

中国人口政策对生育率的影响

杨 涛 Marjorie McElroy

【提要】 本文利用超生罚款数额来测度县级人口控制的强度,并以此估算人口控制对生育率的影响。研究发现,现有的罚款政策平均降低每位农村妇女0.33的累计生育率;罚款对低收入家庭影响较大;另外,限制农村劳动力流动有显著的刺激生育作用。

【作者】 杨 涛 美国杜克大学经济系,助理教授;Marjorie McElroy 美国杜克大学经济系,教授。

在新中国成立后的20年内,中国妇女的总和生育率一直居高不下,在6左右。从1970年开始,生育率持续下降,1980年,总和生育率已下降到2.75。自1992年起,总和生育率一直保持在2以下(彭珏云,1996)。虽然生育率的转变可以部分归功于社会经济的广泛发展(T. Paul Schultz and Zeng Yi, 1995; Zhang, 1990),但是就中国特殊的人口政策对这一转变的影响程度却一直有争议。本文从分析《1992年中国家庭经济与生育10省市抽样调查资料》(田雪原等, 1995)入手,为中国人口政策的生育效用提供了最为直接的微观经验证据。

《10省市抽样调查资料》载有农村超生罚款数据。我们用这些数据来测度县级人口控制的强度,并以此估算人口控制政策对生育率产生的作用。由于居住在城镇的年轻夫妇大多生一个孩子,抽样调查资料对城镇超生处罚情况的观察数据量有限,所以我们无法对城镇妇女生育的决定因素做统计分析。因此,本文只研究中国人口政策对农村生育率的影响。

1. 人口控制政策与相关数据

众所周知,在标准的生育经济模型中(Becker, 1960; Willis, 1973),决定生育的因素包括财富约束、子女成本和效用、父母的婚姻和生理特征,以及其他一些社会经济因素。在中国,生育行为的决定由于政策和制度的制约而复杂化了。政策制度有些是旨在限制生育的,而另一些却无形中起着促进生育的作用(Chen, et al., 1999; Johnson, 1994)。中央政府对人口实施控制始于1971年,开展了以“晚稀少”为目标的计划生育工作。主要借助宣传、“说服”和社会压力等手段进行。1980年前后,政府放弃了这些间接的控制,转向直接控制每个家庭的生育孩子数量,“一孩政策”从此诞生。在这一政策下,城镇家庭只有特殊情况下才能获准生育第二孩(如,第一个孩子严重残疾)。1983年后,农村人口政策有所放宽。地方官员有权批准那些“确实有困难”的家庭生育第二孩。在不少省份,如果第一孩是女孩,这些家庭在若干年后可生育第二孩。按规定,生育第三孩是不允许的。

为了执行这些政策,地方政府采取了强制性措施,在向一孩家庭发放奖金的同时,对超生家庭施以经济惩罚。中央政府要求各级基层政府对一孩家庭在许多方面予以奖励,包括医疗

和托幼补贴、福利待遇、产假工资照发和多休产假,以及升学、就业等方面的优惠政策。在农村,政府向一孩家庭征收较低的各类实物税,包括减少一孩家庭的粮食征收额,并增加他们的“责任田”面积。在城镇,对生育二孩的父母的罚款一般设在夫妇双方工资收入的10%~20%的范围内,持续罚款期限3~14年不等。与此不同,农村的超生处罚通常是大数额的一次性付清罚款。

本文使用的1992年中国家庭经济与生育抽样调查数据,包含了10个省43个县的5532个家庭样本(Chen, et al., 1999)。这些被调查家庭至少有一个孩子。除那些有助于解释生育行为的社会经济变量外,此调查还记录了1991

年被调查家庭为超生所付的罚款数额。在被调查到的299名新生儿中,有91名是超生的。我们用各县平均罚款数额建立一个分县的超生罚款指标,并用此作为影响每个家庭生育决定的外生变量。

表1给出主要经济和人口变量的均值和标准方差。1992年中国家庭经济与生育调查的受访妇女具有稍高于初等教育的水平(5.4年),她们的平均初婚年龄为22.9岁,丈夫平均年长2岁并多受约2年的正规教育(7.5年)。1992年时,她们的平均年龄为36.7岁,平均婚龄为14.2年,平均已有子女数为2.3人,平均家庭财产为19891元。在这些家庭中,一个整劳动力年均收入为2363元,其中42.9%是非农劳动所得。家庭用于子女的开销是很大的。每个学生医药和教育方面的开支(包括学费、书本等学杂费、各种培训费和学徒费)分别占一个整劳力全年收入的1.6%和6.4%。农村的一次性超生罚款额则平均占一个整劳力全年收入的41.3%。调查样本所反映的各县超生罚款数额有很大差异,范围从最低的30元到最高的4000元不等。

