

区域差异背景下的城市居民 对外来人口迁入的态度研究

基于 2005 年全国综合社会调查数据

社会
2010 · 6
CJS
第 30 卷

王嘉顺

摘 要: 本文为外来人口城市融入研究提供了一个来自于城市居民的观察视角。基于 2005 年全国综合社会调查数据,作者构建了区域差异背景下的城市居民是否愿意外来人口迁入的多层线性模型。结果发现,市民个体的社会经济特征和城市的制度环境对其态度有显著影响。这一结果暗示在户籍制度的作用下,城市居民同外来人口之间的利益分隔和心理区隔可能互相转化,并有可能对后续的户籍改革造成阻碍,这提示我们为了获取大多数人对户籍改革的共识,城市居民的态度不应该被忽视。

关键词: 城市居民 外来人口 户籍制度 户籍制度改革

A Study on the Attitudes toward the Immigrants by Urban Residents with Regional Disparities based on the 2005 National Comprehensive Social Survey Data

Wang Jiashun

Abstract: This paper provides a new perspective from urban residents for research on the immigrants who have settled in the city. Based on the 2005 National Comprehensive Social Survey data, the author constructed hierarchical linear models to analyze urban residents' attitudes toward the immigrant influx. The results showed significant effects of the individuals' social and economic features and city's institutional milieu on the residents' attitudes. This implies that, as a function of the household registration system, benefit distribution and

* 作者:王嘉顺 华侨大学哲学与社会发展学院(Author: Wang Jiashun, School of Philosophy and Social Development, Huaqiao University) E-mail: key_596@163.com

** 本文为教育部 2009 年度哲学社会科学重大攻关项目“农民工权益保护理论与实践研究”(09JZD0032)成果之一。[This paper is one of the results of the project “Theory and Practice Research on Migrant Workers’ Right Protection” (09JZD0032), which was supported by 2009 Major Research Projects of Philosophy and Social Sciences of Ministry of Education.]

psychological segregation between the urban residents and the immigrants may experience mutual transformation, which may obstruct the subsequent reform of the household registration system. In order to obtain a consensus on the reform, urban residents' attitudes should not be ignored.

Keywords: household registration system, immigrants, reform of the household registration system, urban residents

改革开放之初,在较为严格的户籍制度下,城乡(镇)人口流动的数量很小¹,绝大部分人都生活在其出生地。随着城市化、市场化进程不断加快,尤其是劳动力市场获得了一定程度的解放,原有的户籍管理制度逐步改革,限制人口流动的制度也在慢慢松动。由此,跨越城乡(镇)的人口流动的规模日渐扩大。伴随着数量众多的人口迁移,一些新的社会现象和社会问题日益显现,其中,一个被学术界广为关注的议题就是外来人口的城市融入²。

一、问题的提出

(一) 现有研究的不足

对外来人口城市融入的研究有着不同的视野,研究成果门类众多。笔者在梳理了众多的文献后发现,现有研究主要存在两个不足:一是对不同研究对象关注的失衡,即外来城镇人口被考察得较少;二是重要的观察角度的缺失,即鲜有从当地市民的角度出发去研究外来人口的迁入。第一个问题产生的原因主要是对外来人口所涵盖的人群没有作具体细致的划分。如果按照户口性质将户籍分为城镇户籍和农业户籍的话,也可将外来人口分为外来城镇户籍人口和外来农业户籍人口。在农民工的研究文献中,不乏对外来农业户籍人口的研究,而对于外来城镇户籍人口的研究则较少。上述两类外来群体在社会、经济特征等方

1. 根据我国户籍管理制度的规定,只有改变户口所在地的人口迁移才是制度承认的迁移行为,未改变户口所在地的迁移常被称为人口流动(李若建、闫志刚,2007:1)。本文仅指后一种情况,并将外来人口在城市居住视为一种迁入行为,即户口所在地不在现住城市的人口。

2. 笔者认为,迁入是一种居住空间上的、由彼地改变到此地的行为,而融入除了居住空间的接近以外,还包括文化习惯、生活方式的再社会化,以及心理空间拉近等。因此,本文对融入的讨论包含了迁入的内容。

面具有明显的差异,因而其在城市融入上也有着不同的基础和具体要求(李强、张海辉,2004;张展新,2007)。第二个问题的产生则与研究内容和研究视角比较集中有关。现有的对外来人口城市融入的研究大多从外来人口自身的角度出发,一小部分研究则从城市管理者的角度出发,研究如何有效管理外来人口。但是,学者们却忽略了大量的城市居民,似乎外来人口的城市融入只是其自身的问题。对于容纳能力有限的大型城市来说,外来人口的大量进入,不可避免地会影响到城市居民的生活和工作,而城市居民的职业流动和城市内部空间迁移流动,也会影响到外来人口的融入(李若建,2003a),两者是相互作用的。此外,由地方政府主导的区域分割造成了倾向于本地居民的就业保护和社会保障区隔(张展新,2007),使得城市居民成为不同程度的既得利益群体(李若建,2001),从而使得这两个群体间存在着利益上的可能冲突。因此,当我们考察外来人口城市融入的时候,仅仅关注外来人口群体自身的行为和态度是不完整的,从城市居民切入的观察视角同样不可或缺。

(二) 相关研究的启发

在研究视角方面,社会距离和社会交往的相关研究将城市居民纳入考察对象。卢国显(2006)发现,大城市的居民同农民工之间存在着远距离等级的社会距离,而且大部分的城市居民对农民工有着心理上的排斥,其深层原因是制度限制或制度供给不足;覃国慈(2007)发现,社会环境的差异是导致城市居民与农民工产生隔阂的主要原因;刘林平(2008)对广州市民的问卷调查不但验证了类似结论,且指出“二元经济体制不仅仅是一种制度安排,它也会内化为人们的价值观念,并有可能成为一种普遍的社会心理”。

