教育如何影响中国人的“二孩”意愿？
——来自 CGSS (2013) 的证据

● 刘章生[a]，刘桂海[a,b]，周建丰[a]，范丽琴[a]

(江西师范大学 a.城市建设学院 b.马克思主义学院，南昌 330022)

摘要：为了探究教育对生育及“二孩”意愿的影响，揭示其内在机制，本文从作用效应与作用机制两个层面构建研究思路，基于 CGSS (2013) 数据，采用 OLS、2SLS、Probit、IV Probit、泊松回归和负二项回归等相结合的实证研究方法。研究发现：教育对生育及“二孩”意愿具有负向影响效应。教育主要通过“收入-成本”和“文化-认知”两方面作用渠道影响“二孩”意愿。一方面，教育具有显著收入效应的同时也提升了个体的时间价值，从而对“二孩”意愿的影响充满不确定性；另一方面，教育会通过“婚育观念变迁”、“社会认知偏误”和“传统文化割裂”等渠道影响“二孩”意愿。相对而言，“文化-认知”是“二孩”意愿下降更重要的原因。论文的重要价值在于，将教育和生育问题结合在一起进行研究，可为生育政策和相关经济社会政策配套衔接提供决策参考，为我国人口发展战略研究提供前期探索成果。

关键词：教育；“二孩”意愿；收入-成本；文化-认知

中图分类号：C923　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1672-6162 (2018) 02-0104-16

DOI:10.16149/j.cnki.23-1523.2018.02.009

近年来，我国计划生育政策进行了两次重大调整：继 2013 年实施“单独二孩政策”之后，2015 年又出台了“全面二孩政策”。然而，据国家统计局发布的数据，2014 至 2016 年我国人口出生率均值为 12.46‰，这与 2000 年以来的平均生育水平基本持平。可见，“二孩政策”(含单独二孩政策和全面二孩政策，下同) 实施以来，生育“堆积”现象并没有按预期到来[1]。面临新时代的新问题，党的十九大报告提出“加强人口发展战略研究”。

作为人力资本的重要组成部分，人口数量和质量是社会经济可持续发展的重要影响因素，它们之间的相互关系也被学术界长期关注。生育数量决定人口数量，教育水平决定人口质量。大多数文献认为，教育与生育之间存在一种负向关系。正如 Weinberger 所证实的，整体教育水平提高降低了人们的生育意愿[2]。Handa 基于女性样本研究发现，教育对生育影响的传播效应主要是源自于时间价值提升[3]。Martin 也发现，受教育程度低的妇女偏好大规模家庭而受教育程度高的妇女倾向于小规模家庭[4]；Weinberger 发现，接受过 7 年及以上正规教育女性的平均生育水平只有未受过教育女性的一半。同时，教育对生育的负向作用也被针对不同地区、不同时期、不同人群的研究所证实，比如：Cleland 对拉丁美洲及阿拉伯国家的研究[5]，Murthi 等基于印度 1981 至 1991 年的研究[6]，Adiri 等对尼日利亚的研究[7]，Decicca 对加拿大 1981 至 1991 年的研究[8]以及侯佳伟等对 1980 至 2011 年中国大陆地区的研究[9]。当然，这一关系也受到了一些研究的挑战：一方面，有学者发现教育与生育意愿之间存在正向促进关系，如 Fort 的研究表明，更多的教育可能导致更高的生育能力[10]；另一方面，Monstad 等发现无法证明教育是导致低生育率的原因[11]。

1978 年以来，我国人口出生率由 18.25‰下降到 2015 年的 12.07‰，而我国劳动力平均受教育年限则由 3.90 年[12]提高到 9.28 年[13]，两者之间呈明显的“剪刀差”趋势。那么，在我国，教育是否影响了人们的生育行为呢？如果有，内在机制是什么？

由于长期实施计划生育政策，国内学者对生育问题的研究并不多，而专门针对教育和生育之间关系的研究更是屈指可数。近几年，随着我国生育政

收稿日期：2017-10-16
基金项目：国家社会科学基金项目 (17BJY065)
作者简介：刘章生 (1980-)，男，毕业于华中科技大学，博士，江西师范大学城市建设学院高级工程师，研究方向：人口、资源与环境经济，E-mail：liuzs8033@hust.edu.cn；刘桂海 (1980-)，男，江西师范大学马克思主义学院博士研究生，研究方向：马克思主义与当代中国经济。

策的重大调整，关于生育意愿及生育行为的相关话题正逐步成为社会科学研究的焦点问题之一。目前，国内的研究主要集中在生育政策评估方面，包括计生政策评估[14,15]、“二孩”政策评估[16,17]及实施效果的社会经济效应[18,19]。不过，关于“二孩”政策的研究大多从宏观视角展开，且均隐含一个潜在假设：政策具备良好的实施效果。然而，从过去三四年的现实效果来看，这种潜在假设是受到严重挑战的。基于此，国内也有少量文献开始从微观视角探讨社会经济因素对个体“二孩”生育决策的影响，如王志章和刘天元探讨了“二孩”生育成本问题[20]，王天宇和彭晓博研究了医疗保险对农村居民生育意愿的影响[21]，宋德勇等分析了城市房价对城镇居民“二孩”决策的影响[22]。为此，综合利用中国的微观调查数据库，或许能够很好地检验教育与生育意愿的关系。首先，中国幅员辽阔、民族众多，不同地区、不同习俗可能导致生育意愿存在差异，大范围的随机调查数据可为研究提供丰富素材。其次，改革开放以来，我国教育事业取得了瞩目的成就，人均受教育年限发生了显著变化，这为研究提供了现实基础。最后，或许是最重要的，随着社会经济的发展，我国可能面临“低生育率陷阱”，生育政策放松的背景下如何进一步完善政策优化人口结构，对促进经济社会可持续发展具有重要现实意义。基于上述逻辑，本文选用 2013 年中国综合社会调查数据（CGSS），对我国居民的教育和生育意愿之间的关系进行全面考察。

1　文献回顾与研究思路

1.1　文献回顾

教育和生育之间的关系，在西方国家很早就被学者所关注，如 Becker[23]所开展的工作被公认为具有开拓性的意义。然而，关于教育对生育的影响渠道，现有研究却相对薄弱，已有文献的观点大致可以分为“收入-成本”论和“文化-认知”说两个视角。

基于“收入-成本”视角的研究主要表现为两个层面。一方面，Becker 指出，教育通过提高劳动者素质，进而提高人们的收入水平，放松了家庭用于投资孩子的预算约束，如果视孩子为正常商品，那么较高收入家庭就有更高的生育意愿。不过，这种收入效应往往又会在孩子量质权衡过程中得到削弱。基于“理性经济人”视角，将效益最大化作为人们生育决策的出发点，则会强调子女给父母带来的效用[24]。经典的“收入-成本”论认为，随着收入的增加，家庭的生育数量会随之减少[25]。然而，该理论却不能解释“富人多子”现象，因此有学者提出，经典“收入-成本”论具有局限性，生育成本约束的仅仅是经济地位较低的群体，而无法适用于富裕群体，并且富裕群体普遍认同子女在精神层面的效用，而非子女的物质效用[25]。另一方面，教育可能导致“休闲鸿沟”现象，教育水平提升普遍改善了人们的受教育状况，但学历越高的人越忙碌，休闲时间越少[26]，从而增加生育的时间成本。Tavares 认为教育改善了人们的工作能力和工资收入水平，尤其对于女性而言，受过更多教育的女性相比于教育程度低的女性而言，离开劳动力市场和抚养子女将面临着更高的机会成本[27]。当然，也有学者发出不同声音，Musick 和 England 发现女性工资对生育的影响很小，并就此认为受教育女性的机会成本对生育意愿的影响是值得怀疑的[28]。但无可厚非的是，生育更多的孩子意味着家庭需要投入更多的经济成本和时间成本[29,30]。

基于“文化-认知”视角的研究则主要体现出三个层面的差异。首先，随着社会经济的发展，人们的受教育水平不断提高，推动了女权主义时代的到来，越来越多的女性在追求自由平等的过程中放弃了生育孩子[31]，也有一些女性因追求个人事业成就而延迟生育，甚至开始了“丁克式”的生活[32,33]。其次，教育对女性在婚育市场的选择也是充满戏剧性的：一方面，更多的教育可能使女性在婚姻市场更具吸引力，从而增加找到满意对象的机会，进而提高生育意愿；另一方面，随着教育年限的增加，也会在一定程度上增加高素质女性在婚姻市场上的搜寻成本和匹配成本。最后，在我国，人们的生育观念和养老观念发生了改变，“养儿防老”、“多子多福”和“母以子贵”等传统生育文化正在逐渐减弱，如尹银发现生育儿子并没有提升父母的生活质量和家庭地位[34]。王天宇和彭晓博[21]等进一步发现，社会保障体系的健全也会在一定程度上挤出人们的生育意愿。

1.2　研究思路

基于前述文献回顾，本文从作用效应与作用机制两个层面提出研究思路（见图 1 所示）：首先，通过实证检验教育的生育效应，探析教育对生育意愿及“二孩”意愿的影响关系；然后，从“收入-成本”和“文化-认知”两个视角切入，探析教育影响“二孩”意愿的作用路径。

