



中国农村人口生育水平估计方法及其影响因素

——基于队列视角的分析

钟甫宁^{1,2}, 王亚楠², 刘亚洲²

(1. 南京农业大学 中国粮食安全研究中心, 江苏 南京 210095; 2. 南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要:已有研究运用全国生育率统计数据,验证了利用初育年龄能够对终身生育率进行较为准确的估计。在此基础上,文章应用2010年江苏、安徽、河南、湖南和四川五省以及2013年吉林省的农村人口整村抽样调查数据,对初育年龄和终身生育数量的显著负向相关关系进行了再次验证,并通过对微观个体生育行为的分析,发现这种关系在一定程度上源于其他因素对二者同时产生的反向影响,并从队列视角讨论了农村人口生育水平的估计方法。实证结果表明,育龄妇女受教育程度越高、初次生育前有过外出非农就业经历的,初育年龄越大,同时终身生育数量越少;其配偶的上述个人特征对于生育时机和数量的影响则表现出与前者相异的作用。虽然独生子女政策在一定程度上降低了二者之间的负相关性,但是随着生育政策的逐步放宽,文章所使用方法的可靠性也将增强。因此,对于经历了明显时代变迁的农村人口而言,利用同样为队列指标的初育年龄估计终身生育水平的方法,更有利于对农村人口的变化趋势进行长期预测,从而为人口预测工作以及相关人口政策的制定提供科学参考。

关键词:农村人口;终身生育数量;初育年龄;生育水平

中图分类号:C924 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2015)03-051-09

一、引言

在过去的30年间,中国农村人口经历了巨大的转变。人口增长速度大幅度减缓,自然增长率由1982年的14.97‰降至2012年的4.5‰(《中国人口与就业统计年鉴》,1988;2013)。虽然农村人口自然增长水平仍为正,但随着城镇化进程的快速推进,农村剩余人口规模却不断缩小,从1982年的8.02亿人口减少到2012年的6.42亿,占全国总人口比例由78.87%下降到47.43%(《中国统计年鉴》,2013)。中国农村人口总量与结构的改变对于农业、农村的发展提出了新的挑战,清晰地理解农村人口的变化趋势将有助于进一步讨论农业生产、农村组织以及社会保障等问题。

人口变动主要包括由生育水平和死亡水平决定的自然变动,以及由国家或地区之间人口迁移水平决定的机械变动。尽管近年来农村人口从农村向城镇的迁移是引起人口变化的主导因素,但生育水平的发展规律始终是社会各界关注的重要议题。特别是在计划生育政策实施长达30多年后的今天,全国人口生育率已降至非常低的水平,2012年总和生育率仅为1.25,农村人口为1.33(《中国人

收稿日期:2015-03-05

基金项目:国家自然科学基金国际(地区)合作与交流项目“人口变化、城乡人口流动和中国的农业与农村发展”(71361140370)

作者简介:钟甫宁,男,南京农业大学经济管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为农业经济管理。E-mail: fnzhong@njau.edu.cn

口与就业统计年鉴》,2013),迫于长期低生育水平的压力,中国政府于2013年11月15日正式公布了“单独二孩”生育政策,计划生育政策的基本目标从过去的控制人口增长逐步转向放开生育。在这样的背景下,研究中国农村人口生育水平的变化规律也能够为生育政策的调整与完善提供科学参考。

人口学界对于生育水平的探讨主要集中于对统计数据的质疑^[1-3]以及衡量指标的改进^[4-9]。在数据统计误差难以消除的情况下,选择一个科学合理的生育水平衡量指标便显得尤为重要。总和生育率是表达生育水平高低的最常用指标,但其隐含假定同一时期不同年龄的育龄妇女具有相同的生育模式,显然这对于时代变迁较为明显的中国农村社会并不成立,从而有可能造成对真实生育水平认识的偏差,从而影响对人口变化的长期预测。已有研究指出,与总和生育率相比,终身生育率更能反映育龄妇女的真实生育水平,并针对其时滞缺陷进行了改进,根据同样为队列指标的初育年龄与终身生育率的高度负相关关系,尝试将初育年龄作为一个替代变量,用以估计终身生育率,结果得到了统计学的强力支持^[10]。然而,由于该研究所采用的数据是国家统计局公布的汇总数据,而且数据时期跨度较大,并没有就具体的影响机制进行分析。因此,本文将在该研究的基础上,运用我们在2010年对江苏、安徽、河南、湖南和四川五省,以及2013年对吉林省展开的农村人口整村抽样调查数据,进一步验证育龄妇女的初育年龄与终身生育数量之间的关系,并且探讨其他因素对二者产生的影响,以期从队列视角解析中国农村人口生育水平的变化规律。

