无友不如己者:城镇化如何影响个人社会资本

田丰付宇

内容提要:本文从社会资本视角出发,探讨城镇化如何影响个人社会网络的职业多样性。通过对2004年社会资本调查和2012年中国综合社会调查的比较分析,结果发现:城镇化对个人社会资本的存量的影响因受教育程度而异。城镇化对大专学历以下群体的社会资本存量呈正向影响,具体表现为网络顶端的升高;城镇化对大专及以上学历群体的社会资本存量呈负向影响,具体表现为网络差距的收缩、网络顶端的下降和网络规模的缩小。户籍身份对城镇化的影响无明显调节作用。考虑到社会经济地位高的一方在社会交往中占据主动,大专及以上学历群体的网络封闭性因城镇化而上升,可能加剧城镇化的不平等效应。

关键词:城镇化;社会资本;受教育程度;户籍身份;社会融合

一、问题的提出

自20世纪90年代中后期起,中国的城镇化进程大幅推进。在快速城镇化的背景下,理解社会融合的影响因素,进而降低城镇化过程中的不平等效应,是近期学界关注的焦点之一。在社会融合的经济、社会生活和心理三个维度上(杨菊华,2009;张文宏、雷开春,2008),社会生活维度测量不同群体之间的互动,被视为心理融合的行为前提,是社会融合是否能够真正实现的关键因素(Lawler and Yoon, 1999;陈云松、张翼,2018)。然而,国内研究大多关注城镇化如何影响经济融合(谢桂华,2012;白南生、李靖,2008)或心理融合(崔岩,2012;张翼,2011),对社会生活维度的关注相对较少。已有文献在探讨社会生活维度上的融合时,往往聚焦于流动人口的交往特征(王春光,2006;李培林、田丰,2012)或流动人口与本地人口的交往情况(李强,2011;陈云松、张翼,2018),强调因户籍而形成的制度壁垒对社会交往的影响(杨菊华等,2014)。

本文认为,在探讨城镇化对社会生活融合的影响时,应该跳出农村户籍与城市户籍的二元分类,从不同社会经济地位群体的社会网络构成,尤其是个人社会资本存量方面的变化加以考察。就社会维度的融

作者简介:田丰,复旦大学社会学系副教授,主要研究方向为社会网络与社会资本、社会分层与流动、社区研究;付宇,复旦大学社会治理研究中心助理研究员,主要研究方向为网络社会学、网络思潮与社会心态。

基金项目:国家社会科学基金青年项目"城市社区的权力结构、社会资本生成机制及其对社会治理的政策影响研究"(19CSH005)。

合而言,其核心在于不同群体之间的互动(奥尔波特,1954/2017; Pettigrew and Tropp, 2000),重点表现为社会网络的多样性。在现代社会,职业作为社会交往的重要来源,社会网络的职业多样性直接关系到不同群体之间的交往机会(边燕杰,2004)。社会资本(Lin, 2001)不仅考察职业的多样性,而且测量社会网络中的资源含量,是影响个人地位获得与收入回报的重要因素(综述请见Bian, 2018)。城镇化对于社会网络的多样性存在影响,这一点在城市社会学的经典理论中早有论述(Wirth, 1938; Fischer, 1975);社会资本的分布在不同人群中存在差异,也得到了一些经验研究的支持(边燕杰,2004;张文宏,2005;王卫东,2006)。然而,在快速城镇化的背景下,个人社会资本存量发生了怎样的变化,以往研究并无专论。

另外,在研究城镇化对个人社会资本的影响时,除了关注户籍壁垒外,还应该关注人力资本的调节作用。人力资本与收入之间的高度关联,意味着高学历群体在社会交往中处于有利地位;另一方面,伴随求学过程而来的同学关系和社团参与,使得高学历群体拥有更大的交往空间。这些因素使得人力资本与社会资本存量呈现出明显的正相关关系(胡荣,2003)。与此同时,人力资本还可以削弱户籍壁垒所带来的经济不平等(谢桂华,2012),提升流动人口的交往机会。因此,探讨户籍身份和人力资本对城镇化影响的调节作用,可以进一步深化研究者对于城镇化不平等效应的理解。

本文基于2004年社会资本调查及2012年中国综合社会调查两个数据,比较了社会资本存量在八年间的变化情况,城镇化水平对这一变化的影响,以及户籍身份和人力资本对此的调节作用。研究发现,城镇化对个人社会资本存量的影响存在异质性。其中,人力资本起到了主要的调节作用,户籍身份的调节作用并不显著。具体而言,城镇化提高了大专学历以下群体的社会资本存量,主要表现在网络顶端的提升;相反,城镇化降低了大专及以上学历群体的社会资本存量,增加了这一群体的网络封闭性。从城镇化对社会不平等的影响来看,城镇化对社会资本的影响呈现出"无友不如己"的特征,即社会网络向上收缩,封闭性上升。这一特征可能进一步加剧城镇化的不平等效应。

二、文献回顾与研究假设

(一)社会资本与社会融合

从涂尔干(Durkheim, 1933)"有机团结"的概念出发,学界普遍将"社会融合"定义为社会中不同群体持有共同的价值观、进行持续有序的合作,进而建立集体意识,认为彼此是属于一个共同体的成员(Maxwell, 1996)。社会融合普遍被分为经济、社会生活和心理三个维度,分别以经济平等、政治/社会参与、及身份认同为主要指标(Bernard, 1999;杨菊华, 2009)。社会融合并非简单的线性渐进,经济融合并不直接导致社会生活上和心理上的融合(Gans, 1979)。社会网络成为社会融合能否实现的重要因素。 如果某群体社会网络比较多样,则更容易实现社会融合;如果该群体社会网络相对封闭,融合则难以实现(Portes and Sensenbrenner, 1993)。

