

潜在施助者的社会特征*

——基于 CGSS(2010—2018)的实证研究

程 诚 袁 野

提要:“关系”及社会资本研究侧重于关系使用者,强调个体动员网络资源所带来的功效,而忽视从施助者视角分析被请托现象及其影响。借助中国综合社会调查数据(2010—2018),文章考察了个体被请托帮忙办事的影响机制与变迁趋势。实证结果表明:首先,人们社会经济地位越高、网络多样性越强,则越可能被其他社会成员请托。其次,相比社会地位稳定者,有过流动经历的个体更可能被请托。最后,被请托利用职务便利帮忙的现象随时代变迁而逐渐减少。

关键词:“关系” 社会地位 社会流动 网络多样性 变迁趋势

一、引 言

中国式“关系”深刻地影响着个人机遇与社会运行,学界对其功能的评价褒贬不一。改革开放以来,中国社会的资源配置方式经历了从再分配向市场转变的持续转型。作为国家和市场之外的非制度性资源配置手段,私人关系网络对市场的孕育与发展起到了关键作用(李培林,1994;张宛丽,1996),促进了中国私营企业的壮大(Peng,2004),维护了市场秩序及其发展(符平,2011)。与此同时,随着分工的细化,人们的功能依赖性和相互联系得以加强,为“关系”发挥正效应提供了更多空间。人际社会网络在从个人到社会的多个层次上发挥了积极影响(边燕杰,2004a;边燕杰等,2012;Bian,2017)。

与之相反,亦有不少学者审视了“关系”的负面效应。首先,作为非正式资

* 本文得到了东南大学“至善青年学者”支持计划(2242021R40005)、江苏省双创博士人才支持计划(JSSCBS20210065)的支持。特别感谢匿名评审专家对本文的建设性修改建议,同时也感谢边燕杰、李煜、范晓光、洪岩璧、李晓光以及刘莹等学者的帮助。文责自负。

源配置手段的人际关系网络经常与寻租、腐败、职权泛化、走后门、请托等词汇一同出现,具有浓厚的消极色彩(阮极,2018)。“关系”虽有利于少数人的资源获取,但排斥和限制了大多数人,其不公正性阻碍了社会运行(张宛丽,1996;郑杭生、奂平清,2003;冯仕政,2003)。“关系”强调私人情义,违反了社会主义大公无私的伦理观,因而也被官方所反对(姚泽麟,2011)。其次,“关系”与社会资本的使用固化了社会不平等(程诚、边燕杰,2014;程诚、任奕飞,2022)。最后,“关系”的负面效应也体现在微观的求助者和施助者身上。比如,“逆差序格局”揭示了“关系”给求助者带来的负效应(蔡禾、贾文娟,2009),不对称的利益关系结构则导致施助者的利益受损(符平,2004),这与“社会资本阴暗面”(Portes, 1998)的一些论述不谋而合。

无论是上文所述的积极价值或是消极影响,都预示着研究者需要关注“关系”的运行。事实上,已有诸多经验研究讨论了“关系”、关系资本、社会资本相关的问题,但大多是从求助者角度出发,关注哪些人更可能找关系(吴愈晓,2011;陈云松等,2013)、找什么样的关系(Tian & Lin, 2016)、找关系对求助者是否有用(梁玉成,2010;陈云松等,2014;McDonald, 2015)、什么类型的关系网对求助者更实用(Granovetter, 1973;Bian, 1997;Obukhova & Zhang, 2017)以及关系/社会资本及其影响的变迁(张顺、程诚,2012;张文宏、张莉,2012;边燕杰等,2020;李晓光、郭小弦,2022)等议题。

然而,“关系”实践是求助者和施助者双方的互动,仅仅关注求助者只能看到这一互动的一个面向,被请托者角色在现有研究中相当模糊。更重要的是,偏重于社会资本的动员与功效的研究容易陷入方法论的个体主义,只见到“关系”之于使用者的收益,而忽略了其他社会性后果。被请托者作为社会资源的实际提供者,是社会网络非制度化的资源配置机制得以运作的角色,理应得到研究者的关注。在一篇对社会资本研究的总结中,林南(2020)也呼吁学术界未来的社会资本研究需要系统关注社会资本的给予方。综上所述,本文试图将视角转向施助者一方,关注一个核心问题:在“关系”使用的过程中,谁更可能被请托。

请托乃至提供帮助是一个宽泛的议题,作为一项社会学的考察研究,我们有必要对其进行一些必要的限定。本文关注的是在职业领域中的被请托现象。具体言之,本文关心的是通过工作便利帮别人办事这一现象。之所以选择以此为切入点来对施助者角色进行考察,主要是基于如下考量。

求助者请托其他社会成员帮忙办事是工具理性导向的,这种工具性目的往

往需要借由个人的职业或职务得以实现。早期的研究者将个人以人情为媒介,利用职业权力之便来实现工具性目的之现象概括为“职业权力泛化”(雷毅,1988;张宛丽,1996),体现了公权力的寻租能力(刘欣,2005)。庇护主义观所强调的非正式关系网络的影响力大多也是就职场内部(Walder,1986)或者政商之间(Wank,1995)而言,都与职业所赋予的权力有着密切联系。此外,分层流动领域的社会资本研究,强调的也是基于关系人职业地位的资源动员过程及其功效。因此,基于工作的请托不仅符合中国人对“关系”及其实践的认知,对此议题的探讨也有助于我们同社会资本与分层流动研究进行对话。

本文将研究内容限定为“因其他社会成员的请托,个体运用自己的岗位或职务优势提供便利的社会行为”。该行为过程又可分解为三个环节:其他社会成员发出请托、被请托人提供帮助、目标达成。受研究条件制约,本研究暂且关注第一个环节,即具有哪些社会特征的个体更可能被其他成员请托?被请托并不意味着实际发生了帮助,^①这还取决于职务/岗位占据者的决策,但前者无疑是帮助能否发生的基础。因此,在个体决策给定的情况下,被请托的发生率越高,利用职务提供帮助的可能性也将随之提高。综上所述,本文试图基于多套有全国代表性的抽样调查数据探究如下问题:具备哪些社会特征的行动者更有可能被他人请托,利用职务便利提供帮助?在社会转型的背景下,这一现象发生的结构差异和变迁趋势又如何?

二、理论与假设

(一)被请托的影响因素

“关系纽带差异论”是边燕杰关于“关系”模式的新概括,意在强调不同性质的关系纽带的特征差异及其蕴含的资源差异(Bian,2018)。本文所强调的请托行为是具有强烈目标导向性的资源动员行动。在关系五层次中,请托—被请托关系超越了联系、情感和情义纽带,属于具有目的性人情交换特征的互惠纽带,甚至很多时候可归入工具性最强、情感性最弱的交易纽带中。因此,被请托与否的核心决定机制是潜在施助者掌控资源的多寡以及资源类型与求助者需求的匹

^① 正是在这个意义上,本文关注的是“潜在施助者”,考虑到“被请托者”易于理解,我们在文章中将根据情况互用这两种说法。

配程度。林南的社会资源理论以及在此基础上发展的社会资本理论为我们分析被请托的影响因素提供了理论基础。

在关系强度之外,林南更强调关系人在社会分层体系中的位置。但现有研究的主要落脚点是社会资本(关系人地位)的功效。换言之,研究者关注的重点在于被请托者的特征属性对求助者目标达成所产生的潜在影响。然而,从逻辑上讲,在探讨这个问题之前,我们还须了解具备哪些属性的社会行动者更可能成为被请托的对象。

