

# 城市社区异质性与社区整合

——基于 2014 年中国劳动力动态调查的分析

蔡 禾 张蕴洁

(中山大学 社会学与人类学学院, 广东 广州 510275)

**摘要:** 伴随“城市化”与“市场化”进程, 城市社区之间和社区内部的人口结构差异逐渐加大, 社区异质性对社区整合带来挑战。文章利用中国劳动力调查 2014 年数据, 就社区间与社区内的异质性对社区整合的影响展开分析, 发现不同的异质性指标对社区邻里关系、居委选举投票率以及社区纠纷程度会产生差异性的影响。由此提出社区建设要有社区社会结构的理念, 即每个社区的工作重点设置、社区建设的资源配置和社区管理的绩效评估都应该基于对每个社区的人口经济社会特征的科学分析。这需要有一个从自上而下的社区管理视角向自下而上的社区管理视角转变。

**关键词:** 城市社区; 社区异质性; 社区整合; 空间社会结构

**中图分类号:** C912.81 **文献标识码:** A **文章编号:** 0257-0246 (2017) 03-0182-12

## 一、研究问题与文献回顾

### (一) 问题的提出

伴随着市场经济体制改革和政府行政管理体制改革, 中国城市的社会管理重心由“单位”转向了“社区”, 2011 年, 《民政部关于在全国推进城市社区建设的意见》(中办发[2000]23号)颁布, 正式提出了“城市社区建设”目标。《意见》认为, 在市场经济体制下, 大量“单位人”转为“社会人”, 大量农村人口涌入城市, 传统的城市社会管理模式相对滞后, 迫切需要建立一种新的社区式管理模式。“城市社区建设”正是“我国城市经济和社会发展到一定阶段的必然要求”, 其目标就是要促进社区整合, 以此增强国家的基层治理能力。

伴随着城市社会管理重心从“单位”向“社区”转移, 城市社区的异质性<sup>①</sup>日益显著。异质性是古典城市社会学家沃斯提出的城市社会学核心概念,<sup>②</sup>意指城市人口的差异程度。城市是一个国家的政治经济文化中心, 因而也是人口的聚集地, 不同地区、不同文化、不同民族、不同宗教、不同职

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(15ZDA046)。

作者简介: 蔡禾, 中山大学社会学与人类学学院教授, 研究方向: 城市社会学、经济社会学、社会政策; 张蕴洁, 中山大学社会学与人类学学院研究生, 专业方向: 城市社会学、经济社会学。

<sup>①</sup> 彼得·布劳在《不平等和异质性》一书中对“不平等”和“异质性”下了定义“人们的所有分化形式, 根据它们是否具有地位等级特性, 我们可以把它们归分为两种一般形式——不平等和异质性。所谓不平等, 指的就是人们在地位维度上的分布——即他们在权力或财富、教育或收入上的差异程度。异质性就是指人们在不同群体之间的分布。”参见彼得·布劳《不平等和异质性》, 王春光等译, 北京: 中国社会科学出版社, 1991年。

<sup>②</sup> Louis Wirth, Margaret Furez, Edward L. Burchard, *Local Community Fact Book*, Chicago: Chicago Recreation Commission, 1938.

业、不同阶级阶层等等各类人群在这里交汇，相对于农村而言，城市人口结构呈现出明显的异质性特征。不过，在计划经济体制下，“户籍制”“单位制”和“平均主义”的分配制度不仅造就了一个缺乏流动的封闭劳动力市场，也造就了一个异质性较低的城市人口结构。而市场经济体制改革和加速的城市化进程使我国的城市人口结构发生了巨大的变化，异质性大大增加。异质性意味着基于传统地缘关系、血缘关系、“单位制”关系而形成的城市居民之间的人际关系和社会信任也在发生变化，社区的“熟人社会”性质开始消解，“陌生人社会”特征日益显现，社区整合出现问题。如何在异质性不断增加的背景下促进社区整合，社区建设面临挑战。

社区整合概念衍生于涂尔干的社会整合概念，意指一个社会/社区的人与人或人与群体之间，通过共同信仰、情感基础、共享规范等基础，形成紧密、有序联系的状态。<sup>①</sup>不难看出，社区整合与社区异质性之间是存在紧张的，因为异质性有可能会导导致人与人之间联系纽带的松弛。客观分析我国城市社区的异质性特征和这些特征对社区整合的影响，对于我们开展社区建设是极为重要和基本的工作，这也是本文的研究目的。

## (二) 文献回顾

良好的社区邻里关系、和谐的社区秩序、普遍的社区公共参与是社区整合的重要体现，学界对社区异质性与社区整合的实证研究也较多地体现在这三个方面。

针对社区异质性与邻里关系的实证研究存在两派对立的观点，一派是“同质相容”论，该派认为异质性会降低社会互动，导致居民心理上的不认同，提高了引发矛盾和摩擦的可能性。<sup>②</sup>另一派是“异质互补”论，该派认为，在异质的社团中，个体之间可以共享的知识和信息更多，从而提升了成员间交往能够获得的潜在利益，形成互补效应。<sup>③</sup>李洁瑾等系统剖析了上述两类观点的作用机制和研究视角，利用社会资本分类理论框架，探究异质性与邻里社会资本之间的关系，并划分基于社区内纽带的整合性社会资本和基于社区间网络的链合性社会资本，提出社区内部异质性增大会抑制整合性的社会资本和促进链合性的社会资本。<sup>④</sup>蔡禾、贺霞旭运用 CGSS2005 数据，证明了社区内异质性对居民邻里关系具有负面影响，但这一影响受到社区间异质性的制约，即居民的社会参与和社区公共空间的供给会显著地增加居民邻里关系水平，这意味着城市社区凝聚力的提升有待于社区公共领域的发展。<sup>⑤</sup>不过，以上研究大多从居民个体特征层面对社区关系的影响效应出发，缺乏中观层次的社区社会结构探讨。