笔者认为,城市居民对外来人口迁入行为的态度受到已有制度的影响,本文所讲的制度是以户籍制度为主、其他相关制度为辅的制度群。其中,户籍制度对城乡居民的影响,近来有一种新的观点指出,经过不同阶段的改革,户籍制度所产生的城乡分割结果已逐渐让位于区域分割的结果,这种分割的结果主要附着于户籍制度上的一系列社会保障、社会福利待遇的属地分割式的再分配(张展新,2007),区域分割产生的背景则是财政分权导致地方政府有更大的责任为当地居民提供公共服务产品。而对于一个供给能力有限的地方政府来说,在户籍制度框架下引申出的各类名目繁多的户籍准入制度,则是为了从一定程

度上减少公共服务产品潜在消费者的数量增长。付文林(2007)基于公共支出竞争的经验分析后指出,地方政府在提高公共服务水平的同时,确实会导致户籍人口的增加,而这种增加是由于区域外人口迁入所产生的机械性人口增长。当有限公共服务产品被更多的人口,尤其是外来人口所消费的时候,原来的消费者就会遭受这些产品在数量和质量上的下降,而这些原来的消费者,即当地城市居民,对此会持反对态度(刘林平,2008)。

在上述背景下,地方政府制定了一系列严格的外来人口的准入条件,但是外来人口除了满足制度要求的各项条件,还会为此付出更多无形的代价。蔡禾和王进(2007)考察了珠三角地区农民工的永久性迁入城市意愿后发现,如果以“是否愿意将户口迁入打工城市”作为制度性永久迁移意愿指标的话,制度合法性压力是影响农民工迁移意愿的一个主要原因,即“受到本地人的歧视和排斥”。因此,外来人口在迁入时不仅要符合学历、职业技术资格、纳税额等硬性成本条件,还要为应对迁入地城市居民的歧视和排斥付出一定的软性成本。

(三) 研究的问题指向

综上所述,笔者发现,城市居民对外来人口的迁入行为会产生心理上的认识和判断,其结果可以通过态度的形式得以表现,而判断的依据除了主观的情感认知之外,更有对其自身利益增加或减损的估计。因此,本研究关注城市居民对外来人口迁入的态度会受到何种因素的影响,除了居民的个体特征对其态度有影响,制度等宏观层次的环境也是影响其态度的重要因素。但在以往的研究,这类影响因素,尤其在实证研究中则未被考察。各城市根据当地情况实行不同的户籍改革政策,由此构造出不同的制度环境。那么,城市居民对外来人口迁入的态度在不同制度环境中是否有变化,又有怎样的变化呢?¹

二、研究假设及其操作

笔者认为,城市居民对外来人口迁入的态度不仅受个体社会经济特征的影响,还受不同城市构造出的不同制度环境的影响,即个人的态

1. 本文提及的类似研究中,卢国显(2006)、覃国慈(2007)和刘林平(2008)分别只在北京、武汉和广州实施了调查,而单个城市的样本无法体现制度背景的区域性差异。

度是个体特征与宏观结构特征共同塑造的产物。据此,笔者提出 6 个研究假设。

假设 1:城市居民同劳动力市场的附着越紧密,越倾向于愿意外来人口迁入。

外来人口迁入当地后会与当地市民在劳动力市场上展开竞争,这种竞争的压力对处于不同劳动力市场地位的市民来说,也是因人而异。本研究里用劳动力市场附着强度来表示劳动力个体在劳动力市场中的地位。¹在本假设中,对个体与劳动力市场附着强度的操作是根据其在调查前 3 个月中的主要就业状况来处理的,选项有“1. 全职就业,2. 半职就业,3. 临时性就业,4. 离退休,5. 无业,6. 兼业务农,7. 全职务农,8. 在学且没有工作”。其中,选择“无业”的单独归为一类,且被视为附着程度低;选择“半职就业”和“临时性就业”的被归为一类,并被视为附着程度中,“全职就业”则被视为附着程度高²。2005 年全国综合社会调查问卷中,有一组问题询问了城镇居民对外来人口的态度,从中可以测量出居民态度的强弱。但笔者只关心城市居民对外来人口迁入的态度,所以从中选择了“您是否愿意有外来人口租住在您所居住的社区呢”这项,与其余 4 个问题³相比,这个问题较为契合。受访者可以根据自己的情况选择“1. 愿意,2. 不愿意,3. 不回答”。那些选择“不回答”选项的居民未在此问题上做出明确判断,因此在分析的时候样本被剔除。可见,该因变量是一个二类别因变量,也是本研究唯一的因变量,下文在介绍其余研究假设时不再赘述其处理方法。

假设 2:城市居民的住房保障度越高,越倾向愿意外来人口迁入。

外来人口迁入当地后,无论是买房或租房居住,都与当地市民在房屋市场上成为共同的消费者。由于本研究中因变量的操作是根据“您是否愿意有外来人口租住在您所居住的社区”的回答情况来处理的,因

1. 劳动力市场附着强度,一般是在进行就业失业统计时使用的概念,表示劳动力与就业市场结合的程度,即劳动力被使用的程度。在操作化上可以用就业状况(employment status)来测量。

2. 离退休和各类学生由于未进入劳动力市场,从这个意义上,笔者认为这部分人同迁入的外来人口不会在劳动力市场上展开竞争,因此他们和全职就业被归为一类。此外,基于假设 1 的考虑,选择兼业务农和全职务农的样本没有参与分析。

3. 其余 4 个问题分别是“您是否愿意和外来人口一起工作呢?”、“您是否愿意外来人口居住在您家隔壁呢?”、“您是否愿意邀请外来人口到您家做客呢?”和“您是否愿意您的子女/亲属与外来人口谈恋爱呢?”。

