

# 社会资本、身份特征与居民幸福感

——基于中国居民社会网络变迁的视角

李平 朱国军\*

**摘要:** 在中国从传统走向现代的进程中,中国居民的主要社会网络也从以血缘关系为基础的传统社会网络开始变迁到以工作社会网络为基础的现代社会网络。根据2006年中国综合社会调查(CGSS)项目数据,本文研究了这两种不同社会网络对中国居民幸福感的影响,以此作为认识当代中国社会资本的一个依据。研究发现:在当前中国,社会资本对居民幸福感具有显著影响,相对于以血缘关系为基础的传统社会资本而言,工作社会网络已经成为中国居民现代社会资本的重要方面。并且现代社会资本对中国居民幸福感的提升存在显著的身份差异,即现代社会资本给予城镇移民、城镇外来居民和独生子女更高幸福感,而给予本地居民和非独生子女的幸福感较弱。

**关键词:** 社会资本 身份特征 幸福感

## 一、引言

社会网络,即中国语境下俗称的“关系”,是社会资本<sup>①</sup>的重要内容之一(Putnam, 1993)。在传统中国,建立在地缘和血缘关系基础上的社会网络,不仅是一切社会制度和权力运行的基础,也是重要的信息分享和资源配置的替代机制。直到现代中国,社会网络等非正式制度在经济社会中的作用仍较为突出。现有相关文献证实,社会网络在宏观层面对提高就业率(Zhang and Li, 2003)、降低地区贫困率(张爽等, 2007)以及推动商业发展(Peng, 2004)等方面具有突出作用;社会网络在微观层面不仅能够增加个人收入(Narayan and Pritchett, 1999),有利于个人进入高收入行业(陈钊等, 2009)以及抵御负向风险冲击(Rosenzweig, 1988),还能提高个人

\*李平,山东理工大学商学院,邮政编码:255012,电子信箱:lipingsdut@163.com;朱国军,山东理工大学商学院,邮政编码:255012,电子信箱:zgj0306@163.com。

本文得到国家社科基金重点项目“转型期我国异质性流动人口的社会融合及管理体系研究”(项目编号:13AJY002)、山东省社会科学规划研究项目“转型期山东省异质性流动人口生存状况、社区网络及社会融合的调查研究”(项目编号:13CDYJ26)以及山东省青少年教育科学规划课题“山东省异质性流动人口的生活现状与社会融合问题研究”(项目编号:14BSH182)的资助。作者感谢中国人民大学社会学系和香港科技大学社会科学部提供“中国综合社会调查(CGSS)”项目数据的协助,感谢匿名审稿专家的修改意见,文责自负。

<sup>①</sup>对于“社会资本”概念,学界尚没有普遍认同的定义,从其基本内涵看,社会资本是相对于经济资本和人力资本的概念,它是指社会主体(包括个人、群体、社会甚至国家)间紧密联系的状态及其特征,其表现形式有社会网络、规范、信任、权威、行动的共识以及社会道德等方面。本文中的社会资本是从个人社会网络角度理解的个人层面的社会资本,以中国传统社会网络承载的社会资本称为中国传统社会资本,以中国现代社会网络承载的社会资本称为中国现代社会资本。

幸福感(李树、陈刚,2012;余慧等,2008)。

对于中国居民社会网络的理解至少有两个值得注意的问题:第一,中国居民社会网络不同于西方团体式社会网络,在中国从传统走向现代的过程中,中国居民社会网络正在经历从以地缘和血缘关系为基础的传统社会网络开始向以工作社会网络为基础的现代社会网络变迁。特别是20世纪50年代以来,社会主义再分配经济体制取代了传统的以地缘和血缘关系为基础的资源配置制度,为现代社会网络的形成提供了制度基础;改革开放后市场经济在中国的兴起,为现代社会网络的发展创造了市场条件。尽管这个过程经历了五十多年,但中国实际人口城市化率和名义人口城市化率之间的巨大差距说明这个过程仍在持续。第二,在中国转型社会中,现代社会网络对社会不同人群的福利改善程度是不同的。一是20世纪50年代建立的户籍制度对居民身份和享受的资源进行等级划分,使得部分居民成为被城市户籍歧视的人群(蔡昉等,2001;陆益龙,2008);二是20世纪70年代初大力推行的计划生育政策强制改变了居民的生育意愿,导致大批独生子女产生。这些受城市户籍歧视的人群和独生子女人群可能会更重视社会网络等社会资本的福利效应。

近年来,研究社会资本对居民幸福感的影响成为幸福经济学研究的一个重要课题。因此,研究社会资本是否能够提升居民幸福感,并探索社会资本是否对居民幸福感存在差异性影响,是认识和合理评判社会资本福利效应必须要面对的问题。那么,作为社会资本最基础和重要内容的社会网络对居民幸福感的影响如何?这种影响是否存在差异性?如果存在,有什么特点?对以上问题的思考和实证研究,不仅有助于我们观察到当前中国社会资本在转型过程中的变化趋势和特点,为我们对当前中国居民社会网络的评价提供参考,也能够为政府完善当前中国的社会管理体系提出相应的对策。本文接下来的结构安排如下:第二部分简要地评论与本文有关的文献,从中揭示本文的贡献;第三部分是数据说明和模型设定;第四部分是社会网络对主观幸福感影响的实证检验;第五部分是加入身份特征后的模型拓展;第六部分是对全文的总结。

## 二、文献述评

社会网络基于人的基本关系需要(Deci and Ryan, 1985)与归属感寻求(Burroughs and Eby, 1998)而建立,满足人们基本交流需求和进一步的社会关系需求。尽管学者们对社会网络的概念尚没有普遍认同的定义,但不同研究者基本上认同社会网络对个人主观幸福感产生重要影响(Putnam, 2000; Diener, 2009)。从已有文献来看,社会网络主要通过两种途径影响居民幸福感:第一是心理健康改善途径,社会网络为个人提供情感沟通和社会支持的基础,有助于改善个人的心理健康状况,进而提升个人幸福感(Leung, et al., 2011)。第二是经济利益获得途径,个人通过社会网络能在就业、收入等方面获得优势,取得额外的经济利益,在一定程度上提升个人幸福感(Powdthavee, 2008)。