针对社区异质性与居民公共参与的实证研究多以社区居民参与居委会选举投票为分析对象。在微观层面上，大量研究都证明了居民的个体特征差异会导致参与行为的差异。马卫红发现年龄越大的女性，参与意愿越强<sup>⑥</sup>；Chang & Jacobs 发现，拥有更活跃想象力和对知识更有好奇心的居民，参与意愿更强<sup>⑦</sup>；孙璐发现，居民在社区当中的共同利益和情感认同是其社区参与的基本动力<sup>⑧</sup>；王小章和冯婷发现，居民本身对社区的情感认同程度会影响参与意愿和行动<sup>⑨</sup>。也有学者从宏观层面上研究居

① 涂尔干《社会分工论》，渠东译，北京：生活·读书·新知三联书店，2000年；冯钢《整合与链合——法人团体在当代社区发展中的地位》，《社会学研究》2002年第4期。

② 王颖《现代城市管理与社区重建》，《浙江学刊》2002年第3期。

③ D. Stolle, T. R. Rochon, "Are All Associations Alike? Member Diversity, Associational Type, and the Creation of Social Capital," *American Behavioral Scientist*, Vol. 42, No. 1, 1998, pp. 47-65.

④ 李洁瑾、黄沁蕾、冯艾《城市社区异质性与邻里社会资本研究》，《复旦学报》（社会科学版）2007年第5期。

⑤ 蔡禾、贺霞旭《城市社区异质性与社区凝聚力——以社区邻里关系为研究对象》，《中山大学学报》（社会科学版）2014年第2期。

⑥ 马卫红、黄沁蕾、桂勇《上海市居民社区参与意愿影响因素分析》，《社会》2000年第6期。

⑦ J. Chang, R. L. Jacobs, "Determinants and Outcomes of Employee Participation in a Strategic Community of Practice: A Mixed-method Approach," *Human Resource Development Quarterly*, Vol. 23, No. 3, 2012, pp. 341-362.

⑧ 孙璐《利益、认同、制度安排——论城市居民社区参与的影响因素》，《云南社会科学》2006年第5期。

⑨ 王小章、冯婷《城市居民的社区参与意愿——对H市的一项问卷调查分析》，《浙江社会科学》2004年第4期。

民公共参与行为的影响因素,例如从社区管理体制和社会保障等政策角度展开对居民公共参与行为的研究<sup>①</sup>,或从法制空间与政府约束力的角度探讨建立完善公众参与机制的可行性<sup>②</sup>。该类宏观研究多为政策性研究或理论探索,较缺乏严谨的实证过程。

在社区异质性与社区秩序的关系上,已有的研究均指出,社区内人口群体的多元化导致了群体利益的分化,从而使社区内部的利益矛盾加剧。马捷从业主维权行动展现了社区居民利益多元化与社区断分化<sup>③</sup>;何艳玲通过分析社区公共产品供给中出现的“邻避”现象,揭示了社区居民的利益认知和社区认同感<sup>④</sup>;熊易寒则通过对居民的社区组织,如居委会、业委会、志愿者联合会等的参与,讨论了社区居民利益诉求方式的差异<sup>⑤</sup>。不过此类研究多为案例研究,少有基于全国性调查数据的量化研究。

总而言之,在已有的城市社区异质性与社区关系的量化研究中,异质性主要是从居民个体层次出发,分析居民个体的人口经济社会特征差异对其行为的影响。然而,异质性不仅仅体现在个体层次上,甚至可以说,异质性作为城市社会学的分析概念更重要的是体现在社会的整体性特征上,它强调的是社会或者一个社区的结构特征。其背后的理论假设是,社区居民的行为和观念不仅受到自身的个体差异影响,还要受自身所处社区环境的影响,社区异质性不同,社区居民的整体性行为特征就不同,从而影响到社区整合。因此,本文试图从社区中观层次对社区异质性与社区整合展开研究,客观认识在城市异质性不断增加的背景下城市社区建设面临的挑战。

## 二、数据、测量和模型

### (一) 数据

本研究的分析数据来源于中山大学社会科学调查中心开展的“中国劳动力动态调查”(China Labor force Dynamics Survey,简称CLDS2014)2014年全国抽样调查数据。<sup>⑥</sup>该项目样本覆盖全国除港澳台、西藏和海南之外的29个省市自治区,共调查居委会样本175个,涉及67个城市;城市家庭样本6183个,平均每个居委会调查35.33个家庭样本,<sup>⑦</sup>其中含同住家庭成员16838人,户均同住家庭成员2.72人;城市社区中,平均每个家庭完成的个体问卷数量为1.48份,城市个体样本量9162个。