此,笔者对住房保障度的操作根据受访者调查时住房的产权和租赁情况进行了分类。其中,选择“自有私房”、“已购房(部分产权)”、“已购房(全部产权)”、“住亲友住房,无需租金”和“住公房,无需租金”的可视为已经拥有稳定的住房保障;选择“租住单位房”和“租住公房”的市民虽然不拥有自己的住房,但是他们在租房市场上只会碰到同样也是当地市民的共同消费者,笔者把选择上述七类答案的样本归为一类,视其为“住房保障度高”。与此相对,那些选择“租住私房”的市民与外来人口一起处于房屋租赁市场,笔者把选择该选项的样本单独编码,视其为“住房保障度低”。

假设 3:城市居民的社会经济地位越高,越倾向愿意外来人口迁入。

本假设对于社会经济地位的测量从客观和主观两个角度进行。所谓客观测量就是测量受访者的社会经济地位指数,而主观测量则是指受访者对其社会经济地位的主观评价。其中,对于社会经济地位指数的计算,笔者采用了李春玲(2005)的研究结果¹。对于社会经济地位主观角度的测量则根据受访者对“您家的社会经济地位在本地大体属于哪个层次”的回答,提供的答案有“1. 上层,2. 中上层,3. 中层,4. 中下层,5. 下层”,这些答案已包含地位等级的高低,在分析中将其作为定序变量使用。

假设 4:公共服务产品供给压力越大的城市,其市民越倾向不愿意外来人口迁入。

地方政府在提供公共服务产品方面的压力会受到消费者数量的直接影响,通常的消费者一般是那些拥有当地城镇户籍的居民。因此,对公共服务产品供给压力的操作,笔者使用户籍人口数作为测量指标²,在分析中采用的是户籍人口数的自然对数。可见,本假设涉及城市这一高于居民个体层次的宏观层次,而户籍人口数也是宏观层次的变量。

1. 在其研究中,研究者共获得了两个回归方程,其中一个方程解释力高的模型由于协变量较多不便在本研究中进行操作化处理,本研究只采用了经典的社会经济地位指数方程,即只包括教育和收入两个自变量。需要说明的是,本研究没有将通常使用的收入作为社会经济地位的测量,主要因为社会经济地位指数的计算公式中已经包括了收入因素,如果再将收入单独纳入则会产生多重共线性的问题。

2. 这里的户籍人口数只包括城镇非农业户籍人口数。本文使用的城市层次的变量数据只包括市辖区范围之内。资料来源:国家统计局城市社会经济调查司,编. 2006. 中国城市统计年鉴(2005). 北京:中国统计出版社. 该年鉴主要收录了 2004 年的资料,这是考虑到 2004 年前的情况会影响到 2005 年调查时点的受访者的态度。

正如前文所述,个体的态度倾向也会受到宏观结构特征的影响。

假设 5:公共服务水平越高的城市,其市民越倾向不愿意外来人口迁入。

这里的公共服务指地方政府向其户籍人口提供的保障市民基本生存和发展需要的措施和资源。在操作化上,使用各个城市的抚恤与社会福利救济、社会保障补助和教育事业三项政府财政支出作为测量指标。在统计分析时,对这三项财政支出加总后取自然对数后使用。

假设 6:再就业压力越大的城市,其市民越倾向不愿意外来人口迁入。

再就业指那些因为各种原因下岗或者失业人群的再次就业,笔者选取各城市的城镇登记失业人口数作为测量指标。一般认为,登记失业人口数会小于真实的失业人口数,这种差异的主要原因在于失业人口的主动登记意愿是不一样的。本研究仍然采用登记失业人口数作为指标,一方面出于资料可得性的考虑,另一方面由于那些主动到劳动保障或失业登记管理部门登记失业的人员的再就业意愿更强,且地方政府对这部分人员有提供公共就业服务的义务,其数量多寡会直接影响地方政府在再就业工作方面的压力,分析时该数字取自然对数后使用。

三、分析方法和策略

(一) 数据和变量

本研究中使用的数据来自中国人民大学社会学系和香港科技大学调查研究中心共同主持实施的“2005 年中国综合社会调查(CGSS)”的城市居民样本¹数据。基于本研究的考察对象和问题指向,非调查所在地区户籍的样本和非城镇户籍的样本被筛选掉,变量中有缺失值的样本被删除,最后参与分析的第一层次的样本数为 4 577 人,第二层次的城市数为 97 个,平均每个城市的个案数约为 47 个。

本研究中因变量相关信息已在研究假设中有所介绍,这里简要报告本研究的自变量情况。在分析过程中,性别、年龄、年龄平方和受教育年限被作为控制变量引入,自变量则分为个体层次和城市层次两类,其中个体层次的自变量有:劳动力市场附着程度、住房状况、社会经济

1. CGSS(2005)的城市居民样本数为 6 098 人,城市数为 104 个。在此感谢两家研究机构和中国综合社会调查项目组提供研究数据,有关此调查的详细情况可访问该项目组的常设网址:
<http://www.chinagss.org/>。

地位指数(SEI)和主观社会经济地位层次;城市层次的自变量有:城镇户籍人口数、公共服务财政支出额和城镇登记失业人口数。因变量和自变量的具体分布情况如表 1 所示。

表 1:变量分布情况¹

类别变量			连续变量	
	频数	百分比(%)	平均值	标准差
因变量			个体层次	
是否愿意外来人口迁入			年龄	45.64
是	3 130	68.39	年龄平方	2 321.32
否	1 447	31.61	受教育年限	10.12
			社会经济地位指数	52.20
自变量			城市层次	
性别			城镇户籍人口数(万人)	289.62
男性	2 128	46.49	自然对数值	4.84
女性	2 449	53.51	公共服务财政支出(万元)	466 692.2
劳动力市场附着程度			自然对数值	11.79
附着程度低	616	13.46	登记失业人口数(人)	53 082.45
附着程度中	369	8.06	自然对数值	9.88
附着程度高	3 592	78.48		
住房状况				
租住私房	297	6.49		
非租住私房	4 280	93.51		
主观社会经济地位层次				
上层	17	0.37		
中上层	258	5.64		
中层	1 727	37.73		
中下层	1 523	33.28		
下层	1 052	22.98		

