

财政教育支出降低了人口出生率?

杨龙见 陈建伟 徐琰超*

摘要: 本文将政府收支行为以及消费者个体代际之间的优化选择纳入到 Diamond (1965) 的模型中,从而构建了一个生育率内生化的世代交替模型,分析了政府教育支出对个体生育行为的影响。发现在一定的条件下,政府教育支出对人口生育具有抑制作用。利用系统 GMM 估计方法,考虑了人口出生率一阶滞后项、政府教育支出等变量的内生性,分析了人口出生率的动态演变。基于 1996-2009 年中国省级面板数据的经验研究表明,政府教育支出对人口出生率有显著的负作用。经验与理论保持了一致,这表明在中国“多子多福”的传统下,财政教育支出兼有降低人口数量和提高人口质量的功能。本文的研究为国家人口生育政策的转变提供了一个战略空间。

关键词: 教育支出 人口出生率 世代交替模型 系统 GMM 估计

一、引言

计划生育政策实行几十年来,中国的人口增长出现了显著转变,中国的人口出生率正在逐步降低^①,同时也出现了许多社会经济问题。很多人把诸如年龄人口停止增长、人口抚养比停止下降、人口红利消失等现象归结为计划生育政策实施的结果。诚然,计划生育政策在控制中国人口增长方面发挥了关键作用,但简单的将人口出生率的下降归为计划生育政策的观点是片面的。^② 人口出生率不断下降的问题逐渐浮出水面,受到学术界和政策部门的关注。

从已有文献来看,中国人口生育率的下降与中国经济社会背景的变化有着密切的联系。徐升艳和夏海勇(2011)发现,养老保障制度的建立和由此形成的“社会养老、家庭养子”体系,对生育率有重要影响;陈卫和吴丽丽(2006)利用 2000 年全国人口普查数据的研究发现,城市外来人口的生育率低于城市本地人口,也显著低于农村本地人口,人口流动对生育率有重要影响;任强和沃夫冈(2003)认为,人口密度也是影响生育率的一大重要原因。除此之外,郭志刚(2008)沿用 Morgan 意愿生育模型讨论了中国低生育的影响因素,不过作者所提出的这些影响因素中没有包含社会经济因素,特别是政府财政行为。得益于 Becker 和 Lewis (1973)、Becker 和 Tomes(1979)的开创性贡献,经济学家们逐渐发展了一个理论分析框架,讨论家庭在生育孩子数量和对孩子质量投资方面进行的权衡决策问题(quantity-quality tradeoff)。此后的经验研究分析了

* 杨龙见,北京师范大学经济与管理学院,邮政编码:100875,电子信箱:longkong001@126.com;陈建伟,北京师范大学经济与管理学院,邮政编码:100875,电子信箱:chenjianwei04@yahoo.cn;徐琰超,云南大学经济学院,邮政编码:650091,电子信箱:xuyanchao_xyc@163.com。

本文是国家自然科学基金“公共支出间横向影响及支出责任纵向划分:基于中国市县级数据的研究”(批准号为 71173019)的阶段性成果。作者感谢中国农业大学张振博士的建设性意见,感谢匿名审稿人提出的富有建设性的修改建议。当然,文责自负。

①1990 年代总和生育率从替代率水平以上下降到远低于替代率水平的 1.7 左右。人口的总和生育率(Total Fertility Rate, TFR)从 1970 年的 5.81 急剧下降到 1979 年的 2.75,1980 年代稳定在 2.5 左右,1990 年代生育率低于 2.1 的更替水平。据 2011 年《中国统计年鉴》的人口统计数据,人口出生率已经下降到 11.9‰(1990 年、2000 年分别为 21.06‰、14.03‰),人口净增长率下降到 4.79‰(1990 年、2000 年分别为 14.39‰、7.58‰)。

②参见陈卫和吴丽丽(2006)的研究,1990 年代以来人口生育率的下降主要是社会经济发展的结果,而计划生育的作用自 1980 年代以来开始下降。

家庭规模(孩子的数量)对孩子教育状况的影响,并试图找出数量-质量权衡存在的证据。既然理论上家庭的生育选择存在量与质的权衡,当家庭的选择空间发生变化,如人力资本(质量)投资成本的变化对家庭的生育选择是否会产生影响呢?Becker等(2010)发现,19世纪中期普鲁士强化义务教育立法之后,家庭对孩子进行质量投资的相对价格降低,适龄儿童的入学率提高,从而降低了人口生育率,加速了人口转型。类似地,Bleakley和Lange(2009)的研究也支持了家庭选择数量-质量权衡的存在。总之,要分析财政教育支出对人口出生率的影响,应该从理论上充分认识作用机制,在经验上识别出两者的现实相关性,这正是本文努力的方向。

