

中国妇女生育意愿决定研究：基于工资收入获取视角

周靖祥*

内容提要 正常情况下，透过生育水平及意愿即可知晓未来人口发展动态，然而研究中国妇女生育还必须考虑人口生育数量计划管理的硬约束。本研究以已经生育了一胎的育龄妇女为研究对象，依据典型调查获取的微观数据搜寻生育意愿的决定变量。结果显示：按照不同类型进行分组测算的还想再生育一胎的妇女比例都在30%左右，妇女的出生年变量能够反映出生育意愿的跨期差异，受教育水平等变量对生育意愿的影响极为显著。当控制城乡差异（户口类型变量）、民族虚拟变量和第一胎出生婴儿性别时，结果仍然稳健。用妇女工资水平作为劳动参与的代理变量，当我们控制了年龄、城乡户口差异等变量后，发现育龄妇女的教育回报率稳定在8%~9.2%之间。本文的政策含义是，人口生育政策调整需要动态考量处于不同年龄段妇女的生育意愿变化，育龄妇女会在劳动参与和家庭再生产之间做出权衡，政策制定者需要重点关注城市地区受教育水平较高的育龄妇女群体的实际与政策生育率的缺口变化。

关键词 人口生育 生育意愿 典型调查 人口转变

一 引言

中国学界曾一度深受“人口爆炸”论影响，导致在政策实践方面，我国从20世纪

* 周靖祥，湘潭大学中国农村发展研究中心和上海交通大学安泰经济与管理学院，电子邮箱：zhoujingx@126.com。感谢国家社会科学基金项目“城乡、区域发展不平衡对城市化的影响及对策研究”（批准号：12CJL041）和“开放经济条件下中国经济预警系统设计及平衡增长路径选择”（批准号：10CJL036），教育部项目“协调与共富发展目标下的区域城市化联动机制研究”（批准号：12YJC790053）及重庆市人口发展研究课题“重庆经济社会发展与促进人口长期均衡发展研究”（2013年）的慷慨资助。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见，陆铭和章元的修改建议，以及讨论过程中王贤彬、陈刚、穆光宗提出的建设性意见。调研得到周静、张高锋、李森圣、侯新烁、范子英等60余人的支持和帮助。调查及本文的呈现意在说明“调查即实验”，调查研究的关键在于“可实现性”。本文是为收集“第一手真实数据”而做的铺垫性的研究工作，在后续研究工作中，人口数据的调查收集和整理将继续推进。当然文责自负。

70年代初开始实行计划生育。20世纪初，社会各界曾围绕“数量多寡”展开论战，直到五六十年代，有关人口生育与社会经济发展的内生作用机理的文献才开始出现（周靖祥，2012）。关注生育意愿抓住了人口问题研究的本质，考虑到中国人口控制政策实施的“政府强制干预”特征及其滞后效应，关于当代中国妇女生育及劳动参与的研究意义重大。原国家人口和计划生育委员会的资料显示，2011年之前独生子女政策覆盖率大概占到总人口的35.4%；“一孩半”政策占53.6%；“二孩”政策占9.7%；“三孩及以上”政策占1.3%（主要针对西藏、新疆少数民族游牧民）。穆光宗（2012）指出，需要将生育问题放置在人口转变坐标中进行考释。19世纪以后，欧洲国家出生率开始下降（由35‰下降到15‰），未婚妇女数量增加，妇女晚婚以至于晚育（未婚先育的妇女仅占少数），并且不愿意生育小孩（刘易斯，1999）。中国改革开放之前，女性劳动参与率高于90%，超过日本、韩国等国家；1978年以后，女性劳动参与率却呈下降趋势（沈可等，2012）。随着经济发展和妇女受教育程度的提高，生育率也会迅速下降，已有研究关注东亚国家家庭规模缩小过程中生育数量决策的关键影响因素（Park，2009）。有鉴于此，本文研究对象是已经生育了一胎或多胎的育龄妇女，问题设计中引入关键的被解释变量“是否还想再生育一胎”，并用以刻画妇女生育意愿。本研究关注妇女职业选择、社会与经济地位变化及收入水平对生育意愿的影响，借助微观调查数据对生育意愿决定展开定性和定量研究，以期为中国人口生育管理展开适时调整找到经验证据。

人口生育变化本是自然的过程，计划生育则用建构理性主义的想法来决定人口的总量规模。马尔萨斯的理论局限在于并未认识到当一个社会从农业社会走向工业社会之后，其生育意愿和行为都会发生变化。种种迹象表明，未来10~20年时间里中国人口结构转变将提速，曾经持续二十多年的人口高速增长造成的总量难题很可能急速转变为结构性失衡。中国人口转变受两种力量作用：一方面，人口控制与计划生育政策硬约束（依靠政策降低或稳定生育率）；另一方面，形成生育率下降叠加效应的社会经济发展推动力。我们在调查过程中发现，绝大多数家庭选择生育“二胎”，少数家庭选择“至多三胎”。2000年后，由于城市女性受教育年限的延长，“晚婚晚育”的比例在快速提高，职业选择多样化，相互影响并构成生育意愿和水平转变的内生性决定机制。只有从社会经济发展视角切入并展开深入研究，才能够破解生育伦理价值取向嬗变的社会经济成因，而人口恢复性增长主要受自然的、生理的限制（赵冈、陈钟毅，2006）。在中国，妇女生育意愿转变历时较短，现阶段家庭生育观念和经济理性约束也都对妇女生育意愿变化产生重要影响。人类的“生”与“死”的生命周期间隔决定着

人口总量变化轨迹,生育意愿和水平则决定着人口结构变化的方向。在中国需要注意到两点:其一,生育行为与计划生育政策执行松紧有关;其二,生育观念的转变是政策起效的关键原因。国内众多学者对生育率下降的研究已经证明:我国生育率已迅速下降至更替水平(replacement level)以下,但这并不意味着中国人口问题的终结^①。正处于人口转变急速进行中的中国,生育逆转问题已经引起了众多的关注。意愿是生育问题研究的切入点,研究生育意愿的决定因素,提供人口管理政策调整的经验事实,具有重要的现实意义。影响中国妇女生育率变化的关键因素不只是人口政策,社会经济发展宏观因子也不容忽视,而且其微观作用机理和渠道尤其复杂。展开对妇女生育意愿及影响因素的讨论,将能够搜寻到应对宏观人口发展难题的微观解决举措。探秘中国人口问题势必需要树立起这样的认知:家庭收入水平、妇女受教育水平以及职业类型影响着生育决策。建立在人口变化宏观认识基础上的微观机理探讨即为本研究的重要内容呈现,识别妇女个人特质和家庭特征变量影响生育意愿的方向是本研究的主要内容。本文的生育意愿研究包含两层涵义:其一,展开妇女生育意愿“逆转”的可能性探讨;其二,揭示妇女生育意愿决定的收入之外的引致变量,将劳动参与作为重要的切入视角。

