

中国人口生育意愿变迁： 1980—2011^{*}

侯佳伟 黄四林 辛自强等^{**}

摘 要：基于 1980—2011 年间开展的 227 项关于中国人生育意愿的调查结果，运用横断历史元分析方法，考察了生育意愿的纵向变化趋势。研究发现，1980 年以来中国人理想子女数呈减少趋势。2000 年之后主要表现为“儿女双全”的二孩生育意愿，平均理想子女数基本稳定在 1.6—1.8 人之间。1980 年代中国人生育水平高于生育意愿，随着经济和教育发展水平的提升，二者均呈下降趋势，但是生育水平下降快于生育意愿。1990 年之后生育水平低于生育意愿，即人们实际生育子女数少于理想子女数。这为认识生育意愿和生育水平在中国的变化趋势提供了实证依据。

关键词：生育意愿 理想子女数 性别偏好 生育水平 横断历史元分析

作者侯佳伟，人口、资源与环境经济学博士，中央财经大学社会发展学院副教授（北京 100081）；黄四林，心理学博士，中央财经大学社会发展学院副教授（北京 100081）；辛自强，心理学博士，中央财经大学社会发展学院教授（北京 100081）。

近几年，“放开生育二胎”的话题引起了社会各界广泛关注。反对者担心政策放开之后，再度出现“人口爆炸”，30 多年来计划生育工作的成果会毁于一旦；支持者认为“放开二胎”有助于缓解甚至解决出生性别比失衡、人口红利殆尽、人口老龄化、家庭结构不够合理等问题。十八届三中全会上《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》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。”标志着备受社会关注的放开“单独二胎”正式走上政策层面。然而，计生政策

* 本研究得到中央财经大学社会调研与数据库建设项目、中央财经大学第三期 211 项目的支持。感谢中国人民大学人口与发展研究中心顾宝昌教授、国家卫生和计划生育委员会科学技术研究所茅倬彦副研究员和匿名审稿人对本文写作修改提出的宝贵建议。

** 其他作者孙铃，心理学博士，中央财经大学社会发展学院讲师（北京 100081）；张红川，心理学博士，中央财经大学社会发展学院副教授（北京 100081）；窦东徽，心理学博士，中央财经大学社会发展学院讲师（北京 100081）。

的调整和完善需要了解现阶段的生育率水平、人们的生育意愿及城乡分布情况。^①

人口生育水平由个人生育行为聚集而成。^② 人口学家使用“意愿—行为”模式，假定个人的生育行为是由个人的生育意愿转化而来，通过了解个人的生育意愿，可以预测个人的生育行为，进而预测人口的生育水平。2001年邦加茨（Bongaarts）提出生育水平与生育意愿关系的理论，认为从人们的生育意愿到实现生育行为结果这一过程会受一系列因素的影响，包括非意愿生育（ F_u ）、替补效应（ F_r ）、性别偏好（ F_g ）、进度效应（ F_t ）、不孕效应（ F_i ）和竞争效应（ F_c ）等。^③ 2003年摩根（Morgan）基于此理论构造出模型，^④ 如公式（1）所示。

$$TFR = F_u \cdot F_r \cdot F_g \cdot F_t \cdot F_i \cdot F_c \cdot IP \quad (1)$$

生育作为一种社会现象，具有“三维性”：数量、时间和性别。^⑤ 相应地，生育意愿包括意愿生育数量、意愿生育时间和意愿生育性别三个方面，^⑥ 反映的是人们对生育孩子的数量、时间和性别的愿望和需求。^⑦ 考虑到多数调查和分析更为注重生育意愿的数量，^⑧ 只有少数论文报告了意愿生育时间和意愿生育性别，所以本文以意愿生育数量分析为主，辅之意愿生育性别分析。人们的生育意愿会随着时代的变迁发生变化，^⑨ 因此，掌握生育意愿的发展演变规律，了解其与社会、经济、人口等因素的关系，有助于准确预测未来的生育意愿、生育行为以及生育水平的变化趋势。本文将分析近30年来中国人口生育意愿变迁历程，刻画生育意愿与生育行为之间的变化规律。

一、研究方法

（一）横断历史元分析

了解人们生育意愿变迁的理想方法是使用纵向的、同类人群的、同样抽样方法

-
- ① 宗媛媛：《人口专家翟振武教授披露“单独二胎”前期调研结果》，《北京晚报》2013年11月17日，第3版。
- ② 顾宝昌等：《生育意愿、生育行为和生育水平》，《人口研究》2011年第2期。
- ③ J. Bongaarts, “Fertility and Reproductive Preferences in Post-Transitional Societies,” *Population and Development Review*, vol. 27, no. 2, 2001, pp. 260-281.
- ④ S. P. Morgan, “Is Low Fertility a Twenty-First-Century Demographic Crisis?” *Demography*, vol. 40, no. 4, 2003, pp. 589-603.
- ⑤ 顾宝昌：《论生育和生育转变：数量、时间和性别》，《人口研究》1992年第6期。
- ⑥ 周福林：《生育意愿及其度量指标研究》，《统计教育》2005年第10期。
- ⑦ 于学军：《中国进入“后人口转变”时期》，《中国人口科学》2000年第2期。
- ⑧ 郑真真：《从江苏调查看生育意愿与生育行为》，《人口研究》2011年第2期。
- ⑨ 陆杰华、达德利·L. 鲍斯顿、史蒂芬·H. 默道科：《制约贫困地区农民生育意愿的社会经济因素分析——四个贫困县个案研究》，《人口与经济》1995年第6期。

和相同测量问题的调查,来反映它的变化趋势。遗憾的是,中国尚未开展关于生育意愿的此类调查。退而求其次,也可以使用回顾性调查,请被访者回答在不同年代的生育意愿。然而,受到被访者记忆力、因经历而态度改变等因素影响,关于意愿的回顾性调查可能产生较大误差,不能准确客观地反映当时的生育意愿水平。而文献研究法通过梳理不同时间点的调查研究,则可以在一定程度上规避回顾性调查的误差风险,提高研究的信效度和可行性。近 30 多年来,原国家人口和计划生育委员会、国家统计局、全国妇女联合会、中国人民大学、中国社会科学院、中国人口发展研究中心等政府部门、高校及科研机构对中国人的生育意愿进行了大量调查研究。其中每一项研究都是对某一历史时期中国人生育意愿的一个横断取样,^①如果把这些研究结果连串起来进行再分析,生育意愿变迁历程的规律可能会变得清晰可见。

在使用文献法研究生育意愿时,有学者对现有研究结果进行定性梳理,^②有学者利用统计表列出以往关于生育意愿的研究结果,^③还有学者借助条形比例图逐一展现研究成果。^④这些研究虽然比较直观形象,但难以准确揭示中国人生育意愿变化的规律。1976 年,格拉斯(Glass)提出元分析(meta-analysis)方法,对多项相互独立但具有共同目标的研究结果进行定量合并分析,综合评价研究结果,得出一个普遍性结论。^⑤

“效果量”或“效应值”(effect size)是元分析用于评价研究成果的客观指标。假设检验中用“p 值”判断是否拒绝原假设的局限性在于:(1)p 值表示的是拒绝原假设犯错误的概率,不能表明差异的大小。(2)p 值受到样本量影响较大,只要样本量足够大,就能证明差异是显著的,总是能拒绝零假设。(3)显著性水平 0.05、0.01、0.001,这些取值只是习惯的沿袭,没有多少数学上的必然性,更没有考虑到研究内容和领域的要求。^⑥效果量恰恰克服了 p 值的这些局限,是反映差异

① 辛自强:《心理学研究方法》,北京:北京师范大学出版社,2012 年,第 247 页。

② 姚从容、吴帆、李建民:《我国城乡居民生育意愿调查研究综述:2000—2008》,《人口学刊》2010 年第 2 期;贾志科:《20 世纪 50 年代后我国居民生育意愿的变化》,《人口与经济》2009 年第 4 期;贾志科:《对解放后我国居民生育意愿变化情况的历史考察》,《南方人口》2009 年第 1 期。

③ 程晓:《经济体制改革中农民生育意愿的动态分析》,《武汉大学学报(社会科学版)》1988 年第 1 期;风笑天、张青松:《二十年城乡居民生育意愿变迁研究》,《市场与人口分析》2002 年第 5 期;风笑天:《第一代独生子女的生育意愿:我们目前知道多少?》,《湖南师范大学社会科学学报》2009 年第 6 期。

④ 郑真真:《中国育龄妇女的生育意愿研究》,《中国人口科学》2004 年第 5 期。

⑤ G. V. Glass, "Primary, Secondary and Meta-Analysis of Research," *Educational Researcher*, vol. 5, no. 10, 1976, pp. 3-8.

