# 体制内外、管理地位获得与性别差异

王毅杰　李　娜

内容提要：利用CGSS2013年数据，本文对女性和男性的管理地位获得状况进行了比较，并探讨了作为“显性条件”的资源拥有和作为“隐性条件”的性别文化对两性管理地位获得影响的差异，同时还考察了这两种力量在不同制度环境中的作用。研究发现：第一，女性的管理地位获得状况差于男性。第二，资源拥有和性别文化对管理地位获得的作用存在性别差异，表现为代际资本有助于男性获得管理地位，现代的性别文化有助于女性获得管理地位。第三，在不同的制度环境中，资源拥有和性别文化对两性管理地位获得的作用有所不同，表现为人力资本中的党员身份有助于两性在体制内获得管理地位，而工作经验会对两性在体制外获得管理地位产生正向影响；代际继承在两种制度环境中均只对男性管理地位获得有积极作用；相较于体制内，现代的性别文化有助于两性在体制外获得管理地位。

关键词：管理地位获得；性别差异；资源拥有；性别文化；体制内外

## 一、问题的提出

随着改革步伐的加快，我国社会结构发生了巨大的变化，城市劳动力市场也经历了不同社会经济变迁力量的形塑，这对个体地位获得产生了深远影响。在工作场域，管理者往往处于阶层序列的较高位置，管理地位获得表现出一定的性别分层，性别是继个人能力、社会结构和制度因素之后对地位获得产生影响的重要因素（周玉，2012）。伴随经济社会变迁的是女性管理地位获得状况的进一步恶化。例如，在将职业地位划分为管理和非管理层级之后，通常用来测量职业性别差异的性别隔离系数显示，女性在管理层级的地位获得上遭遇到的性别隔离程度大于在非管理层级，而且这种差距仍在继续扩大（李春玲，2009）。

究其原因，一些研究认为管理地位的获得与资源拥有存在着系统的关联（李路路、秦广强、陈建伟，2012）。有学者关注到不同性别在资源积累上的差异，并提出女性在权力和资源的占有上处于弱势地位，而且在每个阶层中，男性都比女性更能够获取社会资源（顾辉，2012）。吴小英等人的研究，从另一种层面揭示出在强调效率和理性原则的市场化过程中，由于受到一种无形的文化价值观的影响，即使男女在资源拥有量上不具有差距，但他们的晋升机会依旧具有显著的不同。

作者简介：王毅杰，河海大学公共管理学院社会学系教授，主要研究方向为城乡社会学；李娜，河海大学公共管理学院社会学硕士研究生。

近年来，传统的性别角色文化逐渐回潮，“妇女回家”“干得好不如嫁得好”的呼声逐渐高涨，女性对于自己主体位置的设定，仅从资源拥有的显性条件考虑是不够合理的，还应当考虑基于自然化的性别角色文化对于个体身份认知的影响（吴小英，2009）。“家庭责任-理性选择论”这一视角充分体现了传统性别文化对于女性管理地位获得的制约，认为女性之所以在劳动力市场中“受损”原因在于其为“社会”贡献，女性面临着“母性角色”和就业者角色的双重冲突，职业生涯发展中的不利状况主要是由于其承担了更多的家庭责任（许叶萍、石秀印，2009）。

除此之外，一些学者较为关注市场化这一宏观制度环境对于性别间管理地位获得差异的影响，主要从“市场竞争-性别歧视”的解释路径出发，认为在市场化过程中，由于国家对于女性的保护机制逐渐弱化，完全竞争的市场又没有形成，因此劳动力市场中的传统性别歧视文化依然存在，从而对女性就业者存在价值低估，导致其处于较低的职业层次（李春玲、李实，2008）。也有观点围绕“市场转型-性别平等”来展开，主要原因在于市场化程度较高的单位，女性可以凭借人力资本获得与男性趋同的晋升机会（王存同、余姣，2013）。基于此，本文尝试从作为“显性条件”的资源拥有与作为“隐性条件”的性别文化相结合的视角出发，探讨当前中国劳动力市场中不同性别管理地位获得的路径，并揭示上述两种因素在市场化程度不同的制度环境中的作用方式。

## 二、研究思路与研究假设

布劳和邓肯在探讨个体地位获得的影响因素中使用了“先赋性资源要素”和“后致性资源要素”，本文将体制内外两种不同的制度环境引入地位获得模型，以此修正“先赋-后致”二元研究范式（孙琼如，2014）。先赋性资源要素包括父辈文化资源、权力资源，后致性资源要素包括个体在人力资本水平的投资，本文将这两种资源要素界定为作为“显性条件”的资源拥有，因为它们都强调资源要素对男性和女性获得管理地位具有重要的影响。下面将首先阐述这两个因素，并提出可供实证验证的研究假设。