本文建立了一个契合中国国情的个人决策分析框架,讨论了财政教育支出对人口出生率的影响。理论分析表明,财政教育支出对人口出生率的影响,取决于“收入效应”和“替代效应”的对比,如果替代效应超过了收入效应,财政教育支出的增加会引致人口出生率的下降。中国户籍制度对人口流动性的限制,是研究地方政府的财政教育支出与人口出生率的一个很好的自然实验,通过观察不同省份之间的财政教育支出和人口出生率来识别出不同机制,为讨论人口出生率的影响因素提供了更为丰富的信息。本文利用1996-2009年省级数据的实证检验,得到了十分稳健的结果:财政教育支出对人口出生率有显著的负向影响,这表明财政教育支出的替代效应超过了收入效应。

本文剩余的内容结构安排如下:第二部分是基于生育率内生化的世代交替模型框架,分析了财政教育支出对个体生育行为的影响;第三部分是计量方法及变量说明;第四部分是实证结果及分析;最后是本文的总结性评论。

二、理论模型

Diamond(1965)提出的世代交替模型(OLG模型),能够较好地纳入政府收支行为以及消费者个体代际之间的优化选择,后来大量研究者利用该模型内生化了生育率选择,在个体最优化的基础上进行生育决策。本文也沿用该模型框架,分析生育率的决定因素及其动态变化。

考虑一个离散的无穷时间代表性经济体,将代表性消费者的生命划分为三个时期,幼年时期、青年时期和老年时期。幼年时期,个体不做任何决策;青年时期,个体参加工作获得工资,消费并储蓄,同时决定养育孩子的数量;老年时期,个体消费其全部储蓄。在 $t-1$ 时期出生的个体 t 期进入青年时代,效用函数 U 取决于其青年时期的消费 $c_{1,t}$ 、养育孩子的数量 n_t 、对每一个孩子的人力资本培养水平(质量) q_t 、以及老年时期消费 $c_{2,t+1}$ 。 t 期个体最大化其跨期效用:

$$U_t = \alpha \ln c_{1,t} + \theta \ln n_t + \sigma \ln q_t + \beta \ln c_{2,t+1} \quad (1)$$

其中 α 、 θ 、 σ 和 β 分别表示个体效用函数中,青年时期消费、养育孩子数量、养育孩子的人力资本水平和老年时期消费的权重。假定个体无性别之分,都能够养育孩子;单位孩子的养育成本分为两部分,一部分是生育小孩所必需承担的单位成本 f_t ,另一部分是对每一个小孩进行人力资本投资所发生的单位成本 e_t ,因此总成本为 $f_t n_t + e_t q_t n_t$ 。青年一代 t 期参加工作并获得工资收入 w_t 。

假定产出方程为 $F(K_t, L_t)$, K_t 、 L_t 分别表示生产过程中所使用的资本和劳动数量。生产函数规模报酬不变,具有一切良好的性质($f'(k_t) > 0$, $f''(k_t) < 0$,且满足Inada条件)。产品市场完全竞争,企业最大化利润,得出工资水平:

$$w_t = f'(k_t) - f''(k_t) k_t \quad (2)$$

假定政府对劳动力征收一次性总赋税,并可以储蓄或向上级政府借债以调剂年度预算的平衡, t 期政府储蓄为 \prod_t ,政府储蓄的动态方程为:

$$\prod_{t+1} = (1 + r_t) \prod_t + \tau_t N_{t-1} - G_t - H_t \quad (3)$$

其中 r_t 为利率, τ_t 是对本期工作的人所征收的一次性总赋税, N_{t-1} 为 $t-1$ 期出生 t 期工作的人数,即总的劳动力, $N_{t-1} = L_t$ 。 G_t 表示政府对个人养老保障账户的转移支付; H_t 表示政府的教育支出,即政府用于孩子培养的总投入。(3)式两边同时除以 L_t ,得到人均形式表述的政府储蓄的动态方程:

$$\pi_{t+1} n_t = (1 + r_t) \pi_t + \tau_t - g_t - h_t \quad (4)$$

式(4)中 h_t 为平均分配给每个青年的政府教育支出,分担了个体培养孩子的部分成本。因此,对个体而言,孩子的单位人力资本培育成本为 $e_t - h_t$; s_t 、 g_t 分别为个体在青年时期的储蓄以及所获得的养老保险金,进入个体的基金账户,老年时期再用于消费。

个体面临如下问题:

$$\begin{aligned} \text{Max} U(c_{1,t}, c_{2,t+1}, n_t, q_t) &= \alpha \ln c_{1,t} + \theta \ln n_t + \sigma \ln q_t + \beta \ln c_{2,t+1} \\ \text{s. t. } c_{1,t} + f_t n_t + (e_t - h_t) n_t q_t + \tau_t + s_t &\leq w_t \\ c_{2,t+1} &\leq (s_t + g_t) (1 + r_t) \\ \pi_{t+1} n_t &= (1 + r_t) \pi_t + \tau_t - g_t - h_t \end{aligned} \quad (5)$$