在为数不多的有关被请托者(常被称为“关系人”)的研究中,边燕杰及其合作者曾对关系人的结构地位(包括职务、单位所有制类型、单位级别)进行过初步考察(边燕杰、张文宏,2001)。奥康纳的研究则区分了关系人提供帮忙的“能力”和“意愿”,从关系人的社会地位、关系强度、关系人与求助者在社会属性上的相似性等方面展开考察(O'Connor,2013)。史密斯探查了求助者以及施助者的个体特征(声誉)、双方的关系强度以及网络属性对于被请托人帮助意愿的影响(Smith,2005)。尽管后两项研究与本文所指的施助者视角一致,但其关注点均是国外劳动力市场中的求职过程。本文将立足于被请托者的视角,结合中国社会的关系特征,试图从社会地位、社会流动、网络多样性以及社会变迁四个维度分析被请托的社会发生机制。

1. 社会地位假设

请托行为是中国社会中一种典型的“关系”实践,具有强工具性、特殊主义的资源交换特征(Walder,1986)。因此,被请托与否受制于行动者的地位和权力,也就是他们掌控资源的多寡。尽管在等级制金字塔结构中处于相近位置的个体之间更可能发生互动(McPherson et al.,2001),但这类同质性互动因信息和资源的重复冗余,往往无法为关系使用者带来工具性价值。因而在获取资源的工具性行动中,个体需要寻求社会地位更高者的帮助,因为占据高社会位置的个人具有资源和视野等优势(Lin,2002),也会因人情交换而乐意为求助者提供帮助或庇护(Walder,1986)。在针对中国社会的经验研究中,彭庆恩(1996)详细描述了包工头为获得项目承包权,积极同那些“位置很重要”的个人“拉关系”以扩展关系资本的关系实践过程;梁玉成(2010)强调行动者倾向于建立“向上攀附”型的异质性关系;后续研究也验证了行动者的趋异性交往偏好(Chen & Volker,2016;熊艾伦等,2019)。

上述文献显示了求助者向更高社会地位的施助者发出请托的趋势,而如果从被请托者的社会地位对目标达成的影响看,我们也能理解潜在施助者社会地

位的重要性。林南率先在地位获得模型中融入关系人地位变量(Lin,1982),被请托者(关系人)的社会经济地位与求助者的职业获得的正向关联是其社会资本理论的核心观点之一(Lin,2002)。此后,关系人地位的作用在一系列经验研究中得以证实(Bian,1994;周玉,2006;赵延东,2006)。在排除内生性问题的干扰后,关系人地位和求职结果之间依然存在显著的因果效应(陈云松等,2014)。综上所述,由于地位越高的个体越可能给予更多资源和有效帮助,因此作为理性行动者的求助者既有在建立关系时“向上攀附”的偏好,也在请托他人时倾向于求助地位较高的潜在施助者。据此,本文提出假设1。

假设1:个体的社会经济地位越高,被他人请托帮忙办事的可能性越高。

2. 社会流动假设

潜在施助者掌握资源的多寡或资源的达高性只是等级制金字塔结构中社会资源的特征之一,资源的异质性也具有重要意义(Lin,2002)。上述社会地位假设并未阐释求助者何以能够认识比其地位更高的被请托者。尽管“向上攀附”的趋异性交往在研究中得到描述和检验,但总体而言,人们更容易与地位相近者建立与维持联系。那些“向上攀附”的交往不仅需要行动者发挥极大的能动性(Lin,2002),还因为其在网络中的嵌入性较低,需要付出额外成本来维系(Burt,2002)。所以这种关系是不牢靠、不稳定的。

纽带关系的动态变化过程为上述问题提供了一些线索(Rivera et al.,2010)。从“关系”双方在社会地位上的动态变化来看,以下情形似乎更符合现实:双方在初始状态时社会地位相近,这为双方结成并维持关系提供了基础。但随着时间的变化,社会流动致使被请托者社会地位发生改变,双方在社会地位上的差异也因此形成,但双方的“角色义务”得以保留(Hwang,2000)。波茨曾描述过类似的现象:企业家不断收到“穷亲戚”有关求职和贷款的求助(Portes,1998)。阮极(2022)也观察到中国城市中的一些中产阶层人士不遗余力地托关系帮老家亲戚子女择校上学。这些案例表明,双方的角色关系基础和求助时点的地位差距使得这种请托既可能又有用。

因此,个人的社会流动经历恰好为这种垂直性的、异质性的“关系”,为请托行为的产生提供了可能。虽然以上分析主要指涉向上流动,但有趣的是,向下流动虽然可能直接导致个体掌控的资源变少,但也会增加资源的异质性(与原先所处阶层的亲朋相比较而言)。向下流动的群体由于保持了和原有阶层的联系,其网络资源含量甚至高于未发生流动的群体(边燕杰、芦强,2017)。因此,向下流动亦有可能导致被请托的概率上升。

但从另一个维度看,社会流动造成的地位上的差距亦有可能降低原有关系维持和动员的成功率。关系强度包括“时间投入”和“关系深度”两个维度(董书昊等,2021)。角色义务虽然确保了此类关系中后一维度上的强关联性,但“时间投入”维度难以保障,甚至会下降。虽然求助者与施助者之间阶层或权威地位的层级差别越大,关系就越能够提供更多的潜在资源,但由于动员成功的比例低,这种地位上的差距并没有显著提升工具性支持的获得(李黎明、李晓光,2019)。因此,即使关系双方在早期地位相近且有角色义务加持,但逐渐扩大的阶层差异亦可能导致双方的交往减少、关系变弱(Mollenhorst et al.,2014;Tulin et al.,2021)。此外,请托行为与常规性帮助行为不同,具有强烈的特殊主义工具性特征,往往更依赖于基于熟、亲、信的强关系。因此社会流动亦可能降低被请托人的帮助意愿。在这种预期引导下,求助者也就更不可能向其请托办事。据此,本文提出如下一组竞争假设。

假设 2a:有过社会流动经历者更可能被他人请托帮忙办事。

假设 2b:有过社会流动经历者更不可能被他人请托帮忙办事。

3. 网络多样性假设

由于个人网络规模有限且受同质性牵制,因此动员网络资源以实现工具性目标的策略性行动在以自我为中心的关系网络中难以直接完成,常需“间接关系”来作为人情交换的桥梁(杨张博、边燕杰,2016;阮极,2022)。“强关系”很多时候不是以直接提供人情帮助的面目出场,而是充当请托双方的中间人。相关经典研究考察的虽是改革开放以前的状况(Bian,1997),但其结论在现今中国社会依然适用,尤其是在与职场相关的请托议题上,中间人对于地位相异的行动者之间互惠行为的激活发挥了关键作用(熊艾伦等,2019)。

“间接关系”的重要性毋庸置疑,但能在恰当的时间找到恰到好处的“间接关系”,其基础是个人网络的规模和多样性。因此,被请托除了受制于潜在施助者的地位特征和流动特征外,也受其关系网络规模尤其是网络多样性的影响。实际上,社会资本理论也强调,当个体参与人际互动(如餐饮社交)越频繁(边燕杰,2004b),网络嵌入程度越深,个体的网络规模越大,尤其是核心网络及其嵌入资源的多样性程度较高(Lin,2002)或是占据了较多“结构洞”时(Burt,1992),该个体就越具有网络资源动员的优势。因此,网络多样性不仅有助于延长“人情链”,而且会促进相同阶层内部的资源交换(阮极,2022)。

