



利益风险、刻板印象与公共态度

——城市居民对待农民工入户政策的态度

蒋和超

(南京大学 社会学院,江苏 南京 210023)

摘要:本文利用7省13市的抽样调查数据,在中国的社会情境中检验了利益风险感、刻板印象与城市居民支持农民工入户政策之间的因果关系。研究发现,利益风险感和刻板印象都会在一定程度上影响城市居民对待农民工入户政策的态度,城市居民的利益风险感越高或者对农民工的刻板印象越负面,其对农民工入户政策就越可能持反对的态度。同时,两者的表现形式有所差异,利益风险感的影响在经济较发达的珠/长三角地区更为明显,并且感知的利益威胁大于现实的利益威胁;而刻板印象的影响没有地区差异,并且其作用程度大于利益风险感。这表明改善城市居民对农民工的负面刻板印象,树立农民工积极正面的形象将会极大地提高城市居民支持农民工入户政策的态度。

关键词:利益风险;刻板印象;入户政策;工具变量

中图分类号:C913 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2018)02-0085-13

一、问题的提出

公众对待移民和移民政策的态度一直是西方移民研究的两大经典议题,藉此形成的学术成果深刻地影响着中国农民工研究。与欧美等国的外来移民相似,农民工作为外来人口也经常遭受当地城市居民的排斥,但在新型城镇化建设背景下,城市居民对待农民工的态度已经不再是两个群体的社会交往问题,农民工作为城市的“新市民”,它的实质是城市“老市民”与城市“新市民”的社会融合问题,所以有关城市居民对待农民工和农民工政策态度的研究也是事关社会融合、事关城镇化建设的重要议题。

在国内以往研究中,学者们对这两个议题的重视程度是不一样的。由于农民工市民化的紧迫性,相关研究大多都把关注焦点聚集在城市居民对待农民工的态度层面,并从接纳意愿^[1-2]、群际接触^[3-5]与社会距离^[6-8]等维度对两者的融合程度进行了细致的测量。但城市居民对农民工政策的态度这一议题却尚未引起学者们的足够重视,这主要有两个方面的原因:其一,城市居民与农民工的群体冲突没有欧美等国家的族群冲突那么激烈,即使城市居民与农民工存在一定程度的群体冲突往往也只是个体性的、局部性的,没有达到寻求国家政策解决的程度;其二,以往有关农民工的社会政策大多是针对农民工的限制性政策,即使国家和地方政府近期出台的旨在服务农民工的社会政策也很少威胁到城市居民的现实利益。

但这并不是说关注城市居民对待农民工政策的态度在中国就没有意义了,恰恰相反,随着

收稿日期:2017-07-14

基金项目:教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“户籍限制放开背景下促进农民工中小城市社会融合的社会管理和服务研究”(13JZD018)

作者简介:蒋和超,男,南京大学社会学院博士研究生。E-mail:chianghechao@163.com

新型城镇化建设的推进和中小城市户籍制度的逐步放开,在今后一段时期内,将会有越来越多的农民工在城市落户,而这就有可能彻底激发城市居民与农民工的群体矛盾和利益冲突。那么,当前城市居民对与有关农民工的社会政策持什么样的态度呢?它会受到哪些因素的制约?是否存在起决定性作用的因素?对这些问题的回答将有助于化解城市居民与农民工群体在新型城镇化建设过程中可能出现的群体冲突和矛盾,促进两者的社会融合,同时也有助于推动国内农民工研究领域的拓展。本文主要以农民工入户政策为例,来探讨城市居民对待农民工政策的态度及其决定性影响因素。

二、文献回顾与假设

有关移民政策公共态度的理论解释在西方研究文献中存在两大互相竞争的视角:一是资源竞争的视角,它关注利益风险感,包括现实的利益威胁和感知的利益威胁,现实的利益威胁是指真实存在的利益威胁,比如工作竞争^[9],而感知的利益威胁是指感受到的利益威胁,比如外群体的相对规模^[10];二是符号冲突的视角,它关注文化符号,从族群刻板印象的角度着手研究,族群刻板印象是指当地居民感知到的外来移民的族群形象,比如富有还是贫困、勤奋还是懒惰、聪明还是无知以及暴力倾向性、福利依赖性、爱国情怀等等^[11-13]。一般地,当地居民的利益风险感越强,越可能持限制移民政策的态度;族群刻板印象越负面,也越可能持限制移民政策的态度。

(一) 移民政策公共态度的决定因素:利益风险

从资源竞争角度开展的研究强调工作竞争、当地经济环境和外群体相对规模的重要性。社会学家布鲁默在群体威胁理论中指出,当内群体占据的优势地位和资源受到外群体威胁时,内群体就会通过各种各样的手段来排斥外群体,其中群体偏见和反移民是最为突出的两个表现^[14]。Bobo 和 Quillian 进一步将布鲁默提出的理论进行了细化,Bobo 强调外群体给内群体带来的现实利益威胁^[15],并将其操作化为因外群体导致的工作竞争^[9];Quillian 则强调外群体给内群体带来的非现实利益威胁,并将其操作化为内群体面临的经济环境和外群体的相对规模^[10]。

首先,工作竞争与移民政策的公共态度。Bobo 和 Hutchings 较早对当地居民是否会因为工作竞争而反对外来移民的问题进行了经验研究,通过分析 1992 年洛杉矶社会调查数据,他们发现工作竞争不仅是美国白人排斥黑人移民、拉美移民和亚洲移民的重要原因,还是美国白人反对外来移民的最主要根源^[9]。后续研究将工作竞争的影响从反移民转向了反移民政策,并且发现工作竞争会显著影响当地居民反移民政策的态度,如果调查对象认为外来移民从事的工作与自己从事的工作存在竞争,那么他们支持限制外来移民政策的可能性就会显著更高^[16-17]。其中,Mayda 运用包括美国、加拿大、日本和西欧各国等 22 个国家在内的国际社会调查和世界价值观调查数据进行的跨国比较研究还发现,外来移民与当地居民的工作竞争主要集中在低技术、低收入的行业,那些从事低技术工作的当地居民会因为面临外来移民激烈的工作竞争而产生强烈的反感情绪,支持限制移民的政策^[16]。Scheve & Slaughter 基于美国全国选举调查也发现美国的低技术工人也会比其他群体显著偏好限制外来移民的政策^[17]。