2. 生育控制对农村家庭的影响

我们采用如下2SLS(两重最小二乘法)计量模型来估算妇女曾生子女数:

$$C_i = \alpha + \beta M_i + \gamma E_i + \theta I_i + \delta F_{ic} + \lambda P_{ic} + \mu_i \quad (1)$$

$$X_i = \nu Y_i + \tau IV_{ic} + \epsilon_i \quad (2)$$

在(1)式中, C_i 是妇女*i*曾生子女数; M_i 是婚姻和生理特征(如初婚年龄); E_i 是妇女受教育程度; I_i 是该妇女家庭的收入变量(如整劳力年均收入); F_{ic} 是所在县的育孩费用(如年均教育支出/学生); P_{ic} 是居住地的县平均超生罚款额; μ_i 是误差; $\alpha, \beta, \gamma, \theta, \delta$ 和 λ 均为常数。

由于每个劳动力的收入及家庭非农收入所占比重与生育决策相互影响,我们因此把这两个收入变量当作内生变量处理。在(2)式中,我们用每个妇女所在县的人均劳动收入和非农收入所占比重(IV_{ic})来控制两个内生变量(X_i)的变化。 Y_i 是影响农户行为的所有外生变量; ϵ_i 是误差; ν 和 τ 为常数。

表2中的4个竖栏汇总了4种模型对每个妇女曾生子女数的2SLS估计值^①。从表的底部可以看到,模型1和模型2采用了将妇女样本简单分成3个婚姻队列的方法:80年代结婚队列

表1 主要变量的均值和标准方差

变量名称	均值	标准方差
妇女曾生子女数	2.3	1.3
妇女婚龄	14.2	8.9
妇女年龄	37.1	8.8
丈夫年龄	38.9	9.4
妇女受教育程度	5.4	3.7
丈夫受教育程度	7.5	3.1
家庭财产(元)	19 891	30 316
整劳动力年均收入(元)	2 363	3 902
非农收入占总收入百分比	42.9	38.3
育孩成本(县平均值,元):		
每年教育支出/学生	152	70
每年医疗支出/学生	38	18
超生罚款额	976	988

(“一孩政策”)、70年代结婚队列(“晚稀少”政策)及严格控制人口增长措施开始之前结婚队列。我们用这组队列作婚姻参照队列(或人口政策参照队列)。模型3和模型4则将人口政策时期的结婚队列替换成结婚20年队列虚拟变量,并仍用1971年以前结婚的样本作为参照队列。这些婚姻队列虚拟变量有助于控制后期结婚妇女未完成生育的因素,并将分离两个人口控制时期的不同政策效用。

表2 中国农村家庭子女数量2SLS测算分析

解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4
妇女受教育程度:				
小学教育虚拟变量	-0.011 (-0.193)	0.28 (0.494)	0.003 (0.055)	0.040 (0.712)
初中及以上教育虚拟变量	-0.052 (-0.855)	0.011 (0.172)	-0.019 (-0.301)	0.043 (0.697)
劳动力预期收入	0.255*** (4.812)	0.528*** (7.355)	0.253*** (4.878)	0.513*** (7.275)
家庭财产	—	1.66×10 ⁻⁴ (0.094)	—	5.28×10 ⁻⁴ (0.299)
预期非农收入所占百分比	-1.596*** (-8.933)	-1.756*** (-9.879)	-1.664*** (-9.272)	-1.081 (-10.150)
居住地的县平均超生罚款额	-0.468*** (-3.632)	-0.329*** (-2.481)	-0.460*** (-3.666)	-0.338*** (-2.602)
罚款额×罚款额	0.028 (1.302)	0.036 (1.575)	0.021 (1.001)	0.033 (1.434)
罚款×收入	0.063 (0.896)	-0.042 (-0.587)	0.092 (1.409)	-0.003 (-0.042)
罚款×家庭财产	—	5.32×10 ⁻³ *** (2.490)	—	4.78×10 ⁻³ ** (2.237)
教育支出/学生(县平均成本)	—	-0.003*** (-3.745)	—	-0.003*** (-3.635)
医疗支出/学生(县平均成本)	—	-0.021*** (-8.592)	—	-0.021*** (-8.640)
1980~1991年婚姻队列	-0.514*** (-5.600)	-0.459*** (-5.456)	—	—
1980~1991年婚姻队列×罚款	0.061 (0.842)	0.079 (1.126)	—	—
1971~1979年婚姻队列	-0.320*** (-3.412)	-0.263*** (-2.858)	—	—
1971~1979年婚姻队列×罚款	0.030 (0.435)	0.017 (0.250)	—	—
妇女初婚年龄	—	-0.057*** (-6.823)	—	-0.053*** (-6.326)
结婚20年队列虚拟变量	否	否	是	是
常数	3.303*** (30.399)	5.153*** (24.769)	3.287*** (31.746)	5.069*** (24.285)
R平方	0.0577	0.1050	0.067	0.111

