

人口流动对生育水平影响的区域差异

周皓

(北京大学 社会学系 北京 100871)

摘要: 借用反事实因果推论框架,利用第五次人口普查全国样本和倾向得分方法,从城乡和省区的角度讨论了人口流动对生育的异质性影响效应;并以各省区倾向得分匹配的结果为数据基础,利用分层线性模型讨论了各省区政策生育水平对人口流动的异质性平均实验效应的影响作用。分析结果表明:人口流动有助于降低生育水平,但降低幅度在城乡与各省区间的差异体现了人口流动的异质性影响作用;流动人口生育水平的下降幅度与各省区的生育政策呈正向关系,即政策生育水平越高的省区,人口流动导致生育水平下降的幅度越大。各省区的生育政策对人口流动的边际平均实验效应的影响作用在时期指标与终身指标上存在着显著的差异。流出省份的生育政策并不影响近期的时期生育水平,却会显著影响终身生育水平。人口流动与生育的关系需要从终身的长期的角度予以深入考察,特别是两者的时间顺序关系。

关键词: 人口流动; 生育水平; 生育政策; 倾向得分匹配; 分层线性模型; 异质性

中图分类号: C921 文献标识码: A 文章编号: 1674-1668(2016)03-0002-11

Heterogeneous Effect of Migration on Fertility

ZHOU Hao

(*Department of Sociology, Peking University, Beijing 100871, China*)

Abstract: With the counter-factual causal inference framework, this paper employs propensity-score matching method to explore the heterogeneous effects of migration on the fertility level of different orientation floating population in China, from rural or urban or from different province, using data from the 2000 census. Furthermore, hierarchical linear model and the matching data in first step are used to discuss the effect of provincial fertility policy on the provincial-level heterogeneous effects of migration on the fertility level. The consistent results from the propensity score matching methods demonstrate that migration lead to reduce fertility, though the effect size are heterogeneous. HLM shows that there is positive correlation between provincial-level fertility policy and the treatment effect of migration: the higher the provincial policy fertility rate, the larger and more significant the fertility of migrants decreases after migration, vice versa. And the provincial-level fertility policy plays different roles in the reduction of lifetime fertility (children ever born) and period fertility (births in the year proceeding the census) due to migration. Out provincial fertility policy have significant effect on lifetime fertility, but it does not work on

收稿日期: 2015-12-28

作者简介: 周皓(1972—),男,北京大学社会学系副教授,北京大学中国社会与发展研究中心研究员。

the period fertility. So the life course is better to be considered on the relationship, especially the time sequence between migration and fertility.

Key words: Migration; Fertility Level; Provincial – level Fertility Policy; Propensity Score Matching; Hierarchical Linear Model; Heterogeneity

引言

作者(2015)曾利用2000年第五次人口普查数据和倾向得分匹配方法,在剔除了由流动人口的选择性导致的偏差(selection bias or Pretreatment heterogeneity bias)后讨论人口流动对生育水平(以普查前一年的生育和曾生子女数两个变量为代表)的影响;结论认为,人口流动能够促进生育水平的下降。这一结果只是从全国的平均水平角度出发的。事实上,人口流动对于不同的人群而言,其促进生育水平下降的作用可能是不同的。这就是社会科学研究过程中却经常会忽略的另一种偏差:实验效应的异质性(type II selection bias or treatment – effect heterogeneity bias) (Xie & Wu 2005; Xie, Brand & Jann 2012; Xie 2013)。实验效应的异质性可以被理解为:相同的实验,对于不同的实验对象,具有不同的实验效应。如果将人口流动看成一种实验,那么,对于不同流出地(如城乡)的人口、或者处于不同政策生育水平之下的人口等,人口流动对生育水平的影响作用可能是不同的。

但这种异质性作用可能只是反映在作用强度上,如果影响作用在方向上具有一致性,正如全国数据所反映的,人口流动对生育水平的显著的负向影响作用,则可以说明,对于不同类型的人口,人口流动都有助于降低生育水平;但如果对不同人群的影响作用在方向上不一致,则我们仍然无法判定人口流动对于生育水平的影响作用,尽管已有众多理论在解释人口迁移与流动和生育之间的关系。因此,本文希望回答的第一个问题是:人口流动降低生育水平是否对各类群体都是适用的,即这种抑制效应是否适用于各类人群。从数据结果的角度看,则是人口流动对生育的平均实验效应在方向上是否具有一致性。

影响生育水平的宏观因素主要是生育政策(及社会经济发展水平等)。不同的生育政策对应着不同的生育水平。而人口流动对生育水平的异质性影响作用可能是由于各省区的政策生育水平不同而导致的:原流出地的生育水平越高,人口流动所带来的影响作用(或平均实验效应)可能也就越大;反之,原流出地的生育水平本身就已经很低,那么平均实验效应则可能是不显著的(等同于无作用)、甚至是正向的。即上述这种不同大小与方向的异质性影响作用(或平均实验效应)可能与流动人口在流出地所可能拥有的生育水平相关。因此,本文希望讨论的第二个问题是:各省区的生育政策是否与人口流动对生育的影响作用(或平均实验效应)有关。如果有关,那么,各省区的生育政策对上述影响作用的作用途径是怎样的。

为回答上述两个问题,本文将在以往研究的基础上(周皓 2015),利用2000年第五次全国人口普查数据(以下简称五普),首先按城乡和省区分类,利用倾向得分匹配方法,分别考察人口流动对生育水平的异质性影响作用,以及这种异质性的同质性;然后,将各省区的政策生育水平(郭志刚等 2003)视为社会情境变量,利用分层线性模型,讨论省级层次的生育政策对人口流动与生育水平关系的影响作用,以考察宏观政策与社会环境对这种异质性作用的影响途径。

