

“关系人”没用吗？*

——社会资本求职效应的论战与新证

陈云松 比蒂·沃克尔 亨克·弗莱普

提要:林南的社会资源理论受到莫维基于反事实框架的质疑,一场“莫林之争”持续10年。本文对双方论点进行了批判性回顾,并对合作者早期研究进行复制和拓展,分别估算了前东德职业声望和中国工资获得模型。我们将“一阶差分”与“赫克曼方法”相组合以同时纠正样本选择和遗漏变量偏误。研究结果表明,“关系人”的地位对求职结果具有显著的正向效应,且这种效应非但没有因“趋同性”被高估,而是因“趋异性”被低估。

关键词:社会资本 趋同性 趋异性 一阶差分 赫克曼方法 内生性

一、导 言

迄今为止,有关个人层次的社会资本研究主要有三大主线,亦即针对三种不同的操作化定义来分析其效应:使用关系本身(using contacts)、社会资本的使用量(used social capital)和社会资本的拥有量(accessed social capital)。尽管提法不同,但社会资本领域相关的文献回溯均从这三个层面着手,本文关注的是第二类操作化定义(参见 Mouw, 2003; Lin, 2002, 2008; 陈云松、范晓光, 2010, 2011)。具体到求职过程这一情境中,我们的研究旨在证实或证伪“关系人”(contacts)的地位、资源对求职结果是否具有因果效应。虽然相关理论早在20世纪80年代就由林南等提出(Lin et al., 1981),但随着社会学界对内生性问题的日益关注,经典假说在提出20多年后遭受了空前挑战,并引

* 作者感谢杜克大学林南教授、西安交通大学边燕杰教授、香港科技大学吴晓刚教授、牛津大学施奈德教授(Tom Snijders)、格瑞夫(Nan Dirk de Graaf)教授、瑞典未来研究所赫斯特罗姆教授(Peter Hedström)、南京大学吴愈晓教授、中山大学梁玉成教授、香港中文大学教丹助教授、浙江省社会科学院范晓光助理研究员和匿名专家的批评建议。前东德研究得到荷兰科学研究组织的支持(NOW, 500-279-40)。

发了一场以莫维(Ted Mouw)^①和林南为主要代表的“莫林之争”。

林南的社会资源理论认为,使用了更多社会资源的人会获得职位方面的优势,也即“关系人”的资源或地位会有助于求职(Lin, 1999, 2001, 2002, 2008)。而莫维(Mouw, 2003)则强调,以往实证分析中那些支持林氏观点的证据,仅仅反映了社会“趋同性”^②(homophily)对求职结果的影响。要证明社会资本的因果效应,应当基于反事实框架,采取更好的模型识别方法来解决内生性问题(Mouw, 2006)。在新近的研究中,林南及其合作者针对莫维的批评进行了反驳(Ao, 2007; Lin & Ao, 2008; 林南、敖丹, 2010; Lin et al., 2013)。因此,“关系人”地位的效应,究竟是社会真实,抑或仅仅是某种幻象,至今并无定论。

我们强调,在非实验的社会学定量研究中,内生性问题的解决应该着眼于模型的适用性和说服力,而不能仅靠控制某个能想到的潜在干扰项来进行:内生性问题可能源自我们想象不到的干扰项。尽管林南的社会资源理论非常符合我们的人情观感和理论直觉,以往大量的实证分析结果也都支持该理论,然而以当今社会学定量方法的角度检视这些研究,相关研究的因果推断逻辑仍不能让人百分之百地服膺。莫维(Mouw, 2003)提出的“趋同性”本身,也仅仅是潜在干扰项中的一种。因此,要回应莫维(Mouw, 2003)的质疑,就应当采用其在后续研究(Mouw, 2006)中所倡导的高级模型识别方法来重新检验经典假说。

本文首先回顾“莫林之争”,分析各自的误读和局限。在实证研究部分,为同时解决样本选择和遗漏变量问题,我们把赫克曼方法(Heckit Method)与一阶差分(first difference)方法结合起来,对沃克尔和弗莱普(Völker & Flap, 1999)的前东德职业声望研究进行复制和拓展,^③并以同样的方法分析中国城镇居民的工资获得。“赫克曼——一阶差分”(Heckit-FD)的多重识别模型结果表明,关系人的资源的确可以帮助求职者找到更好的工作;而且,恰恰是“趋异性”而不是“趋同性”,构成了估算这类社会资本模型的内生性来源。本文用莫维所倡导的方

① 莫维也被译作墨乌、莫尔和毛泰德(梁玉成, 2010; 吴愈晓, 2011; 林南、敖丹, 2010)。

② “趋同性”也被译作“同质性”,如梁玉成(2010)和吴愈晓(2011)。但我们认为“趋同”更能体现社会互动和选择的动态特征。

③ 复制性研究包括复制和拓展两个方面。复制即利用以往研究的数据和模型,对研究全过程进行再现;拓展是基于相同数据使用更合理的模型,或使用同样模型对不同数据进行分析(陈云松、吴晓刚, 2012)。

法,以反事实因果推论的结果,为林南的社会资源理论提供了实证依据。

二、莫林之争:论战的回顾和反思

林南的社会资源理论的核心观点之一是:嵌入性资源使用得越多,就会越有利于找到好工作。在这批汗牛充栋的实证分析研究中,社会资本使用量多被操作化为“关系人”(也即帮助求职者)的职业声望,而求职结果则包括职业声望、工资收入等等(早期的经典实证分析包括 Lin et al., 1981a, 1981b; Marsden & Hurlbert, 1988; DeGraaf & Flap, 1988; Requena, 1991; Wegener, 1991; Bian & Ang, 1997; Bian, 1997; Völker & Flap, 1999; Smith, 2000; Lin, 2003, 等等)。该理论的主要提出者林南(Lin, 2002, 2008)曾对这类文献做过简洁扼要的回溯,文中他总结的“关系人地位高有利于求职结果”已经成为一个共识。

(一)“嵌入性”还是“趋同性”:莫维的质疑

然而,从2003年起,这个“共识”开始出现裂痕。这一年,美国社会学家泰德·莫维在《美国社会学评论》(ASR)上发表了一篇重要文献(Mouw, 2003),首开先河对社会资本的因果效应提出质疑,并认为“趋同性”(homophily)理论有可能对社会资本理论形成挑战。^①原因不难理解:物以类聚、人以群分的“趋同性”社会互动现象,很可能本身就足以解释那些社会资本变量和个人结果变量之间的关联。

莫维(Mouw, 2003)对三种社会资本的操作化定义分别进行了讨论,其中涉及到社会资本使用量也即“关系人”地位的部分尤其引人关注。莫维对“关系人”地位的研究,即其文中所谓的“外生社会资本模型”的内容((Mouw, 2003)。于此,他首先复制了马斯登与赫伯特的经典研究(Marsden & Hurlbert, 1988)。该研究基于1970年美国底特律地区的调查数据,分析表明关系人的职业地位和求职者获得的职业地位正向相关。莫维在依同样数据复制再现后,将样本中65个获得的职