其次,感知的利益威胁与移民政策的公共态度。Quillian 最早关注了外群体给内群体带来的非现实利益威胁,基于 1988 年在 12 个欧洲国家开展的民意调查数据,他发现在经济环境越差的国家,当地居民反对外来移民的态度就会越强烈;外来移民的相对规模越大,当地居民的反移民态度也会越强^[10]。此后,当地经济环境和外群体相对规模便成为了国外学者探讨内群体反对外来移民的两个重要因素。

有关经济环境与反移民态度的经验研究发现,两者之间确实存在显著的负相关关系,并且

经济环境与限制移民政策的公共态度之间还存在政治放大效应,在许多西方国家,都曾出现过把外来移民当作经济衰退替罪羊的舆论风波,并促使限制外来移民社会政策的最终出台。比如,Citrin et al.基于1992年和1994年美国选举调查数据的研究就曾发现了在国家经济环境好的时期和国家经济环境差的时期,美国居民的反移民情绪是显著不同的,在国家经济环境差的时期,美国居民的反移民态度会显著更高^[18]。Burns & Gimpel基于1992年和1996年美国选举调查数据的研究还发现国家经济运行状况对反对移民政策的影响甚至会比个体和家庭经济状况的影响还更显著,作用程度更大^[19]。这些研究一致表明,经济环境是影响公众对待移民政策态度的一个重要因素。

有关外群体相对规模与反移民态度之间的联系并未得到经验研究的一致支持。Hjerm基于欧洲社会调查数据的研究发现无论是现实的外群体规模还是感知的外群体规模对欧洲居民的反移民态度均没有显著影响^[20]。但是Schneider使用该数据进行的研究却发现,外群体相对规模对反移民态度的影响是存在的,只是其影响主要是通过文化竞争而不是经济竞争发挥作用的^[21]。McLaren & Johnson基于英国社会态度调查、Gerber et al.基于网络调查的研究发现,当地居民不仅会因为担忧国家经济运行状况而排斥外来移民,支持限制外来移民的政策,而且还会因为害怕外来移民的增加会威胁他们的文化传统和习惯,增加他们的税费负担,提高当地的物价,带来较高的犯罪率等社会问题而偏好限制外来移民的政策^[22-23]。

在中国,城市居民与农民工之间的这种本地人与外地人的区别就恰似西方国家的当地居民与外来移民的关系。在新型城镇化、鼓励农民工落户城市的大背景下,城市居民与欧美等国家的本地居民一样也可能会因为与农民工的工作竞争、农民工的相对规模和当地的经济环境而反对农民工入户的政策。因而,从资源竞争的角度笔者提出以下假设:

假设1:城市居民的利益风险感越强,其对农民工入户政策就越可能持反对态度

假设1a:与农民工存在工作竞争的城市居民越可能对农民工入户政策持反对态度

假设1b:在经济环境越差的城市,城市居民越可能对农民工入户政策持反对态度

假设1c:在农民工相对规模越大的城市,城市居民越可能反对农民工入户的政策

(二) 移民政策公共态度的决定因素:刻板印象

从符号冲突的角度开展的研究强调内群体与外群体的符号差异,并指出当地居民偏好限制移民的政策是因为他们认为外来移民是与当地居民不一样的,常常将外来移民视为劣等的、异类的人群,并形成了内群体偏好和外群体偏见两大理论^[9-10,24]。然而,不管是内群体偏好还是外群体偏见,其表现形式实际上都是刻板印象,不同的是内群体偏好侧重强调的是对内群体的正面刻板印象,而外群体偏见侧重强调的是对外群体的负面刻板印象。相关研究发现,内群体对外来移民的负面刻板印象不仅会影响其偏好限制移民的政策^[12-13,19],而且内群体对外来移民的负面刻板印象还会显著影响其对外来移民犯罪率^[25-26]、福利依赖性^[27]的判断。

就当地居民偏好限制外来移民的政策而言,Burns & Gimpel最早发现负面刻板印象是比个体和国家经济利益更重要的决定移民政策偏好的影响因素^[19]。在他们的研究中,使用“勤奋-懒惰”“聪明-愚蠢”两个语义量表来测量刻板印象,结果发现那些对黑人和西班牙人持负面刻板印象的美国人会比那些持正面刻板印象的美国人更显著地倾向于偏好限制外来移民的政策,并且负面刻板印象对移民政策偏好的作用程度还大于个人和国家经济因素的作用程度。Lu & Nicholson Crotty使用2000年的美国综合社会调查估计了美国人对西班牙人负面刻板印象如何影响移民政策偏好,结果发现负面刻板印象不仅对美国人支持限制西班牙人的移民政策具有显著的正向作用,而且中介分析结果还显示以往有关负面刻板印象对移民政策偏好的影响被低估了,因为刻板印象会通过其他变量发挥作用^[12]。Timberlake et al.检验了美国人对中东移民、亚洲移民、欧洲移民和拉美移民的刻板印象与移民政策偏好之间的关系,结果发现对拉美移民的

负面刻板印象会显著影响美国人偏好限制拉美移民的政策^[13]。

在中国,负面刻板印象可能同样是城市居民反对农民工入户政策的重要原因。因为在中国的历史文化传统中形成了城乡对立的观念,比如城市代表了文明,而乡村代表了野蛮和未开化。正是如此,对于城市居民而言,农民工不仅是外来者,还是乡下人,这会使城市居民将农村的诸多不好形象映射到农民工身上,表现出负面的刻板印象。因而,笔者认为如果城市居民对农民工群体形成了比较负面的刻板印象,那么他们也会更加反对农民工入户的政策;相反地,如果城市居民对农民工群体持有比较正面的刻板印象,那么他们就有可能支持农民工入户的政策。据此,笔者提出以下假设:

