

体制内关系与居民幸福感^{*}

张峰 贾岚暄

内容提要:体制内外的不平等是影响居民幸福感的重要根源。来自 CGSS 的实证依据表明,作为获取特殊利益、克服不平等的重要工具,体制内人际关系有助于提升居民幸福感。本文进一步揭示了这种幸福感知提升作用机制,即体制内关系会通过影响收入、教育、政治合法性以及社会地位来提升个人幸福感。在市场化程度较低或司法系统不健全的地区,关系的这一工具性价值会更为突显,揭示了体制内外分化的负面影响及破除“小圈子”的必要性,据此提出了有关政策建议。

关键词:体制内关系 幸福感 中介效应

一、引言

30 多年来,虽然我国市场化改革取得了举世瞩目的成就,但作为典型的“新兴”和“转型”市场,政府依然是资源配置的主体。财富、收入、资源往往遵循“先体制内、后体制外”的分配次序,这意味着体制内外的地位和利益存在明显差别。党政机关、国有或集体企事业单位等靠近权力和资源分配中心的体制内组织,享有“先天”的制度优势,能够以更低的成本获得银行贷款、税收减免、财政补贴等各种政策或管制资源(边燕杰等,2012)。相对应的,体制内的个体通常拥有稳定的工作、优厚的福利,如医疗、住房、保障等。然而,面对不完善的市场制度,远离资源中心的体制外组织及个体在机会和资源获取方面会面临诸多制度障碍或歧视(Peng, 2003)。有数据显示,不同身份个体的贷款申请成功率截然不同,大型国企职工成功率为 70.3%,公务员为 64%,而普通企业员工仅为 18.2%^①。

不容忽视的是,体制内外的分化及其不平等会影响人们的公平和幸福感知。《2010 年中国城市居民幸福感调查》显示,国家机关党群组织、企事业单位负责人回答“非常幸福”的比例最高。根据中山大学 2012 年中国劳动力动态调查数据,体制内的工作满意度明显高于体制外。而“央视财经”发布的 2015 年国民大数据,全国有不到一半的家庭感到幸

福,仅有 10.6%的家庭感到很幸福。

作为正式制度的替代,社会关系是组织或个体规避制度歧视、克服体制内外不平等的重要工具(Li & Zhang, 2007)。有关社会关系对居民幸福感的影响也得到以往研究证实(陈刚、李树,2012;李平、朱国平,2014;Winnie et al, 2007;Ekici & Koydemir, 2014)。进一步,由于附带资源和利益的差别,不同类型的社会关系产生的作用效应也不同(Sheng et al, 2011)。

基于此,本文将社会关系划分为体制内与体制外两种,分别刻画其对居民幸福感的影响。体制内是指个体与国有、集体企业、事业单位和政府机关等享有特殊利益的群体建立的社会关系,体制外是指个体与来自民营、外资等单位或个体建立的关系网络。基于 CGSS 数据的研究结果表明,作为“接触”体制内“自己人”进而规避制度歧视的重要工具,体制内关系的建立会显著提升居民幸福感;注重情感交流或知识交换的体制外关系效应不显著。该结论不仅揭示了基于体制内外的不平等是影响居民幸福感的重要根源,而且反映了社会关系在中国现行文化和制度下的重要工具性价值。本文从微观层面进一步揭示了体制内关系的作用机制,即关系会通过影响个体的收入、教育以及社会地位来影响幸福感。在市场化程度相对较低或者司法系统不完善的省市,关系的这一工具性价值会更为明显。

^{*} 张峰、贾岚暄,南开大学经济学院、中国特色社会主义经济建设协同创新中心,邮政编码:300071,电子邮箱:nkfzhang@126.com。本文为国家自然科学基金青年项目“社会关系——市场资产的转化机制及二者的整合效应研究”(71102046)阶段成果和中国特色社会主义经济建设协同创新中心成果。感谢匿名审稿人的意见与建议,文责自负。

本文贡献体现在三个方面。第一,基于制度视角揭示了影响居民幸福感知的重要根源,有助于解释“Easterlin悖论”。本文立足于中国的“转型”特征,刻画了体制内外不平等的负面影响。政府主导资源分配及其对体制内单位的政策倾斜,造成了存在于体制内外的机会和利益的显著差别。这种“先天”不平等也是拉大收入差距、产生“剥夺效应”或“攀比效应”、降低居民幸福感的重要原因。第二,通过区分体制内与体制外,本文刻画了中国制度情境下两种不同社会关系的作用价值。相对于体制外关系,本文证实了体制内关系对于个体“寻租”、提升幸福感的重要作用,反映了其在中国制度情景下特有的工具性价值。然而,这种关系圈子仅属于少部分群体,在现行制度体系下往往被其用来谋取特殊利益或机会,甚至凌驾于法律或制度之上。因而,体制内关系显著提升幸福感,不仅反映了存在于体制内的“特权”以及体制内外的机会不平等,而且会进一步加剧社会的不平等。第三,规避或减弱个体利用体制内关系的寻租动机和行为,必然要了解体制内关系的作用机制。以往研究主要建立社会关系对幸福感的直接影响,缺乏对其作用机制的深入研究。基于对体制内特殊利益以及社会关系工具性价值的分析,本文证实了体制内关系可能产生的附加利益(如收入、教育、社会地位)以及由此对幸福感的提升。进一步地,地区异质性分析反映了市场制度缺失是体制内关系发挥作用的“催化剂”。此外,本文回应了政府加快事业单位改革的政策意义。当前政府正在积极推进事业单位改革^②,这显然有助于打破体制内的特殊利益,化解长久以来积存于“双轨制”中的潜在矛盾,实现体制内外的同工、同酬、同地位。