^① 实际上莫维(Mouw, 2002)已经对“找关系”本身的直接效应进行了质疑,只是尚未涉及对其他社会资本操作化概念的关注。

业与关系人职业相同的样本删除。他发现,一旦删除了这批样本,原来模型中“关系人”职业声望的显著效应一下子消失了。

莫维认为,显著效应消失说明马斯登与赫伯特的经典研究(Marsden & Hurlbert, 1988)所发现的社会资本效应,很大程度上是因为有部分求职者所获得的工作和关系人百分百相同而已。换言之,这部分样本的因变量,因“同职”而与解释变量完全相关,于是对全体样本的模型估算起到了类似“异常值”(outlier)的杠杆作用,使得关系人职业地位的作用被高估。莫维(Mouw, 2003)强调:“支持社会资源理论的证据,很大程度上只反映了求职者和关系人之间的同业信息流的效应”。毫无疑问,这是对多年前林南提出的社会资源理论的直接挑战:代表“嵌入性”的关系人地位,可能不如代表“趋同性”的“同业信息流”重要。

(二)“同业信息流”的操作化:林南的回应

林南针对莫维(Mouw, 2003)的质疑,进行了一系列的回应。莫维的论文(Mouw, 2003)发表后,即在其个人主页公开相关数据和 STATA 分析程序,以便于后来者对该研究做复制分析。林南与敖丹基此做复制研究后(Ao, 2007; Lin & Ao, 2008),对莫维(Mouw, 2003)的观点提出了反驳:根据莫维的 STATA 程序,其所谓“同业信息流”的界定,比较的是关系人的职业和求职者的新职。但如果在求职过程中真正有用的是代表“趋同性”的“同业信息流”,就应该拿关系人的职业和求职者的“旧职”(获得新工作之前的职业)来比较。据此,林南和敖丹把底特律样本中 43 个“旧职”和“关系人”职业一样的样本剔除。于此删除后,“关系人”地位的偏系数仍然显著。他们进而用同样的模型对其他数据(SCUSA 2004 调查)进行分析,也得出同样的结论。因此他们强调,莫维(Mouw, 2003)的拓展研究中对“同业信息流”这一代表社会趋同性的变量操作化不当,导致模型估算得出了错误的结论。此后,林南和他的同事继续采用这个方法,对更大规模的美国调查数据及中国数据进行分析,并得出了同样的结论(林南、敖丹, 2010; Lin et al., 2013)。林南认为,在有了更多实证数据支持之后,他和莫维的争论应该胜负已定。^①

^① 林南在和笔者与吴晓刚的电邮通信中提及其对这段公案最新进展的看法。他充满信心地指出,基于其团队的进一步研究,关于“关系人”地位的这场争论,应可以告一段落。

(三)永恒的内生性挑战:重读莫林之争

如何理解莫林之争?这场争论是否以林南提供的最新实证研究结果而告一段落?我们认为,这场争论重要而且旷日持久达10年,但双方均有概念上的粗疏和方法上未及要义之处。

第一,敖丹反驳的深度略显不足。敖丹是最早对莫维的概念操作化提出质疑的(Ao,2007)。从模型设置角度,敖丹质疑的逻辑非常直观:既然莫维提出人的“趋同性”可能是真正的“因”,那么要操作化这个“因”,我们就应该聚焦求助行动发生的那个时间点,看看在这个时间点上求职者与关系人是否有相似的个人属性。故此,敖丹强调应该用求职者的“旧职”而非“新职”来和关系人对比。但是,“新职”的特征实际上同样可以代表早前时间点上的信息。比如,“新职”的行业类型本身必然是关系人所提供的就业信息的行业类型。而就业信息的特征理所当然生成在“新职”获得之前。因此,从因果逻辑的角度,莫维(Mouw,2003)对“同业信息流”的操作化定义,时序上并没有太多可挑剔之处。^①敖丹反驳的深度之欠在于其始终未能指出莫维的操作化定义和概念本身之间存在重大区别。实际上,莫维提出的“同业信息流”,只是劳动力市场信息流动的渠道特征,并非人的“趋同性”;而“同业信息流”在模型中也似乎有被控制的必要。这是因为,新职地位与关系人地位之间的紧密关联完全可能是就业信息渠道碎片化的后果,而非来自嵌入性资源的拉动:随着现代社会市场经济下的分工细化,人们对工作机会信息的掌握越来越碎片化,往往只能对他人提供自己所熟悉的行业内的就业信息。

第二,莫维的操作化和分析暗藏缺陷。莫维(Mouw,2003)对林南社会资源理论的质疑思路,是通过举证方法来进行的。也即以“同业信息流”来作为“趋同性”的一个例子,表明一旦考虑了“趋同性”,社会资本的力量就微不足道了。但是,莫维的论证存在双重偏误。其一,也就是上段提及的,“同业信息流”本身并非“人以类聚”,而仅是就业信息的渠道特征。其二,要验证就业信息渠道碎片化程度究竟是不是一种遗漏变量,就应该验证社会资本的作用是否依赖于“同业”或“不同

^① 张春泥、刘林平(2008)就专门分析了使用“内网络”和工资之间的关联。他们的主解释变量“使用内网络”,就是指关系人来自被访者新职的同一家企业,本质上就是莫维版的“同业信息流”。

业”。在回归分析中，正确的做法并非是莫维那样直接剔除部分“同业”样本，而应该是在模型中控制一个区分“新职”与关系人职业是否相同的二元虚拟变量，且控制这个虚拟变量和主要解释变量的交互项。只有交互项显著，才能说明问题。而这一点，在样本量有限的情况下特别重要。但是莫维当初并没有意识到这一点。^①

第三，林南、敖丹的后续研究存在局限。内生性问题的解决之道不在于能控制想到的遗漏变量，而是要能控制想象不到的全体遗漏变量。实际上，“趋同性”也可能只是内生性偏误来源的一种。采用控制基于旧职的“同业信息流”的方法，也不能解决内生性偏误的威胁。这一点，作为质疑者的莫维，表述得非常清楚：“最后，要注意，即便模型3中出现了关系人地位的正向效应，我们也要考虑这个效应是否代表因果，是否是选择效应”（Mouw, 2003）。也就是说，莫维在总结陈词中就已经提出，除了“同业信息流”之外，还可能有各种各样的未知干扰项。因此，在后续的研究中，莫维（Mouw, 2006）系统地回溯了社会科学相关领域的社会互动研究，提出要解决社会资本模型估算的偏误问题必须依靠更丰富的数据和更适合的计量模型。