人力资本和代际资本均可转化为男性和女性实现管理地位获得的推动力，其中人力资本中教育水平对于女性地位获得的促进作用，首先体现在其可以使女性接受现代化的观念，避免受到传统文化偏见的影响而自我弱化社会角色（杨旻，2009）；其次在理想的劳动力市场中，教育文凭成为雇主判断求职者资质和能力的常用指标，这样教育文凭便与职业地位的高低具有较强的关联性（Spence，1978；李煜，2007）。工作经验对于个体管理地位获得的影响主要在于就职年限的延长促使个体在工作中积累更多的经验和技能，从而有助于其获得晋升。代际继承主要是指在原生家庭中拥有优势资源的父母将自身所具有的文化资本、政治资本、经济资本以某种直接或间接的方式传递给子代的过程。众多研究表明，现代社会虽然在某些层面为各个阶层的社会流动提供了开放的空间，但社会经济地位较高的家庭，基于利己动机的驱使或者政策安排，父代总是倾向于将自己所占有的优势资本转化为子代在干部地位获得中所需要的资源类型（孙明，2011）。李煜通过分析1949-2003年的纵贯性数据，证实了不同历史时期优势阶层的子女在初职地位获得上具有显著优势，这一优势主要表现为两种能力的发挥——“保底”和“跳级”。

目前学界在综合人力资本和代际资本/继承两个因素来探讨对于男性和女性管理地位获得影响的

差异时，得出了以下结论：一种观点认为女性的地位高低更多受到家庭背景因素的影响，男性主要是依靠自己的努力，所以再生产机制对于女性的地位获得具有更明显的效力（方长春，2009）；另一种观点认为“重男轻女”文化传统对人们的观念影响较强，在家庭资源有限的情况下，优势资源一般是以男性为纵轴进行传递，女性则较少受到代际作用的影响（王昕，2010）。这种具有倾向性的家庭资源分配，在中国普通家庭中并不鲜见，中国传统观念中存在的诸如“嫁出去的姑娘，如泼出去的水”“养儿防老”等话语，都可反映女性在家庭生活中相较男性处于依附性地位，从而使得女性的代际资本匮乏，在先赋性资源的积累上处于劣势地位（程诚、王奕轩、边燕杰，2015）。综上所述，资源拥有也会因子代性别差异而产生不同的影响。

由此，我们可以提出以下假设：

假设1：资源拥有路径中人力资本和代际资本越多，越能够有效地提高个体管理地位获得的可能性。

假设1.1：人力资本和代际继承对管理地位获得的作用方式可能存在性别差异。

随着研究的进一步推进，资源拥有路径无法在经典的现代化理论框架下解释管理地位获得的性别不平等问题，因为随着市场化及经济社会发展步伐的加快，教育的普及、产业结构的升级、就业机会的增多、独生子女家庭的增多，诸多因素对女性在劳动力市场获得管理地位的影响是积极正面的。基于这种解释路径存在的困境，我们尝试从另一种角度去探寻为何女性在资源拥有路径上获得的优势无法转化为现实的管理地位的提升，文化分析的研究范式逐渐被学者所关注，这一深层机制同样会影响到不同性别群体的管理地位获得。因为文化直接影响个体的价值观念和认知状态，这种文化意涵的表现形态可以是独特的，也可以是普遍的，独特的文化意涵更多是个体的特殊经历所致，普遍的文化则是群体基于普遍化的经验所形成（王进、汪宁宁，2013）。某一文化经过多次互动常常为个体所内化，并转化为一种自主或半自主的力量，影响到个体的自我评价、行动方式的选择。

有较多学者指出女性的就业状况较易受性别角色观念的影响，而作为一种主文化的性别角色观念较为鲜明地指出男女应当遵从怎样的社会规范、社会角色分工、性别关系模式等内容。众多研究表明，女性之所以在职业晋升过程中遭遇“玻璃天花板效应”，很大程度上是由于受到了主流文化传统对于女性性别角色规范的影响。计划经济时期，国家从制度和文化层面对女性的性别角色进行建构，在制度上保证女性能够拥有和男性一样的就业权利，在意识形态层面上大力宣扬“男女平等”（蒋永萍，2012）。但是，市场转型中，女性高层人才依然在面临工作和家庭冲突的情况下，自觉恪守传统性别文化的要求，以免因“角色失范”而遭受来自配偶或社会的惩罚（佟新、周旅军，2013）。女性并不是自愿选择承担家务劳动，较少进行职业的自我规划，而是因为“社会选择”的结果，随着维护性别平等的意识形态逐渐退出舞台，性别角色文化的刻板印象，使得性别不平等在劳动力市场中转化为对女性的性别歧视，从而使女性在市场竞争及职业晋升中处于不利地位（李忠路，2011）。