(二) 统计分析方法

对于二分类别的因变量通常使用二类别 logit 模型(binary logit model)来进行方程拟合,但是一般的此类模型却并不适合本研究的特殊情况。在本研究中,受访者来自全国不同的城市,而每个城市之间的城市层次的宏

1. 此表格的变量排列,未以因变量和自变量的分法排列。笔者参考了外文期刊中关于“多层次模型”中变量的描述统计格式,为了更好地兼顾变量层次和类型,笔者以类别变量和连续变量之分作为排列依据。

观变量分布情况都不一样,这就使得不仅同一城市的不同受访者的个体差异会导致其对外来人口迁入的态度产生不同影响,而且不同城市的宏观结构特征对个体的态度也会产生有差异的结构性影响。在这种情况下,就要考虑使用带有随机效应的二类别 logit 模型,因为相对于单纯的个体层次模型和宏观层次模型,多层次模型可以同时分析宏观层次变量和个体层次变量对因变量的影响效果(Kreft & Leeuw, 2007: 1),使得它的参数估计是无偏的且是最有效的(Raudenbush & Bryk, 2002: 108),从而避免第一类错误的扩大。当因变量为二分类别变量,这时多层次二类别 logit 模型即可视为广义线性混合模型。

本研究使用的多层线性模型是其中的随机截距模型,直观上,它意味着不同城市都有各自的回归线,但是这些回归线彼此间是平行的,只是在截距上存在差异。选择随机截距模型是基于每个城市特征的独特性。虽然城市可以嵌套于更高的层次,如省份、国家,但是国家给每个城市的政策背景基本上是相同的,而地方政府则可以根据本地的实际情况对这些政策实行最大可能的灵活性操作。因此,在模型中,笔者也就假定自变量的系数在每一城市组别中都是相同的,只有截距项可以随机变动。本文的多层随机截距模型具体如下所示:

个体层次的模型:

$$\ln\left(\frac{P_{ij}}{1-P_{ij}}\right) = Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + \beta_{3j}X_{2ij}^2 + \beta_{4j}X_{4ij} + \beta_{5j}X_{5ij} + \beta_{6j}X_{6ij} + \beta_{7j}X_{7ij} + \beta_{8j}X_{8ij} + \varepsilon_{ij}$$

其中, β_{nj} ($n=0, 1, \dots, 8$) 是个体层次的回归系数; X_{nij} ($n=1, 2, \dots, 8$) 是个体层次的城市 j 中个体 i 的自变量,它们分别对应着性别、年龄、年龄平方、受教育年限、劳动力市场附着程度、住房状况、社会经济地位指数和主观社会经济地位层次; ε_{ij} 是个体层次的城市 j 中个体 i 的未被方程解释掉的残差。

城市层次的模型:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_{1j} + \gamma_{02}W_{2j} + \gamma_{03}W_{3j} + \mu_{0j}$$

其中, $\gamma_{00}, \gamma_{01}, \gamma_{02}, \gamma_{03}$ 分别是宏观层次变量的回归系数; W_{1j}, W_{2j}, W_{3j} 是城市层次的城市 j 中的 3 个解释变量,它们分别对应城镇户籍人口数、公共服务财政支出额和城镇登记失业人口数; μ_{0j} 是城市层次的残差。从城市层次的模型也可以看出,本研究中只有方程的截距项可以随机

变动,而每个城市的回归系数则是相同且固定的。

(三) 分析策略

多层次模型要同时考虑个体层次和宏观层次变量对因变量的影响效果,而变量的增减会直接影响参数估计尤其是标准误的变化,所以它对解释变量的个数非常敏感,这就使其“并不是用来探索大量变量关系的技术,而是用来检验少量的变量及当模型每一次发生一些小小改变所产生的影响”(Kreft & Leeuw, 2007: 109)。基于这种特点,本研究遵循两条分析路径:一方面要对假设进行验证,为此只在控制变量基础上加入与各假设有关的解释变量,尽量减少其他无关变量对核心解释变量估计的影响;另一方面,通过模型拟合来发现到底是哪类城镇居民倾向于不愿意或愿意外来人口迁入,而这主要依赖模型拟合的效果来判断。

四、分析结果

(一) 城市居民个体特征对其态度的影响

按照使用多层模型的惯例,为了给本研究的后续模型提供一个可用来比较模型拟合改善程度的基础,研究者首先要做出本研究的虚无模型(null model),即除截距外不包括其他任何解释变量的模型。表 2 中的模型 1 即为本研究的虚无模型,它是本研究的起点,从该模型的报告结果中可以看到,组内相关的系数值达到了 0.191,这意味着在不加入任何解释变量的情况下,城市层次的方差占有所有个体层次和城市层次方差之和的 19.1%,所以当我们考察的样本是一个全国性的样本时,城市间的区域性差异不可忽视。

在此基础上,我们逐步加入与各假设有关的自变量。表 2 中的模型 2 是在加入控制变量的基础上加入就业状态这个自变量,但是为了向读者展示一个较为清晰的分析过程,我们先看一下表 5 中的模型 10,它只含有性别、年龄、年龄平方和受教育年限这 4 个控制变量,通过比较偏差度的变异可以发现模型 10 的拟合程度要显著优于虚无模型¹,而且还发现男性市民相对于女性市民而言更愿意外来人口迁入,

1. 如果两个模型的偏差度的差值是两个模型估计参数数目差异的两倍以上,即可认为一个模型相较于另一个模型在拟合度上获得显著改善(Kreft & Leeuw, 2007: 73)。

