

城市劳动力市场中的性别收入差距： 基于职业流动的解释*

王 建

【摘 要】文章使用“社会网络与职业经历”(JSNET2021)调查数据,考察了职业流动对性别收入差距的影响。研究表明,职业流动通过“机会差异”和“回报差异”两个关键渠道导致了劳动力市场中的性别收入差距。在机会差异方面,由于体制分割形成的流动机会不均衡分布以及传统家庭性别分工模式,女性跨体制流动的几率明显低于男性,这限制了女性进入市场体系并获得高收入的机会;在回报差异方面,职业流动所带来的收入增长对女性效果甚微,但对男性大有裨益。这一过程主要涉及两种差异化机制:一是收入溢价机制,即部门内部流动以及由体制内向体制外的跨部门流动大大增加了男性收入,但这些流动对女性收入增长的效果十分有限;二是收入惩罚机制,体制外向体制内的跨部门流动增加了男性收入,却降低了女性收入。职业流动过程所引发的性别收入差距及其分异效应,加剧了劳动力市场中的性别收入不平等。

【关键词】劳动力市场 职业流动 性别收入差距 流动机会 流动回报

【作 者】王 建 杭州师范大学公共管理学院,讲师。

一、问题的提出

性别收入差距是劳动力市场中两性地位分化的重要表现。近半个世纪以来,伴随着全球现代化进程的加快和女权主义运动的蓬勃兴起,许多国家的女性在教育获得和劳动参与等方面取得了长足发展,收入的性别差异也在逐渐缩小(孔令文,2018)。相比于西方国家,中国计划经济时代强力推进女性就业,并通过劳动力资源的集中调配和统一工资制度来保障男女同工同酬。这使得中国计划经济时期的女性劳动参与率及劳动收入的性别平等化程度均高于同期其他国家(Gustafsson 等,2000)。然而,随着市场转型和国家保护力量的逐渐削弱,女性在就业过程中面临严峻的性别歧视与不公对待,劳动力市

* 本文为浙江省哲学社会科学规划课题“工作组织流动视角下收入不平等及其变迁趋势研究”(批准号:24NDJC224YBM)的阶段性成果。

场中的性别收入差距呈现持续扩大的趋势(李春玲、李实,2008;李实等,2014;李晓光,2022)。有研究指出,中国社会整体的两性收入差距,已经从改革之初的不足10%扩大至改革深入期的35%,并且这种差距正从低学历群体扩大到高学历群体,从私有部门扩展至国有部门(朱斌、徐良玉,2020)。

影响性别收入不平等变动的机制有很多,既包括微观层面的两性人力资本差异和职业性别隔离,也包括宏观层面政策力量的削弱和市场化的冲击。首先,人力资本理论认为,男女在教育程度与工作经验上的差异是引发性别收入差距的主要原因。而在市场效率原则的刺激下,男女教育收益率的增长速度不同则进一步加剧了性别收入不平等(邓峰、丁小浩,2012)。不过,面对中国义务教育的普及和高等教育的性别平等化,人力资本的解释常常遭受质疑(李晓光,2022)。按照人力资本理论的解释,教育的性别平等化应该对应收入的性别平等化,但这与现实劳动力市场中性别收入差距扩大的趋势形成了鲜明对比。其次,职业性别隔离理论认为,受制于父权制文化,劳动力市场存在明显的性别角色分隔,男女两性主动或被动进入两种不同特质且高度封闭、缺乏流动的劳动部门(王美艳,2005),从而造成女性职业发展困境与劳动力市场中的性别收入差距(吴愈晓、吴晓刚,2009)。最后,制度变迁理论认为,市场转型中政府保护机制逐步退场和市场竞争力量迅速崛起,女性在劳动力市场中遭遇了更为严重的性别歧视(王天夫等,2008),使得性别收入不平等程度随着市场化进程不断加剧(贺光烨、吴晓刚,2015)。

上述理论就性别收入差距的形成与演变展开了有益探索,但在很大程度上忽略了职业流动过程的影响。尽管少量研究关注到了工作转换对两性收入差距的作用(Fuller, 2008; Kronberg, 2013; 王晶晶、李建民, 2021),但这些研究同样忽略了劳动力市场分割状态下流动机会的变化以及不同流动过程所产生的差异性效应。与改革前缺乏流动的职业生涯模式有所不同,转型期劳动者的工作可以跨单位、跨部门或跨行业自由转换,这一过程往往包含着个体社会经济地位与职业机遇的重大转变。从社会分层后果来看,市场转型不仅改变了劳动力市场中的资源分配规则,同时也改变了流动机会的分布结构。一方面,渐进的市场转型塑造了劳动力市场的制度分割,形成了不同工作组织类型间流动机会的差异,跨组织流动成为个体地位获得与市场回报的主要媒介(王建, 2021);另一方面,职业流动也会影响个体人力资本的积累和收入回报的动态变化,从而可能带来个体职业机遇的分化并增加新的经济不平等(周扬, 2022)。随着中国经济结构转型加速,经济形态、产业结构与劳动力市场中的就业模式多元化,工作不稳定性与流动的复杂性也在不断加大。在此背景下,男女在职业流动机会及其回报上的差异,可能成为两性地位分化和性别不平等的重要来源。基于此,本文关注的核心问题是:劳动力市场中的职业流动过程如何塑造性别间的收入不平等?

二、理论回顾与研究假设

中国渐进式的市场转型塑造了劳动力市场的分割状态,形成了不同工作组织间流动机会与回报差异。在理论上,跨组织的职业流动能够通过两个关键渠道来形塑性别收入差距。第一个是劳动力市场分割所造成的流动机会的不均衡分布,使得处于不同劳动部门的两性群体有着截然不同的流动机会。任一性别群体始终拥有更高的概率流向高收入部门,都必然会加剧两性收入差距。第二个是在发生职业流动时,男女劳动者在收入回报上存在明显差异,也会增加劳动力市场中的性别收入不平等。前者反映的是流动的机会差异,后者反映的是流动的回报差异。