二、文献评述

相对于我国的经济的发展,居民幸福感没有呈现与之一致的增长态势,出现了“Easterlin悖论”(Easterlin, 1974)。相对收入是现有文献解释“Easterlin悖论”的重要因素,但观点不一。有研究认为,收入差距会导致“攀比效应”或者“剥夺效应”(Clark et al, 2008),减弱幸福感。也有研究认为,收入差距会促进“示范效应”或者“隧道效应”(Senik, 2004),提升幸福感。在针对中国居民的研究中,分别存在支持上述两种观点的证据(陈钊等, 2012)。许多研究开始探寻收入、就业之外的非经济因素对幸福感的影响^③,以进一步解释“Easterlin悖论”或者导致有关

收入差距观点不一的背后原因。

制度显然是非常重要的因素。有研究认为,收入差距体现的是结果不平等,但根源于制度的机会不平等体现了过程不平等,是影响居民幸福感的更为基本和重要的因素(Frey & Stutzer, 2000; 何立新、潘春阳, 2011)。机会不平等意味着个体难以通过正常努力来提升收入、缩小差距,因而收入差距产生的“示范效应”不复存在。现存的体制内与体制外“双轨制”是造成机会不平等的重要制度根源。体制内与体制外的分化和区别根本上源于我国的“转型”背景,分别反映了在中国市场中并存的政府主导和市场主导两类资源分配制度。

传统计划经济体制实行的是“单位制度”(杨晓民、周翼虎, 1999),隶属于不同单位的绝大部分城镇居民都属于“体制内”人士,有数据显示经过第一个5年计划之后的国有化比例为92.9%(Demurger et al, 2012)。因而,不存在体制内外的明显分化。“单位”既是经济组织,也是国家政治体系的基层组织。单位和个体的资源由国家赋予,单位的兴衰以及个体的发展完全依赖于国家(刘平等, 2008)。单位代表国家包揽个体的医疗、住房、养老、子女入学等一切事务。只要个体取得“国有”身份,无论在哪个单位都可以享受基本一样的福利待遇。进入20世纪80年代,随着市场化改革的推进,传统体制内的大部分企业和个体走向市场,掀起了一波“下海”经商的高潮。在体制内比例下降的同时,体制内外的分化开始产生。时至今日,我国市场化改革尚未彻底完成,政府在资源分配和企业运营中仍然扮演着重要的角色。一方面,在市场主导资源分配制度下,大部分的企业和个体遵循市场机制,按照市场规则参与竞争、获得资源;另一方面,在政府主导资源分配制度下,除了依然保留着传统“单位制度”的政府机关和大批事业单位,国有企业也依然存有传统体制的某些要素,享有特殊的制度优势。

“体制内”反映了代表国家权力或者依靠国有资产获得收益的组织或群体,通常包括这样三类典型群体(Demurger et al, 2012)。首先是位于“体制内”核心圈的代表着国家权力的政府机关;其次是包括学校、医院、研究机构在内的事业单位,职工享有终身合同以及特殊的福利待遇;此外,即使是不断进行“股份制改造”“建立现代企业制度”的国有或集体企业,也并未彻底脱离“体制”。尤其对于公共事业领域或者资源垄断领域的国有企业,在涉及重大战略机遇、产业区域规划、财政资源调配等方面具有得

天独厚的制度和资源优势。不仅如此,国企高管也大多保留着行政级别。政府在资源分配和评价机制中的主导地位,使这些靠近权力和资源分配中心的少数“体制内”群体与远离权力中心的多数“体制外”群体形成差别。被赋予“待遇优厚”“保障完备”“掌控资源”等一系列特殊利益的标签,“体制内”受到愈发的高度关注。Ge & Yang(2010)证实,国企员工的工资溢价要明显高于其他企业。体制内外的不平等不仅体现在个体的基本工资待遇和社会福利差别,而且表现为社会地位和声誉的迥然不同。显然,体制内外的这种“先天性”差距会导致“攀比效应”或者“剥夺效应”,影响广大体制外群体的幸福感。

面对正式制度的不完善或者缺失,社会关系会发挥替代效应,帮助组织或个体克服制度障碍、减少制度歧视(Park & Luo, 2001)。源于传统的农业社会和儒家文化,在中国利用社会关系获得支持是组织或个体参与社会经济活动的关键,尤其是建立在血缘和地缘基础上的社会关系。基于信任、强调互惠的社会关系可以降低个体在追寻目标过程中的风险和不确定性(Woolcock, 2000),影响个体的健康、财富(Putnam, 2000)以及情感(Tokuda et al, 2010)。简言之,社会关系不仅具有提供机会和资源的工具性价值,而且具有促进沟通互动的情感性价值。因而,社会关系可以显著提升居民幸福感。然而,不同类型、不同性质的社会关系会产生不同的附加利益(Sheng et al, 2011)。对不同类型关系的区分,有助于准确地估计社会关系对居民幸福感的影响。