二、分析框架及模型设定

1. 分析框架

常用于反映一个国家或地区人口生育水平的指标是总和生育率,它是指假设一组育龄妇女队列按照某一时期(某一年)的年龄别生育率渡过整个生育期后(15~49岁)生育孩子的数量。虽然该指标易于统计,而且能够及时反映既定时期生育水平的高低,但其并不代表任何一组真实育龄妇女队列的终身生育水平。相反地,终身生育率(终身生育数量),通过追踪同一年龄组育龄妇女在整个生育期的生育情况,能够反映真实的生育水平,但是其时间跨度至少需要35年,这对指导实践乃至预测未来具有较强的滞后性。

总和生育率隐含假定同一时期15~49岁不同年龄的育龄妇女在其一生按照相同的轨迹进行生育,显然这在社会经济文化持续变化的时代是不成立的。改革开放以来,在城镇化的进程中,农村地区发生了巨大的变化,当前15岁的育龄妇女在其30岁时的生育水平,与当前30岁的育龄妇女的生育水平可能具有较大的差异,这样加总得到的总和生育率将与实际生育水平存在明显偏差,因此以队列视角探究农村人口终身生育水平是十分必要的,然而首先需要解决终身生育率的时滞问题。

从宏观角度而言,人口终身生育水平与社会经济的发展程度以及生育政策的指导作用具有紧密的联系。然而就微观个体来说,终身生育数量可视为从生育意愿到生育计划,再到生育行为这一系列过程的结果,育龄妇女个人、配偶、家庭及政策环境等因素也将通过影响生育过程的不同环节而导致生育数量发生改变。广泛意义上,能够反映生育时机的初育年龄也可视为一种生育结果,同样会受到生育过程中各影响因素的作用。如果人们在制定生育计划的过程中同时考虑初次生育时机和预期终身生育数量,那么二者很可能受到一些因素的影响而共同发生变化,从而导致两个生育结果之间具有一定的相关性。由于初育年龄通常先于终身生育数量而出现,若将初育年龄作为一个替代变量,估计终身生育数量,则能够缩短终身生育数量的时滞期限,当然,估计结果的准确性如何主要取决于二者之间相关程度的高低。

从基本的生理规律和生育行为的影响机制这两方面来看,育龄妇女初育年龄与终身生育数量高度相关具有一定的合理性。具体而言,一个女性的最佳生育年龄是18~30岁,由于生育能力随年龄而变化,超过30岁的育龄妇女无法生育的可能性以及生育不健康孩子的风险逐渐加大^[11]。另外,在人们生育计划的制定过程中,初次生育时机的选择以及期望生育数量的确定往往是同时决策的,即便这种计划通常情况下较为笼统,而且也基本不可能严格按照计划具体落实生育行为,但是一般而言,

计划多生育子女的家庭或个体不会倾向于晚生,而选择晚生的家庭或个体应该也不太可能期望生育更多的孩子。

在决策过程中,育龄妇女及配偶的受教育程度、就业状况、家庭收入水平以及计划生育政策等因素均可能影响初育年龄与终身生育数量同时发生变化。一般来说,受教育程度越高的人越容易摒弃“多子多福”“早生多生”以及“男孩偏好”等传统生育观念,更注重对孩子质量的需求,生育数量可能较少;而受教育程度越高也意味着受教育时间越长,那么生育起始的时间则越晚。相比于留守在农村从事农业生产活动,外出从事非农工作的农村人口,一方面可能会因为工资收入的提高而放松了养育子女的预算约束,增加对生育数量的需求,但同时也可能由于生育孩子机会成本的上升,生活、工作不稳定性的增强、生育观念的改变等因素导致初育年龄的延迟和生育数量的减少。农村女性与其配偶的受教育程度和非农就业状况对初育年龄和终身生育数量的影响方向可能并不完全一致。譬如,男性在家庭中占主要经济地位,家庭收入的重要来源也基本是男性通过参与社会经济活动而获取的,因此其非农就业机会对初育年龄和终身生育数量的收入效应可能更强。而照看子女的任务主要是由女性来完成,农村女性参与非农工作,将直接导致养育子女机会成本的上升,非农就业机会对养育子女的替代效应有可能抵消甚至超过收入效应,从而造成晚生与少生。

