

关系成分与地位获得

——关系强度命题的理论拓展与经验检验

吕涛

(清华大学人文社会科学学院, 北京 100084)

内容摘要: 究竟是强关系抑或是弱关系更重要? 对关系强度命题一直存在着不同的观点和证据。从社会交换的微观视角, 指出传统观点仅仅偏重关系强度与嵌入性资源之间的关联, 而忽视了其所反映的关系人帮助意愿与嵌入性资源水平对所动员社会资本的共同限制。基于总体社会结构之于社会位置的必要效率水平约束的宏观视角, 强调人力资本之于社会资本因果机制的影响。提出了“关系成分假设”: 1) 基于传统的社会资源因果作用机制, 关系成分多样性与地位获得之间存在正向关联; 2) 基于以行动者人力资本水平为条件的节制性因果机制, 关系成分多样性与地位获得正向关联, 同时受到人力资本水平的节制。CGSS 2003数据和TSCS 972数据的观察结果支持“关系成分假设”。

关键词: 关系成分多样性; 强关系; 弱关系; 地位获得

中图分类号: C912.61 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-2804(2012)04-0072-10

一、关系强度命题的理论争论与经验检验

究竟是强关系抑或是弱关系更有利于地位获得? 尽管学者们对于社会资本之于地位获得的因果作用机制并无异议^[1-2], 但在这一领域的经验研究中, 针对“关系强度命题”^[1]一直存在着不同乃至于

相悖的理论判断和经验证据。

林南等^[3]强调指出了劳动力市场中可能存在着由个人关系所造成的信息分布的隔离。这样, 由个人关系人所掌控的劳动力市场信息或者某种影响力^[3]——即个体的社会资源——就成为影响个体地位获得的潜在因素(图1)。

基于这一基本的社会资源因果作用机制, 林南^[1]

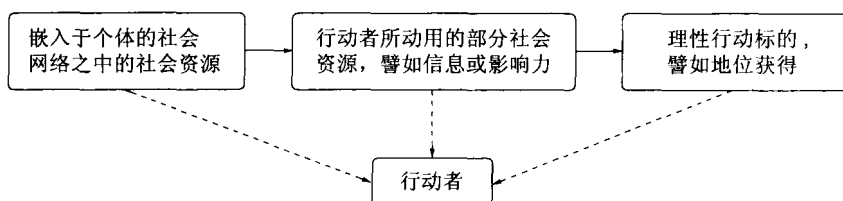


图1 社会资源的因果作用机制

明确了社会资源因果理论的三个基本命题(因果关联命题): 社会资源(强度)命题——“工具性行动的成功与关系人所提供的社会资源正相关”; 关系强度命题——“是弱关系而不是强关系总是导致更好的社会资源”; 位置强度命题——“初始位置的水平与通过关系所获得的社会资源正相关”。这三个基本的关联命题, 特别是前两者, 与社会资源的因果作用机制陈述一起, 构成了后续大量的关于“社会资本与地位获得”因果关系的经验研究的基本理论框架^[4]。

然而, 与资源命题研究结果的相对“一致性”不同^[4], 关于“关系强度命题”的经验检验结果则表现出相当大的分化与不一致性。

与格兰诺维特(Granovetter)^[5]基于同质性原理(homophily principle)而对关系强度与相应的资源, 譬如信息和影响力的异质性负关联——异质性原理(heterophily principle)的推断不同, 林南等进一步强调了工作信息与影响力非随机分布的理论意义, “如果工作信息与影响力的分布并非随机, 而是

收稿日期: 2012-02-15

作者简介: 吕涛(1974—), 男, 辽宁铁岭人, 博士, 清华大学社会学系博士后研究人员, 从事城市社会学研究。

社会资源的层级结构的一部分的话,那么,当一个个体与这一层级结构中更高位置的人建立关系的时候,则他获得工作信息与影响力的可能性就会增加。换句话说,如果所关联的(reached)位置在这一层级结构中相对于个体的初始地位而言是平齐的或者更低的话,异质性原理就可能失效。我们将与这一层级结构中更高地位建立关系的趋势称为声望原理(strengthening principle)^①。进而,如果求职者希望最大化找到那些作为工作信息和影响力来源的关系人的机会的话,那么应该是声望原理而非异质性原理在发挥作用。”^[6]

基于与林南等^[3]同期研究所使用的同一代表性样本数据,该研究对被访者初职地位获得以及当前职业地位获得的OLS回归建模结果表明,关系强度对所使用的关系人地位具有显著的负影响,并且关系强度、关系人的地位以及关系人与公司的关系强度分别对当前职业的地位获得具有显著的负影响($p < 0.10$)、正影响和正影响^[6]。

然而,与林南等^[6]所观察到的与“关系强度命题”相一致的证据相反,布利泽斯等的研究却表明,在进一步控制了其他人力资本变量以后,关系强度与收入之间并没有显著的关系存在^[7-8]。特别是马斯登与赫尔伯特的扩展性研究表明,不仅在对职业声望、工资、产业部门、公司规模等地位获得观察指标的回归分析中,没有发现关系强度的显著影响,而且在关系人职业声望的OLS回归结果中,也没有发现关系强度的显著影响^[8]。这就意味着,关系强度对地位获得以及社会资源的获得都没有显著的影响,从而成为对“关系强度命题”的否定性证据。