面对体制内外的机会不平等,体制内关系有助于组织或个体规避政府主导资源分配制度下的排他性或歧视性,体现出其固有的工具性价值。与享有特殊利益和权力的政府机关、国有企事业单位等体制内人士建立广泛的社交圈子,不仅意味着个体拥有进入体制内的机会,而且能够获得更多的管制资源或制度便利(Li & Zhang, 2007),如社会地位、高收入待遇或者更好的教育机会。如果有公务员身份的亲戚或朋友做担保,体制外个体更容易获得银行贷款,甚至有些银行将此列入明文规定。谭远发(2015)发现,父母的政治资本有助于提升子女的人力资本。因而,面对机会和利益不平等的“双轨制”,体制内关系能够有效地提升居民的幸福感。

与体制内关系不同,在个体、民营或者外资等体制外建立的人际圈子更多承载和体现了市场主导的利益协调的产物(边燕杰等,2012)。作为工具性价值的一面,体制外关系可以有效地增加个体的市场

机会、信息和知识,有助于个体应对市场化制度,获得在市场竞争中的寻租机会。然而,这些市场机会或资源却无法帮助个体克服制度歧视、获得与体制内个体公平竞争的机会。“先体制内、后体制外”的资源分配次序,决定了某些资源和机会难以完全凭借体制外力量来获得。因而,在“双轨制”下,与体制外亲戚、朋友的社会关系虽然可能贡献其情感价值,但无法像体制内关系有效地规避源于制度缺失的机会不平等,从而显著提升居民的幸福感。

三、数据和描述

本文数据取自中国综合社会调查(CGSS)(2006、2008)^④,并利用该数据测量和刻画个体的社会关系、幸福感知及其基本特征。CGSS是由中国人民大学中国调查与数据中心负责执行的全国性综合调查,该项目采用多阶分层PPS随机抽样,2006年在全国抽取125个区县、500个街道与乡镇、1000个居委会与村委会;2008年在全国抽取100个区县、300个街道与乡镇、600个居委会与村委会。剔除关键变量存在缺失的样本,本文最终得到8836个有效样本。

首先,我们用来衡量居民幸福感(*happiness*)的指标,来自被访者对调查问题“总体而言,您对自己所过的生活的感觉是怎么样的呢?”的回答,幸福感的赋值是1~5的整数,分别对应着被访者所选择的“非常不幸福”、“不幸福”、“一般”、“幸福”和“非常幸福”五种回答。这种主观测量方法也是以往研究最常采用的(何立新、潘春阳,2011;陈钊等,2012;Chang, 2009),能够比较好地反映被访者的真实幸福程度。该测量方法不仅在CGSS调查而且在世界价值观调查(WVS)以及美国综合社会调查(GSS)中使用。表1报告了有关居民幸福感的样本分布。总体来讲,与其他调研结果基本一致,我国居民的幸福指数并不高,并且不同类别的群体之间存在差异。相对而言,拥有党员身份的个体感到幸福或者非常幸福的比例相对较高;学历越高,感到幸福的比例也会越高;有配偶的幸福比例也会高于没有配偶的个体。

解释变量“体制内关系”(internal)、“体制外关系”(external)的测量和刻画来源于CGSS调查提供的“拜年网”信息。春节拜年的风俗在中国人的文化意识中根深蒂固,具有极高的普遍性。一个人的拜年圈子很大程度上代表了其建立的核心关系圈(边燕杰等,2012)。具体数据来源于CGSS关于春节期间互相拜年交往的亲朋好友的工作单位类型。其中,“党政机关”、“国有企业”、“国有事业”和“集体企

事业”等被划分为“体制内单位”。根据个体对每类体制内单位的选择,“体制内关系”(internal)取值范围从“0”到“4”,依次刻画了个体拥有的体制内关系的广泛程度,“0”代表关系圈子中没有任何体制内单位的,“4”代表在不同体制内单位都有良好的人脉资源。“个体企业”、“私营/民营企业”和“三资企业”

等被划分为“体制外单位”,“体制外关系”(external)取值同样从“0”到“4”,依次刻画了个体拥有的体制外关系的广泛程度。图1简单描绘了体制内关系与居民幸福感的关联程度,随着体制内关系的积累和丰富,个体感到幸福的比例或概率也会相应增高。这也与本文之前的理论推断基本吻合。

表1 居民幸福感调查结果的分布(%)

		非常不幸福	不幸福	一般	幸福	非常幸福
性别	男	1.66	7.44	34.04	43.33	13.53
	女	1.33	6.91	35.31	42.51	13.94
政治身份	党员	1.09	4.20	27.01	48.63	19.07
	非党员	1.55	7.60	35.75	42.12	12.98
教育程度	高中及以下	1.72	8.38	37.11	40.09	12.70
	专科	1.27	3.81	32.91	46.76	15.25
	本科及以上	0.56	3.47	24.39	53.86	17.72
配偶	有	1.28	6.68	33.82	43.92	14.30
	无	2.51	9.58	38.77	38.11	11.03
总体样本		1.49	7.18	34.67	42.93	13.73