结合年龄和年龄平方的回归系数可以发现,年龄对于态度倾向的影响不是简单的线性关系。概言之,城市居民随着年龄的增长起先不愿意外来人口迁入,随后又逐渐愿意外来人口迁入,直观上呈现出 U 型曲线式的影响趋势。另外,受教育年限对市民的态度倾向没有影响。

我们再看表 2 中的模型 2,该模型相对于虚无模型而言其拟合度获得显著改善,但同模型 10 相比较则没有显著改善,而且我们所关心的劳动力市场附着程度的回归系数未达到统计显著性。如果仅以本研究的样本而论,同劳动力市场附着越紧密的城市居民越愿意外来人口迁入,但是我们并无把握将该结论推论到研究总体,所以假设 1 没有得到支持。

表 2:城市居民是否愿意外来人口迁入的广义线性混合模型

	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
截距	1.054***	0.1018	2.033***	0.380 2	2.433***	0.3705
个体层次						
性别(女性 = 0)			0.256***	0.0708	0.253***	0.0709
年龄			- 0.046***	0.0134	- 0.042***	0.0133
年龄(平方/100)			0.038***	0.0138	0.035***	0.0136
受教育年限			0.013	0.0108	0.014	0.0107
劳动力市场附着程度			0.002	0.0519		
住房状况(租住私房=0)					- 0.567***	0.1651
社会经济地位指数						
主观社会经济地位层次						
城市层次						
城镇户籍人口数对数						
公共服务财政支出对数						
城镇登记失业人口数对数						
随机截距方差	0.7779	0.1485	0.7648	0.1464	0.7606	0.1455
组内相关系数(ρ)	0.191		0.189		0.188	
偏差度(-2LL)	5 278.20		5 231.88		5 219.24	
自由度(df)	2		7		7	
样本数(第一层次)	4 577		4 577		4 577	
城市数(第二层次)	97		97		97	

注:1. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

2. 未加入城市层次解释变量。

模型 3 检验了假设 2 中的变量关系。首先,整个模型的拟合度相较于虚无模型和只有控制变量的模型都获得显著改善,而且模型 10 中自变量同因变量之间的影响关系在此模型中没有发生改变。令人意外

的是,住房状况的系数是负的,而且具有统计显著性,这意味着假设 2 不但没有得到验证,而且参数估计的结果与预设的情况完全相反。我们可以计算以该回归系数为指数,自然数 e 为底数的指数函数,得到函数值 0.5674,这个数字意味着那些不是租住私房的市民其愿意外来人口迁入的发生比(odds)只有租住私房的市民的 56.74%。概言之,从模型 3 得到的结论是:住房保障度越高的市民越不愿意外来人口迁入。

表 3 中的 3 个模型主要考察了市民的社会经济地位与其态度倾向之间的关系。首先,模型 4 中的社会经济地位指数的系数是正的且具有统计显著性,意味着城市居民的客观社会经济地位越高则越愿意外来人口迁入。其次,模型 5 中的主观社会经济地位层次的系数是负的而且也具有统计显著性,因此,城市居民的主观社会经济地位层次越高,则越愿意外来人口迁入。模型 6 则同时从客观和主观两个角度对市民的社会经济地位与其态度倾向之间的关系进行验证,结果发现,只有主观角度的社会经济地位对因变量继续保持影响,而客观角度的社会经济地位

表 3:城市居民是否愿意外来人口迁入的广义线性混合模型

	模型 4		模型 5		模型 6	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
截距	1.869***	0.3567	2.698***	0.3829	2.526***	0.3965
个体层次						
性别(女性 = 0)	0.230***	0.0716	0.274***	0.0711	0.257***	0.0719
年龄	- 0.047***	0.0133	- 0.040***	0.0134	- 0.041***	0.0134
年龄(平方/100)	0.039***	0.0136	0.032**	0.0137	0.033**	0.0137
受教育年限	- 0.055*	0.0293	0.002	0.0110	- 0.040	0.0281
劳动力市场附着程度						
住房状况(租住私房=0)						
社会经济地位指数	0.017**	0.0070			0.011	0.0068
主观社会经济地位层次			- 0.184***	0.0425	- 0.166***	0.0438
城市层次						
城镇户籍人口数对数						
公共服务财政支出对数						
城镇登记失业人口数对数						
随机截距方差	0.7697	0.1474	0.7322	0.1411	0.7379	0.1423
组内相关系数(ρ)	0.190		0.182		0.183	
偏差度(-2LL)	5 224.54		5 213.05		5 210.13	
自由度(df)	7		7		8	
样本数(第一层次)	4 577		4 577		4 577	
城市数(第二层次)	97		97		97	

注:1. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

2. 未加入城市层次解释变量。

其影响虽然还是正向的,但不具统计显著性。这三个模型的结论支持了假设 3,但是相比较而言,主观社会经济地位层次的解释力更强。

(二) 城市宏观特征对城市居民态度的影响

之前报告的广义线性混合模型只包含了个体层次的解释变量,而且城市层次的方程只包含截距和方程残差项,即城市层次的解释变量尚未参与分析。表 4 是加入了城市层次解释变量的广义线性混合模型,我们先来看其中模型 7 的结果。该模型在控制变量的基础上加入了城镇户籍人口数对数这个城市层次的自变量,可以发现,所有的控制变量同因变量之间的关系模式与模型 10 中的一样,即城市层次的自变量没有扰乱个体层次的自变量对因变量的影响,而且该模型的拟合度要显著优于虚无模型和只有控制变量的模型。在此基础上,我们看到城镇户籍人口数对数的回归系数是负的且具有统计显著性,