与布利泽斯等否定存在“关系影响”的结果不同,边燕杰^[9]对社会主义计划经济背景下关系强度与地位获得的研究,则表明“强关系更有利于地位获得”的命题也是可能的。这样,关系强度命题似乎得到了两个相反方向的支持存在“关系强度影响”的观察结果。

值得注意的是,韦格内(Wegner)^[10]批评了格兰诺维特^[5]和林南等^[6]关于弱关系更有利于地位获得命题的理论基础。韦格内指出:“大部分真实的社会网络是某种程度上异质性的,既包含了一些高地位的个体,也包含了一些低地位的个体。”这样,“在异质性的社会网络中……就这些额外信息所覆盖的

地位连续程度而言,通过弱关系所得到的信息就只对那些位于高阶位置的个体是必要的。所有其他人就可以通过强关系联系那些网络内部的个体。以这种方式理解‘弱关系的力量’可以解释某些个体通过弱关系获得优势而另一些个体通过强关系获得优势的现象。”^[10]进而,韦格内使用了多元指标来识别社会关系并测量关系的强度,并试图通过在回归模型中加载工作变迁前的职业地位与关系强度的交互作用项(interaction),来检验上述对关系强度的影响方式的理解。基于1987年德国生活史调查的代表性样本数据,对所找到的工作职业声望的OLS回归建模结果支持了韦格内的判断^[10]。

二、研究假设:关系成分与地位获得

尽管关系强度命题的经验研究结果的多样化,可能是不同学者对关系强度命题背后的不同理论假定的反映。但是,学者们的视野还是过于偏执于网络中资源分布与关系强度之间的关联上,而较为忽视在社会交换意义上,关系强度所可能表征的网络成员之间基于情感、人情、恩惠、面子、义务、期望等象征资本^[11]的互惠性的社会交换规则的理论意义。也就是说,关系强度既可能反映出行动者与关系人之间异质性水平的差异,从而反映出行动者社会网络中嵌入性资源水平^②的差异,同时也可以反映出关系人对行动者提供帮助意愿的差异^[13]。这样,行动者工具行动过程中所实际动员的社会资本水平,应理解为同时受到嵌入性资源水平以及关系人帮助意愿强度的双重影响:

Mobilized Social Capital

= Embedded Resources * Willing to Help

由于同质性原理,强关系关系人所拥有的社会资源水平与行动者差异更小,但关系人的帮助意愿更强;而弱关系关系人所拥有的社会资源水平可能更高,但关系人提供帮助的意愿更弱。这样,行动者从强关系关系人处所实际动员的社会资本水平,与其从弱关系关系人处所实际获取的社会资本水平相比,既可能不同也可能相等。由此,既然对于行动者的工具行动而言,“强弱关系各有短长”,那么在不同地区的样本中,观察到强关系、弱关系、或者强弱关系与地位获得之间(分化)的关联模式,乃至于观察不到关系强度与地位获得之间存在显著关联的结

^① Laumann E O: *Prestige and Association in an Urban Community*, Indianapolis: Bobbs-Merrill, 1966.

^② 林南区分了所拥有的社会资本(accessed social capital)与嵌入性社会资本(embedded social capital)的概念指涉^[12]。他认为前者更强调行动者所认知到的可以动用的社会资源总量,后者更强调结构视角下,社会网络中所“存储”的资源总量。这样所拥有的社会资本实际上指涉的就是嵌入于社会网络之中的资源总量中的一部分。

果,就理论层面而言,都是“正常”的。

既然关系强度既反映了嵌入性资源水平的差异,又反映了关系人帮助意愿的高低,而这两者同时约束了行动者实际所能动员的社会资源水平,那么,在传统的社会资本之于地位获得的资源作用机制的意义上,观察关系强度与地位获得之间的关联关系,就应更侧重于行动者社会网络整体意义上,即在“所拥有的社会资本模型”框架下^[4],考察强弱关系成分分布与地位获得之间的关联性。

这样,在传统的社会资源因果作用机制的意义上^[1],考虑到强弱关系“各有短长”,那么,行动者社会网络中强弱关系成分的分布就不是,“弱关系越多,越有利于地位获得”^[14],在其他条件相同的条件下,个体的社会网络强弱关系成分分布越是离散,多样性越强,其地位获得的水平越高——关系成分假设(1)。

进而,从必要功能的结构视角看来,由于每一个社会位置都或多或少地负载了,某种程度上总体社会运作过程,对其在必要功能意义上的最低水平的“效率要求”,相应地,也就意味着对占据这一位置的行动者的“工作效率水平”——即人力资本水平——的某种必要的底限要求。从而在行动者在地位获得过程中,其所动员的社会资源(信息、影响力等)带来地位获得回报的过程,就会受到其自身的人力资本水平的节制:当行动者自身的人力资本水