注:(1)教育的参照指标是受教育程度低于初等教育的妇女;(2)括号内是t值;(3)***、**和*分别表示在0.01,0.05和0.10水平上的显著性;(4)家庭财产、收入和罚款以人民币1000元为基本单位。

为消除关于 RHS 变量(即解释变量)内生性的所有影响,模型 1 和模型 3 剔除了任何可疑的潜在内生变量。这些变量包括可能反映过去经济行为的家庭财产和可能与生育决定交互作用的母亲年龄。我们没有好的手段有效控制它们的内生性。此外,模型还剔除了县级的孩子教育和医疗支出,因为这些变量不是测度每个家庭育儿成本的理想数据。

在表 2 中,所有 4 个模型的估算结果都是稳定的。对于每个既定的变量,其相关系数在各模型中变化不大;如果其结果呈显著性,系数的符号也从不改变。并且,除人均劳动力收入外(在剔除潜在内生变量后,其系数几乎增加了 1 倍),分析表中的其他具有统计显著性的变量值在各模型中都非常接近。

与过去大多数经验研究的显著性结果相反,这些数据并未提供任何证据支持受教育多的母亲生育子女数较少的论点。就这点而言,4 个模型的结论是一致的。对此结果的一种解释是,中国的人口政策对农村妇女的生育行为是严加束缚的。因为农村妇女的实际生育数量比理想数量低,所以有关数据不能真实反映妇女受教育程度对其生育行为的影响。

此外,4 个模型均明确显示,在超生罚款数额大的县,家庭子女数明显较少。并且,如所预期的,随着罚款标准的增高,罚款数额单位增量的边际效用随之降低(虽然这些平方项的系数没达到传统统计意义上的显著水平)。为了评估罚款对生育的影响,我们使用了模型 4 的估计值,因为这组估算值最为完整并具有较强的灵活性。结果是:如把罚款在样本均值上增加 10%,仅可使妇女的总和生育率减少 0.03。在不考虑无显著性的平方项的前提下,如将现有的平均罚款金额增加 1 倍(即把罚款数额提升到劳动力年均收入的 82.6%),只能使被调查妇女的总和生育率降低 0.33。因此,虽然罚款在起作用,但很大的罚款增值只能降低相对少量的生育率。我们同时检验了放宽现行控制政策可能对生育产生的影响,结果发现完全取消现行的罚款政策仅可使被调查妇女的总和生育率增加 0.33。与政府预期的生育反应相比,所估算的生育政策效用是比较小的。

关于家庭财产对生育的影响,虽然财产项缺乏统计显著性,但我们发现家庭财产与罚款的相乘项具有显著的正相关。这表明越富裕的家庭,其生育行为受既定罚款数额的影响越小。在我们的样本中,平均家庭财产数额刚好低于 20 000 元。泛泛而言,基于缺乏统计显著性而不考虑罚款的平方项和罚款与收入的交互作用,我们发现增加家庭财产 10%可以抵消 2.9%的罚款对生育的边际作用。事实上,如果把家庭财产在样本均值之上增加 50 000 元,就可以完全抵消现行罚款的作用。这暗示着在我们的农村样本中,罚款并不能减少占总数 3.9%的最富裕家庭的生育数量。

