
户籍、社会分割与信任： 来自上海的经验研究

汪 汇 陈 钊 陆 铭^{*}

内容提要 信任在促进城市经济和社会发展方面有着重要意义,而户籍制度造成城市内部的社会分割,可能给信任带来严重的负面影响。本研究根据上海市的抽样入户调查数据,分析了居民信任水平的决定因素,重点考察了户籍身份对居民信任水平的影响。研究发现,在其他条件保持不变的情况下,没有本地户籍的居民,更加不信任小区的邻居和社会上的大部分人对政府的信任水平也更低,并且,户籍分割对信任水平的不利影响不会随着非本地户籍人口收入和教育水平的提高而减少或消失。另外,个人对于社会和政府的信任还受到所居住小区内其他居民该信任水平的影响(即“同群效应”)。由于非本地户籍人口相对聚居,同群效应就会放大由户籍带来的社会分割对信任的负面影响。

关键词 信任 户籍 同群效应 居住地分异

一 引言

随着中国劳动力跨地区流动的加剧,越来越多的非本地户籍人口,特别是外来的农村劳动力到城市就业并长期居留。以上海为例,没有户籍的常住人口已经占到常住人口的 1/4 强。由于城市内部各种公共服务的享有需要以本地户籍为前提,于是,城市内部就形成了本地户籍人口与非本地户籍人口之间的分割。那么,这种户籍制度造成的社会分割究竟会对城市居民的信任带来怎样的影响?这是本研究要回答的一个重要问题。另外,如果源于户籍制度的社会分割会降低信任水平,那么我们能否完全寄希望于通过社会和经济的发展来克服这一不利影响?更确切地说,随着城市内部非本地户籍人口收入和教育水平的提高,户籍分割对信任的负面影响是否会逐渐减少并消失?这是本研究试图回答的另一个问题。

通过对 2006~2007 年收集的上海市居民抽样入户调查数据的分析发现:(1)不同类型的信任,其决定因素不尽相同;(2)非本地户籍无一例外地显著降低我们所研究的三种类型的信任水平;(3)收入和教

^{*} 汪汇、陈钊:复旦大学中国社会主义市场经济研究中心 复旦大学产业发展研究中心 200433 电子信箱:zhaochen@fudan.edu.cn;陆铭:复旦大学经济系 复旦大学产业发展研究中心 浙江大学经济学院。

作者感谢“教育部新世纪优秀人才支持计划”、国家社科基金项目(08BJL008)的资助,同时本文也是上海市重点学科建设项目(B101)以及复旦大学中国经济国际竞争力创新基地项目的研究成果。作者感谢复旦大学社会学系桂勇为本研究提供数据,以及两位匿名审稿人对本文修改提出的许多建议。

育水平的提高并不能减少户籍分割对信任水平的负面影响；(4)居民的社会信任和公共信任显著地受到其居住小区内其他居民该信任水平的影响,即存在“同群效应”(peer effects)。上述发现意味着,我们不能指望仅仅通过经济的发展就能抵消户籍分割对信任的不利影响,事实上,该影响是持续存在的,并且将对城市的和谐发展造成持久的威胁。由于非本地户籍人口在城市内部相对聚居,因此,非本地户籍人口的低信任还会在社区层面上凭借同群效应而放大,这就进一步加大了城市内部社会融合的难度。反过来说,如果政府可以减少由户籍造成的社会分割,促进信任的提高,那么同群效应也能够放大此类政策的积极效应。

本文的结构如下:第二部分阐释信任的概念和分类,对于已有的相关文献进行回顾和评论,并通过比较指出本文的贡献;第三部分讨论本文分析的户籍制度对信任可能产生的各种影响;第四部分是数据来源和统计描述;第五部分是信任决定的计量模型;第六部分考察信任决定中的同群效应;第七部分总结全文。

二 文献回顾

信任是指在存在不确定性的情况下,对其他经济行为者合作行动的乐观预期(Fafchamps, 2004; Luo, 2005)。根据经济行为者的不同性质,通常把信任划分为个人间的信任和对公共机构的信任(Newton, 1999)。而对于个人间的信任,Durlauf和Fafchamps(2005)根据其产生机制的不同,又进一步将其划分为个人化信任(personalized trust)和一般化信任(generalized trust),前者来自反复多次的人际交往,而后者是那些基于对象群体的构成、动机、教育背景等一般性知识产生的信任。

尽管这三种信任存在很大差异,但现有文献往往只专注于一个方面的研究,很少有文献把三种信任的决定因素做比较分析。另一方面,由于这三种信任的对象和产生机制的差异,它们在促进中国的城乡融合和推动城市化进程时也扮演着不同的角色。因此,在本研究中,我们分别研究了个人化信任、社会信任和公共信任的决定,从而明确地比较了不同信任的决定因素和形成机制的差异。

虽然国外学者在信任的决定因素的研究中不可能考虑本地户籍这一具有“中国特色”的变量,但社会分割对信任的影响始终是相关研究的一个关注焦点。Putnam(2000)发现:在美国,最穷的阶层比最富阶层的信任水平要低得多;在控制了收入水平后,非洲裔美国人是美国信任水平最低的人群。Alesina和Ferrara(2002)的研究发现,属于一个长期在社会上受到歧视的群体(如黑人、女性),或居住在一个种族混杂、收入不均等的社区内,会显著降低一个人的社会信任水平。也就是说,社会分割所带来的对某一群体的歧视会降低该群体的信任水平。在社会分割的条件下,处在异质性程度越高的环境中的人,信任水平就越低。但是,既有的文献都没有进一步考虑教育和收入水平的提高是否能够缓解社会分割对于信任的负面影响。

目前国内对于信任的研究,涉及企业间的信任(张维迎、柯荣柱,2002)和农村居民的公共信任(Li, 2004;陆铭与张爽,2008)以及城市内本地户籍居民的社会信任(李涛等,2008)。但这些研究并没有注意到一个对于中国的城市发展意义重大的问题,那就是城市化进程中不同户籍身份的人群之间信任水平的差异。与已有的文献相比,本文证实了体现社会分割的户籍制度对于信任的负面影响,并且发现,由社会分割导致的信任降低不会因为收入和教育水平的提高而缓解。

类似的,Leigh(2006a)将信任划分为本地化的信任(对同一社区居民的信任,localised trust)和一般化信任。

Alesina和Ferrara(2002)仅计算了社会信任与公共信任的相关性;Leigh(2006a)分别研究了本地化的信任和一般化信任的决定因素,但并未加以比较。

另外,对于信任决定中的同群效应,Alesina和 Ferrara(2002)做出了可能的机制阐述。他们认为在社会信任的决定中,可能存在着本地互动(local interaction),即人与人之间小范围内的相互影响。这就会使得身处在低信任水平环境中的人自身的信任水平也会较低,反之亦然。但是由于他们的样本不是在社区层面抽取的,所以他们也就没能直接对同群效应的存在进行验证。而在本文的研究中,由于样本在小区层面有很好的代表性,我们可以对“同群效应”进行比较科学的度量,从而研究其对信任的影响。由于发现同群效应和户籍维度上的居住地分异现象的同时存在,我们可以推断,户籍因素对于信任水平的影响会在小区内得到进一步的放大。

三 户籍制度和信任

1958年1月9日,中国第一部户籍管理法规《中华人民共和国户口登记条例》开始实施,此后,国家陆续出台了一系列政策和规定,将中国户口管理与劳动用工、住房、医疗、教育、就业、人事关系、社会福利和社会保障等公民权益相挂钩(Zhu, 2003)。改革开放以来,全国各地都在逐步推行户籍改革,不断放宽户口迁移、管理限制。2002年6月,上海市对在沪常住引进的人才、外来务工人员及其直系亲属实行居住证制度。可是一方面居住证与本地常住户籍相比在社会福利方面仍有较大差别,另一方面对居住证的审批发放采用计分的方法,大部分外来人口仍然不可能拿到长期居住证。因此,特别是在上海这样的大城市,户籍身份仍然是难以由个人自行选择的。

