

· 女性与社会发展研究 ·

职业性别隔离、职业声望与收入性别差距

刘爱玉

(北京大学,北京 100871)

摘要:本文利用北京大学社会科学调查中心中国家庭追踪调查 2014 年数据分析了职业性别隔离与职业声望对于两性工资性收入差距的影响。研究发现,职业女性比例与职业工作稳定性之间是一种非线性关系,整合型职业即女性比例在 40%~60%者,其工作稳定性最高,在劳动合同签订、工作保障、工作权威、全日制工作和体制性工作上占有优势;职业女性比例与职业声望之间是一种非线性关系,整合型职业有着最高的职业声望,但是其工资性优势并不突出,通常由女性从事的工作,如照顾工作,并没有被刻意贬低。职业声望对于工资性收入有积极影响,但其收入回报并无性别差异,研究并不全然支持贬值理论,即女性工作贬值并非经济报酬差异的最重要原因,性别、职业性别隔离、声望与工资的互动,才是性别不平等背后的驱动机制。

关键词:职业性别隔离;职业声望;人力资本

中图分类号:C913.68

文献标识码:A

文章编号:1008-6838(2022)02-0016-10

一、研究问题

性别工资差距及其成因是社会学、经济学、人口学共同关注的历久弥新的论题,其中一个值得讨论的问题是:为什么世界诸多国家两性之间的教育差别逐步缩小,男女两性受教育水平出现了明显的平等化趋势^[1-2],但两性间的工资收入差距却并未缩小^[3-4]?

以美国为例,性别工资差距在 20 世纪 70 年代快速下降,80 年代继续缩小,在 90 年代平稳不变,到 2000 年中期出现停滞,虽然女性的教育获得和劳动力经验发生了很大变化,但性别革命却止步不前了^[5]。

从中国的情况看,在 1988—2002 年期间,城镇女性职工工资大约是男性的 76%~89%^[6]。由中国综合社会调查(CGSS)计算的 2003 年女性年

平均劳动收入是 11773 元,是男性的 80.6%,女性的平均受教育年数为 11.25 年,比男性少 0.16 年;2015 年女性年平均劳动收入是 40299 元,是男性的 67.4%,平均受教育年数为 12.76 年,比男性高 0.05 年。2015 年全国 1% 人口抽样调查数据也显示,“80 后”女性平均受教育年限为 10.92 年,仅比男性少 0.17 年,“90 后”一代女性平均受教育年限为 12.18 年,超过男性 0.23 年^[7]。

不少学者从人力资本、社会资本、劳动力市场性别分隔、父权制、家庭责任、不稳定工作等理论视角切入对两性间的工资收入差距进行了探讨^[3,6,8-9]。

本文拟在上述研究基础上,以北京大学中国家庭追踪调查 2014 年的数据为依据,以职业女性比例和职业声望为切入点,考察性别、人力资本

收稿日期:2021-11-19

基金项目:国家社会科学基金项目“当代中国社会转型期的不稳定工作与性别观念的重塑”(项目编号:21BSH080)

作者简介:刘爱玉,女,北京大学社会学系教授,博士生导师,北京大学中国社会与发展研究中心研究员,博士,主要从事劳动社会学、组织社会学、性别与劳动研究。

和劳动力市场分隔的配置性效应和社会评价效应的交互作用对于两性工资性收入差距的影响。

二、文献回顾

关于收入性别差距解释的理论视角主要有两个维度:供给侧强调个体性机制差异,需求侧强调劳动力市场结构要素。

(一)人力资本论

人力资本理论强调了个体在教育、技能、工作相关技术上的差别导致的生产率差异及其在收入上的区分,特别是女性在工作中的精力投入或者专门化人力资本不如男性^[10],导致其收入低于男性。不过反对者认为,女性在工作上投入的精力并不比男性少^[11],所谓的工作投入标准存在着“命名规则”(entitlement norms)问题;女性专门化人力资本也存在界定与测量问题。而工作场所的结构性特征以及其他制度性因素,才是产生两性收入差别的主要原因^[11]。