三、模型设置：一阶差分与赫克曼方法的组合

对“关系人”地位这类社会资本研究有威胁的内生性问题主要有两个方面。一是遗漏变量偏误（omitted variable bias）问题，例如无法观测和控制的个人能力、性格，遗漏的职业类型和劳动力市场特征，甚至人际关系等等。二是样本选择偏误（sample selection bias）问题：使用关系的人，可能会具有一些特殊的共性，而这种共性会和经济社会结果有关（陈云松等，2013）。尽管前人的研究对这类问题并非丝毫不加关注，但受数据和模型选择的限制存在较大的缺憾。对于遗漏变量问题，多采用将时间滞后因变量纳入模型的方法，也即控制前一个工作的结果；对于样本选择，虽然也尝试过赫克曼方法（Marsden & Hurlbert，

^① 例如，在计量经济学分析中，李爽、陆铭、佐藤宏（2008）和张爽、陆铭、章元（2007）就针对这一点对奈特和叶辉（Knight & Yueh, 2002）直接在子样本之间对回归结果进行对比分析提出批评。

1988; Wegener, 1991; Lin, 2003), 但选择模型中普遍没有加入排除限定, 也即没有控制一个与求职方式有关但是与求职结果无关的外生变量。而缺乏排除限定, 仅靠赫克曼模型 (Heckit) 自身的函数非线性来识别模型, 往往缺乏足够的说服力 (Verbeek, 2012; Wooldridge, 2010; Treiman, 2009)。

为获得对模型的一致估计, 本文的策略是在允许非代表性样本的同时, 对同一个人在个人就业历史上的两次求职行为和结果进行比对。如果我们相信那些遗漏变量对于个人而言是稳定而不随时间变化的, 那么对同一个人的历史比对就足以从模型中消除掉个人异质性的干扰。为不失一般性, 我们首先写出一个关于就业结果的基准线性模型。方程左侧为因变量也即就业的结果:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

其中, Y_i 是个人 i 的就业结果, 例如工资、职业声望等等。 S_i 表示社会资本使用量, X_i 为个人 i 的一组特征的向量, ϵ_i 为误差项。直接用 OLS 方法估计方程(1)必须有一个前提, 就是不存在样本选择、不存在遗漏变量。但这个双重假设显然过强。我们采取逐步放松假设的方法来进行处理。

首先允许存在样本选择。我们的处理方法是使用赫克曼两阶段方法进行纠偏。我们以方程(2)和(3)来表示 Heckit 模型。方程(2)为选择方程, 基于使用了和未使用关系的全部被访者, 用 Probit 模型预测是否使用关系。方程(3)为主回归方程, 也即社会资本方程或求职方程, 基于使用了关系的那部分人, 也即 $\lambda_i = 1$ 的被访者。

$$\lambda_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 X_i + \mu_i \quad (2)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 \hat{\lambda}_i + \epsilon_i \quad (3)$$

方程(2)中, Z_i 是一组决定个人是否使用社会关系但又不进入方程(3)的变量, 也即排除限定。而方程(3)较之方程(1)则增加了 1 个 $\hat{\lambda}_i$ 的控制项。这个 $\hat{\lambda}_i$ 就是所谓的反向密尔斯率 (inverse mills ratio), 它可以是方程(2)中预测到的“是否使用关系” λ_i 的密度函数和累积分布函数之比, 控制它本身可以被视为控制了导致样本选择的异质性。

关于在赫克曼方法中需要的排除限定, 在前东德研究中, 我们将兄弟姐妹的数量纳入模型。其理由是, 在未推行计划生育的地区, 在

控制了父母经济社会地位的情况下，兄弟姐妹的数量往往取决于父母生的头两胎的性别组合（也即头两胎是双男或者双女的往往都希望再生一个例外性别的孩子），而生男生女是天然随机的。同时，兄弟姐妹的数量显然和社会网络的规模正向相关，可以为求职者提供更多的社会关系，扩大了找关系的可能性。^① 在中国研究中，考虑到计划生育政策使得 1978 年之后出生的被访者往往没有兄弟姐妹，我们在选择方程里控制的是被访者自我评估的可以依赖帮忙找工作的朋友数量。一般而言，自我评估的朋友数量越多，人们在行动决策中觉得自己拥有的可以调用的社会资本总量就越大，也就越有可能去动员这些资源。

不过，Heckit 方法并不足以解决能力性格等遗漏变量问题。使用 Heckit 方法正确估计以上的方程（2）、（3）组合的前提是：我们还必须假设社会资本是外生的，和个人异质性无关。而由于社会趋同性或者能力、性格等可能因素的存在，这个假设几乎是站不住脚的。因此，我们在前文 Heckit 方法的基础上进而采用一阶差分的方法来进行。

现在允许 α_i 作为个人非观测因素也即异质性进入模型。如果我们有两期以上的数据，基于个人异质性不随时间变化的假设，就可以对上文中的赫克曼纠正模型进行一阶差分，以消除那些不随时间变化的个人异质性。也就是说，在纠正了样本选择的基础上，我们还对每个观察者进行跟踪，比较其在两次求职行为（对应 2 个不同社会资本使用量）下的就业结果差异。下面我们继续用方程来说明。

首先，我们参照方程（2）和（3）的设置并允许 α_i 进入方程，分别写出时间点 t 和时间点 $(t-1)$ 的 4 个方程：

$$Y_{it} = \beta_{0t} + \beta_1 S_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 \hat{\lambda}_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{i(t-1)} = \beta_{0(t-1)} + \beta_1 S_{i(t-1)} + \beta_2 X_{i(t-1)} + \beta_3 \hat{\lambda}_{i(t-1)} + \alpha_{i(t-1)} + \epsilon_{i(t-1)} \quad (5)$$

$$\lambda_{it} = \gamma_{0+t} + \gamma_1 Z_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

$$\lambda_{i(t-1)} = \gamma_{0(t-1)} + \gamma_1 Z_{i(t-1)} + \gamma_2 X_{i(t-1)} + \mu_{i(t-1)} \quad (7)$$

将方程（5）和方程（4）相减得到方程（8）：

① 在社会资本与社会网络研究中，邦托利阿等（Bentolila et al., 2010）就使用年长兄姊的数目作为是否使用关系求职的工具变量，理由和本文如出一辙。

$$Y_{it} - Y_{i(t-1)} = \beta_0 \alpha_t - \beta_0 \alpha_{i(t-1)} + \beta_1 S_{it} - S_{i(t-1)} + \beta_2 X_{it} + X_{i(t-1)} + \beta_3 \hat{\lambda}_{it} - \hat{\lambda}_{i(t-1)} + \alpha_{it} - \alpha_{i(t-1)} + \epsilon_{it} - \epsilon_{i(t-1)} \quad (8)$$

