

体制内身份、生育选择和全面二孩政策优化

——来自中国的证据

刘传辉^{1a,2}, 何兴邦^{1b}

(1.西南财经大学 a.经济学院, b.中国西部经济研究中心, 成都 611130; 2.西华大学 经济学院, 成都 610039)

摘要:全面二孩政策的实施标志着中国计划生育政策的重大调整。作为严格执行计划生育的重要群体,体制内人员生育意愿的释放对中国人口结构、整体人口素质提升必然产生重要的影响。本文采用 Ols 和 Probit 模型实证研究了体制内身份对生育行为的影响。结果显示,体制内家庭的平均生育数量比非体制内少生育 0.19 个,生育二胎以上概率比非体制内家庭低 12.9%,体制内身份对生育数量选择影响是显著的;另外,户籍因素、教育程度、民族、初婚年龄都对居民的生育行为有显著影响。本文认为,全面二孩生育政策优化既要关注生育政策调整对人口数量的提升效应,也应重点关注生育政策对中国人口结构和人口质量的长期影响。

关键词:人口;体制内身份;生育选择;全面二孩政策

中图分类号:C923 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-5315(2016)06-0098-08

一 引言

近年来,中国的低生育率和“人口红利”消失问题受到政府和学者更多的关注。2015 年开始,中国开始推行全面二孩政策。齐美东等认为全面二孩政策是针对中国人口现实情况而做出的、符合社会需求的政策调整,这有助于缓解长期以来计划生育政策导致的适龄劳动力短缺及“未富先老”等社会问题^[1];全面二孩生育政策是中国深化改革的突破口,有助于改善中国当前的人口转变趋势^[2];全面二孩政策承担着开始调整我国人口的生育率、改变我国人口总体结构的任务^[3]。全面二孩生育政策实施

后,官方和一些学者开始关注全面二孩政策的新增生育人口效应。国家卫生和计划生育委员会预计全面二孩政策将缓解我国的低生育问题,到 2050 年可多增加 3000 多万劳动力^①。王广州估计全面二孩生育政策推行后,每年新增出生人口不太可能达到或超过 800 万^[4]。韩雷和田龙鹏基于湘潭市人口生育意愿调查数据,认为全面二孩生育政策不会造成人口堆积^[5]。

目前,国内生育政策对二孩生育影响的目标人群研究一般以城乡、教育程度、年龄、东西部区域等进行划分。石智雷、杨云彦采用湖北生育意愿大样

收稿日期:2016-07-02

基金项目:国家社科基金重大项目“健全城乡发展一体化的要素平等交换体制机制研究”(14ZDA033);中央高校基本科研业务费 2015 年度博士生课题项目“‘一带一路’战略、产业内移与西部地区产业转型升级研究”(JBK1507164)。

作者简介:刘传辉(1982—),男,山东鄄城人,西南财经大学经济学院博士研究生,西华大学经济学院讲师,主要研究方向为区域经济;

何兴邦(1986—),男,四川广元人,西南财经大学中国西部经济研究中心博士研究生,主要研究方向为金融和环境经济。

本数据,发现农村居民生育二孩概率大于城市居民,育龄妇女年龄越大,二孩生育意愿越低;文化程度越高,城市育龄妇女二孩生育意愿越弱,农村育龄妇女二孩生育越强^[6]。杨菊华发现东部地区二孩生育意愿明显高于中部地区和东北地区,但与西部地区并无显著差异^[7]。

体制内身份是中国特殊国情的产物。本文将目标人群选定为体制内人群,分析体制内因素对微观家庭生育行为和全国总体生育形势的影响。计划生育政策对体制内人群的约束性更强,惩罚也更为严厉。一旦违反计生政策,以政府机关、事业单位、国有企业为主的体制内人群除了面临经济上的惩罚,还可能危及自身的职业生涯和政治前途,这无形中给体制内人群施加了更为严格的约束。因此,体制内工作人员违反计划生育政策的成本更高,他们的超生行为也更谨慎。同时,体制内工作人员的工作特点也决定了违反生育政策机会成本的高昂:一是大部分体制内工作人员工作稳定性高,福利较好,许多人通过激烈的竞争才能进入体制内,因此不愿意放弃这份工作;二是体制内工作人员的工作性质也决定了跳槽的不易,一些人尽管有意愿离开体制内,但无法在体制外获得更好发展机会而放弃;三是政策惩罚的严厉性,一旦违反了计划生育政策,被组织纪律处理后,在体制内的发展空间会被大大限制,甚至被迫离开体制。因此,他们会更好地遵守计生政策。