一些国内学者也将流动人口的低融入度归结于社会网络的局限性。例如,王春光(2006)认为,流动人口网络的单一性是其城市融入程度低的主要原因。李培林、田丰(2012)则强调应在政策上鼓励流动人口

① 出自孔子《论语·学而第一》,原文为"君子不重则不威,学则不固;主忠信,无友不如己者;过则勿惮改"。字面意思为不和不如自己的人交朋友,引申义为没有不如自己的朋友。本文采取字面意思,强调城镇化使得人们更少地与不如自己经济地位的朋友交往。

参与社会团体,将流动人口的网络多样性视为促进这一群体融入城市的有效途径。陈云松、张翼(2018)发现,流动人口的心理融合随着城镇化程度升高而下降,这可能是因为流动人口聚集程度越高,与本地居民的交往频率反而更低,进而降低流动人口与本地居民之间的相互认同。任远和邬民乐(2006)总结到,社会网络和社会资本影响着流动人口在城市的生活、发展和融合。

本文则认为,理解城镇化对于社会融合的影响,仅关注流动人口的社会网络构成是不够的。需要更全面地考虑城镇化进程中社会网络,特别是职业多样性的变化。社会交往是发生在一定的交往场合中的,这些交往场合既限制了可交往的人群,也限定了交往的形式(Feld, 1981)。如果交往场合中提供了接触多样化群体的机会,且交往形式能够促进彼此合作,则能够提高不同群体之间的信任和认同(Feld, 1982)。职业团体就是一个促进融合的场合(McPherson et al., 2001),因此,职业多样性应该被视为促进社会融合的重要途径。社会网络的职业多样性可以通过林南所提出的"社会资本"概念(Lin, 2001)加以测量。社会资本以职业声望为基础,从水平多样性和垂直多样性两个方面测量社会网络的职业构成(边 燕杰, 2004)。

与此同时,社会资本的分布也会影响群体之间的社会经济地位差异,当社会资本存量与个人所处的社会经济地位高度关联时,社会网络的封闭性会加剧不同群体间社会经济地位的差异(DiMaggio and Garip, 2012)。中国的关系网络是一种特殊主义的纽带,是人们获取利益的一种行动策略(边燕杰、张磊,2013; Yang, 1994),因而社会资本存量对地位获得的意义在中国显得尤为重要(边燕杰、张文宏,2001;程诚、边燕杰,2014)。因此,假使城镇化带来了网络封闭性的提升,强化了社会资本存量与社会经济地位之间的关系,就可能进一步加剧城镇化的不平等效应,降低社会融合。

(二)城镇化与社会资本

城镇化与社会交往是城市社会学的经典议题,可以追溯至齐美尔关于城市精神的相关论述。齐美尔(2001)在《大都会与精神生活》一文中指出,城镇化导致群体规模增加,个人的自由空间相对增加,同时亦造成了成员间亲密关系的疏离。之后研究肯定了城镇化导致社会交往的去亲密化,但对社会网络多样性的影响则说法不一。例如,沃思(Wirth, 1938)认为城镇化所带来的人口的规模效使得职业分化程度提高,个人交往的多样性程度增加。但费舍尔(Fischer, 1981)则认为,城镇化固然扩大了人们的交往空间,但也使得人们更有可能遇到与自己地位相似、兴趣相投的朋友,从而降低与其他群体交往的动力(Hofstra et al., 2017)。

综上所述,城镇化对个人社会资本可能产生两种截然相反的影响。一种观点认为,城镇化带来交往空间的扩大,提升了不同职业群体之间的互动机会,促进了社会网络的职业多样性,增加了个人的社会资本存量。另一种观点则认为,城镇化增加了群体内部成员之间的互动的机会,降低了与其他群体交往的动力,对于社会网络的多样性以及个人社会资本存量存在消极影响。那么,在转型期中国社会的快速城镇化背景下,社会网络与社会资本究竟如何变化?这一问题尚待经验研究加以验证。

目前,关于城镇化与社会资本的国内研究尚不多见,且结果不一。例如,张云武(2008;2009)发现城镇 化促进了社会网络的多样性。他通过对大庆市和浦东新区在城镇化过程中社会网络变化的比较,发现随 着城镇化水平的提高,社会网络规模呈扩大化趋势,社会网络中初级关系所占的比例下降,网络的多样性 上升。而郭云涛(2011)则认为城镇化降低了社会网络的规模和密度。他比较了不同规模的城市的平均网 络规模和网络密度,发现生活在超大城市的人们比生活在县级市的人们的网络规模更小,网络密度更低。 然而,这些研究使用的测量方法并不一致,且更加重视社会网络亲密度而非多样性的变化,很难对于在中国城镇化背景下对这一问题做出令人信服的推断。

(三)户籍身份和受教育程度的调节作用

个人的社会经济地位不同,城镇化对其社会资本的影响可能也会有所差异。其中,户籍身份和个人受教育程度是影响个人社会资本存量的重要因素(胡荣,2003;王卫东,2006)。本文亦着重讨论这两个因素的调节作用。由于社会资本存量主要受到交往偏好和交往机会的影响(Blau,1977;McPherson et al., 2001),本文将从这两方面分别阐述户籍和教育对于个人社会资本存量的影响机制。

作为一种制度性壁垒,户籍身份影响个人与他人的交往机会。考虑到户籍身份的潜在性特征,即人们对他人的户籍身份在一般社会交往中通常很难识别,户籍对个人交往偏好的影响可能不大。从交往机会的角度而言,户籍身份一方面会导致一定程度的职业隔离,限制流动人口进入社会地位和经济收入相对较高的职业(Meng and Zhang, 2001;蔡舫, 2005;谢桂华, 2007),另一方面也会造成部门隔离(田丰, 2010),使拥有农村户籍的群体更加难以进入国有或集体企业(吴晓刚、张卓妮, 2014)。户籍身份所导致的职业和部门隔离,可能抑制不同职业群体之间的互动,进而抑制因城镇化而带来的社会交往空间的扩大。