本文接下来的内容安排如下:第二部分为相关文献及评述;第三部分为调查实现和统计描述;第四部分为基于调查数据估计妇女生育意愿及工资决定方程;第五部分为结语。

二 文献评述

如何破解“人口与发展”的两难问题,始终是各国政府的烫手山芋。新中国成立至今,此难题仍困扰着决策层。缘于人口增长模式在快速发生转变,我国生育水平显著下降,穆光宗(2012)用“人口亏损”概念加以概括。20世纪50年代后,西方发达国家生育水平随人均收入提高而持续下降(陈卫、史梅,2002),这种有悖于马尔萨斯“增殖原理”的现象需要得到解释,因此关注生育率变化的微观机理成为人口理论研究的核心内容。Becker(1965)构建的时间分配理论不仅成为家庭行为研究领域的奠基性文献,而且为生育率变动的多维度考释提供了理论基础。其他研究还有,把效用最大化假设引入家庭生育行为的分析(Becker & Barro, 1988; Becker & Mulligan,

^① 参见穆光宗(1998)。

1997), 关心家庭时间配置和劳动参与率对生育的影响 (Schultz, 1984) 和生育子女的供求关系及影响因素 (Rosenzweig & Schultz, 1985; Easterlin & Crimmins, 1985)。存在控制生育的动机并不意味着控制生育的实现, 自觉控制生育的实现还会受到心理和经济成本的影响。效用最大化生育水平取决于孩子价值的下降和成本的提高两个方面的因素 (江亦曼等, 2000), 两种变化需要相应的社会和经济条件, 尤其是个人收入水平的提高以及社会保障和福利制度的建立与完善。总体而言, 以生育率或是生育行为为主题的研究侧重于“结果”探讨, 概述起来即为生育成本论。进入 21 世纪, 以中国人口为主题的研究和报道日渐增多, 任强和沃夫冈 (2003) 发现社会经济发展会直接影响到生育率的水平和趋势, 并且得到中国数据的支持。人为选择出生性别也构成了生育水平下降的一个重要原因 (吴擢春等, 2005)^①, 妇女生育意愿和行为转变及其对生育率的影响更值得高度关注。有鉴于此, 关注妇女生育意愿是人口转变研究的重要内容, 其有助于深度挖掘人口转变的微观机理。

从理论上讲, 宏观社会经济发展诱致生育率下降的内在机理逻辑是: 经济发展→人均收入提高→生活质量改善→传统观念改变→注重自身价值实现→家庭内部更重视孩子质量而不是数量 (穆光宗、陈卫, 2001)。该研究可视为对生育转变形成机理的理论探讨, 将人口研究关注焦点从“生育水平”推向“生育转变”。李建新和涂肇庆 (2005) 将中国人口生育转变特征概括为“滞后与压缩”。现存针对生育转变的文献也主要停留于理论或规范层面, 较少获得实证支持。2000 年以前, 东部地区农村与城市居民的生育意愿接近, 育龄妇女的理想子女数大多是两个孩子 (郑真真, 2004)。随着子女养育成本提高, 意愿生育子女数量开始降低, 加之婚龄、育龄后延, 生育率因此走低。中国生育水平尚未达到谷底, 还有进一步下降的空间和可能 (郑真真, 2012)。

此外, 随着妇女受教育水平的提高并进入生产领域, 妇女收入可以视为生育、照顾婴儿的机会成本。由于其社会经济地位提高又与工资水平密切相关, 探究妇女收入决定的相关文献也日益增多。在女性劳动参与率的变动及其影响因素研究方面, Mincer (1962) 开创性地提供了一个分析框架。该项研究更多地从劳动力需求层面考察, 指出市场工资一方面影响工作和闲暇之间的时间分配, 同时又决定了工作和家庭生产之间的时间分配。与男性不同, 女性劳动参与率的提高直接改变社会与家庭再生产方式。女性劳动参与率不仅直接决定个人和家庭收入水平, 其劳动参与率的提高还会增强女性在家庭和社会中的生育选择、决策权和议价能力 (Anderson & Eswaran, 2009;

① 他们的研究还发现, 女婴漏报、变相溺婴对生育水平下降的贡献分别为 20% 和 10% 左右。

Koolwal & Van de Walle, 2013), 当然妇女劳动参与率的提高必然会降低生育率 (Kalwij, 2000; Kalwij, 2010)。随着家庭照顾负担的日益沉重和职场压力的不断增大, 中国的“工作—家庭”冲突问题正变得越来越严峻, 但是由于工作和家庭两方面的压力源都与西方不同, 所以不能直接套用西方的理论来解释 (刘云香、朱亚鹏, 2013)。已婚妇女劳动参与决策越来越多地取决于自身的人力资本存量, 在转型经济中传统“男主外女主内”的家庭分工模式并未在女性劳动参与决策中起决定性作用 (姚先国和谭岚, 2005)。黄枫 (2012) 利用 1991—2009 年“中国健康与营养调查” (CHNS) 数据研究发现, 与无照料责任的女性相比, 与父母 (公婆) 同住、有照料责任的女性劳动参与率将下降 0.215, 高强度照料活动对女性劳动参与的影响更大, 劳动参与率将下降 0.695。除此之外, 城镇妇女除生育占用劳动时间之外, 劳动力市场的工资水平是劳动参与的主要影响变量。而农村不同, 妇女劳动力在农业经营中的报酬率高于男性劳动力, 相反在非农业经营领域其报酬率明显低于男性劳动力, 劳动力市场上存在着性别歧视 (李实, 2001)。因此, 考察中国妇女劳动参与需要考虑到“家庭”约束, 以及城乡差异, 再就是劳动力市场工资水平。在后文的实证检验中, 我们引入户籍和子女生育数作为解释变量, 劳动力市场的影响用丈夫一方的工资水平作为代理变量。

纵观已有研究文献, 妇女生育意愿决定变量有: 生理局限、照料婴儿所需花费的时间和物质成本 (Kodzi et al., 2012)。从既有研究来看, 家庭生育行为的微观经济学理论解释已经较为成熟。某种程度上讲, 市场条件下的生育行为决策是收益和成本权衡的理性选择结果, 开展妇女生育意愿及行为的微观选择过程分析, 能够指导国家人口政策、战略的调整。本文以“妇女生育意愿”研究切题, 通过调查以期能够较为真实地反映出人口生育的未来变化。

三 数据获取与生育意愿特征事实描述

现代计算机网络的发展改变了社会科学调查研究的具体实现方式, 使得信息获取更为真实, 并因此增强了数据的可得性。随着计算机普及率的提高, “网络”节点为信息传递和数据收集提供了便利, 基于网络的全国性调查也变得方便和可行, 技术上早已经没有了壁垒和成本约束。当然, 正是由于信息网络的形成、跨越地域交流的可达性增强, 人文社会科学研究的传统主题和实现方式均已受到挑战 (周靖祥, 2014)。