现有关于社会网络对个人主观幸福感影响的研究大部分是基于发达国家的研究(Helliwell and Putnam, 2004; Sarracino, 2010),这些研究表明积极的社会交往显著提升个人幸福感(Diener, 2009),而缺乏社会交往则显著地降低个人幸福感水平(Dolan, et al., 2008)。少数文献发现个人层面的非正式网络对个人幸福感虽然存在影响但并不显著(Bjørnskov, 2008),参加不同组织带来的幸福感会存在较大差别(Leung, et al., 2011)。然而在发展中国家,数据的缺乏使得此类文献相对较少,但也得出与发达国家类似的结论(Yip, et al., 2007; Miller, et

al., 2006; 李树、陈刚, 2012; 余慧等, 2008)。需要注意的是, 由于各个国家的经济社会发展阶段和文化不同, 在具体研究中, 社会网络涵盖多种类型, 已有文献主要从非正式网络和正式网络两个方面进行研究<sup>①</sup>。更进一步, 现有文献将社会网络区分为亲友网络、邻里网络、参加志愿活动、组织形成的社会网络和工作社会网络。除工作社会网络外, Peasgood (2007) 已对其他社会网络与幸福感的关系作了较完整的梳理。关于工作社会网络对个人幸福感的影响, 我们将进一步梳理。

工作社会网络是指人们由职业活动需要而结成的社会网络, 以工作单位为划分界限, 分为工作单位内部社会网络<sup>②</sup>和工作单位外部社会网络。现有文献主要将工作社会网络与工作幸福感联系, 而多数文献表明工作幸福感与个人幸福感显著正相关 (Judge and Watanabe, 1993)。在工作中, 上下级之间的社会网络无论对于领导通过正式或非正式方式与下属 (或部门) 共同完成工作, 还是对于下属通过与上级领导 (或部门) 密切交流获得工作上的认可都是至关重要的 (Han and Altman, 2009)。对于管理者, 密切的上下级社会网络有利于提高组织内部对上级的信任水平 (Wong, et al., 2003) 与个人职业成功 (Bu and Roy, 2005)。而对于下属, 其主观幸福感与管理者给予的工作绩效评估显著相关。同时, 良好的上下级社会网络也会有利于个人的对外工作社会网络的发挥 (Law, et al., 2000)。但是, 上下级社会网络在工作中同样会对个人幸福感产生负面影响, 如会加剧组织不公平, 另一方面也会形成以领导为目标的印象管理 (impression management) (Han and Altman, 2009)。在同级社会网络中, Biggio 和 Cortese (2013) 的研究表明加强员工之间关系的开放性和相互合作有助于提高个人和组织的工作幸福感。最后, 工作单位外部社会网络主要通过企业间战略合作取得收益影响个人幸福感。

至此, 学术界对社会网络与幸福感关系的研究已颇有成果, 但是这些研究都是针对发达国家市场经济中多种社会网络对幸福感影响的研究, 没有针对社会网络对幸福感影响的差异性进行研究, 特别地, 对于像中国这样处在经济转型期的发展中国家的研究更少。同时上述社会网络对个人主观幸福感影响的研究基本都是基于调查数据而非实验数据, 因此都必须考虑内生性问题。已有一些研究社会网络与个人主观幸福感关系的文献, 如 Helliwell 和 Putnam (2004)、Yip 等 (2007) 等并没能解决互为因果的内生性问题。此外, 遗漏变量问题也是当前研究难以克服的一个问题。例如个人能力和性格特征都是被忽略的重要影响因素 (Helliwell and Huang, 2011), 特别在截面数据中。因此本文的贡献主要体现在两个方面, 第一, 立足于中国处于经济转型期的基本事实, 从中国社会网络变迁视角研究不同社会网络对中国居民幸福感的影响, 并探讨个人身份差异的影响, 为深入理解当代中国社会资本提供依据。第二, 针对以往研究方法的不足, 本文通过构建新的工具变量和引入代理变量解决内生性问题, 具体见下文第四部分。

### 三、数据说明与模型设定

#### (一) 数据说明

本文采用的数据来源于“中国综合社会调查 (CGSS)”项目。该调查始于 2003 年, 到目前

<sup>①</sup>另外一些研究是基于人与人之间社会网络的复杂性和多样性, 研究这些不同的社会网络在特定环境中的相互作用对幸福感的影响, 也可能会产生消极影响 (例如 Martin 和 Westerhof (2003) 等的研究)。

<sup>②</sup>工作单位内部社会网络具体分为与上级 (包括与上级单位) 的社会网络, 与下级 (包括与下级单位) 的社会网络以及同级 (单位) 之间的社会网络。

为止已进行了五次,本文使用的是第三轮调查数据即2006年数据<sup>①</sup>。样本覆盖全国28个省级单位的18岁及以上、70岁以下的城乡居民,总样本为10151个,其中城市样本6013个,农村样本4138个。由于农村问卷中没有工作社会网络这一调查项目,因而本文选取家庭卷和城市卷的调查数据,最后的样本主体是非农就业人口。基于该数据集,我们获得了受访者的主观幸福感以及一些表征个人、家庭及工作特征的客观变量,在剔除指标缺失和回答异常的样本后,最终得到3013个有效样本。<sup>②</sup>

## (二)模型设定

根据研究的问题,本文将基本模型设定为如下形式:

$$happiness_i = \beta_1 work\_relationship_i + \Pi X_i + \varepsilon_i$$

变量 *happiness* 是居民的主观幸福感指标,变量 *work\_relationship* 是工作社会网络指标,即现代社会网络指标(现代社会资本代理变量),*X* 是影响居民主观幸福感的控制变量矩阵,包括个人社会经济特征、家庭关系、传统社会网络(传统社会资本代理变量)、工作特征、家庭背景和宏观环境影响因素。 $\beta_1$  是工作社会网络的影响系数, $\Pi$  是相应控制变量的系数矩阵,下标 *i* 表示第 *i* 个观察样本, $\varepsilon$  是随机扰动项。