假设 2:城市居民对农民工的刻板印象越正面,越可能支持农民工入户的政策

三、数据、变量与模型

(一)数据来源

本文使用的数据来自教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“户籍限制放开背景下促进农民工中小城市社会融合的社会管理和服 务研究”,课题组 2014 年 7—8 月在山东、陕西、江苏、浙江、湖南、贵州和广东等 7 个省份的 13 个城市进行了问卷调查,调查点兼顾东中西部和南北分布,既有经济发达、农民工高度聚集的珠三角、长三角地区,也有经济欠发达、农民工相对密度较低的内陆地区。除了广东省以广州市作为调查点,其他省份各选取了一个地级中等城市、一个县级小城市,共计 13 个城市。

抽样方式为多阶段分层抽样,具体步骤是:第一,确定街道和社区,每市至少调查两个街道,每个街道调查 5~10 个社区,每个社区至少调查 5 个人;第二,在社区根据户籍名单随机抽取;第三,遇到空户、不在家、拒访等情况,替代顺序是对门邻居—隔壁邻居(先左后右)—楼上一楼下一隔壁单元;第四,对于空户、不在家和拒访等情况,进行了详细的登记说明;第五,调查在周末进行,避免工作时间人员外出的样本偏差。样本量分配规则是,地级市调查 100 人,县级市调查 80 人,广州调查 180 人,最终本次调查共计回收城市居民有效问卷 1317 份。此外,本次调查在每个调查省份均有一个合作高校,并在他们和当地政府的相互配合下完成,整个调查过程相对科学和规范。

(二)变量设置

本文的因变量是是否支持农民工入户政策^①;自变量有:工作竞争、当地经济环境、农民工相对规模和农民工形象等四个变量。其中,工作竞争是指城市居民与农民工工作竞争的激烈程度^②,数据处理时,笔者剔除了 60 岁以上已经退出劳动力市场的离退休人员样本,因而,最终进入分析的样本量是 1197 个;当地经济环境是指当地的经济运行状况,用人均 GDP 作为测量指标^③;外群体相对规模是指外来移民占当地总人口的百分比^④;农民工形象是指城市居民感知到的农民工群体的刻板印象。在这里,着重介绍下农民工形象的变量设置。

① 问卷中的具体问题是:“您是否赞成本市向农民工开放落户?”选项包括“无条件放开”“有条件放开”和“不放开”。在操作化时,笔者将“无条件放开”赋值为“1”,表示完全支持农民工入户政策;将“有条件放开”和“不放开”赋值为“0”,表示不完全支持农民工入户政策。

② 问卷中的具体问题是:“目前,您所从事的工作是否存在和农民工竞争岗位或工资待遇的情况?”选项包括“完全没有”“基本没有”“一般”“比较激烈”和“非常激烈”。在操作化时,笔者将五个选项分别赋值为 1、2、3、4、5,赋值越高表示工作竞争的程度越激烈。

③ 人均 GDP 数据来自各城市 2014 年的国民经济和社会发展统计公报。

④ 在计算该测量指标时,由于每个城市的农民工总量并没有确切的统计数字,本文使用“第六次人口普查数据”中各城市的外来人口作为农民工总量,虽然存在一定的偏误,但是农民工占了流动人口的绝大多数,是相对可靠的数据。

课题组在设计调查问卷时,通过网络抓取了 28 个最能反映农民工特征的形容词,然后以随机排列的方式呈现于问卷中,最大限度地排除了问卷设置对被访者选择造成的干扰。在调查实施过程中,调查对象只需根据自己的主观判断从这 28 个形容词^①中选出自己认为最符合农民工特征的 5 个词汇。

在数据处理时,根据调查对象填答情况将上述 28 个词汇处理为 0-1 分类变量,1 表示“选择”,0 表示“未选”,再采用潜类别模型^②对其进行聚类。潜类别模型结果给出了 28 个词汇被调查对象选择的实际概率和类别以及预测概率和类别^③。

表 1 各变量的描述统计结果

变量名	全样本		珠/长三角		中小城市	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
性别(0=女)	0.455	0.498	0.402	0.491	0.494	0.500
年龄分组(0=30 岁以下)						
30~50 岁	0.561	0.497	0.507	0.500	0.599	0.490
50 岁及以上	0.226	0.418	0.314	0.465	0.161	0.368
婚姻(0=未婚)						
离异/丧偶	0.814	0.390	0.829	0.377	0.803	0.398
已婚	0.0459	0.209	0.0437	0.205	0.0476	0.213
教育程度(0=大专及以上)						
小学及以下	0.0627	0.242	0.0895	0.286	0.0432	0.204
初中	0.197	0.398	0.237	0.425	0.169	0.375
高中	0.303	0.460	0.272	0.446	0.326	0.469
社会阶层(0=中上层)						
中层	0.401	0.490	0.404	0.491	0.399	0.490
中下层	0.367	0.482	0.380	0.486	0.357	0.480
下层	0.209	0.407	0.185	0.389	0.226	0.419
城市类型(0=珠/长三角)	0.580	0.494				
人均 GDP(万元/人)	4.422	1.871	6.002	1.374	3.277	1.244
农民工的相对规模(%)	18.75	10.95	30.67	3.204	10.11	4.639
工作竞争	1.699	0.917	1.803	0.903	1.624	0.920
农民工形象	1.985	2.562	1.306	2.830	2.477	2.224
支持农民工落户政策(0=否)	0.272	0.445	0.167	0.373	0.347	0.476
样本量	1197		503		694	

注:类别变量均值可看作百分比。

对于每一个调查对象,如果选择了正面词汇来形容农民工的特征,则记为“正 1”分,如果选择了负面词汇来形容农民工的特征,则记为“负 1”分。由于每位调查对象最多只能选择 5 个词汇,这样,如果某一调查对象选择了 5 个正面词汇来形容农民工的特征,则他对农民工的印象就是正 5 分;相反地,如果某一调查对象选择了 5 个负面词汇来形容农民工的特征,则他对农民工的印象就是负 5 分。因此,每位城市居民选择的农民工特征词汇的总得分介于“负 5 至正 5”之间。