1 方法与分析思路

为节约篇幅,本文将直接讨论分析方法与分析思路,而不再给出有关人口迁移与流动的定义、数据及其描述性分析等,相关内容请参见周皓(2015)。

1.1 方法

本文将使用倾向得分匹配方法和分层线性模型两种方法。

倾向得分匹配方法是基于反事实因果分析框架,剔除选择性偏差以估计可能真实的实验效应(Morgan & Winship 2007; 郭申阳,马克·W·弗雷泽 2012; Xie 2013)。该方法有许多种不同的匹配方式和具体的设置形式。本文将以实验组的平均实验效应(即ATT, Average Treatment Effect of the Treated)作为结果变量

来估计人口流动对生育水平的影响作用;具体将采用最近邻居法中的一对一(1-to-1)匹配方法^①;在考察平均实验效应(ATT)在城乡间的差异时,本文还将比较利用bootstrap方法^②前后两种结果间的差异,以说明估计结果(ATT)的稳定性^③。对各省区的平均实验效应(ATT)将采用最近邻居法中一对五(1-to-5)的匹配设置,其目的除估计各省的平均实验效应(ATT)之外,还要挑选出匹配样本,以作为后续分层线性模型的分析基础。之所以选择最近邻居法中一对五(1-to-5)的设置,而未采用一对一(1-to-1)的匹配设置,主要是希望能够挑选出更多样本用于分层线性模型的分析,以便尽可能地减少由于匹配过程中样本的匹配与选择而再次导致选择性偏误。

分层线性模型(Hierarchical Linear Model)是处理嵌套结构数据的分析方法,具体可参见Raudenbush & Bryk(2002)。本文希望讨论各省区的政策生育水平(即省级生育政策)是如何影响人口流动对降低生育水平的影响作用;这种分析涉及到省级与个体两个不同层次的分析单位,分层线性模型是合适的分析方法。同时,分层线性模型还可以通过控制层-1个体的各种特征,以估计人口流动对降低生育水平的边际效用。分析将统一使用STATA中的mixed命令^④。

1.2 分析思路

本文的分析主要包括两个部分。第一部分是对城乡和各省区的分析,主要考察人口流动对生育的异质性影响作用及可能具有的同质性。第二部分则将利用第一部分中已匹配得到的样本,考察省级宏观生育政策因素对异质性影响作用的作用途径。

在数据处理中,本文首先将流动人口重新放回到原流出地(省份),并按照流出地的城乡属性,结合非流动人口的城乡属性,构建新的城乡变量;再按新的城乡变量将总人口区分为城市和农村两类人口。然后,分别对城乡人口采用相同的倾向得分匹配方法,以估计城乡人口各自的平均实验效应;最后利用简单t检验方法比较检验城乡的平均实验效应是否具有显著的差异性,以说明实验效应的异质性。对各省区人口流动的实验效应的估计方法与城乡的估计方法相似,只是最后不再检验各省区间的平均实验效应的差异性。

在利用分层线性模型讨论省级生育政策对人口流动与生育关系时,本文将使用第一部分中各省区各自进行倾向得分匹配后得到的匹配样本,而未能匹配的样本(主要是控制组,即非流动的常住人口)则未包括在内,因此,所用数据并不是全部样本。同时,该样本为加权样本,每个样本,特别是控制组在匹配样本中的代表样本并不完全相同。

2 分析结果

2.1 异质性的实验效应

首先来看城乡差异(具体结果请见表1)。由表中的结果可以看到,从方向来看,不论是曾生子女数还是普查前一年生育情况这两个生育水平的指标,也不论是城镇还是农村,估计得到的平均实验效应均为负值,这说明,人口流动对城镇人口和农村人口的生育水平都有抵制作用。从显著性看,在1对1的匹配结果中,

①从全国总样本的分析结果(周皓,2015)可以看到不同。不同倾向得分匹配方法(贪婪匹配,包括最近邻居法和马氏距离法、权重分析法和以内核为基础的匹配)所得结果具有一定的稳定性。可以选择其中一种方法来进行估计。为简单起见,本文仅选择最近邻居法的方法。

②bootstrap方法主要是为校正由于匹配过程中样本的再次选择而可能导致的估计量(ATT)标准误的偏差。

③稳定性指在各种估计方法与参数设置下所得的平均实验效应(ATT)的显著性与方向(正负号)的一致性,而不在于其影响作用的大小(即具体数值)。因为本研究的目标是考察流动对生育水平的影响作用的显著性及其方向,而不是估计这种影响作用的具体强度。

④本文的因变量为普查前一年的生育情况和曾生子女数,前者针对分类变量,后者针对离散型计数变量。从方法来看,最为合适的是meqrlogit命令和mepoisson命令。但这两个命令都无法在层1进行加权。根据倾向得分匹配以后得到的样本,只有通过加权(不论是以倾向值,还是以倾向得分匹配方法计算得到的权重作为权重)才能得到相对准确的效应。因此本文只能运用xtmixed命令来实现。其中可能存在由于所选用方法而导致的偏误。但显著性与方向一般不会有显著差异。