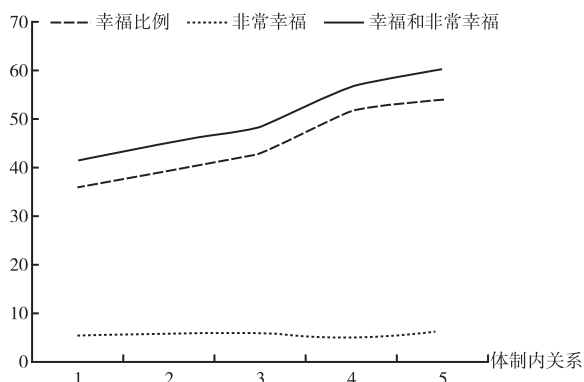


图1 体制内关系与幸福感

四、估计模型与基本结果

(一) 估计模型与变量

为避免其他可能遗漏变量对估计结果的干扰,本文控制了个体或家庭层面的特征变量,包括性别、年龄及其平方、受教育程度、户口性质、政治身份、配偶、父母政治身份、收入等。此外,在估计模型中加入了城市固定效应,以进一步排除可能遗漏的城市特定因素,避免潜在的内生性问题。综上,我们建立如(1)式的基本线性估计模型。

$$happiness_i = \alpha_c + \beta_1 \cdot external_i + \beta_2 \cdot internal_i + \gamma \cdot CV + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,因变量 $happiness_i$ 为刻画个体幸福感的变量, $external_i$ 、 $internal_i$ 分别为个体的体制内、体制外

关系, α_c 为个体所在城市的固定效应, ε_i 是误差项, CV 是个体层面的控制变量向量,如表2所示。

(二) 基本估计结果

表3汇报了基本估计结果。第1列加入了所有的控制变量,体制内关系的估计系数为正,并在1%水平上显著。第2列加入了市场化程度,以规避所在城市市场化程度的不同对估计结果的影响,该估计系数并未发生变化。第3列加入了城市固定效应,这一系数依旧显著为正,表现出了较高的稳健性。体制内关系的存在有助于增强居民的幸福。结识更多的体制内人士,不仅可以赢得进入体制内、享受优厚待遇或福利的更多机会,而且可以借此克服可能的制度歧视、获得制度性或垄断性资源。这印证了本文有关体制内外不平等以及体制内关系的重要工具价值的分析论证。与体制内关系不同,我们并未发现体制外关系对幸福感的显著影响。进一步地,我们加入体制内关系与收入的乘积项,在第3列中该估计系数显著为负的统计结果表明:随着收入的增加,体制内关系的作用效应在下降。由此反映,体制内关系的作用效应可能存在个体异质性,其对于低收入群体的幸福感提升会更加明显。衡量居民幸福感的变量赋值为从1到5的有序变量,本文继续采用OP(Ordered Probit)模型进行验证性估计。表3中的第5列和第6列分别报告了是否加入城市固定效应的估计结果。可以看到,估计结果与OLS相一致。

控制变量方面,教育的估计系数显著为正,并且稳健。相比较而言,受教育程度或学历越高,个体的认知能力以及获得经济收益的知识技能也会越强,从而拥有更加丰富的精神和物质积累。性别的估计系数显著为负,男性的幸福感要低于女性。原因可能是在现今社会中男性居民往往背负更重的社会责任和家庭压力。年龄的估计系数显著为负,但其平方显著为正。随着年龄的增长,来自家庭和社会的压力随之增加,个体的幸福感也会削弱。然而,在超过某一年龄阶段后,个人的幸福感又会逐渐增强,这可能要归因于个体在事业和家庭的稳定和发展,以及个体应对压力能

力的增长。户口的估计系数为负,但不稳健,在加入城市固定效应之后变得不显著。政治身份的估计系数显著为正,说明有党员身份的明显幸福感更高。配偶的估计系数显著为正,说明婚姻可以充实和丰富家庭,带给个体幸福感的增加。收入的估计系数显著为正。高收入群体的经济实力更强,没有来自生存的巨大压力,能够满足自身在精神和物质方面的更多需求,因而幸福感更强。这一结论也符合 Easterlin 悖论所说虽然随着经济的发展,幸福感并没有一直提高,但是同一时期收入高的幸福感也会较高。父母政治身份估计系数为正,但不稳健,在加入城市固定效应之后变得不显著。

表 2 变量定义及其描述性统计

变量名	定义及赋值情况	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
幸福感(<i>happiness</i>)	主观幸福感(非常不幸福=1,不幸福=2,一般=3,幸福=4,非常幸福=5)	8836	3.602	0.865	1	5
体制内关系(<i>internal</i>)	拜年的朋友或亲属的体制内单位数量	8836	1.364	1.130	0	4
体制外关系(<i>external</i>)	拜年的朋友或亲属的体制外单位数量	8836	1.167	0.935	0	4
性别(<i>gender</i>)	男性赋值1,女性为0	8836	0.505	0.500	0	1
年龄(<i>age</i>)	加入平方项	8836	43.465	13.428	18	87
教育(<i>education</i>)	最高受教育程度 ^a	8836	5.337	2.735	1	14
户口(<i>urban</i>)	非农业户口赋值1,农业户口为0	8836	0.697	0.460	0	1
政治身份(<i>politics</i>)	共产党员赋值1,否则为0	8836	0.124	0.330	0	1
配偶(<i>spouse</i>)	有不分居配偶赋值1,否则为0	8836	0.829	0.377	0	1
父母政治身份(<i>parents</i>)	父母至少有一人为党员赋值1,否则为0	8836	0.118	0.323	0	1
收入(<i>income</i>)	个人总收入的对数	8836	9.122	1.040	4.605	13.845

