

# “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

陈云松 比蒂·沃克尔 亨克·弗莱普

**提要:**在以往的研究中,对“找关系”本身是否有利求职的分析往往因忽视内生性问题而不具因果推断力,且关注的多为欧美自由市场经济。本文运用“一阶差分”和“内生干预效应”模型,对合作者14年前发表的前东德职业声望研究进行复制和拓展,并对2002年中国城镇居民的家庭收入调查数据进行分析。研究表明,在代表计划经济和转型期经济的前东德与当代中国,“找关系”本身与求职结果之间没有因果关系。在前东德研究中,求职方式中的自选择导致估计量上偏,而中国研究中自选择问题导致估计量下偏。针对这一差异,本文给出了“正向选择”和“逆向选择”的诠释:前东德工人中能力强者倾向于使用社会关系,而在转型期的中国城镇,能力弱者倾向于“找关系”以弥补自身劣势。

**关键词:**社会资本 因果推断关系 一阶差分模型 内生干预效应

### 一、导言:旧瓶新酒

无论是市场经济还是计划经济,西方还是东方,找工作总是一个八仙过海、各显神通的过程。作为一种社会现象,人们对“找关系”司空见惯;作为一种理论假设,“找关系”有利于求职符合理论直觉。举例来说,格兰诺维特早在上世纪70年代就指出弱连带的价值(Granovetter, 1973, 1995/1974),林南在1980年代就提出嵌入性资源的求职功能(Lin, 1999),边燕杰在1990年代就强调了强连带的意义

---

\* 作者感谢香港科技大学吴晓刚教授、牛津大学 Tom Snijders 教授、Nan Dirk de Graaf 教授、瑞典未来研究所 Peter Hedström 教授、山东大学吴愈晓教授、中山大学梁玉成副教授、浙江省社会科学院范晓光助理研究员以及匿名专家的批评和建议。前东德研究得到荷兰科学研究组织的支持(NOW, 500-279-40)。为行文方便,本文用“非自由市场经济”来特指本文所涉及的前东德计划经济和我国社会主义市场经济,与之相对应的则是欧美等“自由市场经济”体系。本概念与国际贸易中的“完全市场经济地位”无关。实际上,我国的市场经济地位已经得到越来越多国家和组织的承认。

(Bian, 1997)。而这三大理论所激发的实证研究近 40 年来有大量积累。乍看起来,这一话题本身了无新意。

但是,作为当代社会学者,我们必须对因果效应刨根问底:“找关系”本身和求职结果之间,是否存在直接的因果关系?在以往的社会资本研究中,聚焦“找关系”直接效应的研究数量有限,且结论众说纷纭,更面临内生性偏误的挑战(Mouw, 2003)。<sup>①</sup>特别是在人们的求职过程中,“找关系”还是“不找关系”的决策并非是随机偶发。一旦这个“自选择偏误”(self-selection bias)在定量分析中得不到克服,我们就无从证实“找关系”本身是否重要。此外,迄今为止诸家研究多局限于欧美自由市场经济。尽管这一脉理论和研究已经持续近 40 年,我们对非自由市场经济下“找关系”的直接效应其实所知不多,更遑论因果推断。

本文将首先对沃克尔和弗莱普(Völker & Flap, 1999)的前东德研究进行复制和拓展,<sup>②</sup>运用“一阶差分”模型(first difference model)和“内生干预效应”模型(endogenous treatment effects model)来识别计划经济条件下“找关系”的直接效应。然后我们将运用同样的一系列模型,对 2002 年的中国城市调查数据进行分析。我们的拓展研究由于同时采用了多个具有不同假设的高级计量模型,结论也就比单一模型的传统研究更可靠。实际上,本文是一篇“旧瓶新酒”的研究:用多个新模型分析多个数据,以此证实或证伪经典的假说。

## 二、文献回溯:方法和体制两大视角

我们分别从模型识别方法和市场体制两大角度,对近期的代表性研究进行总结梳理。而读者们所熟知的经典文献(以林南、边燕杰的系列研究为代表)这里不再赘述,感兴趣的读者可以参阅陈云松、范晓光的研究综述(2010, 2011)。

---

① 以往研究多集中检视社会资本动员量、持有量与求职结果之间的关联,前者也即“已使用的社会资本(used/mobilized social capital)”,后者就是“可使用的社会资本(accessed social capital)”。

② 所谓复制就是利用以往研究的数据和模型,对研究的全过程进行再现;拓展,则是基于相同数据使用更合理的模型,或使用同样的模型对不同数据进行分析(陈云松、吴晓刚, 2012)