平低于某一必要的“工作效率水平”之底限要求的时候,社会资本对地位获得不会产生正面的影响;当行动者自身的人力资本水平高于某一必要的“工作效率水平”之底限要求的时候,社会资本对地位获得会产生正面的影响,并且行动者自身人力资本水平的提高可以促进这一影响(图2)。换句话说,社会资本与地位获得之间可能存在着复杂因果关系。这样,可以进一步得到关系成分假设(2),即:在其他条件相同的条件下,个体社会网络的强弱关系成分分布越是离散,多样性越强,其地位获得的水平越高。关系成分的离散性与地位获得之间这一正向关联,同时受到行动者自身的人力资本水平的节制,在某一人力资本水平以上,这一正向关联是有效的,并且这一关联强度随着人力资本水平的提高而提高。

三、数据与测量

为了检验关系成分与地位获得的研究假设,笔者使用了二份具有“统计代表性”的来自华人社会的大型截面社会调查数据。一份数据来自于2003年,于中国大陆地区所实施的“2003年度中国综合社会调查”^①,即CGSS 2003数据;另一份数据来自于1997年,于中国台湾地区所实施的“台湾社会变迁基本调查计划第三期第三次调查”^②的TSCS 972数据。

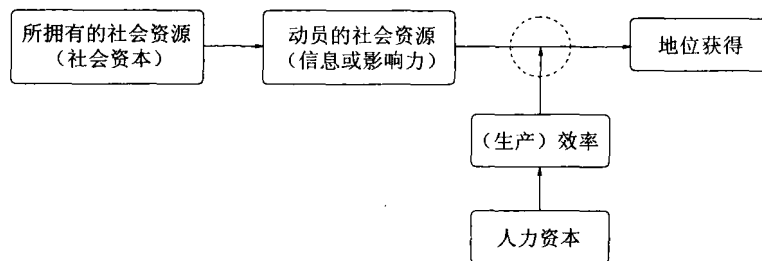


图2 基于复杂因果关系的社会资本条件因果作用机制

冯德盖格使用了标准化的辛普森^[15]的多样性指标,来测量个体社会网络“定性变异指标(index of qualitative variation)”^[13]

$$IQV = (1 - \sum_{i=1}^k p_i^2) / (1 - 1/k) \text{③}$$

其中 P_i 为 k 个类别中类别 i 中的观察值的比例。IQV的计算结果的取值范围为 $[0, 1]$,其中0表示最小的异质性,1代表最大的异质性^④。本文使用IQV来建构相应数据中个体社会网络关系成分多样性的测量指标。

表1给出了TSCS 972数据中,基于提名法所测量的被访者工具网基本信息,所建构的相关变量的

① 参见 <http://www.chinagss.org/>。

② 参见 <http://www.ios.sinica.edu.tw/sc/>。

③ 参见 Van Der Gagg: *Appendix: Index of Qualitative Variation* (2005)。

④ 参见 Van Der Gagg: *Appendix: Index of Qualitative Variation* (2005)。IQV的取值范围的解释为:0代表最大异质性,1代表最小异质性,与本文的解释相反,可能为笔误。

基本分布。社会地位的测量使用了月收入的分组测量。网络成员与被访者之间关系强度,以被访者所报告的与关系人之间的关系角色^①加以测量。通过计算被访者个体网络中(二个及以上个网络成员)的IQV值,来衡量个体网络中网络成员角色的多样性。教育水平的学历测量则采用了重新分组的定序指标^②。而相关的职业声望测量均按照黄毅志^[17]的计算结果加以转换。

表2给出了基于CGSS 2003数据中“提名生成法”测量的被访者“情感网”的基本信息,所构建的被访者自我中心网络的“网络成员角色多样性(家庭

成员、亲戚、朋友、同事、邻居以及其他)”,“网络成员管理工作级别多样性(无管理职务、一般、中级以及高级管理人员)”,“网络成员工作单位类型多样性(党政机关、国有企业、国有事业、集体企事业、个体经营、私/民营企业、三资企业以及其他类型)”等多样性测量指标,均通过计算被访者个体网络中(二个及以上个网络成员)的IQV值来衡量。结果变量测量了被访者的上月收入。对CGSS 2003数据中相关的教育水平的测量,则将其完成相应学历的年限近似转换为定距的教育年限指标。

表1 TSCS 972数据基于“工具网提名法”“关系成分假设”检验相关变量分布

(工具网提名法)	样本规模	均值	标准差	最小值	最大值	偏度
平均月收入(分组)	2712	4.24	3.49	1	23	2.18
网络成员的角色多样性IQV	2380	0.34	0.3	0	0.96	-0.01
网络成员职业声望均值	1851	74.45	4.3	63.6	88.55	0.24
被访者性别	2369	0.509		0	1	
被访者教育水平1	926	0.33		0	1	
被访者教育水平2	1222	0.43		0	1	
被访者教育水平3	393	0.14		0	1	
被访者教育水平4	292	0.1		0	1	
被访者年龄	2835	42.13	14.14	20	74	0.43
被访者15岁时父亲职业声望	2550	71.36	4.88	63.6	89.8	1

表2 CGSS 2003数据检验“关系成分假设”(提名法)相关变量分布(城市户口)

