

结构方程模型在妇女生育行为研究中的应用:以深圳市为例^{*}

陆杰华 傅崇辉 张金辉 曾序春

【内容摘要】本文利用“深圳市龙岗区流动人口计划生育管理与服务状况”调查数据,运用结构方程模型(SEM)对深圳流动育龄妇女的生育行为进行了尝试性的分析,克服了传统统计方法无法处理自变量测量误差的局限性。研究结果表明,对生育行为最大的影响因素是生育意愿。经济因素对生育行为的影响是双向的,一方面经济水平的提高可以产生孩子质量—数量替代效应;另一方面在生育意愿没有改变前,经济水平提高对生育行为也会有促进作用。最后,提出了结构方程模型在生育行为研究和计划生育实践的应用前景。

【关键词】结构方程模型;深圳;流动育龄妇女;生育行为

【作者简介】陆杰华,北京大学人口研究所教授;傅崇辉、张金辉,北京大学人口研究所硕士研究生;曾序春,深圳市计划生育科学研究所主任医师。

1 引言

从1982~2000年,我国流动人口总量由3000万(江亦曼,2001)上升到13428万人,流动人口占总人口的比例由2.97%增加到10.81%(乔晓春,2003),省际流动占流动总量的比例也达到了35%。早在1979年,深圳流动人口总数仅为0.15万人,而到了2000年,流动人口的规模迅速增加到308.3万人(深圳市人口普查办公室,2002),流动人口占总人口的比例达到了71.2%。目前,深圳流动人口呈现出的新情况、新特点和新趋势,为政府职能部门,特别是人口与计生部门的工作提出了更高要求。随着国家“行政法”和“计划生育法”以及与之配套的地方法规的颁布、实施,计划生育工作机制面临重大调整,工作重点将从以往的行政干预为主,转向以利益导向、舆论导向和服务导向为主。

理论研究是进行理性的政策调整和改革的前提,计划生育工作的特点决定了不仅是管理还是服务,都必须对人口的生育行为有深入的了解,尤其是对流动人口这一特殊群体更是如此。社会调查数据的随机误差和系统误差是大多数传统统计分析无法克服的问题,以及生育行为的多维性(数量、性别、间隔)要求相关定量分析最好同时进行多维度分析。近年来在社会科学得到广泛应用的结构方程模型具有允许潜在变量存在并为其设置多个标识、能够处理自变量误差等特点,为我们能够更全面地定量研究生育行为提供了可能。本文尝试用结构方程模型对深圳流动育龄妇女的生育行为进行二个维度(数量和性别)的定量分析和模拟,希望对深入了解深圳流动人口生育行为有启示意义。另外,本研究的结果可以为深圳计划生育政策的效果评估和深圳市流动人口生育水平的横向和纵向比较提供理论依据。

2 数据来源及研究方法

2.1 数据来源

为了对当前深圳市流动人口的相关特征进行定量描述和分析,全面了解流动人口计划生育管理

^{*} 感谢北京大学211工程和985项目的支持。

和服务的状况,深圳市人口和计划生育局于2004年8月在龙岗区进行了一次针对流动育龄妇女的专项调查。龙岗区是国家计生委“封闭住宅小区计划生育管理和服务”试点单位,该区已有118个住宅小区,接近80万流动人口纳入该国家级试点项目之中。目前,118个封闭住宅小区的物业公司已与所在居委会签订了协议书,规定了物业公司协助居委会和相关部门进行计划生育的社区化管理,使得信息采集工作得到了较好的保证,这也使本次调查信息的准确性得到了保证。

龙岗区总面积844平方公里,是深圳市面积最大的行政区,总人口近200万人,其中流动人口约为180万人,流动人口与户籍人口比例约为9:1。其人口总数、流动人口数均占深圳市两项人数的1/4,流动人口所占比例在深圳市六区中占第二位,对深圳市流动人口总体特征以及流动人口计生管理服务水平具有很强的代表性。本次调查对象在该区10个镇或街道办事处中选取了流动人口相对集中的8个镇,共选取了118个封闭小区,覆盖总人口共约80万人,约占该区总人口的2/5,其中育龄妇女18~19万人。本次调查以户为单位,在103030户中随机抽取1200户,抽样比为1.16%。调查内容包括调查对象的人口特征、社会经济特征和计划生育服务指标等。经过数据录入和初步质量评估,共得到有效问卷1196份。

2.2 结构方程模型简介

结构方程模型(Structural Equation Modeling, SEM)方法兴起于20世纪60年代,随着计算能力的不断增强,如今结构方程模型方法已经在社会科学研究领域里得到广泛应用,并称为是近代统计学三大进展之一。许多社会研究中涉及的变量都不能准确、直接地测量(如生育意愿、家庭经济地位等),这种变量称为潜变量(Latent variable)。实际研究通常是用一些外显指标去间接测量,并且常常存在测量误差,多数传统的统计方法不能妥善地处理这些潜变量和自变量的误差,而结构方程模型能够同时处理潜变量及其指标。

