

家庭经济地位与生育行为:宏观环境的调节效应

靳永爱¹, 钱岳², 陈卫¹

(1 中国人民大学 人口与发展研究中心, 北京 100872; 2 [美] 俄亥俄州立大学 社会学系, OH 43220)

摘要:使用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据研究家庭经济地位对中国妇女违反政策生育行为的影响。考虑到社会情境对个体行为的重要影响作用, 本研究构建多层模型分析不同省级社会环境下家庭收入对违反政策生育行为的影响。家庭经济因素对个体生育行为的影响会随着省级社会环境的不同而呈现出巨大差异。在女性在农业部门就业比例高的地区, 收入呈负向影响; 女性在农业部门就业比例低的地区, 收入呈正向影响。这说明社会环境对个体行为的影响机制是复杂的。研究结果对生育政策调整具有一定的启示意义。

关键词:家庭经济地位; 违反政策生育行为; 多层非线性模型

中图分类号: C923

文献标识码: A

文章编号: 1674-1668(2015)02-0072-12

Family Economic Status and Fertility Behaviors: The Moderating Role of Contextual Factors

JIN Yong-ai¹, QIAN Yue², CHEN Wei¹

(1 Center for Population and Development Studies, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2 Department of Sociology, Ohio State University, Columbus OH 43220, United States)

Abstract: This paper analyzes data from the China 2005 1% Population Inter-census Survey to examine provincial differentials in the relationships between family economic status and women's unauthorized births. This study contributes to the existing literature by investigating how micro-level factors interact with macro-level circumstances to shape fertility outcomes at the individual level. In light of the importance of social context in shaping individual behavior, this study uses a hierarchical generalized linear model (HGLM) to examine how the effect of household income on the likelihood of having unauthorized births varies across province. We find that in provinces with high percentages of women in the agricultural workforce, household income is negatively associated with odds of having unauthorized birth, whereas in provinces with low percentages of women employed in the agricultural sector, household income is positively associated with having unauthorized births. This study sheds light on the complex mechanisms linking social context and individual behavior. Meanwhile, our findings have implications for the future adjustment of the family planning policy.

Key words: family economic status; unauthorized births; Hierarchical Generalized Linear Model

收稿日期: 2014-09-20

作者简介: 靳永爱(1987—), 女, 湖北恩施人, 中国人民大学人口与发展研究中心、[美]密歇根大学安娜堡分校联合培养博士生, 研究方向: 生育、婚姻家庭; 钱岳(1987—), 女, 湖北武汉人, [美]俄亥俄州立大学社会学系博士生, 研究方向: 家庭社会学, 婚姻。

1 研究背景

电影导演张艺谋的“超生门”事件一度在社会上闹得沸沸扬扬,最后以缴纳 748 万元罚款而告终。华南理工大学教师蔡智奇和中国青年政治学院法律系副教授杨支柱因“超生”遭解雇也曾社会上掀起轩然大波,成为媒体热议话题。这些事件在作为茶余饭后谈资的同时,不禁引发了我们对一系列背后问题的思考。可以看到,这些“超生”新闻里的人物有一些共同特征,比如社会地位高,经济收入高。而以往,提到“超生”,多会联想到农村地区。那么,到底什么样的人会发生违反政策的生育行为,他们具有什么样的社会经济特征?受此启发,本文力图研究家庭经济地位与个体违反政策生育行为的关系,用实证数据回答这个问题。

经济因素与生育行为之间的关系是人口学和人口研究领域经久不衰的话题(Kreyenfeld, 2012)。从上世纪 50 年代起,人口经济学领域就不断出现微观经济学理论解释生育率下降,比如莱宾斯坦的孩子成本效用理论(Leibenstein, 1957),贝克尔的数量质量替代理论(Becker, 1960),考德威尔的财富流理论(Caldwell, 1976)以及伊斯特林的供给需求理论(Easterlin, 1978)。尽管关于生育的微观经济学理论相当丰富,但从微观角度开展的家庭经济地位与生育行为的实证研究却相对较少,用定量方法探索经济因素与违反政策生育行为关系的研究更是少见。

家庭经济因素是如何影响生育行为的呢?根据已有理论,随着家庭收入的提高,家庭更注重追求孩子的质量而非数量,因此家庭收入与孩子数量呈负相关关系(Becker, 1960)。但也有研究提出,家庭经济资源的增多消除了对孩子数量-质量的限制,社会经济地位更高的家庭有足够的资源养育更多的孩子(Ekert-Jaffé 等, 2002)。看似相互矛盾的研究结果其实正反映了经济因素与生育行为之间关系的复杂性,二者的关系可能因社会发展环境而异(Simon, 1969)。影响生育行为的因素多且复杂,宏观的社会环境和微观的个体特征都与生育行为密切相关(Kirk, 1996)。但宏观和微观因素对个体的影响却不是线性相加的关系。个体嵌套于社会环境,相同社会环境下的个体可能受到一些共同因素的影响,不同社会环境下同样的因素对个体的影响程度甚至方向可能是不一样的。这就是谢宇(2006)提出的社会科学研究三个基本原理之一——社会情境原理,也就是说,群体变异性的模式会随着社会情境的变化而变化,这种社会情境常常是由时间和空间来界定的。这强调了个体所生活的社会环境的重要性。我国各省在经济、文化和计划生育政策上都存在较大差异,因此,有必要将省级差异纳入分析中。事实上,已有研究表明,超生行为具有省级差异,如 1989 年浙江农村地区有 15% 的孩子属于超生,而福建和江西达到了 60% 以上(Attané, 2002)。同时,计算 2005 年 1% 调查数据发现,在 1990 年以后生育第一个孩子,夫妻均为初婚并且是汉族的非流动女性,违反政策生育的比例贵州和甘肃分别达到 25.55%、23.12%,北京和上海分别仅为 7.45%、1.55%。这反映了社会环境的巨大差异,是本研究从省级差异切入研究的依据。现存文献大多是比较各省之间的平均超生比例,我们并不知道,在不同的省份,家庭收入和生育行为的关系如何。换句话说,本文弥补现存文献的不足,考察宏观因素和微观因素的交互作用。

