

# 生育对父母主观幸福感的影响\*

穆 崢 谢 宇

**提要:**本文基于2010年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,利用中国1988年以来实行二胎生育政策这一背景,以第一个孩子的性别作为生育水平的工具变量估计了生育水平对父母主观幸福感的因果性影响。结果显示,更多的孩子会使父亲对事业和未来都更有信心,而母亲则会更加快乐、对生活更满意、对未来更有信心且对自身社交能力评价更高。这种生育效应的性别分布体现了当代中国社会残存的家庭内部分工传统。同时,从生育作为个人基本权利的角度来看,得以生育二胎的个人比只能生育一胎的个人享受了更多的自由,这可能是他们拥有更强的主观幸福感的另一原因。这意味着随着我国逐步放开二胎政策,父母的主观幸福感水平将得到进一步改善。

**关键词:**生育效应 主观幸福感 性别差异 二胎政策 工具变量

## 一、研究背景

生育行为是个人生命历程中极为重要的经历,因此,它难免会影响到个人生活的方方面面。在家庭社会学的文献中,很多研究者发现生育行为对父母亲的劳动参与和工资率都存在着十分显著的影响(Angrist & Evans,1998;Goldin,1995;Gough & Noonan,2013)。特别是由于家庭内部分工的存在,父亲会由于孩子个数的增多而增加自己在劳动力市场上的参与、更加努力工作,从而可能会拥有更高的工资率。而当有更多孩子时,母亲则需要担负起更多照顾孩子的责任,而相应地减少自己在劳动力市场上的参与,降低花费在工作上的时间与精力,或者选择时间相对灵活的工作类型,从而得到较低的工资率(Becker,1981,1985)。因此,生育水平对于父亲、母亲工资率的影响常被分别称为“父亲的惠利”和“母亲的代价”(Angrist & Evans,1998;Budig & England,2001;Glauber,2008;Gronau,1988;Killewald,2013;Harkness &

---

\* 作者特别感谢 Jennifer Barber、Mary Corcoran、顾宝昌、赖庆、Arland Thornton、同钰莹、吴晓刚、周翔等人对本文的建议和帮助。文责自负。

Waldfoegel, 2003; Hochschild & Machung, 1989; Joshi & Newell, 1989; Loh, 1996; Lundberg & Rose, 2000; Neumark & Korenman, 1994; Noonan, 2001; Waldfoegel, 1997, 1998a, 1998b; 於嘉、谢宇, 2014)。

然而, 这些关于父亲惠利和母亲代价的研究大多都只关注了生育行为对于个人工作和经济情况的影响。作为个人生命历程中最为重要的经历之一, 生育行为无疑会影响到个人在经济生活之外的其他方面, 尤其是个人的主观感受。近年来, 越来越多的学者开始关注并检验生育行为对于父母主观幸福感的影响。这些研究大多发现, 生育更多孩子会给父母带来主观上的收获 (Aassve et al., 2012; Baranowska & Matysiak, 2011; Billari & Kohler, 2009; Hoffman & Hoffman, 1973; Hoffman et al., 1978; Kohler et al., 2005; Kravdal, 2013; Waite & Gallagher, 2000; Margolis & Myrskylä, 2011)。在经济学文献中, 研究者们认为生育更多孩子可以给父母带来经济上的安全感 (security utility) 和其他更为消费性的正面主观感受 (consumer utility), 从而为父母带来主观幸福感 (Leibenstein, 1957)。而社会学家则更多地将所谓的“消费性主观感受” (consumer utility) 进行了细化 (Hoffman & Hoffman, 1973)。在霍夫曼等人 (Hoffman et al., 1978) 的研究中, 他们将孩子给父母带来的主观幸福感分为九类: 与孩子的密切关系所带来的归属感和情感上的满足 (primary group ties and affection)、陪伴孩子成长过程中获得的新鲜感和趣味 (stimulation and fun)、生命得以延续的安全感 (expansion of the self)、获得成年人身份的满足感 (adult status and social identity)、创造生命和养育孩子长大成人的成就感 (achievement and creativity)、为养育孩子无私付出的道德优势 (morality)、孩子能够提供家庭劳动力以及老年养老的保障感 (economic utility)、能够影响孩子的权威感 (power and influence), 以及拥有较强生育能力的荣誉感 (social comparison)。

由于我国的地理环境较为多样, 各区域多以山区分割, 以耕种为主的小农经济一直占据经济活动的主要部分。而此种经济活动造就的主要产物之一就是个人对于大家庭的崇尚和对于男性子嗣的偏好 (Arnold & Liu, 1986)。更多的家庭成员, 尤其是男性成员, 意味着在难以机械化的生产环境下更加丰富的劳动力供给。而这种对于男性子嗣的偏好, 还与中国一直以来的父权和男权的社会传统有关 (Thornton & Lin, 1994)。“养儿防老”, 在社会保障高度匮乏的年代, 更多子女, 尤

其是男性后代是父母在年老后生活的关键保障。而同时也不容忽视的是,随着中国现代化进程的不断深化,个人的经济能力在日益增强,社会保障体系也正在逐步完善(Jin et al., 2013)。相应地,养儿防老的需要已经在不断改变的社会背景下逐渐减弱。因此,偏好大家庭和男性后代的文化惯性与当代中国日新月异的社会变迁将作为两股交织的力量,共同塑造着当代父母的主观幸福感。一方面,中国的文化传统会令父母在生育更多子女的过程中获得更多经济上的安全感;另一方面,中国的现代化进程也会使父母越来越多地享受到更多子女带给他们的“消费性主观效用”。

因此,这种对父母主观幸福感的关注对于当代中国尤其适用,特别是在它独特的生育政策背景下。中国自1973年起开始实行全国性的计划生育政策。在早期,国家还只是较为笼统地提倡“晚、稀、少”的生育政策,但自此之后,计划生育政策就逐渐加强并逐步细化,最终在1980年9月25日发出的《中共中央关于控制我国人口增长问题致全体共产党员、共青团员的公开信》中,严格、明确地提出要普遍执行一对夫妇只生育一个孩子的生育政策(彭佩云,1997)。在此之后,由于与中国现实情况背离,在实际执行中有困难,生育政策在生育二胎的限制上有所松动。1988年,国家最终提出了一版稳定执行到2013年的生育政策,即提倡晚婚晚育、少生优生;提倡一对夫妇只生育一个孩子;少数确有困难的家庭经过批准可生育第二个孩子;少数民族地区的计划生育具体措施由所在地区自行决定(郭志刚等,2002;彭佩云,1997)。其中,批准生育第二个孩子的一个最主要的条件就是第一个孩子的性别,即如果第一个孩子是女孩,在某些特定条件下,这对夫妇可以生育第二个孩子(彭佩云,1997)。而不容忽视的是,在严格实施计划生育政策30余年后的今天,中国目前的人口环境已与以往迥然不同。很多学者纷纷提出,继续实行目前的计划生育政策将使生育水平长期走低,而与此高度相关的老龄化加速推进、劳动力短缺的出现和出生性别比长期失衡等问题都将成为我国未来社会经济发展的潜在制约因素(Cai, 2007;蔡泳, 2011;陈友华, 2007;顾宝昌, 2006;乔晓春、任强, 2006;曾毅, 2012;翟振武等, 2014)。而在关注社会经济发展的同时,我们也不应忽视,在长期严苛的生育限制下,个人真实的生育意愿遭到了极大的压制,这必定会造成实际生育行为和真实生育意愿之间的差距。生育是一项重要的个人权利,也是个人生活中的一种重要经历。而生