户籍制度的存在给中国带来了众多方面的影响,成为中国农民改善自身生活的阻碍(Wu and Treiman, 2004),造成城市内部劳动力市场的分割(蔡昉等, 2001),扩大了城乡收入差距(陆铭与陈钊, 2004; Whalley and Zhang, 2007)以及阻碍了城市化的进程(陈钊与陆铭, 2008)。在这些众多的影响中,有一个影响一直为研究者们所忽视,那就是户籍对信任的影响。

根据以往对于信任的研究,我们认为,户籍制度至少从两条渠道影响非户籍人口在居留地的信任水平。首先,信任理论的一个重要假说是,人们更信任那些有过长期交往的个人和组织,也更愿意信任那些预期要在相当长一段时间内存在交往的个人和组织(Alesina and Ferrara, 2002)。信任是一种合作均衡,而合作均衡的条件是存在将来报复的可能性(Lewicki and Bunker, 1995),也就是要以长期的交往为前提。户籍制度造成了中国的城乡分割,地区与地区之间的分割,这也就意味着如果没有居留地户口,外来人口就难以长期居住,与当地居民、社会和政府的长期交往也就难以维系,信任水平就会降低。

另一方面,根据国家和地方的一系列政策和规定,户籍管理与各种公民权益紧密相连。在这样的情形下,没有城市户籍者就会受到各种制度性的歧视。而对于信任的来源,有研究认为,信任是对过去生活经验的一种总结(Inglehart, 1999; Putnam, 2000)。在过去的生活中,受到公正和慷慨对待的人,比那些在生活中遭受歧视、排斥的人,更信任他人(Delhey and Newton, 2003; Alesina and Ferrara, 2002)。在中国,没有本地户籍的人或者在所在城市受到政策的严重歧视,或者受到本地人不友好的对待(蔡昉等, 2001; Wang, 2005; 陈钊和陆铭, 2008)的情况下,无本地户籍者对于小区居民、社会以及政府的信任水平会相应下降。

此类文献相当多。例如,Wu和 Trieman(2004)的研究表明,其他条件不变,在14岁时没有城镇户籍的人比在14岁时拥有城镇本地户籍的人在教育年限上少半年。Whalley和 Zhang(2007)通过对经济模型进行数值模拟得到的结论为,中国的户籍制度显著阻碍了收入的平均分配。严善平(2007)利用上海市的4次大型调查数据发现,在1995至2003年之间,外来劳动力与本地居民的人力资本收益率上升速度不同,两者的差距甚至有扩大的趋势。Zhang和 Meng(2007)对比1999和2002两年的数据也表明,农村移民和城市居民的工资差距在扩大,并且主要是由民工的教育回报下降导致的。

有学者认为,中国的户籍制度是当今世界上存在的最重要的歧视性制度(Wang, 2005)。在这种歧视性制度下,社会人群被人为地分割成有本地户籍人口和无本地户籍人口。现有文献已经发现社会分割会降低信任水平。从宏观上看,社会分割越严重、收入越不平等和种族异质性越大的国家,信任水平就越低(Knack and Keefer, 1997; Leigh, 2006b);从微观上看,社会分割下被歧视的群体,例如在美国的低收入阶层和黑人,其信任水平较低(Putnam, 2000)。因此我们认为,在户籍制度下,被歧视的非户籍人口的信任水平也会相对较低。

当然,非户籍人口的低信任水平并不完全是由户籍制度带来的。我们也应当看到,户籍在一定程度上甚至也能够反映诸如语言和文化上的差异对信任水平的影响,例如,在本文研究的上海,非本地户籍人口可能不会说上海的本地方言。

四 数据来源和描述

本文的数据来自复旦大学社会学系 2006~2007年“和谐社区与社会资本研究”抽样调查数据库。本研究的样本以家庭内 18周岁以上个体为单位(每家庭 1人)。具体抽样过程如下:

第一,小区层面的抽样方案。首先,按照经济发展水平把上海市 18个区分为较发达与较不发达两类,从中各随机抽取 3个区,最终分别抽中浦东新区、长宁区、黄浦区与闸北区、松江区、杨浦区。其次,在每个区中分别随机抽取 2~3个街道。再次,使用空间抽样方法在街道的地图上抽取居民小区,然后根据确定的小区找到小区所属的居委会。原则上每个居委会只需要调查一个小区。最后,访问员进入选中的小区进行走访观察,通过居委会和小区居民了解小区边界(从个人的角度而不是从行政规划的角度)。

第二,个人层面的抽样方案。根据上述抽样方案确定小区并明确小区边界(非行政区划边界)后,对小区居民(年满 18周岁,每家庭 1人)进行问卷调查。问卷调查的抽样方式为:首先,了解小区内门牌号的分布(即找到小区内所有可能的门牌号),并将门牌号码按照一定原则排序,根据“定距抽样”原则抽取 90个门牌号码;其次,按照一定原则对抽取的 90个门牌号排序,并按照等距原则确定 30个正式样本,60个备用样本(考虑到目前入户访问的拒访率比较高,在正式样本不够的情况下,使用备用样本代替);最后,访问员根据样本确定的“门牌号列表”入户调查,如果家庭户愿意接受调查,访问员将根据随机数表在这一家庭户中确定最终被访者,从而保证样本的随机性。

调查的样本回收率为 94%,我们最终的有效样本包含了分布在上海市 6个区的 48个小区的 1393户家庭在 2006或 2007年的相关信息,即包括 48个社区级层面和 1393个家庭层面的横截面数据,每个社区的家庭样本数平均大约为 29个。

本文对信任的度量是从三个方面进行的。首先是人与人之间的个人化信任,由于我们主要想研究的是外来人口的本地融合问题,因此,我们在研究中具体采用的是“对于所在小区居民的信任”。在问卷中,被访者给予“对小区居民的信任”的评价从低到高分别为:很不信任、不太信任、比较信任和很信任,我们相应地用相对指数从 1到 4来表示对小区居民的信任水平(residence),指数越高信任度越高。其次是社会信任,与文献中常用的社会信任变量度量方法相似(Alesina and Ferrara, 2002;李涛等, 2008),本文的社会信任变量(strust)为虚拟变量,当被访者表示对社会上大多数人可以信任时,赋值为 1;当其表示对社会上大多数人不可信任,相处时要越小心越好或不知道时,赋值为 0。值得一提的是,我们对回答

Glaeser等(2000)用实验经济学的方法证明,在问卷调查中被访者表示的对他人的信任程度,实际上真正度量的是被访者本人值得信任的程度,而非被访者对他人的信任水平。

为“不知道”的受访者的处理与 Alesina 和 Ferrara (2002) 以及李涛等 (2008) 的做法相同, 把他们归类为社会信任度较低的一类, 这是一种相对保守的处理方法。Alesina 和 Ferrara (2002) 指出, 人们会更倾向于回答自己是信任水平高的人, 尽管事实可能并非如此。因此, 按照人们的原始答案, 研究会高估人们的信任水平, 那么, 把回答为“不知道”的受访者处理为社会信任水平较低的一类, 就是一种减少这种高估的方法。最后是对公共机构的信任, 即公共信任。本文采用的指标是“对政府的信任”(gov)。与“对小区居民的信任”相类似, 该信任度从 1 到 4 分别表示: 很不信任、不太信任、比较信任和很信任。我们通过统计发现, 在接受调查的 48 个小区的 1300 多位居民中, 有 66.23% 的人认为大多数人是可以信任的, 对于小区居民和政府信任的平均水平都是“比较信任”(分别为 2.920 和 3.020)。