当政府储蓄达到稳态时 $\pi_t = \pi_{t+1} = \pi$ 构造拉格朗日方程:

$$\begin{aligned} L = \alpha \ln c_{1,t} + \theta \ln n_t + \sigma \ln q_t + \beta \ln c_{2,t+1} + \lambda [w_t - h_t - f_t n_t - (e_t - h_t) q_t n_t \\ + (1 + r_t - n_t) \pi - c_{1,t} - \frac{c_{2,t+1}}{1 + r_t}] \end{aligned} \quad (6)$$

$c_{1,t}$ 、 $c_{2,t+1}$ 、 n_t 和 q_t 为选择变量 λ 为拉格朗日乘子,一阶条件为:

$$\frac{\partial L}{\partial c_{1,t}} = \frac{\alpha}{c_{1,t}} - \lambda = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial L}{\partial c_{2,t+1}} = \frac{\beta}{c_{2,t+1}} - \frac{\lambda}{1 + r_t} = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial L}{\partial n_t} = \frac{\theta}{n_t} - \lambda [f_t + \pi + (e_t - h_t) q_t] = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial L}{\partial q_t} = \frac{\sigma}{q_t} - \lambda (e_t - h_t) n_t = 0 \quad (10)$$

$$w_t - [f_t + \pi + (e_t - h_t) q_t] n_t + (1 + r_t) \pi - h_t = c_{1,t} + \frac{c_{2,t+1}}{1 + r_t} \quad (11)$$

根据(7)、(8)、(9)、(10)、(11)式可以得出最优的生育率:

$$n^* = \frac{\theta - \sigma}{\alpha + \beta + \theta} \cdot \frac{w + (1 + r) \pi - h}{f + \pi} \quad (12)$$

从(12)式可以看出,最优生育率由偏好因素和经济因素共同决定。在经济条件不变的前提下,个体对子女数量的偏好程度越高,最优生育率也越高。中国的文化传统信奉多子多福,因此我们认为有 $\theta > \sigma$,即对数量的偏好要优于质量。为了进一步分析政府教育支出对人口生育行为的影响,我们将(12)式两边对政府教育支出 h 求偏导,得到:

$$\frac{\partial n^*}{\partial h} = \frac{\sigma - \theta}{(\alpha + \beta + \theta)(f + \pi)} < 0$$

财政教育支出改变了居民面临的人力资本投资价格,产生“收入效应”和“替代效应”,进而影响个体最优生育决策。一方面,更多的财政教育支出减少了家庭用于子女的教育开支,相当于提高了家庭的实际收入,从而生育子女的数量会增加(消费水平和对孩子人力资本投资水平都会增加),此即政府教育支出的“收入效应”。另一方面,财政教育支出用于发展公立教育,相当于降低居民所面临的人力资本投资价格,促使居民选择用人力资本投资来替代生育孩子的数量,此即教育支出影响生育行为的“替代效应”。政府教育支出增加对人口生育水平的影响,要取决于“收入效应”和“替代效应”的综合对比。如果替代效应超过了收入效应,总效应则为负。考虑中国的现实情况,我们提出如下待验证的假说:

在信奉“多子多福”的中国传统文化中^①,政府财政教育支出降低了人口出生率。

三、计量模型与变量说明

(一) 计量模型

根据前文的分析,我们发现,政府支出能够影响居民的生育行为,进而影响到人口出生率。需要说明的是,过去的人口出生率会对当期的人口出生率产生影响,如果我们忽略了这种序列相关性会导致估计偏误。

^①“养儿防老、多子多福”这一传统文化观念在中国根深蒂固,由此形成的对子女的偏好也不可能在短时期内发生改变。就普遍意义来说,中国大部分家庭,尤其是农村家庭,在我们样本区间范围内还没有纳入社会保障体系,因而“养儿防老、多子多福”。姚从容等(2010)对中国农村居民生育意愿调查结果进行综述的研究发现,在没有计划生育政策下的意愿生育数量要高于计划生育政策下的生育数量,农村育龄人口的意愿生育数量(大于2)显著地大于城市。基于以上分析,由“多子多福”所引出参数关系的假设也有其合理性。

另外, 地方政府的教育支出决策也受到人口出生率影响, 这种内生性也是我们在模型中需要考虑的。基于以上考虑, 我们把计量模型设置如下:

$$y_{it} = \hat{\alpha} + \lambda y_{it-1} + \hat{\beta} x_{it} + \sum \hat{\gamma} Z_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中 y_{it} 和 y_{it-1} 分别表示 i 省在 $t, t-1$ 时期的人口出生率; x_{it} 为 i 省 t 时期的财政教育支出水平; Z 是一组控制变量。人口出生率还会受到一些观测不到的异质性因素的影响, 正如我们理论部分所描述, 一个地区的人口出生率往往与当地社会文化习俗等因素息息相关, 模型中 μ_i 表示不随时间、地点变化的且不可观测的固定因素。同时, 为了控制人口生育政策等时变效应的影响, 我们在模型中引入了时间虚拟变量 ν_t 。 ε_{it} 是随机误差项, 我们假定 $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 。