与过往的社会资本理论观不同的是,我们强调跳出自我(ego)的视角来看,占据网络桥梁、具有连通性优势的个体,实际上也是其他社会成员(alterns)设法

激活和动员的潜在目标。换言之,具有网络跨越优势的行动者不仅容易动员网络资源,也更可能成为被请托帮忙办事的对象。据此,本文提出假设3。

假设3:个体社交参与越频繁,网络规模越大,或网络多样性越强,则社会成员向其请托帮忙办事的可能性越高。

(二) 社会变迁对个体被请托的影响趋势

“关系”使用及其作用的变化趋势存在诸多争论,在宏观层面主要体现为文化论与制度论之间的分歧。基于文化论的观点认为,中国社会以“伦理本位、关系无界”为特征(梁漱溟,2011/1949)，“关系”是中国社会特有的文化特质(边燕杰、张磊,2013)。观念文化的变化在社会变迁的过程中是缓慢和滞后的(Ogburn,1922)。因此,尽管中国社会自改革开放以来发生了显著的转型与变迁,关系文化仍然是中国社会重要的文化背景,“关系”使用及其作用不会式微。强调制度主义的学者则认为,“关系”及其影响趋势并不能够用文化加以简单解释,而会随着制度环境的变化表现出相应的变迁趋势。魏昂德从单位体制特征入手对“关系”展开分析,将其使用逻辑概括为“有原则的特殊主义”(Walder,1986)。辜瑟瑞(Douglas Guthrie)认为“关系”由分配体系和机会结构等制度因素所塑造,制度的完善将导致“关系”使用下降(Guthrie,1998)。

从本文所关注的2010年到2018年近十年的时间跨度来看,上述文化与制度解释之间的差异更加明显。如果文化论成立,十年间文化的变化微小,那么我们将难以察觉“关系”使用(被请托)的减少趋势。但若制度主义的观点成立,这十年间,尤其自党的十八大以来,中国的社会转型与制度完善将显著减少“关系”的运作空间。因此,本文将从宏观社会结构变迁的角度来理解被请托现象,探究在社会转型背景下,被请托现象发生的频繁程度是否表现出系统性变化。对这一问题的探讨也有助于厘清上述文化论与制度论之间的分歧。

当中国社会经由改革开放进入到迅速且剧烈的城镇化、工业化和市场化进程后,“关系”使用会伴随着社会整体的价值观从特殊主义向普遍主义的转变而变迁。这种变化至少可从四个方面来理解。首先,城乡二元结构和城镇化进程是转型中国的重要特征,我们需要将“请托”议题置于城乡框架中予以考察。中国乡土社会是“差序格局”下的熟人社会(费孝通,1998),关系网络错综复杂。乡村的社会分工不如城市发达,一个人可能同时承担多种角色。加之乡村社会人口规模小,关系网络的连通性强,基于血缘、姻缘的关系网盘根错节,因此关系的重叠度和功能复用性很高(边燕杰、张磊,2013)。相反,城市人口的陌生匿名

性特征以及城市社会分工的精细化导致个人难以通过有限的私人关系网络完成资源配置。因此,相较于城市地区,请托式的“关系”在乡村社会中的影响更为广泛,被动用的可能性更高。

其次,社会变迁也引发了劳动力市场以及地位获得机制的变化。一方面,从再分配向市场经济转变的过程中,自致性因素日渐取代先赋性因素,成为人们取得成功的关键。另一方面,由于劳动力市场建设日臻完善,信息资源随着互联网发展而逐渐透明可及,个人不动用关系网络亦能获取大量信息。因此,“关系”的地位获得效应,或者说“关系”的含金量也伴随社会转型和劳动力市场制度的完善而逐渐降低(张顺、程诚,2012;张文宏、张莉,2012)。虽然在改革开放后一段时间内“关系”的作用有上升趋势,但随着市场竞争程度越来越高,某些特定“关系”的作用空间在减少(边燕杰、缪晓雷,2020)。

再次,制度完善压缩了“关系”使用的空间。尽管“体制洞”(边燕杰、张文宏,2001)是用以解释转型过程中关系作用上升的重要理论,但这些研究大多立足于20世纪的中国社会。自2001年中国加入世界贸易组织以来,市场制度不断完善。与此同时,中国社会的法治建设也在不断推进,尤其自党的十八大以来,中央加强了反腐倡廉建设和对各行各业的整顿规范,一些部门中利用私人关系网络以权谋私的腐败行为得到了有力整治。遵循制度主义的观点,“关系”的重要性将随着法律的完善而不断降低(Guthrie,1998)。

最后,在以上结构性要素的共同作用下,从个人的角度来看,公民素质的提升、道德观念的更新以及行为模式的转变也会造成“关系”使用的下降趋势。有关“饮食社交”的研究暗示着“关系”运作在当今中国民众道德判断中的负面形象(陈云松、边燕杰,2015)。现代化过程也促使公众的信念向公平规则发生转变。由此,“关系”使用日渐被中国民众视为不法和不公,绩能主义越来越具合法性,人们更加认可个人努力而非关系背景(李忠路,2018)。在市场化程度更高的地区,这一态度变化更为明显(Tian,2020)。观念的更新也带来了行为模式的转变,人们逐渐摆脱再分配经济下通过“走后门”来配置资源的方式,转向依靠“市场”,因此被请托现象将逐渐减少。

除时间维度的社会变迁外,同一时期地区发展的不平衡也是中国社会的重要特征。不同省市之间的发展水平存在差异,这也会导致“关系”使用在空间上存在差异。比如,在市场化程度越高的城市,受访者动员社会资本的频率越低(张文宏、张莉,2012)。因此,本文认为,无论在空间还是时间维度上,随着中国改革开放与现代化进程的不断推进,经济社会发展水平的逐步提升,制度建设的

不断完善,人们愈发尊重规章制度和绩能原则,“关系”使用以及被请托利用职务便利帮忙的可能性将呈现下降趋势。据此,本文提出最后一组假设。

假设 4a:随着时间推移,被请托帮忙办事的发生率持续下降。

假设 4b:相比城市地区,乡村地区的个体更可能被请托。

假设 4c:相比沿海省份,内陆省份的个体更可能被请托。

三、数据、变量与分析策略

(一)数据

本文使用的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心组织实施的第二期中国综合社会调查(CGSS)。这是一项全国性、综合性、连续性的概率抽样调查项目。除 2011 年外,2010 年以后的调查均涉及本文所关心的因变量。因此,本文将 CGSS2010、2012、2013、2015、2017 和 2018 共 6 个年份的数据合并起来加以考察,初始合并数据共包括 71323 个样本。本文将研究对象限定为目前正在从事非农工作的群体,即剔除了从未有过非农工作经历的群体(22566 个样本)和目前不再从事非农工作(如退休)的群体(21294 个样本)。因此,经限定后的目标群体理论规模为 27450 个样本。剔除掉模型所涉及变量存在缺失的样本后,最终共有 26255 个样本纳入实证分析模型。数据与变量的详细描述统计可参见表 1。

(二)变量

被解释变量的测量。本文采用问卷中“在您目前的工作岗位上,是否经常有人希望通过您的工作便利帮他/她办事”这一问题来测量被请托现象。该问题的选项包括“从没有”到“总是”五个等级,分别记分为 0~4。我们将其视为连续型变量纳入相应的模型,并在稳健性检验时将其视为多分类变量加以考察。数据显示,“从没有”被他人请托帮忙的占比约 45%，“经常”和“总是”占 6.5% 和 1.3%。总体而言,请托现象在全体在职人员中的发生率相对较低。