本文选择体制内群体作为目标人群研究生育政策的效应主要有以下原因。一是体制内群体是全面二孩政策的重点目标群体。2011年,西南财经大学中国家庭金融调查(CHFS)数据显示,符合全面二孩政策目标人群中,体制内家庭占24%^②。二是体制内群体过去受生育政策影响程度更大。在严格的生育约束下,部分体制内人群为了职业稳定或者政治前途,不得不放弃生育二胎行为。因此,体制内家庭对生育政策放宽的需求更强烈。三是研究体制内群体的生育意愿将有助于研究整个体制内人群对我国整体生育率的影响,对未来生育政策的调整和优化评估起到重要作用。因此,本文可能的贡献主要有以下几个方面:一是实证研究了体制内因素对家庭生育数量的影响;二是测算了体制内因素对中国整体生育数量的影响;三是为全面二孩政策不及预期提出一个解释,并为全面二孩政策的调整和优化

提供建议。

二 理论假设和数据

(一)研究假设

假设1:体制内身份抑制了生育率。

本文首先假设体制内身份将显著抑制个体的超生行为。因为政府机关、事业单位和国有企业等体制内个体在考虑最优生育数量时,会权衡多生育带来的效用和违反制度的风险。相比于非体制内群体,除了经济惩罚之外,体制内单位对于违反计划生育政策的政治惩罚要严厉得多。在中国,从国家层面到地方都出台了对于体制内人群违反生育政策的惩罚条例,以我国《行政机关工作人员处分条例》第三十三条为例,该条例规定对于违反规定超计划生育的,给予降级或者撤职处分,情节严重的,给予开除处分^③。在基层单位,全国体制内单位普遍执行一票否决制,即对体制内各级党委、政府和部门违反计生政策的,取消单位评选先进的资格,单位的主要负责人、分管人口计划生育负责人当年度不得确定为优秀或称职等次,一年内取消各类先进、荣誉称号的评选资格,不得提拔和晋升职务,任期内被否决两次以上的,予以降职或免职;而对于个人违法超生的,党员开除党籍,公职人员开除公职,党代表撤销党代表资格,人大代表、政协委员按规定程序予以罢免。

正因为有如此严格的生育政策约束,我们假设体制内工作者相较于体制外的工作者,会更加严格地执行我国计划生育政策。为了保留住体制内工作和自身长远职业前途,部分体制内员工只能放弃自己最优生育数量,而这将降低整体生育数量。

假设2:违反生育政策的机会成本越高,体制内工作人员越不可能违反计生政策。

刘丹和Boling认为,日本的低生育率源自于中断职业生涯的高额的机会成本^[8]。Bongaarts^[9]、Heiland和Sanderson^[10]等人也从工作的机会成本角度探讨了美欧等发达国家家庭低生育率的原因。中国与之情况类似,体制内群体不愿意违反计生政策的重要原因是机会成本过高。考虑到传统观点,体制内工作相比非体制内工作有着更优厚的待遇、稳定性、社会地位和社会保障。因此,体制内工作的机会成本更高,流动性也更小。何丽和许传新采用中山大学中国劳动力动态调查数据(CLDS),发现体制内职工对于工作的满意度明显大于体制外职工,体制内员工最满意劳动权益的保障,因此体制内

员工更不愿意跳槽^[11]。也有一些观点认为体制内工作缺少技术含量,因此其经验较不被体制外企业所认可,所以跳槽也较不容易^[12-13]。还有观点认为社会保障水平对于家庭生育决策有现实影响^[14]。而体制内人员的社会保障水平相对较高,因此体制内人员的流动性较低。2012年,咨询公司怡安翰威特的调查数据显示,我国各行业的平均流动率为15.9%^④,而我国各体制内工作人员的流动率则明显较低。体制内工作人员的低流动性,也决定了体制内员工只能承担生育政策所附加的隐形成本。因此,这提高了体制身份对生育率的抑制作用。

