

改革开放以后中国人的代内职业流动

刘 群¹, 张文宏²

(1. 上海应用技术学院, 上海 201418; 2. 上海大学, 上海 200444)

〔摘 要〕为了解当代中国人的职业流动状况, 基于对大型调查数据的资料分析, 研究发现了改革开放以后当代中国人职业流动的一些新特点: 1. 中国社会的开放水平因区域经济发展水平不同而有所差异。2. 职业地位获得的路径也呈现出不同的模式, 相对而言, 越是开放的地区自致性因素对职业地位的影响越强。3. 教育是最为突出显著的影响因素。4. 没有足够的证据证明社会的阶层已经固化, 也没有证据证明家庭对性别的影响有偏好。

〔关键词〕社会流动; 职业地位; 社会资本

〔中图分类号〕C913. 2

〔文献标识码〕A

〔文章编号〕1008-9314 (2015) 01-0086-05

DOI:10.14063/j.cnki.1008-9314.2015.01.020

在社会流动最经典的布劳邓肯研究模型^[1]之后, 又有一些模型补充加入了包括性别、种族、同期群、政治忠诚、单位地位和网络关系等六种视角^[2], 从个人、关系、组织和社会等不同研究层面对其进行改造或挑战。而社会学家在对中国人社会地位流动状况的经验研究中, 除了偏重于先赋性因素如父亲教育和父亲职业地位对子女社会地位流动的影响和自致性因素如自己的教育和首份职业对现在社会地位的影响之外, 还加入了一些中国特色的中介变量^[3], 如“党员资格”^[4]、“单位类型”、“户口”、“家族社会关系”^[5]等制度性因素进行研究。大都集中在探讨职业地位的获得原因和手段上, 即为什么大家找到不同的工作获得不同的职业, 而少有人对职业地位的变动进行研究。本研究拟回答的问题就是, 就业之后的职业地位是否有变动? 是保持和初次就业时一样, 还是今非昔比实现了向上流动或是向下流动?

一、研究数据、研究策略与变量

(一) 研究数据

2011 年国家社科基金重大项目“社会分层流动的和谐互动研究”课题组分城乡进行随机抽样, 在“社会发展与社会建设调查 2012 年度调查”数据中, 有 5745 个有效样本。其中, 男性样本 2840 个, 占 49.4%, 女性样本 2905 个, 占 50.6%。年龄在 17-20 岁者占 3.4%; 在 21-30 岁之间者占 18.0%; 在 31-40 岁之间者占 19.7%; 在 41-50 岁之间者占 25.4%; 在 51-60 岁之间者占 19.4%; 在 61-70 岁之间者占 14.1%。学历分布为: 无学历者 643 人, 占 11.2%; 小学和初中毕业生 2889 人, 占 50.3%; 高中及中专技校毕业生 1245 人, 占 21.7%; 大学专科及以上者 1081 人, 占 18.8%。未婚的占 13%, 不

〔收稿日期〕2014-12-24

〔基金项目〕国家社科基金 2011 年度重大项目“社会分层流动的和谐互动研究”(11&ZD035) 的阶段性成果

〔作者简介〕刘群, 女, 上海大学社会学博士, 上海应用技术学院硕士生导师; 张文宏, 教育部长江学者, 上海大学社会学院院长, 教授, 博士生导师。

是未婚的占 87%。中共党员占 10.8%，非党员占 89.2%。有当地户口的 2840 人，占 49.4%；非当地户口的 2905 人，占 50.6%。

（二）研究假设

根据调查数据和问卷设计，结合社会现实，我们特提出以下研究假设。

假设 1：地域职业流动差异假设，在不同工业化程度的地区，影响社会成员社会地位的获得的因素将有所差异。在工业化程度更高的中国东南沿海地区，个人社会地位获得将主要取决于后致性因素的影响；而在工业化程度更低的中国西部地区，个人社会地位获得将主要取决于先赋性因素的影响。

假设 2：教育机会假设，教育对个人的职业地位获得有重要影响，上过大学的人获得的职业地位应该会比没有上过大学的职业地位更高。

假设 3：第一份工作假设，个人的第一份工作会极大地影响个人未来大职业发展方向和成就。第一份工作的职业地位越高，其越不会换工作，第一份工作的职业地位越低，越有可能换工作。再者，第一份工作的职业地位越高，其现在的职业地位也越高。