上述三种信任在同一体上存在着较大差异。基于对本文所用数据库的分析, 我们发现三种信任的相关度并不高 (相关系数在 0.12 ~ 0.20 之间), 如果用主成分分析法, 即使选取两个主成分也只能反映原指标 74.07% 的信息量。因此, 我们完全有必要对三个维度的信任逐一加以研究, 对这三种信任水平的决定因素的比较也将变得颇有意义。

表 1 对不同群体的平均信任水平进行了比较。在该表中, 有本地户籍的群体, 对小区居民和政府的平均信任都显著高于没有本地户籍的群体。而在社会信任水平的维度中, 尽管有本地户籍居民的平均信任水平更高, 但是这种差异在统计上并不显著。

表 1 不同群体的信任水平比较

	对小区居民的信任			社会信任			对政府的信任		
	样本比例	均值	均值之差	样本比例	均值	均值之差	样本比例	均值	均值之差
本地户籍	0.833	2.943	0.138***	0.834	0.665	0.016	0.836	3.041	0.13**
非本地户籍	0.167	2.805		0.166	0.649		0.164	2.911	

说明: **和 * 分别表示两组样本的均值之差在 1% 和 5% 水平上显著异于 0。

表 2 列出了本文计量模型中解释变量的名称和定义。其中, 户籍特征对于信任的影响是我们关注的重点。在研究中, 本地户籍用是否为上海市本地户籍的哑变量来度量, 有上海市本地户籍的记为 0, 没有的记为 1。

除此之外, 我们还控制了其他一些已有研究发现的影响信任的重要变量, 其分为两类: 居民的个人客观因素和社区层面的客观因素。在居民的个人客观因素层面上: 人的社会经验会随着年龄的增长而变化, 因而年龄的增长会影响居民的信任水平 (Mishler and Rose, 2001)。与男性相比, 女性历史上长期处于弱势地位, 因此女性的信任水平可能较低 (Alesina and Ferrara, 2002)。婚姻形成的家庭, 一方面为居民提供了抵御外部社会风险的机制, 可以提高其信任水平 (李涛等, 2008); 另一方面减少了居民与社会外界互动的强度, 可能降低其信任水平 (Alesina and Ferrara, 2002)。较高的受教育程度提高了居民的认知分析能力和风险控制能力, 进而影响其信任水平 (Cole, 1973; Mishler and Rose, 2001; Alesina and Ferrara, 2002)。居民较高的收入会提高其社会上被尊重和公平对待的可能性, 并且较高的收入也会增强其对不恰当的信任决策所造成损失的承受能力, 因而可能提高其信任水平 (Alesina and Ferrara, 2002; Delhey and Newton, 2003)。另外, 在中国, 党员作为一种特殊的政治身份, 可能会提高居民的信任水平 (陆铭与张爽, 2008)。因此, 在居民的个人特征 (X_i) 中, 我们控制了: 被访者的年龄、年龄的平方、被访者的性别、婚姻状况、受教育水平 (用四个哑变量来表示, 分别为小学及以下、初中、高中和大专、本科及以上) 以

及是否为中共党员、被访者的家庭人均收入的对数、家庭人均收入对数的平方。

在社区客观因素的层面上：Alesina和 Ferrara（2002）的研究发现，较高的社区人口流动率会显著地减少信任。他们指出，信任是来自于人们对于未来长期互动的期望，人口流动会降低人们对于未来合作的期望，从而减少信任。陆铭和张爽（2008）发现生活在较富裕村庄的人们对公共机构有着更高的信任度，而 Alesina和 Ferrara（2002）发现社区的平均收入对社会信任的影响呈倒 U 型。以种族异质性和收入差距来衡量的社区异质性都会显著降低居民的社会信任水平（Alesina and Ferrara, 2002）。因此，我们控制的社区特征（ Z_i ）包括：社区层面人口的流动性（该小区其他被访者已经和将要居住的年限之和的平均值）、同一社区内其他被访者平均收入水平的对数、平均收入水平对数的平方、社区内的基尼系数 和社区的户籍异质性指数。仿照 Alesina和 Ferrara（2002）对社区内种族分割指数的构造，此处户籍异质性指数 $hetehukou = 1 - \sum_k S_{ki}^2$ ，其中 $k = 1, 2$ 。 S_{1i} 为第 i 个小区内被访者中有本地户籍的比例， S_{2i} 为第 i 个小区内被访者中没有本地户籍的比例。

表 2		解释变量	
		变量名称	变量定义
个人客观因素 X_i		<i>hukou</i>	被访者无上海本地户籍时 = 1,其余 = 0
		<i>age</i>	被访者的年龄
		<i>age2</i>	被访者年龄的平方
		<i>male</i>	当被访者为男性时 = 1,为女性时 = 0
		<i>mar</i>	被访者已婚 = 1,未婚、离异及丧偶 = 0
		<i>primary</i>	被访者教育水平为小学及以下时 = 1,其余 = 0
		<i>junior</i>	被访者教育水平为初中时 = 1,其余 = 0
		<i>senior</i>	被访者教育水平为高中或中专时 = 1,其余 = 0
		<i>college</i>	被访者教育水平为大专、本科及以上时 = 1,其余 = 0
		<i>PRC</i>	被访者为中共党员时 = 1,其余 = 0
		<i>lnhinc</i>	被访者家庭人均收入的对数
		<i>lnhinc2</i>	被访者家庭人均收入对数的平方
社区客观因素 Z_i		<i>stability</i>	所在小区内其他被访者已经和将要居住的年限之和的平均值
		<i>lnghinc</i>	同一社区内其他被访者平均收入水平的对数
		<i>lnghinc2</i>	同一社区内其他被访者平均收入水平对数的平方
		<i>gini</i>	所在社区的基尼系数
		<i>hetehukou</i>	所在社区的户籍异质性指数

表 3 用本文样本中的 1393 个个体数据对模型中的变量进行了统计描述。除了样本整体外，我们还按照户籍将样本分为有本地户籍的群体和没有本地户籍的群体。我们通过比较这三组数据可以看出，在有本地户籍和没有本地户籍的样本群体之间有显著差别的是：（1）无本地户籍的群体平均来看更加年轻，单身的比例更高；（2）无本地户籍的群体平均来看，接受大专以上高等教育的概率和家庭人均收入水平都更高；（3）无本地户籍的群体往往居住在户籍异质性更高的社区中，在本研究中，由于每个小区的外来人口比重都不超过 50%，所以较高的户籍异质性也就意味着较高的外来人口比重。

基于小区内被访者的收入计算所得。

这可能是由上海的特殊政策所导致。上海控制户籍非常严，对受过高等教育者也存在户籍控制，这就造成尽管受高等教育者更愿意选择在上海生活和工作，但这并不意味着他们就能够得到户籍。

表 3 模型中变量的统计描述

变量	总体		有本地户籍		无本地户籍		两组样本均值之差
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
age	46 514	17. 145	48 713	16 866	35 443	13 992	- 13 270***
male	0 475	0 500	0 478	0 500	0 463	0 500	- 0 015
primary	0 076	0 264	0 075	0 263	0 079	0 270	0 004
junior	0 211	0 409	0 213	0 409	0 206	0 405	- 0 006
senior	0 304	0 460	0 321	0 467	0 215	0 412	- 0 107***
college	0 409	0 492	0 391	0 488	0 500	0 501	0 109***
PRC	0 174	0 379	0 182	0 386	0 132	0 339	- 0 050*
marr	0 723	0 448	0 746	0 435	0 605	0 490	- 0 141***
hinc	2040 579	3552 293	1919 698	3160 875	2672 785	5099 234	753 087***
stability	36 812	9 477	36 827	9 343	36 733	10 144	- 0 095
gm_hinc	2170 676	1777. 104	2189 220	1844 527	2077. 302	1388 412	- 111 918
gini	0 381	0 089	0 380	0 092	0 390	0 077	0 011
hetehukou	0 256	0 127	0 242	0 126	0 331	0 101	0 090***