本文个体层次的解释变量包括社会地位、社会流动和关系网络三大类。

本研究从个人受教育年限、主观阶层地位、个人收入水平、社会经济地位指数和工作岗位特征五个维度来测量个体的社会经济地位。受教育年限根据受教育程度转换而来,取值范围为[0,19]。主观阶层地位则依据“综合看来,在目前

这个社会上,您本人处于社会的哪一层”这一问题来测量,10分代表最顶层,1分代表最底层。个人年收入取对数后纳入模型。^①此外,考虑到本文考察的内容与个人职业密切相关,因此纳入社会经济地位指数(ISEI)和是否为管理岗位两个指标,分别表示职业声望和职业权力。前者由数据发布方提供,后者通过问卷中有关管理活动的问题来测量。

表 1 变量描述统计 N = 26255

变量	均值/占比(标准差)	变量	均值/占比(标准差)
被解释变量		解释变量	
被请托的频繁程度		城乡来源地	
从没有 = 0	0.444	乡村 = 0	0.183
很少 = 1	0.284	城市 = 1	0.817
有时 = 2	0.194	所属区域	
经常 = 3	0.065	内陆省份 = 0	0.550
总是 = 4	0.013	沿海省份 = 1	0.450
均值	0.918(1.003)	调查年份	
		2010	0.169
解释变量		2012	0.173
受教育年限	11.22(3.860)	2013	0.171
主观阶层地位	4.420(1.627)	2015	0.142
个人收入(对数)	10.06(1.873)	2017	0.175
职业社会经济地位	41.60(14.97)	2018	0.170
岗位类型			
非管理岗位 = 0	0.730	控制变量	
管理岗位 = 1	0.270	性别	
社会流动		女性 = 0	0.420
向下长流动 = 1	0.046	男性 = 1	0.580
向下短流动 = 2	0.097	年龄(岁)	40.48(11.45)
地位稳定 = 3	0.214	婚姻状况	
向上短流动 = 4	0.390	未婚 = 0	0.150
向上长流动 = 5	0.253	已婚 = 1	0.850
社交频率	2.791(0.976)	单位类型	
网络多样性	4.454(2.831)	体制外 = 0	0.701
网络规模	14.18(19.98)	体制内 = 1	0.299
		社会信任	3.382

① 由于该变量信息敏感,缺失比重较高,为了减轻样本损失导致的统计误差,我们生成了收入是否缺失的虚拟变量纳入分析模型。实际上,不论是否进行该处理,实证结果基本一致。

社会流动依据的是受访者当前与十年前阶层地位的差值,两个问题均为受访者的主观评定,差值的取值范围为 $[-9, +9]$ 。本文进一步将其处理为一个五分类变量:“向下长流动”(差值为 $-9 \sim -2$)、“向下短流动”(差值为 $-1.5 \sim -0.5$)、“地位稳定”(差值为 0)、“向上短流动”(差值为 $0.5 \sim 1.5$)和“向上长流动”(差值为 $2 \sim 9$)。

根据研究假设的需要,我们从三个方面识别受访者的关系网络特征。鉴于(餐饮)社交是关系资本获取、强化和使用的途径(边燕杰,2004b),本文选取的第一个指标是受访者社会交往互动的频率,即使用“过去一年中,受访者在其空闲时间社交或串门的频率”进行测量,取值为 $1 \sim 5$,得分越高表示受访者的社交频率越高。我们还试图更直接地测量个体的网络多样性和网络规模等特征,前者采用“定位法”测量,取值范围 $0 \sim 10$,后者采用“日常网”测量,取值范围为 $0 \sim 200$ 。^① 我们也将利用这两个网络指标检验相关假设。

在宏观层次上,本文使用了城乡来源地、所属区域和调查年份三个解释变量。城乡来源地为二分变量(“城市地区” $=1$,“乡村地区” $=0$)。所属区域亦为一个二分变量,依据人均GDP划分,其中较发达地区为:上海、北京、天津、广东、江苏、浙江和福建。为了与过往研究命名保持统一,文章中采用“沿海省份”和“内陆省份”称谓。

其他控制变量包括:性别、年龄、婚姻状况和单位类型。我们还控制了受访者对社会上绝大多数人的信任度(取值 $0 \sim 4$,值越大表示信任度越高),以此作为个体亲社会性的代理变量,因为有大量研究指出亲社会性等人格特质影响着个体的助人行为(Penner et al.,2005)。

(三)分析策略

由于本文同时纳入个体层和宏观层解释变量,因此应选用多层次模型(hierarchical linear models)进行统计分析。但经检验,无论是固定效应还是随机效应,结果均显示省市差异占总差异的比例不足 1% ,即个体被请托现象的省市间差异较少,因此可采用多元线性回归。不过,为了确保研究结论的稳健性,我们亦将被解释变量编码为多分类变量(分为“从不”“偶然”和“经常”三类),采用多分类逻辑斯蒂回归模型进行统计分析。

^① 由于后两个题器只在2012年和2017年针对部分CGSS受访者进行了调查,因此“网络多样性”和“网络规模”两个指标的样本规模分别为3897和3872。

四、实证结果

(一) 假设检验

表 2 的模型 1 显示,表示个人社会地位的五个指标(受教育年限、主观阶层地位、个人年收入、职业社会经济地位指数、岗位类型)对该行动者被其他社会成员所请托的影响全部显著为正,且均通过 $P < 0.001$ 的显著性检验。假设 1 得到有力支持,社会阶层位置在谁更可能被请托这一问题上的重要性得到确认。在更进一步的分析中,我们发现是否处于管理岗位的影响是最强烈的(在后续模型中将表现得更为明显),因此尽管被请托受制于地位高低,但主要体现在权力地位上,经济地位和声望地位的影响相对较弱。这一结果也说明职场环境中嵌入网络的三种资源(经济、权力、声望)的相对重要性,以管理岗位为代表的权力资源成为请托行为的关注焦点意味着请托行为确和“职业权力泛化”、权力寻租关系密切。

个体社会流动经历也表现出一定的影响。相对于保持社会地位稳定的群体,发生向下流动和向上流动的群体被请托的概率更高,且主要表现在长距离流动上,该结果支持假设 2a。该发现可能表明,个人的流动距离而非发生流动是社会流动影响被请托的基础,当个体的社会地位仅在一个较小范围内波动时,其影响并不突出。正如前文所言,社会流动会同时带来两种相反的作用,其最终呈现的影响则是这两种作用机制角力的后果。因此我们倾向于认为,社会流动所提供的异质性资源“战胜”了其对关系变弱和消失的影响,从而表现为经历社会流动的受访者更可能被请托帮忙。

个人的社会关系网络对其是否被请托同样具有重要影响:被访者社交参与的频率越高,则越可能成为被请托的对象。我们认为社会互动频率的提升会带来关系网络嵌入性加深(如网络规模扩大、关系强度增强),继而使得个体成为被直接动员的潜在目标,并且社会互动也增加了一种可能性,即个体成为人情交换网络的桥梁,以“中间人”身份被请托以实现求助者工具性目标。假设 3 得到支持。为了更直接地检验网络多样性和网络规模的影响,我们进一步分析了 CGSS 调查中涉及社会网络模块的数据(2012 年和 2017 年部分样本),表 2 的模型 2 所呈现的实证结果再度支持假设 3,即被访者的网络多样性越强($P < 0.001$)、网络规模越大($P < 0.001$),则其越可能被其他社会成员所请托。