(二)配置歧视论

强调需求侧的劳动力市场性别分隔理论认为,女性在劳动力市场上会遭遇来自雇主的两种歧视。其一是配置歧视(allocative discrimination),即雇主在雇佣或劳动力配置过程中偏好男性,导致高收入的工作被男性占据,而女性只能集中在低收入职业中^[12]。其二是评价歧视(valuative discrimination),即女性职业的工资少于男性职业的工资,某一职业女性从业者比例的提升往往伴随着雇主对该职业的价值评价的降低^[13]。

配置歧视论实际上强调了女性在劳动力市场中的结构位置,其所从事的工作以典型的次等劳动力市场的“坏工作”或者非标准化工作为主,在经济报酬、工作保障与升迁、工作自主性、对工作时间的控制、工作满意度方面远不如所谓头等劳动力市场中的“好工作”^[14]。“坏工作”常常没有劳动力市场保障、就业保障(免于被无故解雇)、工作社会保障^[15]。从职业性别构成上看,女性集中、以女性为主的职业平均工资较低,从而导致了整体上女性的收入低于男性^[13]。

大量研究基于职业性别构成特征,分析了职业性别隔离对于收入的影响,英格兰德的研究发现,职业的女性比例与职业的平均工资之间具有

显著的负相关关系,一个职业的女性比例越高,其平均工资则越低^[15],7%~19%的工资差异是由于男性支配职业和女性支配职业的平均工资水平差异导致的^[16]。Petersen 等人的研究发现更令人震惊,他们指出职业性别构成可以解释90%的性别工资差异^[13]。Aiba 等发现女性工资受到职业女性比例的影响,而男性则否^[17]。职业性别隔离对于中国两性收入差异的影响,学界主要的观点是:(1)职业性别隔离对于性别收入不平等有重要作用:职业性别隔离越强,女性相对于男性越是弱势^[9],性别工资差距受职业性别隔离的影响越大;(2)职业性别隔离对收入的负面影响随市场化推进而增加,其对性别收入差异的解释力从1988年的12%增加到1995年的19%^[8];(3)职业性别隔离对性别收入差异的影响因部门而不同,在国有部门,职业女性比例每增加10%,其员工的平均收入将会减少约3.5%,而在非国有部门的影响则不显著^[18]。

上述研究富有启发,但仍存有待澄清之处:第一,以职业女性比例或职业性别隔离指数测量的职业性别隔离,与收入之间是否是线性关系?女性为主的职业其平均工资是否是最底的?第二,教育回报是否因职业性别隔离程度的不同而不同?第三,诸多研究强调女性为主的职业受到歧视,工资水平低不是因为职业所需的知识、技术和经验比较低,而是因为“女性职业”标签导致的女性工作贬值,那么如何更好地对这种女性职业的贬值进行测量从而代替间接的推断?

(三)价值贬值论

劳动力市场分隔之评价歧视论,其核心思想与贬值理论(devaluation theory)的基本假设一致,即由于女性在社会文化中被贬低,因此女性的工作和任务的价值被认为低于男性的工作和任务的价值^[19]。女性工作受到的文化上的贬低是女性工作之罚的主要原因^[15]。职业报酬是人口学构成的结果而非原因,职业女性比例高者,收入就低,主要是因为女性的劳动或者技能被低评^[10,15],比如常见的对于照顾或者服务型职业的贬低。

一些学者认为,职业声望很适合检验贬值理

论^[19-20]。职业声望是人们对于职业的社会评价,体现了对于职业地位(status)的一种集体主观共识,是非常重要的—种职业价值的指标^[19]。

如果女性在文化上被贬低,则职业女性比例与职业声望之间应该是一种负向关系。

关于职业女性比例与职业声望的关系,早期的一些研究认为职业女性比例与职业声望之间并不存在显著关系,但 Magnusson 的研究指出职业女性比例与职业声望之间是一种非线性关系,混合职业(41%~60%的职业女性比例,也称整合职业)有着最高的职业声望^[19]; Inmaculada García-Mainar 等人的研究在控制个人客观特性、工作相关变量、工作条件自我评价之后,发现职业女性比例与职业声望呈一种倒 U 型关系^[20]。