说明：*和 **分别表示两组样本的均值之差在 1%和 10%水平上显著异于 0； 家庭人均的月收入水平； 居住小区内所调查样本中平均的家庭人均月收入水平。

五 信任决定的模型

本文建立了 Ordered Probit模型 (1)、(3)来分别考察对小区居民和对政府信任的决定因素,以及 Probit模型 (2)来考察社会信任水平的决定因素,模型如下：

$$P\left(residence_{ij} = k \right) = \Phi \left(\alpha_k - \beta_1 - \beta_2 X_{ij} - \beta_3 Z_{ij} \right) - \Phi \left(\alpha_{k-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{ij} - \beta_3 Z_{ij} \right) \tag{1}$$

其中, $k = 1, 2, 3, 4$, $\alpha_0 = - \infty$, $\alpha_k \geq \alpha_{k-1}$, $\alpha_3 = + \infty$ 。

在模型 (1)中, $P\left(residence_{ij} = k \right)$ 表示第 j 个小区里的第 i 个被访者表示其对小区内居民信任水平为 k 的概率。

$$P\left(strust_{ij} = 1 \right) = \Phi \left(\beta_1 + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 Z_{ij} \right) \tag{2}$$

在模型 (2)里,方程左边的 $P\left(strust_{ij} = 1 \right)$ 表示在第 j 个小区里的第 i 个被访者认为社会上大多数人可以信任的概率。右边的解释变量见表 2。

$$P\left(gov_{ij} = k \right) = \Phi \left(\alpha_k - \beta_1 - \beta_2 X_{ij} - \beta_3 Z_{ij} \right) - \Phi \left(\alpha_{k-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{ij} - \beta_3 Z_{ij} \right) \tag{3}$$

其中, $k = 1, 2, 3, 4$, $\alpha_0 = - \infty$, $\alpha_k \geq \alpha_{k-1}$, $\alpha_3 = + \infty$ 。

对于模型 (3)的解释,与模型 (1)类似。根据模型 (1)、(2)、(3),我们构造了包含 x 和 z_i 的回归,回归结果见表 4。

考虑到三种信任水平决定的回归方程的残差项很有可能是相关的,因此作为一项稳健性检验,我们通过 seemingly unrelated regression的回归方法对三个方程加以联立估计。结果表明,前面的估计结果是稳健的,变量的系数与显著性均无大的变化。限于篇幅,这里没有报告 SUR方法的回归结果。

表 4 信任的决定因素

解释变量	被解释变量								
	对小区居民的信任			社会信任			对政府的信任		
	(1) 系数	(2) 系数	(3) 系数	(4) 系数	(5) 系数	(6) 系数	(7) 系数	(8) 系数	(9) 系数
<i>hukou</i>	- 0.328***	- 0.240**	- 0.524	- 0.043	- 0.197*	- 0.002	- 0.202**	- 0.167*	0.606
<i>age</i>		0.009	0.010		0.000	- 0.005		- 0.029**	- 0.032**
<i>age2</i>		0.000	0.000		0.000	0.000		0.0003**	0.0003***
<i>male</i>		0.007	0.010		- 0.130*	- 0.123		- 0.093	- 0.093
<i>junior</i>		0.138	0.071		0.129	0.293*		- 0.029	0.063
<i>senior</i>		0.036	- 0.047		0.145	0.273		0.044	0.154
<i>college</i>		- 0.075	- 0.164		0.285	0.394**		- 0.087	0.009
<i>PRC</i>		0.089	0.089		0.302***	0.313***		0.257***	0.258***
<i>marr</i>		- 0.071	- 0.069		0.124	0.142		0.115	0.117
<i>lnhinc</i>		0.084	0.096		0.036	0.025		0.134	0.126
<i>lnhinc2</i>		- 0.009	- 0.010		- 0.001	- 0.002		- 0.014	- 0.012
<i>stability</i>		0.010**	0.010**		0.013***	0.013***		0.013***	0.013***
<i>lnghinc</i>		2.137*	2.066*		9.772***	9.560***		5.584***	5.644***
<i>lnghinc2</i>		- 0.130**	- 0.125**		- 0.606***	- 0.593***		- 0.352***	- 0.357***
<i>gini</i>		0.784	0.773		- 1.477***	- 1.444**		- 1.160**	- 1.127**
<i>hetehukou</i>		- 0.209	- 0.207		- 0.077	- 0.082		- 0.387	- 0.380
<i>inc_hukou</i>			- 0.008			0.061			- 0.045
<i>jun_hukou</i>			0.284			- 0.879**			- 0.444
<i>sen_hukou</i>			0.386			- 0.714*			- 0.558
<i>col_hukou</i>			0.408			- 0.604			- 0.476
常数项				0.414	- 38.791***			- 37.858***	
观察值	1362	1225	1225	1371	1230	1230	1344	1209	1209
伪 R ²	0.0068	0.0237	0.0245	0.0001	0.0529	0.0562	0.002	0.0288	0.0301

说明：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。为了节省篇幅,我们没有报告系数的标准误。

为了检验是否存在重要的遗漏变量导致的内生性偏误,我们在表 4 的第 (1)、(4)、(7)列报告了只放“户籍”这一变量的结果,通过比较可以发现,加入本文已经考虑的其他重要的控制变量之后,户籍的影响作用并没有显著改变。因而,可以认为,即使存在可能的遗漏变量,这些变量的加入也应当不会对本文结论有太大影响。根据表 4 的回归结果,下面我们对三种信任的决定因素进行逐一分析。

(一) 个人化信任

首先来看人与人之间的个人化信任。表 4 的第 (2)列是对小区居民信任的 Ordered Probit 回归结果。在 Ordered Probit 模型中,对于居民中的被解释变量取值(在此处,对居民的信任水平取 2 或 3),系数的符号并不总是与特定的解释变量取值下某个解释变量边际效应的方向一致(Wooldridge, 2002)。因此,为了能够更为直观地获得每一种因素对居民信任水平的影响,我们基于表 4 列 (2)计算了每一种显著的影响因素的边际效应,结果参见表 5。其中基准这一行给出了一个作为参照的“典型”个人分别报告四种不同信任程度的概率,以下各行则给出了某一特定变化后分别报告四个不同信任程度的概率。

现实中可能出现的情况是赋予外来常住人口本地户籍。此时,该政策变化对信任水平的影响可以近似地理解为从表中第二行数值(户籍从有到无)变成表中第一行作为基准的信任水平。

表 5 对小区居民的信任水平决定因素的边际效应 (基于表 4 列 (2) 中的显著因素)

	对居民的信任水平			
	很不信任	不太信任	比较信任	很信任
基准	0.0048	0.1223	0.7638	0.1092
由拥有本地户籍变为没有本地户籍 (1)	0.0093	0.1746	<u>0.7454</u>	<u>0.0706</u>
社区稳定性 = 社区稳定性均值 - 1	0.0049	0.1242	<u>0.7636</u>	<u>0.1073</u>
社区稳定性 = 社区稳定性均值 - 10	0.0063	0.1426	<u>0.7594</u>	<u>0.0917</u>
社区平均收入减少 10%	0.005	0.1254	<u>0.7634</u>	<u>0.1062</u>
社区平均收入减少 50%	0.0075	0.1557	<u>0.7546</u>	<u>0.0823</u>