正如我们以上所言, 由于上述计量模型中包含了不可观测因素, 因此, 我们对估计方法的选择至关重要。首先, 根据经典方程的假设, 如果 μ_i 是独立的, 与计量方程中的解释变量都不相关, 即 $E(y'_{it-1} \mu_i) = E(x'_{it} \mu_i) = E(Z'_{it} \mu_i) = 0$, 那么我们可以用一般最小二乘法对模型 (13) 进行估计, 获得无偏和一致的结果。但在实际中, 经典的假设往往无法满足。其次, 即便我们不去讨论控制变量的内生性问题, 就因变量的滞后项而言, y_{it-1} 是因变量的滞后变量, 在 $t-1$ 期时位于模型的左边, 所以 $E(y'_{it-1} \mu_i) \neq 0$ 。由于无法剔除 μ_i 的影响, 最小二乘法关于滞后项的估计系数通常会偏大。最后, 在面板数据中, 我们也可以将 μ_i 看作随机误差项的组成部分, 选择随机效应估计。但面板数据中随机效应的假设往往更加复杂, 它比一般最小二乘法估计所需要的假设更多, 比如要求随机误差项 μ_i 与方程中的每一个解释变量都不相关。因此, 随机效应方法也不可取。当然, 我们也可以选择固定效应方法。通过固定效应转换可以得到组内估计量。但是, 我们依然无法保证 $E(\varepsilon_{it} | y_{it-1}, x_{it}, Z_{it}, \mu_i) = 0$ 。在本文中, 因为影响人口出生率的因素在时间上存在关联, 而这些因素我们又无法控制, 导致本期的人口出生率会影响下一期。虽然在固定效应中, 通过一阶差分可以剔除不随时间变化的个体效应, 但当计量方程中包含被解释变量中的一阶滞后项时, 组内差分得到的 y_{it-1} 与残差 ε_{it} 的一阶差分项中, $-y_{it}/T$ 与 ε_{it} 负相关, 导致固定效应估计中因变量滞后项系数是偏小的。而 Anderson 和 Hsiao (1982) 采取工具变量的方法解决了此问题, 具体做法是选择 y_{it-2} 作为 Δy_{it-1} 的工具变量, 因为 y_{it-2} 与 $\Delta \varepsilon_{it}$ 无关, 从而保证了一致性估计。需要注意的是, 当我们引入二阶以上的高阶滞后项做 IV 时, 会因为估计变量的非有效而产生估计偏误。Arellano 和 Bond (1991) 提出了一个解决办法, 即充分利用这些工具变量产生的矩条件, 结果采用差分 GMM 方法得到了比 IV 更有效的估计结果。具体操作是在差分方程中用相应变量的水平值作为内生变量差分项的 IV, 但这种情况下容易出现弱工具变量的问题, 因此, 采用系统 GMM 的方法对 (13) 式进行估计将更加精确。总体来说, 系统 GMM 弥补了差分 GMM 方法的不足之处, 用内生变量的高阶滞后变量作为一阶差分方程的 IV, 同时还增加了一组滞后的一阶差分项, 这些差分项作为水平方程中相应变量的 IV, 这种差分方程和水平方程相结合的方式, 估计结果更加有效。

(二) 变量和数据说明

1. 人口出生率 (%)。根据前文的分析, 使用人口的总和生育率指标似乎更加合适。总和生育率即平均每个妇女在育龄期生育的孩子数, 它是指该地区妇女在育龄期间, 每个妇女的平均生育子女数。虽然总和生育率是普遍采用的人口出生率指标, 但也有一定的局限性: 总和生育率适合度量稳定人口的生育水平, 在表示非稳定人口生育水平或者不断下降的生育率水平时, 可能与实际的生育率存在差异。鉴于目前中国人口处于非稳态的变化当中, 选取合适的指标刻画实际人口生育及其增长水平就显得非常重要。鉴于数据的可得性, 我们选取了人口出生率指标, 即一定时期内(一年)一定地区的出生人数与同期内平均人数的比值。

2. 人均财政性教育经费(万元/人)。这是我们主要关心的变量, 用来衡量教育财政支出, 一般而言, 存在绝对量和相对量(财政教育支出占财政总支出的比重)两种衡量水平。在此, 我们选用人均的绝对量来衡量教育财政支出, 其统计口径包括预算内教育经费和预算外教育经费。基于前文的理论分析, 我们预期该变量的回归系数为负。