个人受教育程度是衡量社会经济地位的重要指标,影响个人的交往偏好和交往机会。从交往偏好来讲,人们一方面倾向于与自己社会经济地位相似、志趣相投的人交往,另一方面出于工具性资源获得的目的,渴望与那些比自己社会经济地位更高的人结交,避免和那些比自己社会经济地位低的人发生联系,即社会网络构建的同质性和达高性原则(Blau, 1977; McPherson et al., 2001)。个人受教育程度越高,则拥有更多渠道获取关于资源分配的信息,也拥有更多资源可与他人交换,因此更有机会实现个人的交往偏好(Lin, 2001)。

从交往机会来看,城镇化水平的提升丰富了职业多样性,增加了高学历群体同质性交往的机会。高学历群体在总人口中的占比通常较低,但这一比例会随着城镇化水平的上升而提高。这也就是说,当城镇化水平较低时,高学历群体比重较低,限制了同质性和达高性的作用,增加了这一群体与其他群体的社会交往;然而,随着城镇化水平的提高,高学历群体规模的上升,使这一群体更有可能接触到与之社会经济地位相似的人,有利于其主动构建社会网络。从这个意义上来说,城镇化水平越高,高学历群体越有机会采取同质性和达高性的交往策略,增加与那些和自身社会位置相近的人交往,避免与那些社会地位低于自身的人交往,客观上导致了其社会资本存量的降低。

三、数据与方法

(一)数据来源

本研究使用的数据来自2004年社会资本调查(Survey of Social Capital - China, SSCC2004)和2012年中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS2012)。考虑到两项调查均在全国范围内进行抽样,且均包含基于定位法的社会资本测量,这两项调查的数据具有一定的可比性的。SSCC2004是一项针对美国、中国大陆及中国台湾地区社会资本现状的比较研究,调查采用系统抽样的方法,覆盖了2004-2005年处于不同经济发展水平的城市,是一项具有全国代表性家庭入户调查(Lin et al., 2013)。CGSS2012同样是一项具有全国代表性家庭入户调查,采用多阶分层PPS随机抽样方法,分别对城市和农村地区制订

了抽样方案(Bian and Li, 2012)。本文并未采用2003年、2006年和2008年CGSS中的"拜年网"数据,主要是考虑到春节拜年的文化特殊性,其中所包含的社会网络以强关系和工具性联系为主,不同于本文考察的一般性社会交往,即同时包含强关系和弱关系的社会网络,因此基于"定位法"的测量方法更为合适。

本研究对分析样本做了三方面的限定。首先,分析样本限定为在调查时居住在城市地区的样本,包括城市居民以及流动人口。这是因为SSCC2004并没有收集农村数据,且城市样本的社会网络比农村居民更为多元化(张云武,2008; 2009)。其次,样本年龄限定为18岁至55岁之间。由于中国的法定退休年龄是女性55岁和男性60岁,年龄区间的限定可以减少由于非就业人群以及自然死亡率所导致的样本选择偏误。最后,只保留在两次调查中均涉及的省份,删去了青海和海南。剔除因变量缺失的样本后,SSCC2004包含有效样本3170人,CGSS2012包含有效样本2118人。

(二)变量测度

1. 社会资本

本研究采用定位法测量个人社会资本存量(Lin 2001)。问卷中这样询问被访者:"您的亲戚、朋友以及打过交道的人中,有没有从事下面职业的?"本文使用10种职业类型进行测量,包括大学教师、律师、护士、电脑程序员、中学老师、人事经理、农民、美发师、前台接待和警察。[©]

	77.1	AMA JEZA	(中)(五(1)中)		G882012 H) F	471 20 30 1	
		定位法	:测量社会网络:〕	职业与职业声	望		
大学老师	78	律师	73	人事经理	£ 60	中学老师	60
电脑程序员	51	护士	44	警察	40	前台接待	38
美发师	32	农民	23				
社会网	络变量	均值	标准差	:	最小值	最大值	样本数
网络规模(职业个数)	4.16	2.38		1	10	5334
网络顶端(最高声望)	61.51	15.82		23	78	5334
网络差异(声望全距)	33.90	18.14		0	55	5334
因子分析结果		载荷系	数		B	国子值	
网络规模(职业个数)	0.887	<u>'</u> 6	均值	0.00	标准差	1.00
网络顶端(最高声望)	0.916	66	最大值	1.67	样本数	5334
网络差异(声望全距)	0.952	23	最小值	-2.04	解释度	84.5%

表1 社会网络与社会资本测量(SSCC2004与CGSS2012的合并数据)

根据林南的社会资本理论(Lin 2001),本研究首先参照标准国际职业声望量表 (Standard International Occupational Prestige Scale, SIOP)(Ganzeboom et al. 1992),计算 10 个职业对应的职业声望,然后依次从网络规模、网络顶端和网络差异三个维度来测量社会资本(结果见表1)。网络规模测量社会网络的水平多样性,网络顶端和网络差异测量社会网络的垂直多样性。在此基础上,我们对网络规模、网络顶端、网络

① SSCC2004除上述10个职业外,还罗列了其他14种职业,即包括作家、保姆、清洁工、大公司行政助理、会计、保安、生产部门经理、工厂作业员、出租车司机、搬运工、大企业老板、单位领导、上级主管领导和公务员。为保证测量的统一性,在SSCC2004中对社会资本的测量也仅限于上述10个职业。

差异三个维度进行了主成分分析。结果显示,第一个主成分的特征值为2.53,方差贡献率为84.5%;第二个主成分的特征值为0.33,方差贡献率仅为10.9%。因此选取第一个主成分,命名为个人社会资本存量。该数值越高,社会网络的职业多样性越高。