估算的平均实验效应均为显著,而不论是否应用 bootstrap 重新调整实验效应的标准误。这一结果说明,从 1 对 1 的匹配方法来看,人口流动对于生育水平的抵制作用都是显著的。但在运用 1 比 5 匹配方法的结果中,结果存在一些变化。在不使用 bootstrap 方法时,所有平均实验效应均不显著,不论是城乡,还是两个生育水平指标。而使用 bootstrap 方法后,则可以看到,除了农村地区的普查前一年的生育情况的平均实验效应仍然不显著以外,其他三个平均实验效应则都是显著的。由此可以认为,人口流动降低生育水平这一命题适用于城乡两类人口,尽管农村的普查前一年生育情况的平均实验效应在 1 比 5 的情况下不显著。再从平均实验效应的强度来看。以人口流动对曾生子女数的平均实验效应来看(以 1 比 1 的匹配结果为例),在农村地区,人口流动的平均实验效应为 -0.07,即人口流动会导致来自于农村地区的流动人口的曾生子女数少 0.07;而在城镇地区,该平均实验效应为 -0.029,即人口流动会导致来自于城镇地区的流动人口的曾生子女数少 0.029。t 检验结果表明两种平均实验效应存在着显著的差异 (sig. = .000)。即:人口流动对生育水平的平均实验效应在城乡之间存在显著差异。

表 1 人口流动对生育的平均实验效应的城乡差异

	CEB			BORN		
	ATT	S. E.	t - stat	ATT	S. E.	t - stat
农村 1 - 1	-0.07005	0.00730	-9.59	-0.01477	0.00182	-8.12
bs: 1 - 1	-0.07005	0.00468	-14.97	-0.01477	0.00158	-9.34
1 - 5	-0.05827	0.05595	-1.04	-0.00469	0.01335	-0.35
bs: 1 - 5	-0.05827	0.01539	-3.79	-0.00469	0.00694	-0.68
城镇 1 - 1	-0.02961	.007771	-3.81	-0.00547	.00250	-2.19
bs: 1 - 1	-0.02961	.00538	-5.50	-0.00547	.00274	-2.00
1 - 5	-0.05174	.03078	-1.68	-0.01435	.00839	-1.71
bs: 1 - 5	-0.05174	.01106	-4.68	-0.01435	.00600	-2.39

注: ①ATT 表示(人口流动对生育水平 - 曾生子女数和普查前一年生育情况的)平均实验效应; ②1 - 1(或 1 - 5)指的是最近邻居法中 1 对 1(或 1 对 5)的匹配; bs 表示应用 bootstrap 方法以估计由于再抽样(样本变化)而导致的平均实验效应的标准误的改变; ③t 检验使用的公式: $t_{test} = \frac{-0.070050 - 0.014771}{0.00730 - 0.00182} = -21.212$

再来各省区间异质性的平均实验效应。具体分析结果请见表 2。表中给出了两个生育水平指标、各省区的平均实验效应,以及处于共同支持的区域匹配的样本规模^①和政策生育率。先以曾生子女数为结果变量,由表 2 可见,除北京以外,其余各省区的平均实验效应均为负值;而北京市的平均实验效应尽管为负值,却并不显著,可以认为该平均实验效应并无作用(与零值无差异);从显著性来看,有八个省区(北京、天津、吉林、上海、海南、重庆、宁夏和新疆)的平均实验效应并不显著,其他省区的平均实验效应则均呈现为显著的负值。从差异性角度看,仅以内蒙与江苏(任意选择)的比较为例,两省区的平均实验效应之差异是显著的;则所有省区的方差分析结果也必然是显著的;因此,可以认为即使各省区的平均实验效应均为负向,但其中仍然有些省份之间的平均实验效应存在显著差异,这即为差异性的体现。

如果以普查前一年生育情况为结果变量,则平均实验效应呈显著的省区相对较少,仅有河北、山西、黑龙江、贵州和宁夏这七个省区的平均实验效应为显著负向;其余省区的平均实验效应则均不显著;同时,北京、天津、海南和新疆四省区的平均实验效应则呈现出不显著的正向作用;但其他省区不论显著与否,都呈现负向作用。这也正是体现了异质性与普遍性共存的原则,即人口流动对于大部分人而言都可能会降低其近期的生育水平(从普查前一年生育来看),但其降低的幅度可能是不同的。

上述分析结果表明:人口流动对生育的影响作用(平均实验效应)在城乡之间、在各省区之间存在显著的差异,这表明人口流动对生育水平的异质性抑制作用;但同时,在这种异质性的基础上,可以发现,人口流

①共同支持的区域匹配的样本规模系指在匹配过程中,实验组(流动人口)和控制组(常住非流动人口)的倾向得分取值处于共同区域之内的样本规模。在实际匹配过程中,控制组的少数样本可能出现其倾向值处于共同支持区域之外,从而被排除在匹配过程之外。

动对生育水平的影响作用的方向却是一致的,即人口流动会降低生育水平。可以将其看成是异质性作用下的同质性。这也就是说,人口流动有助于降低生育水平,但降低的幅度因人而异,不同人群的降低幅度是不同的。