### (二) 测量<sup>⑧</sup>

#### 1. 自变量——社区异质性

社区异质性表现在两个维度,一是不同社区之间的异质性,二是同一社区内的异质性。在本研究中,社区间异质性变量有:社区人口平均年龄、社区人口平均受教育程度、社区家庭平均收入;社区内异质性变量有:社区人口年龄标准差、社区人口受教育程度标准差、社区家庭收入标准差;社区人

① 张亮 《上海社区建设面临挑战:居民参与不足》,《社会》2001年第1期。

② 武小川 《论公众参与社会治理的法治化》,武汉大学博士学位论文,2014年。

③ 马捷 《城市社区冲突研究》,中国政法大学博士学位论文,2009年。

④ 何艳玲 《“中国式”邻避冲突:基于事件的分析》,《开放时代》2009年第12期。

⑤ 熊易寒 《从业主福利到公民权利——一个中产阶层移民社区的政治参与》,《社会学研究》2012年第6期。

⑥ 关于该调查项目具体的抽样设计和完成情况,请参阅中山大学社会科学调查中心编 《中国劳动力动态调查:2015年报告》,北京:社会科学文献出版社,2015年。

⑦ CLDS为追踪调查,在考虑了样本代表性、追踪损耗以及多变量多层模型分析的需要的基础上,每个社区第一轮抽取的有效家庭样本量为35户。在2014年实际调查中,66.29%的社区(含116个)完成35户调查;4%的社区(含7个)家庭样本量少于35户(完成数量在31至34户之间);29.71%的社区(含52个)家庭样本量大于35户(完成数量在36至39户之间)。详细样本规模测算方法见CLDS2012发布版数据文档《CLDS2012抽样设计》。

⑧ 数据中反映社区样本规模、外来人口比例、社区纠纷的变量由社区问卷生成,这三个指标存在一定数量的缺失;反映社区人口年龄、教育程度、职业类别、收入的变量均由家庭数据计算生成;反映邻里关系、投票率的变量则由个体数据计算生成。最终使用数据均以社区为单位,进行社区层次的测量。

口规模、社区业主比例、社区外来人口比例、社区居民职业种类四个指标同时纳入社区间异质性和社区内异质性指标。

表 1 分析变量描述统计

连续自变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
人口规模	172	10 497. 46	14 512. 35	800. 00	150 000. 00
业主比例	175	22%	0. 08	0%	45%
平均年龄	175	41. 77	6. 60	27. 94	62. 20
年龄的标准差	175	19. 96	2. 04	11. 52	26. 52
平均受教育程度 <sup>①</sup>	175	2. 51	0. 54	1. 34	3. 96
受教育程度标准差	175	1. 21	0. 23	0. 64	1. 75
职业种类数量	175	23. 78	7. 06	5. 00	41. 00
家庭平均收入	175	68 890. 39	26 723. 67	16 171. 43	181 111. 10
家庭收入的标准差	175	54 355. 32	28 168. 87	10 167. 67	156 360. 90
外来人口比例	150	26%	0. 13	0%	99%

(1) 社区间异质性: 社区间异质性的计算方法是: 以社区为单位, 计算该社区内居住人口的年龄均值、受教育程度均值、家庭收入均值。表 2 为社区间异质性相关测量变量的相关矩阵, 呈现了社区间异质性变量之间的相关关系。

表 2 社区间异质性变量的相关矩阵 (Pearson 相关系数)

	人口规模	业主比例	平均年龄	平均受教育程度	职业数量	家庭平均收入	外来人口比例
人口规模	1						
业主比例	-. 242***	1					
平均年龄	-. 271***	. 448***	1				
平均受教育程度	. 011	. 281***	. 367***	1			
职业种类数量	. 210***	-. 355***	-. 379***	. 095	1		
家庭平均收入	. 091	. 058	. 056	. 591***	. 271***	1	
外来人口比例	. 388***	-. 357***	-. 350***	. 058	. 279***	. 331***	1

说明: \* p<0. 1, \*\* p<0. 05, \*\*\* p<0. 01。

(2) 社区内异质性: 社区内异质性包括社区的年龄异质性、经济异质性、教育异质性, 它们分别以社区内居民的年龄标准差、家庭年收入标准差、受教育程度标准差作为指标值。表 3 为社区内异质性变量之间的相关矩阵:

表 3 社区内异质性变量的相关矩阵 (Pearson 相关系数)

	人口规模	业主比例	年龄标准差	受教育程度标准差	职业数量	家庭收入标准差	外来人口比例
人口规模	1						
业主比例	-. 242***	1					
年龄标准差	-. 256***	. 121	1				
受教育程度标准差	. 030	. 189	. 102	1			
职业种类数量	. 210***	-. 355***	-. 202***	. 281***	1		
家庭收入标准差	. 108	. 067	-. 010	. 360***	. 170**	1	
外来人口比例	. 388***	-. 357***	-. 316***	. 062	. 279***	. 226***	1