说明:作为参照的基准是基于年龄、收入、社区稳定性、社区平均收入水平、社区基尼系数和社区的户籍异质性均取均值,其他哑变量取 0。划线的数值表示相对于基准有所下降。

对所在小区居民的信任水平,根据表 4 的第 (2) 列和表 5,我们有如下发现:

第一,相对于个人客观层面的因素,社区层面因素的影响更为显著。个人化的信任和一般化信任的最根本差别在于它们的产生机制。社会信任是对任何随机选择的个体行为方式有多大可能是诚实的、值得信任的信念,是一种事先的信念,而个人化的信任则是一种事后形成的对于认识的个体的声誉评价 (Durlauf and Fafchamps, 2005)。因此,对于小区居民的信任水平,相对于信任主体的自身因素,受到被信任对象客观因素的影响更为显著。本文研究显示,住在稳定性更高的社区 (所有被访者已经和将要在该小区居住的时间平均来看更长的社区) 的居民,对小区居民的信任水平更高;在平均收入水平较高的小区,居民对于小区居民的信任水平也更高。这两个结果都与现有研究指出的个人化信任的特征相一致。例如, Lewicki 和 Bunker (1995) 提出了一个信任关系形成与演化的三阶段模型,他们指出,重复博弈形成的声誉机制是稳定的信任关系的基础。因此,对于稳定性更高的居民,重复博弈的可能性就更大,那么他们的声誉评价乃至信任水平也就更高。另一方面,在目前的中国社会中,具有比较高收入的居民,往往意味着较高的社会地位,那么,对于高收入的邻居,居民对他们的声誉评价在一般的意义上也就更高,并会由此产生更高的信任水平。

第二,尽管其余的个人客观因素对于“对居民的信任水平”没有显著的影响,但我们重点关注的本地户籍变量对居民信任水平的影响无论从统计上还是系数上都是很显著的。我们可以从表 4 看出没有本地户籍对居民信任的降低作用远远超过其他因素。对于降低对居民信任水平作用因素的排序是:“由拥有变为没有本地户籍”强于“社区平均收入减少 50%”,强于“社区稳定性减少 10 年”,强于“社区平均收入减少 10%”,强于“社区稳定性减少 1 年”。

(二) 社会信任

表 4 第 (5) 列是对社会信任 Probit 模型的回归结果。由于 Probit 模型是非线性的,系数并不能直接反映偏效应的大小,所以我们应用 Stata 中的 mfx 命令以及一些手动计算,得出了表 6。

根据表 4 的第 (5) 列和表 6,我们可以发现:

本地户籍、性别、教育、党员身份、社区平均稳定性、小区平均收入和小区收入的异质性都会对居民的社会信任水平产生显著影响。在其他条件不变的情况下,没有本地户籍的居民,表示信任社会上大多数人的概率,比有本地户籍的居民低 7.3%。女性更加信任他人。这一点与其他国家已有文献的结论有

Alesina 和 Ferrara (2002) 也有类似的论述和发现。

需要指出的是,本文的结果表明拥有本地户籍有利于增加对社会的信任,但这并不必然意味着,在全国范围内,上海户口拥有者的社会信任程度最高。

很大不同,例如,Delhey和 Newton(2003)对七个国家的数据分析发现性别对于社会信任的影响不显著,而 Alesina和 Ferrara(2002)发现,美国女性的社会信任水平更低。关于这种差异,我们认为可能是由于女性地位不同造成的,中国女性社会地位相对较高,更可能出现我们所发现的这一结果。大专、本科及以上的高等教育会显著地提高居民的社会信任水平。党员比非党员的社会信任水平要高。居住在越稳定的社区,其社会信任水平也越高。小区平均收入对居民社会信任水平的影响呈倒 U 型,根据表 4 的第 (5)列,我们可以计算出平均收入对社会信任水平影响的拐点为小区平均的家庭人均月收入 3174 元。而我们的样本中,小区平均收入为 1722 元,增加 10%后为 1894 元,增加 50%后为 2583 元,因此在表 6 的分析中,平均收入增加对社会信任水平的边际效应为正。小区收入的异质性越高,居民的社会信任水平越低。Alesina和 Ferrara(2002)也有类似的发现,他们认为造成这种现象的原因可能有两点,一是人们往往更信任和自己社会经济状况相似的人;二是收入异质性高往往意味着低收入者比例也相对较高。低收入者的信任水平较低(在他们的数据库中),而一个居住在平均信任水平低的环境中的人,自身的信任水平也会下降。

表 6 社会信任水平决定因素的边际效应 (基于表 4 列 (5)中的显著因素)

变量	<i>hukou</i>	<i>male</i>	<i>College</i>	<i>PRC</i>	<i>Stability</i>	<i>ghinc1</i>	<i>ghinc5</i>	<i>gini</i>
边际效应	- 0.073 [*]	- 0.047 [*]	0.102 [*]	0.105 ^{***}	0.005 ^{***}	0.086 ^{***}	0.135 ^{***}	- 0.538 ^{***}

说明:***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。对于 *hukou*、*male*、*PRC*等哑变量,边际效应即是在其从 0 到 1 所带来的概率变化;此处为手动计算在其他变量处于基准水平上,社区平均收入增加 10%的边际效应;手动计算在其他变量处于基准水平上,社区平均收入增加 50%的边际效应。

(三)公共信任

本文关注的是公共信任,具体就是指“对政府的信任”。表 4 的第 (8)列是对政府信任的 Ordered Probit 回归系数,这里的系数同样不能表示出每个解释变量具体的边际效应,因此我们采取了类似表 5 的处理方法,结果如下。

表 7 对政府信任水平决定因素的边际效应 (基于表 4 列 (8)中的显著因素)

	对政府的信任水平			
	很不信任	不太信任	比较信任	很信任
基准	0.0167	0.0993	0.5432	0.3408
由拥有本地户籍变为没有本地户籍	0.0256	0.1288	0.5672	<u>0.2784</u>
年龄 = 均值 + 1	0.0169	0.1002	0.5442	<u>0.3387</u>
由党员变为非党员	0.0325	0.1481	0.5751	<u>0.2444</u>
社区平均稳定性减少 10 年	0.0232	0.1215	0.5628	<u>0.2926</u>
社区平均收入减少 10%	0.0176	0.1024	0.5466	<u>0.3334</u>
社区基尼系数增加 0.1	0.0217	0.1166	0.5593	<u>0.3024</u>

说明:基准是基于年龄、收入、社区稳定性、社区平均收入水平、社区基尼系数和社区的本地户籍异致性均取均值,党员取 1,其他哑变量取 0。划线的数值表示相对于基准有所下降。

陆铭和张爽(2008)在中国农村居民的公共信任研究中也发现男性信任更低,而在本文的城市居民的政府信任决定因素中,男性的系数不显著为负。

对于对政府的信任水平,根据表 4 的第 (8)列和表 7,我们有如下发现:

本地户籍、年龄、党员身份、社区的平均稳定性、社区内平均的家庭人均收入和社区内的基尼系数都对公共信任水平产生显著的影响。没有本地户籍会显著地降低对政府的信任水平。年龄对于公共信任的影响呈 U 型,根据表 4 的第 (8)列,我们发现控制住其他因素后,公共信任最低的年龄为 48 岁,在 48 岁之前,居民随着年龄的增长,对政府的信任程度逐年降低,而在 48 岁之后,这一信任水平又开始逐渐升高。由于我们计算的边际效应是基于平均年龄水平的,而我们样本中的平均年龄为 47 岁,因而边际效应在这里的符号为负,且绝对值很小。党员身份对于公共信任的作用显著为正,这与陆铭和张爽 (2008) 对于中国农村公共信任的研究发现是一致的。社区内家庭平均月收入的影响是显著的,呈现出一种倒 U 型关系,拐点为月收入 2784 元。由于我们对边际效应的计算是基于所有社区平均水平的平均,在样本中为 2170 元,减少 10% 后为 1953 元,位于拐点以前,因而边际效应为负。与对社会信任的影响相似,小区的异质性越高,居民的公共信任水平越低。从数量上来看,没有本地户籍对于信任的影响要明显超过社区稳定性下降 10 年,社区基尼系数增加 0.1 或社区平均收入减少 10% 的负效应。