表2 城乡及各省区流动人口平均实验效应(ATT)的估计结果

	CEB			BORN			各省 N	实验 N	控制 N	政策生育率
	ATT	S. E.	t - stat	ATT	S. E.	t - stat				
北京	0.03438	0.02442	1.41	0.01563	0.00948	1.65	3155	448	2707	1.086
天津	-0.01088	0.02931	-0.37	0.03333	0.01781	1.87	2436	294	2137	1.167
河北	-0.09063	0.01456	-6.23	-0.02129	0.00835	-2.55	17424	1024	16378	1.592
山西	-0.14711	0.03809	-3.86	-0.03141	0.01565	-2.01	8009	484	7491	1.487
内蒙古	-0.11466	0.02934	-3.91	-0.01162	0.01248	-0.93	6349	757	5592	1.602
辽宁	-0.03996	0.01577	-2.53	-0.00962	0.00991	-0.97	11324	956	10368	1.383
吉林	-0.05260	0.02817	-1.87	-0.02175	0.01112	-1.96	7053	616	6437	1.450
黑龙江	-0.05023	0.02079	-2.42	-0.02318	0.01128	-2.06	9777	880	8897	1.392
上海	-0.00242	0.01978	-0.12	0.01002	0.00798	1.26	3355	579	2755	1.060
江苏	-0.04394	0.01550	-2.83	-0.00968	0.00881	-1.10	18434	1798	16636	1.060
浙江	-0.04886	0.02055	-2.38	-0.00801	0.00761	-1.05	11641	1449	10192	1.467
安徽	-0.08704	0.01720	-5.06	-0.00012	0.00865	-0.01	14956	1675	13280	1.480
福建	-0.06030	0.02408	-2.50	-0.01241	0.00645	-1.92	8399	1015	7299	1.481
江西	-0.06945	0.01843	-3.77	-0.01202	0.00891	-1.35	9655	1581	8074	1.464
山东	-0.03566	0.01171	-3.05	-0.02054	0.00642	-3.20	23923	1733	22190	1.453
河南	-0.04518	0.01496	-3.02	-0.00924	0.00689	-1.34	23548	1753	21795	1.505
湖北	-0.06500	0.01369	-4.75	-0.00417	0.00571	-0.73	14182	1920	12262	1.466
湖南	-0.03803	0.01354	-2.81	-0.01256	0.00832	-1.51	15837	2214	13623	1.479
广东	-0.14107	0.01671	-8.44	-0.01031	0.00625	-1.65	17505	2793	14712	1.413
广西	-0.12672	0.02467	-5.14	-0.02146	0.00803	-2.67	10646	1482	9164	1.527
海南	-0.16124	0.10077	-1.60	0.01550	0.02335	0.66	1704	129	1575	2.137
重庆	-0.02863	0.02393	-1.20	-0.00935	0.01258	-0.74	6920	1048	5872	1.273
四川	-0.06728	0.01709	-3.94	-0.00879	0.00634	-1.39	19787	2821	16966	1.188
贵州	-0.22368	0.03495	-6.40	-0.03092	0.01156	-2.67	8350	912	7438	1.667
云南	-0.09280	0.02616	-3.55	-0.00859	0.01846	-0.47	10195	722	9473	2.006
陕西	-0.07916	0.02606	-3.04	-0.01721	0.01150	-1.50	8575	523	8052	1.514
甘肃	-0.07423	0.03112	-2.39	-0.01277	0.01484	-0.86	6181	423	5758	1.559
青海	-0.24124	0.09621	-2.51	-0.05567	0.03552	-1.57	1180	97	1083	2.104
宁夏	-0.12732	0.07129	-1.79	-0.07158	0.03647	-1.96	1350	122	1228	2.116
新疆	-0.08060	0.05073	-1.59	0.01791	0.01702	1.05	4533	268	4265	2.366

注:各省区的平均政策生育率引自郭志刚等(2003)。

但如果对比两个因变量的结果,则可以发现两个结果之间仍然存在一定的差异,尽管具有一定的一致性(即人口流动会降低生育水平)。人口流动对曾生子女数的影响作用是普遍的显著;但对普查前一年生育的影响作用则为少数省区的显著。这种差异可以理解为两个生育指标对不同生育水平(终身生育与时期生育)的代表性。曾生子女数代表的是终身生育水平(当然截止到普查时点尚有部分人群未完成生育);而普查前一年生育则是时期的生育水平。而人口流动对生育水平的抑制作用,可能更多是终身的影响,而并非是对短时期的影响。因为人口流动不仅会影响到流动人口的居住安排、生活成本与机会成本等各种暂时性相关因素,也会影响他们的生育观念与子女的教育观念等持续性的相关因素,进而影响他们的生育水平。因

此,只有从终身的角度才能更好地揭示人口流动对生育水平的影响作用。当然,我们更应该注意流动与生育在时间顺序上的关系问题。

2.2 政策生育率与平均实验效应的简单关系

上述分析表明人口流动对降低生育的作用对不同省区的流动人口具有异质性。紧接着的问题是产生这种异质性作用的原因何在。最直接的可能是各省区不同的生育政策。为此,本文引用郭志刚等(2003)估算的各省区政策生育率作为各省区生育政策的代表变量。

各省区政策生育率与平均实验效应之间的关系请见图1。图中的X轴为各省区的政策生育率,Y轴为各省区的平均实验效应。由图示可见,不论是曾生子女数,还是普查前一年的生育,政策生育率越低,相对而言,人口流动的平均实验效应(或降低的生育水平)也就越小;而政策生育率越高的省区,人口流动对降低生育水平的影响作用也就越大。这说明从两个变量的简单关系来看,政策生育率与人口流动对降低生育水平的影响作用幅度之间呈负向关系。究其原因,在政策生育水平较高的省区,其下降的空间本身也就越大;人口流动的平均实验效应自然也会越大。