表 2 影响个体被请托的多元线性回归

	模型 1		模型 2	
	系数	标准误	系数	标准误
性别(参照组为女性)	0.082 ^{***}	(0.012)	0.105 ^{**}	(0.033)
年龄	-0.002 ^{**}	(0.001)	-0.003 [*]	(0.002)
婚姻状况(参照组为未婚)	0.019	(0.019)	0.016	(0.053)
体制部门(参照组为体制外)	0.011	(0.014)	-0.029	(0.038)
普遍信任	-0.013 [*]	(0.006)	-0.009	(0.015)
受教育年限	0.012 ^{***}	(0.002)	0.008	(0.006)
主观阶层地位	0.036 ^{***}	(0.004)	0.021 [!]	(0.011)
个人年收入(对数)	0.024 ^{***}	(0.003)	0.026 ^{**}	(0.010)
职业社会经济地位指数	0.007 ^{***}	(0.000)	0.005 ^{***}	(0.001)
岗位类型(参照组为非管理岗位)	0.384 ^{***}	(0.014)	0.347 ^{***}	(0.038)
社会流动(参照组为保持稳定)				
向下流动	0.102 ^{***}	(0.030)	0.134 [!]	(0.080)
向下短流动	0.018	(0.023)	-0.001	(0.059)
向上短流动	0.002	(0.016)	0.046	(0.044)
向上流动	0.055 ^{**}	(0.019)	0.132 ^{**}	(0.050)
社交频率	0.099 ^{***}	(0.006)	0.087 ^{***}	(0.016)
网络多样性			0.046 ^{***}	(0.006)
网络规模			0.003 ^{***}	(0.001)
城乡来源地(参照组为乡村)	-0.056 ^{***}	(0.016)	-0.061	(0.043)
所属区域(参照组为内陆省份)	-0.049 ^{***}	(0.012)	-0.034	(0.033)
调查年份(参照组为 2010)				
2012	-0.033 [!]	(0.020)		
2013	0.027	(0.020)		
2015	-0.085 ^{***}	(0.021)		
2017	-0.148 ^{***}	(0.020)	-0.199 ^{***}	(0.034)
2018	-0.173 ^{***}	(0.021)		
截距	-0.143 [*]	(0.058)	-0.178	(0.160)
样本量	26255		3774	
调整 R^2	0.110		0.128	

注:①[!] $P < 0.1$, * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。②模型 2 调查年份的参照组为 2012 年。

三个宏观解释变量的影响也均通过了统计检验(表2模型1)。城市受访者成为潜在施助者的可能性显著低于乡村受访者($P < 0.001$),假设4b得以验证。沿海省份的受访者成为被请托者的可能性也显著低于内陆省份($P < 0.001$),假设4c得以验证。从时间变迁来看,尽管2012年和2013年的系数并不显著,但2015年、2017年和2018年的系数均显著为负($P < 0.001$),说明从较长时间来看,尤其是2015年以后,个体被请托的概率显著下降,假设4a得以验证。即使在模型2中加入了个体网络多样性和网络规模后,城乡来源地和所属地区的影响不再显著(这一结果并未违背前文的分析,城乡及不同地区之间的差异的确可以通过个体网络特征表现出来),但时间维度上的变迁仍然非常明显($P < 0.001$)。以上发现表明,在社会变迁与发展的历史进程中,被请托现象总体呈减少趋势。

在控制变量中,性别和年龄的影响均显著,说明男性、年龄更小的受访者更容易被请托利用工作便利帮忙办事。一般而言,年龄大不仅意味着社会位置高,而且往往与特殊主义的价值观念联系更紧密。因此年龄越大,个体被请托帮忙的概率理应越高。与之相反的回归结果则间接佐证了“文化”“惯习”解释力的相对薄弱。约束人们行动的主要因素是制度性的、结构性的。此外,婚姻状况和体制部门的影响并不显著。尽管体制部门在以往的研究中是划分关系作用边界的标准之一,但实证结果表明体制内外在职者被请托的可能性并无显著差异。普遍信任也并未提高个体被请托的可能性,甚至有抑制效果。该结果预示请托现象更可能与特殊主义而非普遍主义原则相关联。

(二) 稳健性检验与扩展分析

为了进一步检验以上分析的稳健性,本文将因变量编码为三分类变量,得到表3的多分类逻辑斯蒂回归结果。

数据结果显示:(1)性别、社交频率、受教育年限、个人年收入、职业社会经济地位指数、主观阶层地位、岗位类型和所属地区等变量的影响与多元回归分析的结果并无实质差异,这些变量的影响均通过了稳健性检验。(2)社会流动和城乡来源地的影响主要表现在“经常”和“从不”被请托的差异上,且作用方向与多元线性回归的结果相同,即相较于“从不”被请托的,向下长流动、向下短流动和向上长流动的受访者比保持稳定的受访者“经常”被请托的概率明显更高;城市受访者比乡村受访者“经常”被请托的概率明显更低。(3)调查年份的影响仍

然显著:被请托概率呈持续下降的趋势。以上基于多分类逻辑斯蒂回归的实证结果说明前文基于多元线性回归的结果是稳健的。

表 3 多分类 Logit 回归(参照组为从未被请托) N = 26255

	偶然被请托帮忙		经常被请托帮忙	
	系数	标准误	系数	标准误
性别(参照组为女性)	0.204 ***	(0.028)	0.254 ***	(0.053)
年龄	-0.009 ***	(0.001)	0.000	(0.003)
婚姻状况(参照组为未婚)	0.140 **	(0.043)	-0.004	(0.080)
体制部门(参照组为体制外)	0.045	(0.032)	-0.024	(0.059)
普遍信任	-0.010	(0.013)	-0.046 ¹	(0.024)
受教育年限	0.028 ***	(0.005)	0.036 ***	(0.009)
主观阶层地位	0.087 ***	(0.010)	0.098 ***	(0.018)
个人年收入(对数)	0.056 ***	(0.008)	0.066 ***	(0.018)
职业社会经济地位指数	0.012 ***	(0.001)	0.020 ***	(0.002)
岗位类型(参照组为非管理岗位)	0.503 ***	(0.034)	1.098 ***	(0.056)
社会流动(参照组为保持稳定)				
向下流动	-0.069	(0.069)	0.480 ***	(0.120)
向下短流动	-0.134 **	(0.052)	0.271 **	(0.094)
向上短流动	0.032	(0.036)	-0.065	(0.073)
向上流动	-0.006	(0.043)	0.225 **	(0.079)
社交频率	0.153 ***	(0.014)	0.350 ***	(0.026)
城乡来源地(参照组为乡村)	-0.032	(0.037)	-0.266 ***	(0.070)
所属地区(参照组为内陆省份)	-0.183 ***	(0.028)	-0.135 *	(0.052)
调查年份(参照组为2010年)				
2012年	-0.036	(0.046)	-0.170 *	(0.079)
2013年	0.201 ***	(0.047)	0.048	(0.080)
2015年	0.098 *	(0.048)	-0.434 ***	(0.092)
2017年	-0.156 ***	(0.046)	-0.523 ***	(0.085)
2018年	-0.149 **	(0.047)	-0.700 ***	(0.091)
截距	-2.069 ***	(0.134)	-5.013 ***	(0.263)
-2LL	45147.2			

注:¹ $P < 0.1$, * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。

我们试图从不同的职场环境来再检验研究假设(详见表4)。考虑到是否担任管理工作是被请托的最重要决定因素,我们首先区分了管理岗位和非管理岗位,分别考察这两类岗位内部被请托的发生机制及其差异(模型1和模型2)。