2. 城镇化水平

城镇化水平指的是,在省级行政区层次,城镇人口户数占总人口户数的比重。这里的城镇人口户数包括拥有城镇户口的家庭户以及在城镇居住满六个月的农村户口家庭户。该数据来源于国家统计局发布的《中国人口和就业统计年鉴》。本研究将调查数据年份与*n*-1年的省级城镇化水平匹配,即SSCC2004与2003年的省级城镇化水平匹配,CGSS2012与2011年的省级城镇化水平匹配。

3. 自变量与控制变量

个人层次的自变量是个人受教育程度。本文将受教育程度做二分变量处理,分为大专及以上学历、大 专学历以下两类。其中,大专及以上学历包括大学专科、大学本科、研究生(包括硕士、博士)学历;大专学 历以下包括没有受过教育以及学历为小学、初中或高中(包括中专和职校)的被访者。

	2004年	2012年	全样本	缺省比例 (%)
男性	.488	.495	489	
年龄	36.83 (.16)	37.18 (.21)	36.97 (.13)	
城市户口	.754	.627	.703	0.1
已婚	.824	.774	.804	
共产党员	.213	.121	.176	
受教育程度				0.2
大专学历以下	.798	.665	.745	
大专学历及以上	.202	.335	.255	
个人年收入(自然对数)	071 (.02)	184 (.07)	117 (.03)	5.7
职业阶层				2.3
底层职业群体	.367	.309	.344	
中下中产阶层	.340	.365	.350	
中上中产阶层	.293	.326	.306	
样本量	3170	2118	5288	
省级层次(N=28)				
城镇化水平(%)	44.45	53.43	48.94	
年末常住人口(自然对数)	8.03	8.10	8.07	
第三产业贡献率(%)	41.98	40.32	41.15	

表2 自变量和控制变量的描述统计

个人层次的控制变量包括性别、年龄、户籍、婚姻状况、党员身份、个人年收入以及阶层地位。性别(1=男性,0=女性)、户籍(1=城镇户口,0=农村户口)、婚姻状况(1=已婚,0=其他)和党员身份(1=共产党员;0=其他)均采用虚拟变量进行测量。个人年收入以万元为单位,作为连续变量测量并取自然对数。阶层地位以刘欣(2007)的阶层框架为基础,并稍作改动,将个人职业分为中上中产阶层、中下中产阶

层和底层阶层三个类型。[®]其中,城镇户口比例下降和年收入的下降,可能是因为城市流动人口的增加,或城镇行政区划的扩大包含了更多在之前属于农村的地区所致,也不排除样本抽样差异的可能性。省级控制变量包括常住人口数(万人)及第三产业贡献率。常住人口数来自国家统计局分省年度数据,作为连续变量取自然对数。第三产业贡献率也来自国家统计局分省年度数据,用第三产业增加值除以国内生产总值增加值计算。一般认为,随着产业结构水平的提高,第三产业增加值的比重呈现不断上升的趋势。表2报告了自变量及控制变量的描述统计结果。[®]

(三)统计方法

本研究采用历时变化比较的思路,基于两个不同时期的社会资本的截面数据,估计城镇化水平如何影响个人社会资本在两个时点之间的变化速率。具体来说,不同省份之间个人社会资本的差异可分为两方面的差异,一方面是同一时点上不同省份之间的差异,另一方面是同一省份个人社会资本的历时差异。前者受上述气候、地形、文化观念等影响,但这些因素在短时期内不会发生较大的变化。因此,通过比较省份间个人社会资本的历时变化速率,可以排除后者的干扰,进而更好的估计城镇化进程对个人社会资本的影响。

本研究采用两层线性模型中的随机截距模型(Multi-level Regression with Random Effects),使个人嵌套于省份,以估计城镇化对个人社会资本的影响。基础模型的具体形式为:

第一层(个体层次):

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^{n} \beta_{kij} X_{kij} + \epsilon_{ij}$$
 (1)

公式(1)中, Y_{ij} 和 X_{kij} 分别表示第j个省份的第i个个人的社会资本存量及个体层次第k个控制变量的取值,如年龄、性别、教育程度等。 ϵ_{ij} 为个体层次的随机误差项。 β_{0j} 为第j个省份社会资本存量的截距,即所有控制变量取值为0时个人社会资本的预测值。

第二层(省份层次):

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} W_j + u_{0j} \tag{2}$$

公式(2)中, W_i 表示第j个省份的城镇化水平的取值, u_{0i} 为省份层次的随机误差项,表示第j个省份中个人社会资本存量的均值与样本中整体社会资本存量的均值的离差。 γ_{00} 则表示省级城镇化水平为0时个人社会资本的取值(省级截距)。

将公式(2)带入公式(1)可得到本研究所使用的的模型,假定 ϵ_{ii} 和 u_{0i} 均服从正态分布且相互独立:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} W_j + \sum_{k=1}^{n} \beta_{kij} X_{kij} + u_{0j} + \epsilon_{ij}$$
(3)

为检测城镇化对个人社会资本的影响,本文使用省级城镇化水平与年份变量交互,来估计城镇化水平 影响个人社会资本在2004年和2012年之间的变化速率。在检验城镇化的影响是否因户籍身份和受教育

① 中上中产阶层包括机关及企事业单位负责人、管理人员、专业技术人员和私营企业主;中下中产阶层包括:低级职务的党政事业单位的干部、低级专业技术人员、有行政定级的职员办事人员、国企基层管理者、私营企业中的低层管理者、私营小企业经理等;底层阶层则包括商业与服务业人员、非技术工人、自由职业者、无业失业下岗及料理家务等未工作人员等。