尽管体制内群体都面对较强的生育约束,都面临着经济惩罚、职业生涯和政治前途中断风险等机会成本,但体制内各个体违反生育政策的机会成本是不一样的。一般来说,体制内的工作有正式工和非正式工之分,也有职位高低之分,因此违反计生政策受到惩罚的机会成本也是不一样的。因此,基于假设2,我们认为体制内正式工种、职位较高、收入较高人群越遵守计划生育政策,越不容易生育两个或者以上小孩。考虑到正式工种、职位高低和收入的高相关性,一般来说,正式工种和职位越高的体制内人群收入也越高。因此,本文用个人的收入作为违反生育政策机会成本的代理变量,以检验违反生育政策机会成本对于体制内人员违反生育政策的影响。

(二)数据和变量

本文实证的数据来源于2010年中国人民大学社会学系和香港科技大学联合开展的中国总和社会调查(CGSS)。该项目以随机抽样的方法在全国28个省份抽样,2010年共有11783个家庭样本数据。其中,每个家庭按照规则随机抽取1人,调查问卷涵盖了年龄、教育背景、工作、户籍、生育、家庭及社会认知等信息。为了消除男女的异质性,且考虑到男性配偶和女性配偶在学历、教育程度、民族等方面较大的相关性。本文选用家庭样本中已婚女性的个体信息作为样本,最后再剔除掉缺失信息后,本文共获得了4912个样本。

本文体制内工作的定义是夫妻双方只要有一个人在党政机关、事业单位、国有企业工作的即为体制内身份确定。户口分为农村户口和非农村户口,民族分为汉族和非汉族,初婚年龄是指第一次结婚的年龄,由于调查问卷中并没有涉及具体的教育年限,

于是我们将女性最高教育程度分为文盲、小学、初中、高中和大专以上五档。为了研究收入对生育的影响,我们加入家庭收入的对数作为控制变量,表1为变量的一些描述性统计。从表1中可以看到,样本平均生育数量为1.995个,家庭收入对数值的平均值为9.959;体制内家庭占比11.7%,非体制内家庭占比88.3%;有38.3%的家庭生育1个或者没有小孩,而61.7%的家庭生育2个或两个以上小孩;农村户口和非农村户口分别占比55.4%和44.6%;初婚年龄在20岁以下、20—24岁、25—29岁、30—34岁、35岁以上的分别占比10%、53.1%、29.7%、5.17%和1.59%;汉族和少数民族分别占比91.7%和8.27%;最高教育程度为文盲、小学、初中、高中、大专以上的分别占比15.5%、26.9%、35.1%、13.9%和8.67%。

表1.主要变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	方差
生育数量	4912	1.995	1.079
家庭收入对数值(元)	4912	9.959	1.006
体制内工作	4912	0.117	0.322
非体制内工作	4912	0.883	0.322
生育数:0或者1	4912	0.383	0.486
生育数:2个或以上	4912	0.617	0.486
农村户口	4912	0.554	0.497
非农村户口	4912	0.446	0.497
初婚年龄:20岁以下	4912	0.104	0.306
初婚年龄:20—24岁	4912	0.531	0.499
初婚年龄:25—29岁	4912	0.297	0.457
初婚年龄:30—34岁	4912	0.0517	0.221
初婚年龄:35岁以上	4912	0.0159	0.125
民族:汉族	4912	0.917	0.275
民族:非汉族	4912	0.0827	0.275
最高教育程度:文盲	4912	0.155	0.362
最高教育程度:小学	4912	0.269	0.443
最高教育程度:初中	4912	0.351	0.477
最高教育程度:高中	4912	0.139	0.346
最高教育程度:大专以上	4912	0.0867	0.281

注:数据来源于2010年CGSS调查数据,家庭中男方或女方有一方在体制内工作,均归为体制内。

三 实证分析

(一) OLS 回归

我们为了验证体制内因素对家庭生育数量的影响,我们采用如下的回归:

$$Kids = \gamma + \tau System + \xi X_i + u_i \quad (1)$$

其中,被解释变量 Kids 为家庭生育子女数量; System 为体制内家庭虚拟变量,即本文的研究变量; X_i 分别为母亲的教育背景、民族、初婚年龄和家庭收入等控制变量,其中户口、教育程度、民族为虚拟变量,对照组分别农村户口、教育程度为大专以上和非汉族; u_i 为随机扰动项。OLS 回归的具体结果见表 2。

