生育率来衡量计划生育政策的实施情况。

al., 2013) 性别工资差异 (例如 Qian, 2008) 等方面解释了它们对出生人口性别比失衡的影响。

综上所述, 目前学术界关于计划生育政策对出生人口性别比影响的研究尚无定论。同时, 国内研究大多利用宏观加总数据进行统计考察和因果分析, 相对缺乏基于微观数据的实证分析, 并且所采用的计划生育政策影响的识别方法难以剥离其他因素的干扰, 进而造成识别无效和不准确的问题。本文以农村住户微观数据为基础, 利用计划生育政策在汉族和少数民族实施上的差异, 采用 DID 方法识别计划生育政策对农村出生人口性别比的影响, 以期在数据和研究方法上对相关研究有所推进。

(二) 分析框架与研究方法

从微观主体的生育行为来看, 家庭的生育决策主要受到性别偏好、性别选择技术和政策约束的影响。其中, 性别偏好决定家庭生育性别决策的方向和动机, 性别选择技术则直接影响决策成本, 而计划生育政策作为约束条件, 会直接影响家庭生育数量, 在性别偏好和性别选择技术的共同作用下, 最终影响家庭的生育性别选择行为。

从作用机制来看, 在计划生育政策实施前, 家庭生育行为没有政策约束, 男孩偏好可以通过相对低成本的生育多胎予以实现, 这正是计划生育政策实施前中国家庭普遍采取的生育模式。在计划生育政策实施后, 存在两种相反的效应影响家庭的生育性别选择。第一, 计划生育政策的实施约束了家庭生育数量的选择空间, 加之男孩偏好和性别选择技术可及性的影响, 计划生育政策可能激化家庭的男孩偏向性生育选择, 加大出生人口性别比, 本文称该效应为激化效应。第二, 相对于高孩次的出生人口性别比而言, 通常低孩次的出生人口性别比小, 计划生育政策的实施使得家庭生育多孩的概率降低, 尤其在计划生育政策宣传和实施严格的地区, 绝大多数家庭的孩子数量符合计划生育政策的要求, 故而计划生育政策通过减少孩次进而降低出生人口性别比, 本文称该效应为孩次效应。如果激化效应大于孩次效应, 就会出现计划生育政策实施后出生人口性别比失衡的现象。

从实证研究来看, 如何有效识别计划生育政策对出生人口性别比的影响是关键。虽然各地关于少数民族家庭生育孩子数量的规定各不相同, 但从全国来看, 计划生育政策在少数民族地区实施时间较晚, 且远没有汉族地区严格, 除极少数人口超过 1000 万的民族外, 大多数少数民族家庭生育孩子的数量为 2~3 个。计划生育政策对少数民族的特殊规定为采用 DID 方法识别计划生育政策影响提供了可能。首先, 计划生育政策施行前, 汉族和少数民族的出生人口性别比无明显差异。根据中国 1990 年人口普查资料, 在 1979 年之前, 汉族和少数民族的出生人口性别比在数值及变化趋势上都极为接近 (见图 1)。其次, 计划生育政策制定时并没有考虑出生人口性别比问题, 故而相对于出生人口性别比而言, 汉族和少数民族实施计划生育政策的差异是外生的。再次, 在民族居住融合的背景下, 汉族和少数民族家庭面临着类似的性别选择技术和社会经济条件, 因此在没有计划生育政策影响时, 汉族和少数民族出生人口性别比的变化趋势可能是相同的。基于上述分析, 本文采用 DID 方法检验计划生育政策对出生人口性别比的影响, 具有一定的适用性和可靠性。

基于 DID 方法的分析思路, 汉族和少数民族分别被当作实验组和对照组。鉴于 1979 年为计划生育政策实施的开始时间, 可将样本分为 4 组, 即出生在 1979 年之前的汉族孩子, 出生在 1979 年之后的汉族孩子, 出生在 1979 年之前的少数民族孩子, 出生在 1979 年之后的少数民族孩子。对 4 组孩子的性别均值做差, 可得:

$$DID = \left[E(S_i | H=1, T=1) - E(S_i | H=1, T=0) \right] - \left[E(S_i | H=0, T=1) - E(S_i | H=0, T=0) \right] \quad (1)$$