② 本研究对SSCC2004和CGSS2012分别采用多重插补的方式来插补缺省的自变量和控制变量。因变量在多重插补过程中使用,但统计分析中并不使用(von Hippel, 2007)。

程度差异而存在差别时,将多层次回归模型按不同类别分别进行估计。

四、研究发现

(一)城镇化对个人社会资本存量的影响

表3报告了对城市居民个人社会资本存量的多层次线性回归分析结果。模型1报告了全样本的回归结果。模型2和模型3分别对持城市户口和农村户口的群体进行估计,模型4和模型5分别对大专学历及以上的群体及大专学历以下的群体进行估计。

表3 城镇化水平对个人社会资本存量的影响:多层线性回归模型

	全样本	城市户口	农村户口	大专学历以下	大专学历以上
	(模型1)	(模型2)	(模型3)	(模型4)	(模型5)
	系数	系数	系数	系数	系数
	(标准误)	(标准误)	(标准误)	(标准误)	(标准误)
男性	.089**	.071*	.111*	.088**	.085+
	(.03)	(.03)	(.05)	(.03)	(.05)
年龄	005**	004*	010**	007***	.005
	(.002)	(.002)	(.003)	(.002)	(.004)
城镇户口	.063* (.03)			.111** (.03)	173** (.06)
个人年收入对数	.030*** (.01)	.032*** (.01)	.022 ⁺ (.01)	.030*** (.01)	.019 (.01)
阶层地位 (以底层群体为参照)					
中下中产阶层	.235***	.217***	.266***	.237***	.128
	(.03)	(.04)	(.06)	(.04)	(.08)
中上中产阶层	.347***	.320***	.375***	.381***	.167*
	(.03)	(.04)	(.07)	(.04)	(.08)
已婚	040	041	041	029	080
	(.04)	(.04)	(.08)	(.05)	(.07)
共产党员	.236***	.192***	.337***	.314***	.073
	(.04)	(.04)	(.07)	(.05)	(.05)
大专及以上学历	.489*** (.03)	.440*** (.04)	.603*** (.07)		
年末常住人口对数	.041	.045	.001	.022	.034
	(.06)	(.06)	(.08)	(.06)	(.06)
第三产业贡献率	.280	.442	.581	.073	.634
	(.41)	(.46)	(.66)	(.48)	(.53)
2004-2012年	007	.107*	053	015	.037
	(.04)	(.04)	(.06)	(.04)	(.06)
省级城镇化水平	002	002	007	002	.003
	(.002)	(.002)	(.004)	(.002)	(.004)
(2004-2012年)*城镇化水平	0002	003	.007	.005+	013**
	(.002)	(.002)	(.005)	(.003)	(.004)
截距	677**	742*	308	404*	179**
	(.54)	(.56)	(.83)	(.61)	(.66)

(续表3)

	全样本 (模型1)	城市户口 (模型2)	农村户口 (模型3)	大专学历以下 (模型4)	大专学历以上 (模型5)
	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)
省级方差截距	.148	.142	.172	.157	.134
卡方值	805.64***	495.43***	316.32***	244.70***	43.39***
对数似然值	-7062.25	-4889.14	-2150.30	-5337.99	-1683.05
样本量	5288	3714	1567	3936	1346

说明:括号内为标准误。双侧显著性检验:+p<.1;*p<.05; **p<.01; ***p<.001。

在模型1中,无论是年份差异变量,还是省级城镇化水平,以及二者交互项,均未能通过显著性检验。模型2和模型3亦未发现城镇化对社会资本存量的影响随户籍身份而产生差异。因此,城镇化对于个人社会资本的平均存量没有影响;城镇化对个人社会资本的影响并不因户籍身份而不同。

个人受教育程度则有较强的调节效应。模型4和模型5显示,从年份变化与城镇化水平的交互项系数来看,城镇化对社会资本存量的影响因个人受教育程度而呈截然相反的变化趋势。对大专学历以下的群体来说,城镇化对其社会资本的存量有正向影响,而对大专及以上学历的群体来说,城镇化对其社会资本存量有负向影响。

以图1看出,对大专以下学历的群体来说(左侧),城镇化水平提升了社会资本存量的增幅。当城镇化水平为均值时,预测社会资本存量在这八年里下降0.015个标准差;当城镇化水平高于均值10%时,预测社会资本存量上升0.015个标准差,当城镇化水平高于均值20%时,预测社会资本存量则上升0.045个标准差。对大专及以上学历的群体来说(右侧),城镇化抑制了社会资本存量的增幅。当城镇化水平为均值时,预测社会资本存量上升0.037个标准差;当城镇化水平大于均值10%时,预测社会资本存量下降0.073个标准差;当城镇化水平大于均值20%时,预测社会资本存量下降0.163个标准差。

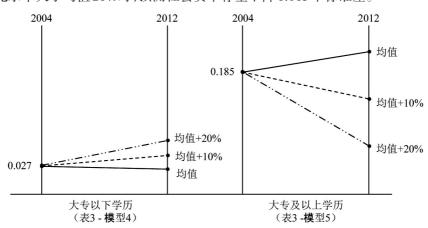


图 1 城镇化水平如何影响大专以下学历与大专以上学历群体的社会资本存量变化

(二)个人社会资本存量的具体变化

围绕上文提出的个人受教育程度的调节效应,本文进一步考察这一影响在网络规模、网络顶端及网络差异三个维度上的表现。

表4左侧报告了对大专学历以下的群体的多层线性回归分析结果。模型分别以网络规模、网络顶端及

网络差异三个变量作为因变量,纳入与表3相同的控制变量进行回归拟合。结果显示,年份与城镇化水平的交互项仅在网络顶端模型中通过了显著性检验。年份变化与城镇化水平的交互项在网络顶端模型中的回归系数为0.092,即城镇化水平每提升10个百分点,大专学历以下的群体的认识的职业的最高声望的增幅多0.92。