育政策所施加的严格限制无疑剥夺了个人作为父母实现生育自由的权利。因此,相对于只被允许生育一个孩子的父母,在政策规定下得以生育更多孩子的父母可能会拥有更高的主观幸福感水平(Eibach & Mock, 2011; Margolis & Myrskylä, 2011; Nelson et al., 2013; White & Dolan, 2009)。

此外,在关于生育行为对父母影响的研究中,选择性偏误(selection bias)是一个令研究者们困扰已久的问题。比如,父母们可能在生育之前就会对生育可能给自身带来的影响进行细致考虑,并根据自己的各方面情况作出相关的生育决定。因此,对于父母的各个结果变量而言,生育行为可能是内生而非外生的(Angrist & Evans, 1998; 陈云松, 2012; Goldin, 1995; Gough & Noonan, 2013; Schultz, 1981)。换句话说,父母和非父母之间,或者有较多和较少孩子的父母之间,可能存在着可观测(observable)或者不可观测(unobservable)的各种差异,而这些差异往往难以通过直接加入控制变量在截面数据上排除(Budig & England, 2001; Gough & Noonan, 2013)。而工具变量法(IV, instrumental variable)是解决这一选择性偏误最为主要的方法之一(Angrist & Evans, 1998; 陈云松, 2012)。通过找到一个外生于结果变量而又与自变量高度相关的工具变量,我们可以尽可能准确地估计真实的因果效应。然而,找到这样一个工具变量往往需要依靠严密的实验设计或者巧妙的自然实验(natural experiment)背景,因此往往可遇而不可求。而中国特有的生育政策环境为我们提供了一个这样的“自然实验”场。如上文所述,在一定的条件下,父母可以生育第二个子女。而在这些条件中,最为主要的一个条件就是第一个孩子为女孩。因此,第一个孩子的性别与是否生育第二个孩子高度相关。考虑到孩子性别的随机性及其与生育第二个孩子可能性的相关性,我们可以将第一个孩子的性别作为工具变量来估计出较为可信的因果效应(1988年以来实行的具体生育二胎条件细则请参看附录表1)。

最后,特别值得注意的是,2013年11月15日,中共中央十八届三中全会审议通过了《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,在“推进社会事业改革创新”部分明确提出“启动实施一方是独生子女的夫妇可生育两个孩子的政策,逐步调整完善生育政策”(翟振武等, 2014)。至此,我国自1988年起就开始稳定实行的计划生育政策开始了新一轮的调整与完善。在此调整政策出台前后,学术界就开始了

对于放开二胎政策的广泛讨论。这些讨论大多关注了放开生育政策后对人口规模的直接影响,以及由此对未来人口总量、劳动力资源供给以及人口老龄化所具有的启示(郭志刚,2004;靳永爱,2014;乔晓春、任强,2006;王广州,2011;王广州、张丽萍,2012;翟振武等,2014)。而同时也不容忽视的是,放开计划生育政策对于更加充分地保障个人的生育权利、实现个人真实的生育数量偏好也起着极为重要的作用。当个人得以更加充分而自主地实现自己为人父母的意愿时,个人的主观感受将会得到相应的改善;而同时,由于此时的生育行为可以在更大程度上反映个人的真实选择,父母也将会在养育子女的过程中收获更高水平的主观幸福感。因此,“单独”政策的实行在影响社会经济环境和人口结构的同时,还可能极大地改善为人父母所具有的主观幸福感。

## 二、数据、测量与方法

本文基于2010年的中国家庭追踪调查(以下简称“CFPS”)数据,使用工具变量的方法(以下简称“IV”)来检验生育行为对父母亲主观幸福感的不同影响。CFPS包含了个人社会和经济活动、家庭背景和主观结果的各种丰富变量。具体而言,我们使用成人样本来获取父母的信息,并通过连接家庭关系样本与成人样本来获取孩子、配偶和父母的信息。

### (一) 样本

基于成人样本及从家庭关系样本所连接的信息,我们先将数据限制在有孩子的家庭中。接下来,为了保证分析的基本有效性,我们仅保留这些在所有自变量——包括内生变量、工具变量和控制变量——上都具有有效值的样本。之后,为了最大限度地保证结果变量在个人之间的可比性,我们将样本进一步限制在20-50岁未退休的个人,以囊括主要的工作和生育年龄范围。

接下来,我们还针对生育行为进行了一系列样本限制。首先,由于比较小的孩子才需要较多的照顾,因此孩子的个数主要会影响到孩子年龄较小的父母。所以我们将样本限制在最大的孩子年龄为18岁以下的父母。这一限制也有助于我们尽可能地保证父母的生育决定受到

1988年之后才稳定下来的二孩政策的影响。此外,由于数据不包括父母与孩子是否有血缘关系以及配偶是否初婚的信息,为最大程度地保证我们样本中的个人是孩子的亲生父母,我们进一步将样本限制为初婚的个人。

最后,我们还针对二孩政策进行了一系列限制。首先,我们将样本限制在这些持有农村户口且户口所在省份实行对持有农村户口且一胎为女孩的父母开放二胎的个人。<sup>①</sup>其次,考虑到在农村地区的少数民族大多被允许生育至少两个孩子,我们的样本中仅包括汉族(彭佩云,1997)。

如上所示,基于我们IV法的研究设计,我们的样本仅局限于允许农村一胎女孩户生二胎的省份,因此,这无疑会对结果在全国的适用性带来限制。但如在前文中所讨论的,基于中国特有的对于多子嗣的文化偏好和中国现代化的社会背景,子女数量与父母主观幸福感间的联系具有深厚的理论基础。因此,作为推测,尽管本文所得结果会与其他地区所得结果具有程度上的差别,但主要方向应该较为一致。

还应注意的是,如在附录表1中所示,除了个人的户口性质之外,还有很多不同的豁免条件允许个人在第一胎为女孩的情况下生育二胎。但是,由于这些条件中的绝大多数都过于精细,且实施过程可以十分灵活,我们无法基于所有条件进行样本限制。比如说江苏省,在“夫妻为主要从事种植业或者养殖业的农村居民,一方经县级以上医学、劳动鉴定机构确认为非遗传性一级或者二级肢体残疾”的情况下,一胎女孩户可以生育第二个孩子。然而,我们的数据中并不具备充分的信息对此条件进行测量。相应地,为进行稳健性检验(robustness check),我们基于2010年CFPS数据进行了不同版本的样本限制,而所得结果都非常相似。因此,我们认为本文所采用的样本是较为合适而有效的。此外,为了尽可能保证样本量,我们对所有结果变量都进行了多重填补法(multiple imputation)处理。相较于其他填补法,多重填补法不仅考虑了数据自身的变化,也同时纳入了由填补过程带来的变异性。因此,通过这种填补方法我们可以同时得到无偏的系数估计和无偏的标准误

① 如附录表1所示,这些省份在我们的样本中包括北京市、天津市、山西省、内蒙古自治区、吉林省、黑龙江省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、河南省、湖北省、湖南省、广东省、贵州省、陕西省、甘肃省。

估计。我们在填补过程中使用了各结果变量、内生性自变量和工具变量,以及如附录表 2 中所列的各控制变量。经过以上各项限制和填补后,我们的样本包括 1124 位父亲和 868 位母亲。