(1) 式中, S_i 表示第 i 个孩子的性别, 男孩取值为 1, 女孩取值为 0; H 表示民族类型, 汉

族取值为 1，少数民族取值为 0； T 表示年份，孩子出生在 1979 年之后取值为 1，孩子出生在 1979 年之前取值为 0。(1) 式右边第一项表示汉族在实施计划生育政策前后男孩比例的变化情况，第二项表示少数民族在实施计划生育政策前后男孩比例的变化情况。由于实施计划生育政策在汉族和少数民族之间存在差异，所以，两项之差即为计划生育政策的影响。

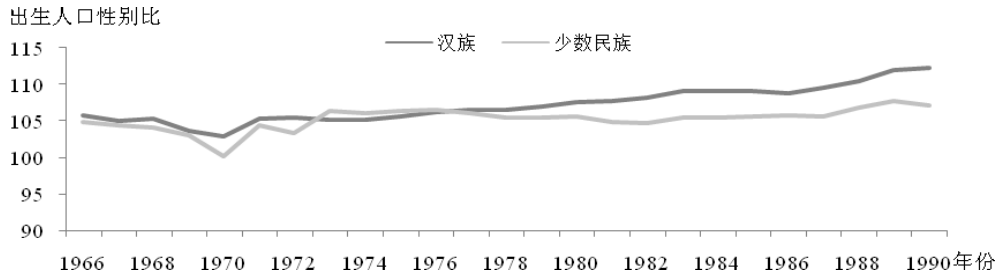


图 1 汉族和少数民族出生人口性别比的变化趋势

注：数据根据《中国 1990 年人口普查资料》(国务院人口普查办公室、国家统计局人口统计司编，中国统计出版社，1993 年)整理计算而得。

基于上述分析思路，具体的回归模型为：

$$S_i = \alpha_0 + \alpha_1 H_i + \alpha_2 T_i + \alpha_3 H_i \times T_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2) 式中， H_i 和 T_i 分别表示为第 i 个孩子的民族类型和年份，赋值与 (1) 式相同；两者的交互项是本文考察的重点，系数 α_3 所衡量的正是计划生育政策对生育男孩的影响，与 (1) 式的 DID 结果相同； X_i 为其他控制变量，包括第 i 个孩子的父母受教育程度和父母工作类型等。

基于上述回归结果，可得计划生育政策导致的出生人口性别比变化 SR_p ，具体计算公式为：

$$SR_p = \left\{ \left[\frac{\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3}{1 - (\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3)} - \frac{\alpha_0 + \alpha_1}{1 - (\alpha_0 + \alpha_1)} \right] - \left[\frac{\alpha_0 + \alpha_2}{1 - (\alpha_0 + \alpha_2)} - \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_0} \right] \right\} \times 100 \quad (3)$$

(3) 式中， $\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_3 + \alpha_4$ 、 $\alpha_0 + \alpha_2$ 分别表示计划生育政策实施后汉族和少数民族的男孩比例， $\alpha_0 + \alpha_1$ 、 α_0 分别表示计划生育政策实施前汉族和少数民族的男孩比例。

汉族出生人口性别比总变动 SR 的计算公式为：

$$SR = \frac{\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3}{1 - (\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3)} - \frac{\alpha_0 + \alpha_1}{1 - (\alpha_0 + \alpha_1)} \quad (4)$$