关于职业声望与收入的相关研究中, Treiman 等学者认为虽然职业女性比例与职业声望之间没有关系,但是职业声望低的职业收入更低,而且即使女性从事与男性相似的职业声望的工作,其收入依然低于男性^[21],即如一些学者所发现的,职业声望对于男性的工资回报要高于女性,即使男女具有相似的职业声望,男性的工资收入依然比女性高^[19]。一些研究发现了职业声望与收入之间的非线性关系,发现女性主导职业常常兼职比例高,收入低,晋升慢,可以在很大程度上解释两性之间的收入差别。Hakim 将职业区分为三类:男性职业、整合型职业与女性职业,他发现在英国,整合型职业的声望和工资最高,而女性职业的声望和收入相对较低^[22]。

上述职业声望与收入关系的诸多讨论,基本反映的是西方学者对于他们自己国家的收入性别差距原因的探讨,但是这些洞见对于探讨中国社会转型过程中的两性收入差距仍有一定的启发。虽然自 1980 年代以来也有学者对中国的职业声望及其影响因素进行研究^[23-24],但是职业声望与职业女性比例、收入之间的关系则鲜有涉及,我们需要问的是:(1)职业女性比例与职业声望之间是一种什么样的关系?(2)职业声望在何种意义上对收入尤其是性别工资差距产生影响?(3)价值贬值论能否在经验上获得支持?

诚然,女性主义对于性别收入差距及其成因

有诸多精彩的阐述,比如关于父权家长制、公私分离与家庭责任对于女性在劳动力市场中不利地位的强化及其收入惩罚等,本文在关于职业女性比例、职业声望、人力资本与性别交互作用对于收入影响的讨论中,将控制这些要素进行分析。

(四)研究假设

本文主要关注劳动力市场分隔对于性别工资差异的影响,与以往主要关注职业女性比例或者职业性别隔离指数对于收入的结构性的效应的尝试有所不同的是,本文还将探讨职业性别隔离的社会价值评价,以及拥有不同人力资本之个体因处于不同社会评价的劳动力市场结构位置在收入上的分殊,尤其是对于工资性别差距的影响。

本研究的基本假设为:

假设 1:职业女性比例越高,职业声望越低。

假设 2:职业女性比例越高,从业者的收入越低,教育回报随职业女性比例的不同而不同。

假设 3:职业声望越低,从业者的收入越低,职业声望的回报存在性别效应,女性职业声望的回报低于男性。

三、研究变量及其界定

(一)数据来源与分析对象

本研究使用了 2016 年发布的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS) 2014 年成年人调查数据(简称为“CFPS 2014”)。CFPS 2014 调查数据是北京大学社会科学调查中心继 2010 年基线调查和 2012 年追访后的第二次追踪调查,样本涵盖了全国 25 个省、市、自治区,具有较优的全国代表性。基于本研究关注的是工资性收入性别差距及其影响因素,故选取的样本限定为 20~60 周岁正在从事非农工作且工资性收入大于 0 的个人,最终有效分析样本为 3086 人,其中男性 1925 人,平均年龄 42.1 岁,女性 1161 人,平均年龄 39.8 岁。

(二)变量测量与描述

工资性收入作为因变量,是指样本最近一年的收入,包括扣除所得税和“五险一金”后的工资、奖金、现金福利和实物补贴。分析样本 2014 年的工资性收入均值为 32598 元,男性为 35608.5