此外,基于中国的实际国情,计划生育政策也是人们在制定生育计划中考虑的一个重要因素。按照计划生育政策的基本方针来划分,可以将以控制人口过快增长为目的的计划生育政策分为上世纪70年代“晚、稀、少”政策,和80年代实行的“独生子女”政策。前者意在通过鼓励育龄女性推迟初育年龄而达到减少生育数量的目的,后者则直接针对生育数量进行限制。不同类型的计划生育政策将对初育年龄与终身生育数量的相关性产生不同的影响,在严格实行独生子女政策的地区,二者之间的相关关系可能较弱。

2. 实证模型

以上分析简要阐述了初育年龄与终身生育数量的负向相关假说的基本逻辑,在此基础上,我们将构建用于实证分析的计量模型,如模型(1)所示。其中, cfr 表示终身生育数量; $mac1$ 为初育年龄; age 为年龄,即样本个体在调查时点2010年时的年龄(对2013年吉林省调查数据进行换算); ε 为误差项。

$$cfr = \beta_0 + \beta_1 mac1 + \beta_2 age + \varepsilon \quad (1)$$

在模型(1)的基础上,进一步加入既可能影响初育年龄又会影响终身生育数量的一组变量 X ,以观察这些变量对于二者的作用机制,试图验证初育年龄与终身生育数量的负向关系在一定程度上是源于共同决策的结果。首先,我们将分析除初育年龄之外其他各因素对终身生育数量的影响,见模型(2);其次,通过模型(3)来表达上述各因素对初育年龄的影响机制,并与模型(2)中的估计结果进行比较,初步判断各解释变量对初育年龄和终身生育数量的作用方向是否相反;最后,将初育年龄与其他影响因素全部纳入到同一模型中,见模型(4),如果与模型(1)的回归结果相比,初育年龄的影响程度下降,则可以再次说明其与终身生育数量受到 X 中所包含变量的影响而共同变化。

$$cfr = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 X + \varepsilon \quad (2)$$

$$mac1 = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 X + \varepsilon \quad (3)$$

$$cfr = \beta_0 + \beta_1 mac1 + \beta_2 age + \beta_3 X + \varepsilon \quad (4)$$

初育年龄与终身生育数量严格意义上是指已完成整个生育期女性初次生育时的年龄和生育子女的数量;在本文的分析中,受教育程度是指观测个体从小学一年级起到终止学业的年数;虽然本文所使用的数据仅相当于一年的截面数据,且没有询问样本个体在生育子女前后的就业状况,但是我们可以根据“最早外出打工年份”变量与第一个子女出生的年份进行比较,确定初次生育之前是否具有外出打工的机会。如果育龄女性在初次生育行为发生之前就已具有外出工作的经历,那么其初育年龄有可能推迟,终身生育数量也可能会减少;反之,生育行为可能不会发生明显改变,或者其预期未来外出从事非农工作的概率较高,也许会提前完成生育;由于我国计划生育政策的实施在各省(直辖市)之间具有多样性,郭志刚(2003)将所有省(直辖市)按照政策生育率分为四个类别,即独生子女政策为主的地区(政策生育率为1.0~1.3),主要包括沪、苏、京、津、川、渝;独生子女政策与独女可生二孩

政策混合的情况(政策生育率为1.3~1.5),主要包括辽、黑、吉、粤、鲁、赣、鄂、浙、湘、皖、闽、晋;独女可生二孩政策与二孩政策混合的情况(政策生育率为1.5~2.0),主要包括豫、陕、桂、甘、冀、蒙、黔;二孩及以上的政策地区(政策生育率2.0以上),主要包括云、青、宁、琼、新^[12]。对应本文的样本情况,江苏和四川省属于第一个类别,其余四省均属于第二个类别。因此,本文拟用省份虚拟变量作为计划生育政策的代理变量,以考察独生子女政策对初育年龄和终身生育率以及二者之间关系的影响。