我们发现家庭收入上升会提高生育率,但其中农业与非农收入比例起着重要作用。在中国,与世界其他地区相仿,随着非农就业机会的不断增加,父母便有动机提高子女教育水平,他们对每个子女的教育投资也趋于平均,并同时降低生育数量(Yang and Zhu,1999)。我们发现,对于一个既定的家庭收入水平来说,非农收入所占比重较大的家庭,其子女数量较少。如果将一个家庭的劳动力年均收入从样本均值增加 10%,可使其生育率增加 0.12。但是,如果控制住收入总额,非农收入所占比重增加 10 个百分点,会使妇女总和生育率降低 0.11。这一发现与罚款分析的研究结果相结合,则具有重要的政策含义。中国对于农业劳动力外流的限制是尽人皆知的。而这项研究发现却表明,限制人口流动的政策可能具有强大的鼓励生育的作用,在

① 我们可用 Probit 方法和 Poisson 回归来替代本文采纳的线性模型,但其结果与文中的结论类似。这些非线性模型的优点是允许误差结构的灵活性,但也因此造成不容易直观解释测算值的问题。由于篇幅的限制,我们采用上述线性模型。

无意中对中国具体的人口政策起到了抵制作用。

关于孩子的花费,我们发现在学生教育和医疗支出较高的县,其生育率较低。当然,我们也意识到这些度量孩子成本的变量并非理想的指标。

最后,我们分析婚姻队列和初婚年龄对生育的影响。对于一个既定的婚姻队列来说,每推迟一年婚期会导致每个妇女平均育孩数目有少量的但却是统计上显著的减少。计算结果表明,如果100名妇女推迟婚期一年,她们总共会少生大约5个孩子。另外,模型1和模型2的结果显示,在超生罚款、初婚年龄以及其他所有变量保持不变的前提下,在“晚稀少”政策时期(1971~1979年)结婚的妇女比1971年之前结婚的妇女平均少生0.25~0.33个孩子。而在“一孩政策”时期(1980~1991年)结婚的妇女则比1971年之前结婚的妇女平均少生0.5个孩子。模型3和模型4也显示出类似的结果。

3. 结论

我们的经验分析结果表明,中国的人口政策对中国的生育率确实起到了不容忽视的作用。首先,在超生罚款数额高的乡村地区,妇女曾生子女数明显较少,这些高额罚款对于一般农村家庭是相当沉重的经济负担。而且,这种政策效用对低收入家庭的影响最大,并随家庭富裕程度的增加而减少,而对最富裕的家庭毫无影响。其次,我们未能发现母亲的教育程度影响生育行为,这本身就是证实中国人口政策确实有制约力的证据。第三,中国限制农业劳动力外流的政策具有较强的刺激生育作用,与人口控制政策背道而驰。最后,也是最重要的一点,我们发现如果完全取消现有的农村超生罚款政策,每位农村妇女的累计生育数量仅会增加0.33。

因此,我们认为政府应采纳比现行政策更为有效却较少强制的政策以取得经济的高速增长。首先应该终止那些从计划经济体制中继承过来的具有鼓励生育作用的一系列政策和法规,譬如对劳动力流动的限制等。各个家庭将会追寻由此产生的利益导向以加速经济增长,并完成从高生育率转向低生育率的人口结构变迁。

参 考 文 献

1. 彭珮云主编:《中国计划生育全书》,中国人口出版社,1996年。
2. Chen, Dandan, McElroy, Marjorie and Yang, Dennis Tao (1999), "Transformations in China's Population Policies and Demographic Structure", Manuscript, Duke University.
3. Johnson, D. Gale (1994), "The Effects of Institutions and Policies on Rural Population Growth with Application to China", *Population and Development Review*, September, 1994, 20(3): 503~531.
4. Schultz, T. Paul and Zeng, Yi (1995), "Fertility of Rural China: Effects of Local Family Planning and Health Programs", *Journal of Population Economics*, 1995, 8: 329~350.
5. Willis, Robert (1973), "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior." *Journal of Political Economy*, 1973, 81: s14~s64.
6. Yang, Dennis Tao and Zhu, Xiaodong (2000), "Economic Structural Change and the Dynamics of Industrial Revolution", Mimeo, Duke University.
7. Zhang, Junsen (1990), "Socioeconomic Determinants of Fertility in China: A Microeconomic Analysis" *Journal of Population Economics*, 1990, 3: 105~123.

(译者: 孙 征)

(本文责任编辑: 朱 犁)