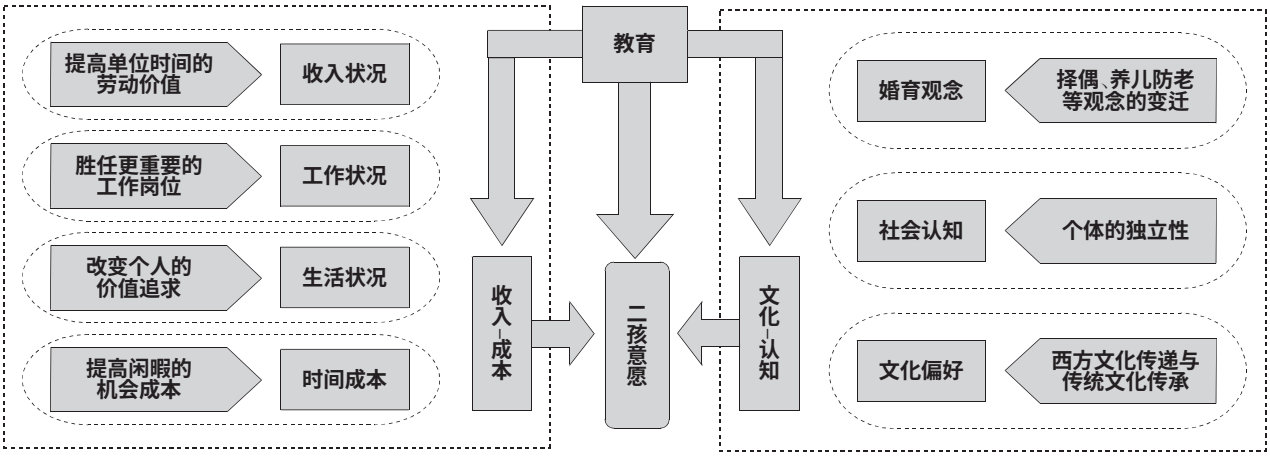

图 1 研究思路

就“收入-成本”而言，首先，教育提高了个体的劳动价值[35]，增加了个人劳动收入，进而改善了家庭经济状况。其次，教育改变了个体胜任工作岗位的能力，进而改善个体的工作状况。然后，教育改变人的价值追求，不仅是物质层面，更加体现在精神层面。最后，教育提高了个体的时间价值，也从另一个层面提高了闲暇的机会成本。生育决策的基础是夫妇对生育和养育孩子成本与收益的比较，或者说是在家庭资源约束条件下实现生育效益最大化[36]。在物质追求、精神追求与时间成本之间的权衡取舍中，生育意愿是值得探讨的话题。为此，本文从收入状况、工作状况、生活状况和时间成本等四个“收入-成本”视角探究教育对“二孩”意愿的作用路径。

从“文化-认知”层面来看，首先，教育是影响婚姻市场的重要因素，也对“养儿防老”的态度有着举足轻重的影响力。其次，教育提高了个体的独立性，包括思维的独立、生活的独立、财富的独立和思想的独立等，进而表现出代际沟通障碍，甚至于婚姻“出轨”等现象。最后，文化是通过教育进行传播的，包括传统文化的传承和西方文化的传递，进而导致个体产生了不同的文化偏好，从而影响生育决策。基于此，本文试图通过婚育观念、社会认知和文化偏好等三个“文化-认知”维度探析教育对“二孩”意愿的作用渠道。

党的十九大报告提出“普及高中阶段教育”和“促进生育政策和相关经济社会政策配套衔接”。作为一个探索性的研究，本文尚不能提出完整的理论假设，但试图回答以下几个具有时代价值的问题：(1) 教育对居民“二孩”生育意愿是否具有影响？(2) 如果有影响，这一影响的路径是什么？是教育通过影响了人们社会经济条件和时间成本价值进而影响“二孩”意愿吗？或者教育通过影响文化社会认知进而影响“二孩”意愿？(3) 如果教育会通过“收入-成本”和“文化-认知”两方面的渠道对个体生育决策产生重要影响，那么，孰轻孰重？本研究的意义在于：首先，基于微观视角全面考察教育对居民生育意愿及“二孩”意愿的影响，有助于解释我国生育政策放松背景下“单独二孩政策效应低于预期”及“全面二孩政策效应影响有限”等现象，可为我国人口发展战略研究提供前期基础；第二，从“收入-成本”和“文化-认知”两个层面实证检验教育对“二孩”意愿影响的作用机制，可为我国进一步优化生育政策提供研究基础；第三，通过对比作用路径的影响力，可为我国生育政策和相关经济社会政策配套衔接、优化教育方针和宣传贯彻生育政策提供有益参考。

2 计量模型、指标选择与数据

2.1 基本计量模型与数据结构

2.1.1 基本计量模型

随着社会经济的发展，我国教育事业取得前所未有的成就，人均受教育年限不断提高。为了考察教育对生育意愿的影响，本文构建如下基本模型：

$$Freewill_i=\alpha_0+\beta_0\times Edu_i+\lambda_0\times X_i+\upsilon_i \quad (1)$$

式(1)中，被解释变量 $Freewill$ 代表个体 i 的生育意愿，主要解释变量 Edu 是指个体 i 的受教育水平，为不失一般性，我们以受教育年限作为衡量个体受教育水平的指标。根据我国各个学历层次所对应的基本受教育年限，参考马良等[37]的做法，将个

体受教育年限区间 0~19 年分为七个不同档次水平。X_i 是其他控制变量，主要包含人口社会学特征变量，如：性别（男=1）、年龄（选用年龄的自然对数）、民族（汉族=1）和政治面貌（中共党员=1）等；μ_i 是随机扰动项。

2015 年以来，我国执行了全面“二孩”政策，为提高研究的现实意义，本文进一步构建教育对“二孩”生育意愿的模型。参考宋德勇等[22]的处理方法，我们将生育意愿大于等于 2 个的样本认定为具有“二孩”意愿，小于 2 个的设定为没有“二孩”意愿，并构建二元选择模型：

$$P(SC=1 \mid Edu, X) = \varphi(\beta_0 Edu + \lambda_0 X) \quad (2)$$

式（2）中，$(SC=1 \mid Edu, X)$ 为控制其他变量之后的条件概率，$\varphi()$ 为正态分布的累计分布函数。

2.1.2 数据结构与数据描述

中国综合社会调查（Chinese General Social Survey，CGSS）始于 2003 年，是我国最早的全国性、综合性、连续性的社会调查项目。因其数据结构良好，被国内外学者广泛运用于各类社会科学的实证研究。本文采用 CGSS 公开的 2013 年最新数据。CGSS（2013）问卷中对生育意愿问题的设置为“如果没有政策限制的话，您希望有几个孩子”，表 1 报告了按照受教育状况和性别分组的生育意愿以及二孩意愿的统计描述。

从表 1 可以发现，受教育年限越多，所表现出的生育意愿以及二孩意愿越低。与未接受任何正规教育的人相比，接受过高等教育（大专及以上学历）的人群平均生育意愿明显降低。就“二孩”意愿而言，整体样本的平均概率为 0.78，但区分受教育状况来看，前者的平均概率为 0.92，而后者为 0.69，前者比后者高出三分之一。从性别分组情况来看，这一规律亦基本成立。从表中同时发现，整体样本“二孩”意愿不足主要源自于高中及以上学历者的“二孩”意愿不足。

2.2 作用机制检验与变量选择

2.2.1 作用机制检验模型

在探讨教育水平对生育意愿的影响机制时，我们参照 Cutler 和 Lleras-Muney[38]的做法，在模型（1）的基础上逐步添加我们所关注的渠道变量，其他设定与模型（1）相同。重新估计如下模型：

$$Freewill_i = \alpha_1 + \beta_1 \times Edu_i + \lambda_1 \times X_i + \omega \times Q_i + \mu_i \quad (3)$$

在这里，我们假设生育意愿 $Freewill$ 是关于教育 Edu 和渠道变量 Q 的函数（出于解释方便，我们暂不考虑其他控制变量），而渠道变量 Q 是教育的一个函数，记为：$Q=Q(Edu)$。则有：

$$Freewill = H(Edu, Q(Edu)) = \varphi(Edu) \quad (4)$$

首先方程两边对 Edu 求导，得

$$\frac{dFreewill}{dEdu} = \frac{d\varphi}{dEdu} = \frac{\partial H}{\partial Edu} + \frac{\partial H}{\partial Q} \times \frac{dQ}{dEdu} \quad (5)$$

表 1 受教育水平和生育意愿以及二孩意愿

调查对象		生育意愿			二孩意愿		
		男性	女性	合计	男性	女性	合计
没有受过正规教育（没有接受任何教育、私塾/扫盲班）	均值	2.745	2.605	2.645	0.917	0.917	0.917
	标准差	2.584	1.194	1.714	0.276	0.276	0.276
	样本量	447	1106	1553	447	1106	1553
小学	均值	2.279	2.180	2.229	0.857	0.864	0.861
	标准差	1.036	0.846	0.945	0.350	0.343	0.346
	样本量	1178	1225	1403	1178	1225	2403
初中	均值	1.997	1.892	1.949	0.786	0.749	0.769
	标准差	0.862	0.747	0.813	0.410	0.434	0.422
	样本量	1767	1508	3275	1767	1508	3275
高中（普通高中、中专、技校）	均值	1.912	1.710	1.825	0.734	0.651	0.698
	标准差	0.911	0.714	0.837	0.442	0.477	0.459
	样本量	1220	931	2151	1220	931	2151
大学（大专、本科及研究生）	均值	1.818	1.701	1.766	0.709	0.665	0.690
	标准差	0.987	0.756	0.894	0.455	0.472	0.463
	样本量	1023	813	1836	1023	813	1836
合计	均值	2.064	2.038	2.051	0.786	0.779	0.782
	标准差	1.186	0.931	1.066	0.410	0.415	0.413
	样本量	5640	5583	11223	5640	5583	11223

考虑我们的模型(3)为线性概率模型：

$$Freewill_i=\alpha_1+\beta_1\times Edu_i+\lambda_1\times X_i+\omega\times Q_i+\mu_i \quad (6)$$

因此有，Q 对 1，Edu 的一个投影可以写为：

$$L(Q\mid 1,Edu_i)=\theta_0+\theta_1\times Edu_i \quad (7)$$

从而，$Q_i=\theta_0+\theta_1\times Edu_i+\varepsilon_i$，其中 ε_i 与 Edu_i 不相关，将上式带入模型(6)得到：

$$Freewill_i=(\alpha_1+\omega\theta_0)+(\beta_1+\omega\theta)\times Edu_i+(\omega\varepsilon_i+\mu) \quad (8)$$

显然，当直接用 $Freewill$ 对 1，Edu 进行回归，即模型为：

$$Freewill_i=\alpha_0+\beta_0\times Edu_i+\upsilon_i \quad (9)$$

得到的$\hat{\beta}_0$满足：

$$Plim\hat{\beta}_0=\beta_0=\beta_1+\omega\theta_1 \quad (10)$$

这里，β_1 即为教育对生育意愿的偏效应，即 $\frac{\partial H}{\partial Edu}$；$\omega$ 是生育意愿对渠道变量的偏效应，即$\frac{\partial H}{\partial Q}$；而 θ_1 则是教育对渠道变量的边际效用，即 $\frac{dQ}{dEdu}$。因此有，

$$\beta_0=\frac{dFreewill}{dEdu}=\frac{d\varphi}{dEdu}=\frac{\partial H}{\partial Edu}+\frac{\partial H}{\partial Q}\times\frac{dQ}{dEdu} \quad (11)$$