结构方程模型由三个矩阵方程式^①所表示(Joreskog, 1967):

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (1)$$

$$y = \Lambda_y\eta + \epsilon \quad (2)$$

$$x = \Lambda_x\xi + \delta \quad (3)$$

其中, η 为内生潜在变量组成的向量; ξ 为外生潜在变量组成的向量; ζ 是结构方程的误差向量; ϵ 和 δ 分别为内生变量和外生变量的测量误差向量。 B 是内生变量间通径系数组成的矩阵; Λ_y 和 Λ_x 为内生标识和外生标识的负载矩阵。模型假设:(1)测量方程误差项 ϵ 、 δ 的均值为0;(2)结构方程残差项 ζ 的均值为0;(3)误差项 ϵ 、 δ 与因子 η 、 ξ 之间不相关, ϵ 与 δ 不相关;(4)残差项 ζ 与 ξ 、 ϵ 、 δ 之间不相关。

模型评价的原理是,用样本数据对所设定的模型参数进行估计,再根据这些参数估计来重建(reproduce)方差协方差,然后尽可能地将重建的方差协方差矩阵与观测的方差协方差矩阵相匹配,它们的匹配程度就决定模型拟合数据的程度。常用的拟合指数主要有:绝对拟合指数、相对拟合指数和简约拟合指数。

2.3 研究框架

生育有狭义和广义两种理解,狭义的生育是指妇女从怀孕到生产这一过程;广义的生育不仅包括了狭义生育的内容,而且还包括对未成年子女进行抚养和教育等过程。生育行为就是指人类面临环境在生育方面做出的反应(张俊良,1995),它具有生物性和社会性。人们的生育行为是在生育意愿和生育动机的支配下,在一定的社会、经济以及生理条件下产生的。另外,经济、社会、文化、科技等诸多

^① 矩阵用大写希腊字母表示,向量用小写希腊字母或英文字母表示。

因素通过影响生育意愿和生育动机而间接影响生育行为。生育是具有三维特征的事件,即子女数量、性别和生育时间(顾宝昌,1992),但由于生育时间问题很难在调查问卷中操作化,因此,本文主要针对生育行为特征的生育子女数和子女性别结构两方面展开研究。

有研究表明,妇女的男性偏好对生育行为有重大影响作用,生育意愿是决定人们生育行为的理性基础并存在前者决定后者的关系(周长洪等,2000),Fishbein(1973)等利用意愿模型对计划生育行为进行分析发现,以前的研究低估了生育意愿和生育率的关系,这种关系可以通过联系生育意愿和生育行为的因素和影响生育意愿变迁的影响中得到解释。在多数发展中国家,生育意愿是决定生育行为变化的主要因素(Pritchett,1994)。

生育行为不仅受行为者主观因素的影响,而且还受各种客观因素的约束。这些客观因素大体可分为三个层面:宏观社会层面、中观家庭层面和微观个人层面。宏观社会层面的因素包括社会经济水平、社会文化环境、生育政策、计划生育管理与服务等;中观家庭层面的因素有居住安排、家庭规模、家庭结构和家庭收入等;微观个人层面的因素有年龄、职业、受教育水平、民族、婚姻状况等。主观因素是指受个人主观意识支配的生育观念,它包括生育需求、生育动机和生育意愿。当选择流动育龄妇女作为研究对象时,实际上已经对“迁移”做了一定的控制,即所有的研究对象都已经迁移(流动)过。但迁移对每一个具体的人来说又有不同的内容,比如迁移的时间、距离、频率、原因等各不相同。另外,社会对个人生育行为的约束不但会改变人的实际生育结果,也有可能使人在这种约束下逐渐为了适应环境而改变生育观念。

表1 测量指标的含义

指标	含义与测量
X ₁	家庭收入(0=1500元以下,1=1500~2500元,2=2500~5000元,3=5000~7500元,4=7500~10000元,5=10000元以上)
X ₂	是否为住房付租金(1=是,0=否)
X ₃	职业(0=无业,1=打工,2=个体,3=自营企业,4=在政府企事业单位工作)
X ₄	来源地(省内=0,省外=1)
X ₅	教育程度(0=小学及以下,1=初中,2=高中,3=大专以上)
X ₆	与老乡交往情况(0=经常,1=一般,2=很少,3=从不)
X ₇	回家频率(0<1个月,1<3个月,2<半年,3<1年,4>=1年,5=从不)
X ₈	年龄
X ₉	家庭规模
X ₁₀	婚龄
X ₁₁	查环查孕次数
X ₁₂	是否享受过计划生育服务(1=是,0=否)
X ₁₃	是否持有婚育证明(1=是,0=否)
X ₁₄	是否在市內多次迁移(1=是,0=否)
X ₁₅	是否在不同地方多次迁移(1=是,0=否)
X ₁₆	外出时间(月)
Y ₁	性别偏好(期望男孩数-期望女孩数)
Y ₂	期望子女数
Y ₃	生育子女数
Y ₄	生育子女的性别结构(男孩数-女孩数)