模型的主要被解释变量是受访者的主观幸福感。在CGSS数据中,主观幸福感的测度是通过询问受访者“总体而言,您对自己所过的生活的感觉是怎么样的呢?”,受访者在分别赋值为1、2、3、4、5的“非常不幸福、不幸福、一般、幸福、非常幸福”几个选项中作选择。虽然这种测度方法在测量时较为简单,但是这种方法具有心理测量学的充分性(Veenhoven and Ehrhardt, 1995),能在较大程度上反映出受访者真实幸福感。为了检验模型的稳健性,我们将被解释变量替换为生活满意程度指标再作回归。生活满意程度指标来自问卷中的问题“总体而言,您对生活状况是否满意?”,受访者在分别赋值为1、2、3、4的“非常不满意、不太满意、比较满意、非常满意”几个选项中作回答<sup>③</sup>。根据以上定义,回归模型主要采取有序离散因变量概率模型(ordered probit model)。

模型的核心解释变量是工作社会网络。指标的衡量通过询问受访者“在工作中,您与下列各类人员打交道的频繁程度怎样?”,受访者分别从“从不”、“很少”、“有时”和“经常”几个选择中作回答,本文将其分别赋值为1、2、3、4<sup>④</sup>。然后,采用主成分分析法为受访者与之打交道的各类人员和部门确定权重(具体权重见表1)。最后,通过对各类打交道对象的频繁程度进行加权,得到一个正向衡量受访者工作社会网络的综合指标。传统社会网络指标用春节拜年网中相互拜年来往的“亲属、亲密朋友人数”来衡量<sup>⑤</sup>。受访者的社会经济特征变量包括性别、年龄、收入、受教育年限、健康状况、党员身份、婚姻状况、能力和性格。其中能力采用个人工作中的“管理职位”作为代理指标,受访者的性格特征用采访员对受访者“合作程度”的评价来反映。其他解释变量还包括受访者的工作单位性质、工龄、家庭关系、家庭教育背景、家庭政

<sup>①</sup>CGSS2006数据样本与调查的具体情况参见中国综合社会调查网站:<http://www.chinagss.org>。

<sup>②</sup>在6013个城市样本中,目前从事非农工作的样本数为3564个,分别删除春节来往亲友人数和2005年个人总收入中的缺失值后有3050个样本,再对其他指标进行整理后最终得到3013个有效样本。

<sup>③</sup>在CGSS2006问卷中,衡量生活满意程度的选项中还有“不适合”这一选项,这种表达不能很好地反映受访者的生活满意度,我们删去了这样的样本。

<sup>④</sup>当被访问者选择“不适用”这一选项时,本文也将其赋值为1,与选择“从不”的赋值一样。

<sup>⑤</sup>在回归中,亲属、亲密朋友人数基本单位是10人,即总人数除以10。

治背景。<sup>①</sup>此外,我们还设置宏观环境变量来控制宏观环境的影响,包括地区收入差距和地区哑变量。

表1 工作中受访者与之打交道的人员部门及其权重

人员部门类型	权重	人员部门类型	权重
顾客/服务对象	0.149	平级同事	0.112
客户/供应商	0.141	上级部门/单位	0.080
各种来客	0.114	下级部门/单位	0.104
上级领导	0.092	其他单位	0.094
下级同事	0.115	-	-

#### 四、社会网络对主观幸福感影响的实证检验

社会网络对主观幸福感影响的实证结果如表2所示。模型(1)是工作社会网络、传统社会网络、家庭关系三个变量对主观幸福感的简单回归,其系数都在1%的水平上显著为正。模型(2)控制了个人的主要社会经济特征、工作单位性质、工龄以及宏观环境变量。模型(3)是在模型(2)基础上控制受访者的性格与能力因素后的回归结果。进一步地模型(4)控制了受访者家庭教育背景和家庭政治背景。从这四个模型的回归结果来看,工作社会网络、传统社会网络、家庭关系、收入、受教育年限、健康状况、党员身份、已婚有配偶、工龄和个人能力在1%水平上显著,说明这些因素对提升个人幸福感具有重要作用,受访者家庭政治背景存在正的影响但是并不显著。男性和年龄变量在1%水平上显著为负,说明与女性相比,男性不幸福的可能性更大,年龄越大个人不幸福的可能性也越大。

表2 社会网络对主观幸福感影响的实证回归结果

	模型(1) 简单回归	模型(2) 基本模型	模型(3) 性格、能力	模型(4) 全部控制	模型(5) IV - oprobit	模型(6) 稳健性检验
工作社会网络	0.210 *** (0.032)	0.140 *** (0.036)	0.121 *** (0.037)	0.119 *** (0.037)	0.198 ** (0.079)	0.064 * (0.040)
传统社会网络	0.050 *** (0.011)	0.036 *** (0.013)	0.034 *** (0.013)	0.034 *** (0.013)	0.034 ** (0.013)	0.043 *** (0.014)
家庭关系	0.577 *** (0.039)	0.461 *** (0.042)	0.455 *** (0.042)	0.457 *** (0.042)	0.456 *** (0.042)	0.337 *** (0.044)
男性		-0.168 *** (0.043)	-0.172 *** (0.044)	-0.168 *** (0.044)	-0.170 *** (0.044)	-0.045 (0.046)
年龄		-0.015 *** (0.003)	-0.015 *** (0.003)	-0.015 *** (0.003)	-0.014 *** (0.003)	-0.005 (0.003)
收入对数		0.040 *** (0.013)	0.037 *** (0.013)	0.036 *** (0.013)	0.035 *** (0.013)	0.058 *** (0.013)
受教育年限		0.031 *** (0.008)	0.028 (0.008)	0.024 *** (0.008)	0.024 *** (0.008)	0.031 *** (0.008)
健康状况		0.339 *** (0.035)	0.340 *** (0.036)	0.340 *** (0.036)	0.339 *** (0.036)	0.510 *** (0.038)

<sup>①</sup>在回归中,工作单位性质为国有企业赋值为1,其他情况为0;家庭关系用受访者的主观评价衡量,具体为“非常不满意=1,不太满意=2,比较满意=3,非常满意=4”;家庭教育背景是受访者父母所受的最高教育程度;家庭政治背景用受访者父母的党员身份来衡量,父母中至少有一个是党员赋值为1,都不是党员赋值为0。