3. 家庭规模(人/户), 以每个家庭户的平均人口数表示。鉴于人口出生率受居民对子女偏好程度的影响, 而偏好无法直接观测, 因此本文采用家庭规模作为偏好的代理变量。理由在于, 家庭的人口数量往往与家庭成员的代际关系、婚姻状况密不可分。受社会经济环境和政府政策的影响, 家庭结构处于不断的变动之中。如果父母对子女偏好程度更高, 则会选择生育更多的子女, 或者选择与子女生活在一起, 而这两方面的因素都将直接导致家庭规模较大。然而, 家庭规模也存在着一一定的内生性, 家庭结构的维系和变动受到生育行为的影响(Rosenzweig and Wolpin, 1980)。因此, 在估计中我们将其视作内生变量处理。预期家庭规模这一变量对人口出生率的影响为正。

4. 非农就业比重。用来控制父母工作方式的变化对人口出生率的影响。费孝通(1983)认为农村人口率的增长很大程度上是出于对于养老的担忧,由于农村社会保障体系远没有建立起来,“养儿防老”的意识催生了一代又一代的“婴儿潮”。从西方发达国家的发展经历来看,国家工业化的过程也是人口转型的过程,即在非农产业不断发展的过程中,人口生育率逐渐降低而人均受教育水平不断提高。因此我们预期,随着社会工作方式和工作内容不断发生变化,更多的人从事人力资本密集型工作,人口出生率也会随之下降。非农就业比重主要由第二和第三产业就业人员之和占总就业人员数的比重表示。

5. 人均 GDP(万元/人)。前文的理论分析表明,个体的工资收入对生育率有影响。理论假定个人收入完全来自于劳动工资,实际上家庭的收入来自多个方面,与当地经济发展水平正相关。考虑到我国现行统计制度下,居民收入水平是分城镇和乡村进行统计的。城镇居民统计可支配收入,乡村居民统计纯收入,没有直接的衡量整体平均收入水平的变量。因而我们用人均 GDP 来代替。同时,这一变量也衡量了当地的劳动生产率。预计这一变量对人口出生率的影响为正。

6. 中青年人口比重(%)。人口年龄结构是过去几十年自然增长和人口迁徙变动综合作用的结果,而中青年人口比重对未来人口发展的类型、速度和趋势具有重大影响,囿于数据的可得性,我们选择 15~64 岁作为替代指标,预期中青年人口比重越大,人口出生率越高。

7. 人口密度(人/平方公里)。Darwin(1859)很早就指出食物是限制动物数量的关键因素。大量的实验研究表明,动物界有自我数量调节以适应其资源环境承载能力,环境密度的改变、食物供给量的变化都会引起动物自我调节生殖能力、交配行为,从而使自身数量与外部环境相协调。基于这个视角,人口密度不仅通过直接的生物学机制影响生育率,而且是影响生育率的一个重要的心理变量。而精确的衡量指标应该是由实际生活空间决定的实际人口密度,基于此,我们选择单位面积上的常住人口来衡量人口密度。

本文的数据来源于 1996-2009 年各年《中国统计年鉴》,包括全国 31 个省(自治区、直辖市)。需要说明的是,不同时间和不同地区的物价水平不同,这会导致各省人均教育支出水平、经济发展水平存在较大差异,往往是富裕地区的价格水平高于贫穷地区,这种价格水平的差异会影响区域间变量的真实差别,最终给我们的估计带来偏差。而现实中的贸易壁垒、户籍分割等因素确实造成同一种商品在不同地区不同时间的价格水平差异很大,如住房和劳务等。通常文献的做法是用 GDP 平减指数来平滑这种差异,但这种做法仅能消除时间序列上的价格波动,并不能消除地区间价格水平差异带来的生活成本差别。基于此,我们根据 Brandt 和 Holz(2006)构建的一套物价水平调整指数对本文的相关名义变量进行平减,其中 2005-2009 年的平减指数是我们按照 Brandt 的物价调整方法根据当年的 CPI 计算得到的。

四、实证结果及分析

(一) 统计性描述

表 1 给出了本文的统计性描述:

表 1 变量的统计性描述

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
人口出生率	434	12.55	3.80	4.85	24.70
人均财政性教育经费	434	0.25	0.19	0.04	1.59
家庭规模	434	3.48	0.49	2.53	6.79
非农就业比重	434	0.53	0.16	0.23	0.95
人均 GDP	434	7.76	5.57	1.32	31.27
人口密度	434	370.60	441.16	1.98	3255.93
中青年人口比重	434	70.58	4.58	36.61	80.18

从样本的统计性描述看,人口出生率和人均财政性教育经费的波动性不是很大,说明我们的指标设计在一定程度上降低了较大方差对估计带来的影响。图 1 是人口出生率与人均财政教育支出的散点图。关于两者之间的关系我们可以从图 1 中作初步判断,人口出生率和人均财政教育支出之间存在明显的负相关关系。当然,这些初步的统计性描述只能说明变量之间的相关性,并不能说明它们之间存在因果联系,因此,我们还需要严谨的计量检验。