(一) QQ 调查设计及数据获取说明

本研究的数据收集采取田野入户 (辅助) 和网络 (主要) 两种手段, 田野调查开

始于2011年12月17日，期间不间断地推进；网络调查开始于2012年2月24日，截止时间是3月24日。截至2012年3月31日共收到1231份问卷，我们对有明显错误信息或缺失的文件做删除处理后余1157份，以妇女月收入水平为基准剔除异常值后，最终样本数为956个家庭。整个调查的准备和实施过程参见图1。图1展示了实施调研和“问题选取”的方法论基础，以及网络调查过程中寻找调研员及样本的步骤。样本地区覆盖全国31个省市自治区（新疆、西藏样本量最少），被调查对象妇女（或其丈夫和子女）的家庭居住地集中分布在湖南、重庆、山东、广西、四川、云南、湖北、陕西和河南等省市。未明确标注地区的样本数为123份，占删除处理后样本总数的10.63%。被调研对象仅限于15~49岁已经生育了小孩的妇女及其家庭，主要原因是此类家庭普遍受到计划生育政策的管控。

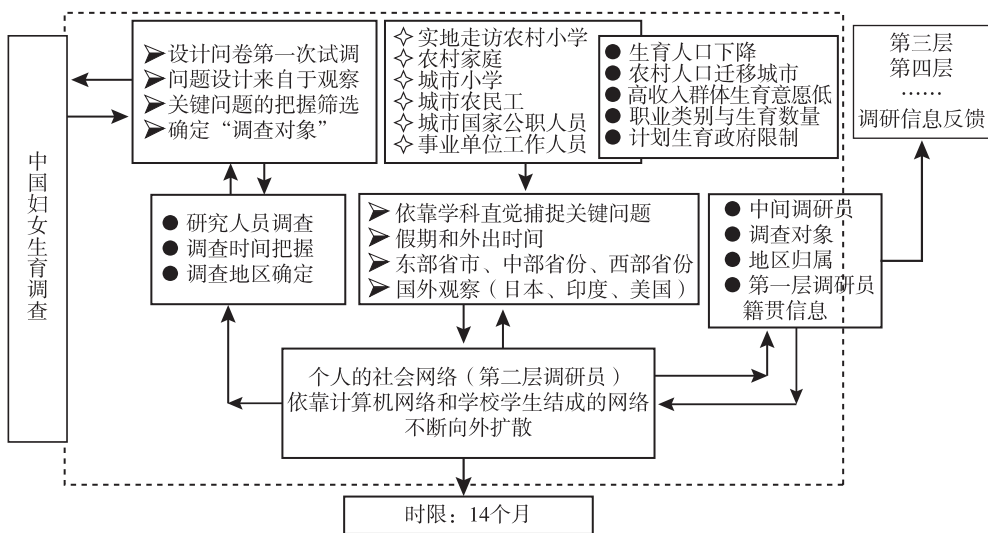


图1 中国妇女生育调查流程图

本调查的主要网络支持平台是QQ。调查实现依赖于调查员和被调查对象的合作程度，并非统计抽样调查。基于信息网络的调查主要依靠“熟人”和“陌生人”关系建立起来的被调查对象集，其中的自我选择机制（self-selection mechanism）能够实现随机性和样本独立性，即满足抽样调查的“代表性”原则。参加本次调查的调研员有63人。

（二）育龄妇女的社会经济学统计

表1和表2是依据妇女生育意愿而展开的特征变量描述，主要包括婴儿性别、妇女户口类型等人口学特征变量，并且都可以作为解释变量。为说明代表性、可靠性，

并对调查展开评估,我们选取了主要变量与“普查”数据进行比对^①。民族方面,调查样本中“汉族”占90.69%,第六次人口普查显示2010年汉族人口占91.51%。从生育妇女的职业来看,农民占29.26%,工人占47.23%,国家公职人员占23.09%。丈夫一方的三类职业的比例依次为20.5%、49.5%和29.08%。第一胎出生的男女比例基本持平,男孩占比为50.47%,仅仅高于女孩约1个百分点。生育意愿方面,用“是否还想多生育一胎”来刻画和识别,取值为1的比例为30.33%;在“目前只生育了一胎”的家庭样本里这一比例也只是占到27.01%(总样本数为563个),城市妇女还想生育一胎群体的占比为32.04%。本文关注的重点是意愿(动机)和收入决定,考虑到不同年龄段育龄妇女的生育选择性差异,工资水平能够刻画育龄妇女劳动参与和职业类型差异,计划生育政策约束并不是“关键的决定性变量”。户籍及其转变除了作为区分城乡差异的基准变量,实质上还包涵了城市化进程和职业选择等内容。

表1 生育意愿特征事实及变量统计描述(样本总数为956个)

	赋值	样本数	比例(%)
妇女和丈夫一方个体特征刻画			
被调查时的户口	非农=1	543	56.74
	农业=0	414	43.26
户口类型为非农户籍的生育意愿	是=1	174	32.04
	否=0	369	67.96
5岁时的户口类型	非农=1	260	27.17
	农业=0	697	72.83
5岁时是农业户籍的生育意愿	是=1	84	32.31
	否=0	176	67.69
第一胎生育婴儿性别	男=1	474	50.47
	女=0	483	49.53
民族	汉族=1	867	90.69
	少数民族=0	89	9.31
是否离婚	是=1	42	4.39
	否=0	914	95.61
妇女职业类型	农民=1	280	29.26
	工人=2	452	47.23
	国家公职人员=3	221	23.09

① 此部分内容意在提供调查的“可检验”依据。

续表

	赋值	样本数	比例(%)
丈夫职业类型	农民 = 1	196	20.50
	工人 = 2	477	49.50
	国家公职人员 = 3	278	29.08
生育意愿变量分组			
是否还想生育一胎	是 = 1	290	30.33
	否 = 0	666	69.67
妇女一方是独生子女的生育意愿	是 = 1	21	41.18
	否 = 0	30	58.82
丈夫一方是独生子女的生育意愿	是 = 1	17	39.53
	否 = 0	26	60.47
女方是国家公职人员的生育意愿	是 = 1	88	39.82
	否 = 0	133	60.18
男方是国家公职人员与生育意愿交叉	是 = 1	103	37.05
	否 = 0	175	62.95

注：(1) 工人是指除农民和国家公职人员之外的职业类型总和，此项加总不等于100%，原因是样本中有部分“失业”人员；(2) 国家公职人员在此具有更为宽泛的定义，包括教师、医生、行政单位等在计划生育政策“一胎”范围内的群体。

资料来源：根据作者调查数据计算得到。

表2 连续型变量统计描述

变量说明及定义	均值	标准差	最小值	最大值
妇女个体特征				
妇女受教育年限(年)	12.297	4.214	0	22
结婚年龄(岁)	23.374	2.952	17	39
生育行为特征				
妇女生育第一胎年龄(岁)	24.963	3.190	13	36
妇女生育第二胎年龄(岁)	—	—	0	42
夫妇收入及各方家庭特征控制变量				
妇女的个人月收入(元)	2380.715	1493.901	0	8000
丈夫的个人月收入(元)	4122.665	4933.083	0	19000
妇女的兄弟姐妹数(人)	2.854	1.670	0	13
丈夫的兄弟姐妹数(人)	2.851	1.664	0	9