(一) 体制分割背景下的职业流动及其性别差异

在改革前的计划经济体制下,中国社会并不存在真正意义上的劳动力市场,城镇劳动力的就业模式高度同质。除上级安排的工作调动外,个人的职业发展大多发生于单位内部,跨单位、跨部门或跨行业流动十分困难(Davis, 1992)。随着市场经济的兴起,自由聘任的劳动合同制度逐渐取代了原有统分统配的用工制度,劳动者开始拥有了职业选择的自主性,社会的整体流动性也由此提高(Li, 2013)。但与此同时,渐进的市场转型和制度变迁中的路径依赖,塑造了国有和非国有两种体制并存的社会经济结构。两种体制在福利待遇、职业发展与流动机遇等方面存在巨大差异。一方面,国有部门受国家制度与地方政策保护往往享有更多资源,其优越的工作环境、薪资报酬、福利待遇以及清晰的晋升前景吸引了最为优秀的劳动力,处于这一部门的绝大多数劳动者通常不会主动离职;另一方面,国有部门也因较高的进入门槛,将那些资源禀赋较差、能力较低的劳动者排斥在体制之外(李路路等, 2016)。与国有部门相对封闭的劳动体系相反,非国有部门受市场规律和效率逻辑引导,劳动者可以根据自身的能力和发展诉求自由地进行职业流动。由于非国有部门对外部人员的排斥较弱,那些从国有部门流出的员工通常比较容易进入市场体系;但从非国有部门流出的员工却很难实现跨部门流动、进入体制内(李路路等, 2016)。由此,转型期不同部门间的职业流动模式呈现出非对称的单向流动特征(李路路等, 2016;周扬、谢宇, 2019)。

受体制分割与家庭性别分工的双重影响,男女在劳动力市场中的职业流动机会迥然有别。国有部门的内部流动过程往往取决于组织决策而非个人意志,女性在体制内的民主推荐、职位任免与组织调动过程中享有与男性几乎等同的流动机会。不过,在体制外情况大不相同。市场部门以利益为导向,强调自由竞争和效率优先,就业过程往往存在更为严峻的性别歧视(李春玲、李实, 2008)。再加之体制外较高的工作强度和较大的流动风险,极大地限制了女性的职业选择和就业决策(Heyns, 2005)。一方面,受“男主外、女主内”的传统家庭分工模式的影响,女性劳动者较少选择从事流动性较强的工作,

因而体制内的女性劳动者很少会放弃“铁饭碗”而流向体制外;另一方面,为了平衡工作与家庭,体制外的女性劳动者也更加倾向于从事流动性较低的工作。同时,体制分割所造成的结构性壁垒以及跨体制流动的单向性特征,也使得处于市场部门中的女性劳动者难以跨体制进入国有部门。综合来看,两性在体制内部流动和进入体制的机会相差不大,而在流出体制以及体制外部的流动方面,女性的机会要明显低于男性。据此,本文提出“流动机会”假设(假设1):总体来看,女性发生职业流动的几率低于男性。

(二) 职业流动的收入回报及其性别差异

职业流动反映了人力资本和工作岗位的优化匹配过程,是劳动者改变社会经济地位的重要途径。以往大量研究表明,职业流动能够在一定程度上带来收入溢价效应(吴愈晓,2011;周扬、谢宇,2019;周扬,2022;乔小乐等,2023)。但在中国劳动力市场分割的情境下,职业流动的回报存在群体差异。在初级劳动力市场能力较强的职场精英更有可能通过跨组织流动实现职业地位的提升(王建,2021);而在次级劳动力市场,频繁的流动可能中断低学历劳动者人力资本累积,降低其收入回报(吴愈晓,2011)。从性别分层的角度来看,如果男女劳动者从职业流动中获得的回报存在明显差异,那么这种差异的累积必将重塑劳动力市场中的性别收入不平等。

首先,家庭性别分工使得职业流动产生的收入回报存在明显的性别差异。传统的父权文化与性别观念要求女性回归家庭角色,使得女性更容易因婚育或家庭照料等原因暂时退出劳动力市场(Fuller,2008)。即便是在主动跳槽的过程中,女性也可能因需要兼顾家庭与工作而倾向于选择技术含量低、工作压力小、时间弹性大、相对稳定的工作(Kronberg,2013),这些选择倾向可能会影响女性在劳动力市场中的表现,从而导致“母职工资惩罚”(Budig等,2001)。相较而言,男性的传统家庭角色主要是“养家糊口”,男性不仅不会因婚育事件而经历收入下降,反而可能会因养家责任而更加努力工作,从而形成“父职工资溢价”(许琪,2021)。概言之,男性的工作转换更多以追求更高的职业地位和绩效回报为导向,女性的工作转换则更多以家庭为导向(Cao等,2007),更有可能因婚姻或家庭利益做出个人牺牲或妥协。因此,两性在职业选择和工作转换上的差异,影响了职业流动与市场回报之间的转化效率。

其次,体制分割下的职业流动对女性产生的“收入溢价”效应更低。在体制内,国家正式法规对女性劳动者的就业保护更加充分,在落实男女平等和同工同酬方面也做得更好,因此职业流动带来的收入溢价在两性之间差别不大。不过,跨体制流动的情况则不同。在中国,跨体制流动既可能是个体的主动选择,也可能是缘于政策导向(吴晓刚,2008)。在经济转型过程中上述两种方式同时存在:一方面,一大批优秀人才自愿放弃体制内职位进入市场谋求发展,即所谓的“下海”;另一方面,国企改革重组引发了大量失业和下岗职工,他们被迫进入市场部门(邢春冰,2007)。在国有企业下岗潮中,女性受到

的冲击大于男性(李实等,2014)。面对激烈的市场竞争和严峻的性别歧视,即便是主动离开国有部门的女性,其就业选择也在一定程度上受到了限制。相较于男性,即便是受过良好教育的女性劳动者在职业流动中获益的程度也更低(Shu 等,2003)。因此,市场转型引发的跨体制流动并未显著改善女性相对于男性的收益。

最后,市场扩张中的性别歧视导致女性在职业流动中面临更大的“收入惩罚”。随着国家保护力量的削弱与市场歧视的凸显,出于雇佣成本的考量,体制外雇主往往不会为女性提供与男性相同的就业机会和薪资报酬。女性因自身生理条件与传统家庭角色在就业过程中承担了更为严重的“生育代价”(於嘉、谢宇,2014),使得人力资本效能无法充分发挥。市场中的性别歧视以及职业选择上的妥协策略,都让女性在职业流动过程中遭遇了一定程度的“收入惩罚”(Buding 等,2001)。已有大量研究表明,女性在工作转换后收入向下流动的概率更高,而男性在工作转换后收入向上流动的概率更高(王晶晶、李建民,2021)。女性流动后在收入等级分布上的劣势,最终表现为职业流动对性别收入差距的扩大效应。综合以上分析,本文提出“流动回报”假设(假设 2):职业流动给女性带来的收入回报明显低于男性。