也就是说，此时的 β_0 实际上包含了两种效应：第一种是教育对生育意愿的直接影响，即 $\frac{\partial H}{\partial Edu}$；第二种是教育通过渠道变量转而对生育意愿带来的影响，即$\frac{\partial H}{\partial Q}\times\frac{dQ}{dEdu}$。

而对模型(6)进行估计时，因为明确地控制了渠道变量 Q，因而教育通过影响渠道变量转而对生育意愿带来的间接影响 $\frac{\partial H}{\partial Q}\times\frac{dQ}{dEdu}$，就可以从 β_0 中分离出来。所以$\hat{\beta}_0-\hat{\beta}_1$即对 Q 对生育意愿中所发挥的渠道效应：$\beta_0-\beta_0=\omega\theta_1=\frac{\partial H}{\partial Q}\times\frac{dQ}{dEdu}$ 的一个估计。进一步，我们考察相对量：$\frac{\hat{\beta}_0-\hat{\beta}_1}{\hat{\beta}_0}=1-\frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\beta}_0}$。

2.2.2 变量选择与数据

基于前面的研究思路，本文重点关注教育对生育意愿影响的两类作用渠道：一类是反映“收入-成本”的变量，包括收入状况、工作状况、生活状况和时间成本等 15 个直接或间接反映个体经济条件和时间价值的变量。另一类是体现“文化-认知”的变量，包括婚育观念、社会认知和文化偏好等 15 个体现个体文化和认知观念的因素。变量的定义及数据的统计描述见表 2。

3 教育对生育意愿以及“二孩”意愿的影响

3.1 教育对生育的影响

首先，本文基于全体样本考察教育对生育的影响，估计结果见表 3。模型(1)～(3)是 OLS 估计，其中模型(1)为不控制任何条件下教育对生育意愿的估计结果，模型(2)报告了在模型(1)基础上控制人口社会学特征变量的估计结果，模型(3)则在模型(2)基础上进一步控制了省份变量；考虑到生育意愿是非负整数，同时生育意愿的均值和方差分别为 2.05 和 1.13，模型(4)运用负二项回归，其他设计与模型(3)相同；而模型(5)则运用 2SLS 进行估计。

表 3 的估计结果显示，模型(1)中，教育对生育意愿的回归系数为-0.058，且在 1%的水平上显著；在控制人口社会学特征变量之后，模型(2)的估计结果为-0.036，教育对生育意愿仍呈现负向影响关系；在进一步控制省份哑变量后，两者之间的负向影响关系依然显著成立；模型(4)的估计结果也与前面基本一致。以上估计结果表明，教育对居民生育意愿起着显著的负向作用，这与大多数文献的结论是基本一致的。

然而，尽管上述的结果显示教育与生育意愿之间的负向影响关系是存在的，但两者之间也可能存在反向因果关系，如可能由于生育原因而导致的辍学现象；或者由于存在重要却未被发现的潜在遗漏变量而导致两者之间呈现虚假的估计结果。Wooldridge 认为，如果存在内生性问题，OLS 估计通常是不一致的，而 2SLS 是一致的[39]。为了提高估计结果的可靠性，模型(5)运用 2SLS 进行估计。

本文选取被调查者所在省份 2012 年的平均受教育年限作为工具变量来考察两者之间的关系。一方面，我国各省居民的受教育水平(以地区平均受教育年限衡量)存在显著差异，因为各省的基础教育建设主要是由政府推动，地区经济发展水平的不同则直接影响教育经费投入的差异，也就是说各省的经济基础直接影响当地的教育发展水平，而个体的受教育状况受当地教育水平直接影响，我们可以理解为地区的教育发展水平是自上而下，先有教育投入，再有个体受教育水平的提高。所以可以认为一个省份的基本教育建设在一定程度上决定了个体受教育水平的高低，即地区的平均受教育水平与个人的受教育水平是正相关的；另一方面，上一年全省的平均受教育水平也不会通过除地区基本教育水平之外的因素影响个人的生育意愿，即我们可以认为符合外生性条件。综上分析，选取被调查者

表 2　变量的定义和统计描述

类别	变量含义	变量定义与测量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
收入成本变量	收入状况	个人收入（单位十万元）：个人上一年（2012）全年的总收入	10168	0.238	0.368	0	10
		家庭经济状况，所在地所属档次：1~5 依次递增	11303	2.685	0.680	1	5
	工作状况	工作性质，非农工作是否全职：是=1	3068	0.853	0.354	0	1
		工作稳定性，是否签订劳动合同：是=1	4503	0.427	0.495	0	1
		职业状况，是否属于白领：是=1	5830	0.112	0.315	0	1
		岗位层次，是否属于管理者：是=1	7829	0.087	0.282	0	1
		工作自由程度：1~4 依次递增	4551	2.815	0.949	1	4
	生活状况	逛街购物频率：1~5 依次递增	11320	2.616	1.029	1	5
		消费层次，用艺术品、艺术画来装饰家庭氛围符合程度：1~4 依次递增	11353	1.439	0.688	1	5
		基本医疗保险、基本养老保险、商业医疗保险、商业养老保险 如果参加其中的一项保险，则得分增加 1，满分为 4 分	10657	1.724	0.783	0	4
		生活幸福程度：1~5 依次递增	11295	3.757	0.838	1	5
		家庭人均住房面积	11126	43.581	56.414	1.5	4000
	时间成本	过去一年，空闲时间从事社交（串门）频繁程度：1~5 依次递增	11349	2.854	1.003	1	5
		与邻居进行社交娱乐活动的频繁程度：1~7 依次递增	11347	4.302	2.074	1	7
		初婚年龄	9864	23.709	3.903	15	63
文化认知变量	婚育观念	配偶受教育程度：0~19 年七个水平档次	8937	8.517	4.416	0	19
		养老是否应政府承担：是=1	11328	0.096	0.294	0	1
		养老是否应子女承担：是=1	11328	0.497	0.500	0	1
		养老是否应子女政府自己分摊承担：是=1	11328	0.354	0.478	0	1
	社会认知	过去一年，在空闲时间从事上网活动频率：1~5 依次递增	11330	2.294	1.680	1	5
		社会诚信认可程度：1~5 依次递增	11340	3.283	1.029	1	5
		社会公平性认可程度：1~5 依次递增	11336	2.999	1.038	1	5
		父母和子女代沟问题严重认可程度：1~5 依次递增	5595	3.051	0.880	1	5
		生育数量政府不该干涉认可度：1~5 依次递增	11313	2.483	1.103	1	5
		婚外性行为认可度：1~5 依次递增	11271	1.273	0.674	1	5
	文化偏好	参加宗教活动的频繁程度：1~9 依次递增	11294	1.477	1.415	1	9
		是否过圣诞节：是=1	11270	0.128	0.334	0	1
		是否过清明节：是=1	11270	0.760	0.427	0	1
		是否过端午节：是=1	11270	0.871	0.335	0	1
		是否过重阳节：是=1	11270	0.255	0.436	0	1

所在省份上一年的平均受教育年限作为工具变量能满足相关性和外生性的要求。

紧接着，对工具变量进行检验。在模型（5）的第一阶段回归中，Shea's Partial R2 只有 0.0942，但是稳健的 F 统计量为 1261.43（超过 10），且 F 统计量的 P 值为 0.000，可以认为是避免了"弱工具变量"问题。同时，针对 2SLS 在弱工具变量存在时会带来的"显著性水平扭曲"（Size Distortion）而设定的"名义显著性水平"（Nominal Size）为 5%的沃尔德检验，其最小特征值为 1157.55，大于任何一个临界值（5.53~16.38），即可以在所有给定可接受的"真实显著性水平"（Ture Size）（10%~25%）上拒绝弱工具变量的原假设。以上结果表明，拟选工具变量不存在弱工具变量。利用该工具变量进行内生性问题检验，豪斯曼检验显示 P 值为 0.000，即在 5%的显著性水平上拒绝"所有解释变量均为外生"的原假设，接受教育为内生变量的假设。此外，由于传统的检验在异方差的情形下不成立，所以本文进行了异方差的稳健性检验，DWH 检验 P 值为 0.000，仍然接受教育为内生性变量的假设。

从模型（5）的估计结果来看，与 OLS 估计结果相比，使用工具变量之后，教育对生育意愿的系数在方向上没有发生变化，亦在 1%的水平上显著，但估计系数增加多倍。从估计系数的数值来看，尽管只有 0.087，但考虑到模型的解释变量取值范围为 0~19，因此估计结果是具有重要现实意义的。

表 3 教育对生育意愿影响估计结果

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
	OLS	OLS	OLS	负二项回归	2SLS
受教育年限	−0.058*** (0.003)	−0.036*** (0.003)	−0.027*** (0.004)	−0.013*** (0.002)	−0.087*** (0.008)
性别		0.061*** (0.021)	0.053** (0.022)	0.027** (0.011)	0.123*** (0.022)
年龄		−6.027*** (0.474)	−6.248*** (0.486)	−2.624*** (0.229)	−4.984*** (0.494)
年龄平方		0.881*** (0.065)	0.919*** (0.067)	0.391*** (0.031)	0.696*** (0.069)
民族		−0.192*** (0.034)	−0.092** (0.041)	−0.043** (0.019)	−0.127*** (0.036)
政治面貌		0.084** (0.035)	0.069* (0.036)	0.031* (0.017)	0.290**** (0.042)
常数项	2.562*** (0.029)	12.544*** (0.854)	12.626*** (0.866)	5.084*** (0.410)	11.629**** (0.870)
省哑变量	NO	NO	YES	YES	–
样本量	11218	11140	11140	11140	11140

注：(1) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；(2) 括号中报告数值是稳健的标准误。以下各表同。