续表2 社会网络对主观幸福感影响的实证回归结果

	模型(1) 简单回归	模型(2) 基本模型	模型(3) 性格、能力	模型(4) 全部控制	模型(5) IV - oprobit	模型(6) 稳健性检验
中共党员		0.207*** (0.074)	0.169** (0.076)	0.165** (0.076)	0.167** (0.076)	0.192** (0.083)
已婚有配偶		0.445*** (0.058)	0.449*** (0.058)	0.456*** (0.058)	0.463*** (0.058)	-0.007 (0.061)
国有企业		0.110** (0.049)	0.118** (0.049)	0.115** (0.049)	0.116** (0.049)	0.041 (0.052)
工龄		0.007*** (0.003)	0.007*** (0.003)	0.007*** (0.003)	0.007*** (0.003)	0.011*** (0.003)
个人能力			0.061*** (0.023)	0.060*** (0.023)	0.059*** (0.023)	0.039 (0.025)
性格特征			0.063 (0.042)	0.059 (0.042)	0.060 (0.042)	0.007 (0.045)
家庭教育背景				0.030** (0.013)	0.030** (0.013)	0.035** (0.015)
家庭政治背景				0.022 (0.066)	0.020 (0.066)	-0.011 (0.072)
收入差距		0.282* (0.167)	0.274* (0.167)	0.279* (0.167)	0.276*** (0.008)	0.230 (0.194)
观察值	3 013	3 013	3 013	3 013	3 013	3 013
准R <sup>2</sup>	0.0473	0.1297	0.1311	0.1321		0.1392

注:括号外与括号内的数值分别是估计系数和标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;模型(1)、(2)、(3)、(4)、(6)采用ordered probit方法估计,模型(5)是在模型(4)的ordered probit方法基础上采用的工具变量法。

表2报告的是ordered probit模型的估计系数,根据这些系数可以确定解释变量对居民幸福感影响的方向和显著性,但不能据此判断特定变量对居民幸福感程度的边际贡献,因此我们根据模型(4)在表3中计算出解释变量对不同幸福感程度的平均边际效应。

表3 模型(4)中各解释变量的平均边际效应

	非常不幸福	不幸福	一般	幸福	非常幸福
工作社会网络	-0.002	-0.009	-0.029	0.029	0.011
传统社会网络	-0.001	-0.003	-0.008	0.008	0.003
家庭关系	-0.008	-0.036	-0.109	0.110	0.044
男性	0.003	0.013	0.040	-0.040	-0.016
年龄	0.0003	0.001	0.004	-0.004	-0.001
收入对数	-0.001	-0.003	-0.009	0.009	0.003
受教育年限	-0.0004	-0.002	-0.006	0.006	0.002
健康状况	-0.006	-0.027	-0.081	0.082	0.032
中共党员	-0.003	-0.013	-0.039	0.040	0.016
已婚有配偶	-0.008	-0.036	-0.109	0.110	0.043
国有企业	-0.002	-0.009	-0.028	0.028	0.011
工龄	0.0001	-0.001	-0.002	0.002	0.001
个人能力	-0.001	-0.005	-0.014	0.014	0.006
性格特征	-0.001	-0.005	-0.014	0.014	0.006
家庭教育背景	-0.001	-0.002	-0.007	0.007	0.003
家庭政治背景	-0.0004	-0.002	-0.005	0.005	0.002
收入差距	-0.005	-0.022	-0.067	0.067	0.027

从表3可以看出,工作社会网络每提高1个赋值等级分数就会使个人感觉“幸福”的概率增大2.9%，“非常幸福”的概率提高1.1%。传统社会网络对个人幸福感的提升相对较弱,如果春节多走访10人,就会使个人“幸福”的概率增大0.8%，“非常幸福”的概率仅略微提高

0.3%。对此我们可以从中国社会网络变迁的角度来理解。传统中国在很大程度上是一个注重传统社会网络的国家。同时中国传统社会网络存在显著的“差序格局”特点,其存在和维持的基础就是地缘和血缘关系,特别是血缘关系(费孝通,1985)。1949年之后,社会主义再分配经济体制取代了传统的以地缘和血缘为基础的资源配置制度,致使稀缺资源配置制度发生根本性变化。于是纵向的庇护主义关系与横向的工具性的个人关系在中国再分配体制下确立并稳固。这时在衡量一个人的社会资源时,就要看他是否既善于与领导建立庇护主义关系,也要看他是否能够与单位内外其他人搞好关系。倘若这个人在纵向的庇护关系和横向的个人关系都表现得很好,那么这个人就能从中得到诸多好处,这样的人通常被形容为“吃的开”(孙立平,1996)。直到改革开放以后,随着市场经济在中国兴起,这种工作社会网络开始出现局部弱化并进一步地复杂化,形成当前中国社会中最主要的个人关系,即日常生活中最常用和称呼的“关系”。从这个意义上来说,随着市场经济在中国的发展与完善,工作社会网络的重要性相对于非正式传统社会网络开始上升,并成为现代社会资本的重要组成部分。在个人幸福感提升上,出现工作社会网络的作用超过传统社会网络的作用也就不足为奇。

比较各个解释变量的平均边际贡献发现,家庭关系是提高个人幸福感的一个十分重要的因素,家庭关系提高1个赋值等级分数使个人“幸福”和“非常幸福”的概率分别提升11%和4.4%,验证了中国俗语“家和万事兴”的说法。已婚有配偶对个人幸福感的作用和家庭关系处在同样重要程度上,对个人“幸福”的边际贡献达到11%。健康状况提高1个赋值等级分数会使个人“幸福”的概率提高8.2%,党员相比非党员“幸福”的概率要高4%。