三、数据、变量与方法

本文数据来自 2021 年“社会网络与职业经历”调查(Job-Search and Social Networks,以下简称“JSNET”)。与其他全国综合性调查相比,JSNET 可被看作是社会网络与职业过程的专项调查。该调查在长春、天津、西安、上海和厦门五个大型城市展开,其核心模块除了包含被访者多种形式的社会网络以外,还包括了关于劳动者职业搜寻、工作变动和职场结果等丰富的劳动力市场信息,是该研究领域最全面和权威的大型调查之一。在抽样设计上,JSNET 采用多阶段与人口规模成比例(PPS)的随机抽样方法,每个城市从行政区、街道、社区三层单位抽取代表性样本。在抽中的居民社区内随机抽取 30 个家庭户,每户再随机抽取一名 18~69 岁且有非农工作经历的家庭成员作为被访者,共获得 4 096 份有效问卷。调查对被访者的职业经历进行了详细问询,包括自雇和受雇两大部分。其中,受雇部分对劳动者的初职(进入劳动力市场中的第一份职业)、现职或末职(目前或离开劳动力市场时的职业)以及现职或末职的前一份职业进行了回溯式追问。本研究关注的是转型期职业流动过程对性别收入不平等的影响,因而将分析对象界定为 1978 年以后拥有非农工作经历且调查时年龄为 18~60 岁的受雇劳动者。在排除自雇从业者、退休后再就业和就业信息缺失的个案后,共计获得 2 906 个有效个案。在数据分析过程中,本文将这些个案按照其职业经历的先后顺序展开,共计获得 4 914 份工作经历(job spell),以下部分的所有分析均基于这 4 914 份工作经历展开。不过,由于模型中各变量的缺失情况有所不同,故而最终进入每个模型的样本量略有差异。

(一) 变量测量

本文因变量为月收入,包括劳动者工资收入、奖金收入和实物折现的总和。为消除通货膨胀的影响,研究中使用了以 1978 年为基期的全国城镇居民消费价格指数(CPI)对调查收入进行调整。为使因变量的分布接近正态分布,本文将价格指数调整后的月收入进行自然对数转换。此外,为了消除极端值对模型估计的潜在影响,本文对收入变量进行了前后 1%的缩尾处理。

本文的核心自变量是职业流动,特指单位之间的跨组织、跨部门或跨行业的职业变动,即所谓“更换工作”。JSNET2021 调查询问了被访者从初职开始到调查时间所从事职业的数目,以及更换工作的时间、更换工作前后的单位性质等信息。根据这些信息可以识别出被访者现职或末职以前的全部职业流动过程。为了分析劳动力市场体制分割对两性流动机会及其收入回报的影响,本文依据流动前后的单位性质,进一步将职业流动细分为“体制内→体制内”“体制内→体制外”“体制外→体制内”和“体制外→体制外”4类^①。

除核心自变量以外,本文还将反映被访者个人和工作特征的控制变量纳入模型,包括工龄及其二次项、政治面貌、教育年限、户籍、婚姻状态、职业类别、单位性质、企业规模(对数)、行业属性、组织内部晋升、历史时期和所在地区等。鉴于职业性别隔离是分析性别收入差距的重要视角,本文借鉴以往研究(李汪洋、谢宇,2015)的做法,计算了隔离 D 指数以测量职业性别隔离程度,并将其纳入模型加以控制。

表 1 报告了总样本和分性别样本中所有变量的描述性统计结果。这里重点关注因变量收入和核心自变量职业流动的分布情况。就收入而言,基于 CPI 消除通货膨胀的影响之后,总样本的月收入均值为 1 241.043 元,男性平均约 1 521.879 元,女性平均约 983.017 元。男性的收入水平比女性高 55%,说明考察期间中国城市劳动力市场的性别收入差距依然十分明显。就职业流动而言,将近 40.9%的劳动者有过职业流动经历,其中男性发生职业流动的比例为 42.5%,女性发生职业流动的比例为 39.3%。总体上,男性发生流动的比例要比女性高 3.2 个百分点。从流动过程来看,职业流动更易发生于体制外的市场体系(22.9%),而体制内以及跨体制的流动占比相对较小(18%)。比较来看,男性在体制内流动和跨部门流动的比例均高于女性,而女性在体制外流动的比例高于男性。具体而言,男性体制内部流动的比例为 5.9%,女性为 5.3%;男性由体制内向体制外流动占比为 8.9%,女性为 6.0%;男性由体制外向体制内流动占比为 5.2%,女性为

^① 在操作上,以每份工作的最后收入所得作为因变量,并以进入这份工作之前有无前一工作经历来判断是否发生了职业流动,从而确保“职业流动”发生于“收入所得”之前,有效规避了收入所得与职业流动之间的反向因果问题。

4.7%;男性体制外部流动的比例为 22.5%,女性为 23.3%。进一步差异性检验表明,两性在职业流动机会上的差异,更多表现在体制内向体制外的流动中,男性的流动比例要比女性高 2.9 个百分点。

(二) 研究策略

本文重点关注职业流动及其收入回报的性别差异。为了控制流动风险随着时间的变化,研究中采用事件史离散时间模型(Discrete-time Hazard Model)分析男女两性在职业流动机会上的差异。按照离散时间模型的数据结构要求,本文将清理后的个体层面数据(person-level data)转化为人一年数据(person-year data)。在风险集的设定上,研究将 1978 年作为事件观察的起点,以 2021 年作为最后一次观察的结束时间。对于 1978 年尚未开始工作的个案,初始时间设定为其开始工作的年份;对于在 1978 年之前已经结束工作或已经发生职业流动的个案,则作为左删截(left-