不难看出,无论是否处于管理岗位,个体的社会经济地位、^①社会流动经历和社交频率均是被其他社会成员请托的重要促成因素;相似地,在两种岗位内部,来自乡村地区的被访者也更可能被请托。不过,尽管被请托在沿海地区的发生概率较低,但在从事管理岗位的群体中,地区差异并未通过统计检验。最重要的是,随着时间的推移,尤其是2015年以后,两类岗位被请托的发生概率均显著下降。但管理岗位的下降幅度高于非管理岗位(通过了组间系数差异性检验)。

表4 影响个体被请托因素的结构差异

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
	非管理岗	管理岗	机关	国企	私企
性别(参照组为女性)	0.091***	0.054*	0.046	0.072 [!]	0.108***
年龄	-0.003***	0.002	-0.002	-0.001	-0.002 [!]
婚姻状况(参照组为未婚)	0.054*	-0.074 [!]	0.003	0.035	-0.007
体制部门(参照组为体制外)	0.007	0.032	—	—	—
普遍信任	-0.001	-0.043***	-0.001	-0.019	-0.032**
受教育年限	0.013***	0.006	0.009	0.019*	0.015***
主观阶层地位	0.038***	0.026**	-0.009	0.030*	0.042***
个人年收入(对数)	0.019***	0.053***	0.046*	0.023	0.013*
职业社会经济地位指数	0.008***	0.004***	—	0.007***	0.007***
岗位类型(参照组为非管理岗位)	—	—	0.487***	0.420***	0.475***
社会流动(参照组为保持稳定)					
向下流动	0.078*	0.195**	0.327 [!]	0.141	0.179**
向下短流动	0.009	0.045	-0.120	0.062	-0.002
向上短流动	-0.003	0.023	-0.014	0.018	0.027
向上流动	0.042*	0.098*	0.107	0.109 [!]	0.051
社交频率	0.088***	0.124***	0.116***	0.111***	0.069***
城乡来源地(参照组为乡村)	-0.048**	-0.110*	-0.175	0.008	-0.021
所属区域(参照组为内陆省份)	-0.053***	-0.039	-0.043	-0.136***	-0.072**
调查年份(参照组为2010年)					
2012年	-0.028	-0.048	-0.049	-0.090	0.030
2013年	0.030	0.032	-0.056	0.003	0.060
2015年	-0.059*	-0.146**	-0.224 [!]	-0.157*	-0.003
2017年	-0.124***	-0.204***	-0.292**	-0.198**	-0.105**
2018年	-0.136***	-0.269***	-0.359**	-0.183**	-0.098*
截距	-0.212***	0.340*	0.387	-0.327	-0.009
样本量	19166	7089	1057	2558	7190
调整R ²	0.061	0.042	0.091	0.115	0.127

注:[!] $P < 0.1$, * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。

① 在模型2中,受教育程度的净影响未通过显著性检验,但如果我们将职业社会经济地位指数、个人收入排除,则受教育程度的总体性影响就凸显出来了。

单位类型是考察关系作用空间的另一个重要维度。在党政机关中(模型3),被请托主要取决于是否处在管理岗位以及个体的社交频率,流动经历的影响微弱,而城乡来源地、所属区域的影响并未通过统计检验。国企员工是否有被请托经历(模型4)也与其社会经济地位,尤其与是否担任管理岗位高度相关,同时也受制于其个人的社会交往频率。发达地区(沿海省份)的国企员工则较少收到利用工作便利帮忙办事的请托($P < 0.001$)。实际上,私营企业员工也常有基于工作的被请托经历,且其决定模式与体制内部门基本一致(模型5)。另外,随着时间的推移,上述三个部门的被请托现象均有显著下降,且党政机关最为明显。在此前的研究中,学者注意到,不同体制部门中社会关系对于求助者职业获得(黄先碧,2008;林聚任、向维,2017)存在影响性差异。我们则发现,不同体制部门的在职者被请托概率并无显著差异,并且发生机制相同。这可能预示着,即使私营部门中的关系作用已随着普遍主义与绩能原则的发展而式微,但其中占据资源和网络优势的个人仍然被不断请托。这两点发现也体现了从求助者视角转向被请托者视角所能观察到的“关系”运作的不同侧面。

综合来看,在职者是否被请托的发生机制在不同结构中既有共性亦有个性。最重要的发现是:随着时间的推移,尽管各部门、各岗位的被请托发生概率都在下降,但越是接近权力中心(如处于管理岗位、政府机关)的部门和岗位,被请托发生概率降幅越大。

五、结论与讨论

与大多数聚焦于社会资本使用者的研究不同,本文专注于从被请托方视角来理解中国式“关系”(社会资本)的动员与变迁。我们使用了CGSS2010—2018共计6个年份的全国代表性数据,分析了谁更可能被请托利用职务之便帮忙办事这一议题,主要的发现包括如下方面。

第一,个人的社会地位,尤其是掌控社会资源的多寡是影响人们成为潜在施助者的重要因素。社会经济地位越高、职务权力越大的被访者越可能被请托,这一特征得到实证数据的有力检验,并在各子样本中得到确认。更重要的是,尽管被请托受制于地位,但主要体现在权力地位上,经济地位和声望地位的影响相对较弱。这一经验结论支持了尉建文和赵延东(2011)的判断,即在中国人的地位获得过程中,社会资本中权力资源比声望资源更重要。第二,发生社会流动的个

体往往能维持原有关系,并且可以提供异质性资源,因而更可能成为潜在施助者。但社会流动也可能因关系强度消减而导致网络资源被动员的可能性下降,因而社会流动的总影响是不稳定的。第三,个体社交参与越频繁,网络规模越大,网络多样性越强,则社会成员向其请托帮忙办事的可能性也越高。社交网络的影响在不同部门中均获得实证支持。第四,从社会变迁视角看,谁更可能被请托这一问题还表现出宏观差异,乡村被访者比城市地区被访者更可能被请托;内陆地区的个人比沿海地区的更可能被请托;同时,人们被请托帮忙这一现象的发生率随着时间推移而逐渐下降。这三个时空指标共同表明:在经济发展、社会进步、制度完善以及观念更新的共同作用下,被请托现象正在逐步减少。而且越是接近权力中心(如处于管理岗位、政府机关)的在职者,被请托概率降幅越大。

有学者认为,利用非正式“关系”来配置资源并非中国社会的特有现象,仍然可以用组织社会学或新经济社会学理论加以解释。因此,将“关系”视为一种“文化特质”是值得怀疑的(纪莺莺,2012),本研究部分支撑了这一质疑。文化作为一个典型的“慢变量”,在短期内是非常稳定的。但“被请托”的发生率在2015年以后大幅下降,这是文化决定论难以解释的。我们认为,制度论或许有更高的解释力。一方面,市场、政府与社会运行的规章制度不断完善,灰色地带越来越小,社会透明度不断提升,基于私人关系的非正式的资源配置手段式微;另一方面,政府的廉政建设,尤其是党的十八大以来的反腐行动也大幅压制了交易“关系”的作用空间。

需要强调的是,请托行为的下降趋势与边燕杰等学者强调的“关系”重要性的持续与上升(边燕杰、缪晓雷,2020)并无实质矛盾。边燕杰从较为宽阔的视野界定“关系”,关系重要性的继续和上升主要表现在联系纽带、情感纽带和情义纽带三个层次,社会成员之间的情感基础在其中起着重要的驱动作用。正如前文强调的,本文聚焦的“关系”现象主要在职场环境中依托个人的职位而发生,并由“帮忙办事”的强烈工具性目的所驱动,应属边燕杰的关系五层次观中的互惠纽带和交易纽带。尽管边燕杰并未对互惠纽带的重要性给出明确判断,但他强调交易纽带的影响将随着制度化的提升和体制不确定性的减少而弱化甚至消除。本文从经验上支持了这一论断。