⑥ 辛自强:《有关心理统计的三个疑问》,《华南师范大学学报(社会科学版)》2010 年第 1 期。

大小的一项度量指标，其计算公式为：

$$d = (m_1 - m_2) / s \quad (2)$$

$$s^2 = [(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2] / (n_1 + n_2 - 2) \quad (3)$$

d 为效果量， m_1 和 m_2 为两组数据的均值， s^2 是联合方差， s_1^2 和 s_2^2 为两组数据的方差， n_1 和 n_2 为两组数据的样本量。效果量绝对值越大表明二者相差越大，效果量绝对值越小表明二者相差越小。依据科恩 (Cohen) 对效果量 (绝对值) 大小的区分，当效果量 d 值小于 0.2 为“无效应”；0.2 至 0.5 之间为“小效应”；大于 0.5 为“中效应”，即肉眼可见，并足以引起重视的效应；大于 0.8 为“大效应”。^①

许多元分析研究都发现数据收集年代与研究结果存在关联。针对这种“年代效应”，1990 年代末顿芝 (Twenge) 提出了一种特殊的元分析技术——“横断历史元分析” (cross-temporal meta-analysis) 或“横断历史研究”，即把现有孤立的研究按时间顺序加以连贯，考察研究变量均值随年代变化的趋势或规律。^② 本研究试图采用横断历史元分析方法，收集 1980—2011 年间各项生育意愿调查结果，并按调查时间顺序将其连接，考察此期间中国人口生育意愿的变化趋势，以期归纳出生育意愿的时代变化规律。

(二) 文献搜集与编码

本研究在文献搜集时遵循如下标准：(1) 使用同一主题完全一致或基本相近的测量工具，其结果可以计算、整理、获得研究所需结果。(2) 被访者身处中国实行计划生育政策的 30 个省市自治区，不包括西藏、香港、澳门和台湾地区的被访者。(3) 被访者是健康的普通人群。(4) 被访者年龄在 15—59 岁。(5) 文献发表于 1980—2012 年间。(6) 若同一次调查的数据被多次发表，选用数据最为完整且最先发表的一篇。(7) 不采用基本数据不清晰或存在明显错误，且无法修正的研究。(8) 只收录问卷调查数据，访谈资料未纳入。

在中国知网上以“生育意愿”为主题检索，1980—2012 年发表的论文共计 828 篇，其中符合上述标准的论文共 176 篇。考虑到地区间发展不均衡状况，数据库编码时以省为单位，一个省一年一项调查为一个个案。倘若论文报告了两个以上地区总的结果、无法细分到省，地区名称则录入“两个及以上地区”。这 176 篇论文中，仅报告一个地区一年 (即一项调查) 的生育意愿的论文有 161 篇，报告 2 项的有 7

① J. Cohen, *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*, New York: Academic Press, 1988, pp. 237-406.

② J. M. Twenge, “Changes in Masculine and Feminine Traits over Time: A Meta-analysis,” *Sex Roles*, vol. 36, no. 5/6, 1997, pp. 305-325; J. M. Twenge, “Attitudes toward Women, 1970-1995: A Meta-Analysis,” *Psychology of Women Quarterly*, vol. 21, no. 1, 1997, pp. 35-51.

篇, 3 项的有 3 篇, 4 项的有 2 篇, 有 1 篇论文报告了 6 项, 另有 2 篇综述性论文^①中部分资料未能查找到原文, 本研究采用转引方式对其进行编码, 有 29 项。由此, 共获得省级及以上地区调查 227 项。

本研究中的数据调查年份以文中报告的调查年份为准。若为跨年度调查, 则取起始年份。227 项调查中有 172 项调查报告了调查年份, 其中 28.5% 的项目调查年份和发表年份相差 1 年, 22.7% 的项目相差 2 年, 相差年数中位数为 2 年。另有 55 项调查未报告调查年份, 约占 24.2%, 用发表年份减去 2 年获得调查年份。

需要说明的是, 如果论文中仅提供了平均理想子女数, 就直接录入文中数据。若论文中列出的是理想子女数构成, 则通过公式 (4) 计算得到平均理想子女数。论文中二者均出现时, 特别是在直接提供的平均理想子女数和计算得到的平均理想子女数不相一致时, 取计算得到的平均理想子女数。此外, 本研究建立数据库时还收集了城市和农村、男性和女性、未婚和已婚、独生子女和非独生子女、现行政策不变和不考虑政策等分类别的理想子女数。

$$IP = (0 \times n_0 + 1 \times n_1 + 2 \times n_2 + 3 \times n_3 + \cdots m \times n_m) / n \quad (4)$$

IP 为平均理想子女数, n_m 为理想子女数为 m 的人数, n 为调查总人数。

(三) 测量工具

这 227 项调查目标一致, 均为测量意愿生育数量, 但问卷中的提法略有差异。有 44 项调查在文中明确写出了问卷的提法, 比如, “您认为一个家庭中最理想的孩子数是几个”, “如果完全按个人意愿, 您希望生几个孩子”, “如果允许随意生孩子, 愿意要的孩子数”, “一对夫妇生几个孩子最合适” 等。另 183 项调查在文中用文字或统计图表转述测量工具, 未列出具体提法。总结这 227 项直接或间接表述, 可以发现, 提法差异的关键在表达 “意愿” 含义所选用的词语, 共出现 9 种同义词或近义词, 词语及使用频率如表 1 所示。使用最多的是 “理想” 一词, 46.7% 的调查都使用 “理想子女/孩子数”, 其次是 “期望 (期望子女数)” 和 “意愿 (意愿生育数量)”, 三者累计占 85.9%, 还有 “希望”、“想要/想生”、“愿望” 等, 通过这些词所获得的回答可能是不切实际的想法, 但或许可以由此测量出人们生育意愿的上限。由于表达意思相近, 同一论文中常会出现词语替换使用的现象。另有 3.1% 的调查让被访者回答的是基于自身实际情况的生育意愿, 用到的词语有 “愿意”、“合适” 和 “打算要”, 这类回答可能更接近被访者现实的生育行为, 或许可以把它们看作测量的下限。严格讲, 不同测量工具测量出的结果不能直接比较, 考虑到测量目标基

^① 风笑天、张青松:《二十年城乡居民生育意愿变迁研究》,《市场与人口分析》2002 年第 5 期; 程度:《经济体制改革中农民生育意愿的动态分析》,《武汉大学学报 (社会科学版)》1988 年第 1 期。