本研究将构建性别角色态度变量，以此分析文化因素在两性职业发展中所具有的作用，性别角色态度变量通过个人对于当下性别角色话语的认同状况，来凸显自我认同和社会认同的同一性。关于文化对于个体行为选择的影响，新制度主义理论也对此格外关注，认为文化、规范和习俗会影响个体的社会行动，塑造个人的行动决策。本文主要是将传统性别角色文化看作一种惯习的力量，并会在个体行动者身上产生投射作用，为自身所内化，从而使得女性自我弱化社会角色，对男性产生依附心理，对传统性别分工模式产生身份认同，这是影响女性职业规划的直接因素。

假设2:现代性别角色观念能够有效提高个体管理地位获得的可能性。

假设2.1:性别角色观念越现代,越有利于女性获得管理地位。

体制内/外是不同性别群体管理地位获得的重要制度环境。女性在体制外晋升到管理人员职位的比例远低于男性,而且在体制外的工作特征主要表现为低报酬、工作条件差、缺少向上流动机会、工作离职率较高(吴愈晓,2011)。由于不同的制度环境具有不同的特征,不仅影响行动者的地位资源转化模式,而且也造成了文化环境的差异。

首先分析两种制度环境中资源拥有的作用方式,一方面体制外市场化程度较高,更加追求绩效原则,因此人力资本中的教育年限和工作经验的投入能够使其更容易获得管理地位;另一方面,体制外由于对女性缺乏制度庇护,而在同等情况下,教育水平的提高可以使女性接受现代化的观念,避免受到体制外传统文化偏见的影响而降低自己的职业规划目标。因此,在体制外,获得较高的人力资本有助于女性获得管理地位。

相较之下,体制内受市场化的影响较少,因而再生产作用更为显著。体制外对于家庭背景因素的强调并没有那么强烈,因而代际继承的资源传递受到了限制。但也有研究认为,市场化进程的推进并不会消解家庭背景的作用,体制外相较体制内较少受到严格制度规范的约束,因此具有权力资源的父辈会利用自己的资源优势和社会关系网络,为子代创造较好的职业发展空间。体制内由于要承担维护男女平等的政治目标和社会责任的任务,因此男性的代际继承优势在体制内便不再发挥作用。

最后,性别文化路径在不同制度环境中对于性别间的管理地位获得也具有不同的影响。传统意义上的性别角色观念将女性定位为依附于男性的附属劳动力,主要承担养育子女、照顾老人的家庭责任。现代意义的性别角色观念提出了男女平等发展的要求,女性渴望在工作中获得成就,积极设计自己的职业发展道路,从而有助于获得管理地位。由于体制外缺乏对女性权益及平等地位的保护,因此具有现代性别角色观念对于女性的作用程度更大,而体制内已经从制度规范层面对女性的平等地位进行保护,现代性别角色观念对两性的影响不具差异。

因此,在不同制度环境下,资源拥有和性别文化对男性和女性的管理地位获得具有不同的影响,我们由此提出以下假设:

假设3:资源拥有和性别文化对个体管理地位的获得在不同的制度环境中存在不同的作用方式。

假设3.1:在体制内/外,资源拥有中的人力资本和代际继承对于两性管理地位获得的作用方式可能有所不同。

假设3.2:在体制内/外,性别文化中的性别角色态度对于两性管理地位获得的作用方式可能有所不同。

## 三、数据与变量设置

### (一)数据

本文数据来自2013年中国综合社会调查数据(CGSS2013)。该调查采用了全国多阶段随机抽样的方法,实际有效样本总量为11 438。该数据较为详细地收集了个人家庭背景和劳动力市场方面的信息,由于本研究关注的是劳动力市场中的职业层级分化状况,因此将分析对象限定为“正在从事非农工作的且非自雇的劳动者”。首先,根据问卷中的题项“您的工作经历及状况是什么”筛选出“目前从事非农工作”的劳动者,此时样本总数为4 629人;其次,由于国家当时的政策规定女干部、具有高级职称的女专业技术人员

55岁可以退休[①],因此本文将样本的年龄规定在“18~54岁”,此时得到样本数为4 042人;最后,将管理活动情况为“既不管理别人,又不受人管理”的样本作缺失处理,选择该选项的人数占回答这一题项总人数的比重为12.4%,获得样本数为3 253人,最终除去所有变量的缺失值后,进入分析的有效样本数为2 284人。

**(二)变量与测量**

1.因变量

在工作组织中的相应层级具备一定的管理能力,是劳动者管理地位获得的体现,有学者用个体的“单位所在性质”和“是否具有行政级别”来测量管理精英地位(任春红,2016)。也有学者根据“受访者在目前工作中的管理活动情况”来将此作为测量指标(张乐,2013)[②]。本文使用后者对管理地位的操作化方式,相应的回答包括四项:(1)只管别人,不受别人管理;(2)既管别人,又受别人管理;(3)只受别人管理,不管理别人;(4)既不管理别人,又不受别人管理。根据研究的需要,将1和2选项进行合并,且赋值为1,表示有管理地位;将3选项赋值为0,表示无管理地位;其中第4个选项由于属于自雇情况,故不在本文考虑的范围内,设为缺失。虽然这种测量方式与社会分层研究中的管理阶层存在差别,但由于管理活动状况是个体是否处于管理层级的具体表现,从中还是可以看出管理地位获得的性别差异及背后的影响机制。