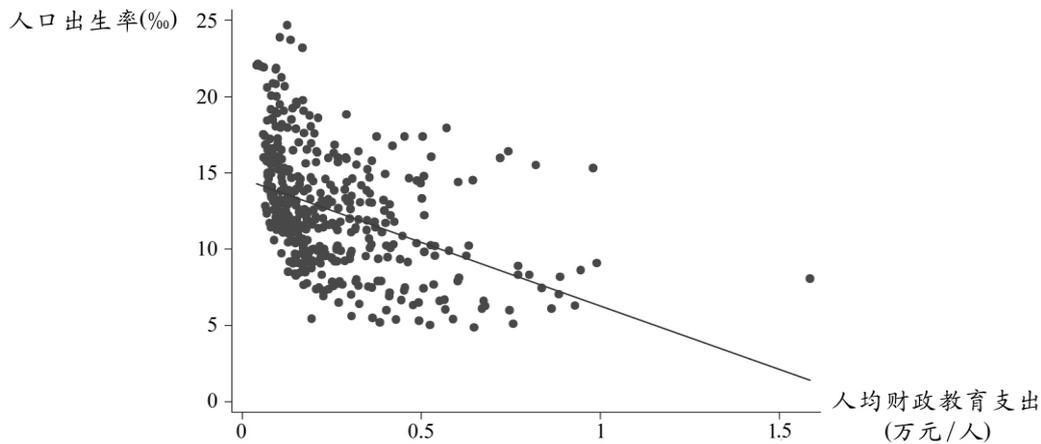


图1 人均教育支出与人口出生率的散点拟合图

(二) 检验结果及分析

根据以上分析,我们分别应用 OLS、固定效应、差分 GMM 和系统 GMM 方法对模型(13)进行了回归,回归结果见表 2。

表 2 财政教育支出对人口出生率影响的回归结果

	(1) OLS	(2) FE	(3) DIFF - GMM	(4) SYS - GMM
人口出生率滞后项	0.944 ^{***} (57.10)	0.809 ^{***} (26.69)	0.831 ^{***} (31.93)	0.860 ^{***} (32.18)
人均财政教育支出	-0.101 (-0.43)	-0.160 (-0.40)	-0.339 ^{**} (-1.78)	-0.389 ^{***} (-2.56)
家庭规模	0.158 (1.23)	0.340 (1.37)	0.765 ^{***} (4.89)	0.657 ^{***} (3.94)
非农就业比重	-0.607 (-1.28)	-1.045 (-0.93)	-1.074 (-0.75)	-2.946 ^{***} (-3.83)
人均 GDP	0.122 (1.15)	0.463 ^{**} (2.93)	0.468 ^{***} (1.98)	0.680 ^{***} (7.27)
人口密度	0.000180 (1.38)	-0.0000920 (-0.18)	-0.000774 (-1.49)	-0.00243 ^{***} (-7.26)
中青年人口比重	0.0114 (0.36)	0.0744 (1.27)	0.0883 ^{***} (2.02)	0.128 ^{***} (2.11)
AR(1)			[0.000]	[0.000]
AR(2)			[0.914]	[0.931]
Hansen J - test			[0.029]	[1.000]
Observations	403	403	403	403

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。() 中给出了估计得到的 t 检验值。GMM 估计使用了两步法。

根据前面的理论分析,由于忽略了不可观测因素的影响,例如不同省份的地理环境、风俗传统等都会与上一年的人口出生率存在相关性,导致在第(1)列 OLS 估计中会高估人口出生率滞后项的系数,其值为 0.944,固然一阶差分的方法可以消除不随时间变化的个体效应,但组内差分得到一阶差分项 Δy_{it-1} 与 $\Delta \varepsilon_{it}$ 之间是负相关的,导致在第(2)列固定效应估计中人口出生率滞后项的系数会产生向下的估计偏误,其值为 0.809,而第(3)列系统 GMM 估计结果中,人口出生率滞后项的系数为 0.831,介于第(1)列 OLS 估计值和第(2)列 FE 估计值之间。这与我们前述的理论分析保持了一致,说明我们的实证分析具有较高的可信度。需要说明的是,如果内生变量遵从一随机游走过程,差分 GMM 将会出现过度识别问题。从第(3)列的估计结果看,因变量滞后项的系数更接近固定效应的估计结果,表明内生变量更接近随机游走过程,此时差分 GMM 估计可能存在过度识别问题,同时,回归结果也表明差分 GMM 的 Hansen - J 检验在 5% 的水平下拒绝了不存在弱工具变量问题的原假设。而在第(4)列系统 GMM 估计结果中,AR(2) 检验的值为 0.931,不能拒绝一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关的原假设,说明可以采用因变量的二阶滞后项作为一阶差分方程的工具; Hansen 检验的值为 1.000,不能拒绝工具变量有效性的原假设,说明不存在工具变量过度拟合的问题。