鉴于汉族和少数民族主要是在生育一孩政策上存在显著差异，所以，所识别的影响主要是独生子女政策的影响。

那么，计划生育政策对汉族出生人口性别比变动的贡献率 C 为：

$$C = \frac{SR_p}{SR} \quad (5)$$

三、数据来源与描述性分析

本文使用的数据来自中国健康与营养调查（以下简称“CHNS”）。该项调查的样本涵盖辽宁、黑龙江、湖南、湖北、广西、贵州、江苏、山东和河南共9个省份。样本所在地区既包括少数民族聚居地区和散居地区，也包括汉族地区。其中，辽宁、黑龙江、湖南、湖北均有少数民族聚居区，这些地方自治州或自治县规定，少数民族夫妻可生育2个孩子；少数民族散居地区规定，夫妻双方均为少数民族的，或一方为农业户口、另一方为少数民族的，可生育2个孩子。广西规定，夫妻双方为瑶、苗、侗、仫佬、毛南、回、京、彝、水、仡佬等1000万以下人口的少数民族的，经批准可以有计划地安排生育2个孩子。贵州规定，少数民族夫妇可生育2个孩子，并且对总人口很少的少数民族不限定生育指标。江苏、山东和河南属少数民族散居区，规定夫妻双方是少数民族的，可生育2个孩子。因此，本文研究样本涉及地区的少数民族（除壮族等以外）不受严格的计划生育政策限制，为利用DID方法识别计划生育政策的影响奠定了基础。

在1989年CHNS农村住户调查数据的基础上，本文补充了2000年和2011年的调查数据，用于比较不同时期计划生育政策对农村出生人口性别比的影响。其中，1989年数据样本总量为3595个，其中，汉族样本的比例为77.6%。辽宁、广西、贵州等少数民族聚居地区的少数民族样本比例较高，少数民族样本量占当地样本总量的20%以上；江苏、山东等少数民族散居地区的少数民族样本比例较低。基于样本数据和中国1990年人口普查资料所显示的民族分布特征基本吻合，以上情况说明，样本具有良好的代表性。

（一）出生人口性别比的总体特征

CHNS数据显示，虽然近年来农村出生人口性别比升高的趋势有所减缓，但农村出生人口性别比失衡问题仍然严重。从各年度样本数据来看，1989年、2000年和2011年农村出生人口性别比分别为111.5、120.4和120.9。通过与中国人普查农村数据的对比，可以发现，无论是数值还是变化趋势，基于样本数据和中国人普查数据计算的农村出生人口性别比极为接近（见图2）。

（二）出生人口性别比的分孩次特征

从时间趋势来看，相同孩次的农村出生人口性别比整体上呈现升高的态势。如图3所示，与1989年相比，2000年各孩次农村出生人口性别比均有显著提高，失衡现象凸显。2011年与2000年相比，各孩次农村出生人口性别比升高的趋势开始渐缓，二孩农村出生人口性别比甚至有所回落。随着孩次的增加，各年份农村出生人口性别比都呈现升高的现象，二孩和三孩的农村出生人口性别比普遍高于一孩。基于样本数据和中国人普查数据计算得到的农村出生人口性别比，在孩次和时间趋势

由于CHNS数据只区分了汉族和少数民族，并未对民族种类进行细分，故而无法将壮族等计划生育政策与汉族相同的样本从少数民族样本中剔除，进而可能存在低估政策影响的后果。为了进一步考察上述低估问题是否存在，本文剔除了广西样本，DID结果显示，由计划生育政策导致的农村出生人口性别比变动为6.618，占汉族农村出生人口性别比总变动的85.28%，添加控制变量后的贡献率为72.77%。该结果均小于不剔除广西样本的分析结果，并没有出现低估问题，说明样本总体情况较好。在后面的分析中，样本都包括广西样本。

样本选取的是农村家庭中所有0~18岁的孩子。

根据1990年人口普查资料，辽宁、广西、贵州的少数民族人口比例分别为22%、42%、38%，而江苏、山东的少数民族人口比例不足1%。

上的特征基本一致（见图 4）。

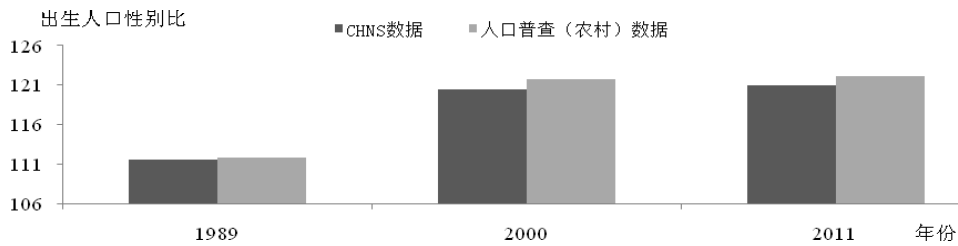


图 2 农村出生人口性别比的总体情况

注：基于 CHNS 数据的农村出生人口性别比根据 CHNS 数据整理计算而得；基于人口普查（农村）数据的农村出生人口性别比根据《中国 1990 年人口普查资料》、《中国 2000 年人口普查资料》和《中国 2010 年人口普查资料》整理而得。