本文的主要贡献首先在于强调关系使用的互动性,将研究视角从学界关注甚多的求助者转向被请托者,对影响社会成员成为潜在施助者的因素展开系统分析。求助者视角偏重于社会资本的动员与功效,容易陷入方法论的个体主义,只见到“关系”之于使用者的收益,而忽略了它对其他社会参与者的影响,尤其

是负面影响。将视角转向“关系”的另一方,在一定程度上弥补了这个缺憾。其次,本文讨论了“谁更可能被请托”这一议题。在此前关于“关系”功效的研究中,这往往作为预设前提而缺乏考察。最后,在被请托的发生机制方面,我们依据社会资源理论提出了社会地位假设,并在网络资源的基础上结合关系强度论的相关论述,提出社会流动的竞争性假设,同时结合“间接关系”“结构洞”理论提出网络多样性假设,并逐一进行了量化检验。

本研究对于社会资本及其功效的研究也具有重要启示。社会资本的被动员确实并非随机分布,正如一些理论所预示的,是否成为被请托者会受到当事人社会经济地位的影响。未来的社会资本研究需谨慎设计以规避内生性的困扰。本文发现即使控制了某一维度的地位(如受教育程度),但其他维度的地位(如职业、主观阶层地位等)依然维持影响。此外,个体的社会流动也是重要的影响机制。因此,在处理内生性问题时,如果只平衡某一维度的“地位”是不充分的,我们需要纳入更多的地位评判标准、社会流动信息以及个体内隐特质等变量和分析资料。

谁更可能被请托这一问题仅仅是从潜在施助者视角出发进行研究的第一步,仍有诸多研究进展空间。首先,施助者相关的议题存在大量研究空白,主要有以下几方面。第一,请托行为的成功发生还取决于被请托者的帮助意愿和决策。因此,林南认为对施助者施助动机,尤其是利他动机的关注是未来社会资本研究值得推进的议题之一(林南,2020)。第二,由于请托行为带有互惠甚至交易纽带的性质,因此就这一行为本身而言,也存在回报方式和程度的差异,值得后续研究的深入。例如,我们在“中国裁判文书网”上以“请托”为主题词检索了相关法律判决文书,并绘制了近年来相关案情的发生率(详见图1)。从图1可以看出,在所有刑事案件中,“请托”行为的平均发生率是2.3%,但在2017年达到顶峰后,开始逐年下降,2021年以后降至1.8%以下。而在民事案件中,“请托”行为的平均发生率为0.7%,远低于刑事案件,但呈现明确的增长趋势。^①一方面,两者合并后的总体下降趋势支持了本文的社会变迁假设;另一方面,刑事和民事案件相反的走向也表明,请托行为的减少主要与那些带来极高回报、涉及公共利益或造成严重社会危害的行为相关。这一结果显示了请托行为内部的复杂性。第三,关系使用对求助者带来的功效已经得到充分讨论,但关系使用对施助者带来怎样的正面或负面影响则极少受到关注,该影响是否又与“关系”的不同层次相关联呢?

^① 发生率即当年每1万件刑事案件/民事案件中“请托”类案件的占比。我们还以“利用职务便利”为主题词进去检索和统计,两类案件的趋势与此一致。

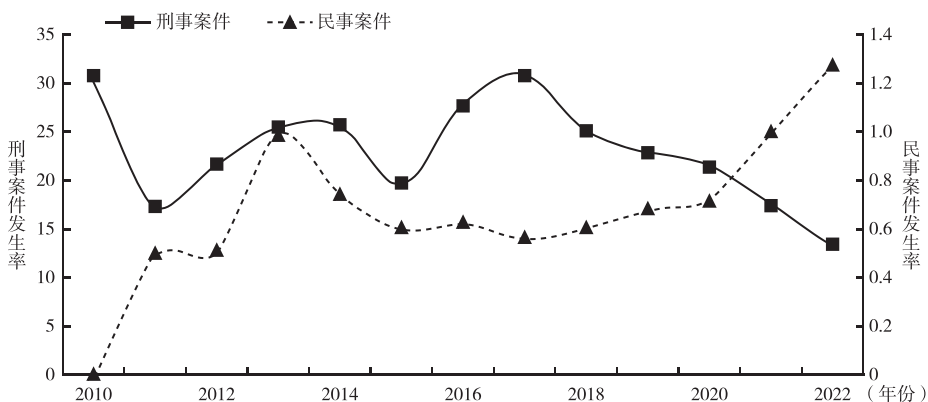


图1 “请托”案件发生率的时间趋势

其次,在实证检验方面,尽管社会流动的影响得到实证支持,但我们提出的两个竞争性机制并未获得直接检验。此外,我们从制度、文化以及个体多个层面阐述了互惠/交易纽带关系的下降趋势,并得到数据支持,但显然这是众多因素合力的结果。尽管一些证据(如时间趋势与地区差异的对比)表明,请托行为的下降更可能受制度而非文化的影响,但未来应该提供更加直接的证据。前文已经指出,请托利用职务便利帮忙办事是“关系”实践中较为特殊的一种类型,那些更具情义性质的助人行为的社会发生机制同样值得探究。

最后,在理论视角上,尽管本研究从被请托者视角看待网络资源的动员,但主要还是在林南社会资本理论框架内审视这一现象,是否存在其他更有洞察力的解释视角,也值得深入思考。

参考文献:

- 边燕杰,2004a,《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。
- ,2004b,《中国城市中的关系资本与饮食社交:理论模型与经验分析》,《开放时代》第2期。
- 边燕杰、郭小弦、李晓光,2020,《市场化与社会资本的变迁:1999—2014》,《开放时代》第4期。
- 边燕杰、芦强,2017,《跨阶层代际流动是否增加人们的社会资本——基于中国综合社会调查的分析》,《求索》第12期。
- 边燕杰、缪晓雷,2020,《如何解释“关系”作用的上升趋势?》,《社会学评论》第1期。
- 边燕杰、王文彬、张磊、程诚,2012,《跨体制社会资本及其收入回报》,《中国社会科学》第2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。
- 蔡禾、贾文娟,2009,《路桥建设业中包工头工资发放的“逆差序格局”——“关系”降低了谁的市场风险》,《社会》第5期。