2.自变量

(1)性别

将其处理为一个虚拟变量,其中女性编码为1,男性作为参照。

(2)资源拥有

人力资本变量:首先包括受教育年限;其次,我们用受访者从事第一份非农工作距目前工作的年数来测量工作经验;党员身份为虚拟变量,其中中共党员赋值为1,以非中共党员为参照。

代际继承变量:主要包括父辈的权力资本和文化资本。其中父辈的权力资本是以父辈在工作组织中是否具有行政职务来衡量,其中具有行政职务赋值为1,不具有行政职务赋值为0;父辈的文化资本是以父母亲的最长受教育年限来衡量。

(3)性别文化

性别角色态度变量:主要是以五个问题来测量性别角色态度,具体包括:(1)男人以事业为重,女人以家庭为重;(2)男性能力天生比女性强;(3)干得好不如嫁得好;(4)在经济不景气时,应该先解雇女性员工;(5)夫妻应该均等分摊家务。相应的选项包括完全不同意、比较不同意、无所谓同意不同意、比较同意和完全同意。针对前四个问题,对相应的四个选项进行反向赋分,对第五个问题进行正向赋分,最后进行加总,得到关于性别角色态度的测量。该题的取值范围为5~25分,分数越高,性别角色态度越现代,比较认同性别平等观念;反之性别角色态度越传统。

(4)制度环境

根据劳动者目前工作的单位或公司的所有制性质和单位类型来划分出体制内和体制外,其中将党政

①由于研究所选数据为2013年收集,因此2015年针对男性和女性的延迟退休政策新规定不适用于对目前样本年龄的选择。

②张乐根据CGSS2008年的调查数据对管理精英地位进行了测量,本文沿用这一做法,参见张乐:《城乡分际中的青年管理精英地位获得——基于CGSS2008年的数据分析》,载《华中科技大学学报》(社会科学版),2013年第6期。

机关、国有或国有控股企业、事业单位、集体所有或集体控股企业、社会团体和村(居)委会定义为体制内,并且赋值为1;将私有、民营或私有、民营控股企业、港澳台资或港澳台资控股企业、外资所有或外资控股企业定义为体制外,并赋值为0,以此项作为参照①。

(5)控制变量

本研究控制婚姻状况、年龄状况,分别设置为相对应的虚拟变量。

表1列出了所有变量的描述统计量。

**表1　变量的描述统计表**

| 变量 | 女性 | 男性 |
|---|---|---|
| 分类变量 | 百分比(%) | 百分比(%) |
| 管理地位获得 | 获得:19.3　未获得:80.7 | 获得:28　未获得:72 |
| 党员身份 | 党员:9.1　非党员:90.9 | 党员:15　非党员:85 |
| 父辈权力资本 | 有:6.1　无:93.9 | 有:6.7　无:93.3 |
| 制度环境 | 体制内:45.6　体制外:54.4 | 体制内:48.5　体制外:51.5 |
| 年龄 | | |
| 18~30岁 | 24.8 | 24.3 |
| 31~40岁 | 39.2 | 31.7 |
| 41岁以上 | 35.9 | 44.1 |
| 婚姻状况 | 在婚:80.7　不在婚:19.3 | 在婚:80　不在婚:20 |
| 连续变量 | 均值(标准差) | 均值(标准差) |
| 受教育年限 | 11.45(3.73) | 11.51(3.36) |
| 工作经验 | 12(8.69) | 14.58(9.29) |
| 父辈文化资本 | 7.73(4.19) | 7.17(4.23) |
| 性别角色态度 | 17.36(3.45) | 16.06(3.21) |

## 四、实证发现

### (一)描述性分析

为了更加清晰地展示女性和男性在管理地位获得的差异状况,下页表2比较了全样本及体制内/外在管理地位获得上的性别差异。可以看出,男性在获得管理地位上占有优势,获得高层管理地位的(只管别人,不受别人管理)比女性中的这一比例高2.9%,获得中层管理地位的(既管理别人,又受别人管理)比女性中的这一比例高7.4%,女性中处于无管理地位的职业层级的比例比男性中的这一比例高10.4%;在体制内,两性在高层管理地位的获得上差异较小,而在中层管理地位的获得上,男性比女性中的这一比例高7.4%,女性处于无管理地位的职业层级的比例比男性中的这一比例高7.1%。在体制外,男性获得高层管理地位的比例比女性高3.1%,在中层管理地位的获得上,男性比女性中的这一比例高9.9%,在无管理地位