注:a,赋值1~14分别对应着“私塾/未接受教育”“扫盲班”“小学”“初中”“职业高中”“普通高中”“中专”“技校”“成教大学专科”“正规大学专科”“成教大学本科”“正规大学本科”“研究生及以上”“其他”。

(三) 稳健性检验

上述估计结果是否受到体制内关系测量指标不同的影响?本文采用了三种替代测量:第一,是否在体制内工作,直接决定和反映了个体拥有的体制内关系的数量和质量。本文利用该指标代替原有测量,“1”代表个体在体制内工作,“0”代表否。第二,体制内关系的职位高低,会影响个体从体制内关系获得的帮扶力度和资源多少。本文利用 CGSS 给出的春节期间与受访者互相拜年的亲戚、朋友的职位信息,将“政府机关负责人”、“党群组织负责人”或者“企事业单位负责人”界定为有职位的体制内关系。每个选项做0和1赋值,加总得到有职位的体制内关系的测量,取值范围从“0”到“3”,依次反映了个体拥有的体

制内关系的职位高低。“0”代表该个体没有任何有职位的体制内关系,“3”代表该个体结识不同体制内单位的负责人。第三,利用“体制内关系/(体制内关系+体制外关系)”来刻画个体拥有体制内关系的相对比例。检验结果如表4所示。无论采用哪种替代测量,在加入城市固定效应的条件下体制内关系对幸福感的估计系数显著为正,并且不受估计方法的影响。

作为反映个体对当前生活状况满意程度的变量,生活满意度与居民的幸福感知紧密关联。为进一步验证估计结果的稳健性,本文用其替换居民幸福感作为因变量进行了估计,结果如表4所示。体制内关系的估计系数显著为正,表明关系可以明显改善个体的生活状况。

表 3 基本估计结果

	(1)OLS	(2)OLS	(3)OLS	(4)OLS	(5)OP	(6)OP
<i>internal</i>	0.028*** (0.009)	0.028*** (0.009)	0.035*** (0.009)	0.257*** (0.073)	0.033*** (0.011)	0.045*** (0.012)

续表 3

	(1)OLS	(2)OLS	(3)OLS	(4)OLS	(5)OP	(6)OP
<i>external</i>	-0.012 (0.010)	-0.012 (0.010)	0.014 (0.010)	0.017 (0.011)	-0.017 (0.013)	0.019 (0.014)
<i>education</i>	0.025*** (0.004)	0.025*** (0.004)	0.027*** (0.004)	0.028*** (0.004)	0.033*** (0.006)	0.038*** (0.006)
<i>gender</i>	-0.104*** (0.018)	-0.103*** (0.018)	-0.123*** (0.018)	-0.122*** (0.018)	-0.132*** (0.024)	-0.168*** (0.024)
<i>age</i>	-0.065*** (0.005)	-0.065*** (0.005)	-0.061*** (0.005)	-0.060*** (0.005)	-0.084*** (0.006)	-0.084*** (0.006)
<i>age</i> ²	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)
<i>urban</i>	-0.124*** (0.023)	-0.123*** (0.023)	-0.043 (0.025)	-0.049** (0.025)	-0.167*** (0.029)	-0.060 (0.034)
<i>politics</i>	0.107*** (0.029)	0.108*** (0.029)	0.092*** (0.029)	0.095*** (0.029)	0.145*** (0.038)	0.130*** (0.039)
<i>spouse</i>	0.383*** (0.027)	0.384*** (0.027)	0.325*** (0.026)	0.324*** (0.026)	0.488*** (0.035)	0.431*** (0.036)
<i>income</i>	0.148*** (0.010)	0.146*** (0.011)	0.160*** (0.011)	0.188*** (0.014)	0.188*** (0.013)	0.217*** (0.015)
<i>parents</i>	0.061** (0.028)	0.062** (0.028)	-0.010 (0.028)	-0.008 (0.028)	0.093** (0.037)	-0.005 (0.038)
<i>internal * income</i>				-0.024*** (0.008)		
<i>marketization</i> ^a		0.003 (0.006)				
城市效应	NO	NO	YES	YES	NO	YES
N	8836	8836	8836	8836	8836	8836
Adj. R ² /Pseudo R ²	0.083	0.083	0.148	0.148	0.034	0.072

注:(1)**为在5%的水平上显著,***为在1%的水平上显著,括号内为标准误,下同。(2)a,该指标代表各省市市场化程度,数据取自樊纲指数(2005)。

表 4 稳健性检验

	新解释变量:是否 在体制内工作	新解释变量: 体制内关系的职位	新解释变量: 体制内关系相对比例	新结果变量: 生活满意度
<i>internal</i>	0.085*** (0.022)	0.073*** (0.012)	0.138*** (0.034)	0.048*** (0.016)
<i>external</i>	0.022** (0.011)	0.005 (0.011)	0.043*** (0.013)	0.038** (0.018)
<i>education</i>	0.024*** (0.004)	0.026*** (0.004)	0.026*** (0.004)	0.037*** (0.007)
<i>gender</i>	-0.138*** (0.019)	-0.125*** (0.018)	-0.128*** (0.018)	-0.057 (0.032)
<i>age</i>	-0.060*** (0.005)	-0.061*** (0.005)	-0.062*** (0.005)	-0.060*** (0.009)
<i>age</i> ²	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.00005)	0.001*** (0.0001)
<i>urban</i>	-0.031 (0.028)	-0.032*** (0.024)	-0.044 (0.025)	-0.022 (0.048)