注：如果没有生育第二胎，其生育第二胎的时间统一取值为0。

资料来源：根据作者调查数据计算得到。

问卷设计中引入“5岁时的户口类型”的问题，意在反映“农转非”(城市化)进程对生育的影响。已有研究揭示出城乡妇女生育意愿变化特征内容，主要表现为“乡

村明显高于城镇，城乡差距在缩小”。1985年，调查乡村育龄妇女的平均理想子女数为2.58个，城镇为1.98个；1987年调查乡村育龄妇女的平均理想子女数为3.17个，城镇为2.15个；2011年调查城乡育龄妇女的理想子女数都降到2个孩子左右，差距缩小到0.16个（王广州、张丽萍，2012）。

（三）解释变量选取

本研究将“是否还想多生育一胎”作为被解释变量。与此同时，我们还关注妇女劳动参与及工资水平决定，所以月工资同时也作为被解释变量。在解释变量选择方面，重点选取生育妇女年龄、受教育年限和夫妻双方的收入、职业等变量进行检验。

首先，妇女的“年龄”通常被视为是影响生育行为和意愿的关键变量。从被调查妇女出生年份来看，最早是1963年（49岁），最晚是1990年（22岁），平均年龄是38岁（对应于1974年）。相应地，妇女结婚时间最早的是1978年，最晚的是2012年。生育第一胎的时间最早的是1980年，最晚的是2012年。生育第一胎时，调查样本年龄最小的是13岁，年龄最大的是36岁，表明调查样本覆盖了早育和晚育的妇女对象。生育二胎年龄最大的是42岁，预计生育二胎时间最晚的是2014年，将此变量作为反映“生育意愿”的另外一个关键信息。

其次，根据已有研究的发现，妇女受教育年限也应该是生育意愿的重要决定变量。我们调查的妇女的平均受教育年限是12.3年，一定程度上反映了被调查对象存在“高知化”特征；其中有受教育年限是0年（文盲）的妇女，也有受教育年限达到22年的妇女（对应于女博士）。教育作为解释妇女生育意愿的关键变量还包含了其他更为重要的信息，比如生育价值观念和人口计划生育政策的关注强度。

最后，我们也会关心夫妇双方收入对生育意愿的影响，此变量的选择与前面的职业类型是相对应的。收入通常是一个集中和笼统的概念，反映某一国家在某一时期的经济状况，同时也是社会经济政策变量，适合集中的宏观社会经济分析之用。例如，当谈及经济发展或商业周期对生育率的影响时，常常指平均收入（西蒙，1984）。而我们的研究更为关注微观个体的收入对生育的影响，并以妇女月收入为“基准”剔除高于10000元的家庭样本。由于考虑了没有收入的家庭妇女，样本的平均月收入仅为2380元。当然我们只是对全部样本取均值，如果区分职业类型、地区和受教育情况，此值会增大，当然差异（标准差反映的离散程度）也会变大。从丈夫一方来看，平均月收入为4123元。回归和统计分析过程中保留0取值样本，同时剔除“最高收入者”异常值，原因是此类样本的存在所产生的偏差必定会削弱模型的解释力。在后文的回归分析中，我们对高收入的奇异样本做删除处理。最终分析样本中，妇女一方的最高

月收入为 8000 元，丈夫一方的最高月收入为 19000 元。作此处理之后，最终用于分析的样本总数为 956 个家庭。

四 调查例证：妇女生育意愿和工资由什么来决定？

（一）妇女生育意愿决定模型设计

在被解释变量取值只有 0 和 1 的情况下，我们依据样本的分布选择 Probit 模型进行参数估计。计量模型设置借鉴了 Morgan & Niraula (1995)、Ahn & Mira (2002)、Craig & Siminski (2010) 和 Esping-Andersen & Brodmann (2005) 等研究。本文将包涵了人口学特征的考察妇女生育意愿（转变）决定因素的计量模型设置如下：

$$P(\text{fertility_mor} = 1) = \Phi(\beta_1 \text{Career_wife} + \beta_2 \text{Edu_Women} + \beta_3 \text{Wage_wife} + \beta_4 \text{Age_No. 1} + X\beta) \quad (1)$$

上述方程的 $P(\text{fertility_mor} = 1)$ 表示妇女做出再生育决策的概率，*Career_wife* 表示妇女职业类型，*Edu_Women* 表示妇女受教育年限，*Wage_wife* 表示妇女的个人月收入，*Age_No. 1* 表示妇女生育第一胎年龄，*X* 表示其他夫妻双方特征和家庭层面的控制变量。

前述评述回顾部分提及明瑟 (Mincer, 1962) 就已经关注到妇女的劳动参与，但主要从劳动力市场需求面展开论述。劳动经济学研究通常将劳动力市场均衡逐渐作为重要目标，讨论工资决定时更为关注工作年限和受教育年限的影响。在 Mincer (1974) 的工资方程中，蕴含前提是存在完全竞争的劳动力市场 (Heckman, 1976)。在女性劳动力市场上，在职工资水平可以说是市场均衡的“结果”。作此判断的理由很简单，一旦工资水平与预期工资偏离过大，妇女就会重新选择就业岗位或是待就业。有鉴于此，本文将妇女工资决定回归方程设计如下：

$$\ln(\text{Wage_wife}_i) = \varphi_0 + \varphi_1 \text{edu}_i + \varphi_2 \ln(\text{Wage_Hus}_{i,j}) + \sum \rho_k \text{edu}_i \cdot \text{Career_wife}_i + \sum \lambda_j \text{dum}_j + \sum \delta_l \text{dum}_j \cdot \text{Career_wife} + X\varphi + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中，*Wage_wife* 为妇女的月工资收入，*edu* 为受教育年限，*Wage_Hus_{i,j}* 为丈夫一方的月工资收入， ε 为随机扰动项。 φ_1 表示教育回报率，含义是妇女多接受一年教育时个人月收入的变化率，预期的回归系数符号为正。由于 Mincer 函数简化了工资收入的决定因素，因此，在经验分析中还需要控制职业类型、城乡差异等重要因素。*dum_j* 是妇女出生年虚拟变量，*Career_wife* 代表妇女的职业类型。引入教育和职业以及

职业和户籍的交互项，其对应系数的含义： ρ_k 表示教育回报在不同职业类型之间的差异， δ_l 表示不同职业类型在妇女身份之间的差异。接下来，我们将报告基于调查数据回归结果的发现，并加以讨论。

(二) 计量结果报告及解释

在理论上，促成生育率下降的力量大致可归纳为强制力、诱导力和自发力。然而，计划生育“正自发力”只有在生育文化现代化的情形下才可能出现（穆光宗、陈卫，2001）。同时，城市化对生育意愿转变的冲击也不能忽视，《2006年全国人口和计划生育抽样调查主要数据公报》显示，全国、农业户口、非农业户口的育龄妇女平均理想子女数分别为1.73、1.78和1.60个。接下来，我们将通过求解妇女生育意愿的决定方程，对相关解释变量进行量化分析，在回归中引入虚拟变量——妇女出生年。表3是Probit模型估计结果。