前面我们通过在模型中加入多个代理变量减少一些由遗漏变量造成的偏误,但仍无法排除这种正向关系可能是由幸福感更高的个人倾向于发展工作社会网络导致的。因此,我们采用工具变量法来解决这个问题,使用的工具变量是受访者使用手机的年数和配偶的政治背景<sup>①</sup>。配偶的政治背景是基于工具变量选择要求考虑的,一方面配偶的政治背景相对于受访者来说是外生的,另一方面配偶的政治背景对受访者能力等方面的影响微乎其微,最主要的影响体现在对受访者工作中的人际交往范围和层次方面。一个需要注意的问题是,婚姻是一个自主追求的结果,在选择配偶时可能会出现自我选择效应,即偏向于选择有政治背景的配偶。如果自我选择效应较为突出,那么配偶的政治背景并不完全是外生的,因此需要检验是否存在自我选择效应。以是否结婚为被解释变量,结婚时配偶是党员为解释变量,运用probit方法进行回归,回归结果报告在表4中。结果显示结婚时配偶是党员这一变量并不显著,再控制住性别后回归结果仍不显著,说明配偶的党员身份并不是个人结婚的主要参考方面,即不存在自我选择效应。

表4 自我选择效应检验 (probit)

	模型(7)	模型(8)
结婚时配偶是党员	0.034(0.147)	0.090(0.149)
男性		0.221*** (0.078)
常数项	1.511*** (0.040)	1.396*** (0.056)
观测值	2535	2535
准R <sup>2</sup>	0.0000	0.0066

注:括号外与括号内的数值分别是估计系数和标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

<sup>①</sup>配偶的政治背景变量具体是指配偶在结婚前和当前都拥有党员身份。

从表2的模型(5)看出,运用工具变量法后,工作社会网络对个人幸福感的影响仍在5%水平上显著,回归系数也变化不大。其余解释变量的显著性和回归系数没有发生大的变化,在此不再赘述。最后,我们对结果的稳健性进行了检验,用个人对当前生活满意度指标替代个人主观幸福感指标,运用 ordered probit 方法进行回归,结果报告在模型(6)中。结果显示,工作社会网络在10%的水平上显著,说明工作社会网络是影响个人生活满意程度的重要影响因素,进一步间接证明工作社会网络对个人幸福感存在影响。除性别、年龄、已婚有配偶、国有企业和个人能力这几个变量不再显著外,其他变量的显著性没有发生较大变化,影响方向也没有发生变化,从总的结果来看回归结果较为稳健。

## 五、身份特征、社会网络与主观幸福感

第四部分证实了工作社会网络能够提升个人主观幸福感,那么这种影响是否会因人而异,这是我们接下来要研究的问题,即个人身份特征的决定作用。身份原指人的出身和社会地位,在中国,由身份形成的身份制是一种意识形态,也是人们重要的道德行为规范准则,对人们的心理和行为产生持续的作用。不同身份特征是人们行为产生差异的重要原因。因此,从身份特征角度进行进一步的研究有助于我们更深入认识工作社会网络在主观幸福感中的作用。文中的身份差异是从户籍制度和计划生育政策两个方面进行考虑,具体实证结果如表5、表6。

### (一) 户籍身份差异

根据是否拥有本城镇户口将样本分为拥有本地户口居民和没有本地户口居民两个子样本。实证结果报告在表5中。

表5 户籍身份差异实证回归结果(ordered probit)

		非常不幸福	不幸福	一般	幸福	非常幸福
本地户口居民	工作社会网络	-0.0021** (-2.42)	-0.0082*** (-2.63)	-0.0254*** (-2.68)	0.0247*** (2.68)	0.011*** (2.65)
	传统社会网络	-0.0008** (-2.55)	-0.0032*** (-2.81)	-0.0099*** (-2.87)	0.0096*** (2.87)	0.0043*** (2.83)
	家庭关系	-0.0088*** (-4.87)	-0.0343*** (-8.25)	-0.1069*** (-10)	0.1038*** (9.96)	0.0462*** (8.77)
城镇外来居民	工作社会网络	-0.001 (-0.91)	-0.0221** (-2.12)	-0.0577** (-2.24)	0.0718** (2.25)	0.0089* (1.9)
	传统社会网络	0.0001 (0.63)	0.0029 (0.8)	0.0075 (0.81)	-0.0094 (-0.81)	-0.0012 (-0.79)
	家庭关系	-0.0019 (-0.96)	-0.0415*** (-3.37)	-0.1084*** (-3.79)	0.1350*** (3.9)	0.0168*** (2.57)
城镇移民	工作社会网络	-0.0036* (-1.85)	-0.0184*** (-2.57)	-0.0549*** (-2.74)	0.0518*** (2.75)	0.025*** (2.63)
	传统社会网络	-0.001* (-1.72)	-0.0053** (-2.24)	-0.0158** (-2.41)	0.0149** (2.4)	0.0072** (2.32)
	家庭关系	-0.0059** (-2.13)	-0.0304*** (-3.72)	-0.0905*** (-4.31)	0.0855*** (4.28)	0.0413*** (3.96)
本地居民	工作社会网络	-0.0018* (-1.79)	-0.0065* (-1.88)	-0.0205* (-1.91)	0.0201* (1.91)	0.0087* (1.89)
	传统社会网络	-0.0007* (-1.74)	-0.0024* (-1.83)	-0.0075* (-1.85)	0.0073* (1.85)	0.0032* (1.83)
	家庭关系	-0.0097*** (-4.39)	-0.0348*** (-7.3)	-0.11*** (-8.93)	0.1077*** (8.89)	0.0467*** (7.77)

注:本表中本地户口居民、城镇外来居民、城镇移民和本地居民观测的样本数分别是2589个、424个、640个和1949个;括号外与括号内的数值分别是平均边际系数和z值;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。



首先与第四部分的结果相似,家庭关系是影响个人幸福感的重要因素,工作社会网络对个人感觉“幸福”的边际影响大于传统社会网络。其次,工作社会网络对两个群体的个人幸福感的影响是显著的,工作社会网络每提高1个赋值等级分数,本地户口居民感觉“幸福”的概率提高2.5%,没有本地户口的外来居民则提高7.2%,是本地户口居民的3倍,说明工作社会网络对外来居民个人主观幸福感的提升作用更为突出。