假设 4：社会资源假设，家族所拥有的良好社会资源越多，对其职业地位获得影响力越强，反之，家族所拥有的良好社会资源越少，对其职业地位获得影响力越弱。

假设 5：户籍屏障假设，即户籍制度会严重影响人们的社会流动，限制其社会地位上升的高度。城市户籍的人们流动性更大，流动更频繁，社会地位流动得更高。农村户口出身的人们流动能达到的高度受限，可能比城市户籍的人们能达到的社会地位更低。

（三）变量介绍

1. 因变量共有两个，分别是：目前职业地位；相对职业地位。

（1）目前职业地位：职业声望得分采用了学术界最通用的参考戈登索普（J. H. Goldthorpe）^{〔6〕}的职业分类框架^①而设定的职业声望得分和阶层序列。

（2）相对职业地位：是用目前职业地位分数减去第一份工作的职业地位分数，若大于 0，取“+”，表示相对职业地位上升；若小于 0，取“-”，表示相对职业地位下降；等于零，表示相对职业地位没变，作为参照组。

2. 自变量主要有：自己的受教育程度；自己的首份工作职业地位；父亲的受教育程度；父亲的职业地位。

（1）受教育程度：使用“受教育年数”这个测量指标将其转化为连续变量。

（2）父亲的职业地位：使用父亲的职业声望得分进行测量，职业声望得分采用了学术界最通用的参考戈登索普（J. H. Goldthorpe）的职业分类框架而设定的职业声望得分和阶层序列。

（3）首份工作的职业地位：职业声望得分采用了学术界最通用的参考戈登索普（J. H. Goldthorpe）的职业分类框架而设定的职业声望得分和阶层序列。

3. 控制变量主要有：年龄，性别，党员，婚姻状况，户籍属性，工作所在省份，工作单位和家族其他亲属有无良好社会资源，都是二分的虚拟变量。

二、相对职业地位变化的状况

在对影响相对职业地位上升的分析中，我们发现，相对职业地位变化主要有三种表现形式。一是相对职业地位上升，即现在职业地位大于初职职业地位，实现了向上流动，在本研究 4650 个分析样本中，上向流动的共 794，占 17.1%；二是相对职业地位持平，即现在职业地位与初职职业地位一致，没有变化的共 3295，占 70.9%；三是相对职业地位下降，即现在职业地位小于初职职业地位，下向流动的共 561，占 12%。

（一）相对职业地位上升

我们通过两个 LOGIT 模型来研究影响相对职业地位上升的因素。第一个模型是以相对职业地位是否上升为因变量，其中，上升的赋值为 1，共有 794；没有上升的赋值为 0，共有 3856；以自己的受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数和父亲职业地位为自变量。第二个模型是以相对职业地位是否上升为因变量，之后加入了一些控制变量，以自己的受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数、父亲职业地位、是否在东南沿海工作、性别、是否中共党员、年龄、是否上过大学、14 岁时户口、是否本地户口、

① Goldthorpe, J. H. 1987, Social Mobility and Class Structure in Modern Britain, Oxford University Press.

家族社会资源、婚姻状况、目前就业单位为自变量。对照研究发现，工作地域、婚姻状况、性别、是否上过大学、家族社会资源状况、就业单位类型对相对职业地位上升的影响非常显著。

研究结果如表 1 所示，现在东南沿海工作的人的相对职业地位上升的机率是不在东南沿海工作的人的 275%，有伴侣的非未婚人士是未婚人士的相对职业地位上升机率的 229%，男性相对职业地位上升的机率是女性的 137%，家族有良好社会资源的人士相对职业地位上升的机率是家族没有良好社会资源人士的 133%，在国有单位工作的相对职业地位上升几率是不在国有单位工作的 114%，上过大学的人士相对职业地位上升的机率是没上过大学人士的 92.4%。