说明: \* p<0. 1, \*\* p<0. 05, \*\*\* p<0. 01。

① 教育水平数值含义为 1-“小学及以下”, 2-“初中”, 3-“高中或中专”, 4-“大专”, 5-“本科”, 6-“研究生及以上”。

## 2. 因变量

社区关系是一个多维度的分析概念,本研究主要从社区邻里关系、社区居委选举投票率、社区纠纷发生程度三个维度来分析。

(1) 社区邻里关系。该变量常用于测量社区凝聚力,常见的邻里关系或社区凝聚力测量量表需要个体针对社区居民信任感、邻里互助、关系紧密程度等方面的问题做出回答。<sup>①</sup> 蔡禾等在2014年利用CGSS2005数据进行城市社区异质性与社区凝聚力的研究中,将邻里交往指标设定为社区信任、关系强度和互惠三个维度的相加赋值得分,并采用个体层次的邻里关系测量。<sup>②</sup> 在本研究中,采用的是以社区为单位的集体层次的测量方法,即以社区为单位,通过综合社区内个体水平数据的均值来测量社区层面的特征。CLDS对于邻里关系测量的题目与CGSS比较相似,因此本文采用社区层次的邻里关系测量,将社区居民的“熟悉程度”“信任程度”以及“互惠行为”这三项指标得分相加,形成最终赋值范围在3至15分之间的“邻里关系”指标,接着以社区为单位,对每个社区所有个体样本的“邻里关系”得分求取均值,作为该社区的邻里关系得分。具体问卷题目与选项赋值如下:

问卷题目	问题选项和赋值
您和本社区(村)的邻里、街坊及其他居民互相之间的熟悉程度是怎样的?	非常不熟悉 1—2—3—4—5 非常熟悉
您对本社区(村)的邻里、街坊及其他居民信任吗?	非常不信任 1—2—3—4—5 非常信任
您与本社区(村)的邻里、街坊及其他居民互相之间有互助吗?	非常少 1—2—3—4—5 非常多
邻里关系=关系强度+信任+互助	3—15

(2) 社区居委选举投票率。在探究社区异质性对社区建设的影响时,社区居民的公共参与是一个不容忽视的角度。社区人口异质性的增加,使得社区居民的利益需求呈现多元化,如何在利益需求多样化的社区中达成共识,实现社区建设目标,社区居民的公共参与显然是非常重要的,是实现社区居民自治的前提条件。CLDS设计了“是否参与社区居委会选举投票”问题,设立了“自己去投票”“家人代投票”“没去投票”“不适用”等选项。本研究以此作为衡量社区居民的投票行为的指标,将“自己去投票”和“家人代投票”赋值为1,将“没去投票”和“不适用”赋值为0,以社区为单位求取上述赋值的均值,即获得对每个社区的社区居委选举投票率的测量。

(3) 社区纠纷程度。协调社区利益,化解社区矛盾,建立社区秩序,实现社区和谐,是社区建设的重要内容。但异质性带来的人们在经济、文化、宗教、族群等各个方面的差异,不仅形成了社区居民不同的利益诉求,在一定条件下还造成了社区矛盾和社区冲突,对社区秩序带来挑战。CLDS在社区卷中设计了“近2年本社区一共发生多少次纠纷?”这一问题,由社区居委会干部回答。本研究以此作为衡量社区纠纷程度的指标,以受访者的回答作为指标值。

表4 因变量描述统计

因变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
邻里关系	175	9.63	1.13	5.8	12.94
选举参与率	175	0.32	0.22	0	0.95
社区纠纷数量	168	22.15	37.02	0	240

<sup>①</sup> J. C. Buckner, "The Development of An Instrument To Measure Neighborhood Cohesion," *American Journal of Community Psychology*, Vol. 16, No. 6, 1988, pp. 771-791; R. J. Sampson, S. W. Raudenbush, F. Earls, "Neighbourhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy," *Science*, Vol. 277, Issue 5328, 1997, pp. 918-24.

<sup>②</sup> 蔡禾、贺霞旭《城市社区异质性与社区凝聚力——以社区邻里关系为研究对象》,《中山大学学报》(社会科学版)2014年第2期。

(三) 统计模型

1. 多元线性回归模型 (Multivariable Linear Regression Model)

当社区邻里关系和社区居民参与投票率作为因变量时, 鉴于因变量为连续变量且满足正态分布, 根据表 2、表 3, 社区间和社区内变量之间均不存在多重共线性问题 (自变量相关系数都小于 0.7, 且变量通过方差膨胀因子 VIF 检验), 故采用多元线性回归模型, 以 Y 先后代表社区邻里关系和社区居民参与选举投票率, a 代表截距或常数项,  $X_k$  代表各个自变量,  $\beta_k$  代表斜率或回归系数, k 的取值始于 1, 终于自变量个数, e 为随即误差项:

$$Y = a + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + e$$

$X_k$  所代表的变量会根据研究需要而进行调整, 一类自变量是代表社区间异质性的变量, 变量包括了社区规模、业主比例、社区居民年龄均值、社区居民受教育程度均值、职业数量均值、家庭收入均值和外来人口比例; 当研究涉及探求社区内异质性时, 变量更替为社区规模、业主比例、社区居民年龄标准差、社区居民受教育程度标准差、职业数量均值、家庭收入标准差和外来人口比例。为了更好地研究不同自变量对因变量的影响, 研究采取嵌套 (Nested Model) 架构, 逐层加入自变量。

2. 负二项回归模型 (Negative Binomial Regression)