本一致，本研究姑且把它们都视为测量生育意愿的变量，以揭示这些数据背后的变化规律。与大多数研究相一致，本文使用“理想子女数”表述意愿生育数量。

表 1 测量工具关键词使用情况

关键词	项目数（项）	比例（%）	关键词	项目数（项）	比例（%）
理 想	106	46.7	愿 望	6	2.6
期 望	49	21.6	愿 意	4	1.8
意 愿	40	17.6	合 适	2	0.9
希 望	11	4.8	打算要	1	0.4
想要/想生	8	3.5	总 计	227	100.0

需要说明的是，有 18 项调查区分了“政策不变”和“不考虑政策”的理想子女数，在本文比较二者差异的部分会全部使用。除此之外，本研究选取“不考虑政策”的理想子女数作为这 18 项调查的理想子女数。

（四）文献基本情况

227 项调查涉及被访者 60.6 万人次。按论文类型划分，85.5% 项调查结果来自期刊论文，14.5% 来自学位论文。从调查地区来看，调查涉及两个及以上地区的有 37 项，北京、天津、河北等 26 个地区都至少有 1 项调查，江西、海南、青海和宁夏未检索到可使用的调查。从 1981 年到 2011 年每年至少有一项相关调查。1980 年代相对较少，共 44 项。1990 年代有所增加，有 58 项。2000 年之后调查数量大幅增多，2000—2009 年共有 110 项，多于前 20 年之和。2010 年和 2011 年共有 15 项，与 2000—2009 年合并为 2000—2011 年进行分析。

二、理想子女数变迁历程

1980 年至今，中国人以理想子女数为标志的生育意愿经历了怎样的发展变化？理想子女数的变化是否和生育水平变化相一致？

（一）理想子女数

调查所获得的平均理想子女数是样本整体情况的平均水平。在绝大多数被调查者理想子女数为 1—3 个时，如果平均理想子女数小于或等于 1，表明绝大多数人希望生育 1 个甚至更少的孩子。如果它介于 1 到 1.5 之间，表明可能半数以上的人希望生育 1 个孩子。如果它位于 1.5 到 2 之间，意味着半数以上的人或许希望生育 2 个孩子。如果它大于 2，说明绝大多数人希望生育 2 个甚至更多的孩子。平均理想子女数值越大表明希望多生育的人比例越大。

以年份为横坐标,理想子女数为纵坐标,把 227 项调查结果绘制在散点图上,如图 1a 所示。结果发现,1980 年以来,理想子女数呈减少趋势。如果把此减少趋势看作是线性关系,模型解释力为 19.9%,每增加一年,中国人的理想子女数减少 0.02 人。考虑到每项调查的样本量(被访者人数)不同,3 万人的调查往往比 300 人的调查更有可能包括总体均值,本研究使用以样本量为权数进行加权后的数据进行趋势拟合。结果显示,年份对理想子女数呈显著负向预测作用,即随着年份增加,理想子女数不断缩减,加权后比加权前年份对理想子女数的预测作用更大,标准化回归系数的绝对值由加权前的 0.45 增加到加权后的 0.57,模型解释力也由 19.9% 提升至 32.2%。

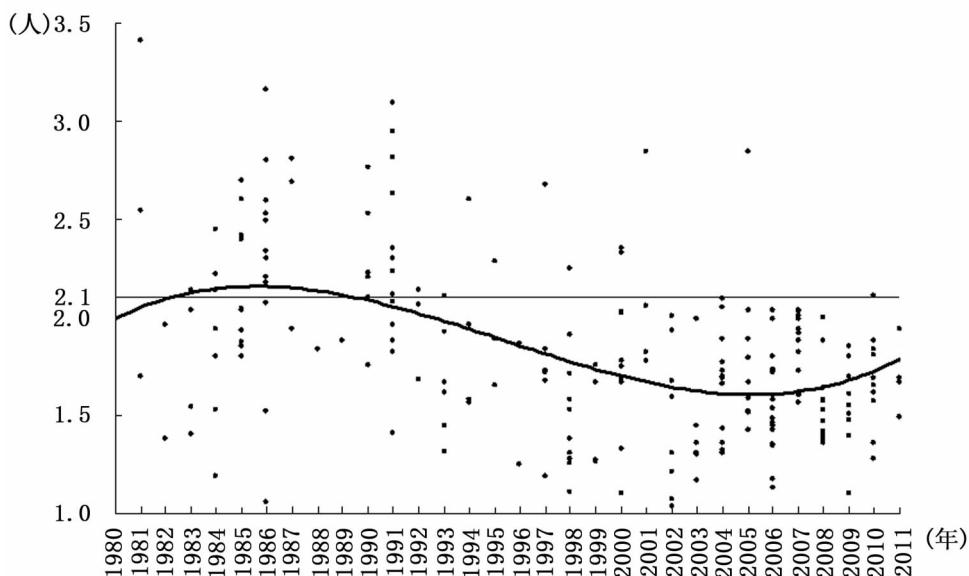


图 1 1980—2011 年理想子女数三阶多项式拟合

进一步拟合发现,三阶多项式拟合模型比线性拟合模型效果更好,加权前模型解释力升至 23.2%。^①如图 1b 和表 2 显示,理想子女数的下降分为三个阶段。第一阶段(1980 年代),中国人的理想子女数较多,平均理想子女数为 2.13 人(标准差 0.50 人),59.1% 的调查结果显示理想子女数在 2 个及以上,即中国人生育多个孩子的愿望强烈。第二阶段(1990 年代),平均理想子女数减少至 1.90 人(标准差 0.47 人),理想子女数在 1.5—1.99 人的调查结果所占比例最多,为 43.1%,而理想子女数在 2 个及之上的结果所占比例减少至 36.2%,理想子女数在 1—1.49 的结果所占比例增加至 20.7%,反映中国人生育意愿由多胎减少到二胎甚至一胎。第三阶段(2000 年以后),平均理想子女数进一步减少至 1.67 人,第三阶段比第一阶段

① 由于加权前和加权后反映出的规律相一致,加权后的数据在作相关分析时均呈现显著相关,其中部分情况是因为样本量过大导致的虚假相关,计算效果量之后,其反映的规律与加权前一致。限于篇幅,下文仅报告加权前的结果。

平均理想子女数减少了 0.46 人，平均理想子女数减少呈现大效应 ($d=1.23>0.8$)。同时，第三阶段理想子女数的标准差也缩减至 0.32 人。这表明，不仅人们生育意愿总量减少，更为重要的是，这种意愿在数量上更加趋同。第三阶段理想子女数在 2 个及以上的调查比例进一步下降至 15.3%，特别是理想子女数在更替水平 2.1 及以上的比例仅为 4.0%，而且在 1.5 以下的调查比例升高至 29.8%，表明更多人倾向少生，而不是多生。但是，2000 年之后也有 54.8% 的调查的理想子女数在 1.5—1.99 之间，15.3% 的调查结果的理想子女数在 2 个及以上，说明中国人生育二胎的愿望仍比较强烈，从希望多生育子女转变为以两个孩子为主的生育意愿。

表 2 分年代理想子女数

	构成 (%)				均值 (人)	标准差 (人)	95% 置信区间	
	1—1.49	1.5—1.99	2—2.09	2.1 及以上			下限 (人)	上限 (人)
总 计	23.5	47.3	8.8	20.4	1.82	0.44	1.76	1.88
1980—1989	9.1	31.8	9.1	50.0	2.13	0.50	1.98	2.28
1990—1999	20.7	43.1	3.4	32.8	1.90	0.47	1.77	2.02
2000—2011	29.8	54.8	11.3	4.0	1.67	0.32	1.61	1.73