表 1 Logit models 分析相对职业地位上升的影响因素

	Model A 相对职业地位上升			Model B 相对职业地位上升		
	B	S. E.	Exp(B)	B	S. E.	Exp(B)
父亲受教育年数	.052 ***	.012	1.053	.023	.014	1.023
父亲职业地位	.004	.002	1.004	.006 **	.003	1.006
受教育年数	.207 ***	.015	1.230	.178 ***	.020	1.195
初职职业地位	-.045 ***	.003	.956	-.053 ***	.004	.949
年龄				-.022 ***	.004	.978
性别(1 = 男)				.314 ***	.087	1.368
是否中共党员(1 = 是)				.133	.147	1.142
大学专科及以上(1 = 是)				-.079	.157	.924
是否未婚(1 = 非未婚)				.830 ***	.146	2.293
少时是否农业户口(1 = 是)				-.245 *	.114	.783
是否本地户口(1 = 是)				-.649	.108	.522
家族有没有良好社会资源(1 = 有)				.287 **	.097	1.332
目前是否就职国有部门(1 = 是)				.132	.165	1.141
是否在东南沿海工作(1 = 是)				1.010 ***	.089	2.745
Constant	-2.505 ***	.111	.082	-1.796 ***	.318	.166
-2 Log likelihood	3892.025 ^a			3624.407 ^a		
χ ²	360.831			624.542		
df	4			14		
分析样本量 N	4650			4650		
Model A. 因变量是相对职业地位是否上升,其中,上升的赋值为 1,共有 794;没有上升的赋值为 0,共有 3856;自变量是:受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数和父亲职业地位。 Model B. 因变量是相对职业地位是否上升,其中,上升的赋值为 1,共有 794;没有上升的赋值为 0,共有 3856;自变量是:受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数、父亲职业地位、是否在东南沿海工作、性别、是否中共党员、年龄、是否上过大学、14 岁时户口、是否本地户口、家族社会资源、婚姻状况、目前就职单位。 * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 SE = standard error.						

这也和一些人口学家的发现基本一致。^[7]或许，我们也可以认为，经济发达的东南沿海地区给人们的职业选择更多的自由，更有利于人们实现改变命运的梦想；婚姻会增大相对职业地位上升的机率，也许是

在强调配偶的影响力，男性的职业空间仍然优于女性，社会资本对人的职业地位提升仍有重要影响，单位仍然是一个巨大壁垒，上过大学会给职业地位上升提供更多可能性。

(二) 相对职业地位下降

在对影响相对职业地位下降的分析中，我们也使用了两个 LOGIT 模型。第一个 LOGIT 模型是以相对职业地位是否下降为因变量，其中，下降的赋值为 1，共有 561；没有下降的赋值为 0，共有 4089。以自己的受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数和父亲职业地位为自变量。第二个 LOGIT 模型是以相对职业地位是否下降为因变量，之后加入了一些控制变量，以自己的受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数、父亲职业地位、是否在东南沿海工作、性别、是否中共党员、年龄、是否上过大学、14 岁时户口、是否本地户口、家族社会资源、婚姻状况、目前就业单位为自变量。对照研究发现，是否中共党员、是否上过大学、是否本地户口，目前就业单位类型对相对职业地位下降的影响非常显著。

研究结果如表 2 显示，中共党员相对职业地位下降的机率是非中共党员的 57%，上过大学的相对职业地位下降的机率是没上过大学人士的 39%，有本地户口的人相对职业地位下降的机率是没有本地户口的人的 56%，目前就职国有部门的人相对职业地位下降的机率是目前非国有部门就职的人的 44%。

表 2 Logit models 预测模型分析相对职业地位下降的影响因素

	Model A 相对职业地位下降			Model B 相对职业地位下降		
	B	S. E.	Exp(B)	B	S. E.	Exp(B)
父亲受教育年数	.030 *	.014	1.030	.001	.015	1.001
父亲职业地位	.002	.003	1.002	.007 *	.003	1.007
受教育年数	-.040 **	.016	.961	.003	.021	1.003
初职职业地位	.030 ***	.003	1.031	.042 ***	.003	1.043
年龄				-.012	.005	.988
性别(1 = 男)				.100	.097	1.105
是否中共党员(1 = 是)				-.561 **	.170	.571
大学专科及以上(1 = 是)				-.949 ***	.166	.387
是否未婚(1 = 非未婚)				.298	.158	1.347
少时是否农业户口(1 = 是)				.132	.126	1.141
是否本地户口(1 = 是)				-.572 ***	.115	.564
家族有没有良好社会资源(1 = 有)				.124	.108	1.132
目前是否就职国有部门(1 = 是)				-.832 ***	.188	.435
是否在东南沿海工作(1 = 是)				.514 *	.100	1.672

	Model A 相对 职业地位下降			Model B 相对 职业地位下降		
Constant	-2.884 ***	.112	.056	-3.084 ***	.336	.046
-2 Log likelihood	3238.893 ^a			3033.656 ^a		
χ^2	185.446			390.168		
df	14			14		
分析样本量 N	4650			4650		
Model A. 因变量是相对职业地位是否下降,其中,下降的赋值为1,共有561;没有下降的赋值为0,共有4089。 自变量是:受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数和父亲职业地位。 Model B. 因变量是相对职业地位是否下降,其中,下降的赋值为1,共有561;没有下降的赋值为0,共有4089。自变量是:受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数、父亲职业地位、是否在东南沿海工作、性别、是否中共党员、年龄、是否上过大学、14岁时户口、是否本地户口、家族社会资源、婚姻状况、目前就职单位。 * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001 SE = standard error.						