表 1 变量的描述性统计

变 量	总样本(N=4914) 均值(标准差)	男性(N=2353) 均值(标准差)	女性(N=2561) 均值(标准差)
调整后收入(元)	1241.043(1478.671)	1521.879(1728.348)	983.017(1145.672)
调整后收入(对数)	6.639(1.080)	6.855(1.076)	6.441(1.046)
职业流动			
未流动	0.591	0.575	0.607
体制内→体制内	0.056	0.059	0.053
体制内→体制外	0.074	0.089	0.060
体制外→体制内	0.050	0.052	0.047
体制外→体制外	0.229	0.225	0.233
工龄(年)	17.294(10.591)	17.571(11.049)	17.039(10.146)
教育年限(年)	14.087(3.093)	14.220(3.018)	13.964(3.156)
政治面貌(党员=1)	0.197	0.209	0.186
户籍(非农=1)	0.830	0.822	0.838
婚姻状态(在婚=1)	0.723	0.686	0.758
单位性质(体制内=1)	0.396	0.410	0.383
行业性质			
竞争行业	0.362	0.317	0.402
垄断行业	0.304	0.349	0.263
垄断行业	0.334	0.334	0.335
企业规模(对数)	4.870(2.165)	5.091(2.249)	4.668(2.065)
职业类型			
生产工人	0.108	0.129	0.089
商业服务人员	0.394	0.407	0.382
一般办事人员	0.134	0.110	0.157
专业技术人员	0.288	0.249	0.324
行政管理人员	0.076	0.105	0.048
组织内部晋升(有=1)	0.276	0.298	0.255
组织外部资源(有=1)	0.495	0.531	0.461
职业性别隔离(D 指数)	44.874(30.566)	43.655(30.374)	45.993(30.705)
地区(沿海=1)	0.566	0.550	0.581
时期			
1978~1991 年	0.140	0.127	0.151
1992~2002 年	0.177	0.180	0.175
2003~2021 年	0.683	0.693	0.674

censored)处理,不纳入风险集。考虑到劳动者退休后所发生的流动(再就业)可能遵循不同的逻辑,退休后的人年数据需排除。在数据处理上,对于2021年之前已经退休的个案,以其退休时间作为观察结束时间。在观测结束之前,个案如果发生流动,则标记为1;如果个案直至观测结束仍未发生流动,则作为右删截(right-censored)处理,标记为0。同时,本文将依据流动前后单位性质所划分的4类流动作为所有人一年风险集中的竞争风险,以进一步比较劳动力市场中不同职业流动过程的性别差异。

在职业选择上,劳动者是否更换工作并非完全随机,而是受到多重因素的影响。一方面,中国的职业流动模式既遵循市场经济的效率原则,也遵循再分配经济的政治逻辑。跨组织的职业流动可能反映部门内或部门间不同的流动类型、职业路径或社会选择机制。一些工作变换可能是获得更好福利和更优工作条件的职业向上流动,而另一些工作变动可能反映了横向平移或不稳定工作之间的变化过程(Hachen, 1990)。另一方面,从群体分化的角度来看,劳动力市场中发生职业流动的劳动者可能来自不同的社会群体。一些可能是主动寻求更高绩效回报、积极谋取职业发展的精英,另一些可能是为了改善自身境遇、处于社会经济不利地位的底层群体。由于个人禀赋、职业特征与市场能力等方面的差异,这两类群体的职业流动倾向也会存在明显不同。因此,职业流动的转换模式与发生动机具有高度选择性,由改变工作的个体的社会经济特征所决定。在这种情况下,如果直接比较两类人群在结果变量上的差异,会存在一定的自选择偏差,从而遮蔽真实的因果关系。因此,本文在分析职业流动收入回报的性别差异时,使用处理效应模型(Treatment Effects Model)来矫正上述选择性偏误。

处理效应模型的构建基于Heckman(1979)样本选择模型的两步法思想^①,通过以下两个步骤完成估计:首先利用全部观测样本建立选择模型,预测职业流动发生的可能性,并计算出逆米尔斯比率(Inverse Mills Ratio,缩写为IMR);其次,将得到的逆米尔斯比率作为控制变量纳入主回归模型,以此来排除选择性偏误(Guo等,2015)。现将这两个步骤涉及的统计原理做扼要介绍。

$$\ln(Y) = \beta'X + \theta D + u \quad (1)$$

式(1)是处理效应模型的回归模型,即本研究中的收入决定模型。其中, $\ln(Y)$ 为收

① 样本选择模型与处理效应模型均是基于Heckman两步法构建,但两者有本质区别:在样本选择模型的第一阶段回归方程中,被解释变量是第二阶段方程中被解释变量是否被观测到的虚拟变量,该变量不参与第二阶段回归;在处理效应模型的第一阶段回归模型中,被解释变量是第二阶段方程的核心解释变量,该变量还参与了第二阶段回归(Guo等,2015:97)。前者IMR的计算对于 $D=1$ 和 $D=0$ 两个群体相同,且第二阶段回归仅包含 $D=1$ 样本,其更多用于解决样本选择偏差问题;后者IMR的计算对于 $D=1$ 和 $D=0$ 两个群体有所不同,且第二阶段回归包含了 $D=1$ 和 $D=0$ 全部样本,其更多用于解决自选择偏差问题。

入的自然对数, X 包含截距项和一组影响收入的外生解释变量, D 为模型设定中的二分类指示性变量, 即本研究中的职业流动 ($D=1$, 流动; $D=0$, 未流动)。其选择模型可以通过如下回归方程得到:

$$D^* = \alpha_0'Z + \alpha_1'X + v \tag{2}$$

如果 $D^* \geq 1$, 则 $D=1$; 反之 $D^* < 0$, 则 $D=0$ 。假设式(1)和式(2)的随机误差项 u 和 v 服从二元正态分布, 均值为 0, 协方差矩阵为:

$$\begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{bmatrix}$$

其中, ρ 为式(1)和式(2)的随机误差项 u 和 v 的相关系数。如果随机误差项 u 和 v 相关 ($\rho \neq 0$), 即 u 和 D 相关 (即违背变量外生假定), 则收入决定模型中的残差项均值 $E(u|D) \neq 0$, 从而使得式(1)中采用最小二乘法 (OLS) 的估计量 θ 有偏。基于 Heckman 两步法思想的处理效应模型通过式(2)构造逆米尔斯比率来控制这一偏差。逆米尔斯比率的计算过程如下:

$$IMR = E(u|D) = \begin{cases} \varphi(\hat{\alpha}_0'Z + \hat{\alpha}_0'X) / \Phi(\hat{\alpha}_0'Z + \hat{\alpha}_0'X) & \text{if } D=1 \\ -\varphi(\hat{\alpha}_0'Z + \hat{\alpha}_0'X) / (1 - \Phi(\hat{\alpha}_0'Z + \hat{\alpha}_0'X)) & \text{if } D=0 \end{cases}$$