3.2 教育对“二孩”生育意愿的影响

前面发现，教育对生育具有显著的负向影响关系。当前，我国正实施全面“二孩”政策，那么教育对“二孩”生育意愿是否会生产影响呢？下面，文章就此展开探讨。表 4 是教育对“二孩”意愿估计结果，其中模型 (6) ~ (8) 是 Probit 估计，模型 (9) 为 IV Probit 估计，模型 (10) 、(11) 是按性别分组的估计结果，分别是男性样本和女性样本。

从表 4 的估计结果来看，教育对“二孩”生育意愿有显著的负向影响关系：首先，模型 (6) 中，教育对“二孩”意愿的估计系数为−0.061，且在 1%的水平上显著；在控制人口社会学特征变量之后，尽管估计系数有所变化，但仍显著为负；进一步控制省份哑变量后，两者之间的负向影响关系依然显著成立。然后，通过 IV Probit 两步法进行估计，对外生性原假设“H_0：P=1”的沃尔德检验结果，其 P 值为 0.000，故可在 1%的显著性水平下认为教育为内生变量。此外，在第一步我们的回归结果也显示，运用工具变量 (被调查者所在省份 2012 年平均受教育年限) 进行估计能够较好地矫正因内生性问题而导致的估计偏误问题，估计结果显示，系数为−0.157，亦在 1%的显著水平上，即受教育年限的增加会显著降低生育“二孩”的概率。最后，性别分组后的估计结果与总体样本也基本一致。

综合表 3 和表 4 的估计结果，我们可以发现，无论是对生育意愿，还是“二孩”意愿，教育对其均存在着显著的负向影响。具体而言，根据表 3 模型 (5) 中的回归结果，我们发现受教育年限每多增加一年，导致生育意愿降低 0.087。从 1978 年到2015 年，我国劳动力平均受教育年限提高了 5.38 年，由此可以认为，这段时期随着人均受教育程度的提高，生育意愿大致减少了 0.468。侯佳伟的研究发现[9]，中国人的理想子女数由 1980 年的 2.13 个下降到 2011 年的 1.67 个，这与教育的生育负向效应

表 4 教育对“二孩”生育意愿影响估计结果

变量	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)	模型 (9)	模型 (10)	模型 (11)
	probit	probit	probit	IV probit 总样本	IV probit 男性样本	IV probit 女性样本
受教育年限	−0.061*** (0.003)	−0.050*** (0.004)	−0.031*** (0.004)	−0.157*** (0.008)	−0.150*** (0.013)	−0.162*** (0.010)
性别		0.065** (0.028)	0.059** (0.029)	0.199*** (0.028)		
年龄		−2.670*** (0.673)	−2.950*** (0.699)	−0.075 (0.671)	0.189 (0.916)	−0.473 (0.982)
年龄平方		0.406*** (0.091)	0.464*** (0.095)	−0.045 (0.093)	−0.060 (0.127)	−0.011 (0.136)
民族		−0.181*** (0.051)	−0.032 (0.061)	−0.022 (0.049)	−0.091 (0.071)	0.047 (0.068)
政治面貌		0.179*** (0.049)	0.125** (0.051)	0.607*** (0.054)	0.518*** (0.068)	0.740*** (0.093)
常数项	1.346***(0.031)	5.600*** (1.235)	5.267*** (1.279)	2.934** (1.198)	2.346 (1.631)	3.920** (1.756)
省哑变量	NO	NO	YES	/	/	/
样本量	11218	11140	11140	11140	5602	5538

基本相当，这也进一步表明教育对生育的负向影响是我国人均生育意愿下降的重要原因。为此，我们可以认为，过去三十多年，如果说计划生育政策是在制度层面约束人们的生育行为，那么教育水平的提升则是在潜移默化中加速了人们生育意愿的下降。

4 教育对“二孩”意愿影响的作用机制分析

前面结果显示，教育对“二孩”意愿存在稳健的负向影响关系。那么，教育如何影响了人们“二孩”生育意愿？接下来，本文将从“收入–成本”和“文化–认知”这两个方面展开分析。

4.1 “收入－成本”视角

受教育水平的不同导致了人们社会经济条件和时间成本价值的差异，进而影响生育意愿。同时，教育提高了人的工作能力，可能接受更大的社会责任、面临更强的工作压力，导致个人自由分配时间和娱乐时间减少，进而照顾小孩的时间变得“奢侈”。然而，目前的研究鲜有文献对上述作用机制进行检验。为此，本文将进一步通过实证检验以上机制。

4.1.1 教育的“收入–成本”效应

作为人力资本积累的主要手段，教育对个体收入的深远影响很早就被经济学家所关注。已有研究表明，教育不仅会影响个人收入，还会通过收入变化影响个人的生活质量、社交地位乃至婚姻匹配等。从表 5 的估计结果来看，教育的收入效应是多层面的：

首先，教育影响了个人总收入，从模型 (1) 可以看出，总样本估计系数为 0.071，在 1%的水平上显著，基于性别分组来看，显著性是一样的，但是男性的教育收入效应略高于女性。这说明教育存在显著的收入效应，这与传统的认识是基本一致的。同时，模型 (2) 显示，不论是总体样本，还是区分性别的样本，个体受教育水平的提升还会显著改善家庭经济状况，这一结论与朱农的研究相似[40]，也在一定程度上解释了人们热衷于教育投资的背后经济逻辑。

关于工作方面，模型 (3) 的估计结果表明，受教育年限对全职非农工作的可能性影响为正，一方面，非农工作需要劳动者具备更高的文化素质，另一方面，我国对全职非农工作也具有一定的门槛性。同时，模型 (4) 的估计结果还发现，个体受教育年限与签订劳动合同之间也呈显著的正向关系。从模型 (3) 和模型 (4) 的估计结果可以看出，教育对个体非农工作的稳定性具有显著影响，进而影响收入。同时，教育对于个人职业类别选择的积极影响作用被大量学者所关注[41,42]，模型 (5) 和模型 (6) 则进一步验证了这种积极作用，教育水平提升了个体成为白领阶层和管理者的可能性。教育的职业分层效应，也会积极改变个人收入。模型 (7) 的估计结果还发现了另一种现象——受教育水平越高，工作自由程度越低。这可能是随着教育水平的提高，工作岗位的重要性也会相应提高，进而影响了工作自由程度。

表 5 教育的“收入 - 成本”效应估计结果

被解释变量	受教育年限		
	总样本	男性样本	女性样本
个人 2012 年总收入	0.071*** (0.003)	0.088*** (0.006)	0.055*** (0.003)
家庭经济状况所在档次	0.049*** (0.005)	0.059*** (0.008)	0.040*** (0.006)
非农工作是否全职 (全职=1)	0.039*** (0.006)	0.052*** (0.010)	0.029*** (0.008)
工作是否签订劳动合同 (是=1)	0.138*** (0.008)	0.155*** (0.010)	0.116*** (0.011)
是否为白领阶层 (是=1)	0.042*** (0.004)	0.049*** (0.006)	0.036*** (0.005)
是否为管理者 (是=1)	0.007** (0.003)	0.006 (0.005)	0.009** (0.004)
工作自由程度	–0.080*** (0.015)	–0.095*** (0.020)	–0.061*** (0.022)
逛街购物频率	0.043*** (0.008)	0.055*** (0.012)	0.034*** (0.010)
用艺术品装饰家庭气氛	0.076*** (0.006)	0.073*** (0.010)	0.076*** (0.008)
参加保险份数	0.063*** (0.008)	0.084*** (0.012)	0.043*** (0.009)
生活幸福程度	0.006 (0.006)	–0.007 (0.010)	0.018** (0.008)
家庭人均住房面积	–5.636*** (0.324)	–6.685*** (0.455)	–4.690*** (0.467)
社交/串门频繁程度	–0.025*** (0.008)	–0.036*** (0.012)	–0.015 (0.009)
邻里社交娱乐频繁程度	–0.258*** (0.016)	–0.304*** (0.026)	–0.214*** (0.020)
第一次结婚年龄	0.551*** (0.031)	0.573*** (0.053)	0.535*** (0.036)

根据马斯洛的需求原理，随着收入的提高，人们的需求会发生变化，需求层次会相应提升，特别是白领阶层群体，对生活品质有更高的追求[43]。模型（8）和模型（9）的估计结果检验了这种现象。同时，伴随着教育的收入效益，受教育程度高的具有更好地风险意识，进而提高了购买各类保险的意愿，如医疗保险、养老保险以及商业医疗和养老保险等，这一现象在模型（10）的估计结果中得到了证实。不过，尽管已有研究表明，幸福感的提升有助于提高生育意愿[44]，但模型（11）的估计结果却发现教育对人们的幸福感呈现了明显的分化，对女性而言，教育能显著提升人们的幸福感，而对于男性而言教育却是不确定性的。

教育的收入效应导致了受教育水平较高者的单位时间价值更高，增加了休闲的机会成本，进而出现了"休闲鸿沟"现象。在模型（13）和模型（14）的估计结果中反映了这种现象，受教育水平越高，社交（串门）频繁和邻里社交娱乐频繁程度降低。最后，模型（15）的估计结果表明，在婚育年龄上，正如许多研究所指出的，教育增加了高学历者在婚姻市场上的匹配成本和搜寻成本[45]，进而推迟了初婚年龄，这与宋健和范文婷的研究发现基本一致[46]。

表 5 的 15 个模型从个人收入和家庭经济状况、工作状况及相应劳动合同与工作岗位、收入效应导致的需求和时间价值变化等层面，比较全面地展现了教育对个体"收入–成本"的影响，不过，这些因素能否成为影响"二孩"意愿的传导机制呢？

4.1.2 "收入–成本"效应的"二孩"意愿传导机制检验

表 6 报告了教育的收入效应对"二孩"意愿影响的估计结果。首先，从个人总收入方面来看，模型（1）中个人总收入对"二孩"生育意愿的影响出现了分化，总体样本的估计系数统计上不显著，不过女性样本存在明显的负向作用，而男性则表现为不显著的正向关系。另一方面，从家庭经济状况来看，模型（2）表明教育收入对"二孩"生育意愿具有显著正向作用。这两个结果表明，教育可以通过对"家庭预算约束"的放松提高人们的"二孩"意愿，但是可能受到量质权衡挑战，即收入效应与量质权衡在家庭与个人决定小孩生育数量上充满现实矛盾。