当因变量为社区纠纷发生次数时, 由于因变量为计数变量, 因此其基本模型是泊松模型, 但是由于在社区纠纷该计数资料中 (见表 4), 标准差 (37.02) 大于期望 (22.15), 存在过散分布的情况, 且通过 alpha 的似然比检验 ( $p < 0.05$ ), 因此无论自变量是社区内还是社区间的异质性, 均需要使用负二项回归模型。<sup>①</sup> 为了修正由过离散 (over-dispersion) 所带来的问题, 我们将 Poisson 分布模型进行一般化处理, 也就是在原 Poisson 回归的基础上再加上一个随机误差项 (a disturbance term) 来表示过离散的效应:

$$E(y_i | x_i) = \log \lambda_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} + \exp(e_i)$$

在本研究的模型中,  $x_{i1} \dots x_{ik}$  中会涉及的自变量仍旧会根据社区内或社区间的异质性分异而有所区别。

三、分析结果

(一) 社区异质性对邻里关系的影响

表 5 和表 6 分别展示了社区间异质性和社区内异质性对社区邻里关系的多元回归分析结果, 根据结果可以看出, 中国城市社区之间和社区内部的社会结构分异, 会对社区整体的邻里关系亲疏带来不同的影响效果。

从表 5 可知, 社区间的平均年龄、平均教育程度标准差以及业主比例会对社区邻里关系带来显著影响。在把社区之间的人口规模、平均年龄、平均受教育程度、家庭平均收入、业主比例和外来人口比例设定为分析变量时, 社区人口的平均年龄对社区邻里关系水平有显著的正向影响, 年龄均值越大的社区, 邻里关系水平越高, 平均年龄每增加 1 岁, 邻里关系水平会有相应程度的增加, 其原因可能是年龄越大的人, 退休或邻近退休的人越多, 其社会活动的空间半径越小, 在社区中居住的时间也越长, 有更多的机会与邻里开展互动。社区业主比例也是影响区邻里关系水平的主要因素, 呈现出显著的正向关系, 从表 5 可以看到, 在逐步加入分析变量的过程中, 业主比例的正向影响斜率呈现逐步扩大的走势。相对于社区平均年龄和业主比例的影响, 社区平均受教育水平对社区邻里关系的影响呈显著负向关系, 即平均受教育水平越高的社区, 邻里关系水平越低, 这可能是因为受教育水平越高的人, 其社会交往的网络更加多元, 社会活动的空间更脱域于社区空间。而且在引入平均受教育程度变

① A. C. Cameron, P. K. Trivedi, *Regression Analysis of Count Data*, New York: Cambridge Press, 1998.

量后,模型的解释力得到明显提高,从模型4可以看到,在增加了社区平均受教育水平均值变量后,模型的解释力水平迅速从 $R^2 6.2\%$ 上升至 $R^2 19.3\%$ ,提升了13%。

表5 社区间异质性与社区邻里关系的多元回归分析

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
社区规模	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
业主比例		2.876** (1.392)	2.441 (1.533)	3.764** (1.449)	3.572** (1.493)	3.569** (1.498)	3.239* (1.675)
年龄均值			0.013 (0.019)	0.040** (0.018)	0.037* (0.019)	0.036* (0.020)	0.037* (0.022)
受教育程度均值				-1.129*** (0.217)	-1.093*** (0.227)	-1.054*** (0.277)	-1.012*** (0.301)
职业种类数量					-0.010 (0.018)	-0.009 (0.018)	-0.014 (0.020)
家庭收入均值						-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
外来人口比例							-0.622 (0.618)
常数项	9.739*** (0.142)	9.050*** (0.362)	8.588*** (0.769)	9.939*** (0.761)	10.277*** (0.978)	10.262*** (0.982)	10.409*** (1.118)
样本量	172	172	172	172	172	172	150
$R^2$	0.036	0.059	0.062	0.193	0.194	0.194	0.199

说明: 括号内为标准误; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

表6 社区内异质性对社区邻里关系的影响因素分析

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
社区规模	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
业主比例		2.876** (1.392)	2.797** (1.395)	4.128*** (1.344)	4.002*** (1.458)	3.970*** (1.464)	3.287* (1.664)
社区年龄标准差			0.051 (0.056)	0.080 (0.053)	0.077 (0.054)	0.077 (0.054)	0.049 (0.062)
社区受教育程度标准差				-2.303*** (0.487)	-2.257*** (0.529)	-2.320*** (0.555)	-2.180*** (0.604)
职业种类数量					-0.004 (0.018)	-0.005 (0.019)	-0.009 (0.020)
社区家庭收入标准差						0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
外来人口比例							-0.957 (0.605)
常数项	9.739*** (0.142)	9.050*** (0.362)	8.023*** (1.181)	9.938*** (1.184)	10.053*** (1.293)	10.065*** (1.296)	10.872*** (1.496)
样本量	172	172	172	172	172	172	150
$R^2$	0.036	0.059	0.064	0.175	0.175	0.176	0.181

说明: 括号内为标准误; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

表6呈现的是社区内异质性对社区邻里关系影响的多元回归分析结果,模型显示,社区内的业主比例和受教育程度标准差对邻里关系有显著影响。社区业主比例对邻里关系有显著正向影响;当社区