表3 Probit模型回归结果（被解释变量：是否还想多生育一胎）

	(1) OLS (普通最小二乘法)	(2) Marginal Effects (偏效应)	(3) OLS (普通最小二乘法)	(4) Marginal Effects (偏效应)
是否只生育一胎	-0.599 *** (0.108)	-0.181 *** (0.036)	-0.591 *** (0.108)	-0.179 *** (0.036)
受教育年限	0.056 *** (0.016)	0.021 *** (0.005)	0.054 *** (0.016)	0.020 *** (0.005)
妇女月工资	0.00005 (0.00004)	0.00001 (0.00001)	0.00004 (0.00004)	0.00001 (0.00001)
丈夫月工资			0.00001 (0.00001)	0.00001 (0.00000)
结婚年龄	-0.009 (0.028)	0.002 (0.009)	-0.011 (0.028)	0.002 (0.010)
生育第一胎的年龄	0.032 (0.030)	0.005 (0.010)	0.033 (0.031)	0.005 (0.010)
出生年虚拟变量				
1964年	-0.569 (0.347)		-0.574 * (0.347)	
1970年	-0.0925 (0.340)		-0.0972 (0.340)	
1971年	0.256 (0.339)		0.243 (0.341)	
1972年	-0.233 (0.471)		-0.231 (0.472)	

续表

	(1) OLS (普通最小二乘法)	(2) Marginal Effects (偏效应)	(3) OLS (普通最小二乘法)	(4) Marginal Effects (偏效应)
1973 年	-0.272 (0.404)		-0.274 (0.405)	
1981 年	0.778 *** (0.280)		0.770 *** (0.279)	
1982 年	0.101 (0.266)		0.0780 (0.265)	
1986 年	0.376 (0.345)		0.376 (0.345)	
1987 年	1.037 *** (0.308)		1.023 *** (0.307)	
1988 年	0.649 * (0.373)		0.639 * (0.372)	
1989 年	1.699 *** (0.478)		1.693 *** (0.479)	
常数项	-1.774 *** (0.493)		-1.778 *** (0.495)	
样本量	956	956	956	956
虚拟拟合度	0.0976	0.0461	0.0994	0.0479

注：*** 表示 $p < 0.01$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，* 表示 $p < 0.1$ ，括号内的值是标准误。由于篇幅限制，其他控制和解释变量未在表中反映出来，年度虚拟变量也仅列举了主要年份，若有需要请读者与作者联系。

资料来源：根据作者调查数据计算得到。

表 3 显示简化模型的稳健性回归结果，可以捕捉到生育意愿的决定因素。其中，被解释变量“是否还想多生育一胎”（作为生育意愿的表征变量）本身包含了计划生育政策内容细项的讨论（比如一胎或二胎的政策约束）。与已有研究有所不同，我们的调查对象是至少生育了一胎的育龄妇女，还控制了独生子女家庭，即引入“目前是否只生育了一胎”的问题，对生育意愿的描述并非是真实现生育数量多寡，而只是生育动机刻画。通过分析可以得出如下结论：第一，虽然采取不同的参数估计方法，模型（1）和（3）得出的结果一致，模型设计较为合理；第二，促成妇女倾向于再生育一胎的因素有：非独生子女家庭、受更高的教育、出生较晚的已生育妇女。具体来看，模型（1）的结果显示受教育年限变量估计系数为 0.056。由于二元选择模型中估计的系数不能被解释成对因变量的边际影响，所以只能从符号上判断。受教育年限变量系数为正，表明受教育年限越高再生育一胎的概率就越大。其实现机制为：由于受教育年限的延长推迟了结婚和生育，而受教育水平的提高又会改变生育观念，当然随着收入

水平提高又可能对生育意愿做出调整。由此看来,通常的说法“随着收入(或文化程度)的提高,生育力下降”缺乏合理依据,同时也无可靠证据能够证明稳定的社会中富人的孩子比穷人的孩子要少(刘易斯,1999)。当引入夫妻双方收入变量后,我们发现其并不显著,由于数据约束不能对其中的机理做出分析,也因此不能拒绝收入水平对生育数量决策的影响不存在,有必要反过来分析生育行为是否影响到妇女收入水平。

对此,我们再做进一步的解释。收入的影响变得不显著,很可能是因为高估了教育的正效应。事实上,中国妇女受教育水平的提高仅仅是最近三十余年才得以实现的。在妇女受教育方面,与预期和其他相关研究的判断为负恰恰相反,本文中其影响显著为正,可能的原因是调查对象的受教育年限普遍偏高,而且受教育水平与妇女生育存在内生性。随着育龄妇女受教育水平的提高,社会与家庭分工促使传统观念发生变化,女性生育意愿与其受教育程度会呈正比关系。更为重要的是,受教育水平与夫妻双方家庭内部子女的教育机会配置有关,而且夫妻双方的兄弟姐妹数量也会间接地影响到生育意愿。模型(2)和(4)报告的是模型(1)和(3)的偏效应,可以反映出独生子女家庭妇女能够显著增加“多生育一胎”的概率。在高知化妇女群体中,受教育水平每增加1年,其多生育一胎的概率就会提高2%。独生子女家庭比多子女家庭妇女的生育意愿更为强烈,结果可以反映出人口控制政策的外部性。从模型(1)、(3)来看,妇女出生年虚拟变量在1%置信水平下显著的是1981年、1987年和1989年,其他年度虚拟变量的符号有正也有负,可以看出妇女出生年对于生育意愿形成起重要影响。其中最为显著的三个年份都具有特殊时代背景,严格计划生育政策执行是1982年,而1987年和1989年是最近一次生育高峰,这两年出生的妇女群体目前正处于结婚生育时期。同时也说明相对于1963年而言,妇女出生年的影响较为显著。生育经历也是一个重要的解释变量,在分析中我们也进行了控制,作为一个与年龄密切相关的变量,其与年龄的交互作用共同影响妇女的生育意愿选择(林湘华,2011)。因此,需要注重妇女生育意愿的动态变化讨论,适时跟踪调查能够消除我们在理论上做出的错误预判。

(三) 妇女工资水平决定方程

在大量的文献中,劳动力参与和收入决定研究通常采用“小时工资”,而在尚没有完善的劳动力市场的情况下,“月工资”水平更能反映中国实情。妇女受教育年限越长,工资水平越高;而12年(对应于高中毕业)是分界点,随着教育水平的提高,16年以上(对应于大学本科及以上)的工资差异就开始缩小。受教育年限二次项与工资水平的简单拟合说明,教育的边际报酬存在着“拐点”,接受大学及以上高等教育的边际报酬呈现出递减规律(参见图2)。当然,简单的拟合并未考虑到其他因素的影响。