① 这 28 个形容词为:1. 小偷小摸;2. 干脏活累活;3. 不讲卫生;4. 目光短浅;5. 不遵守公共秩序;6. 顾家;7. 有尊严;8. 加班加点;9. 随地吐痰;10. 粗鲁;11. 逆来顺受;12. 服从管理;13. 朴实;14. 被排斥;15. 低人一等;16. 爱打拼;17. 生活节俭;18. 吃苦耐劳;19. 诚恳;20. 拉帮结派;21. 卖淫嫖娼;22. 团结抗争;23. 屌丝;24. 认命;25. 有上进心;26. 打架斗殴;27. 吊儿郎当;28. 斤斤计较。

② 潜类别模型是研究分类变量背后的潜在类别的模型化分析技术,具体方法见《潜在类别模型的原理与技术》(邱皓政,2008)。

③ 结果因受篇幅限制而未列出,感兴趣的读者可向作者索要。

进行回归分析时,笔者还对性别、年龄、婚姻、教育程度、社会阶层以及城市类型等可能会影响城市居民对待农民工入户政策态度的变量进行了控制。表 1 给出了各变量的描述统计结果,从中我们可以看到珠/长三角地区的人均 GDP、农民工相对规模和工作竞争状况均要高于中小城市;但是农民工形象得分和支持农民工落户政策的比例中小城市却要高于珠/长三角地区,这说明在中小城市的城市居民对农民工的负面刻板印象更少,也相对更容易接纳农民工在当地落户。

(三) 分析策略

由于因变量“是否支持农民工落户政策”是一个二分变量,在进行假设检验时,笔者先采用嵌套 Probit 模型来探讨工作竞争、经济环境、农民工相对规模和农民工形象如何影响城市居民对待农民工落户政策的态度,再在全变量模型中确定城市居民对待农民工落户政策态度的决定因素。

在此基础上,笔者注意到中国的城市户籍向农民工开放是一个逐步完成的过程。目前,鼓励农民工落户的政策还仅限中小城市,而在珠三角、长三角等相对较发达的地区和大城市则多采取积分入户的政策。根据笔者的梳理,在本次调查的 7 省 13 市中,位于长三角的常州、武进、金华、义乌和位于珠三角的广州均实行的是积分入户政策。因而,本文将城市类型划分为珠/长三角和其他中小城市两类,以期比较在珠/长三角和中小城市影响城市居民对待农民工落户政策态度的决定因素有何不同。

但是这样的估计可能是有偏的,因为将“农民工形象”作为刻板印象的代理变量可能并没有准确地度量城市居民对农民工持有的刻板印象。一方面这 28 个形容词不能全面地反映城市居民对农民工持有的刻板印象,另一方面正是前一方面的问题导致城市居民只能在有限的词汇之中进行选择,可能存在测量误差。鉴于这种情况,笔者借助工具变量法使用 IV-Probit 模型来调整估计偏误,检验研究结果的稳健性。

四、实证结果

(一) 农民工入户政策公共态度的决定因素

表 2 报告了工作竞争、经济环境、农民工相对规模和农民工形象影响城市居民对待农民工落户政策态度的估计结果。其中,模型 1 是只含控制变量的回归结果,模型 2 至模型 5 分别是在模型 1 的基础上,加入四个自变量的模型,模型 6 是包含所有控制变量和自变量的全模型。这样处理的目的是为了探讨四个自变量各自与城市居民对待农民工入户政策态度的关系,排除模型 6 中同时纳入所有变量时可能存在的某个或某些自变量作用未凸显的情况,确定城市居民对待农民工入户政策的决定因素。

模型 2 显示,农民工形象会显著影响城市居民是否支持农民工落户,城市居民的农民工形象得分越高,越可能支持农民工落户政策。在没有纳入农民工形象变量之前,模型 1 的伪决定系数是 0.073,而纳入农民工形象变量后模型 2 的伪决定系数变为 0.078,说明纳入农民工形象提升了模型的解释力;模型 3 和模型 5 分别在模型 1 的基础上纳入了工作竞争和农民工相对规模变量,结果发现两个变量对城市居民是否支持农民工落户没有显著影响,对模型解释力的提升也较低;而在模型 4 中加入的人均 GDP 变量也会显著影响城市居民是否支持农民工落户政策,但其影响是负向的,人均 GDP 越高的城市,越可能反对农民工落户政策。与模型 1 相比,加入人均 GDP 变量以后,模型的伪决定系数变为 0.075,这表明人均 GDP 也提高了模型的解释力。由此可见,四个关键自变量中,只有农民工形象和人均 GDP 对城市居民是否支持农民工落户有显著的影响。