城市户口, 年龄[18, 60]岁	样本规模	均值	标准差	最小值	最大值	偏度
上月收入_2(元)	4134	766.5	784.07	0	8000	2.73
ln(上月收入_2+1)	4134	5.52	2.45	0	8.98	-1.59
性别(0=女, 1=男)	4599	0.4805		0	1	
是否党员(0=非, 1=是)	4514	0.1727		0	1	
被访者年龄	4599	40.58	10.8	18	60	-0.13
被访者教育水平(正式教育年限)	4599	10.96	3.44	0	20	-0.38
被访者父亲教育水平(正式教育年限)	4407	7.19	5.32	0	19	0.25
网络成员角色多样性(IQV)	3611	0.37	0.3	0	0.96	-0.20
网络成员管理层级多样性(IQV)	2634	0.33	0.33	0	1	0.12
网络成员单位类型多样性(IQV)	2881	0.35	0.29	0	0.91	-0.16
网络成员教育水平多样性(SD)	3580	3.57	2.99	0	17.28	0.93
网络成员教育水平均值(mean)	3580	11.99	2.92	1	21	-0.24

四、假设检验

类似于明施尔(Mincer)的“人力资本收入函数”模型的基本形式^[18],笔者使用“人力资本地位获得函数”作为假设检验比较建模的基准,其方程形式

如下:

$$\text{Attained Status} = \alpha + \beta_1 \text{Schooling} + \beta_2 \text{Age} + \beta_3 \text{Age}^2 + \varepsilon \quad (1)$$

其中: β_1 应为大于0的常数; β_3 应为小于0的常数。

① TSCS972数据测量了近24种角色关系,笔者将其分别归结为“家庭成员、亲戚、朋友、同事、邻居以及其他”等五种角色,以此表征关系强度的递减关系。

② 即将被访者所完成的正式学历为“(1)无、(02)自修、(03)小学肄业、(04)小学毕业”程度的个案归为“教育水平1”;将被访者所完成的正式学历为“(05)国(初)中、(06)初职、(07)高中普通科、(08)高中职业科、(09)高职”程度的个案归为“教育水平2”;将被访者所完成的正式学历为“(10)士官学校、(11)五专、(12)二三专、(13)军警校专修班、(14)军警官学校、(15)(技术学校)”程度的个案归为“教育水平3”;将被访者所完成的正式学历为“(16)大学、(17)研究所”程度的个案归为“教育水平4”。这一分组方案参考了林南等^[16]的相关分组方案。

在方程(1)的基础上,以加叠的方式添加社会资本变量(SC),得到方程(2)(AS为Attained Status的缩写):

$$AS = \alpha + \beta_1 \text{Schooling} + \beta_2 \text{Age} + \beta_3 \text{Age}^2 + \beta_4 \text{SC} + \varepsilon \quad (2)$$

方程(2)相应于传统的社会资源因果机制的社会资本与地位获得之间的关联命题,其中 β_4 为大于0的常数,表征社会资本与地位获得之间的正向关联。

进而,若考虑到以人力资本为条件的社会资本因果机制的意义,则可以令:

$$\beta_4 = \beta_5 \text{Schooling} + \beta_6 \text{Age} + \beta_7 \text{Age}^2 + \beta_8 \quad (3)$$

其中: β_5 应为大于0的常数; β_7 应为小于0的常数。将方程(3)代入方程(2),可以得到检验基于条件因果机制的社会资本与地位获得之因果关联命题模型的基本形式,即方程(4):

$$\begin{aligned} AS &= \alpha + \beta_1 \text{Schooling} + \beta_2 \text{Age} + \beta_3 \text{Age}^2 + \beta_4 \text{SC} + \varepsilon \\ &= \alpha + \beta_1 \text{Schooling} + \beta_2 \text{Age} + \beta_3 \text{Age}^2 + (\beta_5 \text{Schooling} + \beta_6 \text{Age} + \beta_7 \text{Age}^2 + \beta_8) * \text{SC} + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

进一步整理得到方程(5):

$$AS = \alpha + \beta_1 \text{Schooling} + \beta_2 \text{Age} + \beta_3 \text{Age}^2 + \beta_5 \text{Schooling} * \text{SC} + \beta_6 \text{Age} * \text{SC} + \beta_7 \text{Age}^2 * \text{SC} + \beta_8 * \text{SC} + \varepsilon \quad (5)$$

这样,后续的假设检验将在“所拥有的社会资本模型”的框架下,依据数据中相应的具体关系成分测量指标,在围绕方程(1)、方程(2)、方程(5)的比较建模分析策略的基础上,具体展开对关系成分研究假设方程(1)、(2)的经验检验。

(一) 基于 TSCS 972 数据提名法测度的检验

表3给出了以TSCS 972数据的提名法测度为基础,检验“关系成分假设”的迭代加权稳健回归的比较建模结果。其中结果变量使用被访者月收入分组(未对数化^①)测度。

可以观察到模型1较好地契合了人力资本理论的预期^[18]。在模型1的基础上,模型2中以加叠的方式加载了“网络成员角色多样性”,同时加载了“网络成员职业声望均值”作为控制变量。结果显示,除了家庭背景不显著(10%)以外,其他变量皆显著(5%)。人力资本变量部分的回归结果仍然较好