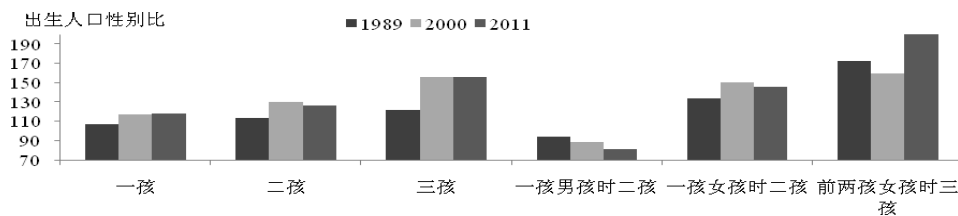


图 3 基于样本数据的农村出生人口性别比的分孩次情况

注：根据 CHNS 农村地区 1989 年、2000 年和 2011 年数据整理计算而得。

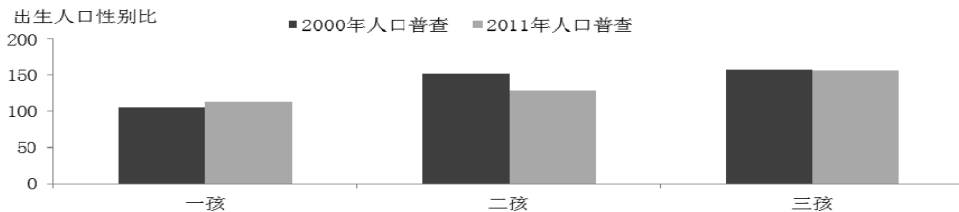


图 4 基于人口普查资料的农村出生人口性别比的分孩次情况

注：根据《中国 2000 年人口普查资料》和《中国 2010 年人口普查资料》整理而得。

当第一个孩子为男孩时，由于农村家庭在第二个孩子的性别选择上更倾向于“儿女双全”，所以，第二个孩子的出生人口性别比较低。当低孩次没有男孩时，农村家庭在高孩次生育时更偏好男孩，造成高孩次的出生人口性别比升高。如图 3 所示，当第一个孩子为男孩时，各年份第二个孩子的农村出生人口性别比均低于 100，且呈下降的趋势。当第一个孩子为女孩时，第二个孩子的农村出生人口性别比高达 130 以上。当前两个孩子均为女孩时，第三个孩子的农村出生人口性别比更是高达 150 以上，失衡问题更为严重。

（三）出生人口性别比的民族特征

在计划生育政策实施前，汉族和少数民族的农村出生人口性别比并无明显差异。在计划生育政策实施后，二者的差距开始拉大。如图 5 所示，计划生育政策实施后，汉族的农村出生人口性别比大幅升高，而少数民族的农村出生人口性别比变化较为平稳。

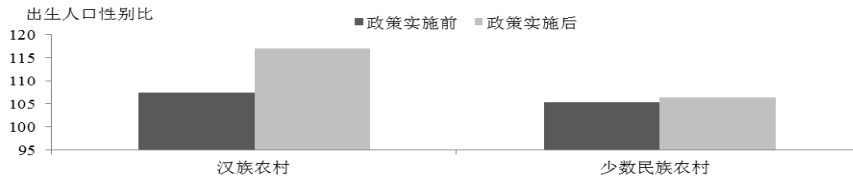


图5 汉族和少数民族在计划生育政策实施前后农村出生人口性别比的比较

注：根据 CHNS 农村地区 1989 年数据整理计算而得。

四、实证检验

本文首先利用 DID 方法考察计划生育政策对农村出生人口性别比的整体影响,然后进一步分析计划生育政策对不同孩次和孩子性别组合、不同孩子总数和孩次组合的农村出生人口性别比的影响。为了确保政策影响识别的有效性,本文将检验模型估计结果的稳健性,并比较不同时期计划生育政策对农村出生人口性别比的影响。