表 2. OLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
体制内	-0.731*** (-15.63)	-0.202*** (-4.15)	-0.208*** (-4.28)	-0.191*** (-4.03)
非农村户口		-0.522*** (-15.92)	-0.513*** (-15.61)	-0.427*** (-12.94)
最高教育程度:文盲		0.770*** (11.34)	0.768*** (11.33)	0.607*** (8.81)
最高教育程度:小学		0.571*** (9.06)	0.567*** (9.01)	0.441*** (6.95)
最高教育程度:初中		0.206*** (3.58)	0.206*** (3.59)	0.123** (2.16)
最高教育程度:高中		0.0714 (1.14)	0.0714 (1.15)	0.00956 (0.16)
汉族			-0.201*** (-4.00)	-0.196*** (-3.99)
家庭收入				-0.0238 (-1.56)
初婚年龄				-0.0566*** (-15.14)
常数项	2.080*** (130.03)	1.897*** (31.49)	2.079*** (27.55)	3.707*** (18.81)
观测数	4912	4912	4912	4886

注:括号内为 t 统计量,* 代表 p 值 < 0.1,** 代表 p 值 < 0.05,*** 代表 p 值小于 < 0.01

其中,第一列只考虑体制内因素对生育数量的影响,结果显示体制内群体比非体制内人群少生育 0.731 个。第二列加入了母亲户籍因素和教育背景对生育数量的影响后,体制内因素对生育数量影响出现下降,体制内群体比非体制内群体少生育 0.2 个,表明父母的户籍和教育背景对生育选择有显著的影响,因此体制内因素对生育数量的影响出现下降。而列 2 也显示母亲户籍对生育数量的影响是显著的,非农村户籍比农村户籍群体少生育 0.5 个;母

亲教育程度对生育数量的影响也是显著的,最高教育程度为文盲、小学、初中的群体平均比大专以上教育程度的多生育 0.770 个、0.571 个和 0.206 个,但高中教育程度和大专以上教育程度的生育率没有显著差别。列 3 继续加入了民族对生育率的影响,结果显示体制内对生育数量的影响仍然是显著的,体制内群体比非体制内平均少生育 0.208 个,汉族比非汉族群体平均少生育 0.201 个;其他结果与列 2 类似。列 4 继续加入家庭收入和初婚年龄对生育率的影响,结果显示体制内对生育率的影响下降到 0.191,即体制内群体比非体制内群体少生育 0.191 个;而初婚年龄也显著影响生育率,结婚年龄每增加 1 岁,平均生育个数就下降 0.05 个;但家庭收入对生育率的影响不显著;其他结果与列 3 类似。

需要说明的是,此处结果显示家庭收入不影响生育行为。本文假设“体制内的正式工种、职位较高、收入较高的越遵守计划生育政策,越不容易生育两个或者以上”,是个人机会成本影响生育行为。出现这种情况的原因可能是受访者本人在体制内工作,但配偶为非体制内群体且收入较高,因此总体上家庭收入也越高。在这种情况下,本人违规超生失业的损害反而因为家庭收入高而降低,因此家庭收入高未必会降低生育行为。如果只考虑本人的情况,需要注意违规超生的机会成本,去掉掉配偶的影响。

(二) probit 回归

考虑到 OLS 回归被解释变量生育数量的离散性可能带来的异方差等问题,且生育数量并不能准确反映其违反生育政策的选择,本文采用 probit 模型对生育问题数量进行实证分析。具体回归模型如下:

$$Y^* = \beta X + u_i \quad (2)$$

$$Y = \begin{cases} 1, & \text{当 } Y^* > 0 \text{ 时, 生育子女数至少为 2 个} \\ 0, & \text{当 } Y^* < 0 \text{ 时, 生育子女数为 1 个或 0 个} \end{cases} \quad (3)$$

$$P((Y=1) | X) = F(X, \beta) = \Delta(X'\beta) \\ \equiv \frac{\exp(X'\beta)}{1 + \exp(X'\beta)} \quad (4)$$