元,女性为27605.8元,女性收入为男性的77.5%。模型分析时对工资性收入作了对数转换。

核心自变量为职业女性比例、职业声望、工作不稳定性以及受教育水平。

职业女性比例是通过计算2010年第六次人口普查(简称“六普”)各职业类型的女性比例然后再合并到CFPS 2014数据中得到的,共辨别出了316种职业,这一操作可避免直接从CFPS 2014数据里计算职业女性比例可能存在的两种偏差:其一,测量误差。因为CFPS 2014的样本数量较小,分布到每个职业的人数很少,因此测量误差会很大。其二,内生性问题。直接从CFPS 2014计算得到变量并用它来估计该职业的平均工资会导致内生性问题。由“六普”计算得到的职业女性比例可信度高,不存在内生性问题,其缺点是CFPS 2014的调查时间比“六普”调查时间晚4年,期间职业性别比例可能会有一些变化,但短时间内职业结构不会有大的变动,因此这种做法不会影响分析结果的可靠性。职业女性比例作为连续型变量时,其均值为36.7%,分性别看,男性为27.3%,女性为52.4%。根据职业女性比例在分析时将职业类型区分为男性主导职业(0%~20%)、偏男性主导职业(20%~40%)、整合型职业(或混合职业)(40%~60%)、偏女性主导职业(60%~80%)、女性主导职业(80%~100%),从事上述五个类别职业的男性占比分别为45.4%、29.0%、22.2%、3.3%、0.2%,女性占比分别为5.8%、19.5%、46.8%、22.6%、5.4%。

职业声望采用的是标准国际职业声望量表(Standard International Occupational Prestige Scale,

SIOPS),该量表建基于Treiman 1977年对60个国家所进行的85项职业声望的研究,并在1995年进行过更新^[25],其值在13~78之间。分析样本的职业声望均值为40.5,男性为40.0,女性为41.2。

工作不稳定性是指劳动者处于一种不确定、不可预测以及有风险的就业状态,其典型特征是工作无保障(如无书面合同/口头合同/短期合同)、缺乏各种形式的社会保障(如养老、医疗等)、工作时间不充分、欠缺工作自主性等。本文从劳动合同、工作社会保障、是否全日制工作、是否体制内工作和职业权威(是否担任行政职务)五个方面进行考察。样本工作稳定性的总体特征为:签订了各类劳动合同者占51.5%,享有工作社会保障者(养老、医疗)占54.5%,全日制工作者占94.2%,体制内工作者(指国有企事业单位从业人员)占35.9%,担任行政职务者11.8%。女性签订劳动合同比例高于男性,担任行政职务比例低于男性,在工作社会保障、是否全日制工作和体制内工作上与男性无显著差异。

受教育水平有受教育年限和受教育程度两种测量方式,本文采用前者。样本中女性的平均受教育年限为10.1年,其中接受过大专及以上学历者占27.5%,男性平均受教育年限为9.7年,其中接受过大专及以上学历者为19.1%。

本文的主要控制变量是城乡、户籍、年龄、婚姻状况、是否有6岁及以下同住子女、与父母同住状况。分析样本中城市样本占61.5%,非农业户籍样本占48.9%,90.2%为在婚,19.2%有6岁及以下的同住子女,27.2%与父母同住。本文分析变量的基本情况见表1。

表1 分析变量的描述性统计特征

		男性	女性			男性	女性
		N=1925	N=1161			N=1925	N=1161
职业女性比例(%)	0~20%	45.4	5.8	是否担任行政职务(%)	否	87.1	90.2
	20~40%	29.0	19.5		是	12.9	9.8
	40~60%	22.2	46.8	城乡分类(%)	乡村	38.0	26.2
	60~80%	3.3	22.6		城市	62.0	73.8
	80~100%	0.2	5.4				
劳动合同(%)	未签订	50.7	45.1	户籍状况(%)	农业	53.3	47.5
	签订	49.4	55.0		非农业	46.7	52.5

续表

		男性	女性			男性	女性
		N = 1925	N = 1161			N = 1925	N = 1161
工作社会保障(%)	无	46.0	44.8	婚姻状况(%)	非在婚	9.1	10.9
	有	54.0	55.2		在婚	90.9	89.2
是否全日制工作(%)	否	5.9	5.6	是否有6岁及以下同住子女(%)	无	80.2	81.9
	是	94.1	94.4		有	19.8	18.1
是否体制内工作(%)	否	63.5	65.1	与父母同住状况(%)	未同住	64.6	86.6
	是	36.5	34.9		同住	35.4	13.4
工资性收入	均值(元)	35608.5	27605.8	职业声望	均值	40.0	41.2
	标准差	28924.1	26422.1		标准差	11.9	13.3
工资性收入	取对数	10.2	9.9	受教育年限	均值(年)	9.7	10.1
	标准差	0.7	0.8		标准差	4.1	4.6
职业女性比例	均值(%)	27.3	52.4	年龄	均值(岁)	42.1	39.8
	标准差	18.1	18.7		标准差	9.8	8.5