现在,我们假设个人异质性不随时间变化,也即 $\alpha_{it} = \alpha_{i(t-1)}$,这样,方程(8)就变成:

$$\Delta Y_i = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_i + \beta_2 \Delta X_i + \beta_3 \Delta \hat{\lambda}_i + \Delta \epsilon_i \quad (9)$$

四、前东德数据分析:职业声望的获得

沃克尔和弗莱普(Völker & Flap, 1999)于1999年就前东德时代的工作情况对德累斯顿和莱比锡两座城市的居民进行了访谈。出于丰富数据和对比的目的,他们分别询问了被访者的第一份工作和1989年的工作详情。表1为这项研究的基本数据描述。他们在1999年论文发表之际,社会学界对内生性问题普遍缺乏重视,因此论文中对初职和1989年职业地位分别做了OLS回归分析,^①控制变量为关系人的职业地位、父亲教育程度、父亲的职业地位、被访者教育程度和性别等。

为再现当年的研究,本文用同样数据和同样的模型首先进行OLS回归分析。^②考虑到差分模型里年龄所代表的工作经验也会影响求职,我们控制了年龄并以此作为工作经验的代理变量。此外,要使用差分模型,显然我们只能分析那些找过两次关系的人。因此,只找过一次关系或者从不找关系的人被从样本中剔除。我们发现,116人通过找关系找到第一份工作,194人通过找关系找到1989年的工作,而2个职业都通过找关系找到的人有66人。换句话说,我们有132个观测值可以作为一阶差分的样本(见表1)。^③

① 在本文的具体研究设定中,回忆偏差问题可以不加考虑:第一,初职年份和1989年是两个非常特殊的年份。初职是人们第一次获得受雇薪酬的岗位,1989年是柏林墙倒下、两德统一之年。第二,我们使用的是基于职业类型所生成的声望数据,不像收入等等难以记清。感谢匿名审稿专家的相关建议。

② 教育程度在回归分析中是作为连续变量处理的(调查问卷中教育程度1表示8年级以下,2表示8年级,3表示10年级,4表示高中毕业,5表示技术学院,6表示大学毕业),这是为了和沃克尔和弗莱普(Völker & Flap, 1999)当年的模型设置保持一致。同时,沃克尔和弗莱普在原文中解释了为何未将前东德个人政治面貌纳入模型的原因。

③ 考虑到这个样本量比较小,在稳健性测试中,我们将只在1989年工作获得过程中使用关系的人的社会资本从“缺失值”设置为0,以获得更大的样本数量(388)。

表 1 前东德数据基本描述

个体属性	找关系获得 1989 年工作者		找关系获得初职和 1989 年工作者	
	观察值数量 = 194		观察值数量 = 132	
	均值	标准差	均值	标准差
年龄	38.49	8.02	37.70	8.40
初职的关系人职业声望	—	—	50.13	13.39
1989 年工作关系人的职业声望	54.02	14.54	54.94	14.37
初职职业声望	48.05	13.03	48.98	13.27
1989 年职业声望	49.45	14.26	50.83	14.69
父亲职业声望	44.43	11.83	46.12	11.95
父亲教育程度	3.30	1.45	3.53	1.32
教育程度	4.11	1.60	4.29	1.56
	人数	百分比	人数	百分比
女性	107	55.15	41	62.12

注：职业声望使用的是以 Treiman 职业声望量表为基础的前东德改进版社会经济指数。

表 2 为前东德数据回归的结果。表 2 的第 1 列是对被访者 1989 年职业声望(新职)获得的 OLS 回归结果。在其他变量不变的情况下,关系人的职业声望每增加 1 个单位,求职者所获得的工作的职业声望就会增加 0.19 个单位。和当年沃克尔和弗莱普(Völker & Flap,1999)文中表 6 第 1 列的模型相比,尽管本文表 2 第 2 列的模型控制了年龄变量,但社会资本估计量仍非常接近。接下来我们看 Heckit 模型的回归结果。表 2 的第 2 列中,社会资本使用量的系数变为 0.17,仍然在 0.05 统计水平上显著。Heckit 模型估计量比 OLS 模型估计量略小 0.02。根据陈云松等(2013)基于同样数据的发现,前东德人中能力较强者优先倾向于使用社会关系。那么,据此我们可以认为,能力较强的人从嵌入性资源中的获益比能力弱的人要更大——我们分析的样本集中在能力强的个人之中,所以 OLS 模型会高估社会资本的效果。而反向密尔斯率系数在 0.01 统计水平上高度显著,这表明我们所怀疑的样本选择问题确实存在并影响了 OLS 模型估算。^①

① 标准 Heckit 方法需残差正态分布假设。因此我们还对选择方程进行了科林和斯佩特(Klein & Spady,1993)提出的半参数回归,得出了基本一致的结论。具体算法上,未知连续分布函数的近似形式以及幂次选取参照 Newey(2009)和 Martins(2001)。

表 2 前东德的职业声望获得模型

自变量	OLS 模型	Heckit 模型	OLS 模型	Heckit 模型	Heckit-FD 模型
	找关系获得新职	找关系获得新职	两职均找关系	两职均找关系	两职均找关系
关系人职业声望	.192 (.069) ***	.174 (.063) ***	.331 (.154) **	.172 (.075) **	.209 (.089) **
女性	.87 (1.763)	1.30 (1.869)	.10 (3.418)	.66 (2.371)	—
教育程度	1.87 (.689) ***	1.94 (.792) ***	2.2 (.101) **	1.54 (.772) **	—
父亲教育程度	-.58 (.471)	-.21 (.677)	-1.18 (1.401)	.55 (.183)	—
父亲职业声望	.057 (.079)	.003 (.085)	.052 (.164)	.075 (.104)	—
初职职业声望	.40 (.089) ***	.44 (.094) ***	.47 (.099) ***	.53 (.110) ***	—
年龄	.17 (1.199)	.37 (1.286)	.58 (1.999)	.36 (1.287)	-1.92 (2.174)
年龄平方	-.0002 (.015)	-.0027 (.016)	-.0073 (.024)	-.0037 (.016)	.024 (.028)
反向密尔斯率	—	.85 (.084) ***	—	.87 (.094) ***	-1.45 (1.310)
截距		-9.89 (24.89)	2.77 (3.651)	4.42 (27.89)	3.59 (11.809)
样本数	194	194/476	66	66/194	66
观察值数	194	194/476	66	66/194	132

注:(1)标准误为异方差稳健估计。(2)* $p \leq 0.1$, ** $p \leq 0.05$, *** $p \leq 0.01$ 。(3)新职也即1989年工作。