其中, Y_i^* 为不可观测的潜在变量;而 Y_i 为实际观测的因变量。当生育数量为 0 或 1 个的时候, Y_i 取 0 值,代表居民没有生育二孩,当生育数量为 2 个或者 2 个以上时候, Y_i 取 1 值,代表该家庭已经有二孩。 X_i 分别为家庭的体制类型,母亲的教育背景、

民族、初婚年龄和家庭收入等解释变量,我们和 OLS 一样,家庭体制类型为主要的关注变量,而母亲户口、教育程度、民族、初婚年龄、家庭收入对数作为控制变量,其中户口、教育程度、民族为虚拟变量,农村户口、大专以上学历程度、非汉族为控制组。为了方便理解,我们的输出结果直接采用边际效应的方式。其中,

$$\begin{aligned} \text{边际效应} &= \frac{\partial P(Y=1) | X}{\partial X_k} \\ &= \frac{\partial P(y=1) | X}{\partial (X'\beta)} \cdot \frac{\partial (X'\beta)}{\partial X_k} \\ &= \phi(X'\beta) \cdot \beta_k \end{aligned} \quad (5)$$

表 3. Probit 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
体制内	-0.376*** (0.0202)	-0.127*** (0.0278)	-0.132*** (0.0279)	-0.129*** (0.0285)
非农村户口		-0.318*** (0.0157)	-0.314*** (0.0158)	-0.288*** (0.0168)
最高教育程度:文盲		0.274*** (0.0227)	0.273*** (0.0227)	0.229*** (0.0270)
最高教育程度:小学		0.244*** (0.0259)	0.243*** (0.0260)	0.201*** (0.0289)
最高教育程度:初中		0.0890*** (0.0289)	0.0896*** (0.0289)	0.0561* (0.0305)
最高教育程度:高中		0.0136 (0.0325)	0.0136 (0.0326)	-0.0160 (0.0345)
汉族			-0.125*** (0.0253)	-0.130*** (0.0253)
家庭收入对数				-0.00790 (0.00905)
初婚年龄				-0.0278*** (0.00218)
观测值	4,912	4,912	4,912	4,886

注:括号内为 t 统计量,表中汇报值为边际效应,* 代表 p 值 < 0.1, ** 代表 p 值 < 0.05, *** 代表 p 值小于 < 0.01。

表 3 为具体回归结果。其中,列 1 只考虑了体制内因素对生育二胎以上选择的影响,结果显示体制内因素对生育二胎以上选择影响是显著的,体制内人群生育二胎以上比非体制内群体低 37.6%。列 2 显示在加入户口、教育程度后,体制内身份对生育二胎的影响虽然有所降低,但仍然是显著的,体制内人生育二胎以上比非体制内低 12.7%。而户籍和教育程度对生育二胎以上选择的影响也是显著的,非农村户口生育二胎以上概率比农村户口居民

低 31.8%,相比大专以上学历背景,教育程度为文盲、小学和初中的群体生育二胎以上概率分别高 27.7%、24.4%和 8.9%,而高中教育程度生育二胎以上概率则和大专以上学历背景的无差别。列 3 继续加入了民族对生育率的影响,结果显示体制内对生育二胎行为的影响仍然是显著的,体制内人生育二胎以上概率比非体制内低 13.2%,其余的结果仍然与列 2 类似。列 4 继续加入家庭收入和初婚年龄对生育率的影响,结果显示体制内身份对生育二胎的影响下降到 12.9%,即体制内群体生育二胎以上概率比非体制内群体低 12.9%;而初婚年龄也显著影响生育二胎行为,女性初婚年龄每提高一岁,生育二胎以上概率则下降 2.78%;其余结果与之前类似。