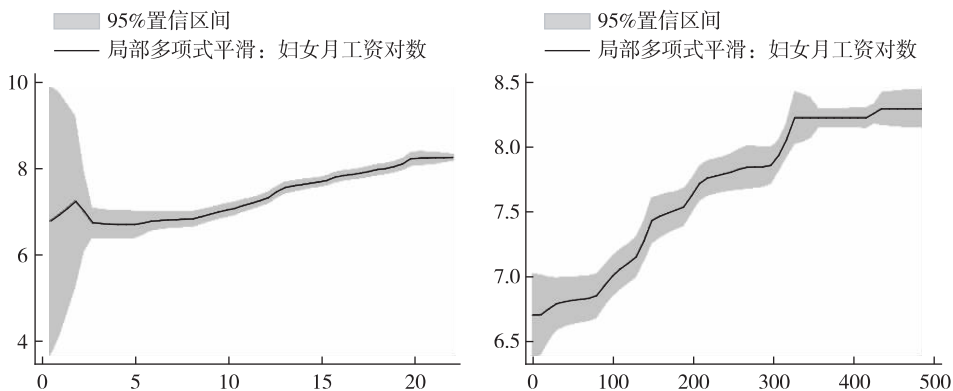


图2 工资水平与受教育年限

注：左图是受教育年限的一次项，右图是受教育年限的二次项。

资料来源：根据作者调查数据计算得到。

表4 妇女收入决定方程（被解释变量：对数化妇女月工资）

	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	OLS	OLS	OLS	2SLS	GMM	稳健 GMM	
对数化丈夫月工资	0.351*** (0.057)	0.319*** (0.061)	0.314*** (0.058)	0.336*** (0.071)	0.295** (0.140)	0.295** (0.138)	0.318** (0.141)
是否只生育一胎	0.150 (0.103)	0.135 (0.105)	0.047 (0.105)	0.113 (0.133)	0.083 (0.137)	0.083 (0.137)	0.088 (0.144)
年龄	0.0092 (0.006)	0.014** (0.006)	0.017*** (0.006)				0.0129 (0.009)
受教育年限	0.080*** (0.014)	0.068 (0.062)	0.0477 (0.061)	0.0790* (0.044)	0.092** (0.045)	0.092** (0.045)	0.118* (0.063)
户口类型	0.234** (0.109)	0.146 (0.112)	0.060 (0.113)	0.232 (0.166)	0.191 (0.178)	0.191 (0.178)	0.121 (0.225)
受教育年限平方项		0.0004 (0.002)	0.0009 (0.002)				
5岁时户口	0.187 (0.125)	0.080 (0.129)	-0.0004 (0.130)	0.203 (0.200)	0.162 (0.202)	0.162 (0.201)	0.0375 (0.270)
常数项	3.019*** (0.541)	3.165*** (0.814)	2.740*** (0.911)	3.500*** (0.443)	3.751*** (0.970)	3.751*** (0.961)	2.787** (1.128)
样本量	956	956	956	956	956	956	956
拟合度	0.155	0.167	0.183	0.153	0.151	0.151	0.149

注：***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ，括号内的值是标准误。由于篇幅限制，其他控制和解释变量未在表中反映出来，若有需要请读者与作者联系。

资料来源：根据作者调查数据计算得到。

表4给出妇女的工资方程估计结果。结果显示,夫妇双方的工资收入具有很强的相依性,丈夫一方的平均收入水平每提高1%,妇女一方就会高出0.3%左右。在男女收入差距研究方面,丈夫收入并不能充分解释女性劳动参与率的变动,姚先国和谭岚(2005)发现1995-2002年间丈夫收入仅仅解释已婚妇女劳动参与率变动的12.87%,在低收入家庭中这一解释力仅为7.74%。表4中包括不同参数估计方法的7个结果。在计量模型(5)~(7)的结果中,模型(5)采用OLS方法估计的教育回报率是8%;模型(6)和模型(7)是加入了其他控制变量的OLS估计结果,同时加入了受教育年限二次项,但其系数不显著,而且此时一次项也变得不显著;模型估计还纳入了职业类型虚拟变量及其与受教育年限的交叉项,此时模型的拟合度在不断增大,年龄变量变得显著。对于模型(8)~(11)的估计结果,我们更为关注的当然是妇女的教育回报,参数估计结果都与预期相符。反映“出身”的5岁时的户口和当前户口变量不显著,也即妇女工资决定无明显的城乡差异。由于工资决定方程的估计采用OLS可能会忽视个体差异、劳动力市场歧视等因素,同时选择性偏差和异质性都会使得结果产生偏误,低估教育的回报率。基于中国的实情,有研究用兄弟的数量与父母的教育水平作为女性受教育程度的工具变量来控制遗漏变量产生的内生性,并采用GMM估计发现显著高于OLS估计结果(Li & Luo, 2004)。在控制妇女受教育内生性的参数估计过程中,还有研究将妇女一方的兄弟姐妹数和民族作为工具变量^①。考虑到夫妻匹配和门当户对,男方的职业类型通常会与妇女的受教育水平相对应,我们还尝试着以丈夫的职业作为工具变量,并通过了识别性检验。其他控制变量还有妇女职业类型等^②。从估计结果来看,妇女的教育回报率在5%置信水平下达到9.2%,拓展的Mincer工资方程的GMM估计结果甚至高达11.8%,常数项的估计系数减小。我们也矫正了样本选择偏差,教育回报率的估计明显高于5.3%~6.8%(王德文等,2008)。可能的原因是我们关注的育龄妇女群体平均受教育水平相对较高,而且并未对劳动力流动、户籍等带来的差异做细化分解。由此看来,教育是妇女收入决定的关键引致变量。前面的回归结果表明,妇女工资水平对生育意愿的影响具有不确定性,而受教育水平影响妇女工资的同时也决定了生育意愿。在整个分析过程中,我们考虑的不是家庭收入而是夫

① 相关研究已经指出,在处理农村迁移劳动力的个人异质性和教育内生性问题时,父母受教育年限不是一个理想的工具变量(王德文等,2008)。

② 由于篇幅限制在这里我们不做一一说明,交叉项的系数也省略,感兴趣的读者请与作者联系索要其他结果。

妇双方的工资水平，主要的原因是对家庭收入分析必然会触及到结构难题，而且劳动参与和生育意愿与教育水平的高度相依性证实了工资在决定因素归因方面是很好的解释变量。相比于收入水平而言，收入结构对妇女的生育意愿影响更为重要（潘丹、宁满秀，2010）。

（四）稳健性讨论

妇女生育调查数据显示，高生育率地区是少数民族聚居区、贫困省区以及实行了弹性的人口生育管理政策区域。而实证结果表明，在生育意愿方面不同文化程度的妇女群体并无明显差异，一定程度上否定了“文化程度越高，少生的意愿越发突出的趋势”。回归生育问题的研究起点，妇女出生的年代（可以将妇女年龄动态化表示出来）不容小觑，更为重要的是生育意愿和生育行为讨论本身就存在差异^①。即便是计划生育政策“框框”不复存在，随着社会经济的发展，与妇女生育相关的其他系统性变量的影响可能会增强。依据出生年份划分不同年龄段的妇女生育子组，我们发现生育意愿随年龄增大而逐渐提高，70后再生育一胎的意愿强于80后，80后又明显高于90后。在收入方面，高端和低端群体（控制职业类型后）的生育意愿相对较强，呈纺锥形。农村人口整体生育意愿下降，第一胎是女儿的生育意愿相对较强，并且更为偏向“男孩”。根据模型（1）~（4）的参数估计和解释，选取显著的变量逐步加入第一胎生育的婴儿性别、5岁时户口类型、现在的户口类型和民族等变量，结果显示生育子女数量、妇女受教育年限等变量在1%显著性水平下更为显著，变量估计系数都稳定在-0.5和0.06左右，而其余变量估计结果与预期不符（见表5）。解释变量“是否只生育一胎”的系数显著为负，说明生育行为（已生育子女数量）对意愿的影响明显，生育子女数量多于“1个”的妇女，生育意愿更低。从统计来看，调查样本中一胎以上所占比例为58.85%，也即独生子女家庭达到41.15%。在10%显著性水平下，主要关注的解释变量都不显著，能够反映计划生育人口控制政策在不同民族和户籍地的差异对于