四、工资性收入性别差距的影响因素

(一) 职业女性比例与职业声望

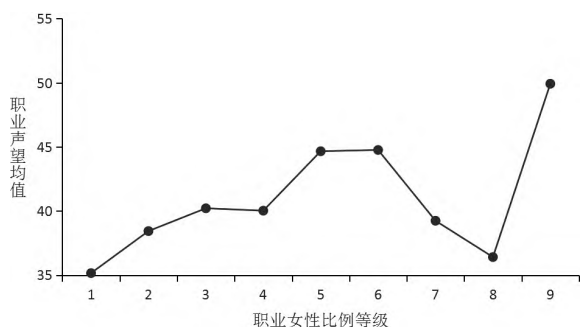


图1 职业女性比例与职业声望的关系

注:图中将职业女性比例由低到高分九个等级,等级1职业女性占比1%~9.99%,等级2职业女性占比10%~19.99%,等级3职业女性占比20%~29.99%,以此类推。由于职业女性占比80%~89.99%、90%~99.99%的样本量过小,这两个类别合并为等级9。

本文分析样本中的男性,74.9%在男性主导和偏男性主导的职业工作,仅有3.5%在女性主导或偏女性主导的职业工作,而女性抓住了市

场化转型所带来的就业机会,广泛进入到各种类型的职业中,25.5%的女性是在男性主导或偏男性主导的职业工作,29%在女性主导或偏女性主导的职业工作。男性在整合型职业的比例(22.2%)要低于女性在整合型职业的比例(46.8%)。

职业女性比例越高的职业,是否意味着社会评价越低呢?我们以职业女性比例为横轴,以职业声望为纵轴,得到相应职业女性比例的平均职业声望关系图如图1所示,其展示的是职业女性比例与职业声望之间的非线性关系。

由于职业女性比例超过80%的男性样本过少(3人),将其划归到偏女性主导职业。从总体看,职业女性比例为40%~60%的整合型职业的声望均值最高,为44.7,偏男性主导职业和偏女性/女性主导职业的声望均值比较接近。分性别看,也是整合型职业的声望均值最高,男性为43.5,女性为46.2(见表2)。

表2 职业女性比例与职业声望

职业性别类型	声望均值	声望标准差	男性声望均值	男性声望标准差	女性声望均值	女性声望标准差
男性主导职业	36.9	8.4	37.4	10.2	36.8	8.2
偏男性主导职业	40.1	11.4	39.3	11.0	40.4	11.6
整合型职业	44.7	14.3	43.5	13.8	46.2	14.7
偏女性/女性主导职业	39.3	14.6	39.6	13.9	38.0	17.9

(二)职业女性比例与工作不稳定性

通常女性比例高的职业被认为福利差、行使权威的机会少,那么女性比例低的职业是否就有更高的福利和更多行使权威的机会,工作资源更为丰厚并且更为稳定呢?正如职业女性比例与职业声望之间不是线性关系一样,职业女性比例与工作稳定性之间也不是简单的线性关系。数据显示,整合型职业的工作稳定性最高;劳动合同签订率、全日制工作率、担任行政职务的比例、

享有工作社会保障的比例以及体制内工作的比例,无论男女,都是四个职业类别中最高的。偏女性/女性主导职业的男性,其在劳动合同签订、工作社会保障、担任行政职务、体制内工作四个方面,都要好于在男性主导职业中的境况,男性主导职业中的女性,其在劳动合同签订方面的比例最低,在是否全日制工作、职业权威、工作社会保障和体制内工作方面的处境,与偏女性/女性主导型职业中的处境相似(见表3)。

表3 职业女性比例与工作不稳定性(单位:%)