(三)扩展性探讨:分体制和分户口 probit 回归

为了检验假设 2,我们对样本进行了分体制内 probit 回归,以检验机会成本对体制内人群违反生育政策的影响,结果见表 4。

表 4. 分体制 probit 回归结果

	非体制内	体制内
非农村户口	-0.251*** (0.0178)	-0.443*** (0.0584)
最高教育程度:文盲	0.182*** (0.0301)	0.161 (0.132)
最高教育程度:小学	0.158*** (0.0338)	0.0754 (0.0889)
最高教育程度:初中	0.0620 (0.0371)	0.00433 (0.0455)
最高教育程度:高中	-0.0243 (0.0421)	-0.0554 (0.0449)
汉族	-0.0839*** (0.0255)	-0.332*** (0.0726)
个人收入对数	0.00274*** (0.00048)	-0.0689*** (0.0259)
初婚年龄	-0.0236*** (0.00205)	-0.0332*** (0.00572)
观测值	4,056	830

注:表 4 中被解释变量为个人收入对数。括号内为 t 统计量,表中汇报值为边际效应,* 代表 p 值 < 0.1, ** 代表 p 值 < 0.05, *** 代表 p 值小于 < 0.01。

表 4 的结果显示个人收入对体制内群体生育行为的影响是显著的,个人收入每增加 1%,体制内群体生育二胎以上的概率就下降 6.89%。因此,这验证了假设 2,即违反生育政策机会成本越高,体制内违反生育政策的概率就越低。初婚年龄对体制内生育二胎的影响也是显著的,女性初婚年龄每增加 1

岁,生育二胎的概率就下降 3.32%,而户籍对体制内外影响也是显著的,这也说明了假设 2 是合理的。由于相当部分农村户籍在体制内就业的性质为非正式工种,因此,违反生育政策的机会成本更小。而最高教育程度则对体制内群体生育二胎行为无影响,对于非体制内群体,结果与体制内类似。个人收入每增长 1%,生育二胎概率下降 2.74%;初婚年龄每增长 1 岁,生育二胎概率下降 2.36%;但教育程度对体制外群体的生育二胎行为影响是显著的,体制外群体教育程度越低,生育二胎的概率则越大。

分户口 probit 回归结果见表 5。列 1 为农村户口的 probit 回归结果,结果显示对于农村户口,体制内因素并不影响生育二胎的行为。农村居民在体制内工作一般存在两种情况,一种是在体制内的非正式工种,另一种是尽管在体制内为正式工种,但一直没有将户口迁移到城镇。结果表明,总体上农村户籍人口在体制内工作并不影响生育二胎行为,而教育程度、民族和初婚年龄仍然显著影响二胎生育行为。列 2 显示体制内身份显著抑制了城镇户口居民的生育二胎行为,体制内城镇居民生育二胎概率比非体制内低 14.1%,其他结果与列 1 类似。可以看出,教育程度、民族和初婚年龄对农村户口和非农村户口影响程度有较大差异,教育程度、民族、初婚年龄对城市生育二胎行为约束更强。

表 5.分户口 probit 回归结果

	农村户口	非农村户口
体制内	0.00960 (0.0450)	-0.141*** (0.0267)
最高教育程度:文盲	0.159*** (0.0516)	0.386*** (0.0587)
最高教育程度:文盲	0.146** (0.0689)	0.307*** (0.0458)
最高教育程度:文盲	0.0797 (0.0675)	0.0331 (0.0350)
最高教育程度:文盲	0.0819 (0.0545)	-0.0814** (0.0367)
汉族	-0.0554*** (0.0214)	-0.216*** (0.0509)
家庭收入对数	-0.00736 (0.00804)	-7.11e-05 (0.0137)
初婚年龄	-0.0124*** (0.00188)	-0.0383*** (0.00349)
观测值	2,706	2,180

注:括号内为 t 统计量,表中汇报值为边际效应,* 代表 p 值 < 0.1,** 代表 p 值 < 0.05,*** 代表 p 值小于 < 0.01。

(四)工具变量回归和稳健性检验

研究体制内身份对生育率的抑制可能存在内生性问题。体制内工作人员的性格、生育偏好等一些无法观测的遗漏变量无法进入回归方程,可能产生内生性问题。因此,为了消除内生性问题,本文加入了父亲的体制内身份作为工具变量。首先,父亲的体制内身份满足外生性。另外,父亲的体制内身份和子女的体制内身份相关性约为 0.66,满足较强的相关性。因此,本文将父亲的体制内身份作为工作变量,分别对 OLS 和 probit 回归进行了实证分析^⑥。结果显示,体制内身份的生育个数比非体制内家庭少生育 0.115 个;体制内家庭生育二胎以上概率比非体制内家庭小 11.4%。表明加入父亲的体制类型作为工具变量之后,结果仍然显著,但体制内身份对生育率的抑制作用下降了。