## (一)不同的模型识别策略

尽管解决自选择问题很难,但值得庆幸的是近年来仍有数篇使用高级模型缓解估算偏误的研究值得关注。

### 1. 控制更多变量

邦托利阿等(Bentolila et al., 2010)在模型中广泛控制了英语能力甚至健康情况等变量以尽量排除个人异质性。莫斯卡和帕斯托(Mosca & Pastore, 2008)则强调行业特征应纳入回归方程,因为不同行业内“找关系”的直接回报率参差不齐。库格勒(Kugler, 2003)发现,一旦控制了职业类型,“找关系”的作用就不显著了。当然,既然我们无法穷举潜在的遗漏变量,该方法只是模型设置的“底线”。

### 2. 利用面板数据

莫维(Mouw, 2002)利用美国国家青少年纵向研究(NLSY)的面板数据对美国黑人的求职结果进行固定效应(fixed effects)回归,发现“找关系”本身对求职并无影响。在基于NLSY其他年份的面板数据分析中,莫维(Mouw, 2003)使用同样模型并再次确认了前述结论。在计量经济学界,类似的分析还包括库格勒(Kugler, 2003)和佩里扎利(Pellizzari, 2010)。前者通过对美国数据的差分研究发现“找关系”和求职结果没有显著关系。后者发现非正式渠道在奥比荷诸国可以带来高薪,但在希意葡英却导致低薪,其他诸国则无效。当然,如果导致“自选择”的个人异质性是不稳定的,固定效应模型的结论也就会遭受挑战。

### 3. 寻找工具变量

邦托利阿等人(Bentolila et al., 2003)为“找关系”寻找到两个工具变量(IV):被访者所在州的就业率和其兄姊数量。州就业率作为IV的合法性在于:与个人收入无直接关系,但州就业率高,被访者找关系求职的必要性就低;兄姊数是随机的自然现象,<sup>①</sup>但兄姊越多则可用的关系就越多,“找关系”的可能性就越大。他们的分析表明,“找关系”尽管能更快地找到工作,但是找到的工作多为低薪。当然,寻找合适的工具变量非常之难(陈云松, 2012)。

### 4. 内生转换模型

德拉特和萨巴蒂耶(Delattre & Sabatier, 2007)采用内生转换

---

① 实际上这个工具变量的合法性可能会受到质疑,因为子女的数量对于家庭来说可能是内生的。

(endogenous switching model)模型发现,在1990年代的法国,使用社会网络对工资的影响是负面的。梁玉成(2010)基于“2009年中国大城市社会网与求职调查”的分析是我国社会资本研究中第一篇系统处理内生性偏误的重要文献,其分析结果表明,1995年之前的关系使用可以带来正向效益,而1995年之后则相反。但梁文模型设置的不足在于:在自选择方程中应至少设置一个排除限定(exclusion restriction)。<sup>①</sup>

值得注意的是,尽管这批研究关注了自选择问题,但绝大多数只选取了单一的高级计量模型进行分析,这使得研究结论对模型的特定工作假设的依赖较大,<sup>②</sup>分析结果也随不同的模型众说纷纭。因此,利用基于不同假设的多种高级模型对同一数据进行分析,是深化这一领域因果推断的重要路径,这也是本文的缘起之一。

## (二)不同的市场体制

根据陈云松、范晓光(2011)的梳理,从1980年代初到2010年间的24篇英语文献中,仅有两篇早期研究涉及非自由市场经济国家(Bian & Ang, 1997; Völker & Flap, 1999),其他均关注的是自由市场经济国家。中文文献中,张文宏(2006)报告了使用关系和收入的正向关系。而2010年之后的文献中,也仅有两篇涉及转型期社会的社会学定量分析:一为格贝尔和马约洛娃(Gerber & Mayorova, 2010)的俄罗斯工资研究,一为梁玉成(2010)的中国工资研究。而在这有限的五篇研究中,前三篇均未处理内生性问题,甚至有的连职业类型等重要变量都未控制,以致格贝尔和马约洛娃(Gerber & Mayorova, 2010)不得不承认:他们对于使用网络与工作好坏之间关系的发现,仅仅是描述性而非因果性的。

为何我们强调应该关注非自由市场经济体制下的求职行为?第一,自由市场经济下的网络资源往往是商业关系或信息的载体,而非自由市场经济条件下的网络资源可带来权力的影响和捷径(Guthrie,

① 尽管在理论上仅依靠方程自身函数非线性假定就可识别模型,但在实证研究中,确保至少加入一个排除限定是估算此类模型的惯例,否则结果既不稳健也缺乏说服力(参见Maddala, 1999; Verbeek, 2012; Wooldridge, 2010)。

② 唯一的例外是德拉特和萨巴蒂耶(Delattre & Sabatier, 2007),在使用内生转换模型的同时也比较了赫克曼-达宾方法(Heckman-Dubin method)。

1998)。嵌入性资源的性质不同,可能导致不同的因果效应。如不进行跨体制研究,我们就不能确定社会网的力量是否仅是体制所致。第二,非自由市场经济体制下的求职过程,由于受制于欠发达的劳动力市场,可能更倚重社会关系。因此,如果我们证明了非自由市场经济下“找关系”本身不重要,我们可能就得到了证伪经典命题的力证。