本研究以年份为自变量，理想子女数为因变量，拟合分年代的线性回归模型，如表 3 所示。结果显示，年份对三个阶段理想子女数的预测作用差异较大。第一阶段（1980 年代），年份对理想子女数的预测作用非常小，解释力仅为 1.1%，说明此阶段理想子女数变化较小。第二阶段（1990 年代），年份对理想子女数预测作用较大，解释力达到 32.7%。从 1990 年到 1999 年，理想子女数呈显著减少趋势。第三阶段（2000 年以后），年份对理想子女数预测作用微乎其微，解释力仅为 0.3%。这表明，理想子女数在 1980 年代基本稳定，1990 年代出现大幅下降，2000 年之后又趋向稳定。

表 3 年份对理想子女数预测的线性回归模型

		回归系数	标准误	标准化回归系数	R ²
1980—1989	截 距	-54.59	83.68		0.011
	年 份	0.03	0.04	0.10	
1990—1999	截 距	173.74***	32.98		0.327***
	年 份	-0.09***	0.02	-0.57	
2000—2011	截 距	12.90	18.73		0.003
	年 份	-0.01	0.01	-0.05	

注：***， $p<0.001$ 。

(二) 分类别人口理想子女数

1. 男性和女性

由于女性是生育的主体, 因此几乎所有关于生育意愿的调查都访问了女性。然而, 有学者注意到, 中国部分地区绝大多数女性在家庭生育决策中并没有实质性发言权, 她们自身关于生育子女数量、生育年龄和生育间隔的愿望, 往往受到严重忽视,^① 于是一些调查开始涉及男性, 甚至同时调查夫妇双方。^② 本研究共搜集分别报告男性和女性生育意愿的调查 41 项, 写明仅有女性的调查 68 项。对此 109 项调查进行两个独立样本 t 检验, 结果显示, 男性和女性调查对象所报告的理想子女数并不存在统计上的显著差异 ($t(148) = -0.68, p=0.496$), 无效应 ($d=0.12<0.2$)。并且, 无论男性还是女性的理想子女数均随年份增加而显著减少, 男性比女性受年份影响更大。线性回归模型标准化回归系数绝对值男性 (0.53) 大于女性 (0.44), 模型解释力分别为 27.7% 和 19.4%, 也是男性大于女性。

2. 未婚和已婚

婚姻与生育关系紧密。有 74 项调查明确了已婚人口的理想子女数, 19 项调查给出了未婚人口理想子女数。这些调查的结果显示, 已婚人口平均理想子女数为 1.82 人 (标准差 0.46 人), 未婚人口则为 1.40 人 (标准差 0.22 人), 前者比后者多 0.42 人。已婚人口理想子女数显著多于未婚人口 ($t(91) = -3.86, p=0.000$), 存在大效应 ($d=0.99>0.8$)。这与以往的研究结果相一致。^③ 考虑到未婚者的生育意愿通常会随其婚姻状况改变而改变, 如婚前不想要孩子的人结婚以后可能想要孩子了,^④ 故调查已婚人口的生育意愿对于推测生育行为更为稳健。

3. 城市和农村

1980 年以来, 农村人口理想子女数一直显著多于城市人口 ($d=1.31>0.8$), 1980 年代、1990 年代和 2000 年之后三个时期的效果量分别为 1.50、1.42 和 1.06, 如

① 金和辉:《农村妇女的生育决策权与生育率》,《中国人口科学》1995 年第 1 期。

② 熊郁:《中国妇女初婚、生育、性的自主权》,《妇女研究论丛》1994 年第 3 期;周长洪、徐长醒:《农民生育意愿与动机及其成因的调查分析》,《人口与经济》1998 年第 6 期;冯立天、马瀛通:《北京郊区回龙观乡婚姻家庭生育入户调查报告》,《人口与经济》1996 年第 3 期。

③ 风笑天:《青年个体特征与生育意愿——全国 12 城市 1786 名在职青年的调查分析》,《江苏行政学院学报》2009 年第 4 期;尹文耀、叶明德、谢雷光、李旭日:《浙江省生育意愿、生育水平调查结果评析》,《中国人口科学》2000 年第 5 期;方菁、张开宁、王爱玲:《昆明市部分女性流动人口生育意愿和避孕状况调查》,《人口学刊》1997 年第 1 期;伍海霞、李树茁、悦中山:《城镇外来农村流动人口的生育观念与行为分析——来自深圳调查的发现》,《人口研究》2006 年第 1 期。

④ 尹勤、帅友良、温勇:《南京市青年生育意愿调查分析》,《西北人口》2005 年第 2 期。

图 2 和表 4 所示。近 30 年来，城市人口理想子女数基本稳定在 1.55 人左右，年份对其的解释力仅为 0.2%。而农村人口理想子女数却呈显著下降趋势，平均理想子女数从 1980 年代的 2.18 人降至 2000 年之后的 1.82 人，理想子女数显著减少 ($d=0.91>0.8$)，年份对其的解释力达到 17.1%。且农村人口与城市人口的理想子女数趋同，一方面表现为农村人口理想子女数均值越来越接近城市人口，另一方面表现为农村人口理想子女数的标准差随时间推移而缩小，还有一方面表现为效果量值的减少。城乡趋同化不仅出现在北京，^① 或许已在全国蔓延，可以考虑推行城乡一体化的生育政策。2000 年之后，无论城市还是农村人口的平均理想子女数都介于 1.5—2 人之间，这再次表明，中国人（无论城乡）普遍不愿多生育子女，只希望生育一个或两个孩子。

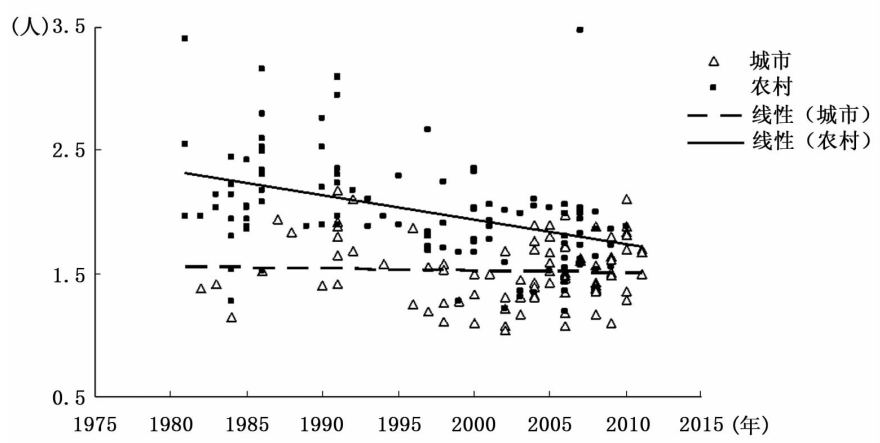


图 2 1981—2011 年城市和农村人口的理想子女数

表 4 分年代城市和农村人口的理想子女数

	城 市			农 村			效果量
	样本量	均 值	标准差	样本量	均 值	标准差	
总 计	88	1.52	0.27	115	2.01	0.43	1.31
1980—1989	6	1.54	0.30	31	2.18	0.45	1.50
1990—1999	19	1.59	0.31	32	2.14	0.43	1.42
2000—2011	63	1.50	0.25	52	1.82	0.36	1.06

4. 大城市、东部、中部和西部

按照各省生育率变化进行分类，可以分为：大城市、东部、中部、西部和西藏模式。^② 本研究暂不考虑西藏，选取的其他 30 个地区按此标准可以划分为大城市、东部、中部和西部四类，每类地区分别有 29 项、58 项、76 项和 12 项调查。地区之

① 马小红：《趋同的城乡生育意愿对生育政策调整的启示——基于北京市城乡独生子女生育意愿的比较研究》，《人口与发展》2011 年第 6 期。
② 陈卫：《中国的低生育率》，《中国社会科学》1995 年第 2 期。