## (二)工具变量法

工具变量法是解决因果推断中选择性偏误问题的最主要方法之一。具体而言,我们希望找到一个变量,它会影响内生性的自变量,而且它仅仅会通过它对这个自变量的作用而影响到结果变量。之后,我们通过间接最小二乘法(indirect least squares estimator,以下简称“ILS”)来估计因果关系。<sup>①</sup>比如说,我们令  $Y$  为个人的主观幸福感水平,是否要多于一个孩子为  $X$ ,第一个孩子是否为女孩为  $Z$ 。那么,通过简化形式的线性模型,我们可以得到第一个孩子是女孩对个人主观幸福感的影响:

$$Y_i = \Pi_0 + \Pi_1 Z_i + v_i, \text{其中 } \Pi_1 = \frac{\partial Y}{\partial Z} \quad (1)$$

然而,通过这个简化形式的模型并不能得到我们真正关注的估计值。为了估计生育行为对个人主观幸福感的影响,我们需要以下的结构形式模型(structural-form):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i, \text{其中 } \beta_1 = \frac{\partial Y}{\partial X} \quad (2)$$

而(1)只能作为我们得到(2)中  $\beta_1$  的过程中所需的一步。结合等式(1)和等式(2)我们可以得到以下的关系:

$$\Pi_1 = \left( \frac{\partial X}{\partial Z} \right) \times \left( \frac{\partial Y}{\partial X} \right) = \left( \frac{\partial X}{\partial Z} \right) \times \beta_1 \quad (3)$$

当生育行为是内生的,也就是,当  $X$  内生于  $Y$  时,我们无法直接

<sup>①</sup> 在应用工具变量法的研究中,研究者多使用二阶段最小二乘法(two-stage least squares, 2SLS)的形式来展现工具变量的结果,如陈云松,2012。但在本文中,我们主要参考安格斯·瑞斯特与埃文斯(Angrist & Evans, 1998)的研究,使用间接最小二乘法的形式来进行分析。事实上,2SLS 和 ILS 在参数估计上是完全等价的。而我们特别选择使用这一套术语体系主要是为了更清晰地展现工具变量发挥作用的具体机制。具体而言,在“分子”中我们可以看到工具变量对结果变量的简化形式影响,而这一影响需要在生育行为真正受到工具变量改变的人群中进行调整(即需要考虑工具变量与生育行为的相关性,也即“分母”),才能得到我们需要的因果估计,即局部平均处理效应(local average treatment effect)。

估计得到等式(2)中的  $\beta_1$ 。比如说,对于这些比较注重家庭、有责任感的个人来说,他们一方面可能更倾向于要更多的孩子,而同时他们的性格也往往较为乐观,更可能拥有较高的主观幸福感水平。因此,基于等式(2)所示的结构形式模型所得的因果估计可能会受到这一选择性偏误的影响。在本文中,我们会通过 IV 法来间接地估计生育行为的效应。

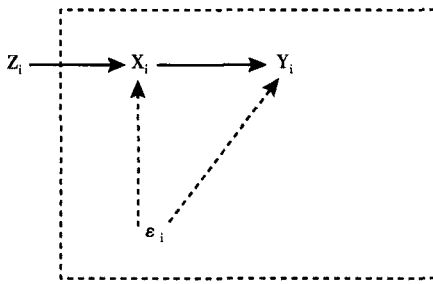


图 1 IV 法的运行机制

为清晰起见,我们在图 1 中展示了 IV 法的运行机制。等式(2)所示的结构模型如虚线框所示。也就是说,在残差  $\epsilon_i$  中会包括一些可观测或者不可观测的个人特点,这些特点会同时影响  $X_i$  和  $Y_i$ 。如在以上例子中提到的,  $\epsilon_i$  可能是个人的家庭观念。如果一个人的家庭观念很强,他(她)不但更可能要更多孩子( $X_i$ ),也更可能拥有更为正面的主观感受( $Y_i$ )。这会使  $X_i$  和  $Y_i$  之间的关系存在选择性偏误。而 IV, 即第一个孩子的性别( $Z_i$ ),如图 1 所示,是外生于这个内生性系统的,而它又同时与个人是否要多于一个孩子高度相关。通过这种相关性,以及是否要多于一个孩子与个人主观幸福感间的相关性,  $Z_i$  也会与个人主观幸福感产生共变。由于孩子性别不太会被人为操控,具有相当的随机性,因此,它也不会被个人的家庭观念影响,从而得以“摆脱”内生性的影响。相应地,如果第一个孩子的性别和个人主观幸福感间的关系是统计显著的,那么是否要多于一个孩子与个人主观幸福感间的关系就可以在很大程度上被认为是具有因果性的。

具体而言,我们可以通过估计以下模型获得等式(3)中的第一部分(这一模型在二阶段最小二乘估计中被称为第一阶段模型):



$$X_i = \theta_0 + \theta_1 Z_i + u_i, \text{其中 } \theta_1 = \frac{\partial X}{\partial Z} \quad (4)$$

而通过计算等式(1)中简化模型估计值和等式(4)所得估计值的比值,我们可以得到IV估计值:

$$\beta_1 = \frac{\partial Y}{\partial X} = \frac{\Pi_1}{\theta_1} \quad (5)$$

基于这一估计过程,假设第一个孩子的性别是随机的,<sup>①</sup>我们就能去掉X带来的选择性偏误,而得到一个生育行为对主观幸福感影响的因果估计。为了能更好地理解等式(5)中的间接最小二乘估计量,我们也可以把 $\beta_1$ 理解成是针对工具变量Z的局部平均处理效应。具体而言, $\beta_1$ 给出的是在所有生育行为受到第一个孩子性别影响的个人中,X对Y的平均效应。换句话说,由于 $\Pi_1$ 仅仅捕捉到了这些生育行为受到第一个孩子性别影响的个人所受到的处理效应,我们务必要将这一效应根据其影响群体的规模(也就是 $\theta_1$ )进行标准化,从而得到对于相关样本的平均处理效应。

值得注意的是,基于我们所使用的工具变量,即第一个孩子是否为女孩,我们在实际操作上仅能把握超过一个孩子对父母主观幸福感的影响,而在其他大多数对“父亲的惠利”和“母亲的代价”的研究文献中,主要的研究对象多为从没有孩子到有孩子这一过程对父母的影响。但我们的研究仍可以把握生育水平的增长对于父母的影响。

### (三)变量

**工具变量:**第一个孩子的性别。这是一个二分变量,其中0 = 男孩,1 = 女孩。由于第一个孩子的性别在很大程度上是随机的,同时,基于二孩政策,它与生育更多孩子的趋势密切相关,我们可以将其作为生育水平的工具变量。

**内生自变量:**生育水平。为了能够更为全面地认识生育效应,并在一定程度上展现结果的稳健性,我们使用了两版不同的生育变量,一个是二分变量,一个是连续变量。

① 一般而言,性别选择性堕胎多存在于二胎或者更高孩次中(Gu et al., 2007),这一现象在我们文中所关注的“一胎女孩二胎化”生育政策下尤其突出。我们在全文的倒数第二段中对第一胎的随机性进行了更为细致的讨论。

是否有多于一个孩子:这是一个二分变量,其中 0 = 只有一个孩子,1 = 有多于一个孩子。

孩子数量:这是一个连续变量。

结果变量:主观幸福感。我们使用了六个从 1 至 5 的主观量表,数字越高代表越为正面的主观感受。具体而言,这六个量表分别为:

自我评价的总体幸福感。测量问题为:“你觉得自己有多幸福?”非常不幸福为 1,非常幸福为 5。

生活满意度。测量问题为:“您对自己生活的满意程度?”很不满意为 1,非常满意为 5。

对于事业的自信心。测量问题为:“你对自己的前途有多大信心?”根本没有信心为 1,非常有信心为 5。

对于未来的自信心。测量问题为:“您对自己未来的信心程度?”很没信心为 1,很有信心为 5。

自我评价的社会关系质量。测量问题为:“你认为自己的人缘关系有多好?”非常差为 1,非常好为 5。

自我评价的社交能力。测量问题为:“你认为自己在与人相处方面能打几分?”很难相处为 1,很好相处为 5。

在此基础上,我们还计算了六项主观感受的均值以代表个人的总体主观幸福感水平,这个复合量表仍旧由 1 至 5,我们称它为总体主观水平。

主观量表的有效性一直是一项值得认真考虑的议题,而 2010 年 CFPS 的问卷设计对此给予了极大的保障。首先,在问卷中,总体幸福感和生活满意度这两项一般性主观量表与其他主观量表在问题设计和具体顺序上都是较为独立的,从而避免了彼此之间的相互引导。具体而言,生活满意度是同对未来的信心程度一起放在成人问卷的 M 部分进行询问的,且如上所示,这两题都是使用较为概括性的语言发问的。而总体幸福感和其余几项主观幸福感的测量则是在成人问卷的 K 部分询问的,也都是以十分独立、平行的方式发问的。且人缘关系和与人相处能力两题还被总体幸福感和对前途的信心两题首尾分开。此外,我们通过六项主观量表的均值来体现总体的主观幸福感水平,也是为了准确地表现生育水平对个人各方面感受的综合性影响。而为了更加清晰地体现生育水平对父母亲不同方面感受的影响机制,我们同时展现了总体和各项具体主观感受的结果。通过结果我们也可以看到,父亲和母亲的总体主观幸福感水平——即六项主观幸福感的均值,其结

果是与各项独立主观幸福感的模型结果高度一致的。另外,通过计算六项主观量表均值来体现个人总体的主观幸福感水平,也是相关研究中的一种标准做法(Treiman, 2009),尤其是当我们所使用的六项量表都具有非常明确而具体的测量意向时。比如(1)和(2)是关于个人对生活快乐程度的评价,(3)和(4)是关于个人对生活信心程度的评价,(5)和(6)是对于个人社会交往状态的评价。

控制变量:为控制可能会同时影响自变量和因变量的一些可观测的异质性(observed heterogeneity),我们加入了一系列控制变量,包括:是否主要从事农业劳动(0 = 否,1 = 是)、是否为移民(0 = 否,1 = 是)、年龄、生育第一个孩子时的年龄、教育、最大和最小孩子的年龄差、是否与最小孩子同住(0 = 否,1 = 是)、是否与配偶同住(0 = 否,1 = 是)、是否与孩子的(外)祖父同住(0 = 否,1 = 是),以及是否与孩子的(外)祖母同住(0 = 否,1 = 是)。

### 三、研究结果

#### (一)工具变量的有效性

表1所示为基于第一个孩子性别的均值差,其中结果变量为两个内生性生育变量和总体主观水平。我们分别对父亲和母亲进行计算。具体而言,生育变量的均值差正是等式(5)中的 $\theta_1$ ,也就是为得到工具变量估计值这一比值所需的分母,它表示工具变量和内生性生育变量间的相关性。

可以看到,对父亲而言,如果第一个孩子是男孩,仅有50%的父亲会继续要第二个孩子,这几乎如同一个随机选择的结果;但是,如果第一个孩子是女孩,则会有约70%的父亲会要第二个孩子。类似地,对于这些第一个孩子是男孩的父亲,其平均孩子数量为1.55;而对于这些第一个孩子是女孩的父亲,则平均有1.91个孩子。母亲的情况也非常类似。仅有51%的第一个孩子为男孩的母亲要了第二个孩子,而有高达73%的女孩母亲会要第二个孩子。此外,第一个孩子为男孩的母亲平均有1.56个孩子,而这一数字对于第一个孩子为女孩的母亲则高达1.94。同时,无论对父亲还是母亲,无论针对哪一个生育变量, $\theta_1$ 都是高度显著为正的。以上结果都印证了利用第一个孩子的性别作为生

育水平工具变量的有效性。

表 1 生育行为(分母)和主观幸福感(分子)的均值差

变量		第一个孩子的性别				均值差 (女孩-男孩)	
		男		女			
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准误
父亲 (N = 1124)	生育变量						
	是否多于一个孩子(参 照组 = 只有一个孩子)	.49	.50	.70	.46	.21***	.03
	孩子数量	1.55	.61	1.91	.79	.36***	.04
	主观幸福感						
	总体主观水平	3.79	.66	3.83	.66	.05	.04
	N	566		558			
母亲 (N = 868)	生育变量						
	是否多于一个孩子(参 照组 = 只有一个孩子)	.51	.50	.73	.45	.22***	.03
	孩子数量	1.56	.59	1.94	.80	.39***	.05
	主观幸福感						
	总体主观水平	3.77	.62	3.86	.65	.09*	.04
	N	437		431			

注:(1)数据为2010CFPS,样本被限制到实行对一胎女孩户开放二胎的省份中拥有农村户口且为汉族的个人。我们只保留对所有变量都具有有效值的样本。(2)总体主观水平是六个从1到5的主观量表的均值,包括:总体幸福感、生活满意度、对个人事业的自信程度、对个人未来的自信程度、对个人社会关系质量的评价和对个人社交能力的评价。数值越大代表此人在主观感受上越正面。(3)<sup>†</sup>p < 0.10, \*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\*p < 0.001。

主观幸福感的均值差是等式(5)中的  $\Pi_1$ ,即简化形式模型的参数,也就是工具变量估计值这一比值中的分子。可以看到,无论对于父亲还是母亲而言,第一个孩子是否为女孩都与个人的总体主观水平正向相关。但是,这一相关性仅对母亲是统计显著的。具体而言,第一个孩子为女孩的母亲会比第一个孩子为男孩的母亲在总体主观水平上高出0.09。值得注意的是,这个均值差仅是一个简化形式的参数,我们需要进一步根据所受影响的人群规模对其进行调整,以估计出局部平均处理效应。对此,我们需要将表1中的两部分估计值相除得到一个比值,这一比值被称为瓦尔德估计(Wald estimate)。由于

瓦尔德估计与 ILS 估计非常相似,我们只在附录表 3 中展示瓦尔德估计的结果。

表 2 生育行为(分母)和主观幸福感(分子)对第一个孩子性别的 OLS 回归

因变量	第一个孩子的性别(参照组 = 男孩)	
	父亲(N = 1124)	母亲(N = 868)
分母:生育变量		
是否多于一个孩子 (参照组 = 只有一个孩子)	.12 *** (.02)	.11 *** (.02)
孩子数量	.23 *** (.03)	.24 *** (.03)
分子:主观幸福感		
总体主观水平	.07 <sup>†</sup> (.04)	.12 ** (.04)

注:(1)数据为 2010CFPS,括号中所示数字为标准误,样本被限制到实行对一胎女孩户开放二胎省份中拥有农村户口且为汉族的个人。我们只保留对所有变量都具有有效值的样本。(2)总体主观水平是六个从 1 到 5 的主观量表的均值,包括:总体幸福感、生活满意度、对个人事业的自信程度、对个人未来的自信程度、对个人社会关系质量的评价和对个人社交能力的评价。数值越大代表此人在主观感受上越正面。(3)所有模型都控制了附录表 2 中所列的各变量。(4)<sup>†</sup>p < 0.10, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001。