在工作方面也呈现了一定的矛盾性：一方面，模型（3）、（4）和（7）显示，非农全职工作、劳动合同和工作自由程度对"二孩"意愿具有负向作用；但是，另一方面，模型（5）和（6）又表明，白领阶层和管理者更可能生育二孩，这在一定程度也能解释"富人多子"现象。

关于需求方面，模型（8）、（9）和（11）的估计结果显示，个体对生活品质追求的提升和生活的幸福度提升，总体上会显著提升"二孩"意愿，但主要体现在男性样本上。当然，生活品质的提升，源自于社会保障的完善和住房环境的改善，模型（10）和（12）表明，个人消费的保险数量和家庭人均住房面积与"二孩"意愿之间存在显著正相关。

教育的收入效应对"二孩"意愿的负向作用，主

表 6　教育收入效应对"二孩"意愿影响的估计结果

被解释变量	"二孩"意愿		
	总样本	男性样本	女性样本
个人 2012 年总收入	−0.014 (0.039)	0.058 (0.053)	−0.191** (0.085)
家庭经济状况所在档次	0.067*** (0.021)	0.070** (0.029)	0.062** (0.030)
非农工作是否全职（全职=1）	−0.139* (0.079)	−0.200* (0.110)	−0.060 (0.117)
工作是否签订劳动合同（是=1）	−0.173*** (0.045)	−0.169*** (0.058)	−0.175** (0.072)
是否为白领阶层（是=1）	0.217*** (0.062)	0.129 (0.084)	0.309*** (0.092)
是否为管理者（是=1）	0.146** (0.059)	0.192** (0.076)	0.053 (0.095)
工作自由程度	0.114*** (0.021)	0.116*** (0.028)	0.113*** (0.033)
逛街购物频率	0.035** (0.014)	0.055*** (0.020)	0.017 (0.021)
用艺术品装饰家庭气氛	0.044** (0.020)	0.083*** (0.029)	0.005 (0.029)
参加保险份数	0.072*** (0.019)	0.047* (0.026)	0.095*** (0.027)
生活幸福程度	0.068*** (0.016)	0.097*** (0.023)	0.038 (0.024)
家庭人均住房面积	0.002*** (0.000)	0.001** (0.001)	0.003*** (0.001)
社交/串门频繁程度	0.087*** (0.014)	0.054*** (0.020)	0.119*** (0.020)
邻里社交娱乐频繁程度	0.060*** (0.007)	0.043*** (0.010)	0.078*** (0.009)
第一次结婚年龄	−0.037*** (0.004)	−0.036*** (0.005)	−0.039*** (0.006)

要来自于个体时间价值的提升，模型（13）和（14）的估计结果反映了个体是否愿意在休闲上消费时间的观念与“二孩”意愿呈显著正相关。最后，模型（15）的估计结果表明，无论是男性还是女性，初婚年龄推迟也显著降低了二孩意愿。

基于上述分析可见，教育的收入效应对“二孩”意愿的影响是多层次的。一方面，个人收入、家庭经济及工作状况对“二孩”意愿的影响是充满矛盾的，既有正向作用的因素也存在反向作用的渠道，这种相对作用力在此消彼长中很难被观察出来。另一方面，教育的收入效应导致个体时间价值提升，对“二孩”意愿负向作用是确定的。

4.2 “文化—认知”视角

受教育状况不仅会改变个人的文化认同，而且还会在社会认知上产生差异。就婚育观念而言，受教育程度低的女性可能更容易接受上一辈对自身婚姻的安排，而接受更多教育的女性往往有自己婚姻的追求和择偶标准。同时，在养老观念上，传统的“养儿防老”观念被大量文献证明正在逐渐减退。教育对“文化–认知”的变迁是否会“推波助澜”？接下来，本文试图对此展开实证检验。

4.2.1 教育对“文化–认知”的影响

表 7 报告了关于教育对“文化–认知”渠道类变量进行的估计结果，其涵盖了宗教、养老、传统节假日、社会以及西方文化等观念的一系列代理变量。从表中的估计结果可以发现：

第一，在婚育观念上，模型（1）估计结果显示，不论是男性还是女性，受教育程度高的人更倾向于选择与自身教育程度相匹配的配偶，区别于传统的“门当户对”（家庭社会经济地位对等），教育水平的差异引发家庭内部谈判力的变化，进而对婚配行为产生显著影响[47]。

第二，我国传统的观点认为，“养儿防老”是生育行为的主要动机[48]，这种行为也被称为是家庭的“自我保险”模式[49]。但是，随着教育的发展，特别是高等教育的普及，这种观点正在被淡化，模型（2）、（3）和（4）从不同视角发现，随着教育水平的提升，认可“养老应子女承担”的人越来越少。而这种观点的蔓延，可能会使受教育水平较高的人的生育意愿进一步降低。

第三，在对待社会问题上，随着互联网的普及，在国家、市场、社会和全球化四种力量的互动博弈下[50]，社交媒体和社会舆论对于个体认知社会可能会造成消极影响[51]，放大社会诚信和公平性等问题，特别是非理性情境下，将导致社会规范感知对个体态度影响失效，由不确定信息和群际情绪感染引发的非理性行为[52]，导致负面效应扩散，并由此加深代际之间的沟通障碍和公民对政府的非理性判断。模型（5）显示，学历越高，上网越频繁，导致这一现象的原因：一方面可能是高学历者更可能掌握上网的基本能力；另一方面，高学历者也具备充分利用网络的能力。从模型（6）、（7）和（8）的估计结果可以看出，学历越高，对社会诚信和公平性问题的看法越悲观，也更认可代际障碍问题。模型（9）的结

表 7 教育对“文化 - 认知”渠道类变量影响估计结果

被解释变量	受教育年限		
	总样本	男性样本	女性样本
配偶受教育程度	0.992*** (0.027)	1.275*** (0.050)	0.735*** (0.028)
养老是否应政府承担（是=1）	0.035*** (0.003)	0.040*** (0.005)	0.030*** (0.004)
养老是否应子女承担（是=1）	−0.099*** (0.004)	−0.115*** (0.007)	−0.084*** (0.005)
养老是否应子女政府自己分摊承担（是=1）	0.062*** (0.004)	0.072*** (0.006)	0.052*** (0.005)
上网频繁程度	0.289*** (0.011)	0.302*** (0.017)	0.270*** (0.014)
社会诚信认可程度	−0.036*** (0.008)	−0.055*** (0.013)	−0.018* (0.011)
社会公平性认可程度	−0.048*** (0.008)	−0.049*** (0.013)	−0.047*** (0.010)
代际沟通问题严重认可程度	0.076*** (0.011)	0.072*** (0.017)	0.078*** (0.014)
生孩子多少政府不该干涉认可度	0.053*** (0.009)	0.084*** (0.015)	0.025** (0.012)
婚外性行为认可度	0.020*** (0.006)	0.016* (0.010)	0.021*** (0.006)
参加宗教活动频繁程度	−0.078*** (0.009)	−0.086*** (0.013)	−0.072*** (0.012)
是否过圣诞节（是=1）	0.032*** (0.003)	0.037*** (0.004)	0.028*** (0.004)
是否过清明节（是=1）	−0.037*** (0.004)	−0.045*** (0.006)	−0.029*** (0.005)
是否过端午节（是=1）	−0.044*** (0.003)	−0.050*** (0.005)	−0.037*** (0.004)
是否过重阳节（是=1）	−0.017*** (0.003)	−0.016*** (0.005)	−0.016*** (0.005)

果表明，高学历者则更可能认为政府不应该干预个体生育行为。同时，模型（10）也表明，学历越高越可能“出轨”。

第四，学校教育对于文化的传承和发展具有显著作用，同时也作用于受教育者。模型（11）的估计结果显示，不论是总体样本还是性别分组的样本，受教育水平越高，参加宗教活动的频率会越低；同时，模型（12）的估计结果则表明，高学历者更可能过圣诞节。这两个模型的估计结果反映了学校教育对受教育者的深远影响。从教育对传统文化的影响来看，毋容置疑，我国节日文化的教育和传承情况正受到挑战[53]，从模型（13）、（14）和（15）的估计结果可以发现，随着受教育年限的增加，过清明、端午和重阳等传统节日的可能性降低，这在一定层面反映了“传统文化割裂”现象。

4.2.2 “文化–认知”影响“二孩”意愿的传导机制检验

结合表 7 和表 8 的估计结果，可以发现在“文化–认知”视角，存在“婚育观念变迁”、“社会认知偏误”和“传统文化割裂”等三方面的传导效应：

第一，“婚育观念变迁”。受教育程度高的人更倾向于选择与自身教育程度匹配的配偶，一旦匹配失败，那么很多人宁愿选择单身，也正是这种“高不成低不就”的新时代择偶观，导致了大量“剩男剩女”的产生，从而进一步影响了人们的“二孩”意愿。从表 8 的模型（1）可以发现，配偶受教育程度提高，“二孩”意愿总体上会进一步降低。随着教育扩展，受教育程度性别差距也会进一步减小，教育“门当户对”的婚配现象可能会加剧其对生育意愿的影响。同时，从表 8 的模型（2）、（3）和（4）的估计结果来看，不论是男性还是女性，认可“养儿防老”观点的人，“二孩”意愿更强。但是从表 7 的估计结果看，随着受教育年限的提高，更加认可社会养老，传统的“养儿防老”观念更淡。由此可见，随着高等教育的普及，人均受教育年限会进一步提高，进而“二孩”意愿更低。

第二，“社会认知偏误”。互联网时代则可能造就更多“宅男”、“宅女”，模型（5）的估计结果表明这种现象会导致更低的“二孩”意愿，这或许是受到“丁克生活方式”的影响。另一方面，表 8 的结果显示，社会信任扭曲，会表现出更低的生育意愿；同时，代际之间的沟通问题也在一定程度上导致了人们“二孩”意愿的降低；而在生育政策的认可度层面，则表现出更多的灵活性。由此可以相信，一旦生育政策放宽，可能更多人会主动提高生育意愿。