表4右侧报告了对大专及以上学历群体的多层线性回归分析结果。结果显示,年份变化与城镇化水平的交互项在网络规模、网络顶端和网络差异模型中均通过了显著性检验。其中,年份变化与城镇化水平的交互项在网络规模模型的回归系数为-0.032,说明城镇化水平每提升10个百分点,大专学历以下的群体的认识的职业数的降幅多0.32;交互项在网络顶端模型中的回归系数为-0.120,即城镇化水平每提升10个百分点,大专学历以下的群体的认识的职业的最高声望的降幅多1.20;最后,交互项网络差异模型中的回归系数为-0.273,即城镇化水平每提升10个百分点,大专及以上学历的人群所认识的人的职业声望差异的降幅多2.73。

表 4							
		大专学历以下			大专学历及以上		
	网络规模	网络规模 网络顶端 网络差异		网络规模	网络差异		
	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	
2004-2012年	.222* (.10)	-1.971** (.67)	018 (.80)	.257 (.18)	273 (.84)	.441 (1.21)	
省级城镇化水平	007 (.01)	030 (.03)	032 (.04)	.002 (.01)	.040 (.05)	.089 (.08)	
(2004-2012年)*城镇化水平	.010 (.01)	.092* (.04)	.074 (.05)	032* (.01)	120* (.06)	273** (.08)	
截距	3.105* (1.52)	58.456*** (8.47)	25.070* (11.16)	3.720* (1.72)	56.078*** (8.00)	34.384 *** (12.51)	
省级方差截距	.423	1.869	2.831	.311	1.389	2.634	
卡方值	262.61***	276.39***	151.68***	50.82***	35.09***	55.12***	
对数似然值	-8518.69	-16346.61	-16845.54	-3085.24	-5180.39	-5618.71	
样本量	3936	3936	3936	1346	1346	1346	

表 4 城镇化对不同教育程度群体的社会资本存量的影响 多层线性回归模型

说明:括号内为标准误。双侧检验:+p<.1;*p<.05;**p<.01;***p<.001。

控制变量包括:个人层次包括性别、年龄、户籍、婚姻状况、党员身份、个人年收入和阶层地位;省级层次包括常住人口数(万人)和第三产业贡献率。

因此,城镇化对两个教育群体社会资本的影响也存在差异。城镇化水平越高,大专学历以下的群体的网络顶端越高,这意味着他们有更多机会认识更高职业声望的人。而城镇化水平越高,大专及以上学历群体的网络规模、网络顶端和网络差异均更低,这意味着他们社会网络的水平多样性和垂直多样性均下降,封闭性上升。

表5检验了城镇化对大专学历以下的群体的社会资本存量的提升是否受户籍身份的调节。城镇化水平对持城市户口的、大专学历以下的群体的网络规模、网络顶端和网络差异的影响均未通过显著性检验。对于持农村户口的、大专学历以下的群体来说,城镇化对他们的网络规模(系数 = 0.031,p < 0.01)和网络顶端(系数 = 0.165,p < 0.1)都有积极的影响,使得他们的社会网络存量上升。因此,仅持农村户口、大专

以下学历的群体享受了城镇化对其社会资本的提升作用。

	城市户口	农村户口		
	系数(标准误)	系数(标准误)		
社会资本存量	.003 (.003)	.012* (.005)		
网络规模(取对数)	.006 (.01)	.031** (.01)		
网络顶端(取对数)	.069 (.05)	.165+ (.09)		
网络差异(取对数)	.014 (.06)	.141 (.10)		

表 5 户籍如何调节城镇化对大专以下学历群体的社会资本存量的影响: 多层线性回归模型

说明:括号内为标准误。双侧检验:+p<.1;*p<.05; **p<.01; ***p<.001。

控制变量包括:个人层次包括性别、年龄、户籍、婚姻状况、党员身份、个人年收入和阶层地位;省级层次包括常住人口数(万人)和第三产业贡献率。

1177

考虑到 CGSS 与 SSCC 在抽样方法上存在的差异,为了进一步检验上述结果的稳健性,我们利用没有经过合并的 CGSS 数据对城镇化水平的影响进行了检验。

表6报告了稳健性检验的结果。整体上,城镇化对于社会资本存量呈现出抑制作用,但是这一影响比较有限(系数 = -0.007,p < 0.1)。尽管对于城镇户籍群体而言,城镇化水平的影响边际显著,但是总体上户籍的调节作用并不突出。对于本文的核心结论,即受教育程度对于城镇化影响的调节作用,特别是对于高学历群体的社会资本存量抑制效应,稳健性检验的结果提供较好的支持。具体而言,对于,城镇化对大专及以上学历群体社会资本的抑制作用在社会资本存量模型以及网络规模、网络顶端、网络差异模型中均通过了显著性检验。

	全样本	城市户口	农村户口	大专学历以下	大专学历及以上
	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)
社会资本存量	007+ (.003)	009+ (.004)	005 (.005)	004 (.004)	010* (.004)
网络规模(取对数)				012 (.01)	031* (.01)
网络顶端(取对数)				.004 (.07)	087+ (.05)
网络差异(取对数)				125 (.08)	209* (.10)
样本量	2118	1323	788	1409	708

表6 城镇化水平影响的稳健性检验(基于CGSS2012)

说明:括号内为标准误。双侧检验:+p<.1; *p<.05; **p<.01; ***p<.001。

控制变量包括:个人层次包括性别、年龄、户籍、婚姻状况、党员身份、个人年收入和阶层地位;省级层次包括常住人口数(万人)和第三产业贡献率。

五、总结与讨论

本文探讨了城镇化进程中个人社会资本的变化趋势。已有研究较多关注城镇化对经济融合和心理融合的影响,较少关注社会生活层次的融合;且大多基于户籍的城乡二元分类,对社会网络职业多样性随城镇化进程的变化趋势缺乏相关实证研究。本文从社会资本视角出发,探讨城镇化对社会网络职业多样性的影响,也探讨了户籍身份和受教育程度对城镇化影响的调节效应。