同时应注意,两个因变量所表现出来的两者关系也存在一定差异。从曾生子女数来看,政策生育率最低的部分省区,其平均实验效应相对较小;处于政策生育率中段的省区,

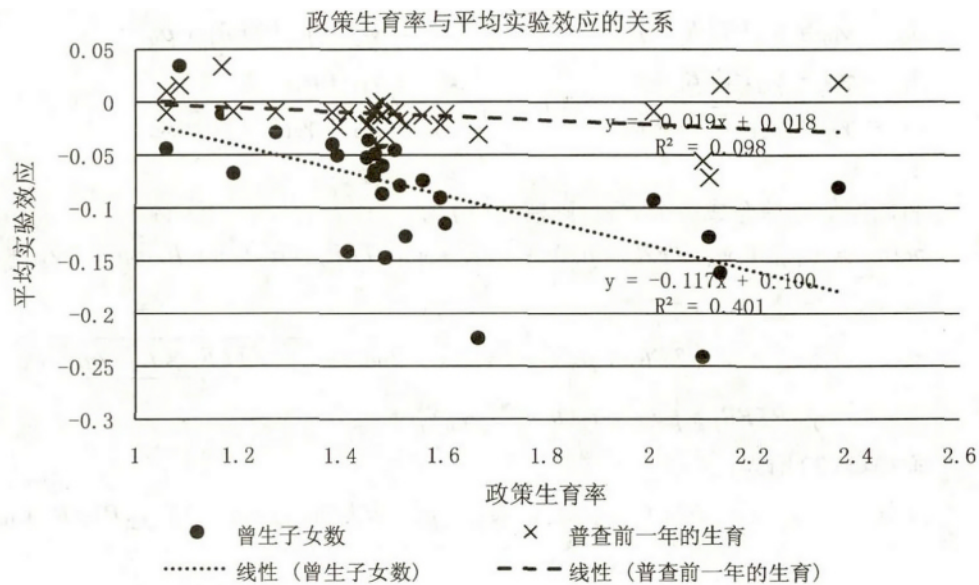


图1 各省区政策生育率与平均实验效应之间的关系

其平均实验效应分布也相对较宽(值域在(0, -0.22)之间),且呈现出一定的差异与随机性,这从另一个角度体现出差异性的问题,即在几乎相同的政策生育水平之下,对于不同的人群,人口流动对降低生育水平的影响作用会有较大的差异;而在政策生育率较高的省区中,平均实验效应相对更低。从而使得曾生子女数与政策生育率之间呈现出显著的负向关系。

而普查前一年生育情况则有不同于曾生子女数的表现,尽管与政策生育率之间仍然呈现负向关系。在政策生育率较低的省区中,平均实验效应处于0值附近及以上(不显著);而在政策生育率中等的省区中,平均实验效应虽处于0值以下,但均在0值附近,且其分布较窄;在政策生育率较高的省区中,尽管其分布变宽,但仍然围绕在0值附近。上述这种分布状况使得政策生育率与普查前一年生育的平均实验效应之间呈现不显著的负向关系。从某种意义上,可以认为政策生育率对该因变量的平均实验效应不存在影响作用。

2.3 政策生育率与平均实验效应的分层线性模型分析

分层线性模型可以用于估计省级层次的政策生育率对平均实验效应的影响作用,还可以通过层-1模型控制个体层次的各种特征,以估计人口流动的平均实验效应的边际效用;进而回答省级层次的生育政策是如何影响人口流动对生育水平的边际平均实验效应。

2.3.1 分层线性模型的建立

分层线性模型的一般构建过程是:首先建立零模型,以检验层-2 是否能够解释总方差中一定的比例(即组内相关系是否足够高,一般要求高于5.9%);其次,在第一步的基础上,选择并建立合适的层-1 模型;第三步则在此基础上再加入层-2 变量并建立固定效应模型;最后,针对性检验层-2 模型中的部分随机项的显著性,并与原固定效应模型比较,得到最优模型。

根据这一思路,结合本文的分析目的,逐步建立相应模型。但在零模型中,两个因变量的组内相关系数均仅为2%左右,未能达到分层线性模型的一般要求。但本文的分析目的是讨论省级层次的变量是如何影响人口流动对生育水平的边际效用问题,而不在于个体层次的生育水平是如何受省级政策生育水平的影响;因此,本文仍然使用分层线性模型。同时,在考察省级层次变量对层-1 系数的影响,以及随机效应时,本文仅涉及“流动”和与生育相关的变量,而不考虑对其他变量的影响。因此,整个模型的设置为:

$$\text{层-1 模型: } born_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \times i.floatp + \beta_{2j} \times cebb + \beta_{3j} \times i.floatp \times cebb + \sum \beta_{ij} X_{ij} + e_{ij}$$

层-2 则通过两个模型来予以检验:

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}PTFR_j + \mu_{0j} & \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}PTFR_j + \mu_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}PTFR_j + \mu_{1j} & \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \mu_{1j} \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20} + \gamma_{21}PTFR_j + \mu_{2j} & \beta_{2j} &= \gamma_{20} + \gamma_{21}PTFR_j + \mu_{2j} \\ \beta_{ij} &= \gamma_{i0} & \beta_{ij} &= \gamma_{i0} \end{aligned} \quad (1) \quad (2)$$

将两层方程综合成一个方程,则模型(1)为:

$$\begin{aligned} born_{ij} &= (\gamma_{00} + \gamma_{01}PTFR_j + \mu_{0j}) + (\gamma_{10} + \gamma_{11}PTFR_j + \mu_{1j}) \times i.floatp + (\gamma_{20} + \gamma_{21}PTFR_j + \mu_{2j}) \times cebb \\ &+ \sum \gamma_{i0} X_{ij} + e_{ij} \\ &= (\gamma_{00} + \gamma_{01}PTFR_j + \mu_{0j}) + (\gamma_{10} \times i.floatp + \boxed{\gamma_{11}PTFR_j \times i.floatp} + \mu_{1j} \times i.floatp) + (\gamma_{20} + \\ &\gamma_{21}PTFR_j + \mu_{2j}) \times cebb + \sum \gamma_{i0} X_{ij} + e_{ij} \end{aligned}$$