第三，“传统文化割裂”。一方面，基于宗教和外来文化，模型（11）显示，参加宗教活动频繁的人具有更高的生育意愿，不过教育阻断了这一渠道；受教育程度越高的人越习惯过圣诞节，但模型（12）的结果表明，西方文化的传递也并没有真正影响“二孩”意愿。另一方面，对于传统节日，模型（13）、（14）和（15）的估计结果表明，重视传统节假日，保有这种传统文化的人有更高的“二孩”意愿，但教育对传统节日的作用却是负向的。

表 8 “文化 - 认知”效应对“二孩”意愿影响的估计结果

被解释变量	“二孩”意愿		
	总样本	男性样本	女性样本
配偶受教育程度	−0.024*** (0.005)	−0.053*** (0.007)	0.007 (0.008)
养老是否应政府承担（是=1）	−0.224*** (0.045)	−0.169*** (0.063)	−0.278*** (0.064)
养老是否应子女承担（是=1）	0.179*** (0.028)	0.168*** (0.039)	0.188*** (0.040)
养老是否应子女政府自己分摊承担（是=1）	−0.057** (0.029)	−0.060 (0.040)	−0.056 (0.040)
上网频繁程度	−0.052*** (0.011)	−0.053*** (0.016)	−0.053*** (0.016)
社会诚信认可程度	0.066*** (0.013)	0.061*** (0.019)	0.070*** (0.019)
社会公平性认可程度	0.073*** (0.013)	0.069*** (0.018)	0.077*** (0.019)
代际沟通问题严重认可程度	−0.037* (0.022)	−0.055* (0.032)	−0.017 (0.031)
生孩子多少政府不该干涉认可度	0.033*** (0.013)	0.040** (0.017)	0.023 (0.018)
婚外性行为认可度	−0.020 (0.020)	−0.008 (0.026)	−0.037 (0.033)
参加宗教活动频繁程度	0.040*** (0.011)	0.046** (0.019)	0.036** (0.014)
是否过圣诞节（是=1）	0.015 (0.042)	0.046 (0.061)	−0.017 (0.059)
是否过清明节（是=1）	0.204*** (0.031)	0.197*** (0.044)	0.213*** (0.044)
是否过端午节（是=1）	0.226*** (0.039)	0.246*** (0.054)	0.207*** (0.056)
是否过重阳节（是=1）	0.178*** (0.032)	0.116** (0.045)	0.243*** (0.046)

4.3 作用渠道分解和效应分析

"成本论"和"文化论"在我国生育观念理论中具有主导地位[54]。前面分析发现,教育主要通过"收入-成本"和"文化-认知"这两类路径对人们的"二孩"意愿产生了负面影响。那么,这些影响机制在解释教育对生育负向效应中的相对重要性如何?

表 9 报告了教育对"二孩"意愿影响的渠道分析。第(1)列是没有控制任何渠道变量的回归结果。在第(2)~(9)列的估计模型中分别加入家庭人均住房面积、邻里社交频繁程度、第一次结婚年龄等 8 个体现"收入-成本"和"文化-认知"的渠道变量。列(10)则共同控制了以上 8 个变量。如作用机制模型中所述,为增加相应渠道变量后教育估计系数下降幅度,也是在解释教育对"二孩"意愿的负向作用中所占比重。

根据表 9 的结果,两类渠道共同解释了教育对生育意愿负向影响中 52%的效应。其中,配偶受教育程度的解释效应最大(16%),容易理解的是,在高知识分子家庭中,由于教育对夫妻双方生育意愿的逆向影响,导致其家庭小孩数量更少;上网频繁程度解释了 14%的负向效应;邻里娱乐频繁程度解释了 12%的负向效应;首次婚育年龄和养老问题分别解释了 8%的效应;其他渠道均大概解释了 2%左右的负向效应。

上述分析同时表明,尽管教育通过"收入-成本"的约束降低了人们的生育意愿,但是更重要的是教育通过改变人们的文化认知观念,从而降低了"二孩"意愿。导致这一结果的原因可能在于,一方面,收入成本条件与生育量质权衡之间的潜在矛盾,在样本调研内容受限的情况下难以被观察和捕捉;同时,尽管家庭经济条件、抚养小孩的时间成本等因素可能是导致生育行为下降的原因,但这些经济因素是在既定生育意愿的基础上的选择行为,或许只能为生育意愿和生育行为之间背离现象提供解释[55]。另一方面,教育改变人们的文化传统和社会认知,进而影响生育意愿,这种作用机制是在意识形态层面的,更进一步说,生育观念隶属于社会意识形态的范畴,观念取决于社会的存在,而社会的存在则反作用于人的意识观念,也就是说有什么样的社会存在,就有什么样的生育观念[56]。以上发现不仅验证了两种渠道假说,也为理解不同受教育年限居民之间的生育意愿差异提供了重要证据。

5 讨论

前面的研究结果表明,教育对生育以及"二孩"意愿具有显著逆向影响,并从"收入-成本"和"文化-认知"两大方面产生作用。那么,教育对生育意愿的负向作用是否会体现到生育行为进而影响人口素质?教育是否存在强强联合与代际传递现象,进而作用于生育行为而影响人口素质呢?为此,下面就上述问题展开讨论。

5.1 教育与生育行为

有学者指出,生育意愿与生育行为之间存在背离现象[57],表 10 的模型(1)~(3)试图检验教育对生育行为的负向作用。模型(1)中,以个体已生育小孩数量作为被解释变量,个体受教育年限作为主要解释变量,其他个体人口学特征作为控制变量,并控制省份变量,估计结果显示,教育与生育行为之间存在显著的负向关系。考虑到被解释变量(已生育小孩数量)是非负整数,模型(2)采用泊松回归进行估计,通过测算,已生育小孩数量的均值(1.70)与方差(1.65)基本相等。结果表明,教育与生育行为之间的负向关系仍显著成立。模型(3)使用 2SLS 估计,同样得到类似的结论,即受教育年限越多,生育小孩数量越少。由此可见,教育对生育意愿的负向作用会体现在生育行为上,进而引发受教育程度较高的人群生育率较低的现象。

5.2 教育的代际传递现象

张苏和曾庆宝发现,父母的受教育水平通过影响其对子女教育的投资意愿和观念而影响子女的受教育水平[58],表 10 的模型(4)~(12)试图检验这种教育代际传递现象。其中,模型(4)~(6)以父亲的受教育年限、模型(7)~(9)以母亲的受教育年限、模型(10)~(12)以父母的受教育年限之和为解释变量,被解释变量均为自身受教育年限,分别采用 OLS、负二项回归和 2SLS 进行估计。其中,模型(5)中,alpha 值为 0.11,其 95%的置信区间为(0.10,0.12);模型(8)的 alpha 值为 0.12,95%的置信区间为(0.11,0.14);模型(11)中,alpha 值为 0.11,95%的置信区间为(0.10,0.13),故均可在 5%的显著性水平上拒绝过度分散参数"alpha=0"的原假设,为此使用负二项回归是更加合理的。

从表 10 模型(4)~(12)的估计结果来看,不论是父亲的受教育年限、母亲的受教育年限,还是父母受教育年限之和,均与被调查者的受教育年限存在显著正向关系,即父母的受教育年限对下一代的

表 9 教育对"二孩"生育意愿的影响渠道分析

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)	模型 (9)	模型 (10)
受教育年限	−0.050*** (0.004)	−0.049*** (0.004)	−0.044*** (0.004)	−0.046*** (0.004)	−0.042*** (0.005)	−0.047*** (0.004)	−0.043*** (0.004)	−0.049*** (0.004)	−0.050*** (0.004)	−0.024*** (0.006)
性别	0.065** (0.028)	0.062** (0.028)	0.075*** (0.028)	0.152*** (0.031)	0.060* (0.034)	0.059** (0.028)	0.065** (0.028)	0.063** (0.028)	0.069** (0.028)	0.127*** (0.036)
年龄	−2.670*** (0.673)	−2.290*** (0.680)	−2.991*** (0.675)	−3.461*** (1.105)	−3.558*** (1.156)	−2.887*** (0.677)	−2.890*** (0.676)	−2.523*** (0.676)	−2.815*** (0.675)	−3.562*** (1.240)
年龄平方	0.406*** (0.091)	0.353*** (0.092)	0.450*** (0.091)	0.511*** (0.145)	0.504*** (0.153)	0.442*** (0.092)	0.421*** (0.091)	0.385*** (0.092)	0.426*** (0.092)	0.518*** (0.164)
民族 (汉=1)	−0.181*** (0.051)	−0.171*** (0.052)	−0.164*** (0.051)	−0.172*** (0.056)	−0.173*** (0.059)	−0.165*** (0.051)	−0.168*** (0.052)	−0.179*** (0.052)	−0.147*** (0.052)	−0.111* (0.063)
政治面貌 (中共党员=1)	0.179*** (0.049)	0.177*** (0.049)	0.177*** (0.049)	0.169*** (0.052)	0.183*** (0.054)	0.173*** (0.049)	0.192*** (0.049)	0.173*** (0.049)	0.169*** (0.049)	0.153*** (0.055)
家庭人均住房面积		0.002*** (0.000)								0.001** (0.001)
邻里社交娱乐频繁程度			0.060*** (0.007)							0.045*** (0.008)
第一次结婚年龄				−0.037*** (0.004)						−0.033*** (0.004)
配偶受教育程度					−0.024*** (0.005)					−0.014*** (0.005)
养老是否应子女承担 (是=1)						0.179*** (0.028)				0.162*** (0.033)
上网频繁程度							−0.052*** (0.011)			−0.025* (0.013)
社会公平性认可程度								0.073*** (0.013)		0.044*** (0.016)
是否过清明节 (是=1)									0.204*** (0.031)	0.158*** (0.037)
常数项	5.600*** (1.235)	4.814*** (1.250)	5.847*** (1.238)	7.901*** (2.086)	7.704*** (2.171)	5.766*** (1.242)	6.253*** (1.246)	5.122*** (1.242)	5.667*** (1.239)	7.461*** (2.339)
解释效应	/	0.020	0.120	0.080	0.160	0.060	0.140	0.020	0.000	0.520
样本量	11140	10923	11134	9723	8811	11117	11121	11126	11058	8346