内居民受教育程度标准差越大时，邻里关系得分越低，在模型中加入社区内教育程度的标准差后，模型的解释力 6.4% 上升至 17.5%，提高了约 11% 的模型解释力，也就是说社区内居住居民的教育异质性对于提升社区邻里关系存在负向效应。

比较表 5 与表 6 的模型可以发现，外来人口比例对邻里关系有负向影响，但都不显著；职业种类数量以及家庭收入的均值和标准差，对邻里关系均没有影响。

(二) 社区异质性对社区居委选举投票率的影响

表 7 和表 8 分别展示了社区间异质性和社区内异质性对社区居委选举投票率的影响机制的多元回归分析结果。

表 7 社区间异质性对社区居委选举投票率的影响

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
社区规模	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)
业主比例		0.098 (0.203)	-0.204 (0.217)	-0.155 (0.220)	-0.121 (0.226)	-0.118 (0.224)	-0.019 (0.244)	-0.170 (0.235)
年龄均值			0.009*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.008*** (0.003)
受教育程度均值				-0.042 (0.033)	-0.048 (0.034)	-0.096** (0.041)	-0.094** (0.044)	-0.047 (0.043)
职业种类数量					0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)
家庭收入均值						0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
外来人口比例							0.138 (0.090)	0.167* (0.086)
社区邻里关系								0.046*** (0.012)
常数项	0.358*** (0.020)	0.335*** (0.053)	0.014 (0.109)	0.064 (0.115)	0.004 (0.148)	0.022 (0.147)	0.083 (0.163)	-0.400** (0.197)
样本量	172	172	172	172	172	172	150	150
R <sup>2</sup>	0.045	0.046	0.106	0.115	0.117	0.138	0.128	0.216

说明：括号内为标准误；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01。

表 7 是社区间异质性对社区居委选举投票率的影响模型。不难看出，平均年龄越大的社区拥有更高的投票参与率，不过这个影响较之平均年龄对邻里关系的影响要小，非常微弱，不过该结果与从个体层次出发研究居民投票行为的结果相一致。李开琴的研究曾指出，随着年龄的增加，投票行为也随之增加，不过这种增加在 50 岁以前呈现出急剧增长趋势，而在 50 岁之后则趋于缓和。<sup>①</sup> 表 7 中的模型 6、模型 7 还显示，在加入家庭收入均值和外来人口比例的影响效应后，社区受教育程度均值对社区居委选举投票率呈现出在 p<0.05 显著水平上的负向显著影响，即平均受教育程度越低的社区，社区居委投票率越低，这与平均教育水平与邻里关系水平的影响一致。但在加入了社区邻里关系（非社区异质性指标，下同）自变量后，教育程度的显著性消失，取而代之的是外来人口比例开始在 p<0.05 的显著水平上显著，这意味着良好的邻里关系是有助于消除异质性对社区参与的负向影响的。值得注意的是，社区业主比例对居委选举投票率的影响虽然不显著，但影响方向却是负向影响，而外

① 李开琴 《中国基层选举中投票行为差异研究——基于中国综合社会调查 2013 的数据》，《沈阳工业大学学报》（社会科学版）2016 年第 4 期。

来人口比例则带来相反的正向影响效应,这个结果还有待于进一步的深入研究,可能的解释之一是因为业主参与社区治理的组织渠道更多,例如可以参加业主委员会,而且业主对业主委员会这类组织的认同往往要高于对居委会的认同;而外来人口比例较高的社区,居委会选举可能是它们选择不多的社区公共参与领域。

表8显示了社区内异质性对社区居委选举投票率的影响。可以看出,在模型1到模型7的变量叠加过程中,涉及城市社区内部异质性变量的引入对于提高模型的整体解释力并无显著影响。不过如果把社区邻里关系水平作为自变量加入模型,从模型8可以看到,邻里关系对社区居民选举投票率有显著的正向影响,加入该变量后模型解释力 $R^2$ 值提升10%。

表8 社区内异质性对社区居委选举投票率的影响

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
社区规模	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
业主比例		0.098 (0.203)	0.105 (0.204)	0.160 (0.208)	0.139 (0.226)	0.112 (0.224)	0.083 (0.245)	-0.074 (0.235)
社区年龄标准差			-0.005 (0.008)	-0.004 (0.008)	-0.004 (0.008)	-0.004 (0.008)	-0.000 (0.009)	-0.003 (0.009)
社区受教育程度标准差				-0.096 (0.075)	-0.088 (0.082)	-0.140 (0.085)	-0.141 (0.089)	-0.037 (0.088)
职业种类数量					-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.003)	0.000 (0.003)
社区家庭收入标准差						0.000** (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)
外来人口比例							0.084 (0.089)	0.129 (0.085)
社区邻里关系								0.048*** (0.012)
常数项	0.358*** (0.020)	0.335*** (0.053)	0.431** (0.172)	0.511*** (0.183)	0.531*** (0.200)	0.541*** (0.198)	0.473** (0.220)	-0.046 (0.245)
样本量	172	172	172	172	172	172	150	150
$R^2$	0.045	0.046	0.048	0.057	0.058	0.082	0.091	0.187