通过对2004年至2012年的个人社会资本存量的比较,本文发现:城镇化对个人社会资本存量的影响存在异质性,受教育程度起到了重要调节作用。其中,大专学历以下的群体的社会资本存量因城镇化进程

样本量

而上升,具体表现为网络顶端的升高;大专及以上学历的群体的社会资本存量因城镇化进程而下降,具体表现为网络差距的收缩、网络顶端的下降和网络规模的缩小。户籍身份尽管没有显著的调节效应,但也没有表现出抑制作用,具体表现为农村户籍、大专以下学历的群体的社会资本存量因城镇化而上升。总而言之,城镇化对社会资本存量的影响显示出孔子所说的"无友不如己者"的趋势,即一方面促进了低学历群体的社会资本存量,另一方面也使得高学历群体的社会网络更为封闭。

本文也存在一定的不足之处。第一,受数据样本量所限,无法对大专及以上学历的群体按照户籍身份做进一步区分,因此对高学历群体的社会资本变化趋势是否因户籍身份而有差异,无明确定论。第二,流动人口的人力资本测量除受教育程度之外,另一个重要指标是专业技能;但因数据所限,本文无法考察专业技能水平是否也起调节作用。第三,SSCC2004和CGSS2012的抽样方法不同,可能对结果产生影响。相较于CGSS2012数据,SSCC2004数据的城镇户口比例更高,假如这一结果是抽样差异所致,那么结合表3的结果来看,对于大专学历以下的群体来说,样本高估了其2004年的社会资本含量,进而低估了在该群体中城镇化对社会资本含量变化的正面作用;而对大专及以上学历的群体来说,因城镇户口的平均社会资本含量低于农村户口,样本则低估了该群体2004年的社会资本含量,进而低估了城镇化对其社会资本含量变化的抑制作用。因此,假如存在抽样差异,则进一步支持了本文的结果。第四,SSCC比CGSS多列出了14个职业。在实际作答中,SSCC的被访者在选择"认识"该职业的人时,会被追问与此人的性别、与此人的关系、认识年限、亲近程度等。那么,被访者若厌烦不想作答,将更倾向于少选职业。这10种职业中几个声望较高的职业(如大学教授、电脑程序员等)在问卷的职业列表中的排名相对靠后,假如上述因素成立,那么本文所发现的城镇化对高学历群体的社会资本存量的抑制效应,可能是被低估的结果,这一点留待后续研究进一步验证。最后,由于CGSS并未公布地级城市列表,无法以城市层级的城镇化水平进行估计,只能用省级指标近似估计。这一点同样需要后续研究采用地级市级别数据以验证本文结论。

最后,社会资本所测量的职业的水平和垂直多样性,是不平等再生产的重要微观机制(DiMaggio and Garip, 2012;程诚、边燕杰, 2014)。从不平等的再生产的角度而言,本文的研究结论表明,尽管低学历群体的社会资本存量由于城镇化进程有所提升,但是高学历群体的社会网络在同一进程中呈现出更加明显封闭趋势;考虑到社会经济地位高的一方在交往中往往占据主动权(Lin, 2001),高学历群体社会网络的向上收缩和封闭性提升,意味着城镇化的进程可能加剧了不平等的再生产,这一点值得研究者思考和警醒。

参考文献:

奥尔波特,1954/2017,《偏见的本质》,北京:北京师范大学出版社。

白南生、李靖,2008,《城市化与中国农村劳动力流动问题研究》,《中国人口科学》第4期。

边燕杰,2004,《城市居民社会资本的来源及作用:网络观点与调查发现》,《中国社会科学》第3期。

边燕杰、张磊,2013,《论关系文化与关系社会资本》,《人文杂志》第1期。

边燕杰、张文宏,2001、《经济体制、社会网络与职业流动》、《中国社会科学》第2期。

蔡昉,2005,《为什么劳动力流动没有缩小城乡收入差距?》,《理论前沿》第20期。

陈云松、张翼,2015、《城镇化的不平等效应与社会融合》、《中国社会科学》第6期。

程诚、边燕杰,2014、《社会资本与不平等的再生产——以农民工与城市职工的收入差距为例》、《社会》第4期。

崔岩,2012、《流动人口心理层面的社会融入和身份认同问题研究》、《社会学研究》第5期。

郭云涛,2011,《区域社会转型与城市居民的社会资本研究》,《社会》第4期。

胡荣,2003,《社会经济地位与网络资源》,《社会学研究》第5期。

李培林、田丰,2012、《中国农民工社会融入的代际比较》、《社会》第5期。

李强,2011,《中国城市化进程中的"半融入"与"不融入"》,《河北学刊》第5期。

刘欣,2007,《中国城市的阶层结构与中产阶层的定位》,《社会学研究》第6期。

齐美尔,2001,《时尚的哲学》,费勇等译,北京:文化艺术出版社。

任远、邬民乐,2006,《城市流动人口的社会融合:文献述评》,《人口研究》第5期。

田丰,2010,《城市工人与农民工的收入差距研究》,《社会学研究》第2期。

王春光,2006,《农村流动人口的"半城市化"问题研究》,《社会学研究》第5期。

王卫东,2006,《中国城市居民的社会网络资本与个人资本》,《社会学研究》第3期。

吴晓刚、张卓妮,2014,《户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等》,《中国社会科学》第6期。