间的理想子女数存在显著差异 ($F(3, 171) = 11.06, p = 0.000$)。相较而言, 理想子女数由少到多依次为大城市、东部、中部和西部, 理想子女数均值分别为 1.51 人、1.72 人、1.95 人和 2.13 人, 标准差依次为 0.32 人、0.46 人、0.39 人和 0.56 人。尽管四类地区的平均理想子女数在统计上存在显著差异, 然而都是已处于低生育水平的理想子女数, 非常接近或完全低于 2.1 的更替水平, 彼此间差异较小。而且, 近 30 多年来, 四类地区人口的理想子女数均呈现减少态势。

5. 独生子女和非独生子女

第一项关注独生子女生育意愿的调查由蔡洪福等人 1994 年在上海完成,^① 2000 年之后相关调查增多, 共搜集到 16 项调查既报告了独生子女理想子女数, 也报告了非独生子女的理想子女数。根据这 16 项报告获得独生子女平均理想子女数为 1.37 人 (标准差 0.22 人), 非独生子女平均理想子女数为 1.40 人 (标准差 0.20 人), 二者不存在显著差异 ($d = 0.14 < 0.2$)。目前关于独生子女的调查多集中于北京、上海、江苏等发达地区, 对全国独生子女生育意愿的掌握还需要更为广泛、系统、全面的调查研究。

(三) 理想子女数与总和生育率

为了更直观地说明理想子女数随年代的变化趋势, 计算每一年的均值, 对平均数的三阶多项式拟合模型的解释力可以达到 41.2%, 如图 3 虚线所示。选取总和生育率^②指标反映实际生育水平。考虑到意愿与行为存在时滞的可能性, 选用 1 年后的总和生育率, 将其历年数值也绘制在图 3 中, 如实线所示。图 3 显示, 生育意愿与生育水平存在不一致现象。1980 年代表现为生育水平高于生育意愿, 这与大多数高生育率人口中的情况一致。随着生育水平的快速下降, 在 1990 年代初期, 二者相交, 此后, 生育意愿高于生育水平。这又与低生育率人口中的情况^③相似, 而且这种不一致现象在江苏等地调查中已得到验证。^④ 此后, 生育意愿与生育水平之间差

① 蔡洪福等:《上海市 20—34 岁育龄夫妇生育意愿调查》,《人口与计划生育》1995 年第 4 期。

② 总和生育率 (TFR) 是反映某一时期妇女生育水平的一项综合指标。它可作为假定的终身生育率, 表明如果一批妇女按照某一时期的分年龄生育率度过整个育龄期, 那么这批妇女一生平均每人所生的孩子数量。

③ 杨菊华:《意愿与行为的悖离: 发达国家生育意愿与生育行为研究述评及对中国的启示》,《学海》2008 年第 1 期。

④ 马小红、侯亚非:《北京市独生子女及“双独”家庭生育意愿及变化》,《人口与经济》2008 年第 1 期; 郑真真:《低生育水平下的生育意愿研究》,《江苏社会科学》2008 年第 2 期; 茅倬彦:《生育意愿与生育行为差异的实证分析》,《人口与经济》2009 年第 2 期; 宋健、陈芳:《城市青年生育意愿与行为的背离及其影响因素——来自 4 个城市的调查》,《中国人口科学》2010 年第 5 期。

距越来越大。这与 Bongaarts 提出的在生育转变过程中，生育意愿与生育行为的变化规律相一致，^① 即在生育率处于高水平时，实际生育水平往往高于理想子女数，而生育率较低时，实际生育水平往往低于理想子女数。

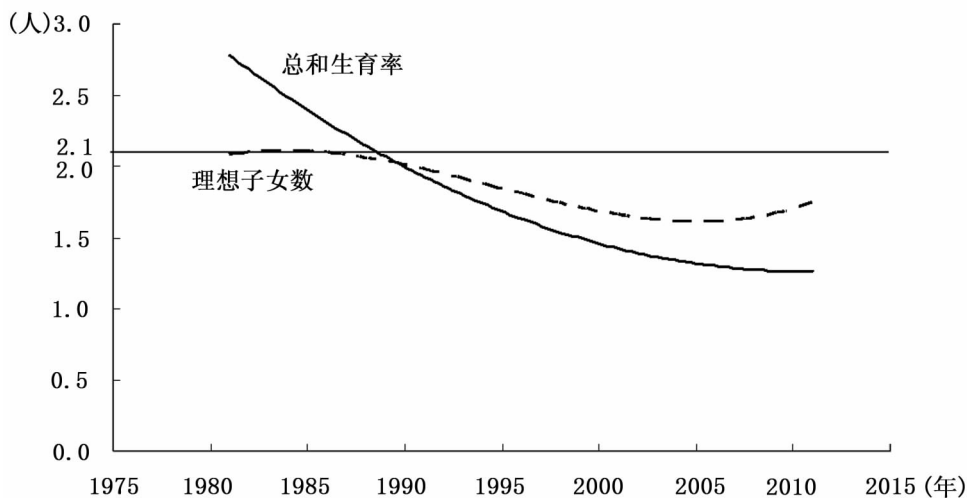


图3 1980—2009年理想子女数与其一年后的总和生育率

资料来源：总和生育率数据 1980—1985 年来自 1988 年全国生育节育抽样调查数据，引自国家统计局《1989 年中国人口统计年鉴》（北京：中国统计出版社，1989 年）。1990 年、2000 年和 2010 年分别来自相应年份人口普查数据，依次引自国家统计局《1991 年中国统计年鉴》（北京：中国统计出版社，1991 年）、《2000 年中国人口普查资料》（北京：中国统计出版社，2002 年）、《2010 年中国人口普查资料》（北京：中国统计出版社，2012 年）。其余年份数据来源于各年份全国人口变动抽样调查，引自国家统计局 1990—2006 年《中国人口统计年鉴》、2007—2012 年《中国人口和就业统计年鉴》（北京：中国统计出版社，1990—2012 年）。

三、理想子女数与社会因素的关系

由上述结果可知，1980 年到 2011 年中国人的理想子女数的确在下降，这与社会发展变迁密切相关。以下从经济、教育和观念等方面进行分析。

（一）经济

本研究从经济发展水平和发展历程两方面考察经济与理想子女数的关系。选取人均 GDP 指标反映经济发展状况。首先按地区把理想子女数与 1 年前的人均 GDP 指标进行匹配，然后求相关，即把各地区 1980—2011 年的理想子女数分别与所在地区 1979—2010 年的人均 GDP 指标求相关。从经济发展水平来看，人均 GDP 与理想子女数呈显著负相关关系，二者相关系数为 -0.409 ($p < 0.001$)，如图 4 所示。这表明，人均 GDP 高时理想子女数少，人均 GDP 低时理想子女数多，也就是说，随

^① J. Bongaarts, “Fertility and Reproductive Preferences in Post-Transitional Societies,” pp. 260-281.