因此,我们在上述分析的基础上提出以下理论假设:一是人口、经济、社会等因素对流动妇女的生

育行为不仅有直接的影响,而且它们通过对生育意愿间接影响到生育行为;二是经济特征、人口特征、社会特征、迁移和社会约束之间有相关关系。图1是本研究的路径结构图,表1为各指标的含义。

结构方程模型分析生育行为的优点包括:首先,可以进行多因变量分析,即模型的内生潜在变量包含生育行为和生育意愿;其次,克服对抽象概念操作化定义时的误差。把生育意愿、生育行为等概念作为潜变量置于模型中,而且指标的测量误差和方程误差同时进行考虑;再次,可以考虑各自变量之间的相关关系。在传统分析方法中(如多元线性回归),虽然可以把一组相关的控制变量(如年龄、性别、婚姻等)同时纳入模型中,并得到它们各自对因变量的作用大小,但要知道这组变量和其它自变量的关系却不可能;第四,合适地处理测量误差。在大多传统统计分析中,都是只能处理因变量的测量误差,而不能处理自变量的测量误差。对于社会调查而不是实验性的数据,测量误差往往是不可避免的;最后,所得到的结果更加直观,上述方法所得到的稳定结果可以用来进行横向和纵向比较(如比较不同区域或不同时期之间生育水平),容易被基层人口和计划生育工作者所理解。本研究使用SPSS 11.5和AMOS 4.01进行分析和计算。

3 模型流程及结果

3.1 模型设定

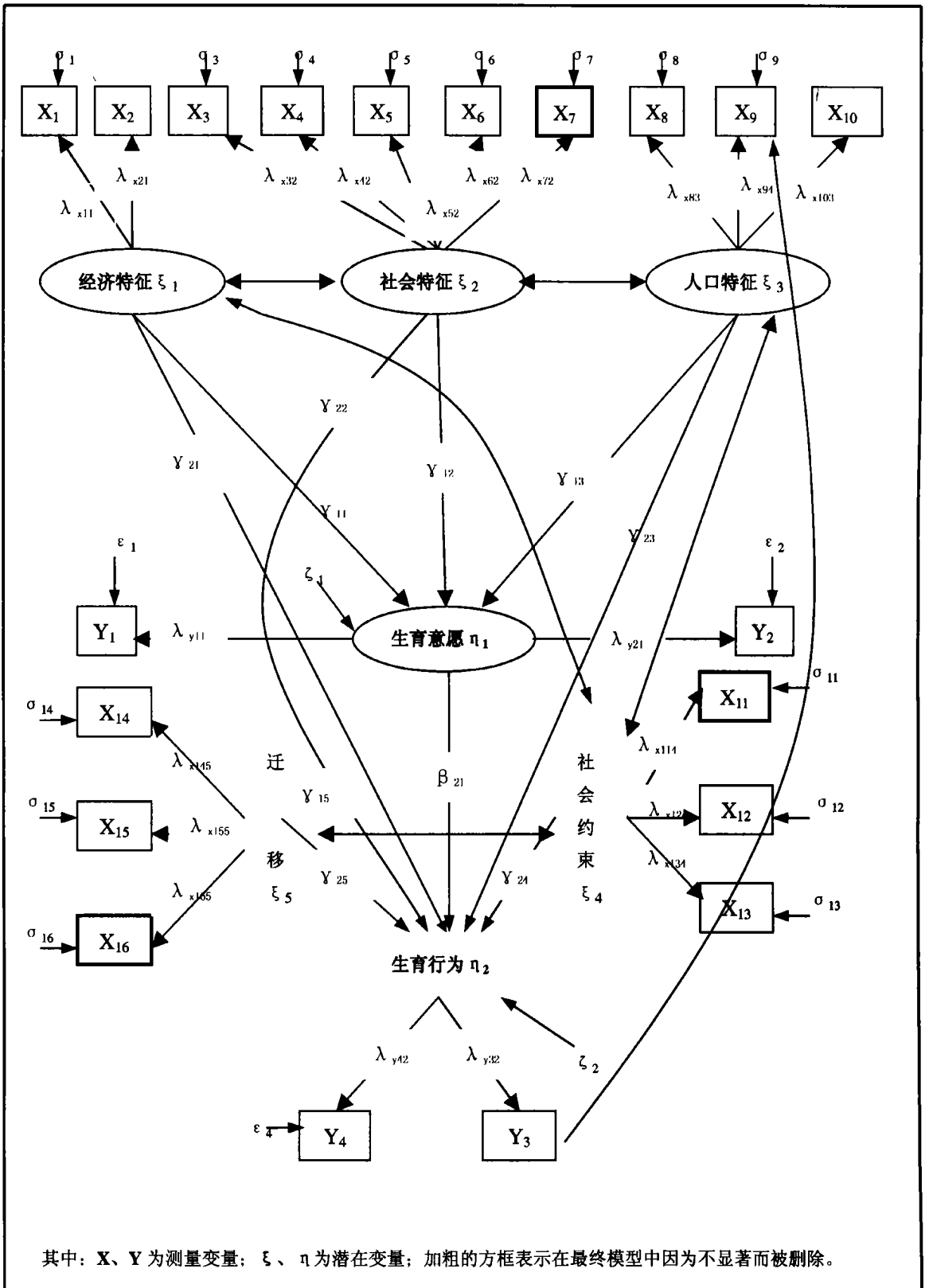
模型包括7个潜变量,其中内生潜变量有生育意愿和生育行为;外生潜变量有人口特征、社会特征、经济特征、迁移因素和社会约束。