地契合了人力资本的理论期望。而原因变量“网络成员角色多样性”和控制变量“网络成员职业声望均值”同样显著(5%)且大于0,这就意味着,在所控制的其他条件相同的条件下,个体社会网络中他人成员与个体之间关系角色越分散,其地位获得结果的水平越高,结果支持研究假设(1)。

模型3在模型2的基础上完全加载了“网络成员角色多样性”与教育水平、年龄以及年龄平方项的交互项。考虑到可能的共线性干扰,模型4排除了“网络成员角色多样性”与年龄的交互项,可以看到,虽然“网络成员角色多样性”与教育水平4的交互项回归系数,以及家庭背景的控制变量结果并不显著(10%),并且“网络成员角色多样性”的回归结果仅仅在10%显著水平上显著,但是其他变量的迭代加权稳健回归结果皆显著(5%)。

以模型4为最终建模分析的结果,可以看到,人力资本变量部分的回归结果较好地契合了人力资本理论的期望,而“网络成员角色多样性”与教育水平的交互项的回归系数,除了与教育水平4的交互项不显著(10%)外,皆显著(5%)且大于0。“网络成员角色多样性”与年龄平方项的交互项的回归系数同样显著(5%)且大于0。将人力资本与“网络成员角色多样性”对地位获得影响之间的关联模式分解出来可以得到方程(6):

$$\beta_{\text{网络成员角色多样性}} = -0.9967 + 1.3611 \text{Edu}^2 + 1.7297 \text{Edu} + 0.000445 \text{Age}^2 \quad (6)$$

方程(6)结合图3,反映出随着教育水平和年龄的提高,网络成员角色多样性对地位获得影响的变化复杂性。在教育水平较低(小学及以下)的情况下,年龄作为工作经验的人力资本,与网络成员角色多样性对地位获得影响之间表现出明显的条件关系:只有在生命周期相对后期阶段,即工作经验作为人力资本很少继续累积并逐渐出现贬值的时候,地位获得的优势更多地依赖于多样化程度更高的社会网络。而在教育水平较高的情况下,年龄对网络成员角色多样性对地位获得影响的节制效应则表现为,网络成员角色多样性对地位获得的正向影响,随着年龄的增加而呈现出近似线性的增长模式。这一结果并未能观察到年龄对网络成员角色多样性对地位获得影响的抛物线式的关联模式,但二者之间还是表现出条件性约束的关系,这与关系成分研究假设(2)的期望是基本一致的。

^①实际上Mincer所发展的“人力资本收入函数”模型中,对收入的对数化处理是在特定的理论和经验条件下的转化。而在劳动经济学的领域中,对收入的结果变量的对数化处理,存在着不同的看法^[19-20]。

表3 TSCS 972数据“提名生成法”的“关系成分假设”

检验迭代加权稳健回归建模结果

结果变量: 月收入分组	模型1	模型2	模型3	模型4
网络成员职业声望均值		0.0869** (0.0146)	0.0865** (0.0146)	0.0864** (0.0146)
网络成员的角色多样性		0.7251** (0.1754)	-3.983** (1.8491)	-0.9967* (0.5900)
角色多样性*被访者教育水平2			1.5165** (0.4741)	1.3611** (0.4696)
角色多样性*被访者教育水平3			2.018** (0.6330)	1.7297** (0.6222)
角色多样性*被访者教育水平4			0.8882 (0.6820)	0.7703 (0.6794)
角色多样性*被访者年龄			0.1353* (0.0807)	
角色多样性*被访者年龄平方项			-0.0009 (0.0008)	0.000446** (0.0001)
被访者性别	1.6831** (0.0856)	1.6398** (0.1020)	1.631** (0.1016)	1.6385** (0.1018)
被访者教育水平2	1.3255** (0.1190)	0.9488** (0.1525)	0.4364** (0.2162)	0.5163** (0.2132)
被访者教育水平3	2.4351** (0.1640)	1.789** (0.2068)	1.0442** (0.3198)	1.1868** (0.3143)
被访者教育水平4	2.6835** (0.1796)	2.0128** (0.2346)	1.7915** (0.3748)	1.859** (0.3730)
被访者年龄	0.3434** (0.0190)	0.3238** (0.0237)	0.258** (0.0389)	0.3094** (0.0245)
被访者年龄平方项	-0.0038** (0.0002)	-0.0036** (0.0002)	-0.0031** (0.0004)	-0.0036** (0.0002)
被访者15岁时父亲职业声望	0.0109 (0.0093)	0.0112 (0.0114)	0.0127 (0.0114)	0.0123 (0.0114)
常数项	-5.9444** (0.7987)	-11.63** (1.2375)	-9.68** (1.4389)	-10.84** (1.2736)
样本规模	2440	1633	1633	1633

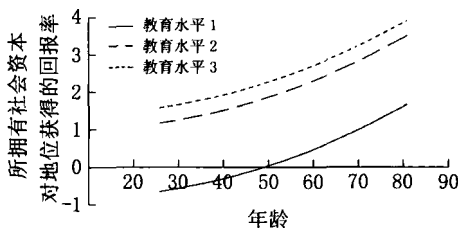
*表示 $P < 0.1$; **表示 $P < 0.05$; ***表示 $P < 0.001$ 。