表 2 农民工入户政策公共态度的决定因素:Probit 模型

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
性别(0=女)	0.212 ** (0.082)	0.218 ** (0.082)	0.221 ** (0.082)	0.204 ** (0.082)	0.212 ** (0.082)	0.219 ** (0.083)
年龄分组(0=30 岁以下)						
30~50 岁	0.269 ** (0.137)	0.276 ** (0.137)	0.274 ** (0.137)	0.264 * (0.138)	0.269 ** (0.137)	0.276 ** (0.139)
50 岁及以上	0.245 (0.162)	0.256 (0.162)	0.251 (0.162)	0.237 (0.163)	0.241 (0.162)	0.253 (0.163)
婚姻(0=未婚)						
离异/丧偶	0.029 (0.154)	0.037 (0.155)	0.035 (0.154)	0.049 (0.155)	0.034 (0.155)	0.063 (0.156)
已婚	-0.481 * (0.262)	-0.467 * (0.264)	-0.475 * (0.263)	-0.481 * (0.263)	-0.483 * (0.262)	-0.464 * (0.266)
教育程度(0=大专及以上)						
小学及以下	0.656 *** (0.178)	0.649 *** (0.178)	0.685 *** (0.180)	0.622 *** (0.178)	0.668 *** (0.179)	0.642 *** (0.182)
初中	0.457 *** (0.119)	0.438 *** (0.119)	0.479 *** (0.120)	0.447 *** (0.119)	0.463 *** (0.119)	0.448 *** (0.121)
高中	0.124 (0.105)	0.108 (0.105)	0.141 (0.105)	0.132 (0.105)	0.133 (0.106)	0.132 (0.107)
社会阶层(0=中上层)						
中层	-0.157 (0.262)	-0.160 (0.264)	-0.141 (0.264)	-0.138 (0.262)	-0.148 (0.262)	-0.126 (0.266)
中下层	-0.022 (0.261)	-0.005 (0.264)	0.000 (0.263)	-0.006 (0.261)	-0.021 (0.261)	0.029 (0.265)
下层	-0.174 (0.268)	-0.168 (0.270)	-0.147 (0.270)	-0.161 (0.268)	-0.176 (0.267)	-0.134 (0.272)
城市类型(0=珠/长三角)	0.658 *** (0.087)	0.612 *** (0.089)	0.652 *** (0.087)	0.508 *** (0.126)	0.806 *** (0.221)	0.484 * (0.261)
农民工形象		0.047 ** (0.017)				0.046 ** (0.017)
工作竞争			-0.050 (0.046)			-0.042 (0.046)
人均 GDP				-0.058 * (0.032)		-0.058 * (0.033)
农民工的相对规模					0.007 (0.010)	0.001 (0.010)
常数项	-1.408 *** (0.283)	-1.493 *** (0.288)	-1.366 *** (0.287)	-1.091 * * (0.335)	-1.639 *** (0.426)	-1.182 * * (0.504)
N	1197	1197	1197	1197	1197	1197
pseudoR ²	0.073	0.078	0.074	0.075	0.073	0.081

注:括号内为标准误;*、* *、* * * 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

为了确定这种关系,在模型 6 中笔者纳入了所有控制变量和自变量。结果同样发现工作竞争和农民工相对规模对城市居民是否支持农民工落户政策没有显著影响;而农民工形象得分和人均 GDP 对其是否支持农民工落户政策具有显著影响,并且两个自变量的回归系数与模型 2 和模型 4 几乎没有变化。因而,可以排除模型存在自变量作用未凸显出来的问题。所以农民工形象和人均 GDP 是影响农民工入户政策公共态度的两个决定因素。值得注意的是人均 GDP 的影响恰恰与国外相关研究发现相反,与研究假设相反,但是笔者认为这是符合中国情况的,因为中国社会存在强烈的地方主义情感,越是经济发达的地方,越可能不愿意与农民工分享经济发展的利益,越不愿意支持农民工在当地落户的政策。

(二) 农民工入户政策公共态度决定因素的地区比较

在表 3 中笔者将工作竞争和农民工相对规模两个变量剔除,建立只包含控制变量和农民工形象、人均 GDP 的模型 7。结果模型 7 和模型 6 相比,无论是伪决定系数还是各变量的回归系数均没有发生较大的改变,这说明剔除工作竞争和农民工相对规模两个变量是合理的。由于珠/长三角地区农民工落户仍然实行的是积分入户制度,笔者还根据珠/长三角和中小城市分样本分别建立了模型 8 和模型 9,以比较农民工入户政策公共态度决定因素的地区差异。

表 3 农民工入户政策公共态度决定因素的地区比较:Probit 模型

变量	模型 7	模型 8	模型 9
	全样本	珠/长三角	中小城市
性别(0=女)	0.210 ** (0.082)	0.215 (0.148)	0.209 ** (0.102)
年龄分组(0=30 岁以下)			
30~50 岁	0.272 ** (0.139)	0.866 ** (0.298)	0.164 (0.166)
50 岁及以上	0.248 (0.163)	0.702 ** (0.325)	0.253 (0.205)
婚姻(0=未婚)			
离异/丧偶	0.058 (0.156)	0.096 (0.320)	-0.068 (0.191)
已婚	-0.467 * (0.265)	-0.243 (0.475)	-0.595 * (0.324)
教育程度(0=大专及以上)			
小学及以下	0.614 *** (0.178)	0.210 (0.278)	0.722 ** (0.255)
初中	0.427 *** (0.119)	0.223 (0.197)	0.357 ** (0.150)
高中	0.115 (0.106)	-0.265 (0.211)	0.163 (0.125)
社会阶层(0=中上层)			
中层	-0.141 (0.265)	-0.133 (0.371)	-0.042 (0.372)
中下层	0.011 (0.264)	-0.117 (0.375)	0.268 (0.371)
下层	-0.155 (0.270)	-0.448 (0.395)	0.160 (0.378)
城市类型(0=珠/长三角)	0.460 *** (0.127)		
农民工形象	0.047 ** (0.017)	0.095 *** (0.026)	0.009 (0.023)
人均 GDP	-0.059 * (0.032)	-0.214 *** (0.051)	0.071 * (0.041)
常数项	-1.173 *** (0.338)	-0.608 (0.544)	-1.086 ** (0.405)
N	1197	503	694
pseudoR ²	0.081	0.144	0.043

注:括号内为标准误;*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

其一,农民工形象的影响。表 3 各模型的回归结果均显示,农民工形象对城市居民支持农民工落户政策具有正向作用,城市居民的农民工形象得分越高,越可能支持农民工落户政策。

其中,农民工形象的影响在全样本和珠/长三角地区样本中都非常显著($p<0.001$),但在中小城市样本中却不具有统计显著性。从回归系数来看,模型 8 中农民工形象的回归系数不仅远远高于模型 9,而且还几乎变为了模型 7 的两倍。这些结果表明,刻板印象可能不会影响中小城市居民对待农民工落户政策的态度,但它却会显著影响珠/长三角地区城市居民对待农民工落户政策的态度。在珠/长三角地区,城市居民对农民工的刻板印象越正面,越可能支持农民工落户政策,因而,改变珠/长三角地区城市居民对农民工的负面刻板印象将会显著提高城市居民支持农民工落户政策的可能性。