很多关于生育行为影响因素的研究都是从社会、经济和个人特征出发来分析他们对生育的影响作用(张晓辉,1995;陈再华,1994)。人口的经济特征对生育行为的影响在国外的经典生育理论研究中有详细论述,其中贝克尔(1995)认为,收入的提高产生了孩子质量对数量的“替代效应”。国内的主要研究表明,文化素质、经济收入的提高和职业的变动对生育行为的影响极大(王平权,1996)。在一些实证研究中发现,教育水平对农民生育意愿具有强烈的抑制作用,农民的年龄大小和期望生育子女数呈相关关系(陆杰华等,1995;王海霞,2001)。教育以多种形式影响家庭规模,受教育多的妇女趋向于想要的子女少,而且有可能成功运用避孕方法,从而控制家庭孩子数(江亦曼等,1994)。

在人口因素方面,个人的年龄和初婚年龄是生育行为的重要决定因素,而教育的影响则比较复杂,丈夫的教育程度对生育行为也有一定的影响(李树茁等,1998)。有研究显示(黎强,1990),人口特征对迁移流动者的生育行为有着直接的影响,家庭结构的变动,特别是核心家庭中夫妇同时流动存在较大的生育可能性。不同年龄流动妇女在生育行为也会表现出一定的差异,不同年龄组妇女的平均生育子女数可相差5倍以上(敖再玉,1990),婚龄对生育行为的影响是明显的。人口特征对生育意愿的作用主要表现在不同年龄段妇女对生育行为的主观反应受她们独特的思维模式和价值观的影响,二者的差异将直接导致生育意愿的差异。家庭规模也是影响人们生育观念的因素之一,中国传统的大家庭背景下成长起来的妇女更趋向于希望生育更多的孩子。

对生育行为的约束主要是从两个方面产生的。其一,是外在的社会约束。计划生育政策和执行程度是影响妇女生育行为的重要因素(李树茁等,1998)。其二,是内在的迁移因素。中国社会科学院人口研究所于1987年组织的样本量为10万多人的全国74城镇人口迁移抽样调查表明,过去几十年中从农村迁移到城镇的妇女终生生育数比同年龄组的城镇“老住户”低7%,从年龄上看,这一转折点是从45~49岁开始的,越往后,生育水平越低(中国社科院人口所,1988)。1988年国家计划生育委员会完成的2‰人口生育、节育抽样调查进一步证明了迁移流动对生育率的积极影响是客观存在的(杨子慧,1991)。

根据以上分析,我们构建了本研究的路径图(见图1)。鉴于本研究的目的是在于验证并量化外生潜在变量对内生潜在变量(生育意愿和生育行为)的影响,而外生变量之间的关系不在本次研究范围之内,因而它们之间的路径关系都设定为自由参数,待模型去自动判别。



其中: X、Y 为测量变量; ξ 、 η 为潜在变量; 加粗的方框表示在最终模型中因为不显著而被删除。

图1 深圳市流动育龄妇女生育行为研究路径图

3.2 模型识别性

结构方程模型至今为止没有一个能保证模型收敛的充要条件。但有一些充分或必要条件可以为我们构造模型提供方便。本研究的模型识别性方面主要是从两个方面考虑：测量部分和结构部分。按照模型识别的两指标法则：每个因子的两个或两个以上的指标；每个指标只测量一个潜变量；每个潜变量至少有另一个潜变量与之相关；误差之间不相关。只要满足以上条件的模型就是可识别的（但不是必要条件）。模型的测量部分满足以上条件，因此是可识别的。非递归因果模型都是可识别的，结构部分也是可识别的。另外，给每个潜在变量规定了测量单位，即指定每一个潜在变量的任意一个指标变量的负载为 1。