### 三、模型设置:“一阶差分”和“内生干预效应”

我们对本文使用的两个不同的高级计量模型进行设置和说明。一阶差分模型(以下简称 FD 模型)和内生干预效应模型(以下简称 ETE 模型)各有所长,而用它们对同一个数据进行分析则具有重要的意义。这是因为,前者假设控制变量外生且异质性不随时间发生变化,后者假设控制变量外生且使用的排除限定合法(而经典的 OLS 模型则假设主解释变量和控制变量均外生)。也就是说,每个模型依赖的工作假设不一样。如果我们在不同的工作假设下使用不同的模型,却得到接近甚至一样的结论,那么我们的分析结果显然就比单模型的方法具有更高的说服力。

#### (一)一阶差分模型(FD 模型)

不失一般性,我们可以写方程如下:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 C_i + \beta_2 X_i + \alpha_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中  $Y_i$  表示第  $i$  个被访者的职业地位或者工资收入等个人劳动力市场结果。 $C_i$  表示是否找了关系(其值取 0 或 1),  $X_i$  则代表一组外生控制变量的向量,  $\alpha_i$  表示被访者的异质性,  $\varepsilon_i$  是误差项。前文多次提及,直接使用 OLS 方法进行回归,就等于想当然地预设“找关系”是随机行为而导致估算的内生性偏误。

我们分别为  $t$  和  $t-1$  两个时间点各写方程:

$$Y_{it} = \beta_{0t} + \beta_1 C_{it} + \beta_2 X_{it} + \alpha_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{i(t-1)} = \beta_{0(t-1)} + \beta_1 C_{i(t-1)} + \beta_2 X_{i(t-1)} + \alpha_{i(t-1)} + \varepsilon_{i(t-1)} \quad (3)$$

现在假设  $\alpha_{it} = \alpha_{i(t-1)}$ , 我们把(2)和(3)两个方程相减,就会得到:

$$\Delta Y_i = \beta_0 + \beta_1 \Delta C_i + \beta_2 \Delta X_i + \Delta \varepsilon_i \quad (4)$$

其中“ $\Delta$ ”表示从时间  $t$  到  $(t-1)$  的差异。此时,导致选择性偏误的  $\alpha_i$  从方程中被差分掉了。在  $\varepsilon_{it}$  和  $\varepsilon_{i(t-1)}$  不相关的情况下,方程(4)可以用 OLS 方法进行无偏估计。当然,FD 分析的对象必须是换过不同职业的被访者。

不难看出,FD 方法需要跟踪同一个被访者的两期数据。非常巧合的是,尽管沃克尔和弗莱普(Völker & Flap, 1999)当年使用的是截面数据并进行 OLS 分析,但他们实际上对每一个被访者都采集了两个不同时期的数据。异曲同工的是,中国家庭收入调查(CHIPS2002)也对被访者的“现职”和“前一个工作”的详情进行了记录。因此,无论是德国研究还是中国研究,我们都可以利用对同一个被访者两个不同时间点的同样变量的数据进行差分比对,以消除不随时间变化的个人选择异质性,从而缓解选择性偏误问题。

## (二)内生干预效应模型(ETE 模型)

我们用一个二分变量  $C_i$  来表示被访者是否找了关系。当  $C_i = 1$ , 就表明他是关系使用者。当  $C_i = 0$  则反之。这样,ETE 模型可以用两个方程来表达:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 C_i + \beta_2 X_i + \alpha_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$C_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \mu_i \quad (6)$$

其中,如果  $C_i^*$  大于 0,则  $C_i = 1$ ;如果  $C_i^*$  小于 0,则  $C_i = 0$ 。将方程(6)代入方程(5)后,我们得到:

$$\text{当 } C_i^* > 0, C_i = 1 \text{ 时, } Y_i = \beta_1(\gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \mu_i) + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$\text{当 } C_i^* \leq 0, C_i = 0 \text{ 时, } Y_i = \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

也就是说,方程(7)和(8)分别代表干预组和控制组。而实际估算过程可以更直观地写为如下的三个方程组成的联立方程组:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 \hat{\lambda}_i + \varepsilon_i \quad (\text{主回归方程})$$

$$C_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 X_i + \mu_i \quad (\text{选择方程})$$

$$\hat{\lambda}_i = M(\hat{C}_i) \quad (M \text{ 为计算反向密尔斯率的函数})$$

为使内生干预效应模型的估算更为可靠,我们必须在模型中加入排除限定。也就是说,在选择方程中控制一些不和求职结果直接相关的变量。在前东德研究中我们在选择方程里加入了兄弟姐妹的数量和子女数量。在中国研究中,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。理由是,兄弟姐妹