其二,人均 GDP 的影响。根据模型 7 的回归结果,总体上人均 GDP 对城市居民支持农民工落户政策的影响具有负向作用,在人均 GDP 越高的城市,城市居民越可能反对农民工落户政策。但是从分样本的回归结果来看,人均 GDP 只是对珠/长三角地区城市居民支持农民工落户政策的态度具有显著的负面作用,而在中小城市地区,人均 GDP 的作用变为了正向,人均 GDP 越高,城市居民越可能支持农民工落户政策。这些结果表明,经济环境对城市居民支持农民工落户政策的影响可能是先促进后抑制的作用,在人均 GDP 相对较低的中小城市,由于城市建设和经济发展的需要,城市居民会更倾向支持农民工在当地落户,推动城市的进一步发展;而在珠/长三角地区城市建设和经济发展已经取得相当的成果,如果让过多的外来农民工分享经济发展的成果,将会损害自己的切身利益,城市居民会受这种地方保护主义观念的影响反对外来农民工在当地落户。

因此,刻板印象和经济环境对农民工落户政策公共态度的影响是存在地区差异的。在珠/长三角地区,刻板印象和经济环境的影响都更为显著,且作用程度更大;而在中小城市,刻板印象的影响变得不突出,经济环境的影响由负面作用变为正向作用。

(三) 稳健性检验

前文提到使用农民工形象测量刻板印象可能存在测量误差,需要使用工具变量法来调整估计偏误。由于工具变量的选取需要满足与内生解释变量(“农民工形象”)相关,而与扰动项无关两个条件,经筛选,最终选取“父亲的务农经历”“农民工亲戚数量”“农民工朋友数量”等 3 个变量作为“农民工形象”的工具变量组。值得注意的是,在中国,户籍身份是可以改变的,父亲、亲戚和朋友是农民的被调查者更可能出生于农民家庭,由己推人,可能也更为赞同农民工入户政策,所以这三个工具变量对因变量的影响并非完全通过农民工形象发挥作用,不是十分完美的工具变量。此外,笔者还对工具变量可能存在弱工具变量的问题进行了检验。表 2 的结果显示,使用工具变量进行稳健性检验是必要的,并且选取的 3 个工具变量也是合适的。这是因为:第一,根据瓦尔德内生性检验结果,可以在 5% 的水平上认为农民工形象为内生变量,需要使用工具变量调整估计偏误;第二,模型 10 和模型 11 的第一阶段 F 值均大于经验值 10,可以拒绝“存在弱工具变量”的原假设,即不存在弱工具变量的问题。虽然模型 12 的第一阶段 F 值等于 9.05,小于经验值 10,但进一步弱工具变量检验显示它不存在弱工具变量的问题(CRL 检验值等于 4.66, $p = 0.0355$)。

第一,农民工形象的影响。与表 3 中的各模型相比,农民工形象对城市居民是否支持农民工入户政策的影响不仅在中小城市样本中也具有了统计显著性,而且其作用程度无论在全样本,还是在珠/长三角地区,抑或是中小城市都变大了。这是 IV-Probit 模型与 Probit 模型的一个重要不同之处,那么我们应该如何解释这一结果呢? 其中一个合理的解释是本文的工具变量与遗漏变量和农民工形象变量都高度正相关,在很大程度上消除了农民工形象的内生性偏误,从而提高了它的估计值;另外一个合理的解释就是特定的城市居民对工具变量的反应比较敏感,从而提高了它的估计结果。因为城市居民内部存在较大的异质性,比如根据地域范围我们可以将城市居民划分为珠/长三角地区的城市居民和中小城市的城市居民,而珠/长三角地区城

市居民父亲务农的可能性比中小城市城市居民更小(前者的占比是 34.43%,后者的占比是 36.38%),珠/长三角地区城市居民农民工亲戚数量也比中小城市城市居民更小(前者的均值是 3.49 个,后者的均值是 8.98),珠/长三角地区城市居民农民工朋友数量也比中小城市城市居民更小(前者的均值是 5.32 个,后者的均值是 12.47 个)。可见,对于中小城市居民而言,他们父亲务农比例更高,农民工亲戚数量和农民工朋友数量也更多,对工具变量的反应自然也就更大,所以与表 3 中的各模型相比,表 4 中的中小城市和全样本模型中农民工形象回归系数的增长幅度要大于珠/长三角样本模型。

表 4 农民工入户政策公共态度的决定因素:IV-Probit 模型

变量	模型 10 全样本	模型 11 珠/长三角	模型 12 中小城市
性别(0=女)	0.187 ** (0.0796)	0.188 (0.135)	0.196 ** (0.0982)
年龄分组(0=30 岁以下)			
30~50 岁	0.272 ** (0.133)	0.883 ** (0.278)	0.0761 (0.170)
50 岁及以上	0.287 * (0.156)	0.739 ** (0.301)	0.221 (0.203)
婚姻(0=未婚)			
离异/丧偶	0.0533 (0.150)	0.0622 (0.292)	0.0210 (0.194)
已婚	-0.323 (0.255)	-0.378 (0.447)	-0.257 (0.347)
教育程度(0=大专及以上)			
小学及以下	0.427 ** (0.204)	0.124 (0.262)	0.595 ** (0.264)
初中	0.242 (0.148)	0.0909 (0.197)	0.228 (0.160)
高中	0.0106 (0.106)	-0.274 (0.187)	0.0632 (0.126)
社会阶层(0=中上层)			
中层	-0.0898 (0.247)	-0.164 (0.335)	0.0540 (0.376)
中下层	0.123 (0.248)	-0.0688 (0.342)	0.371 (0.375)
下层	-0.0540 (0.255)	-0.446 (0.361)	0.272 (0.382)
城市类型(0=珠/长三角)	0.101 (0.197)		
农民工形象	0.273 *** (0.0769)	0.286 *** (0.0706)	0.252 ** (0.0920)
人均 GDP	-0.0469 (0.0301)	-0.127 * (0.0723)	0.0245 (0.0449)
常数项	-1.344 *** (0.312)	-1.104 ** (0.518)	-1.535 *** (0.418)
第一阶段 F 值	11.83	13.52	9.05
瓦尔德内生性检验	chi2(1) = 4.43 p = 0.0354	chi2(1) = 3.41 p = 0.0449	chi2(1) = 4.43 p = 0.0354
N	1 197	503	694