3.3 样本数据和估计方法

本研究用的深圳龙岗区封闭住宅小区调查数据共有 1196 个样本。本研究的对象是流动已婚育龄妇女，故排除其中户籍、未婚和非育龄人口而得到有效样本 920 个。然而，数据中还存在所使用变量上的缺失值。通过对有缺失值的样本的详细观察发现，在几个主要变量上（如生育行为、生育意愿等），删除有缺失值样本后的分布和总样本的分布很相似。因此可以认为样本的缺失值是随机出现的。有研究认为（侯杰泰等，2004），当缺失数据是随机缺失时，多数处理方法得到的结果差别不大。因此，本研究采用列删法（listwise deletion）对缺失数据进行处理后共得到用于最终计算的样本 492 个。

模型采用最大似然估计法（ML）进行估计。理论上讲，最大似然估计法要求变量是多元正态分布。AMOS 在非正态性检验时可以选择输出多元峰态值（multivariate kurtosis value）和临界值（critical ratio）。如果临界值小于 1 则认为正态性非常好，1~10 认为稍微有点非正态，大于 10 认为非正态性比较严重^①。其实，也有研究显示（Hu, Bentler and Kano, 1992），就算变量不是正态分布，ML 估计在大多数情况下仍是合适的，即 ML 估计是稳健的（Robust）。本研究样本的临界值为 7.08 基本可以满足分析要求。

3.4 拟合指数和参数估计值

通过 AMOS 运行得到了初步运算结果，其中拟合优度值和调整指数是我们对模型进行调整的参考依据。从调整指数看，最大的两个调整指数（M. I.）是： σ_2 的方差改为 -0.806、 ζ_2 （生育行为的残差）和 σ_9 （家庭规模的误差）协相关，它们的 M. I. 值分别为 154.858 和 88.440。但是， σ_2 的方差为负数显然不合理，进一步考查我们发现 X_2 为是否为住房付租金，它在调查中产生误差的可能性很小，可以认为它不存在测量误差。生育行为的残差和家庭规模的误差相关和模型假设不符，不予调整。另外，模型参数的显著性检验发现有些路径系数或相关关系不显著，我们只考虑删除其中在理论认为可能不相关或相关关系比较弱的，而保留那些理论上认为确实有关系的（最终结果见图 1）。通过指标变量显著性检验，删除不显著的 X_7 、 X_{11} 、 X_{16} 。经过以上调整得到最终模型，从表 2 中可以看出，各项拟合优度指标都有不同程度的改善，说明模型调整比较合理。

表 2 模型的拟合优度指标

拟合指数 ^②	χ^2	P	χ^2/df	GFI	AGFI	SRMR	CFI	IFI	RMSEA
初步模型	1081.66	0.000	5.463	0.876	0.842	0.076	0.467	0.478	0.095
最终模型	225.456	0.000	2.068	0.951	0.931	0.053	0.908	0.910	0.047

① <http://www.utexas.edu/its/rc/answers/amos/amos7.html>

② 拟合指数是反映再生协方差矩阵和样本协方差矩阵整体差异的一个综合数字。 χ^2 、P-value、 χ^2/df 都基于拟合函数的最小值的指数，其中 χ^2/df 可以对模型的复杂程度进行调节；GFI（Goodness Fit Index）、AGFI（Adjusted Goodness Fit Index）是拟合优度指数，数值越高模型拟合越好；SRMR（Standard Root Mean-square Residual）、RMSEA（Root Mean Square Error of Approximation）是近似误差指数，数值越小模型拟合越好；CFI（Comparative Fit Index）、IFI（Incremental Fit Index）是增值指数，数值越高模型拟合越好。

表3 模型估算的主要参数

参数	估算值	标准误	P 值	标准化 估算值	参数	估算值	标准误	P 值	标准化 估算值
λ_{x11}	1			0.493	λ_{y11}	0.474	0.111	0.000	0.272
λ_{x21}	0.740	0.059	0.000	1.000	λ_{y21}	1			0.504
λ_{x32}	0.162	0.122	0.183	0.156	λ_{y32}	9.527	6.516	0.144	1.000
λ_{x42}	0.031	0.034	0.349	0.064	λ_{y42}	1			0.066
λ_{x52}	1			1.236	γ_{11}	-0.115	0.048	0.017	-0.219
λ_{x62}	0.112	0.103	0.089	0.123	γ_{12}	-0.070	0.063	0.270	-0.202
λ_{x83}	1			0.824	γ_{13}	0.027	0.007	0.000	0.343
λ_{x94}	-0.031	0.012	0.053	-0.117	γ_{21}	0.020	0.018	0.268	0.207
λ_{x108}	1.205	0.037	0.000	1.000	γ_{23}	0.002	0.002	0.270	0.153
λ_{x124}	1			0.303	γ_{24}	0.068	0.099	0.492	0.140
λ_{x134}	1.258	0.423	0.003	0.391	γ_{25}	0.012	0.013	0.338	0.183
λ_{x145}	-0.088	0.047	0.062	-0.191	β_{21}	0.137	0.101	0.177	0.724
λ_{x155}	-0.299	0.144	0.037	-0.755	生育意愿的 $R^2=0.239$ 生育行为的 $R^2=0.619$				