从以上三种不同信任决定因素的分析可以看出,对于我们重点想研究的个人户籍身份对于信任的影响,在信任的三个维度上的作用都是显著的,在其他条件保持不变的情况下,没有本地户籍的居民,更加不信任小区的邻居和社会上的大部分人,对政府的信任水平也更低。

如果无本地户籍的人口信任程度相对低,那么在社会经济发展过程中,随着这部分人的收入和教育程度提高,户籍身份的负面影响是否能够得到缓解甚至被抵消? 一个可能的猜想是,高教育水平或高收入者更不在意没有城市户籍,或者说,不拥有城市户籍的事实对收入较高者或教育程度较高者的信任水平的降低作用要轻微得多。对此,我们尝试通过构造教育或收入和户籍身份的交互项来进行检验。如果对于收入较高、教育背景较好的居民,非本地城市户籍对他们的信任水平的降低作用较小,那么在存在收入和户籍的交互项,以及教育水平和户籍的交互项的回归中,交互项的系数应当与户籍本身的系数相反。以社会信任为例,如果我们把加入交互项后的模型写为如下的 (4) 式,则 β_4 和 β_5 的符号应该显著为正。

$$P(\text{strust}_{ij} = 1) = \Phi(\beta_1 + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 Z_{ij} + \beta_4 \text{inc_hukou}_{ij} + \beta_5 \text{edu_hukou}_{ij}) \quad (4)$$

其中, inc_hukou_{ij} 是第 j 个小区,第 i 个被访者的收入和户籍的交互, edu_hukou_{ij} 是第 j 个小区,第 i 个被访者的教育和户籍的交互 (实际是三个表示教育水平的虚拟变量与本地户籍的交互)。

表 4 的 (3)、(6)、(9) 列是对加入交互项的模型 (4) 的回归结果。从中我们可以发现,加入的交互项基本都不显著,而且符号也不稳定。因此,我们可以说,对于收入、教育水平不同的人而言,户籍身份对信任的负面影响没有显著的不同。也就是说,高的收入和学历并不能弥补没有本地户籍给居民带来的不信任感。这就提醒我们,不能期待社会经济发展过程中个人收入或教育程度的提高来自动地缓解户籍身份所造成的社会分割对信任的负面影响。

六 聚居和信任在社区内的“传染”

在人类行为中广泛存在着“同群效应”,也就是说一个人的行为会受到他周围人群的影响,如果是这样,那么社群成员之间的相互影响就会产生“社会乘数”(social multiplier) (Glaeser et al, 2003), 一个政策的效果就会被社会乘数放大,就好像大家的行为相互传染一样。在信任的决定研究中,同群效应也是学者感兴趣的话题, Alesina 和 Ferrara (2002) 阐述了信任的同群效应可能的形成机制。他们认为,在社会信任的决定中,可能存在着本地互动 (local interaction), 这就会使得身处在低信任水平中的人自身的信任

水平也会较低,反之亦然。但是由于他们的样本是在 MSA /BMSA 层面抽取的,每年每个 MSA /BMSA 内的样本数在 40以下,而城市作为相互影响的“社群”显然太大了,所以他们也就没能直接对同群效应的存在进行验证。而在我们的样本中,由于有基于社区层面的数据,每个社区的样本平均在 30个左右,并且从抽样方法上保证了样本的随机性,因此我们可以用被调查者的信任水平的平均来代表整体小区的平均信任水平,从而得出关于信任的同群效应的结论。

(一)信任在社区内的“传染”:对同群效应的检验

为了考察信任决定中同群效应的影响,我们可以将模型 (1)、(2)、(3)改写为以下形式:

$$P (residence_{ij} = k) = \Phi (\alpha_k - \beta_1 - \beta_2 X_{ij} - \beta_3 Z_{ij} - \beta_4 \overline{residence_{ij}}) - \Phi (\alpha_{k-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{ij} - \beta_3 Z_{ij} - \beta_4 \overline{residence_{ij}}) \tag{5}$$

其中, $k = 1, 2, 3, 4, \alpha_0 = -\infty, \alpha_k \geq \alpha_{k-1}, \alpha_3 = +\infty$ 。

$$P (strust_{ij} = 1) = \Phi (\beta_1 + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 Z_{ij} + \beta_4 \overline{strust_{ij}}) \tag{6}$$

$$P (gov_{ij} = k) = \Phi (\alpha_k - \beta_1 - \beta_2 X_{ij} - \beta_3 Z_{ij} - \beta_4 \overline{gov_{ij}}) - \Phi (\alpha_{k-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{ij} - \beta_3 Z_{ij} - \beta_4 \overline{gov_{ij}}) \tag{7}$$

其中, $k = 1, 2, 3, 4, \alpha_0 = -\infty, \alpha_k \geq \alpha_{k-1}, \alpha_3 = +\infty$ 。

模型 (5)、(6)、(7)右边的 X_{ij} 、 Z_{ij} 的具体变量和解释仍与表 4保持一致。而 $\overline{residence_{ij}}$ 、 $\overline{strust_{ij}}$ 和 $\overline{gov_{ij}}$ 表示第 j 小区内居民除了第 i 居民外的小区平均信任水平 = (小区被调查者信任水平之和 - 本人信任水平) / (小区内被调查总人口 - 1)。

对于模型 (5)、(6)、(7)的回归结果,如表 8所示。

根据表 8中的结果,没有证据显示在对居民的信任决定中存在着同群效应,但同群效应显著存在于对政府的信任和社会信任水平的决定中。对于这种差异,我们认为可能的解释是:对政府和社会的信任,信任对象对大多数居民而言都是直接接触机会较少的,因此所依据的判断信息就更多的来自非自身经验的其他渠道,例如居民之间的口口相传;而对小区居民的信任,则可以自己在互动中对对象进行直接的判断,受他人间接影响就比较少。所以,社区平均信任在对政府和社会的信任水平的影响中显著为正,而对居民信任的决定没有显著的影响。

目前的结果表明社会信任和对政府的信任受到个人因素、社区因素以及社区内平均信任的影响。不过,在同群效应的识别中,我们还应当进一步区分情境效应和关联效应 (Manski, 1993)。情境效应 (contextual/exoge-

表 8 信任的决定因素 (考虑同群效应)

解释变量	被解释变量		
	对小区居民的信任	社会信任	对政府的信任
	(1) 系数	(2) 系数	(3) 系数
X_i	已控制	已控制	已控制
Z_i	已控制	已控制	已控制
$m_residence$	- 0.112		
m_strust		1.632***	
m_gov			0.608***
常数项		- 17.282	
观察值	1225	1230	1209
伪 R^2	0.0238	0.0755	0.0332

说明:***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

社区除被访者外的其他被调查居民对小区居民的平均信任水平; 社区除被访者外的其他被调查居民社会信任的平均水平; 社区除被访者外的其他被调查居民对政府的平均信任水平。 这里的系数看似与同群效应 <1的条件矛盾,但事实是 Probit模型的系数并不能代表边际效应,根据 mfx 命令计算出的标记效应为 0.59,是小于 1的。