三、数据来源与描述分析

1. 数据来源

为捕捉农村人口变迁的全面景象,我们在2010年对江苏、安徽、河南、湖南、四川五省,2013年对吉林省进行了以村民小组为基本单位的整村抽样调查,整村的概念即为村内的所有住户和人口,包括一个家庭内的所有成员,和已经完全迁离农村的家庭^[13]。抽样原则按照农村人均收入水平,对各省等距抽取20个县,每个县选2个村民小组。最终获得的有效样本为:2010年的五省调查覆盖了121个县、203个村民小组、7317户、28021人;2013年吉林省样本包括22个县、38个村民小组、1582户、5867人。虽然吉林省的调查是在第一次调查结束两年之后进行的,但由于本文重点分析的是农村人口的变迁情况,仅需要利用一些基本的人口特征数据,2010年吉林省的相关数据可根据2013年的信息推算得到。因此,本文用于实证分析的数据为“2010年”的“六省”调查数据。分析之前删除无效样本和重复样本,最终的样本总数为32634人。

虽然该项调查并不是一项专门针对生育行为研究的调查,但由于调查的范围是样本村庄内的全部农户及其家庭所有成员,我们可以根据各成员关系推算出已生育孩子的女性的初育年龄以及已完成整个生育期的女性的终身生育数量。诚然,受制于数据处理方法本身的局限以及调查过程中一些不可控因素的影响,推算结果必然会与实际情况存在一定的偏差。为减轻样本误差对研究结论的影响,我们仅选取年龄35~49周岁的女性样本进行分析。虽然这些育龄妇女并未完成整个生育周期,但样本数据所涉及的六个省份均是计划生育政策执行较为严格的地区,35岁以上育龄妇女继续生育多胎的可能性较小,从而减少了由样本选择问题引起的偏误。

在六省农村人口整村抽样调查数据共涵盖的32634个观测个体中,女性占51.5%,15~49岁育龄妇女人数为9967人,35~49岁育龄妇女人数为4800人。剔除无户主家庭、非“母亲”与“女儿、儿媳”身份的女性,最终用于实证分析的样本数量为4324人。

2. 生育水平与各影响因素的描述分析

(1) 初育年龄和终身生育数量变化趋势

图1给出了利用调查数据统计得到的1961—1975年出生(35~49岁样本)的农村育龄妇女平均终身生育数量和初育年龄的变化情况。

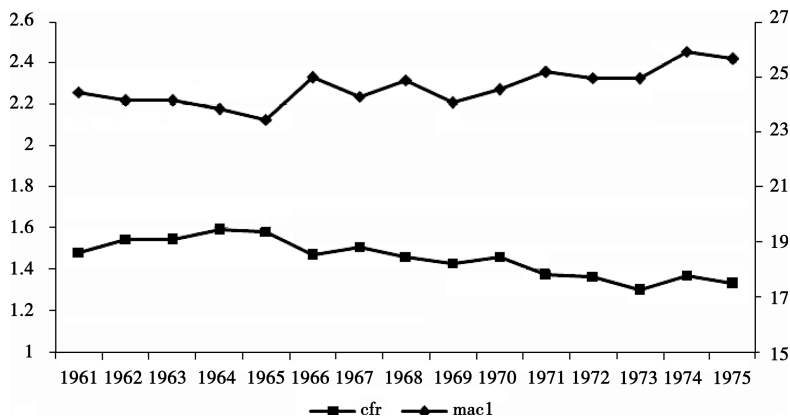


图1 1961—1975年出生队列的平均初育年龄与终身生育数量(六省)

数据来源:作者对六省农村人口整村抽样调查数据整理而得。

从图1可以看出,平均终身生育数量的变化整体上呈下降趋势,除了1961—1964年出生的四个队列由1.48上升至1.59之外,随后一直下降至1975年出生队列的1.33的水平;相对应的,初育年龄在出生最早的前四个队列中呈下降趋势,而从1965年出生的队列开始,逐渐从23.43岁上升至25.65岁。很明显,这15个育龄妇女队列的平均终身生育数量与初育年龄表现出了相反的变化趋势。