综上所述,考虑到影响生育行为的因素的复杂多元性,本文利用多层非线性模型探索省级社会环境与违反政策生育行为的关系,并探讨家庭经济特征如何随省级环境的变化而对生育行为产生不同的影响。这种方法不仅能将因变量的总变异分解成不同层次的变异,还能纠正由于同一层次内样本的相似性而引起的参数估计误差(杨菊华, 2012)。以往对经济与生育行为关系的研究,要么直接用省级数据分析省级差异,要么直接分析个体差异,缺乏将二者的结合,而且也忽略了社会情境的重要作用——处在相同社会环境下的人群可能受到共同因素的影响和个体特征在不同的社会环境下对个体行为作用的差异性。同时,目前对违反政策生育行为的研究多集中在定性分析方面(如:胡粮纲, 1991;李正升, 2010),从定量角度研究得比较少,对省级因素的关注也非常少。本文利用具有 2005 年全国代表性的 1% 抽样调查数据,定量地分析经济因素的影响及其省级差异,创新了方法,拓宽了生育领域研究内容,也能够捕捉到违反政策生育人群的社会经济特征,对生育政策完善具有一定的启示意义。

2 理论假设

违反政策生育行为作为一种特殊的生育行为,涉及到生育数量问题,因此生育行为的相关理论解释也适用于此。本部分在回顾相关理论的基础上提出本研究的假设。

贝克尔早在上世纪 60 年代就用消费行为理论分析家庭的生育行为,创建了孩子数量质量替代理论。他认为,随着收入提高,家庭倾向于以提高孩子的质量替代增加孩子数量,即收入与生育率之间呈负相关关系(Becker, 1960)。这是因为,养育孩子的一项重要成本是时间,而对高收入家庭而言时间成本更高,同时高收入家庭对孩子的质量要求更高,孩子数量的增多会大大提高成本。因此,高收入家庭生育孩子数更少。从这个角度,收入与孩子数量是负向相关关系。Simon(1969)在不同情境下分析收入与生育率的关系却发现,在高收入国家,社会经济地位高、受教育程度高的人群生育率更高。这启示我们,分析家庭或个体行为差异需要考虑到具体的社会情境,而不能孤立地分析。当然,家庭经济因素对生育行为的影响也可能因社会环境而异。

事实上,早在 20 世纪 70 年代,在 Freedman(1974)的文章“生育率调查中的社区数据”的推动下,世界生育率调查就开始关注社区环境对人们生育行为的影响,专门收集了社区环境数据,研究社区特征对夫妇生育行为的作用(宋瑞来,1993)。研究认为,宏观的环境因素,比如社会经济发展和计划生育项目,可能影响微观层次上个体社会经济特征与生育行为之间的关系(Entwisle 和 Mason Source, 1985)。社会环境因素包括个体或夫妇可及的社会经济机会(Caldwell, 1977),生育相关的决策和行为的制度限制(Lesthaeghe, 1980)以及计划生育项目和其他政府政策(Freedman 和 Berelson, 1976)。欧洲国家生育行为的区域差异是一直存在的,在生育转变前、中和后整个时期都可以观察到,甚至在经历了第二次人口转变后的西欧国家,生育水平也仍然存在巨大区域差异(Hank, 2002)。因此,要重视个体所生活的社会环境的作用。在中国的社会背景下更是如此,中国是一个地大物博的国家,不同区域在社会经济发展、人口转变进程等都呈现出了巨大的不平衡性,在分析违反政策生育行为时有必要考虑不同社会环境的影响。个体行为不仅受到个体特征的影响,也受到其所生活的大的经济、社会和文化环境的影响(Hirschman 和 Guest, 1990)。由此得出本文的第一个假设:

(1) 社会环境对违反政策生育行为具有重要影响作用,在本研究中,社会环境指的是省级环境。

区域社会环境是如何发挥作用的呢? Hank(2002)提出,区域社会环境一般通过机会结构、社会制度和文化模式等多种方式影响个体行为。与生育行为相关的机会结构指的是影响生育决策的经济机会及限制,影响个体某种特殊行为发生成本的当地人口因素。具体而言,主要反映在城市化水平上。一般认为,城市化创造了不利于生育养育孩子的环境,包括住房条件,多样化的文化等。更具体地说,当地的劳动力市场结构、职业结构、孩子看护服务的可获得性以及失业率会影响生育行为。这些因素都与妇女生育养育孩子的机会成本相关。

社会环境看似影响的是家庭或者夫妇双方,但实际上直接影响的是女性,因为涉及到家庭性别角色分工问题。McDonald(2000)将性别平等划分为家庭内部(family-oriented institution)的性别平等和家庭外部(individual-oriented institution)的性别平等,两类平等的不一致性会影响到生育行为。在不发达的社会,女性地位提高增加了她们在家庭中的话语权和决策权,有利于生育率的下降。而在现代社会,虽然女性在外部的社会中的地位越来越高,可以在劳动力市场与男性竞争,但在家庭内部,性别分层仍然存在,女性仍然是孩子看护和繁重家务的主要承担者。家庭和工作的难以协调性使得她们不愿意多生孩子,这也是一些东亚国家长期维持超低生育率的重要原因(Frejka 等, 2010; Jones, 2007)。在中国这样一个深受传统儒家文化和父权制影响的社会,性别角色分工更为明显,“男主外、女主内”的不平等关系长期存在(Attané, 2012; Zhang, Han-num 和 Wang, 2008)。普通女性上班族面临工作和家庭的双重压力,可能倾向于少生孩子。在中国特殊的政策环境下,多生孩子除了因为孩子数量带来的成本外,还存在违反政策的成本。双重成本的存在会进一步降低女性违反政策生育的风险。

与此同时,中国又是一个城乡二元分割较明显的国家,农业劳动和非农劳动性质不同,对女性的生育行为影响也会出现较大的差异。农业劳动自由灵活,没有市场竞争压力,能够在参与劳动的同时照顾家庭和孩