着人均 GDP 的增加，理想子女数在减少。

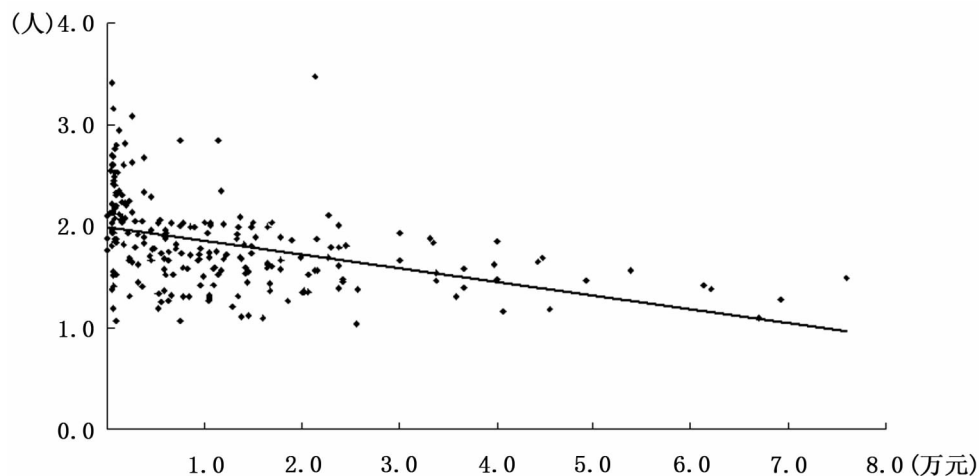


图 4 理想子女数与一年前人均 GDP 相关关系

资料来源：人均 GDP 数据 1979—1989 年来自姚新武、尹华编：《中国常用人口数据集》，北京：中国人口出版社，1994 年。1990—2002 年来自庄亚儿、张丽萍编著：《1990 年以来中国常用人口数据集》，北京：中国人口出版社，2004 年。2003—2011 年根据国家统计局 2005、2006、2007、2012 年的《中国统计年鉴》（北京：中国统计出版社，2005、2006、2007、2012 年）中数据计算得到。

为进一步证明二者关系，选取经济发展水平最高和最低的地区，检验其理想子女数是否具有上述特征。以 1979—2010 年各省（市、区）人均 GDP 秩（排序位次）的平均数排序，选用前 5 名（上海、北京、天津、浙江和江苏）和后 5 名（贵州、广西、云南、甘肃和四川）省（市、区）分别代表经济发达和欠发达地区。数据结果显示，经济发展水平发达地区人们的理想子女数显著少于欠发达地区（ $d=1.39 > 0.8$ ），二者的平均理想子女数分别为 1.55 人（标准差 0.30 人）和 2.01 人（标准差 0.40 人），前者比后者少 0.46 人。再次表明，经济发展水平与理想子女数呈负向关系，即经济发展水平高的地区人们理想子女数少，经济发展水平低的地区人们理想子女数多。

从经济发展历程看，随着年代的变化，人均 GDP 与理想子女数的相关程度不断变化。1980 年代二者的相关关系非常弱，相关系数为 -0.176 （ $p > 0.1$ ）。1990 年代二者相关性最强，相关系数达到 -0.542 （ $p < 0.001$ ）。2000 年之后二者相关度再度减弱，相关系数减至 -0.296 （ $p < 0.01$ ）。这表明，1980 年代理想子女数与经济发展关系甚微，1990 年之后理想子女数与经济发展存在一定的关联性。

（二）教育

从 1982 年到 2011 年，中国女性平均受教育年限由 7.5 年提升到 9.2 年，而这一时期，中国人的理想子女数呈现减少态势。如果把调查得到的理想子女数作为纵坐标，此项调查所在地区前一年的女性平均受教育年限作为横坐标，绘制反映二者

之间相关关系的散点图，如图 5 所示，女性平均受教育年限与理想子女数存在显著负向相关关系，相关系数为 -0.492 ($p < 0.001$)。考虑到女性平均受教育年限的增长与人均 GDP 的增长存在正相关关系（相关系数 0.800 ， $p < 0.001$ ），控制 1 年前调查地区人均 GDP 变量后，理想子女数与 1 年前调查地区女性平均受教育年限的一阶偏相关系数为 -0.298 ($p < 0.001$)，相关系数方向未发生改变，仍是二者呈现显著负相关关系，相关系数数值有所减少。

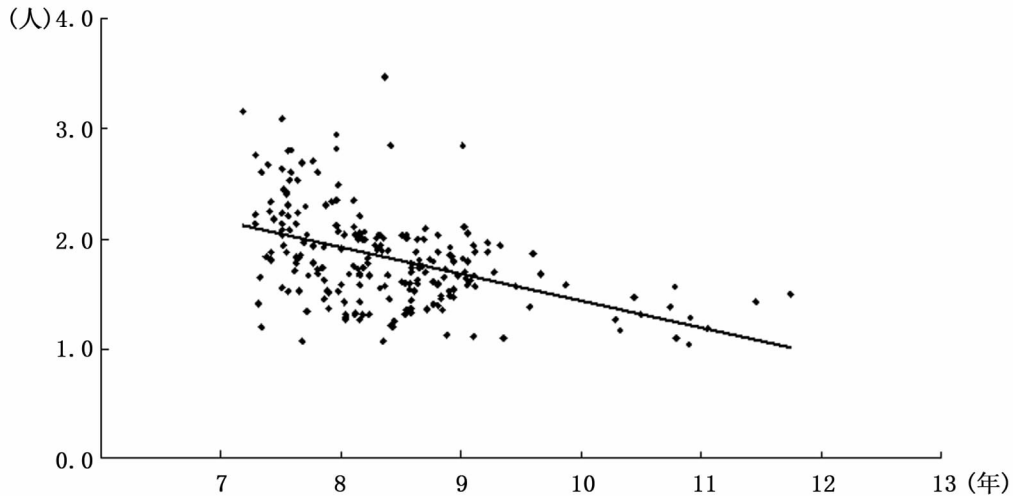


图 5 理想子女数与一年前女性平均受教育年限相关关系

资料来源：女性平均受教育年限数据 1982 年来自《中国 1982 年人口普查资料》；1990 年来自《中国 1990 年人口普查资料》；1994—1996 年、2001 年来自 1995—1997 年、2002 年《中国人口统计年鉴》；1997—1999 年、2002—2009 年、2011 年来自 1998—2000 年、2003—2010 年、2012 年《中国统计年鉴》；2000 年来自《中国 2000 年人口普查资料》；2010 年来自《中国 2010 年人口普查资料》；1983—1989 年、1991—1993 年插值计算得到。

图 5 为中观和宏观数据相结合，反映女性受教育与理想子女数的关系，即调查所获得的理想子女数与被访者所在省份调查前 1 年的女性平均受教育年限之间的关系。本研究共收集 39 项调查，明确报告了不同受教育程度女性的理想子女数，这有助于进一步认识二者间关系。随着女性受教育程度不断升高，理想子女数呈逐步下降趋势，如图 6 所示。未上学女性的理想子女数最多，为 2.2 人（标准差 0.70 人），希望多生多育。接受过小学教育女性的理想子女数比未上学女性少，接受过初中教育女性的理想子女数进一步减少，降到 2 以下，高中、大专依次减少。接受过大专及以上教育女性多倾向生育一个孩子，接受过硕士教育女性理想子女数最少，为 1.3 人（标准差 0.08 人）。这意味着，随着女性受教育水平的提高，理想子女数呈下降趋势。本研究再次验证了“女性受教育水平的提升会减少理想子