以上说明系统 GMM 的估计结果更稳健,为此,我们根据第(4)列对计量结果进行分析。根据前述的讨论,内生变量为人口出生率的一阶滞后项、财政教育支出和家庭规模,我们在系统 GMM 估计中,选择人口出生率的两期滞后作为因变量一阶差分项的工具,分别选用财政教育支出、家庭规模的一期滞后作为各自一阶

差分工具。估计结果表明,政府教育支出对人口出生率的影响系数为 -0.389 ,且通过了 1% 的显著性水平检验,说明教育支出显著的降低了人口出生率。平均而言,人均教育财政支出每增加一万元,人口出生率累积下降 4.88 个百分点。

家庭规模对人口出生率的影响显著为正。完善社会保障制度会影响个人的偏好。随着社会保障制度的逐步建立和养老保障的社会化,费孝通所描述的家庭反馈模式传统,即父母抚养子女、子女赡养父母,已开始慢慢瓦解,并有向西方的接力模式(父母抚养子女,子女无须赡养父母)转型的趋势。这样,生育行为更多地是出自父母对孩子的利他性偏好,而不再将子女作为跨期投资的工具。家庭规模越大,意味着父母对子女的利他性偏好程度越高,从而人口出生率也越高。

非农就业人口比重的系数显著为负。出现这样的结果主要有两个原因。一方面,社会工作方式转变、经济结构的转变使得人们逐渐摒弃传统的社会观念。另一方面,随着工作内容的丰富,现代部门多数属于人力资本密集型产业,对劳动者的质量要求高,而传统部门多数是劳动力密集型产业,对数量的需求相对更高。随着经济的不断转型,工作性质对人力资本的需求也日益增加。理性的家庭能够感知到社会需求的变化,从而主动或者被动的调整生育选择,将有限的资源更多地投入子女的人力资本提升过程而不是单纯地养育更多的小孩,从而导致人口出生率的下降。西方发达国家的产业发展和人口增长的历史路径,已经足以说明这一关系的成立。

人均GDP对人口出生率的影响显著为正。该结果与我们的理论模型保持了一致,工资水平与生育率正相关,即人均GDP水平越高,意味着工资水平也越高。这与中国社会发展阶段高度相关,相对于国外人口分布结构,在本文的样本区间内中国各省主要人口生活在农村,广大农村人口的生育意愿较高,越富有的家庭越倾向于多生(即使要交高额超生罚金也在所不惜)。

中青年人口比重是今后人口再生产变动的基础和起点,其比重越大,人口出生率就越高。人口密度虽然对出生率的影响程度不大,但其系数显著为负,这与Yasuba(1962)和Adelman(1963)的研究结论保持了一致。说明生态因素显然是影响生育率的一个重要方面。

此外,我们把样本划分为东、中、西部地区进行稳健性检验^①。实证结果与上文的分析一致,进一步验证了本文的理论假说,即财政教育支出对人口出生率有显著的负向影响。

五、总结性评论

经典理论认为,父母会在孩子的数量和质量之间进行权衡,具体取决于相对成本(或者说价格)的对比。本文在构建一个生育率内生化的世代交替模型的基础上,引入财政教育支出来改变人力资本投资的相对价格,进而分析教育支出对人口生育行为的影响。在本文的模型框架下,教育支出的增加意味着家庭面临的人力资本投资价格下降,这会给生育率带来收入效应和替代效应。从收入效应的角度来看,家庭既定教育投资水平所需要承担的成本下降,实际收入上升,导致家庭可能生育更多的孩子;而替代效应是指,家庭面临的教育价格下降,直接导致家庭选择养育质量(教育水平)替代生育数量。综合来看,政府教育支出对人口出生率的影响,取决于两种效应的综合对比。本文理论模型表明,财政教育支出对人口出生率的总效应为负。利用我国的省级面板数据研究显示,人均财政教育支出与人口出生率之间存在显著的负相关关系。实证研究与理论模型保持了一致。也就是说,政府大力发展教育,是20世纪90年代中期以来人口增长速度下降的原因之一,公立教育在控制人口数量、提高人口质量方面发挥了积极作用。

我们的分析表明财政教育支出增加会引起人口出生率的下降。教育支出虽然会在一定程度上降低人口出生率,但更多的教育投入意味着更多的未成年人能够接受良好的教育,积累更多的人力资本。对未来的经济发展而言,相对更重要的是人力资本积累。而且,本文的经验分析也表明,人口出生率的下降是多种因素共同作用的结果,教育财政支出仅是其中之一。人口出生率是上升还是下降,取决于这些因素的综合。无论怎样,提高人口质量对提升人口红利、缓解社保负担、推动经济社会的可持续发展是有利的。