鉴于 Heckit-FD 模型的工作样本是两次都找关系的人(66人),在进行 Heckit-FD 模型回归之前,我们首先对同样的66人样本进行 OLS 和 Heckit 回归。结果参见表2的第3列和第4列。从第3列可见,OLS 估计量较之第1列翻了1倍达到0.33。实际上,我们有足够的理由怀疑,两次都“找关系”而找工作的人可能具有一些潜在的共性(也即两次进入风险集),导致整个66人的样本比194人的样本更加具有某种未知属性,从而使得两个回归结果相差非常大。如果是这样的话,基于66人的 Heckit 模型则可以纠正过来。和我们的猜测完全一致,第

4 列中 Heckit 模型估计量又恢复到 0.17, 而这个基于 66 人的 Heckit 估计量, 和第 2 列中基于 194 人的 Heckit 估计量近乎一致。这表明, 面对 66 人的小样本, 赫克曼方法有效地纠正了样本选择偏误。^①

表 2 最后 1 列展示的是把赫克曼方法和一阶差分方法组合起来获得的 Heckit-FD 估计量。该方法能同时解决样本选择问题和遗漏变量问题。从表中可见, 社会资本使用量的估计系数较之 Heckit 模型从 0.17 增加到 0.2, 仍然在 0.05 统计水平上显著。这很可能是因为, 被差分掉的不随时间变化的个人能力和社会资本使用量负相关。也就是说, 能力弱的求职者会采取一种补偿策略, 求助于职业地位更高的关系人。前文脚注中提及, 我们把没有使用关系获得初职的关系人地位设置为 0, 以扩大样本进行稳健性测试。当样本观测值从 132 扩大到 388 后, 回归结果与文中表 2 的第 3 列基本一致, 其偏系数为 0.19, 且在 0.05 统计水平上显著。

五、中国数据分析: 关系人的党员身份与工资获得

对前东德数据的分析针对的是完全计划经济条件下的微观求职过程。而如中国从计划经济向市场经济转轨的过程中, 社会资本对求职的影响是否仍然具有作用? 目前已有大量研究关注当代中国人求职过程对社会网络的使用及其效果(相关文献可以参阅张文宏, 2004, 2011; 边燕杰、张文宏, 2001。经典的中国实证研究可以参阅 Bian & Ang, 1997; Lin, 2003; 张春泥、刘林平, 2008 等)。不过, 内生性问题始终困扰这批研究。^②

于此, 我们使用中国家庭收入调查(CHIPS 2002)数据做相关检验。

-
- ① 表 2 中有两个标准 Heckman 模型。第一个(表 2 第 3 列)解决的是 1989 年的 194 人的样本选择问题, 第二个(表 2 第 4 列)解决的是“两次都找关系”的 66 人的样本选择问题。虽然两个模型的 λ 含义并不一致, 但我们假设选择模型的预测变量是类似的。
- ② 本文的中国研究因变量是工资而非职业地位, 主解释变量是代表政治资源的关系人党员身份而非关系人职业地位。原因主要是前东德数据中关于初职的收入没有统计, 而我们所采用的中国家庭收入调查(CHIPS 2002)未问及居民的具体职业。虽然职业声望和工资具有不同的决定因素, 关系人党员身份与职业声望具有不同的资源价值, 但同在非资本主义市场经济条件下, 关系人地位对于求职结果发挥作用的机理仍具有一定的可比性。关于党员身份所代表的政治资源对个人发展和求职的重要作用, 参见 Gerber, 2000; Walder et al., 2000; Rona-Tas, 1994; Bian & Logan, 1996; Shu & Bian, 2003; Walder, 2003。

该项目由国家统计局和中国社会科学院经济研究所合作进行,其中城镇户籍样本来自22个省20632人。在问卷中,被访者被问及:“您在最近3年中是否换过工作单位?”如果换过,就对旧职的获得方式、收入等等进行提问。因此,CHIPS 2002为我们提供了一个难得的两期面板数据。当然,要使用一阶差分模型,我们就应该只对两次都找了关系求职的人群进行分析。因此,在3年内没有换过工作的人、从来没有使用过关系或者只使用过一次关系的样本均被剔除。同时,我们把研究对象设定在16-60岁之间。此间,有764人通过找关系获得新职,有130人通过找关系获得旧职,两者的重叠部分也即3年内两次通过找关系求职的共71人,构成两期共142个观察值。^① 相关的数据描述参见表3。考虑到年工资变量的偏度,我们在回归分析中使用工资对数作为因变量。

表3 中国数据基本描述

变量	找关系获得新职的 观察值数量 N = 764		两次工作均找关系的 观察值数量 N = 142	
	均值	标准差	均值	标准差
年龄	39.47	8.38	36.17	8.69
教育年份	10.33	2.81	10.66	2.62
就职年工资(RMB元)				
旧职年工资	—	—	8420	8939
新职年工资	10995	9490	9120	7359
就职经验(工作年数)				
获旧职时的经验	—	—	18.86	9.64
获新职时的经验	23.15	9.37	19.50	9.82
变量	频数	比例(%)	频数	比例(%)
女性	402	52.62	36	50.70
就职关系人为党员				
旧职关系人为党员	—	—	19	26.76
新职关系人为党员	356	46.60	20	28.17
新职单位性质				
机关事业单位	146	19.11	8	11.27

① 同样,考虑到样本规模不大,在稳健性测试中我们将纳入通过使用过关系获得新职但没有通过找关系获得旧职的被访者,并将其旧职获得过程中使用的社会资本量设置为0。

续表 3

变量	找关系获得新职的 观察值数量 N = 764		两次工作均找关系的 观察值数量 N = 142	
	均值	标准差	均值	标准差
国有企业	152	19.90	10	14.08
集体企业	61	7.98	3	4.23
合资和外企	28	3.66	4	5.63
私营或自雇	377	49.35	46	64.79
旧职单位性质				
机关事业单位	—	—	6	8.45
国有企业	—	—	11	15.49
集体企业	—	—	4	5.63
合资和外企	—	—	2	2.82
私营或自雇	—	—	48	67.61

表 4 为工资获得的 OLS 模型、Heckit 模型和 Heckit-FD 模型的估计量。模型第 1 列中展示的是对新职业工资的 OLS 分析结果。不难看出，一名求职者在其他条件一致的情况下，如果关系人是党员，其工资收入对数比通过非党员关系人求职的工资收入对数要高 12%。在其他控制变量方面，性别、教育、工作单位的性质以及所在省份等都解释了一定的工资水平差异。表 4 中的第 2 列展示的是 Heckit 模型的回归结果。在纠正了样本选择差异之后，关系人是党员对工资的偏系数从 0.12 增加到 0.13，且统计显著。根据陈云松等(2013)“中国求职者中能力弱的倾向于使用关系”的发现，那么，Heckit 模型估算出的偏系数大于 OLS 偏系数的原因，很可能是能力弱的人从嵌入性资源中受益较少。也即样本选择导致 OLS 模型低估了真实的关系人地位对于工资的影响。这个发现和前文的前东德研究吻合得很好。