女数”^① 的结论。

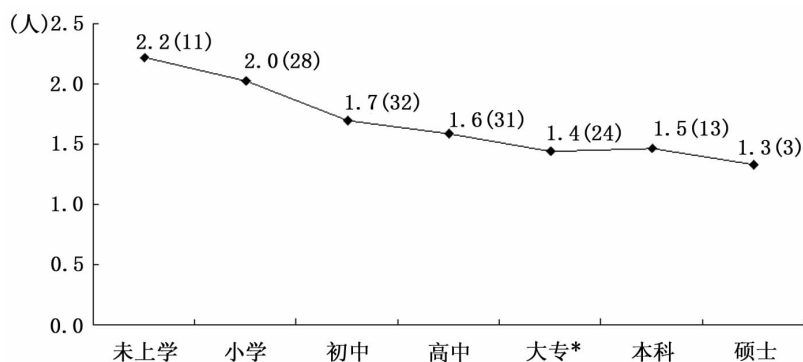


图 6 女性受教育程度与理想子女数的关系

注：1. *部分调查写的是“大专及以上”。

2. 括号前的数值为平均理想子女数，括号内的数值为调查项目数。

分年代看，1980 年代女性平均受教育年限增加了 0.1 年，增长量是近 30 年中最低的，仅占全部增加年限（1.7 年）的 8.1%，这一时期女性平均受教育年限与理想子女数的关系也最弱，相关系数为 -0.115 ($p > 0.1$)。1990 年代女性平均受教育年限增加了 0.4 年，从 1990 年的 7.7 年增长到 1999 年的 8.1 年。尽管这一时期的增长量不是最多，占 30 多年来增长量的 28.7%，但它却与理想子女数关系最为密切，相关系数达到 -0.453 ($p < 0.001$)。可见 1990 年代，女性受教育程度的提高与生育意愿的下降密切相关。2000 年之后，女性平均受教育年限提升更快更多，但其与理想子女数的相关关系却有所减弱。从 2000 年到 2011 年，女性平均受教育年限平均每年增加 0.09 年，11 年间共增加 0.99 年，占 30 多年来增长量的 63.2%，这一时期女性平均受教育年限增长速度最快，增长幅度最大。然而，1 年前女性平均受教育年限与理想子女数的相关系数却减至 -0.361 ($p < 0.001$)。此时女性受教育水平的提升并没有继续大幅减少理想子女数。

（三）观念

有研究者考虑到人们的生育意愿可能受政策影响，于是在调查中设计了两种提法：一种提法为“在现行生育政策下，您理想的子女数是多少个”（下文简称为“政策不变”）；另一种提法为“不考虑现行政策，您理想的子女数是多少个”（下文简称为“不考虑政策”）。收集到明确写有“政策不变”和“不考虑政策”的调查分别有 19 项和 22 项，将其按时间顺序绘制在一张散点图中，添加线性趋势线，如图 7 所示。从 1980 年至今，“政策不变”情况下的理想子女数变化较小，年份的解释力仅为

① 金和辉：《农村妇女的生育决策权与生育率》，《中国人口科学》1995 年第 1 期；林富德、刘金塘：《中国生育率转变中的发展因素》，《南方人口》1998 年第 1 期。

2.7%，理想子女数基本在 1.8 上下波动。而“不考虑政策”情况下的理想子女数呈现显著下降趋势，年份的解释力为 17.2%。“不考虑政策”的平均理想子女数从 1980 年代的 2.35 人减少到 2000 年之后的 1.84 人，减少了 0.51 人。30 多年来，“政策不变”的理想子女数基本保持较低水平，而且比较稳定，“不考虑政策”的理想子女数不断减少，且二者渐近趋同。这意味着人们的理想子女数的确在减少，从观念上真正地想少生育子女。特别是在不考虑政策的情况下理想子女数的减少，反映了在决定生育数量上，自身意愿的因素在增强，而外在因素如政策等的影响在减弱。

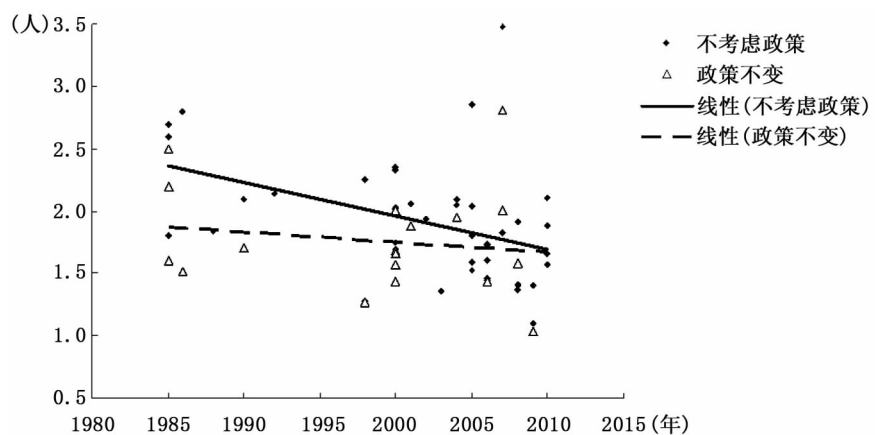


图 7 1981—2011 年政策不变和不考虑政策的理想子女数

四、理想子女数变化背后的性别偏好

上述研究显示，经济和教育的发展有助于理想子女数的减少。但 2000 年之后，经济和教育依然保持发展态势，生育意愿却基本保持稳定，什么原因使它不再下降？性别偏好在理想子女数变化中发挥怎样的作用？不同期望子女性别结构的人的理想子女数之间是否存在显著差异？

（一）性别偏好

30 多年来，中国人对子女性别的偏好发生了显著变化。有 52 项调查完整报告了“儿女双全”、“男孩偏好”、“女孩偏好”和“男女均可”4 种意愿的比例，分析结果如表 5 所示。“儿女双全”偏好一直是中国人的主要意愿生育性别，“儿女双全”意味着至少需要生育 2 个孩子。1980 年代“儿女双全”偏好表现最为突出，约 60.7% 的人都希望“儿女双全”，因而那时理想子女数多在 2 个及以上。1990 年代“儿女双全”偏好明显下降 ($d=1.0 > 0.8$)，降到 41.9%。2000 年之后基本保持 1990 年代水平 ($d=0.1 < 0.2$)，四成多的人希望“儿女双全”。男孩偏好比例在 1980 年代和 1990 年代差异不大 ($d=0.2$)，在 8% 上下波动。2000 年之后，男孩偏好比例增长较多，达到 13.9%。想要男孩的愿望在 2000 年之后更加明确了，一成

多的人希望生育一个男孩。值得注意的是,大多数研究认为中国存在“儿女双全”和“男孩偏好”,事实上,近 30 年来“女孩偏好”正逐步增强。1980 年代“女孩偏好”比例仅占 2.4%,1990 年代达到 5.6%,增加了一倍以上,2000 年之后又上升至 8.6%,达到 1980 年代和 1990 年代男孩偏好的水平。

表 5 分年代理想子女性别结构

	样本量	儿女双全	男孩偏好	女孩偏好	男女均可
总 计	52	45.8 (20.9)	11.8 (9.8)	7.2 (5.8)	35.2 (21.4)
1980—1989	6	60.7 (20.1)	9.0 (7.2)	2.4 (2.1)	27.9 (20.6)
1990—1999	13	41.9 (20.2)	7.9 (7.0)	5.6 (5.5)	44.6 (18.5)
2000—2011	33	44.6 (20.7)	13.9 (10.6)	8.6 (5.8)	32.8 (22.0)
效果量					
1980—1989 与 1990—1999		1.0	0.2	-0.7	-0.9
1980—1989 与 2000—2011		0.8	-0.5	-1.2	-0.2
1990—1999 与 2000—2011		-0.1	-0.6	-0.5	0.6

注:括号中数值为标准差。

(二) 分城乡的性别偏好

比较 21 篇报告城市和农村人口的理想子女性别结构的调查后发现,二者存在显著差异,如表 6 所示。差异最大之处在于“儿女双全”偏好,农村人口比城市人口“儿女双全”偏好更强烈。其次是城市人口无性别偏好比重较大,甚至超过“儿女双全”偏好,而农村人口的性别意识较强,无性别偏好比重较小,不足“儿女双全”偏好的一半。城市人口和农村人口在男孩偏好方面不存在差异,但城市人口比农村人口女孩偏好更多一些。无论城市人口还是农村人口,男孩偏好比重都高于女孩偏好。