- 陈云松、比蒂·沃克尔、亨克·弗莱普,2013,《“找关系”有用吗——非自由市场经济下的多模型复制与拓展研究》,《社会学研究》第3期。
- ,2014,《“关系人”没用吗?——社会资本求职效应的论战与新证》,《社会学研究》第3期。
- 陈云松、边燕杰,2015,《饮食社交对政治信任的侵蚀及差异分析:关系资本的“副作用”》,《社会》第1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。
- 程诚、任奕飞,2022,《求助悖论:疾病众筹的社会经济地位差异》,《社会》第1期。
- 董书昊、陈心想、张磊,2021,《“时间投入”和“关系深度”——“关系强度”概念的二维视角及其意义》,《社会学评论》第4期。
- 费孝通,1998,《乡土中国 生育制度》,北京:北京大学出版社。
- 冯仕政,2003,《转轨体制下的权力、关系与资源——关于“秘书腐败”的社会学分析》,《江苏社会科学》第6期。
- 符平,2004,《微观社会资本研究的反思》,《南京社会科学》第11期。
- ,2011,《次生庇护的交易模式、商业观与市场发展——惠镇石灰市场个案研究》,《社会学研究》第5期。
- 黄先碧,2008,《关系网效力的边界——来自新兴劳动力市场的实证分析》,《社会》第6期。
- 纪莺莺,2012,《文化、制度与结构:中国社会关系研究》,《社会学研究》第2期。
- 雷毅,1988,《权力泛化论》,《社会》第5期。
- 李黎明、李晓光,2019,《社会资本动员如何影响社会支持获取?——理论拓展与因果检验》,《山东社会科学》第5期。
- 李培林,1994,《再论“另一只看不见的手”》,《社会学研究》第1期。
- 李晓光、郭小弦,2022,《个体社会资本在下降吗?——城市居民社会资本的变迁趋势分析》,《社会学研究》第5期。
- 李忠路,2018,《拼爹重要,还是拼搏重要?——当下中国公众对绩效分配原则的感知》,《社会》第1期。
- 梁漱溟,2011/1949,《中国文化要义》,上海:上海人民出版社。
- 梁玉成,2010,《社会资本和社会网无用吗?》,《社会学研究》第5期。
- 林聚任、向维,2017,《职业地位获得机制的体制内外差异分析——基于2014年八城市社会网络与职业经历调查数据》,《吉林大学社会科学学报》第3期。
- 林南,2020,《从个人走向社会:一个社会资本的视角》,《社会科学战线》第2期。
- 刘欣,2005,《当前中国社会阶层分化的多元动力基础——一种权力衍生论的解释》,《中国社会科学》第4期。
- 彭庆恩,1996,《关系资本和地位获得——以北京市建筑行业农民包工头的个案为例》,《社会学研究》第4期。
- 阮极,2018,《人情对贿赂及其“道德化”的影响——基于找关系入学的民族志研究》,《社会学研究》第2期。
- ,2022,《间接关系的人情链及其内在机制——城市中产阶级和农民工子女入学的个案研究》,《开放时代》第5期。
- 尉建文、赵延东,2011,《权力还是声望?——社会资本测量的争论与验证》,《社会学研究》第3期。

- 吴愈晓,2011,《社会关系、初职获得方式与职业流动》,《社会学研究》第5期。
- 熊艾伦、孙衍华、王子娟,2019,《就业市场中间人行为分析:基于社会资本视角》,《社会》第5期。
- 杨张博、边燕杰,2016,《找回间接关系:间接关系对关系资源和入职收入的影响研究》,《社会科学战线》第12期。
- 姚泽麟,2011,《社会转型中的关系学——评杨美惠的〈礼物、关系学与国家〉》,《社会学研究》第3期。
- 张顺、程诚,2012,《市场化改革与社会网络资本的收入效应》,《社会学研究》第1期。
- 张宛丽,1996,《非制度因素与地位获得——兼论现阶段中国社会分层结构》,《社会学研究》第1期。
- 张文宏、张莉,2012,《劳动力市场中的社会资本与市场化》,《社会学研究》第5期。
- 赵延东,2006,《再就业中社会资本的使用——以武汉市下岗职工为例》,《学习与探索》第2期。
- 郑杭生、奘平清,2003,《社会资本概念的意义及研究中存在的问题》,《学术界》第6期。
- 周玉,2006,《社会网络资本与干部职业地位获得》,《社会》第1期。
- Bian, Y. J. 1994, "Guanxi and the Allocation of Urban Jobs in China." *The China Quarterly* 140.
- 1997, "Bringing Strong Ties Back in: Indirect Ties Network Bridge and Job Searches in China." *American Sociological Review* 62(3).
- 2017, "The Comparative Significance of Guanxi." *Management and Organization Review* 13(2).
- 2018, "The Prevalence and the Increasing Significance of Guanxi." *The China Quarterly* 235.
- Burt, R. S. 1992, *Structural Holes*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- 2002, "Bridge Decay." *Social Networks* 24(4).
- Chen, Y. S. & B. Volker 2016, "Social Capital and Homophily Both Matter for Labor Market Outcomes—Evidence from Replication and Extension." *Social Networks* 45.
- Granovetter, M. 1973, "The Strength of Weak Ties." *American Journal of Sociology* 78(6).
- Guthrie, D. 1998, "The Declining Significance of Guanxi in China's Economic Transition." *The China Quarterly* 154.
- Hwang, K. K. 2000, "Chinese Relationalism: Theoretical Construction and Methodological Considerations." *Journal for the Theory of Social Behaviour* 30(2).
- Lin, N. 1982, "Social Resources and Instrumental Action." In P. V. Marsden & N. Lin (eds.), *Social Structure and Network Analysis*. Beverly Hills, CA: Sage.
- 2002, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*. Cambridge: Cambridge University Press.
- McDonald, S. 2015, "Network Effects across the Earnings Distribution: Payoffs to Visible and Invisible Job Finding Assistance." *Social Science Research* 49.
- McPherson, J. M., L. Smith-Lovin & J. Cook 2001, "Birds of a Feather: Homophily in Social Networks." *Annual Review of Sociology* 27.
- Mollenhorst, G., B. Volker & H. Flap 2014, "Changes in Personal Relationships: How Social Contexts Affect the Emergence and Discontinuation of Relationships." *Social Networks* 37.
- O'Connor, L. T. 2013, "Ask and You Shall Receive: Social Network Contacts' Provision of Help During the Job Search." *Social Networks* 35(4).
- Obukhova, E. & L. T. Zhang 2017, "Social Capital and Job Search in Urban China: The Strength-of-Strong-Ties Hypothesis Revisited." *Chinese Sociological Review* 49(4).

- Ogburn, W. 1922, *Social Change with Respect to Culture and Original Nature*. New York: Viking Press.
- Peng, Y. S. 2004, "Kinship Networks and Entrepreneurs in China's Transitional Economy." *American Journal of Sociology* 109(5).
- Penner L. A. , J. F. Dovidio, J. A. Piliavin & D. A. Schroeder 2005, "Prosocial Behavior: Multilevel Perspectives." *Annual Review of Psychology* 56.
- Portes, A. 1998, "Social Capital; Its Origins and Applications in Modern Sociology." *Annual Review of Sociology* 24.
- Rivera, M. T. , S. B. Soderstrom & B. Uzzi 2010, "Dynamics of Dyads in Social Networks: Assortative, Relational, and Proximity Mechanisms." *Annual Review of Sociology* 36.
- Smith, S. S. 2005, "'Don't Put My Name on It': Social Capital Activation and Job-Finding Assistance among the Black Urban Poor." *American Journal of Sociology* 111(1).
- Tian, F. F. & N. Lin 2016, "Weak Ties, Strong Ties, and Job Mobility in Urban China: 1978 - 2008." *Social Networks* 44.
- Tian, F. F. 2020, "Is Guanxi Unfair? Market Reform and the Public Attitude Toward Guanxi in Urban China." *The Journal of Chinese Sociology* 7.
- Tulin, M. , G. Mollenhorst & B. Volker 2021, "Whom Do We Lose? The Case of Dissimilarity in Personal Networks." *Social Networks* 65.
- Walder, A. G. 1986, *Communist Neo-Traditionalism: Work and Authority in Chinese Industry*. Berkeley: University of California Press.
- Wank, D. L. 1995, "Bureaucratic Patronage and Private Business: Changing Networks of Power in Urban China." In Andrew G. Walder(ed.), *The Waning of the Communist State: Economic Origins of Political Decline in China and Hungary*. Berkeley, CA: University of California Press.

作者单位:东南大学人文学院(程诚)
复旦大学社会学系(袁野)
责任编辑:徐宗阳