而模型(2)则为:

$$born_{ij} = (\gamma_{00} + \gamma_{01}PTFR_j + \mu_{0j}) + (\gamma'_{10} + \mu_{1j}) \times i.floatp + (\gamma_{20} + \gamma_{21}PTFR_j + \mu_{2j}) \times cebb + \sum \gamma_{i0} X_{ij} + e_{ij}$$

两个模型之间的差异,从理论上看在于:模型(1)认为人口流动对生育水平的影响会通过省级生育政策产生影响;而模型(2)则认为省级生育政策不产生影响。从模型本身的角度来看,则为是否将 β_{1j} 分解为个体部分和受省级政策生育水平影响两个部分。即相当于模型(1)将人口流动对生育的影响作用(γ'_{10})分解为两个不同的部分:人口流动对生育的直接影响($\gamma_{10} \times i.floatp$),以及省级生育政策间接影响人口流动对生育的边际效用($\gamma_{11}PTFR_j \times i.floatp$)。如果省级生育政策确实会影响到人口流动对生育水平的影响作用(平均实验效应),则系数 γ_{11} 应该是显著的。但如果省级生育政策并不会影响平均实验效应,则不仅该系数可能不显著,而且还有可能会使原本显著的 γ_{10} 受无关变量的影响而呈现出为不显著。这也正是设置两个模型的原因。

而曾生子女数为因变量的模型则在层-1 模型中去掉了普查一年前的曾生子女数及其与流动人口的交互项。层-2 模型则相对更为简单,只考虑各省生育政策对人口流动这一系数的影响。简化起见,不再给出其他过程模型的结果,而直接给出最终结果(请见表3)。

2.3.2 结果解释

首先来看以普查前一年生育情况为因变量的前两个模型。模型(1)对应上述方程(1);模型(2)对应上述方程(2)。两个模型之间,除了层-1 中“是否流动人口”这一变量与层-2 中是否包括“各省政策生育水平与流动人口”的交互项以外,其余各变量的回归系数的显著性与方向都完全相同,只是系数估计值有极小

的差异;这说明除了这两个变量以外,其余变量对因变量(普查前一年生育情况)的影响作用不会随着省级生育政策水平及层-2模型的设置而发生变化。同时,两个模型的Log pseudolikelihood几乎相等,拟合评价结果说明两个模型并不存在显著差异。因此,最终模型将选用模型(2)。

在模型(2)中,“是否流动人口”这一变量的系数为-0.0224,且显著,表明人口流动使普查前一年的生育水平下降了2%左右。这个结果说明控制了其他因素以后,人口流动对普查前一年生育情况的边际作用(即边际的平均实验效应)是负向的,与前述结果一致。

而各省区的政策生育水平事实上对于普查前一年的生育并没有显著的影响作用。这一点从模型(1)和两个模型之间的无差异结果均可说明。首先,两个模型中,作为层-2变量的各省政策生育水平并不显著,这说明,各省政策生育水平对于层-1方程中的截距项的影响作用并不显著。其次,从各省政策生育水平与人口流动的交互项(模型(1))来看,作为层-2变量的各省政策生育水平通过人口流动影响平均实验效应的作用并不显著,这说明各省政策生育水平不会影响流动人口在普查前一年的生育情况。再次,两个模型比较可以看到,如果在层-2中加入了各省生育水平与人口流动的交互项,则层-1中的是否流动人口这一变量的系数亦不再显著(模型(1));而不加这个交互项的模型(2)中,层-1是否流动人口这一变量的系数是显著的。这种结果应该是由于加入了无关变量而导致的。因此,各省政策生育水平不会通过人口流动的行为而降低普查前一年的生育情况。

最后来看层-2模型中各省区的政策生育水平与曾生子女数的交互项。一方面是否加入该变量对于其他变量的结果不会发生太大变化;另一方面,该变量在层-2模型中呈现为显著的正向,这说明省区政策生育水平越高,各省区政策生育率通过曾生子女数影响普查前一年生育的作用强度也就越大。如果将两层模型结合起来看,即:曾生子女数对普查前一年的生育情况的影响包含了三个系数:普查一年前已有的曾生子女数、流动人口与曾生子女数的交互和各省区政策生育水平与曾生子女数的交互。其中,层-1中流动人口与曾生子女数的交互表示曾生子女数对流动与非流动人口的不同的影响作用。因此,曾生子女数对普查前一年的生育情况的作用需要分成两类来看:对非流动人口而言,该作用为: $-0.3065 + 0.0412 * \text{政策生育水平}$;对流动人口而言,该作用为: $-0.3065 + 0.0229 + 0.0412 * \text{政策生育水平}$ 。各省区的政策生育水平取值范围为1.06-2.36,因此不论是流动人口还是非流动人口,曾生子女数对其普查前一年的生育情况的影响作用均为负值,且均显著。因此,各省区的政策生育水平会通过曾生子女数进而影响到普查前一年的生育情况。

模型(3)则是以曾生子女数为因变量来讨论各省区生育政策的影响作用。我们将分析聚焦于几个主要变量。首先,层-1中是否流动人口这一变量的系数仍然是显著的负值(-0.2106),即其边际平均实验效应为负,这说明即使是在考虑了各省区的生育政策以后,人口流动降低了以曾生子女数为代表变量的生育水平。其次,层-2中各省区的政策生育率对截距项是显著的正向作用。但它只对截距产生影响。再次,层-2中各省区的政策生育率对曾生子女数的斜率的影响也是显著的负向作用,即政策生育水平越高,则曾生子女数变量的斜率的数值越大,且为负值,即形成了如图1中所示的情况。由此可以说明,生育政策通过人口流动行为影响流动人口的生育水平(曾生子女数),且生育政策越宽松、政策生育越高的地区,其影响作用(边际平均实验效应)也就越大。