在美国,MSA 是“大都市统计区”(Metropolitan Statistical Area)的简称,人口至少在 10万人以上;BMSA 是“主要大都市统计区”(Primary Metropolitan Statistical Area)的简称,人口至少在 100万人以上。

nous effects)是指,社区内所有人受到社区特征的共同影响,例如比较和谐的社区环境,比较可靠的保安,因而大家都会表现出较高的信任水平。关联效应 (correlated effects)是指,社区内居民的趋同表现是因为他们有着相似的但却不可观测的个人特征,例如在我们模型中未能控制的因素导致更高 (或更低)信任水平的人居住在同一个小区内。这两种效应使得个人信任看起来受到小区平均信任水平的影响,但这并不是真的由于个人的信任水平直接受小区平均信任水平的影响,因而都不是我们所说的同群效应。但是这两种效应的存在会对同群效应是否存在的判断带来干扰。对于情境效应,由于我们使用的是非线性模型 (Brock and Durlauf, 2001),并且在回归中包含很多关于社区特征的信息 (Bramoullé et al., 2007),这种效应就得到了最大可能的控制。而关联效应实际上反映了遗漏变量带来的内生性问题,可以采用工具变量的方法来处理 (Evans et al., 1992)。

我们采用“近 12 个月来,小区内除了本人以外,其他被访者平均房屋被入室盗窃或肆意破坏的次数” (*am_crime*),作为小区平均信任水平的工具变量。对于该工具变量的可能怀疑是,它是否会不通过影响被工具变量 (小区平均信任水平)而直接影响被解释变量 (本人的信任水平)? 如果的确如此,那么当我们同时把该工具变量 (*am_crime*)和被工具变量同时放入回归方程中,*am_crime*的系数仍然应该是显著的。但在我们对三种信任水平的回归结果中发现,*am_crime*的系数均不显著,p 值在 0.5 左右。因此,我们可以认为,小区内其他人平均房屋被窃或破坏的次数,总是通过影响小区的平均信任水平而间接影响本人信任水平的。回归第一阶段表明小区内被访者平均的房屋被窃和破坏次数与平均信任水平高度相关 (见表 9), F 值分别为: 13.38、23.15 和 42.81,因而,不存在弱工具变量的问题。

表 9 第一阶段回归 (小区平均房屋被窃和破坏次数对平均信任水平的影响)

解释变量	被解释变量					
	小区除本人外其他被访者对 小区居民的平均信任水平		小区除本人外其他被访者的 社会信任的平均水平		小区除本人外其他被访者对 政府的平均信任水平	
	(1)		(2)		(3)	
	系数	F 值	系数	F 值	系数	F 值
<i>am_crime</i>	- 0.045***	13.38	- 0.083***	23.15	- 0.146***	42.81
<i>X</i> 与 <i>Z_i</i>	已控制		已控制		已控制	
观察值	1202		1206		1186	
<i>R</i> ²	0.224				0.3068	

说明: **、*、. 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

但是,如表 10 所示,第二阶段 Hausman 检验和 Wald 检验的结果拒绝了原有估计结果与 IV 估计结果存在显著差异的假设。这就意味着我们可以接受原先得到的结论:在社会信任和政府信任的决定中存在同群效应。

(二) 聚居行为对信任的影响

对于外来人口而言,他们的邻居又是些什么样的人群? 我们可以看到,结合本文的发现,这个问题的答案会放大非本地户籍对信任的不利影响。

在经济学中,有对居住空间分异 (residential segregation) 的专门研究。所谓的居住空间分异是指,不

对于只处理一个内生变量的工具变量回归,第一阶段 F 值大于 10,等价于弱工具变量检验值大于 Cragg - Donald 统计量的临界值,表示不存在弱工具变量问题 (Stock and Yogo, 2002)。

同特征 (如职业背景、文化取向、收入状况)的居民在住房选择上趋于相互分离、相对分化的现象。从全球来看,居住空间分异的趋势无一例外地出现在各类城市中,加尔各答、新加坡、东京、纽约、布鲁塞尔、悉尼等都有居住区分异的现象 (Marcuse and Van Kempen, 2000)。在美国,不同种族间的居住空间分异十分显著,即便是富裕的黑人家庭也更倾向于和他们的黑人穷兄弟而不是富裕的白人家庭住在相同的社区里 (Bayer et al , 2004)。在中国,计划经济年代大城市的社会空间分布表现为簇状单位大院之间的异质,单位居住区成员混杂,以社会经济属性划分的居住区空间分异很小 (Wu and Yeh, 1997)。改革开放后,随着劳动力的流动和住房的市场化,以户籍划分的空间分异逐渐在上海这样的大城市呈现出来,即外来的非城市户籍人口更倾向于住在一起 (李志刚和吴缚龙, 2006;李志刚等, 2004)。我们自己用本文数据的研究也发现,非本地户籍人口的确倾向于居住在非本地户籍人口比重更高的社区,但限于篇幅,我们就不报告这个结果了。

表 10 信任的同群效应 (与工具变量法估计结果的对比)

解释变量	被解释变量					
	对小区居民的信任		社会信任		对政府的信任	
	OLS 系数	IV 系数	Probit 系数	IV Probit 系数	OLS 系数	IV 系数
<i>hukou</i>	- 0.101**	- 0.092**	- 0.195*	- 0.188	- 0.115*	- 0.121*
其他 X_i	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Y_i	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>an_residence</i>	- 0.048	0.629				
<i>an_ptrust</i>			1.635***	3.055*		
<i>an_gov</i>					0.384***	0.801
常数项	- 1.251	- 1.742	3.528	- 17.1328**	- 7.775**	- 4.258
观察值	1202	1224	1206	1229	1208	1186
调整后的 R^2	0.0048	0.0222			0.0561	0.0457
	Hausman	0.9984	Wald - test	0.4629	Hausman	0.9953

说明：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著； 因为 Ordered Probit不能用 IV,所以回归结果报告了 OLS和工具变量法对政府信任的回归结果； Hausman检验的 P值； Wald检验的 P值。

结合前面发现的“同群效应”,我们可以推论,户籍对信任除了有前面已经发现的直接影响以外,还会通过聚居和同群效应的共同作用而产生进一步的间接影响。我们可以用图 1来更加直观地表示出没有本地户籍对于信任水平的直接和间接影响。前面我们已经发现,给定其他条件不变,非本地户籍人口

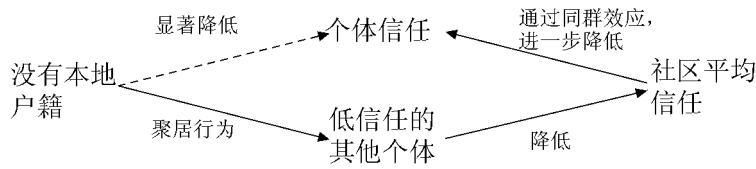


图 1 户籍对社会信任和公共信任水平的影响机制

的外来劳动力聚居在一起,通过“同群效应”的影响,他们的信任水平会进一步降低。于是,我们不难发现,在居住区按户籍分异与同群效应的共同作用下,非本地户籍对信任 (社会信任和公共信任)的不利影响将在社区内得到进一步的放大。

七 结论

本研究通过在上海收集的 2006 ~ 2007 年“和谐社区与社会资本研究”的数据库,分析了上海市居民对小区居民的信任、社会信任以及公共信任(对政府的信任)这三种信任的决定因素。研究发现,对于不同维度的信任,其决定因素不尽相同,在更加依赖于个人经验的社区居民的信任因素决定中,社区的特征是主要决定因素,而在社会信任和公共信任的决定中,社区特征和个人特征的作用都是显著的。但是,户籍身份对于上述三种信任的影响都是显著的,在其他条件相同的情况下,不拥有本地户籍将显著降低这三种信任水平,并且,无本地户籍对信任水平的负面影响并不会随着收入和教育水平的提高而减少或消失。另外,研究还发现,对于社会信任和政府信任的决定,存在着显著为正的同群效应,即个人的信任水平还受到所在小区其他人的信任水平的影响。由于非本地户籍人口相对聚居,同群效应会放大由户籍带来的社会分割对信任的负面影响。