表 10 教育与生育行为及教育的代际传递现象

变量	教育与生育行为			教育的代际传递现象								
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)	模型 (9)	模型 (10)	模型 (11)	模型 (12)
	OLS	泊松回归	2SLS	OLS	负二项回归	2SLS	OLS	负二项回归	2SLS	OLS	负二项回归	2SLS
受教育年限	−0.050*** (0.003)	−0.025*** (0.001)	−0.207*** (0.007)									
母亲受教育年限							0.260*** (0.009)	0.023*** (0.001)	1.412*** (0.056)			
父亲受教育年限				0.262*** (0.008)	0.028*** (0.001)	1.402*** (0.056)						
父母受教育年限之和										0.175*** (0.005)	0.017*** (0.001)	0.699*** (0.025)
性别	−0.126*** (0.017)	−0.074*** (0.010)	0.060*** (0.023)	1.173*** (0.065)	0.166*** (0.009)	1.151*** (0.105)	1.175*** (0.065)	0.167*** (0.009)	1.082*** (0.098)	1.164*** (0.065)	0.164*** (0.009)	1.117*** (0.090)
年龄	−5.419*** (0.469)	4.754*** (0.351)	−2.017*** (0.538)	21.447*** (1.507)	4.326*** (0.238)	21.608*** (2.283)	25.042*** (1.534)	4.650*** (0.240)	42.989*** (2.512)	24.188*** (1.510)	4.551*** (0.239)	32.569*** (2.089)
年龄平方	0.973*** (0.065)	−0.446*** (0.046)	0.381*** (0.076)	−3.495*** (0.206)	−0.662*** (0.033)	−2.465*** (0.314)	−3.995*** (0.208)	−0.710*** (0.034)	−5.414*** (0.320)	−3.795*** (0.206)	−0.687*** (0.034)	−3.982*** (0.276)
政治面貌	−0.021 (0.028)	−0.016 (0.017)	0.552*** (0.040)	3.233*** (0.108)	0.348*** (0.012)	1.449*** (0.210)	3.366*** (0.109)	0.368*** (0.013)	2.252*** (0.190)	3.197*** (0.109)	0.347*** (0.013)	1.860*** (0.177)
常数项	8.312*** (0.836)	−11.190*** (0.670)	5.523*** (0.937)	−21.745*** (2.749)	−4.707*** (0.422)	−44.651*** (4.288)	−27.619*** (2.818)	−5.152*** (0.426)	−80.846*** (5.072)	−28.021*** (2.765)	−5.209*** (0.424)	−63.113*** (4.109)
省哑变量	YES	YES	/	YES	YES	/	YES	YES	/	YES	YES	/
样本量	11335	11335	11335	11006	11006	11006	11162	11162	11162	10926	10926	10926

受教育状况存在显著促进作用，教育代际传递现象是显著存在的。

Kanazawa 研究发现，在工业化国家，越是高智商的人群越可能不生育小孩[59]，Woodley[60]通过对青少年的典型样本展开调查发现，这种现象导致了美国人基因型智商或者说“遗传智商”下降。上述结论表明，教育对生育意愿的负向作用不仅会体现到生育行为，而且教育存在代际传递现象。这两种现象与表 7 模型 (1) 所体现的教育“门当户对”的婚配现象可能进一步影响我国的人口素质：

第一，教育对生育行为的负向作用可能会导致受教育更多的人生育更少的小孩，受教育更多的人更可能放弃“二孩”生育；

第二，教育“门当户对”的婚配现象，会放大教育对生育及“二孩”生育的负向作用；

第三，教育的代际传递现象，也会进一步扩散教育对生育及“二孩”生育的逆向机制，进而影响全社会的人口素质。可见，教育对生育及“二孩”意愿的影响，可能会导致人口素质的逆向淘汰，进而可能引发中国出现欧美国家现在正在面临的“逆弗林效应”[61,62]。

6 结论与建议

本文使用 2013 年中国社会综合调查 (CGSS) 数据，全面探讨了教育对“二孩”生育意愿的影响及其内在作用机制，从微观视角证实了中国情境下教育对生育意愿的负向影响是显著存在的。在论证过程中，为有效解决模型估计的偏误问题，我们采用了工具变量，使结论更加稳健可靠。

通过挖掘“收入–成本”和“文化–认知”两个重要渠道，本文揭示了教育对生育意愿的影响路径。研究发现，一方面，教育的收入效应虽然提高了家庭用于孩子投资的“预算约束”，但是“预算约束”的提高并不一定提高人们的生育意愿，这与传统的“成本论”一致。同时，教育通过时间成本的约束也挤出了人们的生育意愿；另一方面，教育通过“婚育观念变迁”、“社会认知偏误”和“传统文化割裂”等渠道显著降低了人们的生育意愿。相对而言，教育尽管会通过时间成本的约束降低人们的生育意愿，但是更重要的是通过改变人们的文化认知观念，进而降低了生育意愿。

基于上述结论，我们认为教育的生育效应可能对我国社会经济产生显著影响：一方面，低生育意愿会引发低生育行为，进而导致生育政策的失效，比如“单独二孩”未达预期，全面“二孩”效果甚微等现象；另一方面，教育“门当户对”的婚配现象和显著的代际传递现象，可能会进一步扩大和扩散教育对生育及“二孩”生育的负向影响效应，这在一定程度是支持人口素质逆向淘汰这一假说的，也能在一定程度上验证“更加聪明的人群更可能不生育小孩”这一命题，这一效应可能会引发全社会的基因型智商或者说“遗传智商”下降，从而可能引发中国出现欧美国家现在正在面临的“逆弗林效应”。为此，本研究具有显著的政策含义：(1) 教育对生育起到负向影响效应，为进一步放松计划生育管制提供了政策空间，在我国发生“低生育陷阱”之前，为防止“大国空巢”现象产生，进一步展开生育政策试点和适时放松生育政策是具有现实意义的；(2) 教育导致了高素质劳动者群体存在明显的“休闲鸿沟”现象，因此要切实保障人们法定节假日和正常工作日的休息，尤其是针对高素质人才，显得更加重要；(3) 女性面临生育问题可能导致其不得不放弃更好的职业生涯，因此进一步通过法律保障女性的工作权利，消除就业的性别歧视，有助于提高女性生育意愿；(4) 在传统文化方面，需要通过教育提升传统节日的仪式感，倡导邻里互动沟通的和谐家园氛围，有助于提升全社会的生育意愿；(5) 提升经济建设质量，积极缩小社会贫富差距，促进社会公平，提高群众幸福感，不仅有助于社会和谐发展，也有利于家庭和个人的生育决策；(6) 加强互联网虚拟空间的管理，提高“互联网+”背景下的社会治理能力，优化网络环境，加强社会诚信建设，不仅有助于社会长治久安，也有助于积极提高生育政策的实施效果。

本文研究尚存在不足之处。首先，研究默认了每个人的教育是同质的，然而不同年代、不同地区的教育是存在实质性差异的，因此在未来的研究中，有进一步探讨教育质量差异对生育意愿影响的必要性。其次，由于受制于调查数据，我们选用了 2013 年的数据，尽管如宋德勇等[22]所发现的一样，CGSS (2013) 数据能够在一定程度上解决生育政策不匹配问题，但是考察生育政策冲击下教育对生育意愿的影响也是下一步值得探讨的问题。

参考文献：

[1] 刘鸿雁，黄匡时. 全国“单独两孩”政策实施效果研究——基于单独夫妇及其子女信息核查数据的分析 [J]. 中国人口科学，2015 (4)：23–31.