注:括号内为标准误;*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

第二,人均 GDP 的影响。同样与表 3 中的各模型相比,人均 GDP 对城市居民是否支持农民工入户政策的作用程度在表 4 中不仅都变小了,而且人均 GDP 的影响只在珠/长三角地区的样本中具有统计显著性。这是 IV-Probit 模型与 Probit 模型的另一个重要不同之处,这意味着经济环境对城市居民支持农民工入户政策的影响只局限于珠/长三角地区,而且是负面作用,同时,还意味着刻板印象是一个更普遍的影响因素。但值得注意的是,虽然经济环境的影响在全样本模型和中小城市模型中不显著,但是它的作用方向并未改变,与表 3 中各模型一样,从总体来看,在经济越发达的城市,其居民越反对农民工入户的政策,而在经济欠发达的中小城市,城市居民会更倾向与支持农民工在当地落户。

第三,边际效应上的差异。表 5 给出了根据表 3 和表 4 回归结果计算的农民工形象和人均 GDP 的边际效应。对比 Probit 模型和 IV-Probit 模型,我们可以发现农民工形象的边际效应在 IV-Probit 模型中变大了,而人均 GDP 的边际效应在 IV-Probit 模型中却变小了。这表明常规的 Probit 模型可能会因为内生性偏误而低估了农民工形象的作用,而高估了人均 GDP 的作用。根据 IV-Probit 模型的边际效应,无论在全样本,还是珠/长三角、中小城市样本中,农民工形象的边际效应要远远大于人均 GDP 的边际效应。这意味着农民工形象代表的刻板印象和人均 GDP 代表的利益风险感在影响城市居民对待农民工入户政策上的作用程度是不一样的,相比较而言,城市居民更可能因为农民工群体的负面刻板印象而不是因为利益受损反对农民工入户的政策。同时,IV-Probit 模型的边际效应还表明中小城市居民的确会对工具变量的反应更敏感,在保持其他变量不变的情况下,中小城市居民的农民工形象得分每提高一个单位,其支持农民工入户的可能性就会提高 8.3%,而在全样本和珠/长三角地区城市居民支持农民工入户政策的可能性分别会提高 8.2%和 6.9%。

表 5 刻板印象和利益风险感的边际效应

变量	Probit 模型			IV-Probit 模型		
	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
	全样本	珠/长三角	中小城市	全样本	珠/长三角	中小城市
农民工形象	0.014** (0.0051)	0.020*** (0.0055)	0.0032 (0.0081)	0.082*** (0.0222)	0.069** (0.0217)	0.083** (0.0270)
人均 GDP	-0.017* (0.0097)	-0.046*** (0.0106)	0.025* (0.0145)	-0.014 (0.0090)	-0.031* (0.0156)	0.008 (0.0150)

注:括号内为标准误;显著性水平:* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.001。

五、结论与讨论

本文利用 7 省 13 市的抽样调查数据,在中国的情境中检验了利益风险感、刻板印象与城市居民支持农民工入户政策之间的因果关系。结果发现,利益风险感和刻板印象都会在一定程度上影响城市居民对待农民工入户政策的态度,但刻板印象是更普遍且具有决定性作用的因素。具体而言:

第一,利益风险感是影响城市居民是否支持农民工入户政策的重要因素。研究发现利益风险感的影响有两个重要的特征:其一,感知的利益威胁所发挥的作用要大于现实的利益威胁。工作竞争、人均 GDP 和农民工的相对规模等 3 个利益风险感的测量指标只有人均 GDP 会对城市居民对待农民工入户政策的态度起决定作用。这与西方学者 Burns & Gimpel 的研究结论基本一致,他们的研究也发现当地居民在对待限制移民的政策问题上,来自国家或地区经济环境的影响要大于个体和家庭的经济状况^[19]。其二,经济环境对城市居民对待农民工入户政策的

影响在珠/长三角地区更为突出。无论是 Probit 模型还是 IV-Probit 模型,回归结果均显示在人均 GDP 越高的城市,城市居民越可能反对农民工入户的政策。这一研究发现是符合社会现实的,因为在珠/长三角地区城市建设和经济发展已经取得相当的成果,如果让过多的外来农民工分享经济发展的成果,将会损害城市居民的切身利益,他们会因这种地方保护主义观念而反对外来农民工在当地落户。

第二,刻板印象是影响城市居民是否支持农民工入户政策更普遍的因素。研究发现刻板印象的影响也有两个突出的特点:其一,它的影响在珠/长三角地区和中小城市普遍存在。根据 IV-Probit 模型的结果,无论在珠/长三角地区,还是在中小城市,城市居民对农民工的刻板印象越正面,越可能支持农民工入户的政策;其二,它是城市居民对待农民工入户政策态度的决定因素。根据 IV-Probit 模型的结果,农民工形象对城市居民对待农民工入户政策的作用程度要远远大于人均 GDP 的作用程度,这意味城市居民更可能会因为农民工群体的负面刻板印象,而不是因为利益受损反对农民工入户的政策。这些结果表明,改变城市居民对农民工的负面刻板印象,树立农民工积极正面的形象将会极大地提高城市居民支持农民工入户的态度。