表 4:城市居民是否愿意外来人口迁入的广义线性混合模型

	模型 7		模型 8		模型 9	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
截距	2.993***	0.4602	3.918***	0.7582	3.372***	0.6867
个体层次						
性别(女性 = 0)	0.252***	0.0708	0.252***	0.0708	0.253***	0.0708
年龄	-0.046***	0.0133	-0.046***	0.0133	-0.046***	0.0133
年龄(平方/100)	0.039***	0.0136	0.039***	0.0136	0.039***	0.0136
受教育年限	0.015	0.0107	0.015	0.0107	0.014	0.0107
劳动力市场附着程度						
住房状况(租住房房=0)						
社会经济地位指数						
主观社会经济地位层次						
城市层次						
城镇户籍人口数对数	-0.220***	0.0682				
公共服务财政支出对数			-0.167***	0.0596		
城镇登记失业人口数对数					-0.142**	0.0628
随机截距方差	0.6746	0.1308	0.6941	0.1345	0.7188	0.1382
组内相关系数(ρ)	0.170		0.174		0.179	
偏差度(-2LL)	5 221.89		5 224.24		5 226.84	
自由度(df)	7		7		7	
城市层次解释的方差(%)	13.28		10.77		7.60	
样本数(第一层次)	4 577		4 577		4 577	
城市数(第二层次)	97		97		97	

注:1. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

2. 加入城市层次解释变量。

这对假设 4 是有力的支持。此外,表 4 跟表 2、表 3 相比,其报告结果增加了一项“城市层次解释的方差”¹,其中模型 7 对应的数字为 13.28%,它意味着相对于虚无模型而言,加入了城镇户籍人口数对数变量之后,城市层次的方差减少了 13.28%。与此对应,我们可以看到组内相关系数值也从初始的 0.191 减少到了 0.170,说明加入一个城市层次的解释变量后,城市层次的方差确实有所减少。

模型 8 除了控制变量之外只加入了一个城市层次的解释变量:公共服务财政支出对数,而结果显示,其回归系数是-0.167 且通过假设检验。假设 5 也得到了验证,说明一个城市的公共服务水平对其市民的态度倾向确实有显著影响,即城市的公共服务水平越高,其市民越不愿意外来人口迁入。模型 8 中城市层次解释的方差比例为 10.77%,这个

表 5:城市居民是否愿意外来人口迁入的广义线性混合模型

	模型 10		模型 11		模型 12	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
截距	2.039***	0.3506	2.301***	0.3701	4.128***	0.4751
个体层次						
性别(女性 = 0)	0.256***	0.0708	0.254***	0.0708	0.275***	0.0699
年龄	-0.047***	0.0133	-0.046***	0.0133	-0.035***	0.0134
年龄(平方/100)	0.039***	0.0136	0.039***	0.0136	0.027**	0.0136
受教育年限	0.013	0.0106	0.014	0.0107		
劳动力市场附着程度						
住房状况(租住私房= 0)					-0.608***	0.1657
社会经济地位指数						
主观社会经济地位层次					-0.195***	0.0415
城市层次						
城镇户籍人口数对数					-0.209***	0.0667
公共服务财政支出对数						
城镇登记失业人口数对数						
外来人口比例(%)			-0.019**	0.0088		
随机截距方差	0.7648	0.1463	0.7129	0.1380	0.6432	0.1256
组内相关系数(ρ)	0.189		0.178		0.163	
偏差度(-2LL)	5 231.88		5 227.16		5 189.15	
自由度(df)	6		7		8	
城市层次解释的方差(%)	-		8.35		17.31	
样本数(第一层次)	4 577		4 577		4 577	
城市数(第二层次)	97		97		97	

注:* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

1. 这个数值在这以百分数的形式出现,它是新模型的随机截距方差相较于虚无模型的变化程度,其意义类似于一般线性回归中 R^2 的含义,不过它只针对模型的第二层次即城市层次而言。以模型 7 为例,其计算方法是:(0.7779 - 0.6746)/0.7779 \times 100% = 13.279%。需要说明的是,该计算方法和其统计学含义只适合随机截距模型。

数字小于模型 7 中的相应结果,说明城镇户籍人口数的解释力要强于城市的公共服务水平。

模型 9 中城镇登记失业人口数对数的系数是负数而且达到了 0.05 的显著性水平,说明再就业压力越大的城市,其市民越倾向于不愿意外来人口迁入,假设 6 也得到支持。而模型 2 的结果表明与劳动力市场附着程度不同的群体,其对外来人口迁入的态度没有显著性差异。如果把这两个模型的结果放在一起来看,可以发现,劳动力市场的景气状况这种所谓的“大气候”更容易影响城市居民对外来人口迁入的态度。

在介绍本研究分析策略的时候,笔者曾经提到多层次模型对自变量个数比较敏感,再加上某些自变量之间的相关度较高¹,所以在验证假设的时候我们严格限制无关变量的添加。另一方面,我们又想通过本研究发现不愿意或愿意外来人口迁入的本地市民都具有哪些集体特征,为此就要根据拟合度的改善情况来选出解释力最强的模型²。表 5 中的模型 12 就是通过模型拟合度改善的显著性检验筛选出的最优模型,从该模型中我们可以看到除截距以外,性别、年龄、年龄平方、住房状况、主观社会经济地位层次和城镇户籍人口数对因变量都有显著性的影响,而且城市层次解释掉的方差比例达到 17.31%,这也是所有包含城市层次解释变量的模型中解释比例最大的。从模型 12 中得到的重要信息就是那些生活在户籍人口数量较多城市的、住房保障度高的、主观社会经济地位层次较低的、年龄较大的女性市民更不愿意外来人口迁入。

(三) 外来人口对城市居民态度的影响

本文已分别从城市居民的个体层次和城市层次分析了他们对外来人口迁入态度的变化,而外来人口本身对这种态度的影响尚未被考察。虽然我们样本中的受访者并不是每个人同外来人口都有直接的交往,而