图1中两条曲线开端部分与各自整体变化趋势不一致,有可能是由于家庭成员信息漏报造成的,从全国层面的农村育龄妇女平均初育年龄和终身生育率的变化趋势来看,也出现了类似的情况,如图2所示。

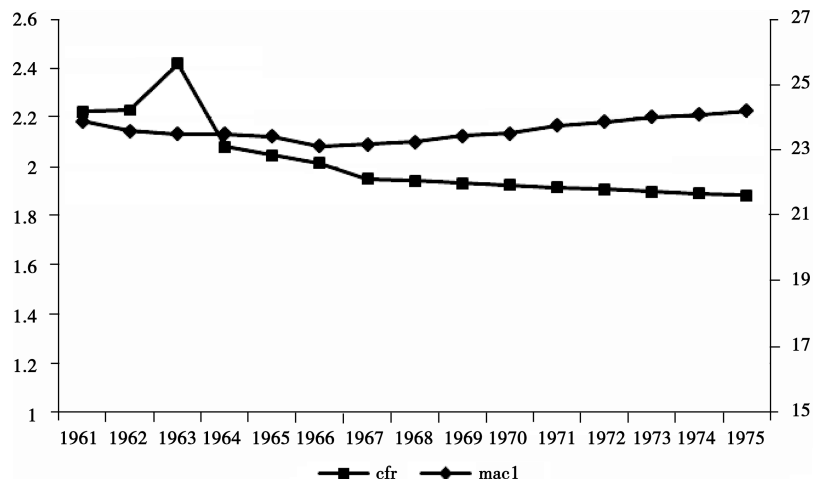


图2 1961—1975年出生队列的平均初育年龄与终身生育数量(全国)

数据来源:《1982年全国1‰人口生育率抽样调查》《1988年全国2‰人口生育节育抽样调查》《1992年中国生育率抽样调查数据表》,历年《中国人口与就业统计年鉴》。

对于初育年龄而言,两个数据来源的统计结果在绝对水平上相差0.5~1岁,而变化特征几乎完全相同。由于20世纪60年代初期出生的育龄妇女队列在80年代刚好进入生育旺盛期,与此同时计划生育政策不再主要通过鼓励晚育以达到控制人口增长的目的,而是直接实行严格的“独生子女”政策,并且1980年颁布的婚姻法规定男22岁、女20岁的最低婚龄,这些因素均对20世纪60年代初期出生的育龄妇女队列初育年龄的提前起到了一定的促进作用。

就终身生育率在图1、图2中的表现而言,均经历了先上升后下降的变化趋势。不同的是,全国平均水平的终身生育率显著高于六省调查数据的统计结果,前者由2.22下降至1.88,而后者则由1.48下降至1.32。这一差异形成的原因主要是,六省调查的样本全部都是独生子女政策执行较为严格的省份,因而绝对水平低于全国平均水平也是合理的。

总之,通过图1和图2的比较,尽管两者在绝对水平上存在着明显的差异,但变化趋势基本能够保持一致。说明选取六省调查数据中的35~49岁育龄妇女为样本进行实证分析具有可信度,能够在一定程度上代表全国农村人口平均生育水平的发展方向。

(2) 初育年龄和终身生育数量的相关性分析

利用样本数据绘制的初育年龄与终身生育数量散点图也反映出二者之间具有明显的负向相关性。在图3中,横坐标指示生育数量,纵坐标为与之相对应的育龄妇女的初育年龄。可以看出,初育年龄越大的样本越可能落在较少的生育数量上,譬如在生育一个孩子的育龄妇女中最大的初育年龄在40岁以上,两个孩子的不到40岁,三个孩子的则在30岁左右。就平均初育年龄的变化而言,生育1、2、3孩的育龄妇女的平均初育年龄依次为23.89岁、22.91岁和22.20岁,呈逐级递减的趋势。