(一) 政策影响的总体考察

DID 方法的计算结果显示,在计划生育政策实施后,汉族男孩比例比少数民族男孩比例高出 0.0235 (见表 1),即汉族的农村出生人口性别比高出少数民族 10.53。利用(3)式和(4)式计算可得,由计划生育政策所导致的农村出生人口性别比变动为 8.51%,政策实施前后汉族农村出生人口性别比总变动为 9.49%,因此,计划生育政策的实施对于这一变动的贡献率为 89.7%。加入控制变量后,DID 方法的回归分析结果变化不大。在控制了父母受教育程度、父母工作类型等变量后,计划生育政策对汉族农村出生人口性别比总变动的贡献率为 78.5%。这说明,上述分析结果相对稳健。由此可知,计划生育政策是农村出生人口性别比升高的重要原因之一。

表 1 1989 年农村地区男孩比例

出生时间	汉族	少数民族	差值
1979 年之前	0.5180	0.5133	0.0047
1979 年之后	0.5391	0.5156	0.0235
差值	0.0211	0.0023	0.0188

注：根据 CHNS 农村地区 1989 年数据整理计算而得。

(二) 不同孩次和孩子性别组合的政策影响

对对不同孩次的 DID 分析结果可知,无论是否加入控制变量,第一孩的 DID 分析结果均为正值,表明计划生育政策提高了汉族第一孩的农村出生人口性别比。而第二孩的 DID 分析结果均为负值,这并不意味着计划生育政策降低了汉族第二孩的农村出生人口性别比。造成这一结果的可能原因是:在计划生育政策实施后,少数民族中第二孩为女孩的数量大幅减少,因而少数民族第二孩的农村出生人口性别比升高。第三孩的 DID 分析结果均为正值,并远大于第一孩的数值,表明计划生育政策对第三孩的农村出生人口性别比影响程度较大(见表 2)。总体来看,计划生育政策对农村出

计算公式为 $\left(\frac{\text{汉族男孩比例}}{(1-\text{汉族男孩比例})} - \frac{\text{少数民族男孩比例}}{(1-\text{少数民族男孩比例})} \right) \times 100$, 下同。

鉴于篇幅有限,没有一一报告回归结果,读者如果需要,可联系本文作者索取,下同。

DID 分析结果指的是回归模型(2)中交叉项 α_3 的回归系数,下同。

生人口性别比的激化效应在第一孩便已呈现，政策影响在高孩次上表现得更为突出。

表 2 不同孩次和孩子性别组合的 DID 分析结果

	第一孩	第二孩	第三孩	第一孩男孩 第二孩	第一孩女孩 第二孩	前两孩女孩 第三孩
未加控制变量	0.0275* (0.1235)	-0.0529** (0.1111)	0.2135** (0.0855)	-0.1242** (0.1733)	0.0013** (0.0999)	0.4056*** (0.0923)
加入控制变量	0.0171* (0.1239)	-0.0497** (0.0941)	0.2242** (0.1856)	-0.1377** (0.0985)	0.0138** (0.0904)	0.4494*** (0.1725)

注：括号中的数字为标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。数据根据 CHNS 农村地区 1989 年样本数据回归整理而得。

不同孩次和孩子性别组合的 DID 分析结果表明，当第一个孩子为男孩时，第二孩的 DID 分析结果为负值。这说明，在计划生育政策的作用下，对于第一个孩子是男孩的农村家庭而言，第二孩更倾向于女孩。当第一个孩子为女孩时，结果相反，计划生育政策对第二孩的农村出生人口性别比的影响为正向，即激化了第一孩为女孩的农村家庭对第二孩的性别选择。上述两点说明，生育二孩的农村家庭在孩子性别均衡上有一定考虑。农村家庭对于男孩的偏好体现为想要至少一个男孩，并不是希望所有子女都是男孩。“儿女双全”是许多家庭更加偏好的生育性别选择。当前两个孩子均为女孩时，第三孩的 DID 分析结果为正值，并且大于第一孩为女孩的第二孩的 DID 分析结果（见表 3）。这表明，在计划生育政策的影响下，随着之前孩次中女孩数量的增多，父母在高孩次进行性别选择的几率大幅增加，计划生育政策对高孩次的农村出生人口性别比的影响也更为明显。