表 2 所示结果与表 1 类似,唯一的区别在于这个表中的所有模型在估计时都加入了控制变量。由对分母的估计结果可以看到,无论对于父亲还是母亲,与表 1 类似,θ<sub>1</sub> 仍旧对于所有生育变量都显著为正。这一结果进一步表明了工具变量的有效性,即在加入控制变量后它仍旧与生育变量高度正相关。分母具体的估计值大小也与表 1 中的相应数值十分相似。而对于分子的估计结果而言,在加入控制变量之后,在 1-5 的总体主观水平量表上,父亲出现了一个 0.07 的微弱显著的正效应,而母亲的正效应不仅其显著水平从 0.05 提高到了 0.01,其效应大小也由 0.09 上升到了 0.12。相比起其他控制变量对总体主观水平的影响,第一个孩子性别的影响无论在大小还是显著程度上都是很突出的。比如说,相对于初中水平的父亲,文盲半文盲的父亲其总体主观水平低 0.16,小学的父亲低 0.06,高中的父亲高 0.02,大学或以上教育程度的父亲高 0.33,且只有文盲半文盲和大学及以上这两组对比是统计显著的。而对于母亲来说,文盲半文盲的母亲比初中水平母亲总体主观水平低 0.12,小学的母亲低 0.04,高中的母亲低 0.09,大学或以上教育

程度的母亲高 0.15,且只有文盲半文盲这一组对比是统计显著的。<sup>①</sup>

为了更为严格地展现使用 IV 法的必要性,我们还基于是否生育多于一个孩子对总体主观水平影响的这一组 OLS 和 ILS 模型进行了 Durbin-Wu-Hausman 检验。对于父亲,检验所得 p 值为 0.08;对于母亲,检验所得 p 值为 0.01。这意味着,生育变量本身具有很强的内生性,而基于 IV 法得出的估计结果显著地优于基于 OLS 所得的结果。

## (二)生育对父亲主观幸福感的影响

表 3-1 所示是生育行为对父亲的各项主观结果的影响,我们同时列出了使用 OLS 和 ILS 估计的结果。从 ILS 的估计结果可以看到,总体而言,当有更多孩子时,基于孩子数量这个内生性变量,父亲的总体主观水平会有一个微弱显著的提升。

表 3-1 主观幸福感模型的 OLS 和 2SLS 估计,父亲(N=1124)

因变量	总体	一般性		信心		社交	
	总体 主观水平	总体 幸福感	生活 满意度	对事业的 自信程度	对未来的 自信程度	社会关系 质量	社交 能力
是否多于一个孩子							
OLS	-.01 (.06)	-.04 (.09)	.01 (.09)	-.004 (.10)	-.02 (.10)	-.02 (.08)	.02 (.08)
2SLS	.57 (.34)	.03 (.52)	.06 (.50)	1.29* (.57)	1.08* (.54)	.48 (.42)	.46 (.42)
孩子数量							
OLS	.03 (.04)	.05 (.06)	.05 (.06)	.04 (.06)	.02 (.06)	-.03 (.05)	.02 (.05)
2SLS	.29 <sup>†</sup> (.17)	.01 (.27)	.03 (.25)	.66* (.28)	.55* (.27)	.24 (.21)	.24 (.21)

注:(1)数据为 2010CFPS。括号中所示数字为标准误。样本被限制到实行对一胎女孩户开放二胎省份中拥有农村户口且为汉族的个人。我们只保留对所有变量都具有有效值的样本。(2)总体主观水平是六个从 1 到 5 的主观量表的均值,包括:总体幸福感、生活满意度、对个人事业的自信程度、对个人未来的自信程度、对个人社会关系质量的评价和对个人社交能力的评价。数值越大代表此人在主观感受上越正面。(3)所有模型都控制了附录表 2 中所列的各变量。(3)<sup>†</sup>p < 0.10, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001。

① 这些结果没有在文中的表格中进行展示,它们在此仅作为参照以使读者对生育效应的大小有一个更为直观的认识。下文中同样如此。

从表 3-1 可见,每多生育一个孩子,父亲的总体主观水平会上升 0.29。相比起其他控制变量对总体主观水平的影响,通过 IV 估计的生育效应仍旧在大小和显著程度上都十分特别。比如说,对于孩子个数这个内生自变量,相对于初中水平的父亲,文盲半文盲的父亲其总体主观水平低 0.19,小学的父亲低 0.08,高中的父亲高 0.02,大学或以上教育程度的父亲高 0.33,且仍旧只有文盲半文盲和大学及以上这两组对比是统计显著的。

而对于各项具体主观结果,无论针对哪个内生性变量,结果都是一致的,即当有更多孩子时,父亲会变得更有自信。具体而言,当有多于一个孩子时,父亲对事业的自信心会增长 1.29,而对未来的自信心会增长 1.08;而每多生育一个孩子,父亲对事业的自信心会增加 0.66,对未来的自信心会增加 0.55。这很可能是因为当孩子更多时,父亲可能会拥有更强的责任感来为孩子创造更好的生活条件,这种责任感会使他们的内心更加强大。相应地,无论对于工作还是生活,他们都开始更加充满自信心。这样的结果在一定程度上间接地表明了家庭内部分工这一传统在当代中国的存在性。

对比 ILS 与 OLS 的估计结果可以看到,在统计显著的 ILS 估计中,他们的 OLS 估计值都不显著,且 OLS 的估计值要么是一个非常小的相反方向的数值,要么就是同一方向但小得多的数值。比如说,生育多于一个孩子,基于 ILS 估计会给父亲的事业自信心带来一个显著的 1.29 的增益,而基于 OLS 估计则是一个不显著的 0.004 的损害;每多生育一个孩子,基于 ILS 估计,父亲的事业自信心会增加 0.66,而基于 OLS 估计这个增加仅为 0.04,且不统计显著。这两组估计结果的不同表明了使用 IV 法来估计生育效应的必要性,一般性的 OLS 分析可能会较多地受到选择性偏误的影响。

### (三)生育对母亲主观幸福感的影响

表 3-2 所示是母亲基于 OLS 和 ILS 估计所得到的生育效应。可以看到,基于 ILS 的估计结果与表 2 中  $\Pi_1$  和  $\theta_1$  的估计结果一致。总体来看,当有更多孩子时,母亲的总体主观水平会有一个显著的提升。具体而言,当生育多于一个孩子时,母亲的总体主观水平会增进 1.02;而每多生育一个孩子,母亲的总体主观水平会上升 0.48。相比起其他控制变量对总体主观水平的影响,通过 IV 估计的生育效应对于母亲而

言也在大小和显著程度上表现突出。比如说,对于是否要多于一个孩子这个内生自变量,相对于初中水平的母亲,文盲半文盲的母亲其总体主观水平低 0.15,小学的母亲低 0.04,高中的母亲低 0.02,大学或以上教育程度的母亲高 0.33,且只有文盲半文盲和大学及以上这两组对比是统计显著的;而对于孩子数量这个内生自变量,相对于初中水平的母亲,文盲半文盲的母亲其总体主观水平低 0.17,小学的母亲低 0.06,高中的母亲低 0.05,大学或以上教育程度的母亲高 0.17,且只有文盲半文盲这组对比是统计显著的。

表 3-2 主观幸福感模型的 OLS 和 2SLS 估计,母亲(N=868)