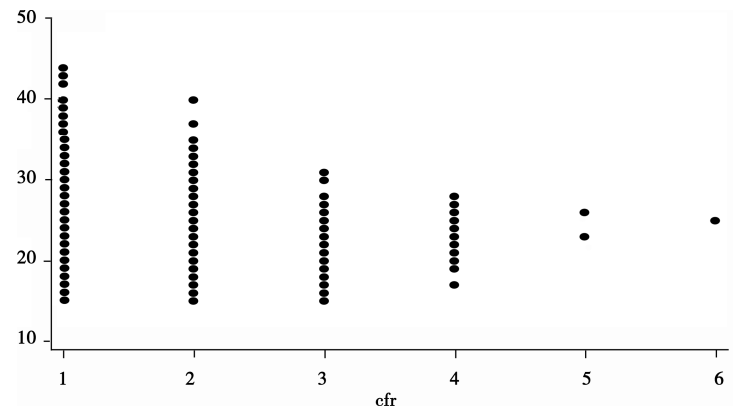


图 3 初育年龄与终身生育数量散点图

数据来源:作者对六省农村人口整村抽样调查数据整理而得。

(3)初育年龄、终身生育数量与其他各影响因素

表 1 描述了育龄妇女初育年龄和终身生育数量与其他各影响因素之间的关系。

表 1 育龄妇女的初育年龄和终身生育数量与其他各影响因素

变量	变量分类	初育年龄		终身生育数量	
		样本数	平均值	样本数	平均值
年龄	35 ~ 39 岁	1276	25.32	1276	1.35
	40 ~ 44 岁	1740	24.55	1740	1.46
	45 ~ 49 岁	1308	23.90	1308	1.56
受教育程度(女)	小学及以下	2431	24.27	2431	1.49
	初中	1597	24.89	1597	1.41
	高中	264	25.31	264	1.46
	大专或本科及以上	32	26.66	32	1.16
非农就业状况(女)	初次生育前未外出	3922	23.87	3922	1.50
	初次生育前已外出	402	31.56	402	1.01
受教育程度(配偶)	小学及以下	1877	24.26	1877	1.48
	初中	2010	24.87	2010	1.43
	高中	391	24.61	391	1.51
	大专或本科及以上	46	24.63	46	1.35
非农就业状况(配偶)	初次生育前未外出	3745	23.78	3745	1.50
	初次生育前已外出	579	29.75	579	1.17
省份	吉林	798	25.07	798	1.27
	江苏	1061	24.89	1061	1.25
	安徽	613	24.51	613	1.62
	河南	654	24.53	654	1.81
	湖南	467	24.12	467	1.59
	四川	731	24.02	731	1.44

数据来源:作者对六省农村人口整村抽样调查数据整理而得。

我们按照 5 岁一组将育龄妇女在调查时点的年龄分为三组,统计结果显示,平均初育年龄最高的组别为 35 ~ 39 岁年龄组,达到 25.32 岁,随着代际的更替,初育年龄逐渐下降,而终身生育数量与初育年龄的变化恰好相反,呈不断上升的趋势。对于受教育程度而言,育龄妇女的受教育程度越高,初

育年龄越大,同时终身生育数量越少,特别是大专或本科及以上学历的育龄妇女的平均初育年龄达到 26.66 岁,而平均终身生育数量仅为 1.16 个。育龄妇女的初育年龄和终身生育数量在初次生育之前已有过外出就业经验和未外出过的样本之间存在明显差异,前者的平均初育年龄较高,而终身生育数量则较低。在六个省份中,育龄妇女平均终身生育数量相对较低的是江苏省、吉林省和四川省,而初育年龄从高到低依次为吉林省、江苏省和河南省。

(4) 模型变量的统计性描述

表 2 给出了本文用于分析影响育龄妇女初育年龄和终身生育数量的各变量的样本数据基本统计特征以及对各变量的解释和说明。

表 2 模型所涉及变量的样本数据的基本统计特征(35~49 岁)

变量		样本数	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	终身生育数量(人)	4324	1.46	0.71	0	6
自变量	初育年龄(岁)	4324	24.59	6.56	15	49
	在 2010 年时的年龄(岁)	4324	41.91	3.94	35	49
	受教育程度:从小学一年级起到完成学业(年)	4324	6.18	3.08	0	16
	非农就业状况:初次生育之前是否外出就业(1 = 是;0 = 否)	4324	0.09	0.29	0	1
	受教育程度(配偶)	4324	6.91	2.89	0	20
	非农就业状况(配偶)	4324	0.13	0.34	0	1
	计划生育政策:省级虚拟变量(略)					