（三）不同孩子总数和孩次组合的政策影响

结合家庭生育孩子总数，本文进一步分析发现：当孩子总数为 1 时，第一孩的 DID 分析结果为正值，且大于其他孩子总数的第一孩 DID 分析结果，但结果不显著。当孩子总数为 2 时，第一孩和第二孩的 DID 分析结果均为负值，这同样可能是由上文所述的少数民族中第二孩为女孩比例变化所致。当家庭孩子总数为 3 时，第一孩的 DID 分析结果为负值且不显著，但随着孩次的增加，DID 分析结果转负为正，并逐步走高（见表 3）。以上分析表明，对于多孩家庭，计划生育政策对低孩次的农村出生人口性别比影响不显著，甚至具有弱化效应，但随着孩次的增加，计划生育政策对高孩次的农村出生人口性别比的激化效应越发明显。

（四）稳健性检验

原则上讲，如果分析得到的 DID 值是由除计划生育政策以外的其他政策冲击和社会经济因素所致，那么，这些因素也会影响其他变量（例如母亲首次妊娠年龄、父母受教育程度、父母工作类型等）。对这些变量进行 DID 分析，回归结果如表 4 所示。绝大多数其他变量的 DID 值均较小且统计上不显著，表明在计划生育政策实施前后，汉族和少数民族的一系列家庭特征并没有明显差异。因此，运用 DID 方法识别计划生育政策对农村出生人口性别比影响的研究结论是有效的。

表 3 不同孩子总数和孩次的 DID 分析结果

孩子 总数	第一孩		第二孩		第三孩	
	未加控制变量	加入控制变量	未加控制变量	加入控制变量	未加控制变量	加入控制变量
1	0.1647 (0.0949)	0.1563 (0.0999)	—	—	—	—

计划生育政策对农村出生人口性别比的影响

(续表 3)

2	-0.0034 (0.0887)	-0.0463 (0.0918)	-0.1477** (0.0870)	-0.1504** (0.0905)	—	—
3	-0.1824 (0.1418)	-0.1924 (0.1430)	0.0502* (0.1184)	0.0642* (0.1202)	0.2135*** (0.1109)	0.2242*** (0.1150)

注：括号中的数字为标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；数据根据 CHNS 农村地区 1989 年的样本数据回归整理而得。

表 4 其他变量的 DID 分析结果

因变量	变量解释	DID 数值	因变量	变量解释	DID 数值
父亲受教育程度	1=小学, 0=其他	-0.0467 (0.0835)	母亲受教育程度	1=小学, 0=其他	-0.0268 (0.0674)
	1=初中, 0=其他	0.0387 (0.0738)		1=初中, 0=其他	-0.0017 (0.0762)
	1=高中, 0=其他	0.0651** (0.0577)		1=高中, 0=其他	0.0273 (0.0463)
	1=中专, 0=其他	0.0033 (0.0510)		1=中专, 0=其他	-0.0013 (0.0049)
	1=大专或本科, 0=其他	-0.0091 (0.0524)		1=大专或本科, 0=其他	0.0015 (0.0063)
父亲工作类型	1=在政府或国企工作, 0=不在政府或国企工作	-0.0182 (0.0214)	母亲工作类型	1=在政府或国企工作, 0=不在政府或国企工作	-0.0102 (0.0071)
母亲首次妊娠年龄		-0.3358 (0.3356)			

注：括号中的数字为标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；数据根据 CHNS 农村地区 1989 年的样本数据回归整理而得。

表 4 中，父亲受教育程度为高中的 DID 值显著且为正。这表明，相对于少数民族而言，计划生育政策实施后汉族农村人口中父亲为高中受教育程度的人口增加较快。如果父母受教育程度较高，其男孩偏好可能略为减少，那么，在一定程度上可能低估计划生育政策的影响。由于在 20 世纪 90 年代中国农村地区，父亲为高中受教育程度的人所占比例较小，所以，这一问题对本文研究结论的影响不大。