和子女的数量可被认为和个人职业没有直接关系,但可为求职者提供了更多的社会关系,提高找关系的可能性。而自我评估的朋友数量越多,就越可能去主动找关系。自我评估的朋友数量和个人收入没有直接关系。

#### 四、计划经济体制下的“找关系”:前东德的职业声望研究

上世纪 90 年代,沃克尔和弗莱普在对德累斯顿和莱比锡的德国工人进行访谈时,分别调查了其初职和 1989 年的工作详情(数据调查详述参见 Völker,1995)。在当年发表论文之际,社会学界对内生性问题普遍缺乏认知,因此原文中仅对初职和 1989 年的职业声望获得分别做了 OLS 回归,研究结论自然不具因果推断力。表 1 为这项前东德研究的基本数据描述。考虑到 FD 模型里应控制工作经验,一阶差分样本数(483)比 1999 年论文样本数(488)少了 5 人。此外,要使用 FD 模型,我们就只能分析那些起码换过一次工作的人。进行 FD 和 EFE 模型分析的最终工作样本为 432。

表 1 前东德数据基本描述

个体属性	全部 N = 483		工作变化者 N = 432	
	均值	标准差	均值	标准差
年龄	41.38	8.02	41.38	8.01
初职职业声望(SEI)	47.28	12.63	47.18	12.42
89 年职业声望(SEI)	47.82	13.21	47.80	13.07
教育程度	4.02	1.56	4.01	1.56
父亲的职业声望(SEI)	44.91	12.24	44.75	12.16
父亲的教育程度	3.24	1.47	3.23	1.47
	人数	百分比(%)	人数	百分比(%)
找关系获得初职	116	24.02	101	23.38
找关系获得 89 年工作	195	37.04	176	40.74
女性	268	55.49	239	55.32

注:SEI 为以唐启明(Treiman)职业声望量表为基础的德国改进版社会经济指数。

表2中列出了基于前东德数据的OLS、FD和ETE三个模型的分析结果,模型1是沃克尔和弗莱普(Völker & Flap, 1999)文中对德国个人1989年职业地位获得的OLS回归复制,其主要估计量和当年论文几乎一模一样。考虑到FD的分析样本是432个工作变化者,我们在模型2中对这432人也进行一次OLS回归分析,以便和FD模型进行比对。从模型2的结果可见,在“工作变化者”中,“找关系”对1989年的职业声望在0.05显著水平上仍没有显著关联,其主解释变量和控制变量的偏系数基本和模型1相差无几。

表2 前东德的职业声望获得模型

解释变量	最小二乘法模型 OLS		一阶差分模型 FD	内生干预模型 ETE
	模型1	模型2	模型3	模型4
	全体样本 89 职业声望	工作变化者 89 职业声望	工作变化者 职业声望差	工作变化者 89 职业声望
找关系	1.75 *	1.88 *	.41	.58
	(.991)	(1.073)	(1.053)	(1.182)
女性	-.16	-.13	—	-.48
	(.98)	(.903)	—	(1.12)
教育程度	2.31 ***	2.55 ***	—	2.64 ***
	(.411)	(.427)	—	(.486)
父亲的教育程度	-.038	-.051	—	.17
	(.396)	(.422)	—	(.453)
父亲的职业声望	.050	.091 *	—	.03
	(.047)	(.051)	—	(.063)
初职的职业声望	.44 ***	.34 ***	—	.34 ***
	(.056)	(.060)	—	(.063)
年龄	—	-.431	-.519	-.473
	—	(.811)	(.971)	(.901)
年龄的平方		.0069	.0074	.0076
		(.009)	(.012)	(.009)
截距	15.33 ***	22.24	1.29	22.92
	(2.515)	(16.79)	(5.09)	(17.09)
R平方	.39	0.35	.007	

续表 2

	最小二乘法模型 OLS		一阶差分模型 FD	内生干预模型 ETE
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
Wald 检验				P = .034
观测值数	483	432	864	432
样本数	483	432	432	432

注：(1) 标准误为异方差稳健型估计。(2) \* p < 0.1; \*\* p < 0.05; \*\*\* p < 0.01。

对比模型 2 和模型 3, 我们发现在使用了 FD 模型之后, “找关系”的偏系数从 1.88 下降为 0.41, 且不再统计显著。而 FD 分析结果的标准误和 OLS 的标准误相差无几。因为 FD 模型可以消除一切不随时间变化的个人异质性所可能导致的内生性偏误, 如果我们相信影响德国工人求职方式的非观测因素是稳定的, 我们就可以得出结论: “找关系”对于职业声望的获得没有因果影响力。<sup>①</sup>

模型 4 则给出了 ETE 模型的最大或然估计量。Wald 检验的 P 值小于 0.05, 表明和 OLS 模型相比, 我们更应该接受 ETE 模型的结论。从表中我们不难发现, 无论是偏系数还是标准误, ETE 模型和 FD 模型所得出的结论都非常接近: 一旦对自选择偏误进行了处理, “找关系”和职业声望之间的关联就变小了, 变得更不显著了。