表 4 的模型第 3 列、第 4 列分别采用 OLS 和 Heckit 模型对旧职、新职均通过找关系获得的人群进行分析。这个群体，也就是适用一阶差分的 72 人 142 个观察值。从第 3 列可见，在对这个小样本进行 OLS 分析时，党员关系人对于工资的显著效应消失了。几乎可以断定，这是因为 3 年内连续找关系求职的这个小组具有某种隐形的共性，从而导致了 OLS 估算偏误。因此，第 4 列中 Heckit 模型更为可靠：对这 142

表 4 中国的工资获得模型

自变量	OLS 模型	Heckit 模型	OLS 模型	Heckit 模型	Heckit-FD 模型
	找关系获得新职	找关系获得新职	两职均找关系	两职均找关系	两职均找关系
党员关系人	.123 (.046)***	.131 (.046)***	.162 (.199)	.117 (.049)**	.181 (.020)**
女性	-.21 (.044)***	-.138 (.050)***	-.233 (.169)	-.200 (.047)***	—
教育年数	.067 (.0093)***	.028 (.012)**	.060 (.025)**	.070 (.001)***	—
工作经验	.0086 (.0094)	.002 (.0011)	.005 (.032)	.005 (.011)	.231 (.127)*
工作经验平方	-.0006 (.0005)	-.00002 (.002)	-.0011 (.007)	.0001 (.0002)	-.005 (.003)*
反向密尔斯率	—	.76 (.043)***	—	.60 (.020)**	.80 (.65)
国有企业	-.146 (.068)**	-.193 (.076)**	-.376 (.364)	-.122 (.073)*	-.28 (.308)
集体企业	-.28 (.094)**	-.16 (.103)	.135 (.246)	-.299 (.095)**	-.86 (.29)**
合资和 外企	.069 (.106)	.39 (.155)**	-.0004 (.33)	.054 (.139)	.084 (.382)
私营或 自雇	-.204 (.063)***	-.155 (.07)**	-.326 (.288)	-.189 (.069)***	-.043 (.325)
省份虚拟 变量	YES**	YES**	YES**	YES**	—
截距	9.12 (.217)***	8.41 (.266)***	8.98 (.770)***	9.11 (.241)***	.47 (.238)*
样本数	764	764/9366	71	71/764	71
观察值数	764	764/9366	71	71/764	142

注：(1) 标准误为异方差稳健型估计，同时也是稳健簇差异估计量。这是考虑到被访者“簇”于若干个城市之内，可能相互不独立。(2) * $p \leq 0.1$, ** $p \leq 0.05$, *** $p \leq 0.01$ 。(3) 虚拟变量中，非党员关系人、机关事业单位、男性为参照群体。(4) YES** 表示省份虚拟变量在 0.05 水平上显著。

个观察值的赫克曼两阶段分析结果显示，当控制了反向密尔斯率之后，党员关系人对工资的偏系数重新恢复到 0.117，并在 0.05 统计水平上显著。第 4 列的分析结果和第 2 列的分析结果非常类似，这再次表明，

即便样本一下子从近千人下降到不足百人, Heckit 模型都能有效地纠正样本偏误问题。最后 1 列是 Heckit-FD 模型回归结果。不难发现, 党员关系人对于工资的偏系数为 0.181, 比单纯使用 Heckit 模型所获的估计量(0.117)要略大, 且仍然在 0.05 统计水平上显著。这个发现具有双重含义: 第一, 基于 CHIPS 2002 数据, 在充分考虑样本选择和遗漏变量之后, 我们可以证实, 在转型期的中国关系人是不是党员对工资获得具有显著影响。当然, 这个结论建立在 3 年内个人的非观测特征不随时间变化的基础之上。第二, 和前东德数据分析一样, Heckit-FD 模型估计量略大于 Heckit 估计量, 表明能力弱的求职者会采取补偿策略, 更倾向于求助于党员关系人。考虑到样本规模不大, 我们把未通过关系获得旧职的关系人地位设为 0, 这样观察值从 142 增加到 424。在这个较大样本上我们仍然得出了和上述表格一致的结论: 党员关系人对工资的偏系数为 0.151, 且统计显著。^①

六、诠释：“趋异”而非“趋同”

为何在两国的数据分析中, Heckit-FD 估计量均高于 Heckit 估计量? 我们的解释是: “趋异性选择”(heterophilous selection) 而并非“趋同性选择”(homophilous selection) 是本研究中的内生性偏误来源。也即能力弱者更倾向于寻找拥有更多社会资源者的帮助, 而“能力”被从模型中遗漏, 导致社会资本的真实力量被低估。“趋异性选择”是林南(Lin, 2002) 提出的“异质性互动”中的一种。林南认为, “同质性互动”通常满足人们表达性需要, 而异质性互动通常满足人们工具性需要。吴愈晓(2011) 也发现, 在社会关系的使用方面, 同质性现象和异质性现象在中国城市地区是共存的。尽管“趋同性”为众所周知, 但在实际的社会网络形成和使用的过程中, 其程度和范围都未必有我们想象得那么深广。麦克费森等(McPherson et al., 2001) 就承认, 尽管在种族、性别、宗教、年龄方面“趋同性交友”很明显, 但在教育、职业、社会网位

① 此外, 我们还对工资的前 1% 和后 1% 的可能异常值进行了删除测试, 结果没有大的变化。考虑到关系人和求职者之间的关系强度可能也会影响到社会资本的效率, 我们在稳健型测试中还控制了关系人党员身份和连带强度的交互项, 结果均和表 4 中的分析非常接近。限于篇幅, 这里不再展示。

置等方面则未必如此。特别是对于密友关系,教育程度的相似性实际上并不重要(Louch,2000)。从理论角度,我们就“趋异性选择”的社会结构前提、个体心理条件和选择人群目标做如下诠释。

1.“趋异性选择”的社会结构前提。由于社会资源具有不平等性,在情感表达等社会关系中,“趋同性”比较普遍;但在寻求社会资源的工具性行动中,“差异性”是可能的选择之一,能部分改善社会资源分布不均的情况(Lin,2002,2008;Briggs,1998,2002;Wellman & Gulia,1999;Dominguez & Watkins,2003)。本研究所关注的求职行为,明显地具有工具性行动的特征。

2.“趋异性选择”的个体心理条件。和我们的一般预期相反,不对称的关系不仅是建立,甚至是可以长期维系的。其原因在于:“低位”者有可能愿意采取服从跟随的姿态以消除情绪的影响并获取资源,而“高位”者虽不能从关系中获得资源,但可以获得特定的满足感和成就感(Robins & Boldero,2003;Domingues & Watkins,2003)。