图3 人力资本与网络成员角色多样性对职业获得影响的关联模式

(二) 基于CGSS 2003数据提名法测度检验

表4、表5、表6分别给出了基于“网络成员角色多样性”、“管理层级多样性”和“单位类型多样性”测度, 检验“关系成分假设”的比较建模稳健回归结果(模型1—模型4是迭代加权稳健回归结果, 模型5是加权稳健回归结果)。结果变量使用取值范围为[0, 8000元]的被访者上月收入未加对数化的测度。

三个测度的建模结果中, 模型1并未加载年龄

的平方项, 而仅以年龄作为工作经验的人力资本控制变量。教育和年龄的迭代加权稳健回归结果皆显著(5%)且大于0, 显示出人力资本理论所预期的教育、工作经验与地位获得之间的基本关联模式。添加了关系成分测度后, “网络成员角色多样性”变量的回归结果并未影响到人力资本部分的显著性, 并且其回归系数显著(5%)且大于0, 显示出随着“网络成员角色多样性”的提高, 收入水平也相应提高的正向关联模式。“网络成员管理层级多样性”的回归系数显著(5%)且大于0, 表明“网络成员管理层级多样性”越强, 即个体社会网络中关系人的管理层级越是分散, 收入水平越高。但是“网络成员单位类型多样化”测度的迭代加权稳健回归结果并不显著(10%)。这样, 除了“网络成员单位类型多样化”测度以外, CGSS 2003数据的观察结果印证了关系成分研究假设(1)的基本观点。

在进一步添加了“网络成员角色多样性”、“管理

表4 CGSS 2003数据基于“网络成员角色多样性”
测度“关系成分假设”检验回归结果

(迭代加权稳健回归—加权稳健回归)	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5 (加权稳健回归)
网络成员角色多样性		117.54** (28.27)	-47.1 (175.00)	-156.36 (99.50)	-407.42** (142.27)
网络成员角色多样性*被访者教育年限			23.22** (8.99)	25.4** (8.54)	48.51** (1.68)
网络成员角色多样性*被访者年龄			-2.08 (2.77)		
网络成员角色多样性*被访者年龄平方项					
被访者性别	147.71** (15.39)	152.55** (17.59)	153.91** (17.56)	153.61** (17.55)	178.31** (27.02)
被访者党员身份	178.07** (21.15)	163.71** (23.99)	163.81** (23.96)	163.14** (23.94)	113.27** (36.19)
被访者年龄	7.34** (0.79)	8.26** (0.9072)	9.07** (1.31)	8.36** (0.905)	7.75** (1.3)
被访者年龄平方项					
被访者教育年限	59.27** (2.64)	61.77** (3.05)	52.7** (4.53)	52.06** (4.45)	69.94** (6.4)
被访者父亲教育年限	7.43** (1.49)	9.06** (1.72)	9.18** (1.71)	9.14** (1.71)	14.4** (2.48)
常数项	-466.2** (50.72)	-584.59** (59.14)	-523.98** (83.97)	-487.46** (68.32)	-583.46** (92.68)
样本规模	3892	3101	3101	3101	3101

*表示 $P < 0.1$; **表示 $P < 0.05$; ***表示 $P < 0.001$ 。

表5 CGSS 2003数据基于“网络成员管理层级多样性”测度
“关系成分假设”检验回归结果

(迭代加权稳健回归)	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
网络成员管理层级多样性		170.41** (31.12)	-7.25 (203.8)	-128.0 (112.0)	-206.7* (112.2)
网络成员管理层级多样性*被访者教育年限			23.93** (9.97)	26.65** (9.28)	28.66** (9.19)
网络成员管理层级多样性*被访者年龄			-2.2 (3.12)		
网络成员管理层级多样性*被访者年龄平方项					
网络成员教育水平均值					41.99** (4.66)
被访者性别	147.71** (15.39)	130.96** (20.43)	130.94** (20.45)	130.87** (20.42)	135.56** (20.11)
被访者党员身份	178.07** (21.15)	129.29** (26.41)	130.1** (26.42)	129.31** (26.39)	105.29** (26.01)
被访者年龄	7.34** (0.79)	6.45** (1.07)	7.19** (1.44)	6.54** (1.07)	6.18** (1.05)
被访者年龄平方项					
被访者教育年限	59.27** (2.64)	64.23** (3.64)	56.38** (4.95)	55.62** (4.84)	37.28** (5.34)
被访者父亲教育年限	7.43** (1.49)	8.17** (1.99)	8.36** (1.99)	8.31** (1.99)	5.94** (1.98)
常数项	-466.2** (50.72)	-488.63** (70.11)	-435.6** (93.13)	-400.0** (77.99)	-653.74** (80.76)
样本规模	3892	2303	2303	2303	2280