职业性别类型	签订劳动合同		全日制工作		担任行政职务		工作社会保障		体制内工作	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
男性主导职业	41.8	41.8	93.7	94.0	7.8	6.0	44.6	49.3	30.4	34.3
偏男性主导职业	47.6	50.9	94.6	91.6	16.3	11.1	53.0	50.0	34.5	28.8
整合型职业	65.3	62.3	94.6	95.6	19.0	12.3	73.8	63.0	49.9	38.1
偏女性/女性主导职业	60.6	48.3	92.4	94.5	13.6	5.5	60.6	47.1	47.0	33.9
平均值	49.4	55.0	94.1	94.4	12.9	9.8	54.0	55.2	36.5	34.9

(三)职业女性比例、职业声望与收入

一些研究认为,职业女性比例越高,平均收入越低^[9],职业性别隔离是两性收入差距的主要原因^[13],关于职业女性比例、职业声望与收入之间的关系,我们从以下两个方面尝试进行探索:

第一,职业女性比例越高,是否收入越低?

从职业性别类型与工资性收入的描述性统计结果来看,男性在男性主导职业、偏男性主导职业、整合型职业、偏女性/女性主导型职业中的收入均值分别为33724元、37785元、36917元和33627元,女性在上述四个相应类别职业中的收入均值分别为26355元、27171元、29263元、25398元。男性在偏男性主导职业中的收入最高,女性在整合型职业中的收入最高,男性和女性的工资性收入都是在偏女性/女性主导型职业中最低,两性工资性收入的差距在偏男性主导职业中最大,而在整合型职业中最小。

表4的模型1,是控制了城乡分类、户籍状况、家庭责任(婚姻、家庭子女状况、与父母同住状况)、党员、工龄之后,性别、教育及其交互关系对于收入的影响,工资性收入的性别差距要比在简单描述性统计时来得更大,女性收入仅为男性的57%,教育回报有性别差异,女性的教育回报

高于男性。

既然女性的教育回报高于男性,总体上女性的平均受教育年限又高于男性,为什么工资性收入反而比男性低呢?

我们考察职业女性比例对于收入的影响,以及教育回报是否因职业女性比例的不同而不同。如果把职业女性比例作为一个连续型变量,如表4的模型2,确实发现随着职业女性比例的提高,收入会相应减少。鉴于上文对职业女性比例与职业声望、工作稳定性、收入之间关系的认识,我们认为将其作为一个类别变量进行分析更为妥当。模型3引入了职业性别类型、工作不稳定性等主要特征变量,发现相较于模型1而言:(1)性别工资性收入差距有所减少,女性收入为男性的62%;(2)教育的回报率有所下降,女性教育回报率由模型1的4.3%变为了3.4%;(3)职业性别比例对于收入的影响,主要体现在男性主导职业上,其收入显著高于整合型职业,同时分别进行回归分析,发现男性在男性主导职业上有相对于整合型职业的优势,而女性则不存在;(4)签订劳动合同、全日制工作、享有工作社会保障和担任行政职务者,其工资性收入显著较高;(5)职业女性比例对于收入有影响,但其对收入差异的贡

献,对某些职业群体人群更为明显,主要是就业于男性主导职业的男性和就业于整合型职业的女性。

表4的模型4,增加了教育和职业性别类型变量的交互项,发现对女性有利的教育与性别的交互效应不再显著,男性主导职业相较于整合型职业的优势进一步凸显,即使教育回报在男性主导型职业中是负的。

第二,职业声望低的职业,从业者的收入是否也更低?

表4的模型5加入了职业声望,模型6增加了性别与职业声望的交互项,前者检验收入是否因职业声望的提高而增加,后者检验职业声望是否具有性别效应。以模型6的回归系数及其显著性而言:(1)职业声望对于工资性收入有显著的正向影响,声望分值越高,从业者的收入也越