本文的研究结果对于国家人口政策的功能与定位具有重要的参考价值。生育行为是具有一定偏好特征的家庭成员,在一系列经济条件下优化选择的结果。本文的理论与经验分析已经表明,存在这样一种人口生育的自动调节机制,即家庭会在生育子女的数量和抚育子女的质量之间进行优化权衡,若质量培育成本相对降低,家庭将选择更高水平的子女培育质量来替代子女生育数量。政府投入更多的教育经费降低家庭的子

^①限于篇幅,这里没有报告,具体结果备索。

女质量培育成本,从而降低人口生育率。从这个意义上说,政府完全能够采取间接引导的方式(提高财政教育经费支出)达到降低人口生育率的目标。

当人口转变的惯性消失后,从长期来讲什么因素将会成为决定人口增长的变量呢?人口问题夹杂着民族、文化、经济等方面的因素,掌握人口的变化及其特征以及国家其他相关的政策,才能做出科学预测和整体规划。本文篇幅所限不能全面展开分析。但是,政府支出导向显然是影响未来人类生命和健康的一个重要方面,其对生育率的影响也可能扮演越来越重要的角色。本文的研究发现财政教育支出是影响生育率的重要变量,这或许为中国人口生育政策的转变提供了一个新的视角。

参考文献:

1. 陈卫、吴丽丽 2006 《中国人口迁移与生育率关系研究》,《人口研究》第1期。
2. 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。
3. 郭志刚 2008 《中国的低生育水平及其影响因素》,《人口研究》第4期。
4. 费孝通 1983 《家庭结构变动中的老年赡养问题》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
5. 徐升艳、夏海勇 2011 《人口老龄化机制研究:基于生育率持续下降视角》,《人口学刊》第4期。
6. 姚从容、吴帆、李建民 2010 《我国城乡居民生育意愿调查研究综述:2000-2008》,《人口学刊》。
7. Adelman J. 1963. "An Econometric Analysis of Population Growth." *American Economic Review* 53(3): 314-339.
8. Anderson J. W. and C. Hsiao. 1982. "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data." *Journal of Econometrics*, 18(1): 47-82.
9. Arellano, M., and S. Bond. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies* 58(2): 277-297.
10. Becker S. O., F. Cinnirella and L. Woessmann. 2010. "The Trade-off between Fertility and Education: Evidence from Before the Demographic Transition." *Journal of Economic Growth* 15(3): 177-204.
11. Becker G. S. and H. G. Lewis. 1973. "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children." *The Journal of Political Economy* 81(2): 81-90.
12. Becker G. S., and N. Tomes. 1979. "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility." *The Journal of Political Economy* 87(6): 1153-1189.
13. Bleakley H., and F. Lange. 2009. "Chronic Disease Burden and the Interaction of Education, Fertility, and Growth." *The Review of Economics and Statistics* 91(1): 52-65.
14. Brandt L., and C. A. Holz. 2006. "Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications." *Economic Development and Cultural Change* 55(1): 43-86.
15. Darwin C. 1859. "The Origin of Species by Means of Natural Selection: Or, the Preservation of Favored Races in the Struggle for Life." *The American Journal of Science and Arts* 2nd Series 29 & 30(85-90): 145-150.
16. Diamond P. A. 1965. "National Debt in a Neoclassical Growth Model." *The American Economic Review* 55(5): 1126-1150.
17. Rosenzweig M. R., and K. I. Wolpin. 1980. "Testing the Quantity-quality Fertility Model: The Use of Twins as a Natural Experiment." *Econometrica* 48(1): 227-240.
18. Yasuba Y. 1962. *Birth Rates of the White Population in the United States, 1800-1860*. Baltimore: Johns Hopkins Press.

Has Fiscal Expenditure on Education Reduced the Birth Rate?

Yang Longjian¹, Chen Jianwei¹ and Xu Yanchao²

(1: School of Economics and Business Administration, Beijing Normal University;

2: School of Economics, Yunnan University)

Abstract: Based on Diamond (1965) model, we constructed an overlapping-generation model with endogenous fertility by introducing both government behavior and intergenerational individual optional choice, and discussed the impact of government's education spending on individuals' reproductive behavior. We found that government's spending on education restrained fertility under certain conditions. We employed system GMM to study the dynamic evolution of the birth rate, especially, we considered the endogenous variables such as the birth rate of lag items and government expenditure on education. We conducted an empirical test with China's provinces panel data from 1996 to 2009. The empirical results showed that fertility had been negatively affected by expenditure on education. Experience was consistent with the theory, which demonstrated that fiscal expenditure on education both reduced the population and improved the quality of the population under Chinese tradition of "many sons". This study provided a strategy for the transition of the National Population and Family Planning Policy.

Key Words: Expenditures on Education; Birth Rate; Overlapping-generation Model; System GMM

JEL Classification: B22, H52, J13

(责任编辑:陈永清)