[2] WEINBERGER M B. The Relationship between Women's Education and Fertility: Selected Findings from the World Fertility Surveys [J]. International Family Planning Perspectives, 1987, 13 (2): 35-46.
[3] HANDA S. The Impact of Education, Income, and Mortality on Fertility in Jamaica [J]. World Development, 2000, 28 (1): 173-186.
[4] MARTIN T C, JUAREZ F. The Impact of Women's Education on Fertility in Latin America: Searching for Explanations [J]. International Family Planning Perspectives, 1995, 21 (2): 52-80.
[5] CLELAND J, RODRIGUEZ G. The Effect of Parental Education on Marital Fertility in Developing Countries [J]. Population Studies, 1988, 42 (3): 419-442.
[6] DREZE J, MURTHI M. Fertility, Education, and Development: Evidence from India [J]. Population and Development Review, 2001, 27 (1): 33-63.
[7] ADIRI F, IBRAHIM H I, AJAYI V, et al. Fertility Behaviour of Men and Women in Three Communities in Kaduna State, Nigeria [J]. African Journal of Reproductive Health, 2010, 14 (Special issue 3): 97-105.
[8] DECICCA P, KRASHINSKY H. The Effect of Education on Overall Fertility [R]. Massachusetts: National Bureau of Economic Research (No. 23003), 2016.
[9] 侯佳伟, 黄四林, 辛自强, 等. 中国人口生育意愿变迁: 1980—2011 [J]. 中国社会科学, 2014 (4): 78-97.
[10] FORT M, SCHNEEWEIS N, WINTEREBMER R. More Schooling, More Children: Compulsory Schooling Reforms and Fertility in Europe [R]. Bonn, Germany: IZA Working Paper (No. 6015), 2011.
[11] MONSTAD K, PROPPER C, SALVANES K G. Education and Fertility: Evidence from a Natural Experiment [J]. The Scandinavian Journal of Economics, 2008, 110 (4): 827-852.
[12] 王小鲁, 樊纲, 刘鹏, 等. 中国经济增长方式转换和增长可持续性 [J]. 经济研究, 2009 (1): 44-47.
[13] 刘盾. 我国劳动力平均受教育年限为 9.28 年 [N]. 中国教育报, 2015-12-07 (003).
[14] 汪伟. 计划生育政策的储蓄与增长效应: 理论与中国的经验分析 [J]. 经济研究, 2010 (10): 63-77.
[15] 石智雷. 计划生育政策对家庭发展能力的影响及其政策含义 [J]. 公共管理学报, 2014 (4): 83-94.
[16] 彭希哲, 李赟, 宋靓珺, 等. 上海市"单独两孩"生育政策实施的初步评估及展望 [J]. 中国人口科学, 2015 (4): 2-13.
[17] 薛君, 石人炳. 湖北省"单独两孩"政策下的生育行为分析 [J]. 中国人口科学, 2015 (4): 14-22.
[18] 周长洪. 经济社会发展与生育率变动关系的量化分析 [J]. 人口研究, 2015 (2): 40-47.
[19] 王开泳, 李苑溪, 丁俊, 等. 全面放开二孩政策背景下人口增长对资源环境的影响和需求分析 [J]. 中国人口资源与环境, 2017 (2): 160-169.
[20] 王志章, 刘天元. 生育"二孩"基本成本测算及社会分摊机制研究 [J]. 人口学刊, 2017 (4): 17-29.
[21] 王天宇, 彭晓博. 社会保障对生育意愿的影响: 来自新型农村合作医疗的证据 [J]. 经济研究, 2015 (2): 103-117.
[22] 宋德勇, 刘章生, 弓媛媛. 房价上涨对城镇居民二孩生育意愿的影响 [J]. 城市问题, 2017 (3): 67-72.
[23] BECKER G S, LEWIS H G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children [J]. Journal of Political Economy, 1973, 81 (2, Part 2): S279-S288.
[24] BECKER G S. An Economic Analysis of Fertility [M]. New York: Columbia University Press, 1960.
[25] 李玉柱. 低生育水平地区生育观念和生育行为分析 [D]. 北京: 中国社会科学院研究生院, 2011.
[26] WILCOX K, LARAN J, STEPHEN A T, ET AL. How Being Busy can Increase Motivation and Reduce Task Completion Time [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2016, 110 (3): 371-384.
[27] TAVARES L P. Who Delays Childbearing? The Relationships between Fertility, Education and Personality Traits [R]. Kechesite: ISER Working Paper Series (No. 2010-17), 2010.
[28] MUSICK K, ENGLAND P, EDGINGTON S, ET AL. Education Differences in Intended and Unintended Fertility [J]. Social Forces, 2009, 88 (2): 543-572.
[29] OGAWA N, MASON A, CHAWLA A, et al. Declining Fertility and the Rising Cost of Children: What Can NTA Say about Low Fertility in Japan and Other Asian Countries? [J]. Asian Population Studies, 2009, 5 (3): 289-307.
[30] WU A K, ELLIOTT P, KATZ P P, et al. Time Costs of Fertility Care: The Hidden Hardship of Building a Family [J]. Fertility and Sterility, 2013, 99 (7): 2025-2030.
[31] POSTON JR D L, TRENT K. International Variability in Childlessness: A Descriptive and Analytical Study [J]. Journal of Family Issues, 1982, 3 (4): 473-491.
[32] QUESNEL-VALLEE A, MORGAN S P. Missing the Target? Correspondence of Fertility Intentions and Behavior in the US [J]. Population Research and Policy Review, 2003, 22 (5): 497-525.
[33] BONGAARTS J. Fertility and Reproductive Preferences in Post-transitional Societies [J]. Population and Development Review, 2001, 27 (2): 260-281.
[34] 尹银. 养儿防老和母以子贵: 是儿子还是儿女双全? [J]. 人口研究, 2012 (6): 22-30.
[35] 陈永正. 教育对劳动力价值形成作用新探 [J]. 经济学家, 2003 (4): 13-18.

[36] 李建民. 生育理性和生育决策与我国低生育水平稳定机制的转变 [J]. 人口研究，2004 (6)：2-18.
[37] 马良，方行明，雷震，等. 独生子女性别会影响父母的二胎生育意愿吗？——基于中国综合社会调查（CGSS）数据的研究 [J]. 人口学刊，2016 (6)：17-26.
[38] CUTLER D M，LLERAS-MUNEY A. Understanding Differences in Health Behaviors by Education [J]. Journal of Health Economics，2010，29 (1)：1-28.
[39] WOOLDRIDGE J M. Introductory Econometrics：A Modern Approach (Fifth Edition) [M]. Mason：South-Western Cengage Learning，2013.
[40] 朱农. 论教育对中国农村家庭生产活动和收入的作用 [J]. 中国人口科学，2003 (2)：17-26.
[41] 张智敏，唐昌海. 教育水平对人口职业分层影响的实证分析——以湖北省为例 [J]. 中国人口科学，2003 (3)：67-73.
[42] 王水珍，王舒厅. 人力资本失灵与马太效应：教育对职业分层的两极分化 [J]. 华中科技大学学报：社会科学版，2017 (2)：88-95.
[43] 夏建中，姚志杰. 白领群体生活方式的一项实证研究 [J]. 江苏社会科学，2005 (1)：139-144.
[44] 朱明宝，杨云彦. 幸福感与居民的生育意愿——基于 CGSS 2013 数据的经验研究 [J]. 经济学动态，2017 (3)：52-61.
[45] 吴要武，刘倩. 高校扩招对婚姻市场的影响：剩女？剩男？[J]. 经济学 (季刊)，2015 (1)：5-30.
[46] 宋健，范文婷. 高等教育对青年初婚的影响及性别差异 [J]. 青年研究，2017 (1)：1-8.
[47] 沈新凤. 内生家庭谈判力与婚姻匹配 [J]. 经济学 (季刊)，2011 (4)：1235-1250.
[48] 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 [J]. 人口学刊，2010 (2)：17-22.
[49] 秦雪征. 社会安全网，自我保险与商业保险：一个理论模型 [J]. 世界经济，2011 (10)：70-86.
[50] 苗伟山. 中国网络群体性事件：基于媒体多元互动的分析路径 [J]. 新闻与传播研究，2014 (7)：49-64.
[51] 刘震，曹泽熙. 赛博空间与社交媒体的"民主政治"批判——历史，代表性与多样性的维度 [J]. 马克思主义研究，2014 (9)：109-117.
[52] 杨庆国，陈敬良，甘露. 社会危机事件网络微博集群行为意向研究 [J]. 公共管理学报，2016 (1)：65-80.
[53] 张祖群. 在全球化进程中融合：高校大学生洋节与传统节日的对比 [J]. 华南理工大学 (社会科学版)，2014 (1)：106-110.
[54] 葛佳. 全面二孩时代二孩生育的阶层差异研究 [J]. 人口与经济，2017 (3)：109-118.
[55] 茅倬彦，罗昊. 符合二胎政策妇女的生育意愿和生育行为差异 [J]. 人口研究，2013 (1)：84-93.
[56] 陈岱云，武卫华. 人口生育观念嬗变与社会发展 [J]. 新华文摘，2009 (8)：20-22.
[57] 王军. 生育政策调整对中国出生人口规模的影响——基于生育意愿与生育行为差异的视角 [J]. 人口学刊，2015 (2)：26-33.
[58] 张苏，曾庆宝. 教育的人力资本代际传递效应述评 [J]. 经济学动态，2011 (8)：127-132.
[59] KANAZAWA S. Intelligence and Childlessness [J]. Social Science Research，2014，48 (6)：157-170.
[60] WOODLEY M A，MEISENBERG G. A Jensen Effect on Dysgenic Fertility：An Analysis Involving the National Longitudinal Survey of Youth [J]. Personality and Individual Differences，2013，55 (3)：279-282.
[61] WONGUPPARAJ P，KUMARI V，MORRIS R G. A Cross-temporal Meta-analysis of Raven's Progressive Matrices：Age Groups and Developing versus Developed Countries [J]. Intelligence，2015，49 (2)：1-9.
[62] WONGUPPARAJ P，WONGUPPARAJ R，KUMARI V，et al. The Flynn Effect for Verbal and Visuospatial Short-term and Working Memory：A Cross-temporal Meta-analysis [J]. Intelligence，2017，64 (7)：71-80.

der division of the paternal members, the non-agricultural employment area has the heterogeneity effect on the agricultural land transfer, which is significant to the influence of the non-agricultural employment type on the agricultural land transfer in the gender division of labor of the offspring members. This study will provide a reference for the government in the new period of agricultural land transfer market and labor non-agricultural employment market policy formulation.

Article Type：Research Paper

Key Words：Non-agricultural Employment Area；Division of Labor；Decision-making of Farmland Transfer

(9) How does Education Affect Chinese People's Fertility Desire of a Second Child?

——From the Evidence of Chinese General Social Survey (2013)

Liu Zhangsheng[1], *Liu Guihai*[1,2], *Zhou Jianfeng*[1], *Fan Liqin*[1] ·104·

(1.College of City Construction, Jiangxi Normal University, Nanchang, 330022, China;
2.School of Marxism, Jiangxi Normal University, Nanchang, 330022, China)

Abstract ID：1672-6162(2018)02-0104-EA

Abstract：The objective of this paper is to discuss the influence of education on the willingness of childbearing as well as the fertility desire of a second child and reveal its internal mechanism. Based on the data of CGSS (2013)，this paper constructs the research ideas from two aspects，the action effects and the action mechanism, and it adopts the empirical research methods of OLS, 2SLS, Probit, IV Probit, Poisson regression and negative binomial regression. This paper found that education has a negative impact on the willingness of childbearing and the fertility desire of a second child. And education mainly influences the fertility will of a second child through the "income-cost" and "cultural-cognitive" channels. On the one hand, education has a significant income effect, but education also enhances individual's value of time, which has a significant negative effect on the "second child" fertility desire. On the other hand, education will influence the "second child" fertility intention through the channels of "marriage and child-bearing concept changes", "social cognitive bias" and "traditional culture fragmentation". Comparatively speaking, changing people's "culture-congnition" is a more important reason leading to the decline of "second child" fertility desire. This article combines education and childbirth issues together to provide a reference for decision-making on the matching of family planning policies and related economic and social policies, providing early-stage exploration results for the study of population development strategy in China.

Article Type：Research Paper

Key Words：Education, the Fertility Desire of a Second Child, Income-Cost, Culture-Cognition

(10) Visual Urban Governance Based on Big Data：Decision Supporting Model and Typical Practices

Sun Xuan[a,b], *Sun Tao*[a,c] ·120·

(a.Zhou Enlai School of Government, b.Digital City Governance Lab,
c.Center for Chinese Government & Policy Studies, Nankai University, Tianjing, 300350, China)

Abstract ID：1672-6162(2018)02-0120-EA

Abstract：As one of the major approaches of data analysis and knowledge discovery, data visualization has been increasingly utilized in the work of urban planning and management. In view of the basic features of big data and technical essence of visualization, this paper explores dynamic process of management decision-making from the aspects of image representation, image understanding, and image utilization, also initiatively pro-