因变量	总体	一般性		信心		社交	
	总体 主观水平	总体 幸福感	生活 满意度	对事业的 自信程度	对未来的 自信程度	社会关系 质量	社交 能力
是否多于一个孩子							
OLS	-.03 (.07)	.05 (.11)	-.09 (.11)	-.11 (.11)	.03 (.11)	-.01 (.09)	-.02 (.09)
2SLS	1.02* (.42)	1.30* (.61)	1.35* (.65)	.78 (.64)	1.05 (.64)	.75 (.49)	.88 <sup>†</sup> (.49)
孩子数量							
OLS	.02 (.04)	.04 (.06)	-.05 (.07)	.04 (.07)	.04 (.07)	.04 (.05)	.03 (.05)
2SLS	.48* (.18)	.61* (.28)	.63* (.29)	.36 (.29)	.49 <sup>†</sup> (.29)	.35 (.23)	.41 <sup>†</sup> (.22)

注:(1)数据为2010CFPS。括号中所示数字为标准误。样本被限制到实行对一胎女孩户开放二胎省份中拥有农村户口且为汉族的个人。我们只保留对所有变量都具有有效值的样本。(2)总体主观水平是六个从1到5的主观量表均值,包括:总体幸福感、生活满意度、对个人事业的自信程度、对个人未来的自信程度、对个人社会关系质量的评价和对个人社交能力的评价。数值越大代表此人在主观感受上越正面。(3)所有模型都控制了附录表2中所列的各变量。(4)<sup>†</sup>p<0.10,\*p<0.05,\*\*p<0.01,\*\*\*p<0.001。

对于具体各项主观结果而言,除了对未来的自信程度,无论使用哪个内生性变量,结果都非常相似,即当有更多孩子时,母亲会感觉更幸福、对生活更加满意,且对自己所具备的社交能力拥有更高的评价。具体而言,当生育多于一个孩子时,母亲的总体幸福感和对生活的满意程度会分别增长 1.30 和 1.35,而其社交能力会有一个微弱显著的 0.88 的改善;而每多生育一个孩子,母亲的总体幸福感和生活满意度会分别



增长 0.61 和 0.63, 而其社交能力会有一个微弱显著的 0.41 的改善。此外, 对于孩子数量这一内生性变量, 每多生一个孩子, 会使母亲对未来的信心有一个微弱的 0.49 的改善。

与上面父亲两项自信心同时增益相呼应, 母亲也有更强烈的幸福感和满足感, 她们对自身社交能力评价提高, 对于未来的信心亦有微小的提升, 可能正是因为她们会花费更多的时间和精力来照顾孩子。而在与孩子更为密切的接触中, 她们感到自己的生活拥有更为丰富的内容和空间。这样的结果再次从一个间接的角度验证了家庭内部分工是存在的。

对比 ILS 与 OLS 的估计结果可以看到, 在统计显著的 ILS 估计中, 它们的 OLS 估计值都不显著, 且其具体估计值都是一个非常小的相反方向的数值, 或是同一方向但小得多的数值。比如说, 当生育多于一个孩子时, 基于 ILS 估计母亲的总体主观水平会提高 1.02, 而基于 OLS 估计母亲则经历了一个不显著的 0.03 的损害; 另外, 每多生育一个孩子, 基于 ILS 估计, 母亲的总体主观水平会增加 0.48, 而基于 OLS 估计这个增加仅为 0.02, 且统计不显著。这两组估计结果的不同再次表明了使用 IV 法相对于一般性的 OLS 分析在估计生育效应时的必要性和优越性。

#### 四、总结与讨论

无论是从理论角度还是从方法论角度来看, 本文对家庭人口研究中一个重要的研究领域——“父亲的惠利”和“母亲的代价”——都是一个重要的推进。

首先, 从理论角度而言, 中国是一个急剧变化中的国家。在这些变化之中, 家庭领域的一个重要变化就是家庭内部分工传统的减弱 (Bian et al., 2000; Whyte & Parish, 1984; Wolf, 1984; Yu & Xie, 2012; Zuo & Bian, 2001)。在这一背景下, 生育效应的性别差异是否会在当代中国持续出现是一个值得通过实证方法进行检验的问题。此外, 不同于以往相关研究中对于工作和收入等结果变量的关注, 本文讨论了生育行为对个人主观幸福感的影响。考虑到生育行为在个人生命历程中的重要性以及对社会整体主观幸福感水平的影响, 研究生育行为对个人主

观幸福感的影响是非常必要的。

从方法论的角度来讲,中国特有的计划生育政策环境也给了我们一个运用工具变量来估计因果效应的机会。在很多地区,如果第一个孩子是女孩,如能满足一些其他条件,个人可以继续生育二胎。因此,第一个孩子的性别可以作为生育水平的工具变量。

具体而言,基于2010CFPS,我们通过IV法检验了父母生育水平对其主观幸福感水平的影响。我们发现,生育更多孩子会给父母,尤其是母亲,带来更高的总体主观水平。尤其值得注意的是,父亲和母亲具体的生育效应有着非常鲜明的差别:生育更多孩子会让父亲对自己的事业和未来都更具自信心,而会让母亲总体上感觉更快乐、对生活更满意、对未来更有信心,且对自己的社交能力拥有更高的评价。这个生育效应的性别差别间接地表明了当代中国家庭内部分工仍旧存在。也就是说,由于母亲要比父亲承担更多照顾、养育孩子的责任,她们的生活重心更多地放在家庭生活,因此她们所享有的主观幸福感也都相应地分布在对于生活的主体感受以及与社会交往相关的感受上。而父亲有了更多孩子后,可能会更多地承担养家糊口的责任,因此他们的关注点还是会更多地放在发展自身事业上,相应地,他们会对自己的事业和未来的生活拥有更好的感受。

当然,本文还存在着一些局限性。首先,在一些实行二胎政策的地区,个人需要满足除第一胎为女孩之外的一些其他条件才能够生育二胎。同时,在一些地区,二胎政策并不能完全严格地执行。因此,更好的工具变量可能是一系列变量的组合,而不仅仅是第一个孩子的性别。但是,从本文相关结果中可以看出,第一个孩子的性别作为工具变量具有很高的稳健性;而且如前所述,基于不同版本的样本限制,我们所得到的估计结果是非常相似的。因此,我们认为这不会影响本文结果的有效性。其次,自20世纪80年代末期起,选择性堕胎技术持续完善且逐渐扩散(Chu,2001),那么,这一过程会影响到第一胎生育性别的随机性吗?我们认为在很大程度上,尤其是对于本文所针对的样本,答案是否定的。在中国,选择性堕胎更多地存在于对于第二胎或更高孩次的性别选择中(Gu et al.,2007)。特别是考虑到我们样本中的个人只要先有一个女孩,大多可以生育二胎,本文中的父母并不会具备很强的动机需要对第一胎进行选择性堕胎。而我们的样本分布其实也提供了第一胎性别随机性的证据。具体而言,在我们的样本中,49.64%的父

亲和 49.65% 的母亲其第一个孩子是女孩。也就是说,在本文样本中,第一个孩子的性别分布无论对于父亲还是母亲都是接近随机分布的。最后,由于本文研究设计的特点,我们进行了非常细致的样本限制,而这大大减少了最终的样本量,这可能会影响结果的精细度。因此,我们非常欢迎使用其他方法和样本的相关研究。

本研究在中国放开二胎政策这一新背景下极具启示意义。我们的研究表明,在中国之前严格的独生子女政策下,在特定条件下得以生育二胎已经能够给个人带来更高的主观幸福感。可以想见,随着二胎政策的逐步放开,当有更多个人得以享受到生育二胎的自由时,个人基本的生育权利可以在更大程度地得以实现,社会的整体主观幸福感水平将获得更为显著的提升。