数据来源:作者对六省农村人口整村抽样调查数据整理而得。

四、实证结果分析

表 3 报告了模型(1)—(4)的 OLS 估计结果,其中模型(1)、(2)、(4)主要用于分析不同因素对终身生育数量的影响,而模型(3)描述了各因素对初育年龄的作用机制。综合以上四个模型的估计结果,本节拟对初育年龄与终身生育数量负向相关关系,以及其他因素对二者及其相关性所发挥的作用进行分析。

首先,模型(1)的 OLS 估计结果表明,初育年龄与终身生育数量具有显著的负向相关关系,这与描述分析部分的统计结果保持一致。在控制年龄因素的作用下,初育年龄增加一岁,终身生育数量减少 0.047 人。

其次,育龄妇女及其配偶的个人特征也会对终身生育数量产生显著影响,但作用方向和影响程度并不相同,如模型(2)的结果所示。育龄妇女的受教育程度越高,生育数量会显著减少,育龄妇女受教育时间每增加一年,终身生育数量相应减少 0.017 个;然而,育龄妇女配偶的受教育程度越高,终身生育数量却显著增加。对于在初次生育之前就已有过外出经历的农村女性而言,相比于未外出的以及生育后再外出的群体,要少生育 0.34 个孩子,配偶的外出将导致终身生育数量平均减少 0.13 个。正如本文分析框架部分所做出的解释,男性的受教育程度及非农就业机会对终身生育数量的收入效应可能更强,而女性则相反。通过省级虚拟变量的作用可知,除计划生育政策执行最为严格的江苏省外,其他省份的农村人口生育水平均显著高于吉林省,说明独生子女政策对于生育数量起到一定的抑制作用。

再次,受教育程度、非农就业状况以及省级虚拟变量对初育年龄也具有显著的作用,并且各变量的作用方向与模型(2)相反。模型(3)的估计结果显示,育龄妇女的受教育程度越高,初次生育前外出从事非农工作,初育年龄越大,而其配偶受教育程度的作用方向则为负,非农就业经历显著促进初育年龄的推迟。以吉林省为参照,其他省份的平均初育年龄均较小。将模型(3)与模型(2)的计量结

果比较来看,受教育程度等因素的变动会促使初育年龄与终身生育数量朝相反的方向变化。

最后,考虑到还有一些对初育年龄和终身生育数量共同作用的因素未被包含在模型当中,如家庭特征等,并且根据基本的生理规律,初育年龄的推迟本身就会压缩多胎生育的时间,减少生育甚至不育的概率增加,我们将初育年龄和其他影响因素同时放入模型,实证结果如表 3 最后两列所示。与模型(1)和模型(2)的结果相比,除配偶的非农就业状况由显著负向影响变为正向影响(不显著)之外,其各因素对终身生育数量的作用方向虽然并未发生改变,但是显著性几乎均有所降低,进一步验证了初育年龄和终身生育数量的相关性在一定程度上是共同决策的结果。另外,若将江苏省与其他省份的差异视为计划生育政策带来的影响,那么以吉林省为参照,江苏省这一虚拟变量的作用方向由正变为负,也能够说明独生子女政策的实施对初育年龄与终身生育数量之间的负相关性起到了一定的阻碍作用。

表 3 终身生育数量与初育年龄的 OLS 估计结果

	模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
初育年龄	-0.047 ***	-32.10					-0.045 ***	-29.91
年龄	0.013 ***	5.50	0.011 ***	4.10	-0.011	-0.46	0.010 ***	4.30
受教育程度			-0.017 ***	-4.00	0.137 ***	3.54	-0.011 ***	-2.78
非农就业状况			-0.340 ***	-7.37	5.471 ***	12.88	-0.094 **	-2.19
受教育程度(配偶)			0.010 **	2.19	-0.090 **	-2.20	0.006	1.40
非农就业状况(配偶)			-0.130 ***	-3.32	3.140 ***	8.69	0.011	0.31
省级虚拟变量(以吉林为参照):								
江苏			0.025	0.78	-1.151 ***	-3.99	-0.027	-0.95
安徽			0.336 ***	9.34	-0.725 **	-2.19	0.303 ***	9.26
河南			0.546 ***	15.57	-0.874 ***	-2.71	0.507 ***	15.87
湖南			0.360 ***	9.28	-1.795 ***	-5.03	0.279 ***	7.88
四川			0.222 ***	6.53	-1.940 ***	-6.19	0.135 ***	4.33
常数项	2.054 ***	18.40	0.883 ***	7.68	24.933 ***	23.57	2.001 ***	18.05
样本数	4324		4324		4324		4324	
R ²	0.2019		0.1287		0.1414		0.2784	