换句话说,也许我们可以认为,中共党员、上过大学的、有本地户口的和在国有部门政府和事业单位工作的人们相对职业地位下降的可能性要比非中共党员、没上过大学的、无本地户口的和不在国有部门非政府机关和事业单位工作的人们更小。这在某种程度上,也再次说明体制内的党员身份和国有部门单位以及学历与户口存在某种优越。

(三) 相对职业地位保持不变

在对影响相对职业地位保持不变的分析中,我们也使用了两个 LOGIT 模型。第一个 LOGIT 模型是以相对职业地位是否持平为因变量,其中,持平的赋值为1,共有3295;有变化的赋值为0,共有1355。以自己的受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数和父亲职业地位为自变量。第二个 LOGIT 模型是以相对职业地位是否持平为因变量,之后加入了一些控制变量,以自己的受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数、父亲职业地位、是否在东南沿海工作、性别、是否中共党员、年龄、是否上过大学、14岁时户口、是否本地户口、家族社会资源、婚姻状况、目前就职单位为自变量。对照研究发现,年龄、是否上过大学、婚姻状况、家族社会资源状况、目前就职单位类型和工作地域对相对职业地位持平的影响非常显著。

研究结果如表3所示,年长者相对职业地位保持不变的几率是年轻者的102%,男性相对职业地位保持不变的几率是女性的75%,上过大学的相对职业地位保持不变的几率是没上过大学的190%,有伴侣的已婚人士相对职业地位保持不变的几率是未婚人士的48%,有本地户口的人相对职业地位保持不变的几率

是无本地户口人士的221%,家族有良好社会资源的人相对职业地位保持不变的几率是家族没有良好社会资源的人的76%,目前就职国有部门的人相对职业地位保持不变的几率是目前非国有部门就职的人的138%,现在东南沿海广东、上海工作的人的相对职业地位保持不变的几率是不在东南沿海工作的人的39%。

表3 Logit models 预测模型分析相对
职业地位持平的影响因素

	Model A 相对 职业地位持平			Model B 相对 职业地位持平		
	B	S. E.	Exp(B)	B	S. E.	Exp(B)
父亲受教育年数	-.047 ***	.010	.954	-.014	.011	.986
父亲职业地位	-.004 *	.002	.996	-.008 ***	.002	.992
受教育年数	-.108 ***	.012	.898	-.120 ***	.016	.887
初职职业地位	.008 ***	.002	1.008	.005 *	.003	1.005
年龄				.020 ***	.004	1.020
性别(1=男)				-.293 ***	.072	.746
是否中共党员(1=是)				.180	.121	1.197
大学专科及以上(1=是)				.642 ***	.127	1.900
是否未婚(1=非未婚)				-.730 ***	.123	.482
少时是否农业户口(1=是)				.063	.094	1.065
是否本地户口(1=是)				.794 ***	.090	2.211
家族是否有良好社会资源(1=有)				-.280 **	.081	.756
目前是否就职国有部门(1=是)				.321 **	.132	1.379
是否在东南沿海工作(1=是)				-.935 ***	.073	.393
Constant	1.919 ***	.084	6.812	1.671 ***	.254	5.316
-2 Log likelihood	5350.226 ^a			4879.959 ^a		
χ^2	257.134			724.244		
df	4			14		
分析样本量 N	4650			4650		
Model A. 因变量是相对职业地位是否持平,其中,持平的赋值为1,共有3295;有变化的赋值为0,共有1355。 自变量是:受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数和父亲职业地位。 Model B. 因变量是相对职业地位是否持平,其中,持平的赋值为1,共有3295;有变化的赋值为0,共有1355。 自变量是:受教育年数、初职职业地位、父亲受教育年数、父亲职业地位、是否在东南沿海工作、性别、是否中共党员、年龄、是否上过大学、14岁时户口、是否本地户口、家族社会资源、婚姻状况、目前就职单位。 * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001 SE = standard error.						