#### 参考文献:

- 蔡冰,2011,《全球化背景下的中国超低生育率:挑战和机遇》,王丰、彭希哲、顾宝昌等编著《全球化与低生育率:中国的选择》,上海:复旦大学出版社。
- 陈友华,2007,《关于进一步完善生育政策的若干认识问题》,《市场与人口分析》第1期。
- 陈云松,2012,《逻辑、想象和诠释:工具变量在社会科学因果推断中的应用》,《社会学研究》第6期。
- 顾宝昌,2006,《新时期的中国人口态势》,蔡昉主编《中国人口与劳动问题报告 No. 7 人口转变的社会经济后果》,北京:社会科学文献出版社。
- 郭志刚,2004,《关于生育政策调整的人口模仿方法探讨》,《中国人口科学》第2期。
- 郭志刚、刘金塘、宋健,2002,《我国现行生育政策与未来的家庭结构》,《中国人口科学》第1期。
- 靳永爱,2014,《低生育率陷阱:理论、事实与启示》,《人口研究》第1期。
- 彭佩云,1997,《中国计划生育全书》,北京:中国人口出版社。
- 乔晓春、任强,2006,《中国未来生育政策的选择》,《市场与人口分析》第3期。
- 王广州,2011,《北京市生育政策调整对出生人口规模的影响》,《北京社会科学》第3期。
- 王广州、张丽萍,2012,《到底能生多少孩子——中国人的政策生育潜力估计》,《社会学研究》第5期。
- 於嘉、谢宇,2014,《生育对我国女性工资率的影响》,《人口研究》第1期。
- 曾毅,2012,《普遍允许二胎:民众和国家双赢》,《社会观察》第9期。
- 翟振武、张珉苓、靳永爱,2014,《立即全面开放二胎政策的人口学后果分析》,《人口研究》第2期。
- Aassve, A., A. Goisis & M. Sironi 2012, "Happiness and Childbearing across Europe." *Social Indicator Research* 108.
- Angrist, J. D. & W. N. Evans 1998, "Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size." *American Economic Review* 88.

- Arnold, F. & Z. Liu 1986, "Sex Preference, Fertility, and Family Planning in China." *Population and Development Review* 12.
- Baranowska, A. & A. Matysiak 2011, "Does Parenthood Increase Happiness? Evidence for Poland." *Vienna Yearbook of Population Research* 9.
- Becker, Gary S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA; Harvard University Press.
- 1985, "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor." *Journal of Labor Economics* 3.
- Bian, Y., J. R. Logan & X. Shu 2000, "Wage and Job Inequalities in the Working Careers of Men and Women." In Barbara Entwisle & Gail E. Henderson (eds.), *Re-drawing Boundaries: Work, Households, and Gender in China*. Berkeley; University of California Press.
- Billari, F. C. & H. P. Kohler 2009, "Fertility and Happiness in the XXI Century: Institutions, Preferences and Their Interactions." Paper presented at XXVI IUSSP International Population Conference, Marrakech, September 27 – October 2.
- Budig, M. J. & P. England 2001, "The Wage Penalty for Motherhood." *American Sociological Review* 66.
- Cai, F. 2007, "Pay-Back Time for China's One-Child Policy." *Far East Economic Review* 170.
- Chu, J. 2001, "Prenatal Sex Determination and Sex-selective Abortion in Rural Central China." *Population and Development Review* 27.
- Eibach, R. P. & S. E. Mock 2011, "Idealizing Parenthood to Rationalize Parental Investments." *Psychological Science* 22.
- Glauber, R. 2008, "Race and Gender in Families and at Work: The Fatherhood Wage Premium." *Gender and Society* 22.
- Goldin, C. 1995, "Career and Family: College Women Look to the Past." *National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper* No. 5188.
- Gough, M. & M. Noonan 2013, "A Review of the Motherhood Wage Penalty in the United States." *Sociology Compass* 7.
- Gronau, R. 1988, "Sex-Related Wage Differentials and Women's Interrupted Careers—The Chicken or the Egg." *Journal of Labor Economics* 6.
- Gu, B., F. Wang, Z. Guo & E. Zhang 2007, "China's Local and National Fertility Policies at the End of the Twentieth Century." *Population and Development Review* 33.
- Harkness, S. & J. Waldfogel 2003, "The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialized Countries." *Research in Labor Economics* 22.
- Hochschild, A. & A. Machung 1989, *The Second Shift: Working Parents and the Revolution at Home*. New York: Viking Penguin.
- Hoffman, L. W. & M. L. Hoffman 1973, "The Value of Children to Parents." In J. T. Fawcett (ed.), *Psychological Perspectives on Population*. New York: Basic Books.
- Hoffman, L. W., A. Thornton & J. D. Manis 1978, "The Value of Children to Parents in the United States." *Journal of Population* 1.
- Jin, K., N. Coeurdacier & S. Guibaud 2013, "Fertility and Social Security Policies in China." Paper

- presented at conference "Asia: Challenges of Stability and Growth", Seoul, September 26.
- Joshi, H. & M. Newell 1989, *Pay Differentials and Parenthood: Analysis of Men and Women Born in 1946*. Coventry, England: University of Warwick Institute for Employment Research.
- Killewald, A. 2013, "A Reconsideration of the Fatherhood Premium: Marriage, Residence, Biology, and the Wages of Fathers." *American Sociological Review* 78.
- Kohler, H. P., J. R. Behrman & A. Skytthe 2005, "Partner + Children = Happiness? The Effect of Partnership and Fertility on Well-being." *Population and Development Review* 31.
- Kraval, Øystein 2013, "Reflections on the Search for Fertility Effects on Happiness." Working Paper 10/2013, Department of Economics, University of Oslo.
- Leibenstein, H. 1957, *Economic Backwardness and Economic Growth*. New York: Wiley.
- Loh, E. S. 1996, "Productivity Differences and the Marriage Premium for White Males." *Journal of Human Resources* 31.
- Lundberg, S. & E. Rose 2000, "Parenthood and the Earnings of Married Men and Women." *Labor Economics* 7.
- Margolis, R. & M. Myrskylä 2011, "A Global Perspective on Happiness and Fertility." *Population and Development Review* 37.
- Nelson, S. K., K. Kushlev, T. English, E. W. Dunn & S. Lyubomirsky 2013, "In Defense of Parenthood: Children Are Associated with More Joy than Misery." *Psychological Science* 24.
- Neumark, D. & S. Korenman 1994, "Sources of Bias in Women's Wage Equations: Results Using Sibling Data." *Journal of Human Resources* 29.
- Noonan, M. 2001, "The Impact of Domestic Work on Men's and Women's Wages." *Journal of Marriage and Family* 63.
- Schultz, P. T. 1981, *Economics of Population*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Thornton, A. & H. Lin 1994, *Social Change and the Family in Taiwan*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Treiman, D. J. 2009, *Quantitative Data Analysis: Doing Social Research to Test Ideas*. San Francisco: Jossey-Bass/Wiley.
- Waite, L. J. & M. Gallagher 2000, *The Case for Marriage: Why Married People Are Happier, Healthier, and Better Off Financially*. New York: Broadway Books.
- Waldfogel, J. 1997, "The Effects of Children on Women's Wages." *American Sociological Review* 62.
- 1998a, "The Family Gap for Young Women in the United States and Britain: Can Maternity Leave Make a Difference?" *Journal of Labor Economics* 16.
- 1998b, "Understanding the 'Family Gap' in Pay for Women with Children." *Journal of Economic Perspectives* 12.
- White, M. P. & P. Dolan 2009, "Accounting for the Richness of Daily Activities." *Psychological Science* 20.
- Whyte, M. K. & W. L. Parish 1984, *Urban Life in Contemporary China*. Chicago: University of Chicago Press.
- Wolf, M. 1984, "Marriage, Family, and the State in Contemporary China." *Pacific Affairs* 57.