子。而非农劳动从事者则面临家庭和工作的矛盾。这正是上文提到的机会结构中的劳动力市场结构和职业结构造成的差异。Hirschman 和 Guest(1990)研究四个东南亚国家生育行为的省级差异时,选用的省级指标之一是 15-34 岁女性在非农职业中工作的比例。Attané(2002)发现,在女性农业劳动力更多的地区,女性对生育政策的抵制力越大,违反政策生育的人更多。女性在农业部门所占的比例其实是多个社会发展指标的集中体现。首先它代表了妇女的社会地位,低技术含量的体力劳动,如务农反映了妇女的职业地位较低。同时,女性在农业部门所占比例越大,意味着这个地区的社会经济发展程度越低,检验省级 GDP 和该指标的关系发现,它们的相关系数高达 -0.94。第三,这个指标也可以反映一个地区的城市化发展水平。所以,女性在农业部门就业比例高的地区,是欠发达和女性地位较低的地区,收入越低的家庭可能更需要“养儿防老”、性别偏好更强烈、生育意愿更高,违反政策生育的成本也较低,由此有以下假设:

(2)在女性农业劳动力比例高的地区,家庭经济状况跟违反政策生育行为的发生风险呈负相关关系。

而女性在农业部门就业比例低的地区,是相对发达、城市化水平高和女性在家庭外部社会地位高的地区,生育养育孩子成本高,工作压力大,违反政策生育的成本也高。普通收入的家庭面临较高的生育成本,可能不愿意多生孩子;而经济地位较高的家庭有充足的经济资源,能够负担生育、养育孩子所需要的较高成本,倾向于多生孩子(Dribe 和 Scalone,2014;Ekert-Jaffé 等,2002)。因此,与经济地位高的家庭相比,普通工薪家庭违反政策生育的风险会更低。基于此,提出第三个假设:

(3)在女性农业劳动力比例低的地区,家庭经济状况跟违反政策生育行为的发生风险呈正相关关系。

在省级影响因素变量的选择上,还考虑到了一个重要的文化差异——性别偏好。性别偏好直接影响生育行为。男孩偏好会促使生育率的提高,有性别偏好的家庭会继续生育直到达到理想的孩子性别结构(Entwisle 等,1982)。Bongaarts(2001)在构建低生育率模型时也提到,如果一个家庭没有获得理想孩子性别,即使已经拥有理想的孩子数量,人们仍会继续生育直到理想性别构成出现。虽然在中国人为的性别选择是实现偏好的主要途径,但违反政策生育也是实现性别偏好的第二个途径。但是,性别偏好的强度在中国各省、各地区并不是一致的,而是存在区域差异的,如:广东、广西、海南出生性别比上升速度快、幅度大、严重失衡,而东北三省出生性别比上升速度和幅度都极为缓慢,偏高程度也较轻(李树苗等,2011)。本文以各省 0—4 岁儿童性别比作为省级性别偏好强度的替代变量。

此外,根据以往研究,个体的生育行为和生育选择与其社会经济特征紧密相关。首先,妇女的基本社会经济和人口学特征,如年龄、初婚年龄、受教育程度、户口性质等与妇女曾经生育的孩子数高度相关(Boca,2002;Hank,2002;Hank 和 Kreyenfeld,2003);第二,妇女所拥有的社会经济资源,如社会保障也会影响其生育行为(Boca,2002);第三,在中国的特殊环境下,个体生育行为还受到生育政策、性别偏好和家庭结构的影响(杨菊华和 Short,2007)。本文在构建模型时将这些因素都纳入了其中。

3 数据和方法

3.1 数据

3.1.1 数据来源

本研究的数据主要有三个来源:1990 年第四次全国人口普查数据、2000 年第五次全国人口普查数据和 2005 年全国 1% 抽样调查数据。2005 年全国 1% 抽样调查数据是构建模型进行微观分析的数据。此次调查是全国性的调查,样本量大,剪表性强,信息收集全面,对家庭基本信息、妇女生育史和其他一些关键的个人社会经济变量都有涉及,是研究生育行为的一个理想数据集。

前两次普查数据中提供了省级层次的测量指标(各省 0-4 岁儿童性别比,女性劳动力在农业部门就业的比例)。一个妇女是否违反政策生育只能通过她的生育史反映出来,其生育行为都发生在 2005 年以前,为了更好地反映妇女发生实际生育行为时的社会环境状况,本文以 1990 年和 2000 年普查公布的各省指标(0-4 岁儿童性别比和女性劳动力在农业部门就业)的平均值作为省级变量。

3.1.2 样本选择

本文的因变量违反政策生育行为只是从数量上识别,而并未考虑生育间隔、生育年龄等其他计生部门规定的指标。违反政策生育行为包括:只能生育一孩的家庭生育了两个或以上的孩子,能生育两个孩子的家庭生育了三个或以上的孩子,实行“一孩半”政策的人群第一孩生育了男孩还继续生育,或者生育了三个及以上的孩子。

本文使用的数据是 2005 年全国 1% 抽样调查数据的 20% 样本数据,以妇女信息为基础将孩子信息和丈夫信息配对,因为数据本身抽样问题,可能有一些家庭的孩子会漏掉了,因此通过变量 R34“存活子女数”跟配对后的数据中孩子数量比对,二者相等的为完全配对成功的家庭。这样的抽样问题可能使我们低估了超生的比例,因为孩子数量越多的妇女与所有孩子配对成功的可能性越小,更可能被遗漏。但由于是随机抽样,而且样本量大,中国 90 代以后总和生育率也比较低(郭志刚,2004),所以对结果不会有太大的影响。

本文将研究对象限定在年龄在 35 岁以上、1990 年以后生育第一个孩子、夫妻均为初婚、汉族和非流动的女性。选择 35 岁以上的妇女是因为这样的妇女基本完成了生育,可以认为基本达到了终身生育水平(王谦,2005)。这其实就是国外学者在研究离婚、生育时所用的完成队列法(Completed Cohorts Approach)(Wolfinger,2011),在存在右删截数据可能导致偏差的情况下,选择基本完成了生育行为的队列可以避免偏差。将生育一孩的时间定在 1990 年以后主要是因为 1980 年代是我国各省计划生育政策不断调整的时期,九十年代初才基本稳定下来。而且,1990 年以后生育的第一个孩子在 2005 年最大只有 15 岁,正处于上初中或高中阶段,不会因为流动或上大学等原因在调查时户口不填在户内,这使得对妇女生育孩子的数量和结构判断更为准确。只考虑初婚和汉族则是考虑到少数民族生育政策复杂、针对再婚的父母可生育孩子数规定也相对复杂,受数据限制,无法判断是否违反政策生育。另外,我国的生育政策是以户口所在地而非居住地为依据实行的,在无法获得流动人口户口所在地信息的情况下,无法判断流动人口的政策类型,因此,本研究不包括流动人口。