从上述研究结果来看,在中国的社会情境中,符号冲突视角的理论解释力要远远大于资源竞争的视角,这是与 Burns & Gimpel 的研究发现相一致。那么,刻板印象对城市居民是否支持农民工入户政策的影响有什么样的现实意义和理论价值呢?就现实意义而言,研究表明城市居民固然会因为与农民工之间的资源竞争而排斥农民工群体,反对农民工入户的社会政策,但是增进农民工与城市居民的社会融合也不是不可能的。一方面城市居民虽然会因为利益受损而排斥农民工,反对农民工入户的政策,但是这种情况只是在珠/长三角等经济较发达的地区较为明显,而在经济欠发达的中小城市,由于城市建设的需要,城市居民反而更倾向于支持农民工在当地落户;另一方面城市居民排斥农民工群体更重要的原因是因为他们对农民工群体形成了负面的刻板印象,所以如果能够通过报刊、电视、网络等媒体改变城市居民对农民工群体的负面刻板印象,那么两者的社会融合程度就会得到显著的改善。就理论价值而言,本研究极大地挑战了群际接触理论在解释城市居民与农民工的群际关系时预设的理论假说,即城市居民与农民工的群体位置是平等的,但本研究发现这一理论预设是不成立的,对于绝大多数城市居民而言,农民工都是一个外群体,所以会对他们持负面刻板印象,进而对农民工群体产生排斥,甚至反对农民工入户的政策。因此,本文的研究发现对于增进农民工与城市居民的社会融合提供了一个新的途径,对于理解中国农民工群体与城市居民的群际关系提供了一个新的理论视角。

参考文献:

- [1] 张雪筠.“群体性排斥与部分的接纳”——市民与农民工群际关系的实证分析[J].广西社会科学,2008(5).
- [2] 宋月萍,陶柳.融入与接纳:互动视角下的流动人口社会融合实证研究[J].人口研究,2012(3).
- [3] 刘林平.交往与态度:城市居民眼中的农民工——对广州市民的问卷调查[J].中山大学学报(社会科学版),2008(2).
- [4] 邢朝国,陆亮.交往的力量——北京市民与新生代农民工的主观社会距离[J].人口与经济,2015(4).
- [5] 王毅杰,茆农非.社会经济地位、群际接触与社会距离——市民与农民工群际关系研究[J].南京农业大学学报(社会科学版),2016(4).
- [6] 卢国显.我国大城市农民工与市民社会距离的实证研究[J].中国人民公安大学学报(社会科学版),2006(4).
- [7] 王桂新,武俊奎.城市农民工与本地居民社会距离影响因素分析——以上海为例[J].社会学研究,2012(2).
- [8] 胡荣,王晓.社会资本与城市居民对外来农民工的社会距离[J].社会科学研究,2012(3).
- [9] Bobo L, Hutchings V L. Perceptions of Racial Group Competition: Extending Blumer's Theory of Group Position to a Multiracial Social Context [J]. American Sociological Review, 1996(6).

- [10] Quillian L. Prejudice as a Response to Perceived Group Threat: Population Composition and Anti-immigrant and Racial Prejudice in Europe [J]. *American Sociological Review*, 1995(4).
- [11] Smith T W. Ethnic Images [J]. *GSS Topical Report*, 1990(19).
- [12] Lu Lingyu, Nicholson C S. Reassessing the Impact of Hispanic Stereotypes on White Americans' Immigration Preferences [J]. *Social Science Quarterly*, 2010(5).
- [13] Timberlake J M, Howell J, Grau A B, et al. Who 'They' are Matters: Immigrant Stereotypes and Assessments of the Impact of Immigration [J]. *The Sociological Quarterly*, 2015(2).
- [14] Blumer H. Race Prejudice as a Sense of Group Position [J]. *Pacific Sociological Review*, 1958(1).
- [15] Bobo L. Whites' Opposition to Busing: Symbolic Racism or Realistic Group Conflict? [J]. *Journal of Personality & Social Psychology*, 1983(6).
- [16] Mayda A M. Who Is against Immigration? A Cross-Country Investigation of Individual Attitudes toward Immigrants [J]. *Review of Economics & Statistics*, 2006(3).
- [17] Scheve K F, Slaughter M J. Labor Market Competition and Individual Preferences over Immigration Policy [J]. *Review of Economics & Statistics*, 2001(1).
- [18] Citrin J, Green D P, Muste C, et al. Public Opinion Toward Immigration Reform: the Role of Economic Motivations [J]. *The Journal of Politics*, 1997(3).
- [19] Burns P, Gimpel J G. Economic Insecurity, Prejudicial Stereotypes, and Public Opinion on Immigration Policy [J]. *Political Science Quarterly*, 2000(2).
- [20] Hjerm M. Do Numbers Really Count? Group Threat Theory Revisited [J]. *Journal of Ethnic & Migration Studies*, 2007(8).
- [21] Schneider S L. Anti-Immigrant Attitudes in Europe: Outgroup Size and Perceived Ethnic Threat [J]. *European Sociological Review*, 2008(1).
- [22] McLaren L, Johnson M. Resources, Group Conflict and Symbols: Explaining Anti-Immigration Hostility in Britain [J]. *Political Studies*, 2007(4).
- [23] Gerber A S, Huber G A, Biggers D R, et al. Self-Interest, Beliefs, and Policy Opinions: Understanding How Economic Beliefs Affect Immigration Policy Preferences [J]. *Political Research Quarterly*, 2017(1).
- [24] Clark W A V. Residential Segregation in American Cities: A Review and Interpretation [J]. *Population Research and Policy Review*, 1986(2).
- [25] Quillian L, Pager D. Black Neighbors, Higher Crime? the Role of Racial Stereotypes in Evaluations of Neighborhood Crime [J]. *American Journal of Sociology*, 2001(3).
- [26] Ousey G C, Unnever J D. Racial-Ethnic Threat, Out-Group Intolerance, and Support for Punishing Criminals: A Cross-National Study [J]. *Criminology*, 2012(3).
- [27] Fox C. The Changing Color of Welfare? How Whites' Attitudes toward Latinos Influence Support for Welfare [J]. *American Journal of Sociology*, 2004(3).

(责任编辑:李凌)