综合起来看,各省区的政策生育水平并不会通过人口流动行为而影响流动人口在普查前一年的生育水平,更多的是通过曾生子女数来产生影响作用。如果以曾生子女数为因变量,则表现为:人口流动降低生育水平的作用(即平均实验效应)在政策生育水平越高的省区,降低的幅度(平均实验效应)也就越大。

3 结论与讨论

3.1 主要结论

本文利用第五次人口普查的样本数据,借用因果推论的分析思路,结合倾向得分匹配方法和分层线性模型,讨论了人口流动对降低生育水平的异质性平均实验效应,以及省级生育政策对平均实验效应的影响作用及其途径问题。结论认为:

表3 两个因变量的分层线性模型的最终结果

	(1) born	(2) born	(3) ceb
是否流动人口	0.0017 (0.0365)	-0.0224*** (0.0067)	-0.2106** (0.0670)
普查一年前的曾生子女数	-0.3063*** (0.0231)	-0.3065*** (0.0231)	
流动人口与曾生子女数的交互	0.0229** (0.0073)	0.0229** (0.0073)	
年龄	0.0095*** (0.0018)	0.0095*** (0.0018)	0.1057*** (0.0090)
年龄的平方	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0008*** (0.0001)
户口(1 = 城镇)	0.0041 (0.0036)	0.0041 (0.0036)	-0.2548*** (0.0356)
1. 小学文化(参照组: 文盲半文盲)	-0.0017 (0.0093)	-0.0017 (0.0093)	-0.2774*** (0.0501)
2. 初中	-0.0073 (0.0079)	-0.0073 (0.0079)	-0.4990*** (0.0470)
3. 高中	-0.0180* (0.0091)	-0.0180* (0.0091)	-0.5332*** (0.0481)
4. 大专及以上	-0.0249** (0.0090)	-0.0249** (0.0090)	-0.6395*** (0.0519)
民族(1 = 汉)	-0.0069 (0.0095)	-0.0069 (0.0095)	-0.0711 (0.0500)
婚姻状况(1 = 已婚)	0.2067*** (0.0159)	0.2067*** (0.0159)	0.4381*** (0.0433)
城乡(1 = 城镇)	-0.0031 (0.0049)	-0.0031 (0.0049)	-0.1429*** (0.0250)
常数项	-0.0842* (0.0406)	-0.0696* (0.0327)	-1.3575*** (0.1112)
流出省份的政策生育水平	0.0076 (0.0159)	-0.0022 (0.0113)	0.2005*** (0.0442)
流出省份的政策生育水平 与流动的交互项	-0.0160 (0.0252)		-0.1418** (0.0452)
曾生子女数与流出省份政策生 育水平的交互项	0.0411** (0.0127)	0.0412** (0.0127)	
随机效应的方差协方差矩阵	√	√	√
N	66909	66909	66909
Df	16	15	13
Log pseudolikelihood	128924.83	128924.18	-291474.57
chi ²	4294.7753	3847.2372	7245.5503

Standard errors in parentheses

+ p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

任何一种实验都可能具有异质性的实验效应,人口流动对生育的影响作用也不例外。实验效应的异质性不可能由个体水平来解释,而只能结合社会分组来讨论组间差异。本文选用省区作为分组标准,考察各省

(1) 尽管人口流动对降低生育水平的平均实验效应具有异质性,不论是城乡之间,还是各省区之间;但人口流动都有助于降低生育水平。这是异质性作用的一致性问题。

(2) 省级生育政策并不一定通过人口流动行为而影响时期的生育水平,也不会影响人口流动对降低生育水平的平均实验效应;但会通过普查一年前的曾生子女数间接影响近期流动人口的生育水平(普查前一年的生育情况)。而且,以普查时的曾生子女数为因变量,人口流动的边际平均实验效应为负值,即:省级生育政策会通过人口流动行为降低流动人口的终身生育水平。

(3) 上述终身生育水平的这种降低幅度与各省区政策生育水平的高低呈反向相关。生育政策越宽松,政策生育水平越高的地区,人口流动的边际平均实验效应的绝对值越大,即人口流动行为导致的其终身生育水平的下降幅度也就越大。反之亦然。

3.2 可能的解释与讨论

上述结果说明:人口流动对不同人群的生育水平的降低具有异质性作用;但异质性作用的方向具有一致性;因此,人口流动有助于降低生育水平。而且上述结果还揭示了一个有意思的结果:各省区的生育政策对人口流动的边际平均实验效应的影响作用在时期指标与终身指标上存在着显著的差异。

区间人口流动的平均实验效应在强度上的差异。结果表明,政策生育水平对人口流动的平均实验效应具有天花板效应。政策生育水平越高的地区,其下降幅度的空间就越大,平均实验效应也就可以越大。但对于本身生育水平已经很低的省区而言,其下降幅度的空间本来就非常有限,平均实验效应也会相对比较小,甚至于有些地区出现正值。这既表明平均实验效应的异质性,也说明这种异质性受到省级生育政策的影响。