第二层次的变量有 30 个省份的变量(西藏不在其中),与省级数据合并后,最终有效样本量为 36976,各省内部样本量最小的是海南(108),最大的是广东(6474)。

3.2 方法

3.2.1 因变量

本文的因变量是“是否违反计划生育政策生育”,是二分变量,1 指违反了计划生育政策,0 指未违反计划生育政策。

张二力(2005)将地区政策生育率^①分为一孩政策(政策生育率在 1.3 以下)、一孩半政策(政策生育率在 1.3 至 1.6 之间)和 2 孩及以上政策(政策生育率大于 1.6)。根据张二力划分的政策类型和各省相应的计划生育条例,同时结合妇女和丈夫的户口性质,判定每个家庭所属的真正政策类型。然后根据生育孩子数和孩子性别结构判定其生育行为是否合法。广东省在 1998 年 10 月通过了新的《广东省计划生育条例》^②,将农村二孩政策调整为一孩半政策。对广东妇女违反政策生育行为的识别,以 1998 年 10 月为分割点,结合第二个孩子出生的时间以及第一个孩子的性别判断。我国有些省份实行夫妻均为独生子女或夫妻有一方为独生子女可以生育两个孩子的政策,但本研究无法识别“双独”或“单独”家庭。不过根据 2005 年全国 1% 调查数据,30 岁的独生子女人数占总人口的比例仅为 0.3% 左右^③,35 岁的独生子女会更少,由此形成的“双独”或“单独”家庭数量也会非常少,因此这个数据缺陷不会对结论产生影响。

①2000 年国家计生委采集了 345 个地区级的政策生育率数据,有 335 个地区级数据与 2005 年个人原始数据匹配。

②资料来源: http://www.34law.com/lawfg/law/1797/3122/law_892417894309.shtml (2013 年 12 月 15 日访问)。

③根据 2005 年全国 1% 抽样调查数据计算。

3.2.2 自变量

本文的研究问题是,家庭经济状况如何影响妇女的生育行为。通常,社会经济地位(Socioeconomic Status)指标由收入、教育和职业三者构成(Elo,2009),其中收入是一个重要的经济指标。在研究经济资源与生育行为的关系时,收入水平被当作是反映家庭财政状况的直接指标(Jalovaara 和 Miettinen,2013)。2005 年全国 1% 抽样调查数据收集了家庭成员上个月的收入信息,我们用夫妻双方上个月的收入之和代表家庭的经济地位。2005 年的收入虽然不能直接等于妇女生育时的收入,但在缺乏事件史数据的情况下,它依然能反映出家庭过去和现在在社会上的相对经济地位。

表 1 变量的基本情况

变量	平均值或百分比	标准差
因变量		
是否违反政策生育(%) (1 = 是, 0 = 否)	18.95	
第一层自变量(个体特征变量)		
家庭收入对数	6.65	1.41
是否与父母居住(%) (1 = 是, 0 = 否)	9.07	
初育年龄(岁)	25.07	3.49
年龄(岁)	38.01	2.79
是否有养老保险(%) (1 = 是, 0 = 否)	24.45	
是否有医疗保险(%) (1 = 是, 0 = 否)	38.64	
政策规定范围内是否生育男孩(%) (1 = 是, 0 = 否)	63.27	
受教育程度(%)		
未上过学	3.38	
小学	25.52	
初中	47.23	
高中	14.72	
大专及以上	9.15	
政策类型(%)		
二孩政策	27.03	
一孩半政策	23.85	
城市一孩政策	39.72	
农村一孩政策	9.41	
第二层自变量(省级自变量)		
妇女在农业部门就业的比例(%)	67.68	19.18
0-4 岁儿童性别比(女 = 100)	113.79	5.62

注:个体层次(第一层)样本量 $N = 36976$;省级层次(第二层)样本量 $N = 30$ 。

全文分 5 个模型分析:

模型 1

模型 1 是无条件平均模型,模型中没有任何自变量,它主要用来分析违反政策生育行为发生率的省级差异,是对是否有必要使用多层模型进行分析的实证检验。模型可表示为:

$$\eta_{ij} = \ln\left(\frac{\varphi_{ij}}{1 - \varphi_{ij}}\right) = \beta_{0j} + e_{ij} \quad (\text{第一层}) \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}, \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_{00}) \quad (\text{第二层}) \quad (2)$$

第一层中 φ_{ij} 表示在省份 j 中个体 i 违反政策生育行为发生的概率, η_{ij} 代表发生比的对数(log - odds)。

自变量分为两个层次:第一个层次的自变量包括:个体的社会经济特征变量,妇女的年龄、初婚年龄和收入的对数是连续变量,是否与父母同住、妇女的受教育程度、是否有养老保险、是否有医疗保险、合法生育的孩子中是否有男孩和政策类型是分类变量。第二层的自变量代表的是妇女所在省份的特征:各省 0-4 岁儿童性别比(女 = 100),妇女在农林牧渔行业就业的人数占妇女就业人数的比例^①。这两个指标用各省 1990 年和 2000 年的平均值。表 1 是因变量和自变量的基本信息。

3.2.3 模型分析

本文利用多层非线性模型分析家庭收入对违反政策生育行为产生的影响,多层数据的特征是个体嵌套于省份中,多层非线性模型能够同时呈现组间差异和组内差异(Entwisle 和 Mason,1985),又能分析不同组别内个体特征的斜率差异(Raudenbush 和 Bryk,2002)。由于因变量是二分类变量,因此使用二层 logit 模型。

①以下均称妇女在农业部门就业的比例。

β_{0j} 是截距项。 γ_{00} 是总平均值, 为固定参数。 u_{0j} 为省级层次的随机变量。 e_{ij} 是个人层次的随机变量。

模型 2

在模型 2 的第二层中, 将各省的截距 β_{0j} 作为因变量, 各省指标作为自变量进行回归, 第一层的方程与模型 1 中方程 (1) 一样。模型二中第二层的方程式为:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} * W_{1j} + \gamma_{02} * W_{2j} + u_{0j} \quad (3)$$