3.“趋异性选择”的人群目标。弱者倾向于找更多资源,但是否就能如其所愿?并非如此。比如,在本研究中,弱者倾向于找党员关系人去求职。虽然党员身份本身代表了一定的政治资源,但政治面貌并非转轨性经济中社会地位和权力资源的最重要指标。类似的“趋异性选择”还可以参见陈云松(2012)报告的“差异性交友”:能力弱者倾向于交往具有更高学历的朋友,而教育程度本身在转型期的中国并非社会资源最直接的表征。换言之,“趋异性选择”往往只是退而求其次的选择,而“趋同性选择”则可能体现在真正的资源和权力之上。

七、结 语

莫维与林南的辩论,本质上并无胜负一说。但莫维的质疑,对于提升整个社会资本研究水平具有举足轻重的意义。这并非因为他发现基于前职的“同业信息流”可以解释被访者职业声望的差异,而是因为他先后在一系列研究(Mouw,2002,2003,2006)中提出和示范了社会资本研究者应该如何重视和解决内生性问题。而我们要强调的是,解决内生性问题,不可能通过穷举式地控制变量来进行。即便有朝一日我们发现了个人能力、性格等等的测量方法,也不能保证没有其他干扰项的

存在。因此,林南对莫维质疑的反驳在实证分析方法上存在着天然的不足。

我们基于反事实框架的复制性研究表明,基于前东德和中国的数据,林南的社会资源理论得到了实证支持。从分析结果看,当我们用高级计量模型缓解了样本选择和遗漏变量问题后,代表嵌入性资源的关系人地位和个人求职结果显著相关。而且,关系人地位的求职效应,非但没有因“趋同性”被高估,反而因“趋异性”被低估。由于本文的结果使用了具有因果推断力的模型识别策略,因此可以为林南的理论提供因果性的解释证据。也因此,本文是对林南、马斯登和赫伯特以及莫维等系列研究的补充,从方法论角度为“莫林之争”暂时画一个句号。

本文的不足之处有三:第一,可供差分分析的样本量较小。也因此,我们并不强调估算系数的大小精度,而是希望能呈现一个用合理的计量方法进行复制与拓展研究的案例。第二,我们也仅仅解决了样本选择不随时间变化的遗漏变量问题。而不管是赫克曼模型还是一阶差分方法,均基于一定的假设。最后,对于关系人地位作用于求职的具体因果机制我们未能加以详析。比如,究竟是通过行政权力对工作分配的影响,还是通过高质量工作信息的提供来进行,两国数据本身都未能提供足够的信息加以分析。也因此,我们呼吁在今后社会资本问卷调查设计中更多地考虑具体的因果链条问题。

参考文献:

- 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。
- 陈云松,2012,《逻辑、想象和诠释:工具变量在社会科学因果推断中的应用》,《社会学研究》第6期。
- 陈云松、范晓光,2010,《社会学定量分析中的内生性问题:测估社会互动的因果效应研究综述》,《社会》第4期。
- ,2011,《社会资本的劳动力市场效应估算:关于内生性问题的文献回溯和研究策略》,《社会学研究》第1期。
- 陈云松、吴晓刚,2012,《走向开源社会学:定量分析中的复制性研究》,《社会》第3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。
- 李爽、陆铭、佐藤宏,2008,《权势的价值:党员身份与社会网络的回报在不同所有制企业是否不同?》,《世界经济文汇》第6期。
- 梁玉成,2010,《社会资本和社会网无用吗?》,《社会学研究》第5期。
- 林南、敖丹,2010,《社会资本之长臂:日常交流获取工作信息对地位获得的影响》,《西安交通

- 大学学报(社会科学版)》第6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。
- 张春泥、刘林平,2008,《网络的差异性和求职效果——农民工利用关系求职的效果》,《社会学研究》第4期。
- 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?》,《经济学(季刊)》第2期。
- 张文宏,2004,《社会网络与社会资本研究:2003》,《社会学研究》第2期。
- ,2006,《社会网络资源在职业配置中的作用》,《社会》第6期。
- ,2011,《中国社会网络与社会资本研究30年》,《江海学刊》第2期。
- Ao, Dan 2007, "Social Capital and Getting A Job: A Revisit and New Direction." Doctoral Dissertation, Department of Sociology, Duke University.
- Bentolila, Samuel, Claudio Michelacci & Javier Suarez 2010, "Social Contacts and Occupational Choice." *Economica* 77(305).
- Bian, Yanjie 1997, "Bringing Strong Ties Back in: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China." *American Sociological Review* 62(3).
- Bian, Yanjie & John R. Logan 1996, "Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China." *American Sociological Review* 61(5).
- Bian, Yanjie & Soon Ang 1997, "Guanxi Networks and Job Mobility in China and Singapore." *Social Forces* 75(3).
- Briggs, Xavier de Souza 1998, "Brown Kids in White Suburbs: Housing Mobility and the Multiple Faces of Social Capital." *Housing Policy Debate* 9(1).
- 2002, "Social Capital and Segregation: Race, Connections, and Inequality in America." Working Paper RWPO2-011, Kennedy School of Government, Harvard University.
- Chen, Yunsong 2012, "The Causal Effect of Social Capital in the Labor Market: Identification Challenges and Strategies." *Chinese Sociological Review* 44(2).
- DeGraaf, Nan Dirk & Henk D. Flap 1988, "With a Little Help from My Friends: Social Resources as an Explanation of Occupational Status and Income in West Germany, the Netherlands, and the United States." *Social Forces* 67.
- Domínguez, Silvia & Celeste Watkins 2003, "Creating Networks for Survival and Mobility: Social Capital Among African-American and Latin-American Low-income Mothers." *Social Problems* 50.
- Gerber, Theodore P. 2000, "Membership Benefits or Selection Effects? Why Former Communist Party Members Do Better in Post-Soviet Russia." *Social Science Research* 29.
- Greene, William H. 2003, *Econometric Analysis (5th Edition)*. New York University: Prentice Hall.
- Klein, R. & R. Spady 1993, "An Efficient Semiparametric Estimator for Binary Response Models." *Econometrica* 61.
- Knight, J. & L. Yueh 2002, "The Role of Social Capital in the Labor Market in China." Oxford University, Department of Economics Discussion Paper.
- Lin, Nan 1999, "Social Networks and Status Attainment." *Annual Review of Sociology* 25.