(五) 不同年份的政策影响

如表 5 所示，2000 年汉族男孩比例比少数民族高出 0.0166，即汉族的农村出生人口性别比比少数民族高出 8.06。由(3)式计算可得，计划生育政策所引起的农村出生人口性别比变动为 6.04%，汉族农村出生人口性别比总变动为 16.98%，因此，2000 年计划生育政策对汉族农村出生人口性别比总变动的贡献率为 35.57%。同理可得，2011 年计划生育政策的贡献率为 32.13%。与 1989 年的贡献率 78.5%相比，2000 年和 2011 年的贡献率均有较大幅度下降。这表明，2000 年和 2011 年时计划生育政策对农村出生人口性别比仍然具有重要影响，但影响程度已大幅下降。

进一步考察计划生育政策对不同时期、不同孩次农村出生人口性别比的影响，本文研究发现，2000 年和 2011 年的政策影响基本上呈现随孩次增加而递增的趋势，与基于 1989 年数据的研究结论基本吻合。从表 6 可以看出，2000 年和 2011 年不同孩次的 DID 值从高到低排序基本为三孩、二孩和一孩。这表明，随着孩次的增加，计划生育政策对农村出生人口性别比的影响增大，高孩次下政策作用更为突出，农村出生人口性别比失衡现象更为严重。

表 5 2000 年和 2011 年农村地区男孩比例

出生时间	2000 年			出生时间	2011 年		
	汉族	少数民族	差值		汉族	少数民族	差值
1979 年之前	0.5180	0.5133	0.0047	1979 年之前	0.5180	0.5133	0.0047
1979 年之后	0.5545	0.5379	0.0166	1979 年之后	0.5630	0.5454	0.0177
差值	0.0365	0.0246	0.0119	差值	0.0450	0.0321	0.0129

注：数据根据 CHNS 农村地区 2000 年和 2011 年的数据整理计算而得。

表 6 2000 年和 2011 年分孩次 DID 分析结果

	2000 年			2011 年		
	一孩	二孩	三孩	一孩	二孩	三孩
未加控制变量	0.0462* (0.0497)	-0.0609* (0.0741)	0.1908** (0.1728)	0.0607* (0.0568)	0.0990* (0.0945)	0.1630*** (0.2129)
加入控制变量	0.0345* (0.0541)	0.0222* (0.0802)	0.3044** (0.1871)	0.0422* (0.0624)	0.1421* (0.1042)	0.1156*** (0.2697)

注：括号中的数字为标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；数据根据 CHNS 农村地区 2000 年和 2011 年的样本数据回归整理而得。

五、结论与启示

本文利用汉族和少数民族在计划生育政策实施上的差异，结合农村住户调查数据，采用 DID 方法实证检验了计划生育政策对农村出生人口性别比的影响，并进一步分析了不同时期计划生育政策的贡献率。本文主要研究结论表明，计划生育政策提高了汉族农村出生人口性别比。具体而言，1989 年汉族农村出生人口性别比总变化的 78.5%可以由计划生育政策来解释。从时间趋势来看，计划生育政策仍然是 2000 年和 2011 年农村出生人口性别比失衡的重要原因之一，但政策解释度在下降，贡献率分别减少到 35.57%和 32.13%，与同类研究的结论基本一致。

本文研究还发现，计划生育政策对不同孩次性别选择的影响程度各不相同。对于第一孩而言，汉族农村家庭生育第一孩时，就表现出一定的性别选择，计划生育政策是导致第一孩农村出生人口性别比升高的重要原因。对于第二孩而言，在计划生育政策作用下，生育第二孩的农村家庭除了在生育数量和性别上进行选择外，还会对性别均衡予以一定的考虑。当第一孩为男孩时，计划生育政策可能降低第二孩的农村出生人口性别比；而当第一孩为女孩时，计划生育政策将进一步激化第二孩的农村出生人口性别比失衡问题。对于第三孩而言，农村家庭的生育动机则更多地表现为想要生育男孩，因此，随着孩次的增加，尤其是在之前孩次女孩数量较多的情况下，计划生育政策对于汉族农村家庭出生人口性别比的激化效应愈发明显，高孩次的农村出生人口性别比失衡问题愈发严重。