W_{1j} 和 W_{2j} 代表省级层次变量, 分别为女性在农业部门就业的比例和 0-4 岁儿童性别比。

模型 3

违反政策生育行为的发生也受个体特征的影响, 因此模型 3 中加入了个体特征变量, 第一层的模型为:

$$\eta_{ij} = \ln\left(\frac{\varphi_{ij}}{1 - \varphi_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{LNHHINC}_{ij}) + \sum_{q=2}^q \beta_{qj}X_{qij} + e_{ij} \quad (4)$$

因为我们的研究问题是家庭收入与生育行为的关系, 为了得到家庭收入的影响的无偏估计, 家庭收入的对数 (LNHHINC_{ij}) 以组均值对中 (Group mean centering) (Raudenbush 和 Bryk, 2002)。控制变量妇女的年龄和初育年龄以总均值对中 (Grand mean centering), 其他个体特征变量都作为分类变量纳入。在模型 3 中的第二层, 截距 β_{0j} 保持方程 3 的形式, 其他第一层的斜率系数 β_{qj} ($q \geq 1$) 是固定效应系数:

$$\beta_{qj} = \gamma_{q1} (q \geq 1) \quad (5)$$

模型 4

在模型 4 中, 允许家庭收入对数的影响系数 (斜率) 随着省份的不同而不同, 那么, 第一层的方程式与方程 (4) 一样。在第二层, 截距 β_{0j} 与方程 (3) 保持一致, 模型 4 的随机斜率部分的形式是:

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}, \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_{11}) \quad (6)$$

模型 5

模型 5 使用随机截距和随机斜率模型, 探索家庭收入对数对超生行为发生风险的影响是如何在省份之间变化的。前文理论假设中提到, 家庭收入对生育行为的影响程度和方向可能与各省女性在农业部门就业的比例有关。第一层的模型仍然与方程 (4) 保持一致。第二层截距 β_{0j} 仍保持方程 (3) 的形式, 除家庭收入以外的个人变量的斜率仍为固定效应系数 (同方程 (5))。家庭收入对数的斜率 (β_{1j}) 表示形式为:

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} * W_{1j} + u_{1j} \quad (7)$$

4 结果分析

为了探讨违反政策生育行为的省级层次差异以及个体特征随省级差异变化的情况, 本文构建 5 个多层模型进行分析 (见表 2), 依次检验前文提出的理论假设。

在无条件平均模型 1 中, 省级之间的变异值达到 0.929, 卡方检验非常显著, 说明各省之间违反政策生育行为的发生风险存在较大的差异, 省级因素能够解释因变量的一部分变异, 因此有必要使用多层模型进行分析。本文的假设 1 “社会环境对违反政策生育行为具有重要影响作用” 得到了初步验证。

模型 2 加入了省级层次的解释变量——女性在农业部门就业的比例和 0-4 岁儿童性别比。加入这两个变量后, 各省之间变异值明显减小, 由 0.929 降到 0.366。这意味着 60.6% 的省之间超生行为发生的差异可以被女性在农业部门就业的比例和 0-4 岁儿童性别比两个变量所解释。0-4 岁儿童性别比则对违反政策生育行为发生风险具有显著的正向影响作用, 表现为性别比越高的省份, 违反政策生育的发生风险越大, 反映了性别偏好的文化环境也是导致违反政策生育行为出现的一个重要因素。女性在农业部门就业的比例也对违反政策生育行为具有正向作用, 即女性在农业部门就业比例越高的地区, 对政策的抵制力越强, 违法生育越多 (Attané, 2002)。模型 2 进一步验证了假设 1。

个体生育行为的差异除了受到省级环境的影响外, 还受到个体人口学特征和社会经济特征的影响。模型 3 在第一层加入了个体特征变量。结果显示, 收入的对数对违反政策生育行为的发生没有显著的影响。是否与父母居住变量也不显著, 这可能与这个变量本身测量有关, 我们只知道调查时点上被访者是否与父母

表 2 违反政策生育行为发生风险的多层 (二层) logit 模型分析结果

	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4		模型 5	
	Coefficient	SE	Coefficient	SE	Coefficient	SE	Coefficient	SE	Coefficient	SE
固定效果参数										
个体特征变量 (第一层变量)										
家庭收入对数					0.002	0.012	0.03	0.03	0.326	**
是否与父母同住 (1=是, 0=否)					-0.08	0.06	-0.07	0.06	-0.07	0.06
初育年龄					-0.26	0.01	-0.26	0.01	-0.26	0.01
养老保险 (1=有, 0=无)					-1.18	0.06	-1.18	0.06	-1.18	0.06
医疗保险 (1=有, 0=无)					-0.29	0.04	-0.29	0.04	-0.29	0.04
年龄					0.18	0.01	0.18	0.01	0.18	0.01
政策规定范围内是否生育男孩 (1=是, 0=否)					-0.8	0.03	-0.8	0.03	-0.8	0.03
受教育程度 (参照类: 未上过学)										
小学					-0.23	**	-0.22	**	-0.22	**
初中					-0.63	***	-0.63	***	-0.62	***
高中					-1.35	***	-1.34	***	-1.34	***
大专及以上					-1.88	***	-1.88	***	-1.88	***
政策类型 (参照类: 二孩政策)										
一孩半政策					1.26	***	1.27	***	1.27	***
农村一孩政策					2.30	***	2.29	***	2.29	***
城市一孩政策					1.14	***	1.14	***	1.14	***
省级特征变量 (第二层变量)										
截距项 (γ_{00})	-1.95	***	0.178	***	-16.37	***	-14.07	***	-14.22	***
女性在农业部门就业的比例					0.011	+	0.008	0.014	0.015	+
0-4 岁儿童性别比					0.12	***	0.022	0.1	0.028	0.1
交互项										
女性在农业部门就业的比例*家庭收入									-0.0043	*
对数										0.0017
随机效果参数										
省级截距误差项 (u_{0j})	0.929	*	0.25	0.366	*	0.099	0.574	*	0.576	*
随机斜率误差项 (u_{1j})									0.015	*
截距与斜率协方差项									-0.011	0.023
									-0.015	0.019

注: 个体层次 (第一层) 样本量 $N = 36976$; 省级层次样本量 $N = 30$; SE 即 Standard Error。
+ $p < 0.1$; * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$ 。stata 运行的结果中随机效果参数未直接给出 p 值, 但根据 95%置信区间可以判断是否在 0.05 的水平上显著。