表 6 分城乡理想子女性别结构

	样本量	儿女双全	男孩偏好	女孩偏好	男女均可
城 市	21	38.5 (17.6)	11.1 (6.1)	8.8 (5.4)	41.6 (22.3)
农 村	21	55.0 (21.1)	12.0 (10.7)	6.4 (6.2)	26.7 (20.0)
效果量		0.8	0.1	-0.4	-0.7

注:括号中数值为标准差。

(三) 性别偏好与理想子女数

理想子女数与意愿生育性别的相关系数如表 7 所示。“儿女双全”偏好与理想子女数存在显著正相关关系,“儿女双全”偏好比例越高,则理想子女数越多。“儿女双全”偏好与理想子女数的密切关系在 1980 年代表现最为突出,为强相关关系,

1990 年之后相关关系略有减弱，但仍然较高。表 7 的第一行总计表明，男孩偏好与理想子女数相关关系非常弱，大多数人并不会因为理想子女是男孩就希望多生育子女。女孩偏好与理想子女数呈显著负相关关系，人们因为喜欢女孩而可能希望少生孩子。无性别偏好（即男女均可）与理想子女数也呈显著负相关关系，人们对性别偏好越少，理想子女数可能越少。

表 7 理想子女数与意愿生育性别的相关系数

	儿女双全	男孩偏好	女孩偏好	男女均可
总 计	0.737***	-0.031	-0.375**	-0.603***
1980—1989	0.904*	0.002	-0.711	-0.812*
1990—1999	0.752**	-0.135	-0.504+	-0.622*
2000—2011	0.707**	0.057	-0.241	-0.629***

注：+， $p < 0.1$ ；*， $p < 0.05$ ；**， $p < 0.01$ ；***， $p < 0.001$ 。

人们理想子女数取决于是否有“儿女双全”偏好。1980 年代，强烈的“儿女双全”偏好导致人们的理想子女数一般在 2 个及以上。1990 年代，“儿女双全”偏好减少近三分之一，男孩偏好基本保持，女孩偏好略有增加，于是出现理想子女数显著减少的现象。2000 年之后，“儿女双全”偏好仍然保持主体地位，男孩偏好和女孩偏好都有所增加，因而理想子女数难以继续下降。理想子女数在 2000 年之后基本保持稳定，可能与人们的意愿生育性别密切相关。

五、结论与讨论

本研究的主要发现是，中国人的理想子女数经历了 1980 年代的较高水平、1990 年代快速下降、2000 年至今稳定在较低水平的三个阶段。1980 年代平均理想子女数为 2.13 人，1990 年代降至更替水平 2.1 以下，2000—2011 年下降为 1.67 人。与此同时，生育意愿和生育水平的关系也发生了变化。1980 年代生育水平高于生育意愿，1990 年代二者均呈现下降趋势，但生育水平下降速度快于生育意愿，于是出现生育水平低于生育意愿的现象。目前，中国人理想子女数已经较少，如果中国人按照平均理想子女数 1.67 人的水平生育子女，中国的生育水平将继续处于低于更替水平的状况。中国已经进入生育水平低于生育意愿的阶段，实际生育子女数将少于理想子女数，因此，客观认识生育水平和生育意愿的关系显得尤为必要。

第一，中国人生育意愿和生育水平的发展变化趋势符合世界上生育意愿和生育水平关系的一般变化趋势。Bongaarts 在 2001 年提出，在生育转变的过程中，生育意愿和生育水平的关系也会发生变化。在高生育率的社会中，往往因为人们不能有效避免自己不希望的生育行为而造成生育水平高于生育意愿的局面；而在低生育率的社会中，常常由于受到各种限制，人们难以实现自己的“理想子女数”，从而造成

生育水平低于生育意愿的局面。^① 泰国、^② 日本、韩国^③都出现了这一规律。在中国实行计划生育政策的背景下,对于如何认识生育意愿和生育水平之间的规律性,“等同论”和“无关论”争执不休。^④ 本研究发现,在1980—2011年的30多年中,中国同样出现了生育水平先高于转而低于生育意愿的变化趋势。这说明在泰国、日本、韩国等国家观察到的生育意愿和生育水平关系的规律性同样适用于中国。

第二,本文的研究结果从生育意愿的视角支持了“单独二胎”政策的可行性。中国人理想子女数进入低生育稳态,意味着“单独二胎”政策实施导致“人口爆炸”现象出现的可能性不大。在人口过快增长的凶猛势头已得到有效抑制的情况下,推行“单独二胎”政策有助于缓解人口老龄化进程、增补未来劳动力、平衡出生性别比、改善家庭结构,具有较好的外部性。今后,可进一步根据“单独二胎”政策的实施效果来明确未来的人口调控目标和思路。

第三,生育意愿会随着经济发展水平提高、女性受教育水平提升、观念改变而下降,但下降到一定程度后会保持稳定。子女数刚性需求的重要原因是“儿女双全”性别偏好。事实上,“儿女双全”性别偏好也在随着社会变迁而发生改变。生育意愿数量与生育意愿结构之间存在何种互动?它们与经济发展水平、城镇化水平、人口素质等因素之间是何种关系?对这些问题的回答恐怕不仅需要进一步的研究,而且要从实践中加以验证。

第四,“横断历史元分析”是对现有研究的一次再加工利用的过程,能对现有研究背后整体的时代变迁规律进行发掘,从而超越单个研究的结果,提供了在没有纵向研究资料的情况下考察变化趋势的替代途径。并且研究的实施相对容易,比大规模的追踪调查更节省人力、物力、财力等成本,同时可以获得大量纵向数据,增强对事物纵向变化趋势的认识。这一方法创始于心理学,目前已广泛应用于医学、社会学、管理学及行为科学等诸多领域的研究。本研究尝试把横断历史元分析应用到人口学实证研究中,并对大跨度时间(1980—2011)中国生育意愿调查数据进行整合分析。这种方法的借鉴和引入有助于丰富学科研究方法,也为学科的交叉和融合建立了纽带。当然,任何一种方法都不可能完美无缺,由于本研究建立在已有实证

① J. Bongaarts, “Fertility and Reproductive Preferences in Post-Transitional Societies,” pp. 260-281; 顾宝昌:《新时期的中国人口态势》,蔡昉、顾宝昌编:《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,2006年,第61—83页。

② J. Knodel et al., “Reproductive Preferences and Fertility Trends in Post-Transition Thailand,” *Studies in Family Planning*, vol. 27, no. 6, 1996, pp. 307-318.

③ M. K. Choe, R. D. Retherford and S. Kim, “Very Low Fertility in South Korea: Patterns and Prospects,” *Paper Presented at the 2004 Annual Meeting of the Population Association of America*, April 1-3, 2004.

④ 顾宝昌等:《生育意愿、生育行为和生育水平》,《人口研究》2011年第2期。

研究基础之上，每项原始研究的不足都既可能在横断历史研究中得到弥补，又可能被保留或放大。例如，使用“理想子女数”替代“意愿子女数”评估中国人的生育意愿，可能会高估生育意愿。又如，本研究考察的生育意愿的指标较为单一。当然，这有赖于找到从生育意愿的数量、性别和时间三个维度报告生育意愿的较多的基础文献。再如，本研究仅是对现有文献结果的梳理，报告了现有研究背后总体的生育意愿变迁趋势，对这种变迁的原因解释和因果关系的证明，还有待进一步探索。

〔责任编辑：刘亚秋 李凌静 责任编审：冯小双〕