## 五、转型期市场中的“找关系”： 中国城镇居民的工资研究

理论上, 要进行跨国比对, 最好能关注同一种因变量。但在中国研究部分中我们关注的是工资而非职业声望。原因有二: 1) 德国数据中关于初职的收入没有统计; 2) 中国家庭收入调查 (CHIPS2002) 未问及居民的具体职业。不过, 虽然职业声望和工资具有不同的决定因素, 但

① 从被访者初职到 1989 年之间的时间跨度可能很长, 个人异质性不随时间变化的假设可能被质疑。为此我们尝试了对 35 岁以下的被访者和 30 岁以下的被访者分别进行同样的 FD 分析, 并发现结果和文章一致。限于篇幅, 不在表格中展示。

“找关系”对于二者发挥作用的机理是大致类似的。因此,两国分析仍然具有一定的可比性。

CHIPS2002 由国家统计局和中国社科院经济学研究所合作进行,其中城镇户籍样本来自 22 省,共 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,就对前职的获得方式、收入等等进行提问。这就为我们提供了一个难得的两期面板数据。剔除相关的缺失数据后最后的分析样本为 9328 人。其中,750 人是 2000 - 2002 年这 3 年内的“工作变化者”。基本数据描述见表 3。

表 3 中国数据基本描述 (N = 9328)

变 量	全部 N = 9328		工作变化者 N = 750	
	均值	标准差	均值	标准差
年龄	41.34	8.27	38.6	8.15
教育程度	11.39	2.99	11.1	2.94
前职年工资	—	—	7506	6062
现职年工资	12493	8971	10271	11292
获前职前的经验	—	—	21.23	9.53
获现职前的经验	23.95	9.38	21.52	9.42
	人数	百分比(%)	人数	百分比(%)
女性	4060	43.52	364	48.53
找关系获得前职	—	—	121	16.13
找关系获得现职	754	8.08	202	26.93
现职单位性质				
机关事业单位	2945	31.57	159	21.20
国有企业	3210	34.41	107	14.27
集体企业	602	6.45	34	4.53
合资和外企	173	1.85	17	2.27
私营或自雇	2398	25.71	433	57.73
前职单位性质				
机关事业单位	—	—	96	12.80

续表 3

变 量	全部 N = 9328		工作变化者 N = 750	
	均值	标准差	均值	标准差
国有企业	—	—	217	42.27
集体企业	—	—	98	13.07
合资和外企	—	—	12	1.60
私营或自雇	—	—	227	30.27

对 CHIPS2002 数据的分析结果参见表 4。考虑到工资收入的偏度,我们使用工资对数作为因变量。

表 4 中国的工资获得模型

解释变量	最小二乘法模型 OLS		一阶差分模型 FD	内生干预模型 ETE
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	全体样本 现职工资	工作变换者 现职工资	工作变换者 工资差	工作变换者 现职工资
找关系	-.141 *** (.023)	-.136 *** (.051)	-.080 (.052)	.17 (.146)
女性	-.181 *** (.011)	-.057 (.045)	— —	-.050 (.046)
教育程度	.064 *** (.002)	.042 *** (.010)	— —	.046 *** (.010)
工作经验	.026 *** (.003)	.022 (.010)	-.028 (.072)	.011 (.12)
工作经验的平方	-.0003 *** (.000)	-.00004 (.0002)	.0002 (.002)	-.0004 (.0003)
现职单位性质				
国有企业	-.185 *** (.013)	-.041 (.021)	-.060 (.056)	-.067 (.081)
集体企业	-.457 ***	-.195 **	-.195 **	-.199 **

续表 4

	最小二乘法模型 OLS		一阶差分模型 FD	内生干预模型 ETE
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	(.024)	(.092)	(.087)	(.095)
合资和外企	-.029	-.077	-.006	-.16
	(.047)	(.27)	(.183)	(.23)
私营或自雇	-.321 ***	-.105 *	-.185 **	-.123 **
	(.024)	(.056)	(.002)	(.062)
前职工资(3年内)	—	.48 ***	—	.50 ***
	—	(.045)	—	(.048)
省份虚拟变量	YES ***	YES ***	—	YES ***
截距	8.954 ***	4.627 ***	.255 ***	4.346 ***
	(.056)	(.487)	(.028)	(.588)
R 平方	.32	.38	.03	
Wald 检验				P = .039
观察值数量	9328	750	1500	750
样本数	9328	750	750	750

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74个城市之内,可能相互不独立。(2)\* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$ 。(3)虚拟变量中,不找关系、机关事业单位、男性为参照群体。(4)YES \*\*\*表示省份虚拟变量显著。