居住,但并不清楚在生育行为发生之前是否一直与父母同住。受数据限制,我们无法获得更详细的信息进行准确测量。而其他个体特征变量跟以往研究结果一致。妇女的年龄越大,多生的可能性也越大。妇女的年龄事实上反映的是妇女的出生年代和时代变迁,年龄的这种影响表明随着时间的推移和队列的更替 (cohort replacement), 超生行为在减少。妇女初育年龄的提高则显著地降低了违反政策生育的风险。初育年龄的推迟直接影响妇女生育时间,间接地反映了妇女的婚育观念,因此会影响到个体的生育行为。受教育程度越高的人多生孩子的可能性越低。受教育程度主要通过改变妇女的婚育观念、提高生育机会成本和推迟结婚生育时间来影响妇女的生育行为。社会保障对人们的生育行为也有重要的影响,有养老保险和医疗保险的人更不容易发生违反政策的生育行为,而且养老保险比医疗保险的作用更大。政策允许范围内是否生育了男孩反映的是孩子性别对妇女生育决策的影响。

响,结果显示,政策允许范围内有男孩的妇女发生违反政策的风险显著地低于没有男孩的妇女,再次反映了性别偏好对生育行为的影响。从政策类型上看,与二孩政策相比,在一孩半政策、一孩政策这些政策更严格

的地区,妇女更容易发生违反政策的行为,农村一孩地区的发生概率最高。另外,省级层次的0—4岁儿童性别比和女性在农业部门就业的比例两个变量与模型2一致,仍然对违反政策生育行为具有正向影响作用。

模型3暗含的假设是低层因素(个体层次的变量)对因变量的影响在各高层单位(不同省份)之间是恒定的(杨菊华,2012),即各省间截距不同但斜率不变。但实际上,社会环境对个体的影响机制并没有这么简单,在很多情况下低层因素的影响会因高层而异。Entwisle和Mason(1985)在利用世界生育率调查数据分析社会经济发展和计划生育项目对生育孩子数的影响时发现,个体社会经济变量对曾生孩子数的影响系数因社会环境的不同有正有负。正是考虑到社会环境对个体行为影响的复杂性,模型4允许家庭收入与省级因素存在互动,即家庭收入对违反政策生育行为发生风险的影响存在省际差异。

模型4中,收入的影响系数仍然不显著,总体而言,收入对违反政策生育行为发生可能性的影响不显著。但对家庭收入对数斜率的估计结果显示,随机斜率的变异值非常显著,说明家庭收入对因变量的影响随着省份的不同而显著不同。斜率的变化范围为 $0.03 \pm 1.96 * \sqrt{0.015} = (-0.21, 0.27)$ 。这说明在一些省份收入与违反政策生育行为呈负相关,而在另外一些省份,则呈正相关关系。值得注意的是,模型4中家庭收入对数的斜率代表的是各省的平均值,正是因为不同省份收入对因变量影响方向不同,所以才出现——平均而言收入的影响不显著——的结果。模型4再次验证了假设1,而且说明社会环境对个体行为的影响机制比较复杂,有必要检验假设2和假设3。

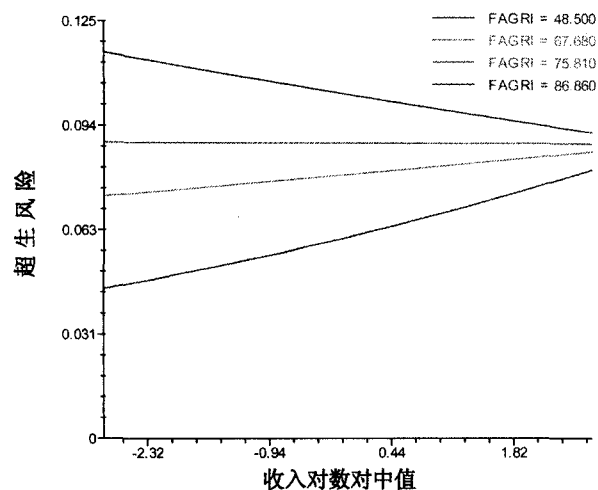


图1 不同的女性在农业劳动部门就业比例下收入对数与超生风险的关系

注:FAGRI表示女性在农业劳动部门就业的比例;收入对数对中是根据省内均值对中。

就业比例为75.81%时,收入的影响系数为0。假设2和假设3在模型5中得到了验证。为了更形象地反映在不同女性在农业部门就业比例情境下收入与超生风险的关系,我们绘制了图1,可以明显看出,以75.81%为临界值,比例高的省份收入对超生风险呈负向影响,而比例低的省份收入对超生风险则呈正向影响(见图1)。

这种结果可以从两个方面分别解释:女性在农业部门就业比例比较高的地区一般是比较落后的地区,经济发展程度低,女性的地位也较低,在这些地区,低收入的家庭在经济方面对孩子特别是儿子的依赖性更强,

为了进一步探索收入对生育行为的影响是如何随着省级环境的变化而变化的,模型5加入了女性在农业部门就业的比例与家庭收入对数的交互项。交互项在模型中是显著的($\gamma_{11} = -0.0043, p < 0.05$),意味着家庭收入和女性在农业部门就业的比例对超生行为发生有交互效应,即收入的边际固定效果依赖于各省女性在农业部门就业的比例。此时,家庭收入变量在模型中由之前的不显著变为显著了($p < 0.01$)。基于模型5的结果分析发现,在女性在农业部门就业比例高的省份(如高于平均值一个标准差),家庭收入对数对超生行为发生风险的影响系数(斜率)为 -0.048 ①。当女性在农业部门就业的比例为各省平均值67.68%时,家庭收入对数的影响系数为0.035②。相反,在女性在农业部门中就业的比例比较低的省份(以低于平均值一个标准差为例),家庭收入对数的影响系数变为0.117③,说明在这些省份收入的影响是正向的。当女性在农业部门

①计算公式: $0.326 + (-0.0043) * (67.68 + 19.18) = -0.048$

②计算公式: $0.326 + (-0.0043) * 67.68 = 0.035$

③计算公式: $0.326 + (-0.0043) * (67.68 - 19.18) = 0.117$

而且经济地位较低的家庭违反政策的经济成本较低,因此也就更容易多生孩子。收入的提高可能伴随着女性地位的提高、在家中决策权的增加以及参与非农劳动的增多,这有利于促进生育率的下降(McDonald, 2000)。