高,如果将职业声望由低到高分五个组,声望分值低于20%的平均收入为21130元,声望分值在20%~40%的平均收入为28455元,声望分值在40%~60%的平均收入为30569元,声望分值在60%~80%的平均收入为38226元,声望分值在80%~100%的平均收入为49746元;(2)职业声望的收入效应无性别差异;(3)整合型职业的平均声望最高,从工资性收入看,相比于男性主导型职业而言,其收入要低36%,在收入上并无优势;(4)教育与性别的交互效应不显著,女性教育回报的优势并不存在;(5)在控制了职业女性比例、职业声望、工作不稳定性以及其他要素的情况下,女性的工资性收入为男性的62%;(6)根据模型6各变量的标准化回归系数,职业女性比例的影响大于作为人力资本的教育的影响,而人力资本的影响又大于职业声望的影响。

表4 职业女性比例、职业声望与两性工资性收入(OLS)

变量(括号内为参照类)	模型					
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
性别(男性)	-0.561***	-0.497***	-0.474***	-0.396***	-0.411***	-0.479***
受教育年限	0.023***	0.015**	0.016**	0.027**	0.020*	0.022**
受教育年限*性别	0.020**	0.019**	0.018**	0.010	0.012	0.009
职业声望					0.005***	0.004*
性别*职业声望						0.002
职业女性比例		-0.002*				
职业类型(整合型职业)						
男性主导			0.114**	0.326*	0.303**	0.308**
偏男性主导			0.014	0.111	0.098	0.100
偏女性/女性主导			-0.037	-0.030	-0.001	0.002
受教育年限*职业类型						
受教育年限*男性主导				-0.021*	-0.017	-0.017
受教育年限*偏男性主导				-0.008	-0.006	-0.006
受教育年限*偏女性/女性主导				0.000	-0.001	-0.001
签订劳动合同(未签订)		0.174***	0.175***	0.177***	0.184***	0.184***
全日制工作(否)		0.175**	0.175**	0.178***	0.184**	0.184**
体制内就业(否)		-0.094**	-0.097**	-0.098**	-0.108**	-0.109**
工作社会保障(无)		0.270***	0.272***	0.271***	0.266***	0.265***
担任行政职务(无)		0.210***	0.215***	0.213***	0.195***	0.196***

续表

变量(括号内为参照类)	模型					
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
城乡分类(乡村)	0.079*	0.044	0.046	0.051	0.057	0.057
户籍(非农业户口)	-0.154***	-0.069*	-0.070*	-0.067	-0.066	-0.066
婚姻(不在婚)	0.090	0.072	0.069	0.068	0.064	0.063
6岁及以下孩子同住(未同住)	0.020	0.0360	0.035	0.033	0.027	0.028
与父母同住(未同住)	-0.011	-0.0110	-0.012	-0.011	-0.008	-0.008
党员(非党员)	-0.021	-0.0424	-0.039	-0.042	-0.049	-0.046
工龄	0.003	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
工龄平方	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
常数项	10.027***	9.759***	9.648***	9.506***	9.374***	9.400***
R平方	0.127	0.185	0.187	0.189	0.193	0.193
样本量	3086	3086	3086	3086	3086	3086

注:控制变量包括城乡分类、户籍、婚姻、子女状况、与父母同住状况、党员、工龄、工龄平方;表中报告的是非标准化回归系数;*P<0.05,**P<0.01,***P<0.001(双尾检验)。

五、结论与讨论

(一)结论

本文采用北京大学家庭追踪调查2014年成年人数据,以职业女性比例和职业声望为主要关切,分析了其对工资性收入的影响及性别效应。

1.男女两性的就业脆弱性有增加趋势,女性的就业脆弱性高于男性。男女两性在未作任何限制的情况下的工资性收入差距显著,女性平均工资性收入为男性的77.5%。在综合考虑劳动力市场性别分隔结构、社会评价、人力资本、家庭责任等的影响后,两性的工资性收入差距进一步扩大,女性平均工资性收入为男性的62%。

2.职业女性比例与工作稳定性之间是一种非线性关系,整合型职业工作稳定性最高,在劳动合同签订、工作保障、工作权威、全日制工作和体制性工作上占有优势。男性在偏男性主导职业中的收入最高,女性在整合型职业中的收入最高,男性和女性的工资性收入都是在偏女性/女性主导型职业中最低,两性工资性收入的差距在偏男性主导职业中最大,而在整合型职业中最小。