① 关于体制内/外测量问题的讨论,主要参考吴愈晓、王鹏、黄超在《家庭庇护、体制庇护与工作家庭冲突》一文中的做法,载《社会学研究》,2015年第6期。

的职业层级的比例比男性中的这一比例高13.1%。由此可看出,女性在管理地位的获得上处于劣势,尤其是在体制外。

**表2 管理地位获得的性别差异(%)**

| | 全样本 | | 体制内 | | 体制外 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 女性（N=1 333） | 男性（N=1 904） | 女性（N=476） | 男性（N=636） | 女性（N=468） | 男性（N=554） |
| 只管别人,不受别人管理 | 7.0 | 9.9 | 1.1 | 0.8 | 3.0 | 6.1 |
| 既管理别人,又受别人管理 | 17.3 | 24.7 | 21.2 | 28.6 | 16.9 | 26.8 |
| 只受别人管理,不管理别人 | 75.8 | 65.4 | 77.7 | 70.6 | 80.1 | 67.0 |
| 皮尔逊卡方检验 | $X^2$=39.98,P<0.001 | | $X^2$=7.95,P<0.01 | | $X^2$=26.92,P<0.001 | |

**(二)性别间管理地位获得影响因素的比较**

为了探寻两性管理地位获得差异的成因,根据前文假设,我们具体检验作为“显性条件”的资源拥有路径和作为“隐性条件”的性别文化路径对于性别间管理地位获得的影响,下页表3报告了估计两性管理地位获得的Logistic回归模型的分析结果。

1. 资源拥有路径的影响

在纳入了所有变量的全模型中,人力资本因素中的受教育年限、工作经验和党员身份均将提升个体进入管理地位的可能性。全模型中对于代际继承的作用来说,父辈权力资本在某种程度上会对个体的管理地位获得产生显著的正向影响,父辈文化资本对个体管理地位的获得不具有显著影响,由此假设1得到部分支持。

以下将分模型来考察人力资本和代际继承的影响差异,首先,人力资本中的受教育年限和党员身份都会对个体获得管理地位产生影响。在控制其他变量的情况下,受教育年限每增加一年,女性和男性获得管理地位的可能性分别会提高25.7%和21.7%。具有工作经验的男性更容易获得管理地位,党员身份在人力资本中被作为政治忠诚的体现,有党员身份的女性和男性获得管理地位的可能性分别提高83.6%和91.1%。女性在人力资本的获得尤其是受教育年限的积累上对于减轻性别不平等具有明显的作用,毫无疑问,是否拥有大学文凭已成为获得管理地位或者专业技术职业的一个基本要求,近年来随着教育机会的扩张,高等教育由精英教育向大众教育的过渡,在政策驱动的前提下,再加上我国家庭重视子女文化教育的优良传统,都使得处于劣势地位的女性开始获得较多的教育机会,从而有助于降低社会不平等(吴晓刚,2016)。

关于代际继承对女性和男性分模型的影响,与预期一致,父辈权力资本对于女性获得管理地位无显著影响,而只对男性发挥了显著的效力。父辈权力资本每增加一个单位,男性获得管理地位的可能性上升101.2%,父辈文化资本对于两性的管理地位获得无显著差异。父辈权力资本的传递路径印证了我国传统文化中“重男轻女”的独特影响,导致女性在代际资源获得上处于劣势地位,因而代际资源传递对于个体管理地位获得的影响存在显著的性别分异。因此假设1.1得到部分验证,人力资本对于管理地位获得的作用机制不存在明显的性别差异,代际资本对于管理地位获得的作用机制存在性别差异,且有利于男性。

**表3　影响两性管理地位获得的二元Logistic回归模型**

| | | 全模型 | 女性 | 男性 |
|---|---|---|---|---|
| 控制变量 | 性别(以男性为参照) | −0.623***(0.110) | | |
| | 在婚(以不在婚为参照) | 0.166(0.148) | −0.162(0.236) | 0.368!(0.192) |
| | 年龄(以18~30岁为参照) | | | |
| | 31~40岁 | −0.542*(0.233) | −0.890*(0.368) | −0.334(0.282) |
| | 41岁以上 | −0.060(0.153) | −0.260(0.248) | 0.077(0.195) |
| 人力资本 | 受教育年限 | 0.210***(0.021) | 0.228***(0.037) | 0.197***(0.026) |
| | 工作经验(年限) | 0.019*(0.009) | 0.016(0.015) | 0.020!(0.011) |
| | 党员身份(以非中共党员为参照) | 0.630***(0.138) | 0.608**(0.228) | 0.648***(0.174) |
| 代际继承 | 父辈权力资本(以不具有行政职务为参照) | 0.539**(0.168) | 0.323(0.262) | 0.699**(0.221) |
| | 父辈文化资本(父辈最长受教育年限) | 0.025(0.015) | 0.024(0.024) | 0.025(0.019) |
| 性别文化 | 性别角色态度 | 0.037*(0.016) | 0.043!(0.024) | 0.031(0.021) |
| 制度环境 | 体制内(以体制外为参照) | −0.720***(0.113) | −0.585**(0.186) | −0.782***(0.145) |
| | 常量 | −4.430***(0.412) | −4.967***(0.678) | −4.421***(0.533) |
| | −2 Log likelihood | 2310.911 | 916.136 | 1388.062 |
| | Cox & Snell $R^2$ | 0.121 | 0.097 | 0.125 |
| | Nagelkerke $R^2$ | 0.178 | 0.152 | 0.177 |
| | 有效样本 | 2284 | 1010 | 1274 |