其中, $\varphi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的密度函数和累积分布函数。通过上式计算得到的 IMR 代入式(1)进行回归:

$$\ln(Y) = \beta'X + \theta D + \rho\sigma IMR + \varepsilon \tag{3}$$

此时, 式(3)中随机误差项 ε 与 D 不再相关, θ 为无偏估计量。并且, 可以通过 IMR 的估计系数及其显著性判断选择偏差是否存在。式(2)和式(3)可以用传统的两步法或最大似然法进行估计。 IMR 之所以可以识别选择偏差, 主要因为 IMR 是 X 和 Z 的非线性函数, 即 Z 已经从式(3)中被排除。换言之, Z 变量被假定为不会对 Y 产生直接影响但对 D 具有较强解释力的外生变量, 只能通过 IMR 产生间接影响。因此, Z 也被称为排除限定 (exclusion restrictions) 变量。找到一个行之有效的排除限定变量, 是控制自选择内生性问题的关键。本文以“是否拥有组织外部人际资源”作为第二阶段选择模型的排除限定变量。组织外部有无重要人际资源的支持能够在很大程度影响劳动者的流动倾向和意愿, 但并不会对组织内部的收入分配过程产生直接影响, 因此是一个较为理想的排除限定变量。

四、模型结果分析与解释

(一) 职业流动的性别差异: 事件史离散时间模型

表 2 展示了基于事件史离散时间模型考察职业流动风险性别差异的结果。在分析策略上, 本文首先采用 Logit 模型估计影响职业流动的因素, 然后按照流动前后的不同

表 2 职业流动的性别差异

变 量	模型 1(Logit 估计)	模型 2(Mlogit 估计)			
	是否流动	体制内→体制内	体制内→体制外	体制外→体制内	体制外→体制外
性别(女性=1)	-0.099 ^{**} (0.048)	-0.028(0.125)	-0.299 ^{***} (0.111)	-0.124(0.134)	0.001(0.064)
工龄	-0.096 ^{***} (0.009)	-0.033(0.023)	-0.083 ^{***} (0.019)	-0.113 ^{***} (0.024)	-0.125 ^{***} (0.012)
工龄 ² /100	0.154 ^{***} (0.030)	0.020(0.075)	0.145 ^{**} (0.065)	0.166 [*] (0.086)	0.203 ^{***} (0.041)
教育年限	0.065 ^{***} (0.010)	0.053 [*] (0.030)	0.016(0.024)	0.114 ^{***} (0.030)	0.068 ^{***} (0.013)
政治面貌(党员=1)	-0.166 ^{**} (0.077)	0.416 ^{***} (0.159)	-0.316 [*] (0.172)	-0.035(0.194)	-0.686 ^{***} (0.121)
户籍(非农=1)	-0.259 ^{***} (0.058)	0.442 ^{**} (0.221)	-0.310 ^{**} (0.145)	0.171(0.177)	-0.554 ^{***} (0.072)
婚姻状态(在婚=1)	-0.245 ^{***} (0.053)	0.234(0.171)	-0.129(0.130)	-0.068(0.153)	-0.455 ^{***} (0.067)
单位性质(体制内=1)	-0.650 ^{***} (0.060)	—	—	—	—
行业性质(参照组:竞争行业)					
半垄断行业	0.098(0.060)	-0.051(0.184)	0.277 [*] (0.152)	0.209(0.161)	0.155 ^{**} (0.077)
垄断行业	-0.298 ^{***} (0.066)	0.212(0.169)	0.126(0.154)	-0.736 ^{***} (0.189)	-0.773 ^{***} (0.091)
企业规模(对数)	-0.023 [*] (0.012)	0.083 ^{***} (0.031)	0.151 ^{***} (0.026)	-0.160 ^{***} (0.035)	-0.149 ^{***} (0.016)
职业类型(参照组:生产工人)					
商业服务人员	-0.090(0.075)	-0.537 ^{***} (0.203)	-0.391 ^{**} (0.165)	0.083(0.219)	0.212 ^{**} (0.106)
一般办事人员	-0.509 ^{***} (0.110)	-0.483 [*] (0.254)	-0.620 ^{***} (0.237)	-0.553 [*] (0.305)	-0.619 ^{***} (0.161)
专业技术人员	-0.545 ^{***} (0.106)	-0.775 ^{***} (0.266)	-0.765 ^{***} (0.239)	-0.825 ^{***} (0.308)	-0.351 ^{**} (0.145)
行政管理人员	-0.559 ^{***} (0.131)	-0.821 ^{**} (0.334)	-0.917 ^{***} (0.310)	-0.429(0.362)	-0.145(0.178)
职业性别隔离	0.003 ^{***} (0.001)	0.002(0.003)	0.004(0.002)	0.004(0.003)	0.006 ^{***} (0.001)
组织内部晋升(有=1)	-0.291 ^{***} (0.062)	-0.525 ^{***} (0.163)	-0.141(0.138)	-0.457 ^{**} (0.182)	-0.179 ^{**} (0.084)
组织外部资源(有=1)	0.103 ^{**} (0.049)	0.495 ^{***} (0.131)	0.441 ^{***} (0.115)	0.055(0.138)	-0.053(0.066)
地区(沿海=1)	0.027(0.048)	0.260 ^{**} (0.128)	0.077(0.109)	0.205(0.137)	-0.040(0.063)
时期(参照组:1978~1991年)					
1992~2002年	1.136 ^{***} (0.138)	0.454 [*] (0.242)	1.406 ^{***} (0.254)	0.801 ^{**} (0.403)	1.796 ^{***} (0.283)
2003~2021年	1.364 ^{***} (0.136)	0.299(0.249)	1.172 ^{***} (0.261)	1.548 ^{***} (0.382)	2.542 ^{***} (0.275)
常数项	-3.524 ^{***} (0.183)	-6.938 ^{***} (0.484)	-6.048 ^{***} (0.404)	-6.400 ^{***} (0.536)	-4.440 ^{***} (0.318)
事件数	2014	277	362	243	1132
样本量	4913			4913	
人年数	48408			48408	
Pseudo R ²	0.082			0.092	

注:(1)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;(2)括号内数值为标准误。

单位性质进一步将流动分为 4 类,并使用 Mlogit 模型检验体制分割情境下不同职业流动过程的性别差异。

总体来看,女性劳动者发生职业流动的几率明显低于男性(见模型 1),特别是在由体制内向体制外的跨部门流动中(见模型 2)。具体而言,模型 1 中将“是否发生流动”作为目标事件,在控制其他因素的情况下,性别变量负向显著。这说明,在职业流动方面女性确实相对男性处于劣势,女性发生流动的相对风险比男性低约 9%($1-e^{-0.099}$)。模型 2