这个结果可以从中国当前社会现实来理解。在变量描述性统计<sup>①</sup>中本地户口居民的主观幸福感的平均值是2.71,外来居民是2.67,与2002年全国城乡住户的抽样调查结果一致,即外来居民的主观幸福感是最低的(罗楚亮,2009)。这与近年来中国的城市化受到质疑和批判的原因相关,虽然中国的城市化率从1978年的17.92%增长到2012年的52.57%,但是中国的户籍人口城市化率在2012年仅达到35.33%,说明中国当前有2.36亿人居住在城市但并不拥有城市户口。<sup>②</sup>这些没有城市户口的外来居民相对于本地城市居民是体制外的,是受本地资源歧视的群体,不能与城市居民享受同样的待遇和权利,其较低的幸福感受是现实制度的写照。相对于这些无法改变的制度性因素,工作则成为外来居民改善自身经济状况、提高自身社会地位的有效途径,因此由工作社会网络带来的幸福感提升效应远高于本地居民。可以看出,虽然户籍身份差异降低了城市外来居民的个人主观幸福感,但是工作社会网络在很大程度上成为弥补这种制度性结果的幸福感补偿机制。

进一步地,我们把本地户口居民区分为在本地出生的本地居民和后来移民过来的城镇移民两个子样本,发现工作社会网络对城镇移民的幸福感提升效应与外来居民相当,工作社会网络对城镇移民感觉“幸福”的边际概率影响达到5.2%,而在本地出生的居民是2%。说明对非本地出生的居民(包括城镇移民和外来居民)而言,工作中良好的社会网络更能提升个人的幸福感。

## (二) 独生子女和非独生子女之间的差异

从表6的结果看,相对于非独生子女,工作社会网络对独生子女感觉“幸福”的边际概率效应更强,几乎是非独生子女的两倍,并且系数都是显著的。说明从跨年龄阶段来看,工作社会网络对独生子女的幸福感提升效应要强于非独生子女。再从政策角度考虑,中国的计划生育政策实行于20世纪70年代,这项政策是否对此产生影响?对此最合适的检验应该用面板数据进行研究,但局限于数据的可得,我们在此作简单的分析。我们在基本回归模型(4)中加入1970年后(包括1970年)出生的人(虚拟变量)与工作社会网络的交互项进行ordered probit回归,并计算出边际效应,结果如表6所示,交互项对个人感觉“幸福”的边际概率影响显著为正。同时,我们对非独生子女样本和独生子女样本做了相同的回归<sup>③</sup>,发现交互项的结果都为正,但只有非独生子女样本中交互项的系数是显著的,这可能是独生子女样本偏少引起的。虽然结果显示计划生育政策强化了人们(包括独生子女和非独生子女)的工作社会网络对个人幸福感的作用,但是所用的截面数据并不能排除年龄因素,因为这完全有可能是随着年龄的增

<sup>①</sup>限于篇幅,变量描述性统计表格没有在文中列出。

<sup>②</sup>城市化率数据来源于2013年《中国人口和就业统计年鉴》,2.36亿人是根据该年鉴中相关人口数据计算得出。

<sup>③</sup>限于篇幅,该结果没有列于本文表格中,感兴趣的读者可以向作者索取。

长工作社会网络对个人幸福感的影响越小造成的。

为了进一步分析年龄对个人幸福感和工作社会网络中的作用,我们对回归模型进行了变动,并采用 OLS 回归方法。在表 7 中,模型(9)、(10)和(11)的被解释变量是个人主观幸福感,在模型(12)、(13)和(14)中我们将工作社会网络作为被解释变量,其他变量相应地作为解释变量。模型(9)是对全部样本进行回归,发现年龄变量和年龄平方项都在 1% 的水平上显著,说明年龄与个人幸福感呈 U 型关系,即当一个人的年龄大于某个临界值时,个人自我评价的主观幸福感会偏高。简单地根据系数估算一下年龄的转折点,大概是在 49 岁。<sup>①</sup> 独生子女和非独生子女的年龄与个人幸福感同样呈 U 型关系,年龄的转折点分别是 37 岁和 49 岁。根据模型(12)、(13)和(14),运用同样的方法,发现年龄和工作社会网络也呈 U 型关系,全部样本年龄的转折点大概是 46 岁,非独生子女的临界值是 45 岁,独生子女是 31 岁<sup>②</sup>。以上可以看出,年龄与个人主观幸福感和工作社会网络的关系并不是单调的线性关系,而是 U 型关系。尽管这不是一个直接排除年龄因素的论证方式,但是可以合理地减弱年龄的影响<sup>③</sup>。因此理解了年龄的影响后,我们认为计划生育政策的确在一定程度上强化了人们(包括非独生子女)的工作社会网络对个人主观幸福感的影响。需要注意的是,我们不能把原因完全归于计划生育政策,因为这个特殊的时间段(1978 - 1980 年)也是中国改革开放开始的时期,从这时期开始中国市场经济活动逐渐加速活跃,必然加强整个社会中工作社会网络的联系,这并不在本文讨论的范围之内,不作详细讨论。

表 6 独生子女身份差异实证回归结果 (ordered probit)

		非常不幸福	不幸福	一般	幸福	非常幸福
独生子女	工作社会网络	-0.005* (-1.77)	-0.0082** (-1.99)	-0.0682** (-2.59)	0.0557** (2.55)	0.0257** (2.4)
	传统社会网络	-0.0005 (-0.5)	-0.0008 (-0.5)	-0.007 (-0.51)	0.0057 (0.5)	0.0026 (0.5)
	家庭关系	-0.0098** (-2.05)	-0.0161** (-2.5)	-0.1342** (-3.86)	0.1095*** (3.77)	0.0506*** (3.36)
非独生子女	工作社会网络	-0.002** (-2.53)	-0.0098*** (-2.83)	-0.0272*** (-2.87)	0.0284*** (2.88)	0.0107*** (2.83)
	传统社会网络	-0.0007** (-2.42)	-0.0032*** (-2.68)	-0.0089*** (-2.73)	0.0093*** (2.73)	0.0035*** (2.69)
	家庭关系	-0.008*** (-4.63)	-0.0388*** (-8.63)	-0.1073*** (-10.28)	0.1119*** (10.33)	0.0422*** (8.75)
全部样本	政策影响	-0.0011** (-2.04)	-0.0049** (-2.16)	-0.0148** (-2.18)	0.0149** (2.18)	0.0059** (2.17)