注:(1)因变量管理地位获得以未获得为参照,括号内为标准误。
(2)! P<0.1, *p<0.05 ,**p<0.01 ,***p<0.001(双边检验)。

2. 性别文化路径的影响

性别角色态度对于个体获得管理地位也是具有显著影响的,其中性别角色态度每增加一个单位,个体获得管理地位的发生比提升3.7%,因此假设2得到验证。关于性别角色态度这一机制,女性拥有现代的性别角色态度有助于其获得管理地位,其中性别角色态度每增加一个单位,女性获得管理地位的可能性上升4.4%,因此假设2.1得到验证,性别角色态度作为个体对于两性角色分工的主观认知测量,具有现代意义的性别角色态度将会有助于打破“父权制”文化对于两性角色定义的刻板化,从而有助于推动性别平等化的实践发展。

3. 制度环境的影响

制度环境影响个体的管理地位获得,与体制外相比,在体制内工作的个体更难获得管理地位。在分样本中,体制内不利于两性获得管理地位,对于女性和男性成为管理精英的发生比分别降低44.3%和54.3%。体制外具有开放的就业环境,因此职业流动也较为顺畅,个体可凭借自身资源的积累来实现向上的职业流动。但对于女性群体来说,男性在体制外获得管理地位的发生比更高,这一方面与个体资源积累有关,另一方面与体制外对女性地位保护的制度性缺失有关。

**(三)体制内外两性管理地位获得影响机制的比较**

下页表4报告了根据不同劳动力市场呈现出来的结构性特征,分体制内外对两性的管理地位获得差异及影响因素作进一步检验。

1. 资源拥有路径的影响

在体制内的全模型中，人力资本中的受教育年限和党员身份对个体获得管理地位具有正向的提升力；在体制外的全模型中，人力资本中的受教育年限和工作经验对获得管理地位具有正向影响。对于代际继承来说，父辈权力资本在体制外有助于个体获得管理地位，而在体制内没有显著影响，因此假设3得到部分验证。

**表4　影响体制内外女性和男性管理地位获得的二元Logistic模型**

| | | 体制内 | | | 体制外 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 全样本 | 女性 | 男性 | 全样本 | 女性 | 男性 |
| 控制变量 | 性别（以男性为参照） | −0.432**<br>（0.160） | | | −0.800***<br>（0.157） | | |
| | 在婚（以不在婚为参照） | 0.112<br>（0.228） | 0.157<br>（0.387） | 0.091<br>（0.288） | 0.177<br>（0.197） | −0.280<br>（0.308） | 0.544*<br>（0.259） |
| | 年龄（以18~30岁为参照） | | | | | | |
| | 31~40 | −1.057**<br>（0.346） | −1.399**<br>（0.523） | −0.843<br>（0.468） | −0.180<br>（0.300） | −0.350<br>（0.392） | −0.040 |
| | 41岁以上 | −0.343<br>（0.220） | −0.774*<br>（0.344） | −0.035<br>（0.290） | 0.214<br>（0.219） | 0.395<br>（0.389） | 0.133<br>（0.269） |
| 人力资本 | 受教育年限 | 0.173***<br>（0.033） | 0.110*<br>（0.053） | 0.208***<br>（0.042） | 0.240***<br>（0.028） | 0.308***<br>（0.052） | 0.201***<br>（0.034） |
| | 工作经验（年限） | −0.001<br>（0.013） | −0.011<br>（0.020） | 0.007<br>（0.017） | 0.036**<br>（0.012） | 0.047*<br>（0.023） | 0.030*<br>（0.015） |
| | 党员身份<br>（以非中共党员为参照） | 0.771***<br>（0.166） | 0.599*<br>（0.282） | 0.898***<br>（0.211） | 0.457<br>（0.251） | 0.755<br>（0.399） | 0.219<br>（0.323） |
| 代际继承 | 父辈权力资本<br>（以无权力资本为参照） | 0.379<br>（0.213） | 0.054<br>（0.339） | 0.614*<br>（0.285） | 0.861**<br>（0.282） | 0.774<br>（0.446） | 0.913*<br>（0.364） |
| | 父辈文化资本（父辈最长受教育年限） | 0.041<br>（0.021） | 0.044<br>（0.034） | 0.039<br>（0.028） | 0.005<br>（0.021） | −0.005<br>（0.037） | 0.012<br>（0.026） |
| 性别文化 | 性别角色态度 | −0.008<br>（0.023） | 0.005<br>（0.034） | −0.023<br>（0.031） | 0.086***<br>（0.023） | 0.099**<br>（0.037） | 0.072*<br>（0.030） |
| | 常量 | −3.496***<br>（0.625） | −2.856**<br>（0.980） | −4.068***<br>（0.841） | −5.843***<br>（0.589） | −7.546***<br>（1.069） | −5.394***<br>（0.730） |
| | −2 Log likelihood | 1109.712 | 449.849 | 649.805 | 1180.139 | 443.004 | 726.751 |
| | Cox & Snell $R^2$ | 0.100 | 0.061 | 0.134 | 0.154 | 0.161 | 0.129 |
| | Nagelkerke $R^2$ | 0.148 | 0.094 | 0.193 | 0.226 | 0.258 | 0.180 |
| | 有效样本 | 1081 | 459 | 622 | 1203 | 551 | 652 |