模型1用OLS方法估算全体样本中“找关系”对现职工资的影响。“找关系”的偏系数为-0.141,在0.01的统计水平上显著。模型2对750名“工作变换者”进行OLS回归,并控制了前职的工资。此时“找关系”的偏系数变为-0.136,但仍在0.01的统计水平上显著。显然,基于“工作变换者”的模型2和基于全体样本的模型1所获得的结果高度一致:“找关系”和工资负向相关。

模型3对750名工作变换者进行FD分析。当不随时间变化的个人异质性从模型中被差分掉之后,我们发现,“找关系”的偏系数上升为-.079,但不再在0.05的统计水平上显著,而其标准误和OLS标准误非常接近。如果我们相信三年内中国城镇居民的异质性是稳定的,那么我们就可以认为,“找关系”对于中国城镇居民的工资并没有直接影响力。模型1和模型2中那些统计显著的负向关系反映的不过

是个人选择方面的异质性。

模型4为ETE模型,采取最大或然法估算。与OLS模型相比,ETE模型中“找关系”的作用上升到0.17,仍然不显著。而且,Wald检验足以在0.05水平上拒绝零假设。也就是说,ETE模型结果要比OLS分析可靠。这样,基于ETE模型我们也可以得出一个结论:在纠正了自选择偏误之后,OLS回归中报告的“找关系”与收入之间的显著负相关消失了。这个结论与基于FD分析的结论基本一致。

## 六、诠释和比较:正向选择和逆向选择

前东德和中国两国数据的复制和拓展研究表明,一旦控制了自选择,“找关系”与职业声望或工资之间的关系就不再统计显著。这可以表明,在计划经济或转轨性经济条件下,“找关系”对于职位并不具有直接拉动作用。但比较中德分析,我们就会发现,基于个人异质性的求职方式选择,在两国存在一定的差异。这集中表现在,德国数据分析中的OLS模型会高估“找关系”对于职业声望的拉动力(对于工作变换者,OLS模型偏系数1.88,FD模型偏系数0.41,ETE模型偏系数0.58),而中国数据分析的OLS模型会低估“找关系”对于工资的拉动力(对于工作变换者,OLS模型偏系数-0.14,FD模型偏系数-0.08,ETE模型偏系数0.17)。我们就此提出两种不同的求职方式选择模式,以诠释以上的发现。

### (一)正向选择(positive selection)

正向选择的特点就是,“找关系”与求职结果以及遗漏变量存在相同方向的关联。引发“正向选择”有两个可能来源。第一种是,能力更强的人倾向于“找关系”,而能力本身必然和工作正相关。另一种情况是,好岗位要通过非正式渠道才能获得。我们接下来分别对二者进行排查,讨论其是否可解释前东德案例。

#### 1. 基于能力的正向选择

无论是制度环境还是数据解读,基于个人能力的“正向选择”都可为前东德分析结果提供诠释。第一,在制度环境方面,1989年统一前夕前东德的近1000万名社会劳动者是处于计划经济的严格劳动力管制之下

的(陈陵,1999),也因此,前东德并没有真正意义上的自由流动的劳动力市场。这样,能力强的求职者可能会更愿意求助于通往权力的社会连带。第二,在数据解读方面,尽管个人能力本身无法观测,但我们可以间接检验那些代表能力的显性变量是否和“找关系”正相关。为此,我们在表5中展示了前东德被访者中“找关系”和“不找关系”两个群体在能力显性变量方面的差异。不难发现,“找关系”者的平均教育程度、平均年龄均更高。实际上,ETE模型的第一阶段回归本身就是一个对使用关系与否的预测模型,可以为我们的判断提供一些依据。从回归结果看(篇幅有限,文中未列出),这些能力显性变量和“找关系”之间的关系都是正向的。

## 2. 基于职业类型的正向选择

作为制度因素,前东德的社会经济环境同样也支持基于职业类型的“正向选择”诠释。在社会主义东德,职业声望较高的工作是党政机关和国企。而要进入这些国有机构,必须依赖分配渠道,通往权力资源的社会关系往往起到重要的作用。这样,“找关系”、岗位类型和职业声望之间可能就是一个两两正相关的格局。既然前东德分析没有控制职业类型,我们也就不能排除是职业类型导致了“正向选择”。

表5 关系使用者和不使用者的显性能力差异(前东德数据)

人 数	找关系的		不找关系的	
	176		256	
和能力有关的指标	均值	标准差	均值	标准差
教育程度	4.08	1.60	3.96	1.54
年龄	41.65	8.08	41.18	7.96

## (二)逆向选择(negative selection)

逆向选择的特点就是,“找关系”与求职结果以及遗漏变量存在相反关联。其主要来源包括无法观测的能力、代表劳动力市场特征的就业机会,以及职业类型等等。比如,能力弱的人为弥补自身劣势,会更主动地“找关系”;或者,通过“找关系”获得的职位多集中于较差的行业。下面,我们主要排查前两个来源,<sup>①</sup>分别讨论它们是否可解释中国案例。