信任有利于提高政策的执行效率,有利于公共品的提供,有利于社会的融合,有利于提高个人对生活的满意度(Delhey and Newton, 2003),因而信任在促进城市的和谐与可持续发展方面有着不容忽视的作用。本研究告诉我们,要想提高居民的信任水平,从而促进城市的社会和谐与可持续发展,一个根本的措施就是要消除由户籍制度形成的城市内部社会分割,并且尽可能地防止城市内部与户籍相联系的居住地分异现象的加剧。本文的研究也提示我们,收入和教育水平的提高并不能自发地解决户籍分割导致的信任下降。换句话说,社会融合有利于经济的可持续发展,但经济发展却不能自动地消除社会分割的不利影响。因此,我们应该在政策上实现由社会分割向社会融合的转变。

最后需要指出,本文的研究也存在一些不足。例如,由于数据的限制,我们无法考察户籍获得时间长度和获得途径对各种信任水平的影响。此外,本文也没有进一步区分非本地户籍人群内部存在的差异,如“农民工”与“外来市民”在信任决定上的不同。这些也是值得进一步研究的课题。

参考文献:

- 蔡昉、都阳、王美艳 (2001):《户籍制度与劳动力市场保护》,《经济研究》第 12 期。
- 陈钊、陆铭 (2008):《从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》,《经济研究》第 1 期。
- 李涛、黄纯纯、何兴、周开国 (2008):《什么影响了居民的社会信任水平?——来自广东省的经验证据》,《经济研究》第 1 期。
- 李志刚、吴缚龙 (2006):《转型期上海社会空间分异研究》,《地理学报》第 2 期。
- 李志刚、吴缚龙、卢汉龙 (2004):《当代我国大都市的社会空间分异——对上海三个社区的实证研究》,《城市规划》第 6 期。
- 陆铭、陈钊 (2004):《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第 6 期。
- 陆铭、张爽 (2008):《劳动力流动对中国农村公共信任的影响》,《世界经济文汇》第 4 期。
- 严善平 (2007):《人力资本、制度与工资差别——对大城市二元劳动力市场的实证分析》,《管理世界》第 6 期。
- 张维迎、柯荣柱 (2002):《信任及其解释:来自中国的跨省调查分析》,《经济研究》第 10 期。
- Alesina, A. and Ferrara, E. L. "Who Trusts Others" *Journal of Public Economics*, 2002, 85 (2), pp. 207 - 234
- Bayer, J. Patrick; McMillan, Robert and Rueben, S. K. "An Equilibrium Model of Sorting in an Urban Housing Market" *NBER Working Paper* No. 10865, 2004
- Bramoullé Yann; Djebbari, Habiba and Fortin, Bernard "Identification of Peer Effects through Social Networks" *IZA discussion paper* No. 2652, 2007.
- Brock, A. W. and Durlauf, N. S. "Discrete Choice with Social Interactions" *The Review of Economic Studies*, 2001, 68 (2), pp. 235 - 260.
- Cole, L. R. "Toward a Model of Political Trust: A Causal Analysis" *American Journal of Political Science*, 1973, 17 (4), pp. 809 - 817.

- Delhey, J. and Newton, Kenneth "Who Trusts? The Origins of Social Trust in Seven Nations" *European Societies*, 2003, 5(2), pp. 93 - 137.
- Durlauf, N. S. and Fafchamps, Marcel "Social Capital," in Philippe Aghion and N. Steven Durlauf, eds., *Handbook of Economic Growth* (ed 1), Amsterdam: Elsevier, 2005.
- Evans, N. W.; Oates, E. W. and Schwab, M. R. "Measuring Peer Group Effects: A Study of Teenage Behavior" *Journal of Political Economy*, 1992, 100(5), pp. 966 - 991.
- Fafchamps, Marcel *Market Institutions in Sub-Saharan Africa: Theory and Evidence* Cambridge, MA: MIT Press, 2004.
- Glaeser, L. Edward; Sacerdote, I. Bruce and Scheinkman, A. Jose "The Social Multiplier" *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(2 - 3), pp. 345 - 353.
- Glaeser, L. Edward; Laibson, D.; Scheinkman, A. Jose and Soutter, C. "Measuring Trust" *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 65, pp. 811 - 846.
- Inglehart, Ronald "Trust, Well-being and Democracy," in E. Mark Warren, eds., *Democracy and Trust* Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- Knack, Stephen and Keefer, Philip. "Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation" *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(4), pp. 1251 - 1288.
- Leigh, Andrew. "Trust, Inequality and Ethnic Heterogeneity" *The Economic Record*, 2006a, 82, pp. 268 - 280.
- . "Does Equality Lead to Fraternity?" *Economics Letters*, 2006b, 93(1), pp. 121 - 125.
- Lewicki, R. J. and Bunker, B. B. "Trust in Relationships: A Model of Trust Development and Decline," in B. B. Bunker and J. Z. Rubin, eds., *Conflict, Cooperation and Justice* San Francisco: Jossey-Bass Press, 1995.
- Li, Lianjiang "Political Trust in Rural China" *Modern China*, 2004, 30(2), pp. 228 - 258.
- Luo, Jar-Der "Particularistic Trust and General Trust: A Network Analysis in Chinese Organizations" *Management and Organization Review*, 2005, 1(3), pp. 437 - 458.
- Manski, F. Charles "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem." *The Review of Economic Studies*, 1993, 60(3), pp. 531 - 542.
- Marcuse, Peter and Van Kempen, Ronald *Globalizing Cities: A New Spatial Order?* Oxford: Blackwell, 2000.
- Mishler, William and Rose, Richard "What Are the Origins of Political Trust? Testing Institutional and Cultural Theories in Post-Communist Societies" *Comparative Political Studies*, 2001, 34(1), pp. 30 - 62.
- Newton, Kenneth "Social and Political Trust," in Russell J. Dalton and Hans-Dieter Klingemann eds., *Critical Citizens: Global Support for Democratic Government* Oxford: Oxford University Press, 1999.
- Putnam, R. *Bowling Alone* New York: Simon and Schuster Press, 2000.
- Stock, H. J. and Yogo, Motihiko "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression" *NBER Working Paper No. T0284*, 2002.
- Wang, Feiling *Organizing through Division and Exclusion: China's Hukou System* California: Stanford University Press, 2005.
- Whalley, John and Zhang, Shunning "A Numerical Simulation Analysis of (Hukou) Labour Mobility Restrictions in China" *Journal of Development Economics*, 2007, 83(2), pp. 392 - 410.
- Wooldridge, M. Jeffrey *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* Massachusetts: MIT Press, 2002.
- Wu, Fulong and Yeh, A. Gar-On "Changing Spatial Distribution and Determinants of Land Development in Chinese Cities in the Transition from a Centrally Planned Economy to a Socialist Market Economy: A Case Study of Guangzhou" *Urban Studies*, 1997, 34(11), pp. 1851 - 1879.
- Wu, Xiaogang and Treiman, J. Donald "The Household Registration System and Social Stratification in China: 1955 - 1996" *Demography*, 2004, 41(2), pp. 363 - 384.
- Zhang, Dandan and Meng, Xin "Assimilation or Disassimilation? — The Labour Market Performance of Rural Migrants in Chinese Cities" Paper presented at the 6th Conference on Chinese Economy, CERDI-DREC, Clermont-Ferrand, France, Oct. 18 - 19, 2007.
- Zhu, Lijiang "The Hukou System of the People's Republic of China: A Critical Appraisal under International Standards of Internal Movement and Residence" *Chinese Journal of International Law*, 2003, 2(2), pp. 519 - 565.

(截稿: 2009年4月 责任编辑: 李元玉)