注：(1)括号内为标准误。(2)*p<0.05，**p<0.01，***p<0.001（双边检验）。

在女性和男性的分模型中，人力资本中受教育年限和党员身份均对女性和男性在体制内管理地位的获得产生影响，其中受教育年限每增加一年，女性和男性获得管理地位的可能性提高11.7%和23.2%，拥有党员身份可以使女性和男性获得管理地位的可能性提高82%和145.5%。人力资本中的受教育年限和工作经验对女性和男性在体制外获得管理地位同样产生了显著的影响。其中受教育年限每增加一年，女性和男性获得管理地位的可能性分别提高36.1%和22.3%，工作年限每增加一年，女性和男性获得管理地位的发生比上升4.8%和3.0%。

无论是在体制内还是体制外，代际继承对于男性的管理地位获得均有显著的正向影响，女性的代际继承作用处于失灵的状态。由此假设3.1得到部分验证。

2. 性别文化路径的影响

性别角色态度在体制内对于两性获得管理地位的影响没有通过显著性检验，但在体制外均具有显著的正向影响力，其对女性和男性获得管理地位的发生比分别提高10.4%和7.5%，因此假设3.2没有得到验证。

由以上可看出在不同的制度环境下，资源拥有和性别文化对于男性和女性的管理地位获得呈现出不同的作用方式。我们认为，女性为了获得职业的优势地位，更倾向于在人力资本上进行投资，男性可以兼具人力资本和代际资本的优势，而且男性所具有的双重资源优势在不同的制度环境中均产生显著效力，说明市场化进程没有使性别不平等得到改善。当然性别角色态度作为深层的主观调节因素，可以使得一部分摆脱传统性别角色设定的女性追求事业上的成功，进而会潜在地依据自我期望来采取行动，动用大量的资源获得职业地位的提升。

## 五、结论与讨论

自20世纪80年代以来，伴随着中国经济体制改革和社会分层秩序的变化，在取得一系列瞩目成绩的同时，社会不平等问题凸显，众多学者多集中于在“市场转型”的宏观背景中去揭示其中的影响机制和多方位的社会后果。基于当前中国城镇地区二元分割的劳动力市场结构，本文选择一个更为综合的视角，探究作为“显性条件”的资源拥有和作为“隐性条件”的性别文化对劳动力市场中的性别分层可能产生的不同影响，也探究了这两种力量在不同制度环境下对两性管理地位获得的影响。

我们有以下结论：首先，在其他影响因素不变的情况下，女性比男性更难获得管理地位。其次，资源拥有中的人力资本和代际资本对于性别间的管理地位获得具有显著的提升效力，但对女性和男性的影响路径存在差异，拥有的人力资本越多，对女性和男性获得管理地位都有显著的正向影响，但代际资本只对男性获得管理地位产生显著效力。第三，性别文化因素中现代的性别角色态度，只有助于女性的管理地位获得。最后，资源拥有和性别文化对男性和女性的管理地位获得在不同的制度环境中有不同的作用方式。在体制内，资源拥有路径中党员身份有助于两性获得管理地位。父辈权力资本仅有助于男性获得管理地位，性别文化对两性管理地位获得没有显著差异；在体制外，资源拥有路径中工作经验有助于两性获得管理地位，父辈权力资本也仅对男性获得管理地位产生影响。这种差异性的存在一方面与制度环境有关系，另一方面与性别结构呈现出的特点有关，本文得出的结论也在某种程度上回应了市场化进程并没有消除阶层再生产的隐秘作用，与以往研究得出的结论形成巨大反差的是家庭背景并没有对女性的职业发展带来促进效应，而是受到传统文化的影响加深了对女性的不平等程度。

本研究也存在一些问题，由于中国城市劳动力市场中性别不平等的总体趋势，取决于这些不同影响因素相对作用的力量大小，而且在不同制度环境中“性别隔离”程度的强弱也存在一定的分化，本研究所运用的研究方法较难回答作为市场因素的资源拥有和性别歧视作用对女性不利职业地位的贡献状况，进一步的研究还需使用改进后的Oaxaca-Blinder分解方法实现以上目标。另外，由于数据的限制，本研究对于资源拥有量中的教育层次的划分较为粗糙，较难考察不同的学校类型分化对性别间管理地位获得的影响，还