<sup>①</sup> 因为模型中我们控制了职业类型,因此基于职业类型的逆向选择可以被忽略。

### 1. 基于能力的逆向选择

无论是制度环境还是进一步的数据解读,基于个人能力的“逆向选择”都可为中国分析提供好的诠释。第一,从制度因素上看,21世纪初的中国,传统计划经济体制正在向市场经济转轨,工作分配体制已经停止,新的劳动力市场和就业方式正在形成。能力强的人已不再需要像计划经济时代一样过多地依赖权力来争取好工作。<sup>①</sup> 第二,在数据解读方面,我们对“找关系”和代表能力的显性指标进行了关联分析。从表6中不难发现,使用社会关系的人的平均教育年数、平均年龄都要低于不用关系的群体。和前东德的案例分析一样,我们也可以观察ETE模型第一阶段的回归结果。实际上,我们发现使用关系与否与教育程度之间为显著负向相关。

表6 关系使用者和不使用者的显性能力差异(中国数据)

人 数	找关系的		不找关系的	
	202		548	
和能力相关的指标	均值	标准差	均值	标准差
教育年数	10.52	2.56	11.31	3.05
年龄	38.9	8.43	38.5	8.05

### 2. 基于就业机会的逆向选择

基于就业机会的“逆向选择”也可以解释中国案例。劳动力市场上就业机会导致求职方式差异的理论由蒙哥马利(Montgomery, 1992)提出,其主要观点就是:只有当通过非正式渠道得来的就业机会要好于正式渠道提供的就业机会时,人们才会去“找关系”。也因此,就业机会和工资正相关,但和“找关系”负相关。而一旦就业机会被从模型中遗漏,OLS回归就会低估“找关系”对于工作的影响力。既然CHIPS2002数据中无法提供对劳动力市场就业机会的测度,作为遗漏变量的就业机会,可能是导致“逆向选择”的主要因素之一。

① 考虑到中国是一个人情回报社会,使用社会资源总是与未来的道德经济义务紧密关联(Hwang, 1987)。如能够通过市场和自己的努力获得好工作,能力强的人自然会首先考虑不求助他人。关于中国转型期社会网的研究参见Bian & Logan, 1996; 边燕杰、张文宏 2001。

## 七、结 语

迄今为止,对“找关系”求职效应的研究,方法传统单一,结论众说纷纭,国别范围有限。本文的贡献在于:第一,使用复制和拓展研究的方法,用高级计量模型来排除自选择偏误,证实了“找关系”对于工作结果并无直接的因果作用。第二,使用前东德和中国的的数据,对欧美等自由市场经济之外的求职行为进行了详细分析与诠释,填补了实证研究方面的空白。第三,对同一个数据同时采取不同的高级计量模型来进行分析,其研究结果比单一模型的结果更加具有说服力。

在德国研究中,我们首先对沃克尔和弗莱普(Völker & Flap,1999)的职业声望模型进行了OLS回归复制,并利用FD和ETE模型进行拓展研究。其后,我们对中国的工资模型也分别进行了同样分析。中德两国研究表明,“找关系”本身无法帮助求职者获得更好的工作。不过,德国研究表明,自选择导致OLS估计量上偏;中国研究表明,自选择导致OLS估计量下偏。本文给出的诠释就是:计划经济下的前东德,由于工作分配体系的存在,个人求职方式选择是典型的“正向选择”,也即能力强者倾向于使用社会关系,或好工作往往须通过找关系获得。而在转型期的中国,个人求职方式的选择多体现出“逆向选择”的特征,能力弱者倾向于“找关系”以弥补自身劣势,而能力强者只有在预期“找关系”获得的就业机会比“不找关系”要好的时候,才会去求助他人。

值得强调的是,尽管FD方法和ETE方法同时运用让我们对“找关系”无益的结论具有信心,但本文并不打算就此宣称这是此类研究的终结。我们认为,“关系”对个人劳动力市场结果的效应会随帮助者本身、工作环境、制度因素等等变化而变化。而求职方式上的选择行为,也必然建立在不同能力、不同地位、不同职业取向的人群区隔之上。尽管已有学者提出,我们在今后的研究中应该对分析对象进一步细化(吴愈晓,2011)。但我们还应该认识到,对分析对象进行细化往往依赖的是可观测到的显性人群差异。而本文强调的是,对于我们无法观测到甚至想象不到的潜在差异与区隔,惟有从控制遗漏变量、解决内生性问题的角度来进行。