	新解释变量:是否 在体制内工作	新解释变量: 体制内关系的职位	新解释变量: 体制内关系相对比例	新结果变量: 生活满意度
<i>politics</i>	0.089*** (0.029)	0.077*** (0.029)	0.099*** (0.029)	0.090 * (0.051)
<i>spouse</i>	0.316*** (0.027)	0.321*** (0.026)	0.330*** (0.026)	0.179*** (0.044)
<i>income</i>	0.184*** (0.013)	0.160*** (0.011)	0.163*** (0.011)	0.279*** (0.021)
<i>parents</i>	-0.006 (0.028)	-0.015 (0.028)	-0.015 (0.028)	0.075 (0.059)
城市效应	YES	YES	YES	YES
N	7195	8823	8528	4320(2006) ^a
Adj. R ²	0.158	0.149	0.151	0.137

注:a,2008年调查并未涉及该问题,因而只采用了2006年样本。

五、进一步分析

本文证实,体制内关系会显著提高居民幸福感。那么,其中的渠道或机制是什么?此外,中国地域广袤,不同地区经济和制度的发展存在很大差别,作为特殊制度产物的体制内关系的影响也可能发生变化。对此,本文作了以下两方面的工作:从微观层面检验体制内关系产生影响的中间渠道,涉及收入、教育程度、政治身份以及社会地位等;按照市场化程度和司法质量分组,观察在不同地区体制内关系效应的变化,以了解关系发挥作用的制度情境。

(一)渠道分析

在技术层面上,本文采用中介效应的检验方法。每项中介变量的检验分别包括三组回归模型(Baron & Kenny, 1986),通过综合观察三组模型的估计系数来判断是否存在中介效应,估计结果如表5所示。首先,如模型(1)(2)所示,体制内关系对幸福感(0.050, $p < 0.01$)和收入(0.095, $p < 0.01$)的估计系数均显著为正。模型(3)同时放入体制内关系和收入,体制内关系的估计系数下降为0.035。由此表明,收入在体制内关系与居民幸福感之间发挥中介效应。进一步地,Sobel检验结果($z = 8.543$)表明(Sobel, 1988; MacKinnon et al, 2002),该中介效应是显著的,即体制内关系会显著改善个体收入,进而提升幸福感。体制内关系的这一间接效应占其总解释效应的30.4%。

同样地,观察模型(4)(5)(6),教育程度在体制内关系与居民幸福感之间发挥显著中介效应($z = 6.077$),体制内关系在19.7%的比例上会通过提高

人力资本来影响幸福感。观察模型(7)(8)(9),体制内关系显著通过政治身份来影响幸福感($z = 2.865$),即体制内关系会提升个体的政治认同,进而提升其幸福感。这一间接效应比例为5%。综合模型(10)(11)(12),体制内关系会显著通过提升社会地位来影响幸福感($z = 3.825$),解释比例为23.3%。

综上,现行制度体系下体制内关系是个体获取特殊利益、克服不平等的重要工具,如收入的提升、良好的教育机会以及更高的社会地位(声誉),有助于提高居民的幸福感。

(二)异质性分析

市场化程度的提高,意味着政府在资源分配和评价机制中的角色进一步削弱。在市场机制的作用下,个体借由市场渠道可以获得公平的机会以及所需的资源,如就业或教育机会。体制内外的不平等差别也会逐渐缩小甚至消失。因而,本文认为,在市场化程度高的省市,体制内关系对幸福感的提升效应会明显减弱。相反,市场化程度越低,政府的主导作用越强,体制内外的利益差别越大,体制内关系的工具性价值就会越突显,即帮助个体获取特殊利益或机会。以往有研究证实,社会关系在市场化推进中的作用效应会逐渐减弱(Peng, 2003)。本文利用樊纲市场化指数(2005)来刻画不同省市的市场化程度,估计结果如表6所示。在第1列有关市场化程度高组的估计中,体制内关系的估计系数不显著;在第2列有关市场化程度低组的估计中,体制内关系的估计系数显著为正。由此,上述推断得到印证。

表5 中介效应检验

	中介变量:收入(income)			中介变量:教育(education)		
	(1)因变量 happiness	(2)因变量 income	(3)因变量 happiness	(4)因变量 happiness	(5)因变量 education	(6)因变量 happiness
<i>internal</i>	0.050*** (0.009)	0.095*** (0.009)	0.035*** (0.009)	0.044*** (0.009)	0.321*** (0.023)	0.035*** (0.009)
<i>external</i>	0.023** (0.011)	0.054*** (0.010)	0.014 (0.010)	0.011 (0.011)	-0.101*** (0.027)	0.014 (0.010)
中介变量			0.160*** (0.011)			0.027*** (0.004)
Sobel test	z=8.543,30.4%			z=6.077,19.7%		
	中介变量:收入(income)			中介变量:教育(education)		
	(7)因变量 happiness	(8)因变量 income	(9)因变量 happiness	(10)因变量 happiness	(11)因变量 education	(12)因变量 happiness
<i>internal</i>	0.050*** (0.009)	0.095*** (0.009)	0.035*** (0.009)	0.044*** (0.009)	0.321*** (0.023)	0.035*** (0.009)
<i>external</i>	0.023** (0.011)	0.054*** (0.010)	0.014 (0.010)	0.011 (0.011)	-0.101*** (0.027)	0.014 (0.010)
中介变量			0.092*** (0.029)			0.233*** (0.011)
Sobel test	z=2.865,5.0%			z=3.825,23.3%		