说明: 括号内为标准误; \* $p<0.1$ , \*\* $p<0.05$ , \*\*\* $p<0.01$ 。

### (三) 社区异质性对社区纠纷程度的影响

从理论上讲,社区异质性会导致社区人口在利益诉求上的差别,由此有可能增加社区中人与人之间的摩擦和冲突,对社区秩序带来不利影响,表9和表10分别呈现了社区间异质性和社区内异质性与社区纠纷程度之间的负二项回归结果。但是,从表9的结果来看,绝大部分社区间异质性指标与社区纠纷程度之间并不存在显著的相关关系,仅模型7、模型8中的社区间职业种类数量对社区纠纷程度在5%的显著水平上有正向影响,在全模型中,社区间职业种类数量每增加一个数量单位,社区纠纷数量增长4.29%,即社区居民的职业种类越多,职业差异越复杂,发生社区纠纷的数量就越多。

表9 社区间异质性与社区纠纷程度的负二项回归

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
社区规模	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000** (0.000)
业主比例		-0.091 (1.789)	0.092 (1.874)	-0.795 (2.005)	-0.200 (2.004)	-0.303 (2.025)	-2.050 (2.258)	-1.577 (2.319)

年龄均值	-0.007 (0.021)	-0.020 (0.023)	-0.009 (0.024)	-0.010 (0.024)	0.009 (0.022)	0.011 (0.022)		
受教育程度均值		0.415 (0.271)	0.342 (0.274)	0.462 (0.324)	0.280 (0.314)	0.202 (0.318)		
职业种类数量			0.032 (0.023)	0.033 (0.023)	0.043** (0.021)	0.042** (0.021)		
家庭收入均值				-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)		
外来人口比例					-0.378 (0.777)	-0.418 (0.766)		
社区邻里关系							-0.073 (0.086)	
常数项	2.595*** (0.218)	2.617*** (0.479)	2.873*** (0.947)	2.652*** (0.985)	1.510 (1.248)	1.480 (1.244)	0.921 (1.240)	1.648 (1.516)
样本量	168	168	168	168	168	168	149	149
伪 R <sup>2</sup>	0.006	0.006	0.006	0.008	0.009	0.009	0.013	0.014

说明: 括号内为标准误; \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01。

由表 10 可见, 所有社区内异质性指标对社区纠纷程度均没有显著的影响。而且, 即使把邻里关系作为自变量, 其对社区纠纷程度虽然呈现出负向关系, 即邻里关系越好的社区, 社区纠纷越少, 不过这一结果并没有通过显著性检验。

表 10 社区内异质性与社区纠纷数量的负二项回归

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
社区规模	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
业主比例		-0.091 (1.789)	-0.048 (1.811)	-0.702 (1.898)	0.186 (1.961)	0.177 (1.960)	-2.362 (2.248)	-1.858 (2.299)
社区年龄标准差			-0.025 (0.066)	-0.031 (0.065)	-0.015 (0.064)	-0.015 (0.064)	-0.079 (0.072)	-0.076 (0.071)
社区受教育程度标准差				0.766 (0.652)	0.479 (0.690)	0.456 (0.711)	0.495 (0.644)	0.245 (0.676)
职业种类数量					0.031 (0.023)	0.031 (0.024)	0.033 (0.022)	0.033 (0.021)
社区家庭收入标准差						0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
外来人口比例							-0.663 (0.745)	-0.738 (0.736)
社区邻里关系								-0.089 (0.089)
常数项	2.595*** (0.218)	2.617*** (0.479)	3.122** (1.447)	2.461 (1.525)	1.597 (1.616)	1.581 (1.619)	3.237* (1.795)	4.228** (2.072)
样本量	168	168	168	168	168	168	149	149
伪 R <sup>2</sup>	0.006	0.006	0.006	0.007	0.008	0.008	0.014	0.015

说明: 括号内为标准误; \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01。

以上分析可以说明, 社区异质性对社区整合的影响是确实存在的, 主要体现在社区间异质性的影响上。社区间业主比例差异对社区邻里关系有正向显著影响, 社区居民受教育程度均值对社区邻里关

系有显著负向影响；社区居民年龄均值对社区邻里关系有显著正向影响；社区居民职业种类数量对社区邻里关系有显著正向影响。社区内异质性的影响并不明显，仅仅体现在对邻里关系的影响上，即社区内业主比例对社区邻里关系有正向显著影响，社区内居民受教育程度标准差对社区邻里关系有显著负向影响，与社区间异质性的影响完全一致。

如果把邻里关系作为自变量，分析对社区选举投票率和社区纠纷的影响，那么无论在社区间异质性还是在社区内异质性的分析模型中，社区邻里关系对社区居民选举投票率都有正向影响。

#### 四、讨 论

“城市化”与“市场化”加剧了城市异质性，本文通过 CLDS2014 调查数据反映了中国城市异质性在社区间和社区内的状况，并通过社区邻里关系、社区居委选举投票率和社区纠纷程度三个因变量，分析了社区异质性对社区整合的影响。结果发现异质性确实对社区整合有影响，社区的业主比例、居民的平均年龄、居民的平均教育水平和教育的标准差、职业种类数量是主要的影响因素，不过不同异质性指标的影响效应是不同的。在社会学的分层研究中，教育、收入、职业被认为是影响人类行为和观念的最重要因素，而且这三个因素的影响往往有较高的一致性。但是在本研究中，三个因素的影响有很大的差别，教育对社区整合的影响在社区间和社区内都存在，但是只体现在社区邻里关系上；职业的对社区整合的影响只在社区间存在，而且只体现社区纠纷程度上；家庭收入则对邻里关系、居委会选举投票率和社区纠纷程度没有显著性影响，无论在社区间还是社区内。导致这一结果的原因有待于开展更加深入的研究。