需以后的研究继续跟进。

**参考文献：**

边燕杰、李路路、李煜、郝大海，2006，《结构壁垒、体制转型与地位资源含量》，《中国社会科学》第5期。

程诚、王奕轩、边燕杰，2015，《中国劳动力市场中的性别收入差异：一个社会资本的解释》，《人口研究》第2期。

方长春，2009，《趋于隐蔽的再生产——从职业地位获得看阶层结构的生成机制》，《开放时代》第7期。

顾辉，2012，《女性的阶层沉浮与命运羁绊——两性社会分层地位差异及地位获得研究》，《福建论坛》(人文社会科学版) 第9期。

黄志岭、姚先国，2009，《教育回报率的性别差异研究》，《世界经济》第7期。

蒋永萍，2012，《“家国同构”与妇女性别角色的双重建构——计划经济时期中国社会的国家与妇女》，《山东女子学院学报》第1期。

李春玲，2009，《中国职业性别隔离的现状及变化趋势》，《江苏社会科学》第3期。

李春玲、李实，2008，《市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释》，《社会学研究》第2期。

李路路、秦广强、陈建伟，2012，《权威阶层体系的构建——基于工作状况和组织权威的分析》，《社会学研究》第6期。

李汪洋、谢宇，2015，《中国职业性别隔离的趋势：1982-2010》，《社会》第6期。

李煜，2007，《家庭背景在初职地位获得中的作用及变迁》，《江苏社会科学》第5期。

李忠路，2011，《工作权威层的性别差距及影响因素——监管权威的视角》，《社会》第2期。

任春红，2016，《管理精英地位获得及其再生：1949-2012》，《福建论坛》(人文社会科学版)第1期。

孙明，2011，《家庭背景与干部地位获得(1950-2003)》，《社会》第5期。

孙琼如，2014，《流动女性职业地位获得及其影响因素分析》，《人口学刊》第4期。

佟新、周旅军，2013，《就业与家庭照顾间的平衡：基于性别与职业位置的比较》，《学海》第2期。

王存同、余姣，2013，《“玻璃天花板效应”：职业晋升中的性别差异》，《妇女研究论丛》第6期。

王进、汪宁宁，2013，《教育选择：理性还是文化——基于广州市的实证调查》，《社会学研究》第3期。

王昕，2010，《社会性别视角下的布劳—邓肯地位获得模型及后续研究》，《青海师范大学学报》(哲学社会科学版)第1期。

吴晓刚，2016，《中国当代的高等教育、精英形成与社会分层——来自“首都大学生成长追踪调查”的初步发现》，《社会》第3期。

吴小英，2009，《市场化背景下性别话语的转型》，《中国社会科学》第2期。

——，2014，《主妇化的兴衰——来自个体化视角的阐释》，《南京社会科学》第2期。

吴愈晓，2011，《劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式》，《中国社会科学》第1期。

许叶萍、石秀印，2009，《在“社会”上贡献，于“市场”中受损——女性就业悖论及其破解》，《江苏社会科学》第3期。

杨旻，2009，《劳动力市场的性别不平等：职业性别分割与两性收入差距——性别分层与劳动力市场研讨会综述》，《妇女研究论丛》第1期。

张翼，2004，《中国人社会地位的获得——阶级继承与代内流动》，《社会学研究》第4期。

周玉，2012，《形塑职业地位获得性别差异的“制度结构”与“非制度结构”》，《东南学术》第6期。

Spence, A. Michael. 1978. *Market Signaling: Information Transfer in Hiring and Related Screening Processes*. Cambridge: Harvard University Press.

# In or Outside the System, Management Status Attainment and Gender Difference

WANG Yi-jie, LI Na

Abstract: Based on Chinese General Social Survey in 2013, this paper makes comparative analysis of women and men on their management status attainment. We discuss how the resource-ownership path as a "dominant condition" and the gender culture as a "recessive condition" affect the management status of different gender in or outside the system. And we also analyze the roles of these two forces in different institutional environments. Firstly, we find the management status attainment of women worse than that of men. Secondly, there are gender differences in the resource-ownership and gender culture to the management status attainment , which means that intergenerational inheritance mechanism contributes to the management status of men and the gender culture contributes to women's management status. Thirdly, in different institutional environments, resource-ownership path has different effects on gender management status. Party membership is helpful for men and women to obtain management status in the system. Work experiences also have positive impacts on men and women in the outside system. While intergenerational inheritance mechanism only significantly affects the management status of men in any institutional environment. The attitudes of gender roles have more influence in the outside system than in system.

Key words: Management Status Attainment; Gender Difference; Resource-Ownership; Gender Culture; Institutional Environments

（责任编辑：王玉君）