*表示 $P < 0.1$; **表示 $P < 0.05$; ***表示 $P < 0.001$ 。

表 6 TSCS 972 数据“提名生成法”的“关系成分假设”
检验迭代加权稳健回归建模结果

(迭代加权稳健回归)	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
网络成员单位类型多样性		19.2 (33.76)	-335.2 (224.2)	-291.7** (127.1)	
网络成员单位类型多样性*被访者教育年限			28.76** (11.27)	27.9** (10.5)	
网络成员单位类型多样性*被访者年龄			0.83 (3.4)		
网络成员单位类型多样性*被访者年龄平方项					
被访者性别	147.71** (15.39)	145.2** (19.9)	144.13** (19.9)	144.2** (19.9)	
被访者党员身份	178.07** (21.15)	141.3** (26.1)	141.47** (26.1)	141.5** (26.1)	
被访者年龄	7.34** (0.79)	6.61** (1.04)	6.37** (1.62)	6.6** (1.04)	
被访者年龄平方项					
被访者教育年限	59.27** (2.64)	66.51** (3.5)	56.93** (5.21)	57.3** (5.05)	
被访者父亲教育年限	7.43** (1.49)	8.41** (1.94)	8.25** (1.94)	8.29** (1.94)	
常数项	-466.2** (50.72)	-481.8** (69.0)	-366.1** (103.2)	-382.8** (79.7)	
样本规模	3892	2517	2517	2517	

*表示 $P < 0.1$; **表示 $P < 0.05$; ***表示 $P < 0.001$ 。

层级多样性”以及“单位类型多样化”与教育、年龄的交互项之后,进而考虑到可能的共线性干扰,表4中排除了“网络成员角色多样性”与年龄的交互项,分别使用迭代加权回归和加权回归的方法得到模型4和模型5的结果,由于模型4中“网络成员角色多样性”一项的回归系数并不显著(10%),选择模型5作为最终的建模结果。将教育年限对“网络成员角色多样性”对收入水平影响的约束模式从模型5中分解出来,可以得到方程(7):

$$\beta_{\text{网络成员角色多样性}} = -407.42 + 48.51\text{Edu} \quad (7)$$

表5中将模型3中的“网络成员管理层级多样性”与被访者年龄的交互项排除,进而加载“网络成员教育水平均值”作为控制变量,得到了最后的结

果,模型5。其中除了“网络成员管理层级多样性”的回归结果仅在10%显著水平上显著外,其他各项的回归系数皆显著(5%)。以模型5为基础,将被访者教育年限对“网络成员管理层级多样性”对收入影响的约束模式分解出来,得到方程(8):

$$\beta_{\text{网络成员管理层级多样性}} = -206.7 + 28.66\text{Edu} \quad (8)$$

表6中将模型3中“网络成员单位类型多样化”测度与被访者年龄的交互项排除。可以看到所有变量的回归结果皆显著(5%)。以模型4为基础,将教育年限对“网络成员单位类型多样化”对收入影响的约束模式分解出来,得到方程(9):

$$\beta_{\text{网络成员单位类型多样性}} = -291.7 + 27.9\text{Edu} \quad (9)$$

图4展示出方程(7)、方程(8)、方程(9)所表达的

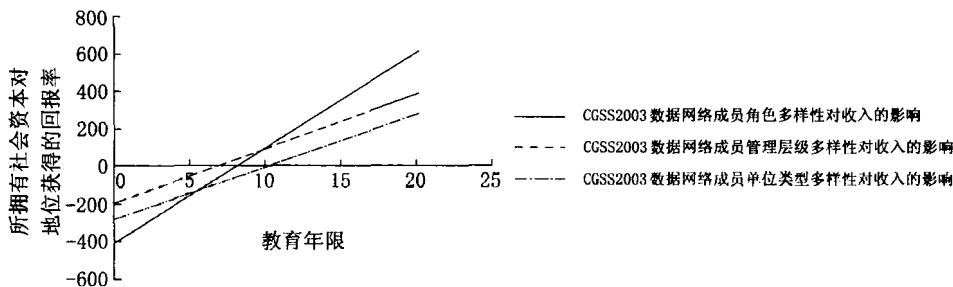


图 4 CGSS 2003 数据“关系成分假设”检验结果

教育年限对“网络成员角色多样性”、“网络成员管理层级多样性”以及“网络成员管理层级多样性”对收入影响的正向线性约束模式。可以看到分别在大约8.4、7.3和10.5年的教育年限水平以上,“网络成员角色多样性”、“网络成员管理层级多样性”以及“网络成员管理层级多样性”对收入影响是正向的,而教育对“网络成员角色多样性”、“网络成员管理层级多样性”以及“网络成员管理层级多样性”对收入正影响的约束也是正向线性关联的。即在这一条件下,“网络成员关系成分多样性”水平越高,收入水平也越高,并且这一正向影响的程度随着教育水平的提升而增强;也就是说,当教育作为人力资本,在其水平较高的条件下,地位获得更依赖于关系成分更加多样化的社会网络,并且随着人力资本水平的提高,网络成分多样性对收入正面影响的程度也在增强;而在教育作为人力资本,其水平较低条件下,情况恰恰相反。这种个体人力资本(教育年限)对网络成分多样性对收入影响的条件性节制的关联模式,与关系成分研究假设(2)所表征的社会资本