注:本表中独生子女、非独生子女和全部样本观测的样本数分别是 401 个、2 612 个和 3 013 个;括号外与括号内的数值分别是平均边际系数和 z 值;政策影响变量是 1970 年后(包括 1970 年)出生的人(虚拟变量)与工作社会网络的交互项;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

①该值根据二次函数的对称轴计算公式得出,以下计算方法相同。

②在独生子女样本中,年龄和年龄平方项都不显著,31 岁是根据年龄和年龄平方项系数估算出来的,我们也参照了工作社会网络和年龄的散点图,结果符合散点图分布趋势。

③这里并没有完全排除年龄的影响,因为这个 U 型曲线有可能出现左高右低的情况。

表7 年龄作用的回归结果(OLS)

	主观幸福感			工作社会网络		
	模型(9) 全部样本	模型(10) 独生子女	模型(11) 非独生子女	模型(12) 全部样本	模型(13) 独生子女	模型(14) 非独生子女
工作社会网络	0.062*** (0.020)	0.125** (0.054)	0.061*** (0.022)			
传统社会网络	0.019** (0.007)	0.013 (0.028)	0.021*** (0.008)	0.016** (0.007)	0.027 (0.029)	0.015** (0.007)
家庭关系	0.238*** (0.023)	0.225*** (0.072)	0.243*** (0.025)	0.034* (0.021)	0.020 (0.074)	0.035* (0.022)
年龄	-0.050*** (0.008)	-0.052* (0.027)	-0.047*** (0.009)	-0.020*** (0.007)	-0.010 (0.027)	-0.017** (0.008)
年龄平方	0.051*** (0.010)	0.068** (0.033)	0.047*** (0.011)	0.021** (0.009)	0.017 (0.034)	0.019** (0.009)
其他控制变量	有	有	有	有	有	有
常数	-4.728 (4.259)	2.219 (1.397)	4.047*** (1.525)	3.586 (3.868)	0.558 (1.436)	-0.087 (1.358)
观察值	3013	401	2612	3013	401	2612
调整后R <sup>2</sup>	0.2250	0.2302	0.2245	0.2109	0.0865	0.2252

注:限于篇幅,本表的回归结果省略了其他控制变量的报告结果;括号外与括号内的数值分别是估计系数和标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

## 六、结论及政策含义

本文基于中国社会网络变迁视角研究了社会资本对中国居民幸福感的影响,并为中国社会资本从以血缘关系为基础的传统社会资本变迁到以工作社会网络为重要基础的现代社会资本提供了证据。我们发现,在控制了个人社会经济特征、家庭关系、工作特征、家庭背景以及收入差距和地区特征等影响因素后,传统社会资本和现代社会资本都是提升居民幸福感的显著因素,在影响程度上,现代社会资本远大于传统社会资本的作用。在运用工具变量法解决存在的内生性问题后,工作社会网络对个人幸福感的影响仍然显著,进一步说明现代社会网络成为当前中国社会资本的重要方面。但是这种影响对不同的人群存在显著的差异性:相对于拥有本地户口的本地出生居民而言,工作社会网络给予没有本地户口的外来居民和拥有本地户口的城镇移民的幸福感提升效应更强。同样独生子女相比非独生子女更早也更重视工作社会网络的幸福感提升效应。在理解了年龄的作用后,我们发现至少存在计划生育政策和经济更加活跃两个方面的原因使1970年后(包括1970年)出生的居民相比1970年之前出生的居民更重视工作社会网络,即工作社会网络的幸福感提升效应更大。我们还注意到,工作社会网络同年龄呈现U型关系,对全部居民和非独生子女居民来说工作社会网络的拐点大概是在46岁,而独生子女的拐点较早大概在31岁。另外,我们的结论在一定程度上显示,在中国当前社会阶段工作社会网络已经成为城镇移民和城镇外来居民改善收入状况、提高社会地位的有效途径,也是外来居民较低幸福感的弥补机制。

综上,在既定的户籍制度下,如何更大程度上增进居民幸福感(福利)应当是政府需要考虑的问题,特别是那些对城市发展做出贡献的外来居民。从本文的结论来看,工作社会网络是影响居民幸福感的重要原因,但前提是外来居民必须能在劳动力市场上通过平等竞争获得工作职位,并且在工作中不受歧视才能拥有良好的工作社会网络。因此,政府和当地企业有必要在舆论宣传上消除对外来居民的歧视、减少对外来居民在劳动力市场上的不公平待遇和限制,