对模型的评价目前还没有统一的指标,人们往往根据不同的研究目的和个人偏好报告拟合优度指标。一般可以归纳为以下三个方面:各种拟合指数对模型的整体评价;检验参数的显著性;计算测定系数,评价方程对数据的解释能力。通常评价拟合指数的原则有: χ^2/df 在2~5之间可以接受模型(侯杰泰,2004);Hu & Bentler(1998)对SRMR推荐的临界值是0.08,小于0.08认为模型可以接受;Steiger(1990)提出,RMSEA低于0.1表示好的拟合,低于0.05表示非常好的拟合。最终模型中拟合指数GFI、AGFI、CFI、IFI都大于0.9,SRMR和RMSEA分别为0.053和0.047,根据以上对模型整体评估的标准,基本可以认为模型的整体拟合程度较好。从参数的显著性看(见表3),有一些参数的P值大于0.05。在最终模型中保留下这部分不显著参数的原因是,它们的作用在理论上认为确实存在。造成这种数据和理论不完全吻合的原因可能是由于我们用于分析的样本量偏少或指标选取上还有待完善,这一点需要后续研究来证实。生育意愿和生育行为的 R^2 分别达到0.239和0.619,在社会学研究中这样的解释力度是可以接受的。综合以上三个方面的评价,我们认为可以接受最终模型为研究用的模型。

3.5 结果分析

从表4可以看出,对生育行为最大的影响因素是生育意愿(0.724),这一方面说明我们在实际工作中要注重生育意愿对生育行为的重大影响,用长远的眼光来看待这个问题;同时理论工作者也应该对生育意愿进行深入研究,准确把握生育意愿的现状和变化趋势。另一方面,它也印证了Fishbein(1973)等认为的“许多研究低估了生育意愿和生育率的关系,这种关系可以通过联系生育意愿和生育行为的因素和影响生育意愿变迁的影响中得到解释”。在生育行为研究中不考虑生育意愿可能扭曲生育行为影响因素的作用。从各影响因素看,不管是对生育意愿还是生育行为,人口特征的影响作用都是最大的。结合人口特征各指标我们可以知道,年龄越大、婚龄越长的人可能会有更高水平的生育意愿和生育行为。经济特征对生育意愿和生育行为的影响同样也不容忽视。然而,它们的作用方向却是相反的。个人经济水平的提高明显对生育意愿产生负作用,但为什么它同时又会引起生育行为的水平提高这样一个矛盾的结论呢?原因是经济水平对生育行为的抑制作用主要是通过改变人们的生育观念而间接影响生育行为的,从经济特征的间接效果(-0.158)也能看出这一点。经济特征对生育意愿的影响作用可以用贝克尔(1995)的孩子质量数量替代理论来解释:子女是父母的一种心理收入或满足的来源,子女可以被看作是能够提供消费效用的耐用消费品。因此,可以用耐用消费品需求理论

对家庭子女的需求变动进行分析,收入的提高产生了孩子质量对数量的“替代效应”。另外,在我国当前形势下,经济水平的提高确实在一定程度上减弱了计划生育控制的效果,尤其是对于那些来自农村、生育意愿高于政策生育水平的那些人,脱贫致富可能意味着生育政策实施难度的加大,这一点应该引起管理者的重视。社会特征对生育意愿和生育行为具有负作用,总效果分别为-0.202和-0.146。如果直接从指标上看,来自省外、与老乡来往少、文化程度高、职业的社会层次较高的流动育龄妇女的生育意愿和生育行为的总体水平较低,这与有关研究所得结论很相近。迁移对生育行为的抑制作用在模型中也得到了反映,市内迁移多次和城市间多次迁移的流动育龄妇女趋向于有更低的生育水平。W·默顿斯(1985)的适应理论、选择理论、干扰理论、中断理论可以很好地解释这种现象。但是,令我们感到迷惑的是,社会约束对生育行为的正效果用一般的理论和常识都无法解释。可能的原因是用于测量社会约束的指标不能很好地反映潜变量的特性,也就是说它们的信度和效度还有待进一步探讨。