- 2001, “Building a Network Theory of Social Capital.” In R. Burt, K. Cook & N. Lin (eds.), *Social Capital: Theory and Research*. New York: Aldine De Gruyter.
- 2002, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*. Cambridge: Cambridge University Press.
- 2003, “Job Search in Urban China: Gender, Network Chains, and Embedded Resources.” In Henk Flap & Beate Völker (eds.), *Creation and Return to Social Capital*. New York: Praeger.
- 2008, “A Network Theory of Social Capital.” In Dario Castiglione, Jan van Deth & Guglielmo Wolleb (eds.), *The Handbook of Social Capital*. Oxford and New York: Oxford University Press.
- Lin, Nan & Dan Ao 2008, “The Invisible Hand of Social Capital: An Exploratory Study.” In Nan Lin & Bonnie Ericson (eds.), *Social Capital: An International Research Program*. Oxford: Oxford University Press.
- Lin, Nan, Hang Young Lee & Dan Ao 2013, “Contact Status and Finding a Job: Validation and Extension.” In N. Lin, Y. Fu & C. J. Chen (eds.), *Social Capital in Three Societies: The Context of Socioeconomic and Cultural Institutions*. London, U. K.: Routledge.
- Lin, Nan, John C. Vaughn & Walter M. Ensel 1981a, “Social Resources and Occupational Status Attainment.” *Social Forces* 59(4).
- Lin, Nan, Walter M. Ensel & John C. Vaughn 1981b, “Social Resources and Strength of Ties: Structural Factors in Occupational Status Attainment.” *American Sociological Review* 46(4).
- Louch, Hugh 2000, “Personal Network Integration: Transitivity and Homophily in Strong-tie Relations.” *Social Networks* 22.
- Marsden, Peter V. & Jeanne Hurlbert 1988, “Social Resources and Mobility Outcomes: A Replication and Extension.” *Social Forces* 66(4).
- Martin, M. F. O. 2001, “Parametric and Semiparametric Estimation of Sample Selection Models: An Empirical Application to the Female Labor Force in Portugal.” *Journal of Applied Econometrics* 16.
- McPherson, J. Miller, Lynn Smith-Lovin & James M. Cook 2001, “Birds of a Feather: Homophily in Social Networks.” *Annual Review of Sociology* 27.
- Mouw, Ted 2002, “Racial Differences in the Effects of Job Contacts: Conflicting Evidence from Cross-Sectional and Longitudinal Data.” *Social Science Research* 31(4).
- 2003, “Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?” *American Sociological Review* 68(6).
- 2006, “Estimating the Causal Effect of Social Capital: A Review of Recent Research.” *Annual Review of Sociology* 32.
- Newey, Whitney 2009, “Two-Step Series Estimation of Sample Selection Models.” *The Econometrics Journal Special Issue: Tenth Anniversary Special Issue* 12.
- Pellizzari, Michele 2010, “Do Friends and Relatives Really Help in Getting a Good Job?” *Industrial and Labor Relations Review* 63(3).
- Requena, Felix 1991, “Social Resources and Occupational Status Attainment in Spain: A Cross-

- National Comparison with The United States and The Netherlands." *International Journal of Comparative Sociology* 32.
- Robins, Garry & Jennifer Boldero 2003, "Relational Discrepancy Theory: The Implications of Self-discrepancy Theory for Dyadic Relationships and for the Emergence of Social Structure." *Personality and Social Psychology Review* 7(1).
- Rona-Tas, Akos 1994, "The First Shall Be Last? Entrepreneurship and Communist Cadres in the Transition from Socialism." *American Journal of Sociology* 100(1).
- Shu, Xiaolin & Yanjie Bian 2003, "Market Transition and Gender Gap in Earnings in Urban China." *Social Forces* 81(4).
- Smith, Sandra S. 2000, "Mobilizing Social Resources: Race, Ethnic, and Gender Differences in Social Capital and Persisting Wage Inequalities." *The Sociological Quarterly* 41(4).
- Treiman, Donald J. 2009, *Quantitative Data Analysis: Doing Social Research to Test Ideas*. San Francisco: Jossey-Bass/Wiley.
- Verbeek, M. 2012, *A Guide to Modern Econometrics*. Hoboken, NJ: Wiley.
- Völker, Beate & Henk Flap 1999, "Getting Ahead in the GDR: Social Capital and Status Attainment under Communism." *Acta Sociologica* 42(1).
- 2001, "Weak Ties as A Liability: The Case of East Germany." *Rationality and Society* 13(4).
- Walder, Andrew G. 2003, "Elite Opportunity in Transitional Economics." *American Sociological Review* 68.
- Walder, Andrew. G., B. Li & D. J. Treiman 2000, "Politics and Life Chances in State Socialist Regime: Dual Career Paths into the Urban Chinese Elite, 1949 - 1996." *American Sociological Review* 65.
- Wegener, Bernd 1991, "Job Mobility and Social Ties: Social Resources, Prior Job, and Status Attainment." *American Sociological Review* 56 (1).
- Wellman, Barry & Milena Gulia 1999, "The Network Basis of Social Support: A Network Is More Than the Sum of Its Ties." In Barry Wellman (ed.), *Networks in the Global Village: Life in Contemporary Communities*. Boulder, CO: Westview.
- Wooldridge, J. M. 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- 2012, *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 5th Ed.* Mason, Ohio: Cengage Learning.

作者单位: 南京大学社会学院社会学系(陈云松)

荷兰乌得勒支大学社会学系(比蒂·沃克尔、亨克·弗莱普)

责任编辑: 张宛丽

Sociological Analysis on Governmental Investment Driven Economic Growth Model: A perspective from capacity theory

..... *Liu Changxi, Meng Chen & Gui Yong* 77

Abstract: In the last three decades, the Chinese economic development has shown an obvious trait of governmental investment driven. Current explanations overrate the significance of governmental investment incentive and neglect their capacity. This article analyses how the investment capacity of local and central government is formed and varied through a sociological framework of governmental investment capacity. Since reform and opening, Chinese government has gradually formed a preference for economic growth, mainly for the political reason of legitimacy and social stability. Guided by the government's schema about economic issues, a series of important institutional transitions shaped the investment capacity of the government, including the tax distribution reform, financial system reform, the state-owned enterprises reform, etc. On this basis, this paper builds a regression model by provincial panel data to test three existing theories and our hypothesis.

Don't Contacts Matter? The Debate on the Labor Market Effect of Used Social Capital and New Evidence

..... *Chen Yunsong, Beate Völker & Henk Flap* 100

Abstract: The proposal of social resources by Nan Lin has been challenged by Ted Mouw because the relevant empirical studies espousing Lin's argument have not adequately addressed the endogeneity problem. This paper offers a critical review of the debate and a replication study to examine the effect that used social capital has on individual outcomes in East Germany and contemporary China. The Heckman two-stage method and the first-difference method are used to help identifying models. Results here demonstrate that contacts' status matters for the attained status of German respondents and for the income of Chinese respondents. More importantly, it is social heterophily rather than social homophily that confounds the effects of social resources.

The Gift of Life: Body alienation, distribution and feedback in organ donation process

Yu Chengpu, Yuan Xu & Li Peng 121

Abstract: Using the theory on gift, this paper reviews the social fact that organ donation is treated as a gift of life. The gift of life is not a lubricant of acquaintances, but makes a kind of strange and anonymous social relationship. The flow of this gift is not the simple mode of donation, acceptance and feedback, but a complex reciprocity