并且在制度上逐步实现外来居民与城市居民同等的社会保障待遇,这才是构建和谐幸福城市的根本之举。

#### 参考文献:

1. 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。
2. 陈钊、陆铭、佐藤宏,2009:《谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用》,《经济研究》第10期。
3. 费孝通,1985:《乡土中国》,生活·读书·新知三联书店。
4. 罗楚亮,2009:《绝对收入、相对收入与主观幸福感——来自中国城乡住户调查数据的经验分析》,《财经研究》第11期。
5. 李树、陈刚,2012:《“关系”能否带来幸福?——来自中国农村的经验证据》,《中国农村经济》第8期。
6. 陆益龙,2008:《户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动》,《中国社会科学》第1期。
7. 孙立平,1996:《“关系”、社会关系与社会结构》,《社会学研究》第5期。
8. 余慧、黄荣贵、桂勇,2008:《社会资本对城市居民心理健康的影响:一项多层线性模型分析》,《世界经济文汇》第6期。
9. 张爽、陆铭、章元,2007:《社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强?——来自中国农村贫困的实证研究》,《经济学(季刊)》第2期。
10. Biggio, G., and C. G. Cortese. 2013. “Well – being in the Workplace through Interaction between Individual Characteristics and Organizational Context.” *International Journal of Qualitative Studies on Health and Well – being*, 8; 1 – 13.
11. Bjørnskov, C. 2008. “Social Capital and Happiness in the United States.” *Applied Research in Quality of Life*, 3(1): 43 – 62.
12. Bu, N., and J. P. Roy. 2005. “Career Success Networks in China: Sex Differences in Network Composition and Social Exchange Practices.” *Asia Pacific Journal of Management*, 22(4): 381 – 403.
13. Burroughs, S. M., and L. T. Eby. 1998. “Psychological Sense of Community at Work: A Measurement System and Explanatory Framework.” *Journal of Community Psychology*, 26(6): 509 – 532.
14. Deci, E. L., and R. M. Ryan. 1985. “The General Causality Orientations Scale: Self – determination in Personality.” *Journal of Research in Personality*, 19(2): 109 – 134.
15. Diener, E. 2009. “Subjective Well – being.” In *The Science of Well – being: The Collected Works of Ed Diener*, ed. E. Diener, 11 – 58. New York, NY: Springer.
16. Dolan, P., T. Peasgood, and M. White. 2008. “Do We Really Know What Makes Us Happy? A Review of the Economic Literature on the Factors Associated with Subjective Well – being.” *Journal of Economic Psychology*, 29(1): 94 – 122.
17. Han, Y., and Y. Altman. 2009. “Supervisor and Subordinate Guanxi: A Grounded Investigation in the People’s Republic of China.” *Journal of Business Ethics*, 88(1): 91 – 104.
18. Helliwell, J. F., and R. D. Putnam. 2004. “The Social Context of Well – being.” *Philosophical Transactions of the Royal Society London*, 359(1449): 1435 – 1446.
19. Helliwell, J. F., and H. Huang. 2011. “Well – being and Trust in the Workplace.” *Journal of Happiness Studies*, 12(5): 747 – 767.
20. Judge, T. A., and S. Watanabe. 1993. “Another Look at the Job Satisfaction – life Satisfaction Relationship.” *Journal of Applied Psychology*, 78(6): 939 – 948.
21. Law, K. S., C. S. Wong, D. Wang, and L. Wang. 2000. “Effect of Supervisor – subordinate Guanxi on Supervisory Decisions in China: An Empirical Investigation.” *International Journal of Human Resource Management*, 11(4): 751 – 765.
22. Leung, A., A. Kier, T. Fung, and L. Fung. 2011. “Searching for Happiness: The Importance of Social Capital.” *Journal of Happiness Studies*, 12(3): 443 – 462.
23. Martin, M., and G. J. Westerhof. 2003. “Do You Need to Have Them or Should You Believe You Have Them? Resources, Their Appraisal, and Well – being in Adulthood.” *Journal of Adult Development*, 10(2): 99 – 112.
24. Miller, D. L., R. Scheffler, S. Lam, R. Rosenberg, and A. Rupp. 2006. “Social Capital and Health in Indonesia.”

- World Development*, 34(6):1084 – 1098.
25. Narayan, D. , and L. Pritchett. 1999. “Cents and Sociability: Household Income and Social Capital in Rural Tanzania.” *Economic Development and Cultural Change*, 47(4) : 871 – 897.
  26. Peasgood, T. 2007. “Does Talking to Our Neighbours Enhance Our Satisfaction with Life.” Paper Presented at the Meeting of the International Conference of Policies for Happiness, Siena, Certosa di Pontignano. Available at <http://www3.unisi.it/eventi/happiness/curriculum/peasgood.pdf>.
  27. Peng, Y. 2004. “Kinship Networks and Entrepreneurs in China’s Transitional Economy.” *American Journal of Sociology*, 109(5) :1045 – 1074.
  28. Powdthavee, N. 2008. “Putting a Price Tag on Friends, Relatives, and Neighbours: Using Surveys of Life Satisfaction to Value Social Relationships.” *The Journal of Socio – Economics*, 37(4) :1459 – 1480.
  29. Putnam, R. D. 1993. “The Prosperous Community: Social Capital and Public Life.” *The American Prospect*, 13(4) :35 – 42.
  30. Putnam, R. D. 2000. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon and Schuster.
  31. Rosenzweig, M. R. 1988. “Risk, Implicit Contracts and the Family in Rural Areas of Low – income Countries.” *The Economic Journal*, 98(393) :1148 – 1170.
  32. Sarracino, F. 2010. “Social Capital and Subjective Well – being Trends: Comparing 11 Western European Countries.” *The Journal of Socio – Economics*, 39(4) :482 – 517.
  33. Veenhoven, R. , and J. Ehrhardt. 1995. “The Cross – national Pattern of Happiness.” *Social Indicators Research*, 34(1) :33 – 68.
  34. Wong, Y. T. , H. Y. Ngo, and C. S. Wong. 2003. “Antecedents and Outcomes of Employees’ Trust in Chinese Joint Ventures.” *Asia Pacific Journal of Management*, 20(4) :481 – 499.
  35. Yip, W. , S. V. Subramanian, A. D. Mitchell, D. T. Lee, J. Wang, and I. Kawachi. 2007. “Does Social Capital Enhance Health and Well – being? Evidence from Rural China?” *Social Science and Medicine*, 64(1) :35 – 49.
  36. Zhang, X. , and G. Li. 2003. “Does Guanxi Matter to Nonfarm Employment?” *Journal of Comparative Economics*, 31(2) :315 – 331.

## **Social Capital, Identities and Well – being: A Perspective of Chinese Residents’ Social Networks Transition**

Li Ping and Zhu Guojun

(School of Business, Shandong University of Technology)

**Abstract:** From traditional to modern society, the main social networks of Chinese residents also have changed from the traditional networks based on consanguinity relationship to the modern social networks which are on the basis of work social networks. Using the CGSS 2006 data, this paper analyzes the effects of the two kinds of social networks on Chinese residents’ well – being, and gives a better understanding about the contemporary social capital in China. We find that social capital has a significant impact on residents’ well – being in current China; contrary to the traditional kinship – based social capital, the social network in work has become an important part of social capital in China’s modern society. And we also find significant differences caused by different identities in the impact of modern social capital on enhancing the well – being of Chinese residents. That is, urban migrants, foreign residents and the only child residents gain more well – being from modern social capital, while the natives and the non – only child residents gain less.

**Key Words:** Social Capital; Identities; Well – being

**JEL Classification:** C21 , Z13 , J28

(责任编辑:赵锐、彭爽)