### 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。

- 陈凌,1999,《就业体制转型的模式比较:东德与中国》,《管理世界》第1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。
- 梁玉成,2010,《社会资本和社会网无用吗?》,《社会学研究》第5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。
- 张文宏,2006,《社会网络资源在职业配置中的作用》,《社会》第6期。
- Bentolila, Samuel, Claudio Michelacci & Javier Suarez 2003, “Social Contacts and Occupational Choice.” CEPR Discussion Paper No. 4308.
- 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).
- Delattre, Eric & Mareva Sabatier 2007, “Social Capital and Wages: An Econometric Evaluation of Social Networking’s Effects.” *Labour* 21(2).
- Finkel, Steven 1995, *Causal Analysis with Panel Data*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Gerber, Theodore P. & Olga Mayorova 2010, “Getting Personal: Networks and Stratification in the Russian Labor Market, 1985 – 2001.” *American Journal of Sociology* 116.
- Granovetter, Mark S. 1973, “The Strength of Weak Ties.” *American Journal of Sociology* 78(6).
- 1995/1974, *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Guthrie, Douglas 1998, “The Declining Significance of Guanxi in China’s Economic Transition.” *The China Quarterly* 154.
- Holzer, Harry J. 1987, “Hiring Procedures in the Firm: Their Economic Determinants and Outcomes.” In Morris M. Kleiner, Richard N. Block, Myron Roomkin & Sidney W. Salsburg (eds.), *Human Resources and Firm Performance*. Madison, WI: Industrial Relations Research Association.
- Hwang, Kwang-kuo 1987, “Face and Favor: The Chinese Power Game.” *American Journal of Sociology* 92(4).
- Kugler, Adriana D. 2003, “Employee Referrals and Efficiency Wages.” *Labour Economics* 10(5).
- Lin, Nan 1999, “Social Networks and Status Attainment.” *Annual Review of Sociology* 25.
- Maddala, Gangadharrao Soundalayarao 1999, *Limited-dependent and Qualitative Variables in*

- Econometrics. Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- Montgomery, James D. 1992, "Job Search and Network Composition: Implications of the Strength-of-Weak-Ties Hypothesis." *American Sociological Review* 57.
- Mosca, Michele & Francesco Pastore 2008, "Wage Effects of Recruitment Methods: The Case of the Italian Social Service Sector." IZA Discussion Paper 3422.
- 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.
- Pellizzari, Michele 2010, "Do Friends and Relatives Really Help in Getting a Good Job?" *Industrial and Labor Relations Review* 63(3).
- Verbeek, M. 2012, *A Guide to Modern Econometrics*. Hoboken, NJ: Wiley.
- Völker, Beate 1995, "Changes in Personal Networks in the Former GDR." In *Should Auld Acquaintance Be Forgot? Institutions of Communism, the Transition to Capitalism and Personal Networks: The Case of East Germany*. Amsterdam: Thesis Publishers.
- 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).
- Wooldridge, J. M. 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Mass.: MIT Press.

作者单位:南京大学社会学院(陈云松)

荷兰皇家艺术与科学院、荷兰乌得勒支大学社会学系(比蒂·沃克尔)

荷兰乌得勒支大学社会学系(亨克·弗莱普)

责任编辑:杨可

However, this contractual society could be overturned by the arbitrary will of individuals and returns back to the state of nature. In order to determinate the arbitrary and abstract person, Durkheim argues that the society is a natural reality, which has the natural necessity independent of the particular will of the individuals. This character is reflected in the naturalness of the morals. The morals are generated from the common life naturally, and have natural necessity. The freedom or autonomy of the individuals does not lie in his arbitrary will, but is based on his respect for the social fact and taking action according to the normal necessity of the society. It is this conviction that constitutes the basic belief of the positive sociology.

Educational Choice: Rationality or culture .....  
..... *Wang Jin & Wang Ningning* 76

**Abstract:** How do students make educational choices? Existing research indicates that rational choice and culture interact to affect students' choices. Educational choices are not just personal, but institutional. Rational factors and cultural factors work differently in different institutional settings. Using data collected in seven junior high schools in Guangzhou, we find that cultural factors have stronger effects on public school students and rational choice factors have stronger effects on private school students on their educational choices.

Does Using Contacts Matter: A multi-model replication and extension in non-free market economies .....  
..... *Chen Yunsong, Völker Beate & Flap Henk* 101

**Abstract:** Previous studies on the direct effects of using contacts on job outcomes, to a large extent, have ignored the potential endogeneity problem impairing causal inferences. In addition, these studies merely focus on countries under full market economy. This paper first conducts a replication and extension on Völker and Flap's study (1999) on status attainment in former East Germany, using the first difference method to deal with self-selection problem. Chinese data are then analyzed with the same model. Findings based on the two countries suggest that there is no evidence supporting the direct role of using contacts. The German study reveals that the effects of using contacts are overestimated without taking account into self-selection, while the Chinese study reports downwardly biased estimates. Positive selection versus negative selection during the process of selecting job search methods is therefore proposed to interpret the findings.