因果理论的预期是一致的。

五、结语

基于TSCS 972数据和CGSS 2003数据对关系成分假设检验结果表明,除了网络成员单位类型多样性与地位获得之间没有出现复合关系成分假设(1)所期望的显著正向关联结果以外,其他对社会网络关系成分多样性测度的建模结果既支持关系成分假设(1),也支持关系成分假设(2)。这意味着,在传统社会资本因果机制的意义上,个体社会网络中关系成分分布越离散越有利于地位的获得。在节制性因果机制意义上,个体社会网络中关系成分多样性与地位获得之间存在的正向关联,是以行动者人力资本水平为条件、受其约束。前者表明围绕传统关系强度命题的争论很可能忽视了关系强度的社会交换微观意义。后者进一步指出了关系成分之与地位获得之间因果关系的复杂性。关系成分假设相对扩展了“关系强度命题”的理论视野与内涵。

参 考 文 献

- [1] Lin N. Social Resources and Instrumental Action[G]//Marsden P V, Lin N. Social Structure and Network Analysis. California: Beverly Hills, CA: Sage, 1982: 131-145.
- [2] Lin N. Building a Network Theory of Social Capital[G]//Lin N, Cook K, Burt R S. Social Capital: Theory and Research. New York: Aldine De Gruyter, 2001: 3-29.
- [3] Lin N, Vaughn J C, Ensel W M. Social Resource and Occupational Status Attainment[J]. Social Forces, 1981, 60: 1163-1181.
- [4] Lin N. Social Network and Status Attainment[J]. Annual Sociological Review, 1999, 25: 467-487.
- [5] Granovetter M S. The Strength of Weak Ties[J]. The American Journal of Sociology, 1973(6): 1360-1380.
- [6] Lin N, Ensel W M, Vaughn J C. Social Resource and Strength of Ties: Structural Factors in Occupational Status Attainment[J]. American Sociological Review, 1981, 46: 393-405.
- [7] Bridges W P, Villemez W J. Informal Hiring and Income in the Labor Market[J]. American Sociological Review, 1986, 51: 574-582.
- [8] Marsden P V, Hurlbert J S. Social Resources and Mobility Outcomes: A Replication and Extension[J]. Social Forces, 1988(4): 1038-1059.
- [9] Bian Y J. Bring Strong Ties Back in: Indirect Connection, Bridges, and Job Search in China[J]. American Sociology Review, 1997 (3): 366-385.
- [10] Wegener B. Job Mobility and Social Ties: Social Resources, prior Job, and Status Attainment[J]. American Sociological Review, 1991(1): 60-71.
- [11] Bourdieu, P. The Forms of Capital[G]//Blackwell B N W. Readings. Economic Sociology, 1991: 280-291
- [12] Lin N. A Network Theory of Social Capital[J/OL]. 2008-10-10. [2011-12-11]. <http://sociology.nccu.edu.tw/Chinese/speech/paper-final-041605.pdf>.
- [13] Martin Van Der Gagge Measurement of Individual Social Capital[EB/OL]. 2009-04-01. [2011-12-12]. <http://dissertations.ub.rug.nl/faculties/ppsw/2005/m.p.j.van.der.gaag/>.
- [14] Montgomery J D. Job Search and Network Composition: Implications of the Strength-of-weak-Ties Hypothesis[J]. American Sociological Review, 1992(5): 586-596.

- [15] Simpson E H. Measurement of Diversity[J]. *Nature*, 1949, 163: 688.
- [16] Lin N, Fu Y, Hsung R M. The Position Generator: Measurement Techniques for Investigations of Social Capital[G]//Lin N, Cook K, Burt R S. *Social Capital: Theory and Research*. New York: Aldine De Gruyter, 2001: 57-81.
- [17] 黄毅志. 如何精确测量职业地位? ——“改良版台湾地区新职业声望与社会经济地位量表”之建构[J]. *台东大学教育学报*, 2008(1): 151-160.
- [18] Mincer J. *Schooling, Experience, and Earnings*[R]. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- [19] Murphy K M, Welch F. Empirical Age-Earning Profiles[J]. *Journal of Labour Economics*, 1990(2): 202-229.
- [20] Lillard L, Smith J P, Welch F. What do We Really Know about Wages: The Importance of Nonreporting and Census Imputation[J/OL]. 2009-11-11. [2011-12-22]. <http://129.3.20.41/econ-wp/lab/papers/0404/0404005.pdf>.

Relationship Component and Status Attainment: Theory and Practice of the Relationship Strength Proposition

Lü Tao

(School of the Humanities and Social Sciences, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: Opinions differ about the relative importance of the strong relationship and the weak relationship. The paper points out that the conventional view sees only the link between relationship strength and the embedded resources and ignores the influence of the willingness to help on the part of the relationship person and the level of the embedded resources upon the mobilization of the social capital. Based on the conviction that human resources capital and the social capital are inter-related, the paper proposes a relationship component hypothesis: the diversity of the relationship component are positively related to status attainment, and this positive relation is restrained by the level of human resources. The author also finds out that the CGSS2003 data and the TSCS972 data are supportive of this hypothesis.

Keywords: diversity of relationship component; strong relationship; weak relationship; status attainment

(责任编辑: 贾 宜)