数据来源:作者对六省农村人口整村抽样调查数据整理而得。

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

五、结论及启示

未来中国农村人口长期发展规模与结构的变化,将影响农业生产与农村发展,乃至整个国家的经济增长以及粮食安全。而面对着农村人口老龄化程度不断加深的现状,能够决定新生人口数量以及未来劳动力供给的育龄妇女生育水平,对于人口变化具有尤为重要的意义。理论上讲,队列视角的终身生育水平是真实生育水平的最直接表达,但会存在长达 35 年的时滞问题。已有研究利用全国生育率统计数据,证明了可将同为队列指标的初育年龄作为先验变量对终身生育水平进行稳定且准确的估计,这一方法能够在一定程度上缩短终身生育水平的时滞期限。在此基础上,本文通过对微观个体生育行为的分析,再次验证了初育年龄与终身生育数量存在显著的负相关关系,并且进一步研究发现

这种关系在一定程度上源于受教育程度、非农就业经历等因素对二者同时产生的反向影响,但育龄妇女与其配偶的个人特征作用并不一致,这是由于二者对于生育行为产生不同程度的收入效应和替代效应。

文本的研究结论为农村人口变化趋势的长期预测提供了一个新的视角和可行的方法,以期对相关人口政策的制定提供科学参考。另外,在未来的研究中,可以进一步结合农村劳动力转移进度的变化趋势,估计未来农业劳动力的供给水平,分析并预测劳动力数量与结构的变化对农业生产可能产生的影响,从而制订相应的政策应对这种变化,以保障粮食安全基本目标的实现。

参考文献:

- [1] 于学军. 对第五次全国人口普查数据中总量和结构的估计[J]. 人口研究, 2002(3): 9-15.
- [2] 郭志刚. 六普结果表明以往人口估计和预测严重失误[J]. 中国人口科学, 2011(6): 2-13.
- [3] 朱勤. 2000—2010年中国生育水平推算——基于“六普”数据的初步研究[J]. 中国人口科学, 2012(4): 68-77.
- [4] 马瀛通, 王彦祖, 杨书章. 递进人口发展模型的提出与总和递进指标体系的确立[J]. 人口与经济, 1986(2): 40-43.
- [5] Bongaarts J, Feeney G. On the quantum and tempo of fertility[J]. *Population and Development Review*, 1998: 271-291.
- [6] 郭志刚. 从近年来的时期生育行为看终身生育水平——中国生育数据的时间效应总和生育率研究[J]. 人口研究, 2000(1): 11-18.
- [7] 郭志刚. 对中国1990年代生育水平的研究与讨论[J]. 人口研究, 2004(2): 10-19.
- [8] Bongaarts J, Sobotka T. A demographic explanation for the recent rise in European fertility[J]. *Population and Development Review*, 2012, 38(1): 83-120.
- [9] Yi Z, Land K C. Adjusting period tempo changes with an extension of Ryder's basic translation equation[J]. *Demography*, 2002, 39(2): 269-285.
- [10] 王亚楠, 钟甫宁. 利用初育年龄测度终身生育率的探索[J]. 人口学刊, 2015(2): 5-14.
- [11] Te Velde E, Habbema D, Leridon H, et al. The effect of postponement of first motherhood on permanent involuntary childlessness and total fertility rate in six European countries since the 1970s[J]. *Human Reproduction*, 2012(4): 1179-1183.
- [12] 郭志刚, 张二力, 顾宝昌, 等. 从政策生育率看中国生育政策的多样性[J]. 人口研究, 2003(5): 1-10.
- [13] 钟甫宁, 向晶. 我国农村人口年龄结构的地区比较及政策涵义——基于江苏、安徽、河南、湖南和四川的调查[J]. 现代经济探讨, 2013(3): 5-10.

(责任编辑: 宋雪飞)