异质性与社区整合的关系向我们提出了一个社区建设中不可回避的问题，即在异质性成为城市社会不可避免的发展趋势下，如何开展社区建设以促进社区整合？社区异质性对社区整合的影响意味着在不同社区里，社区建设面临的主要问题可能是不同的，即使面临同样问题，其潜在影响因素也可能是不同的。因此，开展社区建设的工作重点和策略在不同社区中应该是不同的，社区建设需要个性化的规划与执行，但是我国现行的城市基层管理体制难以适应这一发展要求。

我国现行的城市管理体系仍然沿袭了计划经济体制下形成的自上而下授权，依据行政管理的层级地位配置资源和权利的管理模式，社区本质上是这一管理体系的最小的行政管理单元。在这一管理模式下，无论社区的人口结构如何，政府都是“一刀切”地向社区下沉工作职责和配置资源，并以同样的指标考核社区工作绩效。这种模式在以“单位”为资源配置和社会管理主体的计划经济时代是没有什么问题的，因为真正下沉给社区的管理职责和配置的资源是极少的。但是在社区异质性日益显著的今天，这种模式的运行结果往往是社区公共产品供给与社区需求不匹配。表 11 和表 12 是运用 CLDS2014 数据分析的社区老年人口比例与社区老年服务资源、社区儿童比例与儿童服务资源的交互分类表。不难看出，无论在老年人口或儿童人口占社区人口比例的哪个分类组别中，其老年服务和儿童服务的资源配置都是差不多的，也就是说服务资源在基层社区的配置与实际需求是不匹配的。

表 11 城市社区中老年人口比例与老年服务供给（共 172 个社区）

社区类型 (按照老年人口比例分类)	老年人口比例	社区数量 (个)	有老年活动中心 的社区比例 (%)	平均每个社区拥 有的老年活动中 心数量 (所)	有广场或公园 的社区比例 (%)	平均每个社区 拥有的广场 或公园数量 (所)
1	<14%	44	75	1.34	56.82	1.2
2	≥14%&<23%	42	66.67	1.45	50	1.17
3	≥22%&<30%	44	72.73	1.23	54.55	0.95
4	≥30%	42	88.1	1.88	50	0.86

表 12 城市社区中儿童比例与儿童活动设施 (共 172 个社区)

社区类型 (按照儿童 比例分类)	儿童比例	社区数量 (个)	有幼儿园的 社区比例 (%)	平均每个社区 拥有的幼儿 园数量(所)	有儿童游乐场的 社区比例 (%)	平均每个社区 拥有的儿童游 乐场数量 (所)
1	<3%	44	72.73	1.23	18.18	0.2
2	≥3%&<4.6%	43	79.07	1.53	16.28	0.3
3	≥4.6%&<7.1%	44	86.36	2.23	20.45	0.27
4	≥7.1%	41	68.29	2.05	14.63	0.24

很显然，在异质性上升已经成为城市社会不可避免的发展趋势下，开展社区建设，促进社区整合，需要有了新的理念，这就是社区社会结构的理念。所谓社区社会结构是指社区不是一个简单的地域概念，也不是一群毫无联系的人的地域聚集，每一个社区由于其形成历史和空间位置不同，其人口构成和社区内人与人关系的状态是不同的，因而呈现出相对稳定的，不同的社会结构。树立社区社会结构的理念意味着社区建设目标一定要与社区人口经济社会相匹配，每个社区的工作重点设置，社区建设的资源配置和社区管理的绩效评估都应该基于对每个社区的人口经济社会特征的科学分析。首先要从社区社会结构出发对社区需求结构进行分析，发现社区需求的多样性，并从中发现最具普遍性和紧迫性的需求，以此合理地配置社区服务资源；其次要从社区社会结构出发，去发现能够吸引社区不同人群的社区公共议题，以此有针对性地开展社区活动，引导社区居民的公共参与；再次，要从社区社会结构出发去分辨社区工作中可能出现的重点和难点，有针对性地开展社区工作，以此增强社区治理能力。例如，根据我们前面的分析结论，在那些业主比例越低的社区和平均教育水平较高的社区，更要重视邻里关系的建设；在那些平均年龄较低的社区和业主比例较高的社区，动员居民参与居委会选举可能成为工作难点；在那些职业种类较多的社区，则要注意防止社区纠纷。总之，在现时代开展社区建设，需要我们的管理者有一个从自上而下的社区管理视角向自下而上的社区管理视角转变，及从政府需要的社区建设向居民需要的社区建设转变。管理者要意识到，无论是社区公共服务产品供给政策还是社区公共议题的提出，只有基于对社区社会结构的客观科学分析才可能符合实际；只有能满足真实需求的社区服务才有效能，只有能满足真实需求的公共议题才可能吸引社区不同人群的参与；也只有有在公共服务产品供给和公共议题的提出都能与社区人群的需求相一致时，才可能形成社区认同，最后实现社区整合。

责任编辑：王永平