Yu, J. & Y. Xie 2012, "The Varying Display of 'Gender Display'." *Chinese Sociological Review* 44.  
 Zuo, J. & Y. Bian 2001, "Gendered Resources, Division of Housework, and Perceived Fairness—A Case in Urban China." *Journal of Marriage and Family* 63.

附录：

**表 1 第一胎为女孩时可生二胎的政策条件**

条件	省份
在深山区长期居住并以农业生产为主要生活来源的农村居民	北京、天津、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、浙江、安徽、福建、江西、河南、湖北、湖南、广东、重庆、贵州、陕西、甘肃
从事井下作业连续 5 年以上,且继续从事井下作业的矿工	河北、江苏、浙江、安徽、山东、河南
夫妻中女方属农业人口	广西
母女均为农村居民且母亲居住在农村连续 5 年以上,以农林牧渔业收入为主要生活来源的	辽宁、山东
女方为农村居民,男方到无兄弟的女方落户并赡养女方父母	江苏
女方为农村居民,男方无兄弟且只有一个姐姐或者妹妹	江苏
女方为农村居民,双方定居在人均土地 5 亩以上(以村计算)的沿海垦区	江苏
女方为农村居民,一方以海洋捕捞为业 5 年以上,现仍从事海洋捕捞业	江苏
夫妻为主要从事种植业或者养殖业的农村居民,一方经县级以上医学、劳动鉴定机构确认为非遗传性一级或者二级肢体残疾	江苏
夫妻双方为农村村民或者在农、林、牧、副、渔场从事承包经营并不再领取工资的原职工	吉林
夫妻一方从事外海、远洋捕捞作业连续 5 年以上,现仍从事该项工作	山东
夫妻一方因非遗传性残疾失去劳动能力	山东

数据来源:山西省人口和计划生育委员会网站,2011 年 10 月 5 日(<http://www.sxrk.gov.cn/Article.jsp?ArticleID=4623>)。

表 2 控制变量的均值差

变量	均值差:基于第一个孩子的性别(参照组 = 男孩)	
	父亲(N = 1124)	母亲(N = 868)
是否从事农业劳动 (参照组 = 否)	-.015 (.029)	.020 (.033)
是否为移民 (参照组 = 否)	.017 (.018)	.001 (.021)
年龄	.438 (.353)	-.225 (.385)
生育第一个孩子时的年龄	.508 ** (.195)	.043 (.205)
是否为文盲、半文盲 (参照组 = 否)	.041 * (.020)	.029 (.030)
是否为小学文化程度 (参照组 = 否)	-.058 * (.027)	-.002 (.032)
是否为初中文化程度 (参照组 = 否)	.023 (.030)	-.028 (.031)
是否为高中文化程度 (参照组 = 否)	-.007 (.018)	.003 (.017)
是否为大专或以上文化程度 (参照组 = 否)	.002 (.010)	-.002 (.011)
最大和最小孩子的年龄差	1.250 *** (.209)	1.390 *** (.240)
最小的孩子是否同住 (参照组 = 否)	.007 (.008)	.002 (.011)
配偶是否同住 (参照组 = 否)	.004 (.004)	.002 (.009)
孩子爷爷或外公是否同住 (参照组 = 否)	-.024 (.028)	-.020 (.013)
孩子祖母或外婆是否同住 (参照组 = 否)	-.001 (.029)	-.013 (.014)

注:(1)数据为2010CFPS,括号中所示数字为标准误。样本被限制到实行对一胎女孩户开放二胎省份中拥有农村户口且为汉族的个人。我们只保留对所有变量都具有有效值的样本。(2)我们还加入了一组被访者户口所在省份的哑变量,以便控制区域间的固定效应。(3)我们对第一个孩子的性别和户口所在省份进行了卡方检验,父亲的p值是0.513,母亲的p值是0.764。(4)<sup>†</sup>p < 0.10, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001。

表 3 主观幸福感模型的 OLS 和 Wald 估计

总体主观水平	父亲(N=1124)	母亲(N=868)
是否多于一个孩子(参照组 = 一个孩子)		
OLS	-.08* (.04)	-.18*** (.04)
Wald	.22 (.19)	.40† (.21)
孩子数量		
OLS	-.05† (.03)	-.11*** (.03)
Wald	.13 (.11)	.22† (.12)

注:(1)数据为 2010CFPS,括号中所示数字为标准误。样本被限制到实行对一胎女孩户开放二胎省份的拥有农村户口且为汉族的个人。我们只保留对所有变量都具有有效值的观测值。(2)总体主观水平是六个从 1 到 5 的主观量表的均值,包括:总体幸福感、生活满意度、对个人事业的自信程度、对个人未来的自信程度、对个人社会关系质量的评价和对个人社交能力的评价。数值越大代表此人在主观感受上越正面。(3)所有模型都未加任何控制变量。(4)†p < 0.10, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001。

作者单位:北京大学社会研究中心(穆峥)

北京大学社会研究中心、密歇根大学社会学系(谢宇)

责任编辑:杨 可



lifeworld and strategic capital logic carried out by credit cards system, and the former is embedded in the latter.

**Non-synergetic Governance and Strategic Response: A theoretical framework on Chinese NGOs' autonomy** ..... *Huang Xiaochun & Ji Xin* 98

**Abstract:** There are several policy signals under the macro policy of current Chinese NGOs' development, which leads to the phenomenon that different government sectors have multiple governance logics and NGOs take organizational strategies to expand their own resources and get development opportunities. Thus, the complicated multi-level interactions make the NGOs' autonomy production intrinsically unstable. Based on the existing researches, this paper develops a theoretical framework on "non-synergetic governance—strategic response". Then it shows the complicated mechanism of strategic actions under the current institutional environment and its potential social consequences, taking NGOs in public services as examples. Finally, this paper further discusses the far-reaching influence of autonomy production mechanism on Chinese NGOs' development.

**Fertility Effects on Parents' Subjective Well-being** ..... *Mu Zheng & Xie Yu* 124

**Abstract:** Using data from the 2010 Chinese Family Panel Studies (CFPS), this paper utilizes the instrumental variable (IV) approach to estimate the fertility effects on parental subjective well-being, with gender of the first child serving as the IV for the likelihood to have a second child. Results show that fathers gain self-confidence in both career and the future, and mothers are happier, more satisfied with life, more confident in the future, and report better social ability. This gendered distribution of the fertility effects reveals within-household gender-role specialization. Moreover, since the right to fertility is a fundamental human right, those who can have more than one child may have enjoyed more options and thus better subjective well-being than those who can only have one child. Our results suggest that along with China's gradual transition to a universal two-child policy, individuals' subjective well-being will be further improved.

**"Yan Mu Ci Zu": The intergenerational collaboration and conflicts in childrearing among urban families in contemporary China** ..... *Xiao Suowei* 148

**Abstract:** This article examines the collaboration and conflicts in "intergenerational parenting coalitions" which are prevalent among contemporary urban Chinese families. The author argues that a pattern of "yan mu ci mu" (mother-as-disciplinarian-and-