① 当然，更有说服力的证据还可以从郑真真曾长期跟踪农村生育意愿的论述中找到。自2007年开始，她在江苏农村进行的跟踪调研显示，在2万余名妇女的样本中，18~43岁育龄妇女总体生育意愿都不高，平均理想子女数为1.65个，平均希望生育子女数为1.42个。2010年，郑真真在进行回访时发现，2007年明确表示自己“肯定会再要一个孩子”的妇女（符合二胎生育政策），只有44%生了二胎。而在2007年明确表示自己“不打算要”的妇女中，仅有2%生了二胎。给出的分析是，农村的生育意愿也在下降，农村人的真实生育行为往往低于生育意愿，放开生育政策对农村生育的激励非常有限，“农村居民的生育行为也是理性的，受到经济、教育等条件限制”。详细内容参见左林（2013）。

生育意愿并未产生决定性影响。综合表3和表5可以得出,生育妇女的受教育水平才是意愿的最关键决定变量,而且不论如何控制解释变量其系数都稳定在0.07左右。再一次的回归结果说明模型是稳健的,控制了丈夫“职业和收入”变量的回归结果显示妇女的年龄影响更为显著,而且系数明显增大。进一步地,对妇女生育意愿方程的参数估计进行“试错”调整,在未报告的Probit模型估计过程中,我们还控制了民族变量,将其与受教育年限交叉,可以在控制计划生育政策执行差异后,进一步分解教育对生育意愿的影响。但是,只能将原因更大程度地归因于“民族”的差异,与此同时也会忽视了其他解释变量的作用。此外,并不能对妇女受教育年限和生育意愿的“因果关系”做出很好识别,并且很可能由于潜在的共线性促成回归系数出现偏误。

表5 生育意愿决定的其他因素(被解释变量:是否还想多生育一胎)

	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
是否只生育一胎	-0.509*** (-0.102)	-0.522*** (-0.102)	-0.505*** (-0.102)	-0.483*** (-0.103)	-0.504*** (-0.102)
受教育年限	0.067*** (-0.014)	0.067*** (-0.014)	0.0670*** (-0.014)	0.078*** (-0.015)	0.067*** (-0.014)
生育第一胎的年龄	0.022 (-0.018)	0.022 (-0.018)	0.023 (-0.018)	0.026 (-0.018)	0.023 (-0.018)
第一胎婴儿性别		0.100 (-0.087)			
5岁时户口			-0.090 (-0.103)		
户口				-0.198* (-0.114)	
民族					-0.140 (-0.148)
常数项	-1.609*** (-0.360)	-1.662*** (-0.363)	-1.641*** (-0.361)	-1.746*** (-0.371)	-1.503*** (-0.375)
样本量	956	956	956	956	955
虚拟拟合度	0.048	0.045	0.046	0.046	0.048

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$,括号内的值是标准误。由于篇幅限制,其他控制和解释变量未在表中反映出来,若有需要请读者与作者联系。

资料来源:根据作者调查数据计算得到。

上述经验分析部分只是作为“例证”进入妇女生育调查研究内容体系,全视域讨论需要更多的后续工作跟进。基于妇女生育调查数据的计量分析只是初次尝试,接下

来，一旦调研铺开，随着变量增多和地区样本增加，即可以与宏观数据进行匹配，控制地区（市、县）和家庭固定效应以及“年度”虚拟变量，模型解释力会提高。数据分析结果的政策含义是：生育意愿和行为选择更多地取决于妇女出生的“年代”，与妇女职业、收入、生育情况等密切相关，社会经济发展会强化这些变量的抑制效应或促进效应；妇女生育管理应该发挥社会经济的调整效应，而不只是将视野局限于政策（外生）讨论，其中受教育水平的变化影响值得关注。

五 结语

在生育选择更趋于理性的情况下，本研究的内容分析包含两个方面：其一，依据家庭微观调查数据提取中国妇女生育意愿的经验事实；其二，依靠稳健性 Probit 回归求解妇女生育意愿决定方程。展开微观妇女生育的调查是一种人口信息“数字化”工作，关注妇女生育意愿及变化有助于把控人口动态管理政策的实施。“稳定低生育水平”与其说是强化行政制约机制，不如说是优化和强化利益激励的机制^①。本文的研究启示是：中国人口转变和妇女生育问题研究并非简单讨论控制性政策的“松绑”或“取消”，而是挖掘人口规模“大国”未来发展的系统性难题的解决思路，其中对生育行为不确定性问题的讨论尤其重要。政府应通盘考虑育龄妇女群体职业、受教育水平和家庭代际变迁等可能会对生育行为产生绝对影响的约束条件，谨防人口和社会经济发展联动的链条断裂危机，从而设计出有利于人口均衡发展的政策。

本文针对“妇女生育意愿”而展开的典型调查研究，能够部分地找到“生育行为”发生可能性的决定性变量。需要指出的是，研究尚存在一些缺陷。由于数据的限制，还难以验证职业选择、收入影响生育意愿的其他机制。此外，按照已有的相关研究，将教育作为解释生育意愿的重要变量，虽然在一定程度上克服了生育和收入之间的联立性问题，但今后在内生性控制方面还需对这一问题做进一步处理。因此，凭借有限样本分析妇女生育意愿而得出的结论难免会有偏误，尚待进一步扩大样本量，深化内生机制研究。在生育意愿背后潜藏着人口转变的微观机理，也即计划生育人口控制政策促成的外生性低生育率向观念、受教育水平决定的内生性低生育率转变，生育决策和生育行为已经受制于个人和家庭生育效用最大化目标的约束。

^① 参见穆光宗和陈卫（2001）。

参考文献:

- 阿瑟·刘易斯(1999),《经济增长理论》,周师铭、沈丙杰、沈伯根译,北京:商务印书馆。
- 陈卫、史梅(2002),《中国妇女生育率影响因素再研究——伊斯特林模型的实证分析》,《中国人口科学》第2期,第26-31页。
- 黄枫(2012),《人口老龄化视角下家庭照料与城镇女性就业关系研究》,《财经研究》第9期,第16-26页。
- 江亦曼、乔晓春、于学军等(2000),《中国未来人口发展与生育政策研究》,《人口研究》第3期,第18-34页。
- 李建新、涂肇庆(2005),《滞后与压缩:中国人口生育转变的特征》,《人口研究》第3期,第18-24、96页。
- 李实(2001),《农村妇女的就业与收入——基于山西若干样本村的实证分析》,《中国社会科学》第3期,第56-69、205-206页。
- 林湘华(2011),《育龄妇女生育经历与其意愿生育孩子数的关系分析》,《南方人口》第6期,第49-55页。
- 刘云香、朱亚鹏(2013),《中国的“工作—家庭”冲突:表现、特征与出路》,《公共行政评论》第3期,第38-60、167页。
- 穆光宗(1998),《中国人口生育率下降的代价:框架性意见》,《社会科学》第6期,第48-51页。
- 穆光宗(2012),《大国人口观之重建》,《学习时报》5月28日,第4版。
- 穆光宗、陈卫(2001),《中国的人口转变:历程、特点和成因》,《开放时代》第1期,第92-101页。
- 潘丹、宁满秀(2010),《收入水平、收入结构与中国农村妇女生育意愿——基于CHNS数据的实证分析》,《南方人口》第3期,第45-50页。
- 任强、沃夫冈(2003),《人口密度和生育率:一项探索性分析》,《中国人口科学》第5期,第5-14页。
- 沈可、章元、鄢萍(2012),《中国女性劳动参与率下降的新解释:家庭结构变迁的视角》,《人口研究》第5期,第15-27页。
- 王德文、蔡昉、张国庆(2008),《农村迁移劳动力就业与工资决定:教育与培训的重

- 要性》，《经济学（季刊）》第4期，第1131-1148页。
- 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，第119-140、244页。
- 吴擢春、黎楚湘、励晓红（2005），《影响出生性别比偏高的直接原因的队列实证研究》，《中国人口科学》第3期，第38-43、95页。
- 姚先国、谭岚（2005），《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》，《经济研究》第7期，第18-27页。
- 赵冈、陈钟毅（2006），《中国土地制度史》，北京：新星出版社。
- 郑真真（2004），《中国育龄妇女的生育意愿研究》，《中国人口科学》第5期，第75-80、82页。
- 郑真真（2012），《从生育水平和生育意愿的代际效应看未来生育率变化》，载于蔡昉主编《中国人口与劳动问题报告 No. 13：人口转变与中国经济再平衡》，北京：社会科学文献出版社，第33-40页。
- 周靖祥（2012），《中国人口转变的时点即将到来》，《中国社会科学报》5月14日，第B02版。
- 周靖祥（2014），《中国社会科学实证、经验研究“追捧”陷阱：可实现性革命——兼谈经济学研究的“是”与“非”》，《重庆大学学报社科版》2014年第2期（待刊）。
- 朱利安·L. 西蒙（1984），《人口增长经济学》，彭松建等译，北京：北京大学出版社。
- 左林（2013），《计生去留》，《经营管理者》第2期，第7页。
- Ahn, N. & P. Mira (2002). A Note on the Changing Relationship between Fertility and Female Employment Rates in Developed Countries. *Journal of Population Economics*, 15(4), 667 - 682.
- Anderson, S. & M. Eswaran (2009). What Determines Female Autonomy? Evidence from Bangladesh. *Journal of Development Economics*, 90(2), 179 - 191.
- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75(299), 493 - 517.
- Becker, G. S. & R. J. Barro (1988). A Reformulation of the Economic Theory of Fertility. *The Quarterly Journal of Economics*, 103(1), 1 - 25.
- Becker, G. S. & C. B. Mulligan (1997). The Endogenous Determination of Time Preference. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 729 - 758.
- Craig, L. & P. Siminski (2010). Men's Housework, Women's Housework, and Second Births in

- Australia. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, 17(2), 235 – 266.
- Easterlin, R. A. & E. M. Crimmins (1985). *The Fertility Revolution: A Supply-Demand Analysis*. Chicago: University of Chicago Press.
- Esping-Andersen, G., M. Güell & S. Brodmann (2005). When Mothers Work and Fathers Care. Joint Household Fertility Decisions in Denmark and Spain. Accessed December 3, 2012, <http://www.recercat.net/handle/2072/2036>.
- Kalwij, A. (2010). The Impact of Family Policy Expenditure on Fertility in Western Europe. *Demography*, 47(2), 503 – 519.
- Kalwij, A. S. (2000). The Effects of Female Employment Status on the Presence and Number of Children. *Journal of Population Economics*, 13(2), 221 – 239.
- Kodzi, I. A., D. R. Johnson & J. B. Casterline (2012). To Have or not to Have another Child: Life Cycle, Health and Cost Considerations of Ghanaian Women. *Social Science & Medicine*, 74(7), 966 – 972.
- Koolwal, G. & D. Van de Walle (2013). Access to Water, Women's Work, and Child Outcomes. *Economic Development and Cultural Change*, 61(2), 369 – 405.
- Li, H. & Y. Luo (2004). Reporting Errors, Ability Heterogeneity, and Returns to Schooling in China. *Pacific Economic Review*, 9(3), 191 – 207.
- Mincer, J. (1962). Labor Force Participation of Married Women. In National Bureau of Economic Research, *Aspects of Labor Economics*. New Jersey: Princeton University Press, pp. 63 – 106.
- Mincer, J. A. (1974). Schooling and Earnings. In National Bureau of Economic Research, *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press, pp. 41 – 63.
- Morgan, S. P. & B. B. Niraula (1995). Gender Inequality and Fertility in Two Nepali Villages. *Population and Development Review*, 21(3), 541 – 561.
- Park, J. K. (2009). English Fever in South Korea: Its History and Symptoms. *English Today*, 25(1), 50 – 57.
- Rosenzweig, M. R. & T. P. Schultz (1985). The Demand for and Supply of Births: Fertility and Its Life Cycle Consequences. *The American Economic Review*, 75(5), 992 – 1015.
- Schultz, T. P. (1984). Studying the Impact of Household Economic and Community Variables on Child Mortality. *Population and Development Review*, 10, 215 – 235.

A Research on Women's Fertility Willingness in China: In Perspective of Wage Earning

Zhou Jingxiang

(China Center for Rural Research, Xiangtan University; Antai College of Economics & Management, Shanghai Jiaotong University)

Abstract: Under normal conditions, we can predict the dynamic development of population in the future in terms of the fertility level and willingness. To study the women's fertility, it is necessary to take into account of the tight planning and controlling constraint on the number of births. Through investigating subject of women that have already labored their first child, this paper aims at finding out the determining variables for their birth willingness according to the micro data acquired from our typical survey. The results show that: around 30 percent of women that we have investigated wish to have one more child according to the calculation of each group; the years in which they were born explain the inter-temporal difference of fertility willingness; education and other variables significantly impact on their willingness. When controlling the difference between urban and rural *hukou*, the dummy of ethnic minority and the gender of first-born child, the results are still robust. Using the wage of women as a proxy variable of work participation, this paper finds that the education return for the women at child-bearing age stabilizes between 8 percent and 9.2 percent when we control the age and the difference between rural and urban *hukou*. The policy implication is that the adjustment of child-bearing policy needs to dynamically measure the change of women's birth willingness of different age group; the women at bearing age will naturally trade off between work and reproduction; it is necessary to pay close attention to the change of the gap between the policy-directed birth rate and the real birth rate of highly educated women in urban areas.

Keywords: reproduction, fertility willingness, typical survey, demographic transition

JEL Classification: J13, J21, C81, C92

(责任编辑：王姣娜)