注:限于篇幅关系,本表省略了其他控制变量和固定效应,如有需要,可向作者索取。

正式制度不完善以及监管执行不透明的地区,往往存在更多可能的寻租空间,更容易形成个体在就业或教育等方面的机会不平等。关系在这种情况下会发挥更重要甚至决定性的作用,个体需要借助关系来克服制度歧视或者创造寻租机会。相反,随着正式制度的完善以及监管执行的到位,非正式制度即社会关系的作用效应也会随之削弱,有利于形成“法律面前

人人平等”的公平局面。本文利用樊纲指数(2005)中的“中介发育与法律”指数来刻画司法质量,反映不同省市的正式制度完善程度,估计结果如表6所示。第3列中的估计系数不显著,表明在司法质量高的地区,体制内关系的作用效应不再明显。第4列中估计系数显著为正,表明在司法质量低的地区,体制内关系会发挥更强的作用效应,以替代正式制度的不完善。

表6 分地区样本估计结果

	市场化程度高	市场化程度低	司法质量高	司法质量低
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>internal</i>	0.020 (0.012)	0.032** (0.012)	0.009 (0.012)	0.042*** (0.013)
<i>external</i>	0.016 (0.014)	-0.033** (0.014)	-0.006 (0.013)	-0.020 (0.014)
<i>education</i>	0.017*** (0.006)	0.032*** (0.006)	0.017*** (0.006)	0.033*** (0.006)
<i>gender</i>	-0.088*** (0.026)	-0.114*** (0.026)	-0.086*** (0.025)	-0.113*** (0.027)
<i>age</i>	-0.054*** (0.006)	-0.074*** (0.007)	-0.060*** (0.006)	-0.069*** (0.007)
<i>age²</i>	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)
<i>urban</i>	-0.124*** (0.033)	-0.127*** (0.031)	-0.082** (0.032)	-0.166*** (0.032)

	市场化程度高	市场化程度低	司法质量高	司法质量低
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>politics</i>	0.142*** (0.042)	0.084** (0.040)	0.154*** (0.040)	0.074 (0.042)
<i>spouse</i>	0.347*** (0.037)	0.406*** (0.039)	0.364*** (0.035)	0.400*** (0.040)
<i>income</i>	0.126*** (0.015)	0.158*** (0.015)	0.130*** (0.015)	0.149*** (0.015)
<i>parents</i>	0.124*** (0.040)	0.017 (0.039)	0.120*** (0.038)	0.011 (0.041)
N	3808	5028	4155	4681
Adj. R ²	0.071	0.088	0.075	0.080

六、结论

体制内外的分化及其不平等会影响居民的幸福感知,体制内关系是克服这种“先天性”不平等的重要工具。利用来自 CGSS 的微观数据,本文刻画了体制内关系对于提升居民幸福感的重要作用及其机制。以往鲜有区分不同类型关系对幸福感影响的研究,本文结合中国制度情境区分和刻画了体制内、体制外两类截然不同的社会关系,这也是本文最重要的特色。

市场化改革尚未彻底完成与政府在资源分配和评价机制中依然存在较大空间,决定了体制内存在“得天独厚”的特殊利益,而体制外会遭受更多可能的制度障碍或歧视。这种“先天”不平等也是造成收入不平等、导致“剥夺效应”的重要制度根源之一。本文证实了社会关系对于规避制度歧视、逾越制度障碍的重要工具性价值。与体制内人士的关系圈子,有助于个体获取垄断或制度性资源,建立合法性、提高收入和社会地位,进而提升幸福感知。然而,当少数个体利用关系取得特殊权益,必然意味着对其他个体的不平等或不公正,从而损害大多数人的利益。因而,关系成为利益传输的纽带,必然会加剧社会的不平等,受益的仅仅是少数的“圈内”群体或个人。

本文的政策建议是显然的。作为反映民生质量的重要指标,居民幸福感成为近些年政府重点关注的工作之一。本文启示政策制定和执行者,收入、就业等经济因素固然重要,加快制度改革、消除体制内外的机会或利益不平等可能更为重要。靠近权力和资源分配中心的“体制内”群体在收入、机会、合法性以及声誉方面享有特殊利益。作为独特的制度和文

化产物,社会关系尤其来自体制内的社会关系成为个体获取特殊利益、克服不平等的重要手段或途径。打破“小圈子”、避免拉帮派,是近些年在反腐工作中的重要旋律和主题之一,是党中央对群众利益的重大关切。2016 年“两会”期间,习近平总书记在民建工商联委员联组会上重新定义了以“亲”“清”为核心的新型政商关系。这必然会改善不正常的社会关系、体制关系的影响,进一步规范政府与特殊利益集团的行为,降低体制性制度安排的工具性价值。

此外,近些年,中央或地方政府正在推行有关事业单位改革的政策举措,如党政机关和事业单位建立与企业相同的养老保险制度,不再批准设立行政类和经营类事业单位。显然,这些政策措施有助于削减或控制体制内群体规模,削弱其特殊利益,逐步推动和实现体制外与体制内的同等待遇和地位。