而各省区政策生育水平对时期指标与终身指标的影响作用同样存在差异,即各省区生育政策主要影响流动人口的终身生育水平,而并不影响流动人口近期的时期生育水平。产生这种差异的主要原因可能在于:(1) 本文考察的是流出地的省级生育政策,与流动人口在流入地的生育情况可能并不一定有关^①; (2) 模型已经控制了显著受原流出省份政策生育水平影响的普查时点一年以前的曾生子女数;而普查前一年的生育情况是以普查时点一年以前的曾生子女数为基础的;这种时期生育指标可能是一个由包括普查时点一年以前的曾生子女数在内的众多变量构成的条件概率,甚至于带有随机性,从而使时期生育水平与原流出省份的政策生育水平无关;(3) 更何况,从流动人口来看,普查前一年内的生育情况可能受家庭(特别是夫妻)居住安排等的影响,自然降低生育水平;而这与原流出省份的政策生育水平无关。因此,在考察人口流动对生育的影响作用时,应该区分不同的生育指标及其所对应的生育水平。

特别的,我们应该更结合生命历程理论,考察人口流动对终身生育水平的影响作用,因为时期指标与终身指标的差异与人口流动和生育两种行为的时间顺序有关。当人口流动行为发生于生育行为之后,如果生育行为已经结束,则人口流动应该不会影响其生育水平;但如果生育行为只是部分完成,则人口流动行为和流出省份的生育政策会同时影响其后续的生育行为。当人口流动行为发生于生育行为之前,则一方面流动人口的各种观念,包括生育观念、社会生活方式及社会态度等,都有可能由于流动而发生极大变化,从而降低她们的生育意愿与生育水平;当然流出省份的生育政策同样也会起作用。因此,虽然本质上,人口流动会降低生育水平,但流动与生育的时间顺序会影响到人口流动对生育水平的下降幅度。这同样异质性的一种表现。这种人口流动与生育的时间顺序问题将是今后研究与回答人口流动与生育之间因果关系的重要基础。而且在分析过程中,更应该从终身生育水平的角度回答上述问题,而不仅仅只关注于时期指标。

当然,本文的分析过程可能仍然有值得商榷与改进的地方。首先是方法的问题。本文在层-2的分析中使用了线性混合效应模型,但严格意义上看,普查前一年内的生育是二分变量、曾生子女数是计数变量,最好应该利用相应的模型予以检验;而不是利用线性方程。本文只是为了能够结合权重而权且使用线性回归的方法。因此,在匹配分析之后对边际平均实验效应的估计方法上还需要改进。其次,对各省区进行倾向得分匹配的过程中,某些省区仍然存在实验组(流动人口)与控制组在某些协变量上存在不平衡的情况,即实验组和控制组在协变量(如年龄、受教育水平等)上仍然存在显著的差异,尽管很大比例的差异已经得到了控制。但实验组和控制组之间的平衡是倾向得分匹配的目标,也是利用该方法进行后续因果推断的基础。由于本文使用的是人口普查数据,其中可供选择的协变量相对较少,需要利用其他调查数据再予以验证。这些问题的存在使得本研究的结果只是初步的,尚需要后续深入、准确的讨论与研究。

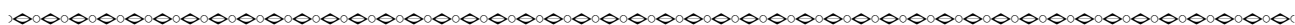
参考文献:

- Morgan, Stephen L., Winship, Christopher (2007), *Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Research* [M]. New York, Cambridge University Press.
- Raudenbush, Stephen, Bryk, Anthony S. (2002), *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* [M]. Thousand Oaks, London, New Delhi, Sage Publications.

^①事实上在数据实验中,我们还尝试了利用流入省份的政策生育率,以考察流入省份的生育政策对流动人口生育水平的下降所起到的作用。但结果表明,流入省份的生育政策在两个因变量的模型中均不显著。这说明流入省份的政策生育率水平不会影响流动人口生育水平的下降。

- Xie ,Y. (2013) ,Population heterogeneity and causal inference [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences* ,Vol. 110(16) , 6262 – 6268.
- Xie ,Yu ,Brand Jennie E. Jann ,Ben(2012) ,Estimating Heterogeneous Treatment Effects with Observational Data [J]. *Social Methodology* ,Vol. 42(1) 314 – 347.
- Xie ,Yu ,Wu ,Xiaogang(2005) ,Market Premium ,Social Process ,and Statisticism [J]. *American Sociology Review* ,Vol. 70(1) 865 – 870.
- 郭申阳、马克·W·弗雷泽. 倾向值分析: 统计方法与应用(郭志刚、巫锡炜等译) [M]. 重庆: 重庆大学出版社 2012.
- 郭志刚、张二力、顾宝昌等. 从政策生育率看中国生育政策的多样性 [J]. 人口研究 2003 (5) .
- 周皓. 人口流动对生育水平的影响 [J]. 人口研究 2015 (1) .

[责任编辑: 武继磊]



(上接第 42 页)

- 王金营 , 戈艳霞. 2010 年人口普查数据质量评估以及对以往人口变动分析校正 [J]. 人口研究 2013 (1) 23 – 33.
- 国家统计局人口统计司. 人口间接技术估计 [M]. 北京: 中国人口统计出版社 ,1992.
- Omran ,A. R. (1971) . Epidemiological transition in the U. S. The health factor in population change [J]. *Population Bulletin* 32(2) : 3 – 42
- Omran ,A. R. (1977) . The Epidemiological transition: A theory of the epidemiology of population change [J]. *Milbank Memorial Fund Quarterly* 49: 509 – 38
- Olshansky ,S. J. and Ault ,A. B. (1986) . The fourth stage of the epidemiological transition: the age of delayed degenerative diseases [J]. *Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society* 64(3) : 354 – 390
- Omran ,A. R. (1983) . The epidemiological transition theory. A preliminary update [J]. *Journal of Tropical Pediatrics* 29: 305 – 16

[责任编辑: 宋新明]