基于以上结论，本文认为，目前日益放宽的计划生育政策在一定程度上将有助于缓解农村出生人口性别比失衡问题，但现行的“单独二孩”、“全面二孩”等计划生育新政策对中国农村地区的影响有限，短期内农村出生人口性别比失衡问题仍然难以彻底解决。从时间趋势来看，计划生育政策

国内鲜有文献研究计划生育政策对农村出生人口性别比影响的贡献率。国外同类研究中，Li et al. (2011) 利用中国人口普查数据测算了 1990 年、2000 年和 2005 年独生子女政策对出生人口性别比影响的贡献率分别为 94%、57%、54%；Bulte et al. (2011) 利用中国 2000 年人口普查数据，发现独生子女政策可以解释出生人口性别比失衡和“失踪妇女”(missing women) 的 50%以上。

对农村出生人口性别比的影响在减弱，究竟哪些其他因素在起主要作用，有待今后进一步的研究和检验。性别偏好和生育性别选择技术的可及性亦是影响农村出生人口性别比的重要因素。有效降低农村居民的性别偏好，制定更为严厉的禁止生育性别选择的措施，也是解决中国农村出生人口性别比失衡问题的重要选择。

参考文献

- 1.邓国胜：《低生育水平与出生性别比偏高的后果》，《清华大学学报（哲学社会科学版）》2000年第4期。
- 2.李建新：《生育政策与出生性别比偏高》，《中国农业大学学报（社会科学版）》2008年第3期。
- 3.李小平：《控制和减少人口总量就是优化人口结构》，《重庆工学院学报（社会科学版）》2007年第9期。
- 4.刘华、杨丽霞、朱晶、陆炳静：《农村人口出生性别比失衡及其影响因素的空间异质性研究——基于地理加权回归模型的实证检验》，《人口学刊》2014年第4期。
- 5.乔晓春：《性别偏好、性别选择与出生性别比》，《中国人口科学》2004年第1期。
- 6.石人炳：《生育控制政策对人口出生性别比的影响研究》，《中国人口科学》2009年第5期。
- 7.汤兆云、郭真真：《生育政策与经济水平对出生性别比偏高的分析》，《人口与经济》2011年第1期。
- 8.王军、郭志刚：《孩次结构与中国出生性别比失衡关系研究》，《人口学刊》2014年第3期。
- 9.原新、石海龙：《中国出生性别比偏高与计划生育政策》，《人口研究》2005年第3期。
- 10.张二力：《从“五普”地市数据看生育政策对出生性别比和婴幼儿死亡率性别比的影响》，《人口研究》2005年第1期。
- 11.庄渝霞：《西方生育决策研究概述——来自经济学、社会学和心理学的集成》，《国外社会科学》2009年第4期。
- 12.Bulte, E.; Heerink, N. and Zhang, X.: 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, 2011.
- 13.Chen, Y.; Li, H. and Meng, L.: Prenatal Sex Selection and Missing Girls in China: Evidence from the Diffusion of Diagnostic Ultrasound, *Journal of Human Resources*, 48(1): 36-70, 2013.
- 14.Ebenstein, A.: The “Missing Girls” of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy, *The Journal of Human Resources*, 45(1): 87-115, 2010.
- 15.Li, H.; Yi, J. and Zhang, J.: 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, 2011.
- 16.Lin, M. and Luoh, M.: Can Hepatitis B Mothers Account for the Number of Missing Women? Evidence from Three Million Newborns in Taiwan, *American Economic Review*, 98(5): 2259-2273, 2008.
- 17.Oster, E.: Hepatitis B and the Case of the Missing Women, *Journal of Political Economy*, 113(6):1163-1216, 2005.
- 18.Qian, N.: Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-specific Earnings on Sex Imbalance, *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3): 1251-1285, 2008.

（作者单位：¹南京农业大学经济管理学院；
²南京农业大学中国粮食安全研究中心）
（责任编辑：高 鸣）