最后,需要指出的是,由于问卷涉及变量的缺失,本文只采用了 2006、2008 两年的样本数据。尽管制度的变化非常缓慢,如有可能今后研究仍然需要借助最新数据予以验证。尤其十八大以来中国政府加大了反腐力度,这会明显减弱体制内的特权利益以及个体利用体制内关系的不公平寻租行为。

注:

- ①该数据是由某金融机构通过对 2013 年全年 86 个城市 6000 家金融机构 15000 款产品以及上百万的用户申请数据进行分析得到的。数据来源:经济观察网,2014 年 2 月 26 日。
- ②2014 年 5 月,中国国务院总理李克强签署第 652 号国务院令,公布《事业单位人事管理条例》。2014 年 12 月,十二届全国人大常委会第十二次会议审议通过建立与城镇职工统一的养老保险制度。
- ③机会不均(何立新、潘春阳,2011)、政府质量(李树、陈刚,2012)、价值观(张志学、才国伟,2011)、户籍制度(陈钊等,

2012)。

④CGSS存在多期数据,但只有2006和2008年调查了受访者的社会关系信息。

参考文献:

边燕杰等,2012:《跨体制社会资本及其收入回报》,《中国社会科学》第2期。

陈刚 李树,2012:《“关系”能否带来幸福?——来自中国农村的经验数据》,《中国农村经济》第8期。

陈钊 徐彤 刘晓峰,2012:《户籍身份、示范效应与居民幸福感:来自上海和深圳社区的证据》,《世界经济》第4期。

何立新 潘春阳,2011:《破解中国的“Easterlin悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感》,《管理世界》第8期。

李平 朱国军,2014:《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》,《经济评论》第6期。

李树 陈刚,2012:《政府如何能够让人幸福?——政府质量影响居民幸福感的实证研究》,《管理世界》第8期。

刘平 王汉生 张笑会,2008:《变动的单位制与体制内的分化——以限制介入性大型国有企业为例》,《社会学研究》第3期。

杨晓民 周翼虎,1999:《中国单位制度》,中国经济出版社。

张学志 才国伟,2011:《收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据》,《管理世界》第9期。

Baron, R. M. & D. A. Kenny (1986), “The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6):1173—1182.

Chang, W. (2009), “Social capital and subjective happiness in Taiwan”, *International Journal of Social Economics* 36(8):844—868.

Clark, A. E. , P. Frijters & M. Shields (2008), “Relative income, happiness, and utility: An explanation for the Easterlin paradox and other puzzles”, *Journal of Economic Literature* 46(1):95—144.

Demurger, S. , S. Li & J. Yang (2012), “Earnings differentials between the public and private sectors in China: Exploring changes for urban local residents in the 2000s”, *China Economic Review* 23:138—153.

Easterlin, R. A. (1974), “Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence”, In: P. David & M. Reder (eds.), *Nations and Households in Economic Growth*, New York: Academic Press.

Ekici, T. & S. Koydemir (2014), “Social capital, government and democracy satisfaction, and happiness in Turkey: A comparison of surveys in 1999 and 2008”, *Social Indicators Research* 118:1031—1053.

Frey, B. S. & A. Stutzer (2002), “What can economists learn from happiness research?”, *Journal of Economic Literature* 40(2):402—435.

Ge, S. & D. T. Yang (2010), “Accounting for rising wages in China”, Working Paper, The Chinese University of Hong Kong.

Li, H. & Y. Zhang (2007), “The role of managers’ political networking and functional experience in new venture performance: Evidence from China’s transition economy”, *Strategic Management Journal* 28:791—804.

MacKinnon, D. P. et al (2002), “A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects”, *Psychological Methods* 7(1):83—104.

Park, S. H. & Y. D. Luo (2001), “Guanxi and organizational dynamics: Organizational networking in Chinese firms”, *Strategic Management Journal* 22:455—477.

Peng, M. W. (2003), “Institution transitions and strategic choices”, *Academy of Management Review* 28(2):275—277.

Putnam, R. (2000), *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, New York: Simon and Schuster.

Senik, C. (2004), “When information dominates comparison: Learning from Russian subjective panel data”, *Journal of Public Economics* 88(9—10):2099—2123.

Sheng, S. B. , K. Z. Zhou & J. J. Li (2011), “The effects of business and political ties on firm performance: Evidence from China”, *Journal of Marketing* 75:1—15.

Sobel, M. E. (1988), “Direct and indirect effects in linear structural equation models”, in: J. S. Long (ed.), *Common Problems/Proper Solutions*, pp. 46—64. Beverly Hills, CA: Sage.

Tokuda, Y. , S. Fujii & T. Inoguchi (2010), “Individual and country-level effects of social trust on happiness: The Asia barometer survey”, *Journal of Applied Social Psychology* 40:2579—2593.

Winnie, Y. , S. V. Subramanian & A. D. Mitchell (2007), “Does social capital enhance health and well-being? Evidence from rural China”, *Social Science & Medicine* 64(1):35—49.

Woolcock, M. (2000), “Managing risk, shocks, and opportunity in developing economies: The role of social capital”, in: G. Ranis (ed.), *Dimensions of Development*, New Haven, CT: Yale Center for International and Area Studies, pp. 197—212.

(责任编辑:谭易)