表4 经济、社会、人口特征和社会约束、迁移对生育意愿和生育行为的影响效果比较

	生育意愿			生育行为		
	直接效果	间接效果	总效果	直接效果	间接效果	总效果
经济特征	-0.219	—	-0.219	0.207	-0.158	0.048
社会特征	-0.202	—	-0.202	—	-0.146	-0.146
人口特征	0.343	—	0.343	0.153	0.248	0.401
社会约束	—	—	—	0.140	-0.140	—
迁移	—	—	—	0.183	—	0.183

注:生育意愿对生育行为的直接效果为0.724,间接效果为0,总效果为0.724。

4 讨论

对生育意愿和生育行为的评估不仅是理论界的一个难题,也更是困扰基层计划生育工作者的一个技术问题,本研究给解决这一问题打开了希望之门。根据获得的模型,如果我们希望了解一个区域或整个城市的生育行为和生育意愿的总体水平,就可以在相应调查的基础上,把调查所得到的模型中的指标变量值代入(1)、(2)、(3)方程式,算出 ξ_1 、 ξ_2 、 ξ_3 、 ξ_4 、 ξ_5 ,进而算出 η_1 和 η_2 。把根据各个调查样本计算出的 η_1 和 η_2 进行平均就得到了总体水平的评估。注意到模型中的误差项的均值为0,所以在求总体平均水平时不用计算误差的值。类似的方法也可以用于纵向比较研究。例如,想要了解某项政策执行前后对生育行为的影响,可以在政策执行前后各组织一次调查,分别算出政策执行前后的 η_1 和 η_2 值,从而对其变化有一定了解。另外,模型中一些可调控的因素也是我们进行有效政策干预的依据。例如,政策目标是降低流动育龄妇女生育行为的总体水平,提高政策对象的家庭收入水平、提高职业结构等都是可行的。当然,本模型只是一个初步研究结果,在投入实际应用之前还需要多次调查研究,待模型稳定以后才有实用价值。

应该看到,我们的研究还存在不足之处:一是本研究由于数据的限制,没有考虑生育间隔和生育年龄的问题,然而生育年龄和间隔对于评价生育后果的影响十分重大,曾毅(2004)认为,生育年龄下降0.1岁,时期总和生育率将上升10%;二是对指标变量中非连续变量的处理有待进一步研究,模型中有些非定距变量(如妇女职业)只是简单地分组后当作定距变量处理,而它的信度和效度需要测量学的论证;三是所得结果是否有普遍意义研究本身不能证明,结构方程的特点是:即使数据和模型拟合很好,也只是说明不能拒绝所构造的模型,并不表明其中的因果关系得到证明。尽管如此,我们相信本研究仍然可以起到抛砖引玉的作用。

参考文献:

- 1 敖再玉. 我国迁移与非迁移已婚妇女生育水平的差异. 人口动态, 1990; 4
- 2 陈再华. 中国少数民族生活质量与民族人口发展战略. 人口研究, 1994; 1
- 3 郭志刚主编. 社会统计分析方法—SPSS 软件应用. 中国人民大学出版社, 2001
- 4 G·S·贝克尔. 人类行为的经济分析. 上海三联出版社, 1995
- 5 顾宝昌. 论生育和生育转变: 数量、时间和性别. 人口研究, 1992; 6
- 6 江亦曼等. 世界若干国家(地区)的妇女教育指数与婴儿死亡率和总和生育率. 人口与计划生育, 1994; 3
- 7 江亦曼. 全国流动人口计划生育管理研究. 南方人口, 2001; 2
- 8 侯杰泰等. 结构方程模型及其应用. 教育科学出版社, 2004
- 9 黎强. 人口流动的生育后果及其控制—几个地区的调查分析. 人口与经济, 1990; 4
- 10 李树茁等. 中国农村妇女就业与生育行为比较研究. 人口与经济, 1998; 1
- 11 陆杰华等. 制约贫困地区农民生育意愿的社会经济因素分析. 人口与经济, 1995; 6
- 12 乔晓春. 从“五普”数据分析城市外来人口状况. 社会学研究, 2003; 1
- 13 中国社科院人口所. 全国 74 城镇人口迁移抽样调查报告数据. 中国人口科学专刊, 1988; 6
- 14 深圳市人口普查办公室. 广东省 2000 年人口普查资料汇编(深圳市). 广东经济出版社, 2002
- 15 王平权. 农村城镇迁移人口行为对生育行为影响的几点认识. 人口学刊, 1996; 1
- 16 王海霞. 农村维吾尔族家庭生育选择成因试析. 人口与经济, 2001; 3
- 17 W·默顿斯. 人口迁移的影响. 人口资料, 1985; 7
- 18 杨子慧. 流动人口的生育行为. 人口与经济, 1991; 3
- 19 张晓辉等. 社区发展对中国农村生育率的影响. 人口与经济, 1995; 2
- 20 周长洪等. 农村独女户生育意愿与动机的变化. 南京人口管理干部学院学报, 2000; 12
- 21 张俊良. 论生育行为. 社会科学研究, 1995; 6
- 22 曾毅. 对邦戈茨—菲尼方法的评述、检验和灵敏度分析. 中国人口科学, 2004; 1
- 23 AMOS(1996). AMOS Users' Guide Version 3.6, Smallwaters Corporation
- 24 Fishbein M edc(1973). Theoretical and methodological Considerations in The Prediction of Family Planning Intentions and behavior In: Representative Research in Social Psychology 4(1): 37—51
- 25 Hu L, Bentler P M, Kano Y(1992). Can test statistics in Covariance structure analysis be trusted? Psychological Bulletin, 112: 351—362
- 26 Hu L, Bentler P M(1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. Psychological Methods 3: 424—453
- 27 Joreskog K. G (1967). Some contributions to maximum likelihood factor analysis. Psychometrika, 32: 443—477
- 28 Pritchett, L. H(1994). Desired Fertility & The Impact of Population Policies. Population and Development Review, 20: 1—55
- 29 Steiger J H(1990). Structure model evaluation and modification: An interval estimation approach. Multivariate Behavioral Research, 25: 173—180