换句话说,有本地户口的人和上过大学的,在国有工作单位的人们工作更加稳定,不会频繁辞职更换工作。这也在某种程度上,再次验证了户口、学历和国有部门单位在中国的某种优越。

三、研究发现与对策建议

(一) 小结与研究发现

1. 在本研究4650个分析样本中,相对职业地位

上升,上向流动的共占 17.1%;相对职业地位没有变化的占 70.9%;相对职业地位下降,下向流动的占 12%。阶层是否固化难以定论^[8],但是个人职业上升的通道很窄。

2. 我们的研究发现,似乎证明,在中国职业流动具有鲜明的地域特征。越是在经济发达的地区,社会的工业化水平越高,教育对个人现在职业地位的影响力越大。也许这也和经济发达地区的人才吸纳机制有关,但这似乎又与布劳邓肯的论断有些矛盾,他们认为,越是工业化水平低的社会,父亲的职业或教育等先赋因素对人的职业地位获得影响越大;社会开放度越高的社会,教育和个人初职等自致因素对人的职业地位获得影响越大。在我们的研究发现中,先赋因素都对现在的职业地位没有影响。

3. 仅有部分研究假设被数据证实。其中,研究假设 2“教育机会假设”被数据分析结果证实,即教育对个人的职业地位获得有重要影响,上过大学的人获得的职业地位应该会比没有上过大学的职业地位更高。研究假设 3“第一份工作假设”被数据分析结果证实,个人的第一份工作会极大地影响个人未来大职业发展方向和成就。第一份工作的职业地位越高,其越不会换工作,第一份工作的职业地位越低,越有可能换工作。再者,第一份工作的职业地位越高,其现在的职业地位也越高。研究假设 4“社会资源假设”被数据分析结果证实,家族所拥有的良好社会资源越多,对其职业地位获得影响力越强,反之,家族所拥有的良好社会资源越少,对其职业地位获得影响力越弱。

4. 数据分析的结果显示,无论是在工业化程度更高的中国东南沿海地区还是相对低些的中国西部地区,个人社会地位获得都主要取决于自致性因素的影响,而不是靠父亲的教育和父亲的职业等先赋因素影响。

5. 研究假设 5“户籍屏障假设”也没有得到证实,因为数据分析的结果没有显示非农业户口比农业户口有更多的优越性。但是本地户口比外地户口在维持职业地位方面的贡献更大。

(二) 对策建议

1. 针对个人职业上升通道过窄的问题,地方政府可以多出台鼓励创新创造的奖励政策,以激发人们的创新创造动力,既能满足地方需要,又能使个人职

业生涯多一些提升空间。

2. 中国区域经济发展的不平衡,使人才的竞争和流动也出现了一些倾向性。上海广东一些地区近些年在吸引人才方面出台的很多政策值得中西部一些地方借鉴。

3. “读书无用论”思想要不得,必须要摒弃。是否上过大学,对职业提升是有重要影响的,发达国家的很多技师都是有大学文凭的,大学提升的可能不仅仅是学历和文凭,更重要的是劳动者素养。地方政府应放大正面宣传效应,抵制拜金主义下的读书无用论思想。

4. 继续坚持教育兴国、人才强国战略。教育已经成为影响职业的首要因素,无论是在发达地区还是落后地区都是如此。21 世纪是科技时代,地方政府必须继续完善九年义务教育,提高入学率减少辍学率,只有从根本上通过教育提高人口素质,未来国家的人才培养和劳动力素质才能大幅度提升。

5. 针对本地户口比外地户口有相对优势,外地户口相对弱势的问题而言,地方政府应该加强对人才的重视程度,凸显地方政府惜才爱才留才的决心,健全居住证制度和通过各种户籍获得的考评机制使对地方发展有用的人才留下来。

[参 考 文 献]

- [1] Blau, Peter & Otis Dudley Duncan. The American Occupational Structure, New York: Wiley. 1967, 131-140.
- [2] 周怡. 布劳-邓肯模型之后: 改造抑或挑战 [J]. 社会学研究, 2009, (6): 206-225.
- [3] 边燕杰. 市场转型与社会分层——美国社会学者分析中国, 上海: 生活·读书·新知三联书店, 2002. 21-32.
- [4] Walder, Andrew G and Songhua Hu. 2009. “Revolution, Reform, and Status Inheritance: Urban China, 1949 - 1996.” American Journal of Sociology 114: 1395 - 1427.
- [5] 张文宏. 中国城市的阶层结构与社会网络 [M]. 上海: 上海人民出版社, 2006. 221-245.
- [6] Goldthorpe, J. H. Social Mobility and Class Structure in Modern Britain, Oxford University Press, 1987, 147-150.
- [7] Liang, Zai and Ma, Zhongdong 2004. “China’s Floating Population: New Evidence from the 2000 Census” Population and Development Review 30: 467 - 488.
- [8] 张乐、张翼. 精英阶层再生产与阶层固化程度——以青年的职业地位获得为例 [J]. 青年研究, 2012, (1): 11-18.

责任编辑 葛 卫