为使得本文的回归结果更加稳健,考虑到各不同年龄女性结构、学历、户籍、初婚年龄的异质性,而且考虑到部分年轻女性还没有完全完成生育选择,因此研究可能会高估了教育程度、户籍等变量对生育率的影响。考虑绝大部分女性在 49 岁以后将停止生育,已经完成了终生生育选择,因此我们将 49 岁以后女性(在 CGSS 调查中 1961 年以后出生的女性)作为稳健性检验研究对象。虽然稳健性检验有助于更准确判断体制内身份对终生生育率的影响,但也会丢失掉很多年轻女性的信息,不利于生育政策对整体人群的判断,因此本文的稳健性检验仅用来做对比研究。稳健性检验结果与之前的回归结果十分接近,体制内身份平均降低 0.197 个小孩生育数量,与之前体制内身份平均降低 0.191 个生育小孩数量的结果十分接近。另外,体制内身份比非体制内生育二胎以上概率低 13.4%,与之前的 probit 回归结果 12.9% 相比,两者也十分接近,因此,稳健性检验证明了本文实证过程的可信性。

四 结论与政策建议

本文采用 OLS 和 probit 模型验证了体制内身份对生育行为的影响。通过实证,主要有以下几个重要结论。一是体制内身份对家庭生育选择的影响是显著的。体制内家庭的平均生育数量比非体制内少生育 0.19 个,生育二胎以上概率比非体制内家庭低 12.9%。二是生育子女的机会成本是影响生育选择的重要原因。母亲的个人收入每提高 1%,体制内生育二胎概率下降 6.89%,体制外生育二胎概

率下降 2.74%。三是教育程度、户籍和初婚年龄都显著影响居民的生育行为。教育程度越高,户籍为城市户籍以及初婚年龄越高的居民,其生育数量越低。

上述结论包含了较为丰富的政策含义,尤其是对于优化全面二孩政策有以下几方面的政策启示。

第一,与非体制内人群相比,严格的生育政策对体制内人群的约束程度更高。过去专家学者或者政府较少将体制内群体单独作为生育目标人群来研究和关注。实际上,体制内家庭在我国占有相当高的比例,且生育政策及体制内相关规定对体制内家庭的生育抑制效应更大。随 2015 年 11 月起中国全面二孩政策的实施,体制内群体的生育需求将会得到较大的释放。因此,关注体制内群体的生育意愿和生育行为,可以更加准确地评估未来中国的新生人口变化趋势。

第二,我国全面二孩政策的优化不仅应鼓励居民多生育以摆脱当前的“低生育率”困境,更应关注新生人口质量优化的问题。考虑到多数体制内群体学历程度较高、收入相对较高等因素,体制内群体多

生育对我国整体人口质量的优化将起到一定正向影响。过去我国人口政策评估往往更关注政策对人口数量增长的影响,而忽视人口质量的因素。因此,政策制定者在关注全面二孩政策调整人口数量增长效应之外,可以重点评估体制内群体多生育对未来我国人口结构变动的的影响,这样能够更加全面地了解生育政策变动对于人口形势的影响。

第三,本文研究表明,居民生育数量较少的重要原因是生育子女的机会成本较高。这个结论同时适用于体制内群体和非体制内群体。当前我国全面放宽二孩生育政策,只降低了居民再生育的政策障碍,并没有解决当前中国居民生育意愿低背后的经济因素。因此,全面二孩生育政策的优化,应考虑通过强化降低居民生育成本的配套政策来激励居民生育,比如政府可以针对生育行为进行补贴,进一步完善产假制度,加强妇女儿童医院等专业生育机构建设,加快婴幼儿托管中心建设等。这些政策的持续出台都有助于从经济方面降低生育的成本,鼓励家庭积极生育。

注释:

- ①国家卫生计生委副主任王培安 2015 年 11 月 10 日在国家卫计委新闻发布会上做出的估算。http://www.sh.xinhuanet.com/2015-11/10/c_134801765.htm.
- ②这是根据西南财经大学 2011 年家庭金融调查数据整理而得到的结果。数据来源:西南财经大学家庭金融研究中心。<http://chfs.swufe.edu.cn/>.
- ③《行政机关公务员处分条例》是经 2007 年 4 月 4 日中华人民共和国国务院第 173 次常务会议通过并于 2007 年 4 月 22 日中华人民共和国国务院令 第 495 号公布的文件,自 2007 年 6 月 1 日起施行。
- ④数据来自于 2012 年怡安翰威特公司调查数据。<http://finance.sina.com.cn/china/20131010/110316945408.shtml>.
- ⑤由于篇幅有限,本文只通过文字描述工具变量和稳健性检验回归的结果。

参考文献:

- [1]齐美东,戴梦宇,郑焱焱.“全面放开二孩”政策对中国人口出生率的冲击与趋势探讨[J].中国人口资源与环境,2016,(9):1-8.
- [2]陈友华.全面二孩政策与中国人口趋势[J].学海,2016,(1):62-66.
- [3]风笑天,王晓焱.从独生子女家庭走向后独生子女家庭——“全面二孩”政策与中国家庭模式的变化[J].中国青年政治学院学报,2016,(2):47-53.
- [4]王广州.影响全面二孩政策新增出生人口规模的几个关键因素分析[J].学海,2016,(1):82-89.
- [5]韩雷,田龙鹏.“全面二孩”的生育意愿与生育行为——基于 2014 年湘潭市调研数据的分析[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2016,(1):51-56.
- [6]石智雷,杨彦彦.符合“单独二孩”政策家庭的生育意愿与生育行为[J].人口研究,2014,(9):27-40.
- [7]杨菊华.单独二孩政策下流动人口的生育意愿试析[J].中国人口科学,2015,(1):89-96.
- [8]刘丹,PATRICIA B.人口、文化与政策:解读日本的低生育率[J].南方人口,2011,(3):1-9.
- [9]BONGAARTS J.The End of the Fertility Transition in the Developed World[J]. *Population and Development Review*,

2002,(3):419-443.

- [10] HEILAND F, PREKAWETS A, SANDERSON W C. Are Individuals's Derired Family Sizes Stable Evidence From West Germany Panal Data[J]. *European Journal of Population*, 2008,(2):129-156.
- [11] 何丽,许传新.劳动权益保护与工作满意度研究:基于体制内职工与体制外职工的比较[J].*中国劳动*,2014,(10):25-28.
- [12] 韩丹.工作满意度:“体制内”与“体制外”就业者的比较研究[J].*社会科学辑刊*,2010,(6):42-46.
- [13] 组人.阻碍体制外人才向体制内流动[J].*人才资源开发*,2009,(7):12-15.
- [14] 王云多.家庭组成、生育决策与社会保障[J].*四川师范大学学报(社会科学版)*,2011,(1):56-62.

Identity in System, Child Bearing Choice and Optimization of Overall Two-child Policy

LIU Chuan-hui^{1a, 2}, HE Xing-bang^{1b}

(1.a. School of Economics, b. Research Center of West Economy, Southwest University of Finance and Economics, Chengdu, Sichuan 611130; 2. School of Economics, Xihua University, Chengdu, Sichuan 610039, China)

Abstract: The implementation of overall two-child policy represents the major adjustment in China's family-planning policy. As the major group who strictly implements family-planning policy, employees in system would lay an important impact on the improvement of overall population quality once their fertility desire is raised. This paper makes a research on the influence of identity in system to reproduction with Ols and Probit models. Result shows that average family in system bears 0.19 less child than that out of system while the proportion of having a second child is 12.9% less than that out of system so that identity in system has an obvious impact on child bearing choice. To avoid endophytism, father's identity in system is used as the instrumental variable for child's identity in system. The result is just the same. Moreover, census register, education, nationality, first marriage age are other major factors influencing people's reproduction. This paper holds that the optimization of overall second-child policy should focus both on the influence of the adjustment of family-planning policy on the rise of population, and the long term influence of childbearing policy on China's population structure and quality.

Key words: population; identity in system; child bearing choice; overall two-child policy

[责任编辑:钟秋波]