谢桂华,2007,《农民工与城市劳动力市场》,《社会学研究》第5期。

——,2012,《中国流动人口的人力资本回报与社会融合》,《中国社会科学》第4期。

杨菊华,2009,《从隔离、选择融入到融合:流动人口社会融入问题的理论思考》,《人口研究》第1期。

杨菊华、王毅杰、王刘飞、刘传江、陈友华、苗国、王谦,2014,《流动人口社会融合:"双重户籍墙"情景下何以可为?》,《人口与发展》第3期。

张文宏,2005,《城市居民社会网络资本的阶层差异》,《社会学研究》第4期。

张文宏、雷开春,2008,《城市新移民社会融合的结构、现状与影响因素分析》,《社会学研究》第5期。

张翼,2011,《农民工"进城落户"意愿与中国近期城镇化道路的选择》、《中国人口科学》第2期。

张云武,2008,《中国的城市化与社会关系网络》,北京:社会科学文献出版社。

——,2009,《不同规模地区居民的人际信任与社会交往》,《社会学研究》第4期。

Allison, P. D. 1999. "Comparing Logit and Probit Coefficients across Groups." Sociological Methods and Research 28(2): 186-208.

Bian, Y. 2018. "The Prevalence and the Increasing Significance of Guanxi." China Quarterly, 235: 597-621.

Bian, Y., and Li, L. 2012. "The Chinese General Social Survey (2003-8); Sample Designs and Data Evaluation." *Chinese Sociological Review*, 45(1): 70-97.

Blau, P. M. 1977. Inequality and Heterogeneity: A Primitive Theory of Social Structure. New York: Free Press.

Blau, P. M., Ruan, D., and Ardelt, M. 1991. Interpersonal Choice and Networks in China. Social Forces 69(4): 1037-1062.

DiMaggio, P., and Garip, F. 2012. "Network Effects and Social Inequality." Annual Review of Sociology, 38: 93-118.

Durkheim, E. 1933. The Division of Labor in Society. New York: Free Press.

Feld, S. L. 1981. The Focused Organization of Social Ties. American Journal of Sociology 86(5): 1015-1035.

---... 1982. Social Structural Determinants of Similarity among Associates. American Sociological Reivew, 47, 797-801.

Fischer, C. S. 1975. "Toward a Subcultural Theory of Urbanism." American Journal of Sociology, 80(6), 1319-1341.

- ---... 1981. "The Public and Private Worlds of City Life." American Sociological Review, 46(3), 306-316.

Gans, H. 1979. Symbolic Ethnicity: The Future of Ethnic Groups and Cultures in America. Ethnic and Racial Studies, 2(1), 1-20.

Ganzeboom, H. B., De Graaf, P. M., and Treiman, D. J. 1992. A Standard International Socio-economic Index of Occupational Status. Social Science Research, 21(1), 1-56.

Hofstra, B., Corten, R., Van Tubergen, F., and Ellison, N. B. 2017. "Sources of Segregation in Social Networks: A Novel Approach Using Facebook." *American Sociological Reivew*, 82(3), 625-656.

Lawler, E. J. and J. Yoon. 1996. Commitment in Exchange Relations: Test of a Theory of Relational Cohesion. *American Sociological Review* 61: 89-108.

Lin, N. 2002. Social Capital: A Theory of Social Structure and Action. Cambridge: Cambridge University Press.

—. 2003. "Job Search in Urban China: Gender, Network Chains and Embedded Resources." In *Creation and Return to Social Capital*, edited by Henk Flap and Beate Volker. New York: Praeger.

Lin, N., Fu, Y. C., and Chen, C. J. J. (eds.). 2013. Social Capital and Its Institutional Contingency. New York: Routledge.

Maxwell, J. 1996. Social Dimensions of Economic Growth. Ottawa: Canadian Policy Research Networks.

McPherson, M., Smith-Lovin, L., and Cook, J. M. 2001. "Birds of a Feather: Homophily in Social Networks." *Annual Review of Sociology*, 27(1), 415-444.

Meng, X. and Zhang, J. 2001. "The Two-tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai." *Journal of Comparative Economics* 29(3): 485-504.

Pettigrew, T. F., and Tropp, L. R. 2000. "Does Intergroup Contact Reduce Prejudice? Recent Meta-analytic Findings." In *Reducing Prejudice and Discrimination*, edited by Oskamp, Stuart. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Portes, A. and M. Zou. 1993. "The New Second Generation: Segmented Assimilation and Its Variants." *The Annals of the American Academy of Political and Social Sciences* 530(1): 74–96.

Portes, A. and Sensenbrenner, J. 1993. Embeddedness and Immigration: Notes on the Social Determinants of Economic Action. American Journal of Sociology 98(6): 1320-1350.

Wirth, L. 1938. Urbanism as a Way of Life. American Journal of Sociology 44(1): 1-24.

Yang, M. M. H. 1994. Gifts, Favors, and Banquets: The Art of Social Relationships in China. Ithaca, NY: Cornell University Press.

Have No Friends Not Equal to Yourself: How Urbanization Affects Individual Social Capital TIAN Feng FU Yu

Abstract: This paper adopts a social capital perspective and looks at how urbanization affects the occupational diversity of personal social networks. A comparison between 2004 Social Capital Survey and 2012 Chinese General Social Survey indicates that, urbanization diverges on its impact on the stock of social capital for people with different levels of education. For those with less than a college degree, urbanization increases the stock of social capital, particularly in terms of upper reachability. For those with a college degree or more, urbanization reduces the stock of social capital, particularly in terms of extensity, range, and upper reachability. The household registration status plays limited mediating role. As the use of social capital depends heavily upon the will of the group with higher socioeconomic status, the increasing network closure for the better-educated group may cause segmented integration and reinforce the social inequality during urbanization.

Key words: Urbanization; Social Capital; Education; Household Registration Status; Social Integration

(责任编辑:谢桂华)