-
1. 城市层次的 3 个自变量,其两两相关系数在 0.05 的显著性水平下达到了 0.8 以上。
 2. 筛选最优模型的过程以虚无模型为起点,然后逐步添加控制变量、个体层次和城市层次的解释变量,同时观察每添加一个自变量所导致模型拟合度改善的显著性,那些可以使模型拟合度获得显著改善的自变量被保留并参与下一步的分析,否则被从模型中剔除。此外,我也将所有自变量都纳入到一个模型中,可以预见那些对因变量有显著影响的自变量也将出现在模型 12 中,但是该模型的拟合度没有超过模型 12 的。显然,只需有限的自变量就可以获得拟合度最好的模型,而这样的模型也是一个简洁的模型。

且本研究的主题也不是考察两个群体间的交往,但是正如同“蝴蝶效应”一样,外来人口的迁入可能在可预见的领域,也可能在无法预想的领域对本地市民产生影响。本研究无法将这种影响通过调查数据的形式直接测量出来,不过作为这种影响的一个替代,我们使用外来人口占当地总人口的比例这一指标,其背后假设是外来人口迁入所产生的影响都会从其人口数量或占总人口比例这个基本属性中派生出来。

根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据计算外来人口占当地总人口的比例¹,各地的比例数字见表 6。和验证本研究的假设时一样,我们只有在控制变量的模型基础上加入该解释变量,模型拟合的结果见于表 5 中的模型 11。可以看到,各控制变量同因变量之间的关系模式依旧没有发生变化,而且模型拟合度相较于只有控制变量的模型来说略有改善。外来人口比例的系数为- 0.019,说明该自变量对因变量有显著的负向影响,即外来人口比例越高的城市,其市民越不愿意外来人口迁入。将该系数转化为自然数指数得到发生比比率(odds ratio) 0.98,该数字意味着外来人口比例每增加一个百分数,城市居民愿意

表 6:2005 年各地外来人口比例 (%)²

地 区	比 例	地 区	比 例	地 区	比 例
北 京	36.98	安 徽	6.57	四 川	6.95
天 津	20.33	福 建	21.10	贵 州	6.46
河 北	7.00	江 西	6.84	云 南	7.62
山 西	8.43	山 东	8.30	西 藏	3.99
内 蒙 古	18.35	河 南	3.73	陕 西	6.33
辽 宁	15.27	湖 北	8.11	甘 肃	4.74
吉 林	9.59	湖 南	6.96	青 海	9.25
黑 龙 江	9.50	广 东	28.88	宁 夏	9.44
上 海	39.75	广 西	6.33	新 疆	10.77
江 苏	14.58	海 南	11.81	全 国	11.46
浙 江	22.00	重 庆	7.94		

1. 该数据只具体到分各省的情况,这里假定某省内各城市的外来人口比例是相同的,然后将该比例数字赋值给样本中同一省份的各城市。这个假定显然过于理想化,但是作为一个初步的探索,这样做不妨碍我们考察外来人口的比例对市民态度的影响。此外,该数据资料将市内人户分离的人口和户口在外市的人口合并汇总,而没有将后者这种本文所研究的外来人口单独汇总,这也会对该数字的有效性产生一定影响。不过有学者指出,这种人户分离的现象主要存在于中国东部地区,且以北京、上海和广东三地较为突出(李若建,2003b),并且这三个省市也是外来人口较为集中的地区。
2. 卡方检验的结果显示,受访者居住社区是否有外来人口租住对其态度倾向有显著影响,进一步的相关分析显示,如果有外来人口租住在受访者所居住的社区,则其倾向于愿意外来人口迁入,相关系数 gamma = 0.38,达到 0.05 的显著性水平。

外来人口迁入的发生比将减少 2%。作为一个城市层次的解释变量,外来人口比例在该层次解释掉的方差达到了 8.35%,具有一定的解释力。

五、结论与讨论

当越来越多的外来人口进入到新的城市空间开始新的生活和工作,并且这逐渐成为一种趋势的时候,城市原先的生态系统势必会有相应的变化,而当地的居民也会不同程度地受到这种变化的影响,城市居民对此会有何反应?他们对外来人口的迁入行为在心理上能否接受?本研究的结果显示,市民群体对外来人口迁入的态度存在着差异,而且这种差异受到不同因素的影响。

首先,从市民个体层次来讲,他们是生存在社会经济共同体中的成员,他们的态度是一种理性判断的结果。当他们判断自己的利益不会受到外来人口的影响时,便不会拒绝外来人口的迁入。尤其是对那些社会经济地位较高的市民来说,在各方面都处于竞争劣势的外来人口显然无法同其相提并论,所以,相对于社会经济地位较低的市民,他们对外来人口的迁入会持同意态度。而那些社会经济地位层次较低的、年龄较大的,尤其是女性市民,则倾向于不愿意外来人口迁入,因为外来人口迁入后最可能影响到这部分人的利益,比如挤占就业岗位等。同时,态度也是一种个体内在的心理感受,它也会受到个体的价值观和思维方式和户籍制度的影响,五十余年来人口分割化的管理,使得本地人和外地人、城里人和乡下人逐渐成为一种身份标签,这种标签本身所负载的可得利益已经耳熟能详。这种不公平却制度化了的有差别的利益分配方式多少影响了市民的价值观,使得客观的制度设置转化成市民的社会心理和社会期望。本文在验证假设 2 时得到了与预想完全相反的结果,对此,我们的解释是那些住房保障度高的市民其所居住的社区或住宅基本没有或很少有外来人口租住,使得这部分市民鲜有机会同外来人口深入接触,结果就是较远等级的社会距离造成这部分市民对外来人口心理上的排斥,从而导致不愿意外来人口迁入。

其次,从城市这一层次来说,城市的制度环境对市民的态度会产生影响,而且随着城市制度环境的变化,市民的态度也会有相应的变化。在现有的财政分权、户籍管理、社会保障等制度约束下,地方政府有责任为其市民提供公共服务产品,但这些产品的供给总是有限的。研究显示,对于那些公共产品供给压力较大、公共产品服务水平较高的城市