将 4 类流动作为竞争风险,运用 Mlogit 模型进行估计。在控制其他因素的情况下,仅体制内向体制外流动具有显著的性别差异,女性跨体制进入市场部门的相对风险比男性低约 26% ($1-e^{-0.299}$)。这表明,劳动力市场结构分割所造成的流动机会分布不均衡,使得处于不同劳动部门的两性群体有着截然不同的流动机遇。国有部门内部流动更多是通过国家行政体系的组织调派,在国家意志和体制庇护的强烈约束下,流动机会的性别差异明显缩小。同时,由于市场部门的竞争和性别歧视,国有部门的女性放弃相对稳定的工作而进入市场体系的可能性较小,跨体制流动的性别差异十分明显。由于国有部门较强的制度排斥,体制外劳动者进入体制内工作的机会渺茫,这在两性之间并无明显差别。不过,可喜的是,随着劳动力市场的日臻完善,体制外部流动的性别差异不再显著。据此,假设 1 在体制内向体制外这一流动类型上被证实。

(二) 职业流动对收入的影响及其性别差异:处理效应模型

为了有效克服自选择偏差,本文运用处理效应模型来识别职业流动对收入影响的因果效应。为了便于对照,同时给出了 OLS 的估计结果,详见表 3。

模型 4 给出了处理效应模型的估计结果。逆米尔斯比率在 0.01 的水平上负向显著,表示职业流动的选择性偏差确实存在。在选择模型中,排除限定变量正向显著,表明拥有组织外部资源的劳动者更易发生职业流动。处理效应的回归模型显示,在纠正了选择偏差之后,性别变量的偏回归系数略微降低(与模型 3 的 OLS 回归结果相比),但职业流动的偏回归系数明显增加,并且在 0.01 的水平上正向显著。这说明,普通的 OLS 回归确实低估了职业流动的收入回报效应,而处理效应模型的应用能够较好地消除自选择带来的估计偏差。综上所述,职业流动能够显著提高劳动者的收入,这与以往相关研究的结果一致。

模型 5 在模型 4 的基础上,增加了职业流动与性别的交互项,以考察职业流动对收入影响的性别差异。职业流动与性别的交互项负向显著,表明职业流动的收入回报效应因性别而存在差异,对女性带来的收入增长效应明显小于男性。具体而言,职业流动给女性劳动者带来的收入增长要比男性低约 10% ($1-e^{-0.107}$)。这说明,两性间职业流动的回报差异,加剧了劳动力市场中的性别收入不平等。研究假设 2 得到经验支持。

为了进一步明晰职业流动影响两性收入差距的具体过程,本文继续使用处理效应模型估计 4 类流动的收入回报及其性别差异^①。模型结果详见表 4。

模型 6 给出了 4 类流动在总样本中的作用情况。总体而言,职业流动的收入回报效应更多凸显于体制内流动、体制内到体制外的跨部门流动以及体制外流动过程,这 3 类

① 针对 i 个多分类变量的处理效应模型的设定,本文借鉴了 Dubin 等(1984)的做法。其大致思路为:首先在运行 Mlogit 估计后,预测因变量每一类别的发生概率,再依据发生概率计算除参照组之外的 $i-1$ 个类别的逆米尔斯比率,最后将这 $i-1$ 个逆米尔斯比率作为控制变量纳入主回归模型中。

流动分别给劳动者带来 19%、16%和 24%的收入增长。与这 3 类流动有所不同,从体制外向体制内流动并没有给劳动者带来明显的收入增长。由于体制分割所造成的结构性壁垒以及跨体制流动的单向特征,劳动者很难实现从体制外向体制内流动;那些克服重重阻碍从体制外进入体制内的劳动者,也并未因此得到额外的收益,这与以往的研究发现相吻合(王建,2021)。模型 7 报告了各类职业流动对男性收入的影响。与总样本回归的结果相似,体制内流动、体制内向体制外的跨部门流动以及体制

表 3 职业流动对收入的影响及其性别差异

变 量	多元线性回归(OLS)	处理效应模型	
	模型 3	模型 4	模型 5
回归模型			
性别(女性 =1)	-0.350*** (0.037)	-0.337*** (0.037)	-0.293*** (0.038)
职业流动(有 =1)	0.184*** (0.024)	0.436*** (0.052)	0.491*** (0.056)
职业流动×性别	—	—	-0.107** (0.043)
工龄	0.011* (0.007)	0.005 (0.007)	0.005 (0.007)
工龄 ² /100	-0.029 (0.019)	-0.015 (0.020)	-0.015 (0.020)
教育年限	0.096*** (0.008)	0.092*** (0.008)	0.092*** (0.008)
政治面貌(党员 =1)	0.033 (0.048)	0.040 (0.048)	0.041 (0.048)
户籍(非农 =1)	-0.207*** (0.053)	-0.192*** (0.053)	-0.192*** (0.053)
婚姻状态(在婚 =1)	0.103** (0.044)	0.109** (0.044)	0.109** (0.044)
单位性质(体制内 =1)	-0.081** (0.034)	-0.047 (0.035)	-0.049 (0.035)
行业性质(参照组:竞争行业)			
垄断行业	0.055 (0.040)	0.043 (0.040)	0.041 (0.040)
垄断行业	0.139*** (0.038)	0.159*** (0.038)	0.159*** (0.038)
企业规模(对数)	0.030*** (0.008)	0.028*** (0.008)	0.029*** (0.008)
职业类型(参照组:生产工人)			
商业服务人员	0.126* (0.067)	0.083 (0.066)	0.084 (0.066)
一般办事人员	-0.005 (0.080)	-0.037 (0.079)	-0.035 (0.079)
专业技术人员	0.224*** (0.075)	0.204*** (0.074)	0.204*** (0.074)
行业管理人员	0.550*** (0.091)	0.534*** (0.091)	0.536*** (0.091)
组织内部晋升(有 =1)	0.214*** (0.033)	0.262*** (0.034)	0.263*** (0.034)
职业性别隔离	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
地区(沿海 =1)	0.289*** (0.038)	0.288*** (0.038)	0.288*** (0.038)
时期(参照组:1978~1991 年)			
1992~2002 年	0.293*** (0.070)	0.307*** (0.070)	0.310*** (0.070)
2003~2021 年	0.497*** (0.073)	0.544*** (0.073)	0.547*** (0.073)
常数项	4.417*** (0.157)	4.370*** (0.156)	4.339*** (0.157)
选择模型			
性别(女 =1)	—	-0.125*** (0.030)	-0.124*** (0.030)
组织外部资源(有 =1)	—	0.278*** (0.038)	0.279*** (0.038)
控制变量(略)	—	—	—
常数项	—	-0.875*** (0.135)	-0.875*** (0.135)
逆米尔斯比率(λ)	—	-0.155*** (0.029)	-0.155*** (0.029)
样本量	4914	4914	4914
R ²	0.274	—	—