而另一方面,女性在农业部门就业比例较低的地区一般是经济相对发达、城市化程度较高、女性地位较高的地区。这些地区,女性非农部门就业非常普遍,女性参与劳动力市场的意愿甚至会受到所生活的环境中女性劳动参与率的影响,即在女性劳动参与率比较高的环境中女性参与市场劳动的意愿会更强(Hank, 2002)。但同时,在一个仍然以女性照顾家庭为主的角色分工中,工作和家庭难以协调,女性面临双重压力(Frejka等, 2010),所以倾向于少生孩子(McDonald, 2013)。在中国的社会环境下更是如此,因为违反政策生育不仅涉及到家庭承担多生孩子的成本,还涉及到违反政策的成本。对于普通工薪家庭,女性多生孩子的机会成本(包括时间、精力等)高,这些地区的养育成本也非常高,而且社会抚养费征收高,在国企或事业单位工作的人甚至可能失去工作或晋升机会,违反政策生育的成本相当高。考虑到这些因素,在这些地区家庭收入高的家庭才有条件、有资源、有能力违反政策生育。而这里的“超生”原因可能跟经济落后地区有很大的不同,并非为了“养儿防老”,而是对“儿女双全”的追求或对孩子数量(2个孩子)的追求。经济精英阶层生育率高的主要原因是他们收入水平高,有丰富的资源养育孩子,可以负担生育、养育孩子成本(Dribe和Scalon, 2014; Ekert-Jaffé等, 2002)。当然,这些解释是根据已有研究进行的推测,未来还需要获得更详细的数据进行深入地探讨和研究。

5 结论和讨论

本文探索不同社会情境下家庭经济因素对妇女违反政策生育行为的影响。结果发现,家庭经济因素对个体生育行为的影响机制是复杂的,会随着省级社会环境的不同而呈现出巨大差异。社会环境在影响个体生育行为中发挥着重要作用。从全国的平均水平看,家庭收入对违反政策生育行为影响并不显著,但正是区域差异掩盖了收入的真实作用。在假设收入对因变量的影响因省份不同而不同,并且假定家庭收入与女性在农业部门就业的比例有交互效应后,收入的影响变得显著。以75.81%为临界值,女性在农业部门就业比例更高的地区,收入呈负向影响;女性在农业部门就业比例更低的地区,收入呈正向影响。另外,本研究还发现,代表性别偏好的宏观省级变量和微观个体变量都与违反政策生育行为发生风险显著相关,说明了性别偏好是影响家庭生育决策的重要因素。

本研究结果一方面证实了社会情境的重要性,在今后对生育行为的研究中,不应该忽视社会情境的作用,同时也给生育政策调整提供了一定的启示,违反政策生育的群体异质性及其相应的不同原因是在生育政策调整过程中需要考虑的因素。

本研究因为数据本身的问题可能存在一些缺陷。首先,无法考虑漏报问题,漏报尤其是低年龄漏报是中国普查和抽样调查数据存在的一个普遍问题(翟振武,陶涛, 2010; 于学军, 2002)。已有研究表明,出生漏报主要发生在农村地区,这些地区很多农民想生男孩,想超生男孩(张广宇、原新, 2004)。这与本文的分析结论是一致的。因此,本文的研究结论不会受到漏报的影响。其次,本文用2005年夫妇收入代表家庭经济地位,用1990年和2000年各省级变量的平均值代表妇女所在省份的经济文化环境,这可能不能代表准确生育行为发生时点家庭的收入状况和其所居住省份的社会、经济文化状况,但从相对角度看,家庭的相对经济地位可能不会发生太大变化,各省的相对经济发展状况和文化环境也不会发生很大变化,因此,在缺乏时间序列数据的情况下,用截面数据构建模型,得到的结论也是有意义的。

未来在数据可获得的条件下,可以对该问题进行更深入的研究,比如:(1)考虑三层模型,将宏观环境的范围进一步缩小化,县级层次的变量可能更能体现社区环境对人们生育行为的影响,个体嵌套于县级地区中,县又嵌套于省级地区中;(2)考虑更多的省级层次影响因素,因为模型结果显示,在控制了0—4岁儿童性别比和女性在农业部门就业比例三个变量的情况后,省际差异还有未被解释的部分;(3)违反政策生育群体内部会有差异,多生一个孩子和多生多个孩子的妇女特征可能会有差异,下一步的研究中应考虑这种差

异;(4)如果有纵向数据,可以将个人因素作为随时间变化的变量纳入多层模型进行多层模型事件史分析(参见 Beise 和 Volland(2002)),更准确地分析宏观、微观、以及二者交互如何动态地影响生育决策和生育行为。

参考文献:

- Attané, I. 2002. "China's family planning policy: an overview of its past and future", *Studies in Family Planning* 33:103 - 113.
- Attané, I. 2012. "Being a Woman in China Today: A Demography of Gender", *China Perspectives* 4:5 - 15.
- Becker, G. S. 1960. "An economic analysis of fertility", A chapter in NBER book *Demographic and economic change in developed countries*, Columbia University Press.
- Beise, J., and Volland, E. 2002. "A multilevel event history analysis of the effects of grandmothers on child mortality in a historical German population (Krummhörn, Ostfriesland, 1720 - 1874)", *Demographic Research* 7:469 - 498.
- Bongaarts, J. 2001. "Fertility and reproductive preferences in post - transitional societies", *Population and Development Review* 27: 260 - 281.
- Caldwell, J. C. 1976. "Towards a restatement of demographic theory", *Population and Development Review* 2:321 - 366.
- Caldwell, J. C. 1977. "The economic rationality of high fertility: an investigation illustrated with Nigerian Survey Data", *Population Studies* 31:5 - 27.
- Del Boca D. 2002. "The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy", *Journal of Population Economics* 15:549 - 573.
- Dribe M., and Scalone, F. 2012. "Social class and net fertility before, during and after the demographic transition: A micro - level analysis of Sweden 1880 - 1970", *Demographic Research* 30:429 - 464.
- Kreyenfeld, M., Andersson, G., and Pailhé, A. 2012. "Economic uncertainty and family dynamics in Europe: Introduction", *Demographic Research* 27:835 - 852.
- Easterlin, R. A. 1978. "The economics and sociology of fertility: A synthesis", Center for Advanced Study in the Behavioral Sciences.
- Ekert - Jaffé, O., Joshi, H., and Lynch, K. 2002. "Fertility, timing of births and socio - economic status in France and Britain", *Population (english edition)* 57:475 - 507.
- Entwisle, B., A. I. Hermalin, and W. M. Mason. 1982. *Socioeconomic Determinants of Fertility Behavior in Developing Nations: Theory and Initial Results*. Committee on Population and Demography, Report no. 17. Washington, D. C.: National Academy Press.
- Entwisle, B., and Mason, W. M. 1985. "Multilevel effects of socioeconomic development and family planning programs on children ever born", *American Journal of Sociology* 91:616 - 49.
- Elo, I. T. 2009. "Social class differentials in health and mortality: Patterns and explanations in comparative perspective", *Annual Review of Sociology* 35:553 - 572.
- Freedman, R. 1974. *Community - Level Data in Fertility Surveys*, World Fertility Survey Occasional Papers, No. 8. Voorburg, Netherlands; International Statistical Institute.
- Freedman, R., and B. Berelson. 1976. "The Record of Family Planning Programs", *Studies in Family Planning* 7:1 - 37.
- Frejka, T., Jones, G. W., and Sardon, J. P. 2010. "East Asian childbearing patterns and policy developments", *Population and Development Review* 36:579 - 606.
- Hank, K. 2002. "Regional social contexts and individual fertility decisions: A multilevel analysis of first and second births in Western Germany", *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie* 18:281 - 299.
- Hank, K., and M. Kreyenfeld. 2003. "A multilevel analysis of child care and women's fertility decisions in Western Germany", *Journal of Marriage and Family* 65:584 - 596.
- Hirschman, C., and Guest, P. 1990. "Multilevel models of fertility determination in four Southeast Asian countries: 1970 and 1980", *Demography* 27:369 - 396.
- Jalovaara, M., and Miettinen, A. 2013. "Does his paycheck also matter? The socioeconomic resources of co - residential partners and entry into parenthood in Finland", *Demographic Research* 28:881 - 915.
- Jones, G. W. 2007. "Delayed marriage and very low fertility in Pacific Asia", *Population and Development Review* 33:453 - 478.
- Kirk, D. 1996. "Demographic transition theory", *Population Studies* 50:361 - 387.

- Leibenstein, H. 1957. *Economic Backwardness and Economic Growth*. New York : Wiley.
- Lesthaeghe, R. 1980. "On the Social Control of Human Reproduction", *Population and Development Review* 6:527 - 48.
- McDonald, P. 2000. "Gender equity in theories of fertility transition", *Population and Development Review* 26:427 - 439.
- McDonald, P. 2013. "Societal foundations for explaining low fertility: Gender equity", *Demographic Research* 28:981 - 994
- Raudenbush, S. W. , and Bryk, A. S. 2002. *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods (Vol. 1)*. Sage.
- Simon, J. L. 1969. "The effect of income on fertility", *Population Studies* 23:327 - 341.
- Zhang, Y. , Hannum, E. , and Wang, M. 2008. "Gender - based employment and income differences in urban China: Considering the contributions of marriage and parenthood", *Social Forces* 86:1529 - 1560.
- Wolfinger, N. H. 2011. "More evidence for trends in the intergenerational transmission of divorce: a completed cohort approach using data from the general social survey", *Demography* 48:581 - 592.
- 郭志刚. 关于中国 1990 年代低生育水平的再讨论[J]. 人口研究, 2004, (4): 16 - 24.
- 胡粮纲. 农村纯女户超生的原因与对策[J]. 人口学刊, 1991, (5): 56 - 58.
- 李树苗, 闫绍华, 李卫东. 性别偏好视角下的中国人口转变模式分析[J]. 中国人口科学, 2011, (1): 16 - 25.
- 李正升. 名人、富人超生、多生现象的经济学解释[J]. 经济研究导刊, 2010, (17): 269 - 270.
- 宋瑞来. 社区发展与生育率转变——世界生育率调查有关研究综述[J]. 中国人口科学, 1993, (2): 14 - 19.
- 王谦. 应用队列累计生育率分析我国生育水平变动趋势——兼与郭志刚教授讨论[J]. 人口研究, 2008, (6): 1 - 6.
- 谢宇. 社会学方法与定量研究[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2006.
- 杨菊华. 数据管理与模型分析[A]. Stata 软件应用[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2012.
- 杨菊华, Susan E. Short. 中国的婚居模式与生育行为[J]. 人口研究, 2007, (2): 49 - 59.
- 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.
- 张二力. 从“五普”地市数据看生育政策对出生性别比和婴幼儿死亡率性别比的影响[J]. 人口研究, 2005, (1): 11 - 18.
- 翟振武, 陶涛. 低年龄人口数据质量的分析与评价[J]. 中国人口科学, 2010, (1): 28 - 35.
- 张广宇, 原新. 对 1990 年代出生漏报和生育水平估计问题的思考[J]. 人口研究, 2004, (2): 29 - 36.

[责任编辑: 宋新明, 李宁, 乔晓春]

(上接第 65 页)

第三, 须强化组织型社会资本和制度型社会资本。

新生代农民工市民化社会资本建构过程中, 对于微观层面的关系型社会资本需求最强烈、把握性最好、自主能动性最强。微观层面的社会资本基本建立于个体的基础之上, 靠的是个人的微薄力量, 可持续发展前景有限。组织型社会资本和制度型社会资本是建立在集体和国家基础之上的, 具有权威性和凝聚力, 对于在城市中单打独斗的新生代农民工来说, 寻求困难时的庇护、了解行业发展前景、提高个人修养、培育公民社会、融入市民生活圈、提高个人社会和政治地位、强化自我权益、正确解读政策规范等都需要建立在建构组织型社会资本和制度型社会资本的基础之上。因此, 建构新生代农民工的组织型社会资本和制度型社会资本将是加快其市民化的发展倾向。

参考文献:

- 王永龙. 社会资本建构与农民合作经济组织互补性治理[J]. 经济学家, 2012, (6): 81.
- 叶玲. 新生代农民工参与社区教育的对策及保障机制[J]. 高等农业教育, 2014, (8): 110.
- 郑萍. 现代文化适应中的社会资本建构[J]. 河北学刊, 2014, (1): 117.

[责任编辑: 黄成礼, 穆光宗]