来说,其市民更不愿意外来人口迁入。当我们把公共服务产品的种类进一步限定在与市民的基本生存有关的方面时,这种排斥倾向尤其明显。比如在个体层次上,个人的就业状态对其态度并没有显著影响,但是一旦注意到区域内整体的再就业压力,劳动力市场的景气状况就会影响到市民的态度,在再就业压力较大的氛围影响下,市民更不愿意外来人口迁入。可以说,市民群体借助于现有的制度设置已经成为相对于外来人口的利益群体,并不同程度地从外来人口那里得到利益(李若建,2001),而且他们还拒斥同外来人口分享某些基本生存权益。刘林平(2008)的研究发现,相当多的城市居民并不愿意农民工——外来农业人口——同当地市民一样享有失业救济、低保和租赁廉租房的政策。将个体层次和城市层次的影响因素结合在一起来看的时候,其中显现出的是一条制度分割—利益分隔—心理区隔的联系主线,而这条主线还是一条首尾相接的回路。

当越来越多的外来人口在不同区域间迁移流动时,就意味着现有的户籍制度需要顺应形势的改革,但是这并不意味着不同群体对改革都会有相同的认识。地方政府自身在外来人口迁入的问题上处于一个矛盾的位置,户口放开或不放开各有利弊,市民群体内部对外来人口迁入的态度也存在着分歧。由于利益表达渠道和机制的不足使得市民同政府之间有时也会有潜在的冲突。在这种情况下,为了户籍改革的顺利进行,缓解矛盾、消除分歧、化解冲突就相当重要。因此,讨论外来人口迁入城市的可行性时,除了考虑城市现有资源的负荷之外,还要考虑那些隐性的潜在障碍。由于户籍制度的长期实行,城镇居民逐渐成为独特的利益群体,这个群体虽然没有通过直接的集体行动公开抗衡外来人口迁入城市,但是借助于现有的制度和已有制度的遗产,成就了自我利益的维护和同外来人口利益的分隔,而且这种利益分隔可能已经转化成一种心理区隔从而成为后续改革的障碍。

参考文献 (References)

- 蔡禾、王进. 2007. “农民工”永久迁移意愿研究 [J]. 社会学研究 (6). [Cai He and Wang Jin. 2007. “A Study on Migrant Workers’ Permanent Migration Intentions.” *Sociological Studies* (6). (in Chinese)]
- 付文林. 2007. 人口流动的结构性障碍: 基于公共支出竞争的经验分析 [J]. 世界经济 (12). [Fu Wenlin. 2007. “Structural Obstacles of Population Mobility: Based on The

- Public Expenditures Competition.” *World Economics*(12). (in Chinese)]
- Kreft, Ita and Jan Leeuw. 2007. 多层次模型分析导论[M]. 四川:重庆大学出版社.[Kreft, Ita and Jan Leeuw. 2007. *An Introduction of Hierarchical Linear Models*. Sichuan: Chongqing University Press.]
- 李春玲. 2005. 当代中国社会的声望分层:职业声望与社会经济地位指数测量[J]. 社会学研究(2). [Li Chunling. 2005. “Prestige Stratification in the Contemporary China: Occupational Prestige Measures and Socio-Economic Index.” *Sociological Studies* (2). (in Chinese)]
- 李强、张海辉. 2004. 城市外来人口两大社会群体的差别及其管理对策[J]. 学海(2). [Li Qiang and Zhang Haihui. 2004. “The Distinctions between Two Kinds of Floating Population in China.” *Academia Bimestris* (2). (in Chinese)]
- 李若建. 2001. 利益群体、组织、制度和产权对城市人口管理的影响[J]. 南方人口(1). [Li Ruojian. 2001. “A Multiple Influence of Benefit Clusters, Organization, Institution and Property Right on Regulation on Urban Population.” *South China Population*(1). (in Chinese)]
- 李若建. 2003a. 广州市外来人口的空间分布分析[J]. 中山大学学报(社会科学版)(3). [Li Ruojian. 2003a. “A Study of Spatial Distribution of Floating People in Guangzhou.” *Journal of Sun Yat-sen University Social Science Edition* (3). (in Chinese)]
- 李若建. 2003b. 中国人口的户籍现状与分区域推进户籍制度改革[J]. 中国人口科学(3). [Li Ruojian. 2003b. “The Current Situation of Census Register in China and the Reform of the Household Registration System.” *Chinese Journal of Population Science* (3). (in Chinese)]
- 李若建、闫志刚. 2007. 走向有序:地方性外来人口管理法规研究[M]. 北京:社会科学文献出版社.[Li Ruojian and Yan Zhigang. 2007. *A Study on Local Regulation of Floating Population*. Beijing: Social Sciences Academic Press.]
- 刘林平. 2008. 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)(2). [Liu Linping. 2008. “Interaction and Attitude: Migrant Peasant Workers in the Eyes of Urban Citizens: A Survey of the Guangzhou Citizens.” *Journal of Sun Yat-sen University (Social Science Edition)* (2). (in Chinese)]
- 卢国显. 2006. 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)(4). [Lu Guoxian. 2006. “The Social Distance between Workers with Peasantry and Civil Society in Chinese Big Cities in a Positive Approach.” *Journal of Chinese People's Public Security University*(Social Sciences Edition) (4). (in Chinese)]
- 覃国慈. 2007. 关于农民工与城里人的隔阂探讨[J]. 湖北社会科学(1). [Qin Guoci. 2007. “A Study of Estrangement between Peasant Workers and City Residents.” *Hubei Social Sciences*(1). (in Chinese)]
- Raudenbush, Stephen and Anthony Bryk. 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (2nd Edition). Thousand Oaks: Sage Publications.
- 张展新. 2007. 从城乡分割到区域分割:城市外来人口研究新视角[J]. 人口研究(6). [Zhang Zhanxin. 2007. “From Urban-Rural Division to Regional Segmentation: A New Viewing Angle on Floating Population's Studies.” *Population Research*(6). (in Chinese)]

责任编辑:李 聆