注:(1)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;(2)括号内数值为标准误;(3)模型 4 和模型 5 中选择模型的控制变量与表 2 中的相同。

表 4 不同流动类型对收入影响的性别差异

	模型 6 总样本	模型 7 男性	模型 8 女性
流动类型(参照组:未流动)			
体制内→体制内	0.171*** (0.059)	0.234*** (0.074)	0.113 (0.092)
体制内→体制外	0.152*** (0.050)	0.193*** (0.071)	0.127* (0.067)
体制外→体制内	0.045 (0.051)	0.078 (0.080)	-0.007 (0.064)
体制外→体制外	0.218*** (0.030)	0.250** (0.045)	0.186*** (0.039)
控制变量(略)	—	—	—
样本量	4914	2353	2561

注:(1)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;(2)括号内数值为标准误;(3)表中主模型的控制变量与表 3 中的相同,选择模型的控制变量与表 2 中的相同。

带来了 14%的收入增长,体制外流动给女性带来了 20%的收入增长。这两类职业流动给女性带来的收入增幅均低于男性^①。特别值得关注的是,从体制外向体制内的跨部门流动不仅没有给女性带来收入增长,反而降低了她们的收入所得。这也意味着,对于市场体系中的女性而言,更换工作进入体制内往往会带来一定的收入惩罚与收益损耗。

为了便于观察不同职业流动过程回报的性别差异,本文将上述结果汇总展示于图中。图的纵坐标表示相对于未流动状态,流动所产生的收入边际变化百分比。在体制内部流动,男性的收入增长 26%,而女性的收入仅增长 12%,前者是后者的 2.2 倍。在体制内向体制外的流动过程中,男性收入增幅为 21%,女性收入增幅仅为 14%,前者的边际效应依然明显高于后者。在体制外向体制内的流动过程中,男性的收入水平大约提升 8%,而女性的收入水平却降低了约 1%。这意味着,对于男性劳动者而言,体制外向体制内的跨部门流动倾向于提高收入;但对于女性劳动者而言,这种流动却伴随着收入的下降^②。这种情况

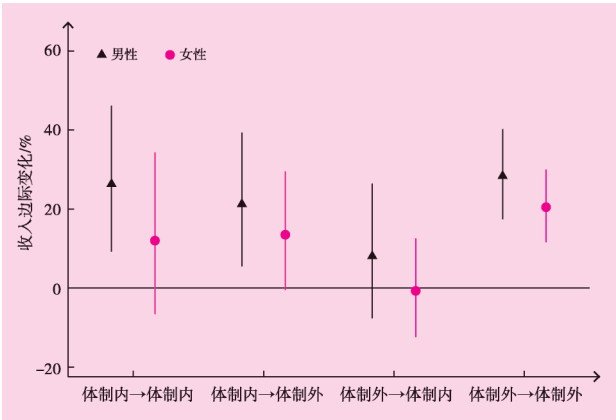


图 职业流动收入边际变化的性别差异

① 采用更为严谨的标准化回归系数和基于似无关回归的跨模型系数比较,均表明体制内向体制外的跨部门流动和体制外流动带给女性的收入增长均显著小于男性。

② 需要说明的是,职业流动的收入边际变化图仅显示了各类流动对男女收入变动影响的倾向性,不具有统计意义上的显著性检验。根据表 4 模型 7 和模型 8 的结果,体制外向体制内的跨部门流动对男性和女性的收入均无显著性影响。

可能是因为女性为了家庭和工作之间的平衡,愿意牺牲市场上的高薪工作,转而接受体制内稳定但薪酬较低的工作。与男性劳动者相比,那些曾经在市场体系中工作并成功转入体制内的女性,可能会遭受一定程度的收入惩罚。此外,体制外的自由流动不仅能够让男性的收入大幅提升,也能在一定程度上拉动女性收入增长,但前者的增幅(29%)依旧明显高于后者(20%)。

以上结果表明,职业流动带来的收入增长变动更多地让男性群体获益,但对女性群体的影响则相对较小。综合来看,职业流动通过两种机制影响性别收入差距:一是收入溢价机制,即部门内部流动以及由体制内向体制外的跨部门流动大大增加了男性劳动者的收入,却无法大幅提升女性劳动者的收入;二是收入惩罚机制,即体制外向体制内的跨部门流动增加了男性收入,却降低了女性收入。

五、结论与讨论

本文使用“社会网络与职业经历”(JSNET2021)调查数据,考察了劳动力市场分割状态下不同的职业流动过程对性别收入差距的影响。研究发现,职业流动通过“机会差异”和“回报差异”两个关键渠道共同形塑了劳动力市场中的性别收入差距。在流动机会方面,由于体制分割形成的职业流动机会的不均衡分布以及传统家庭的性别分工模式,女性发生跨体制流动的几率明显低于男性,这种情况在很大程度上限制了女性进入市场体系获得高收入的机会;在流动回报方面,职业流动所带来的收入增长变动对女性而言收效甚微,却对男性大有裨益。这一过程主要围绕“收入溢价”和“收入惩罚”两种差异化机制展开:一方面部门内部流动以及由体制内向体制外的跨部门流动显著增加了男性收入,但对女性收入增长的影响十分有限;另一方面,体制外向体制内的跨部门流动增加了男性收入,却降低了女性收入。职业流动过程所引发的性别收入差距及其分异效应,进一步加剧了劳动力市场中的性别不平等。

职业流动能够引发个体生活机遇分化并增加新的经济不平等。本文的贡献在于,从职业流动的“机会差异”和“回报差异”两个维度,联合捕捉到了体制分割下职业流动对收入性别差距的影响。基于研究发现,本文提出如下政策建议:第一,畅通两性职业向上流动的通道,推动跨体制流动的性别均等化。政府应该增加女性就业保护措施,提升女性劳动者就业技能的同时降低职业流动壁垒,畅通劳动要素的流通渠道,为推动新时期更高质量和更充分就业提供有力保障。第二,在制度层面消除各就业环节的性别偏好与隐性歧视。尽管两性在体制内或体制外的流动机会已经趋同,但流动回报的性别差异依然显著。即便是在体制内的女性也并非能够享有公平的流动回报和薪酬增长。与此同时,受市场外部环境与家庭角色分工的双重影响,进入市场体系的女性遭遇了“流动机会”与“流动回报”的双重劣势,她们无法在跨体制流动的过程中享有与男性同等的收益。体制