(责任编辑: 陈 卫 石 玲 收稿时间: 2004—12)

ABSTRACT

Projected Trends in Ageing Parents Practicing Family Planning in Rural China 2003—2050

Guo Zhenwei, *Development and Planning Department, National Population and Family Planning Commission*

Guo Zhigang, *Sociology Department, Peking University*

Wang Guangzhou, *China Population and Development Research Center*

As the result of the implementation of family planning policy in China, increasing number of couples abided by the family planning policy will enter their old age since the beginning of the 21st century. Based on an age—parity—specific progression fertility model, this paper constructs a two—stage quantitative model, projecting the number of the rural elderly (i. e. aged 60 or over) in the period 2003—2050, who have one only child and who have two daughters only. This subpopulation is vulnerable to poverty resulting from the family planning policy, and therefore the government should make effective efforts to meet their basic needs for old—age support.

An Estimate of the Poor Elderly Population in China

Qiao Xiaochun and Zhang Ling, *Center for Population and Development Studies, People's University of China*

Zhang Kaidi and Sun Lujun, *China Center for Ageing Research*

In this paper, we provide an estimate of the magnitude and the proportion of the aged poor population by place of residence and by province in China, based on “China Cross—sectional Rural—Urban Elderly Sample Survey” conducted by the China Aging Research Center in December 2000. We find that, of the 20 provincial units, Yunnan, Shanxi, Shandong, Anhui, and Hubei had the highest proportion of the poor population among the elderly. A better situation in aged poverty was observed in Zhejiang, Fujian, and Heilongjiang provinces, in addition to Shanghai, Beijing, and Tianjin. As estimated, the proportion of aged poor among the total elderly population in China on November 1st, 2000 was 17.5 percent, with a total number 22.75 million.

Only Child and Families with Only Child in China

Song Jian, *Center for Population and Development Studies, People's University of China*

Estimates on the size of only child and the families with only child vary according to different scholars following various definitions and methods. Using sample data of the fifth national population census, this paper provide an estimate of Chinese only child population in 2000, which is 90 million, who reside mainly in urban areas. The probability of a marriage between two only children appears to be higher in big cities, however not popular nationwide. The so—called “421” family is unlikely to occur on a large scale.

Fertility Behavior of Migrant Women in Shenzhen City: An Analysis Using Structural Equation Models

Lu Jiehua, Fu Conghui, and Zhang Jinhui, *Institute of Population Research, Peking University*

Ceng Xuchun, *Institute of Family Planning Studies, Shenzhen City*

Using data from a survey on family planning services for migrant population in Shenzhen City, this paper examines factors affecting fertility of migrant women involving structural equation models. Results show that desired fertility has the largest effect on the actual fertility. Economic factor influences fertility through a quality—quantity substitution approach. Finally, applications of structural equation models in fertility and family planning studies and the implications are discussed.

Population Security in China

Song Jian, Yao Yuan, and Gu Baochang, *Center for Population and Development Studies, People's University of China*

Lu Jiehua, *Institute of Population Research, Peking University*

Zhang Mincai, *China Population Association*

Yang Wenzhuang, *National Population and Family Planning Commission*

This issue of Population and Development Forum focuses on population security in China. Major questions to be addressed are: What is population security? How to measure and quantify population security? What are the international perspectives? What are the challenges associated with population security in China? In a historical perspective, population security thinking involves a development process with changing population problems. Population security in China is characterized by complexity, diversity, and dynamicity. Population security, involving population quantity and quality, structure and their relations to resources and environment, is crucial to China's development. The changing notion from “population problem” to “population security” is of both theoretical and practical significance, addressing population and development in a comprehensive, harmonious and globalized approach.