分割的结构性壁垒以及跨体制的单向流动,甚至让进入体制内的女性遭受了一定程度的收入惩罚和收益损耗。因此,在未来劳动力市场的规范化治理中,政府有必要通过正式的规章制度,减少工作搜寻与流动过程中的性别歧视,并通过建立与就业相配套的政策体系缓解女性的工作与家庭冲突。第三,通过建立严格的就业监察制度、提高用工歧视代价等举措,确保男女同工同酬,以缩小性别收入差距。职业流动中收入性别差距的持续扩大表明,收入分配领域中的性别不平等是实现共同富裕过程中的一大挑战。经济的高质量发展既需要保证两性流动机会的公平性,也需要创造两性就业结果的公平性。

参考文献:

1. 邓峰、丁小浩(2012):《人力资本、劳动力市场分割与性别收入差距》,《社会学研究》,第5期。
2. 贺光烨、吴晓刚(2015):《市场化、经济发展与中国城市中的性别收入不平等》,《社会学研究》,第1期。
3. 孔令文(2018):《性别收入差距问题研究新进展》,《经济学动态》,第2期。
4. 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。
5. 李路路等(2016):《市场转型、劳动力市场分割与工作组织流动》,《中国社会科学》,第9期。
6. 李实等(2014):《中国城镇职工性别工资差距的演变》,《管理世界》,第3期。
7. 李汪洋、谢宇(2015):《中国职业性别隔离的趋势:1982—2010》,《社会》,第6期。
8. 李晓光(2022):《城市劳动力市场中的性别收入差距:基于教育失配的解释》,《教育研究》,第6期。
9. 乔小乐等(2023):《数字经济背景下劳动者职业流动及其收入效应研究》,《中国人口科学》,第1期。
10. 王建(2021):《工作组织流动、市场能力与职业晋升机遇》,《社会学评论》,第2期。
11. 王晶晶、李建民(2021):《工作转换的回报差异及其对性别收入差距的影响》,《人口学刊》,第4期。
12. 王美艳(2005):《中国城市劳动力市场上的性别工资差异》,《经济研究》,第12期。
13. 王天夫等(2008):《城市性别收入差异及其演变:1995—2003》,《社会学研究》,第2期。
14. 吴晓刚(2008):《1993—2000年中国城市的自愿与非自愿就业流动与收入不平等》,《社会学研究》,第6期。
15. 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。
16. 吴愈晓、吴晓刚(2009):《城镇的职业性别隔离与收入分层》,《社会学研究》,第4期。
17. 邢春冰(2007):《经济转型与不同所有制部门的工资决定——从“下海”到“下岗”》,《管理世界》,第6期。
18. 许琪(2021):《从父职工资溢价到母职工资惩罚——生育对我国男女工资收入的影响及其变动趋势研究(1989—2015)》,《社会学研究》,第5期。
19. 於嘉、谢宇(2014):《生育对我国女性工资率的影响》,《人口研究》,第1期。
20. 周扬(2022):《工作流动轨迹与地位获得过程:一个序列分析模型研究》,《社会学研究》,第1期。
21. 周扬、谢宇(2019):《二元分割体制下城镇劳动力市场中的工作流动及其收入效应》,《社会》,第4期。
22. 朱斌、徐良玉(2020):《市场转型背景下性别收入差距的变迁》,《青年研究》,第2期。
23. Budig M.J., England P. (2001), The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Review*. 66(2): 204-225.
24. Cao Y., Hu C. (2007), Gender and Job Mobility in Postsocialist China: A Longitudinal Study of Job Changes in

- Six Coastal Cities. *Social Forces*. 85(4):1535–1560.
25. Davis D.(1992), Job Mobility in Post-Mao Cities: Increases on the Margins. *The China Quarterly*. 132:1062–1085.
 26. Dubin J.A., McFadden D.L. (1984), An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption. *Econometrica*. 52(2):345–362.
 27. Fuller S.(2008), Job Mobility and Wage Trajectories for Men and Women in the United States. *American Sociological Review*. 73(1):158–183.
 28. Guo S., Fraser M.W.(2015), *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*. California: SAGE Publications.
 29. Gustafsson B., Li S.(2000), Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China. *Journal of Population Economics*. 13:305–329.
 30. Hachen D.S.(1990), Three Models of Job Mobility in Labor Markets. *Work and Occupations*. 17(3):320–354.
 31. Heckman J.J.(1979), Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*. 47(1):153–161.
 32. Heyns B. (2005), Emerging Inequalities in Central and Eastern Europe. *Annual Review of Sociology*. 31:163–197.
 33. Kronberg A.(2013), Stay or Leave? Externalization of Job Mobility and the Effect on the U.S. Gender Earnings Gap, 1979–2009. *Social Forces*. 91(4):1117–1146.
 34. Li J.(2013), Job Mobility in Postreform Urban China. *Chinese Sociological Review*. 45(4):81–109.
 35. Shu X., Bian Y. (2003), Market Transition and Gender Gap in Earnings in Urban China. *Social Forces*. 81(4):1107–1145.

Gender Income Gap in Urban Labor Market: An Explanation Based on Occupational Mobility

Wang Jian

Abstract: This paper explores the effects of occupational mobility on the gender income gap using the survey data from Job-Search and Social Networks (JSNET2021). Our study finds that the gender income gap in the labor market is commonly shaped by the "opportunity difference" and "return difference" of occupational mobility. Regarding opportunity differences, due to the unbalanced distribution of mobility opportunities caused by institutional segmentation and the traditional gender division of labor in families, the probability of women's cross-institutional mobility is significantly lower than that of men, which limits women's opportunities to enter the market-sector to obtain high income. Regarding return differences, the changes in income growth resulting from occupational mobility have had little effect on women, while men have derived significant benefits. This process revolves around two differentiated mechanisms. The first is the income premium mechanism, namely, intra-institutional mobility and cross-institutional mobility from state-sector to market-sector have greatly increased men's income, but have had little impact on women's earnings. The second is the income penalty mechanism, in which cross-institutional mobility from market-sector to state-sector increases men's earnings but decreases women's earnings. The gender income gap and its differentiated effects caused by occupational mobility have exacerbated gender inequality in the labor market.

Keywords: Labor Market; Occupational Mobility; Gender Income Gap; Opportunity Difference; Return Difference

(责任编辑:华 颖)