3.职业女性比例与职业声望之间是一种非线性关系,整合型职业有着最高的职业声望,但是其工资性优势并不突出,通常由女性从事的工

作,如照顾工作,并没有被刻意贬低。职业声望对于工资性收入有积极影响,但其收入回报并无性别差异,研究并不全然支持贬值理论,女性工作贬值并非经济报酬差异的最重要原因。

4.性别、人力资本和劳动力市场分隔的配置性效应和社会评价效应的交互作用形塑了两性工资性收入差距的样貌。职业女性比例的影响大于作为人力资本的教育的影响,而人力资本的影响又大于职业声望的影响。性别、职业性别隔离、职业声望与工资性收入的互动,才是性别不平等背后的驱动机制。

(二)讨论

为什么男性挣得比女性多?这一疑问关注的是劳动报酬的客观性维度,正如上文分析所指出的,男性挣得多不是因为男性的受教育水平相对较高、在工作上的时间和精力投入胜过女性,而是因为以诸如受教育水平为主要表征的人力资本回报因其在劳动力市场中的配置性效应和工作价值的社会评价导致的性别差异。两性在劳动力市场配置上的结构性特征体现为男性集中于男性主导、偏男性主导的职业,在本文分析样本中占到74.9%。与女性集中于女性主导、偏女性主导职业中的日常经验不同的是,本文分析

样本中的女性主要集中在整合型职业中,占女性样本的46.8%,从事女性主导或偏女性主导职业的女性比例(29%)略高于男性主导或偏男性主导职业。职业性别比例对于收入的影响,主要体现在男性主导职业上,其收入显著高于整合型职业,且男性主导职业的工资性收入优势有性别差异,女性从事男性主导职业并无优势。整合型职业在本文区分的四个职业群体中有着最高的声望均值,但是却无工资性收入的优势。简言之,男性主导职业有着更高的收入,但职业声望却较低,整合型职业整体有着较高的声望,但工资性收入却并无优势,在讨论工资性收入性别差距时,女性相较于男性而言集中于声望较高的整合型职业,且不具备工资性收入回报的优势。

上述现象促使我们去进一步思考工资性收入差距的社会学意涵问题。工资性收入是劳动报酬的重要构成部分,但社会学意义上的报酬,不仅包括劳动者通过劳动获得的工资、奖金和津贴等外在报酬,还包括劳动者通过劳动得到的其他方面的收

益,比如工作保障、身份标志、挑战性的工作、弹性工作时间、工作权威、职业发展和自我实现等内在报酬,这些内在报酬构成了时下劳动社会学界讨论最多的工作稳定性的核心维度,它们无法体现在可以计量的工资性收入上,但却在社会文化上受到广泛的认可。在职业行动中,人们遵从比他们等级高的人——即行动者通过语言或行动承认他们较低的社会地位——并且追求或者至少欣赏与等级较高者的交往;人们在亲密的社会互动如娱乐、友谊、求爱、婚姻中,接受与他们同等的人成为伙伴;人们贬损比他们等级低的人,接受他们的遵从,避免与他们交往,以证实其较高的社会地位^[26],这便是职业声望在社会实践上的表征。大量关于职业选择的研究也发现,工资性收入并非总是排在首位的考量因素,职业的社会报酬常常成为人们职业选择上的最终考量。如果实践如此,那么我们对于工资性收入性别差距进行分析的时候,就不能仅仅从单一的角度去看待职业女性比例、职业声望与工资性收入之间的关系问题。

[参考文献]

- [1] 叶华,吴晓刚.生育率下降与中国男女教育的平等化趋势[J].社会学研究,2011(5):153-177+245.
- [2] 吴愈晓.中国城乡居民教育获得的性别差异研究[J].社会,2012,32(4):112-137.
- [3] 刘爱玉.脆弱就业女性化与收入性别差距[J].北京大学学报:哲学社会科学版,2020,57(3):118-127.
- [4] BLAU F.D.,KAHN L.M.The gender wage gap:extent,trends,and explanations[J].Journal of economic literature,2017,55(3):789-865.
- [5] ENGLAND PAULA.The gender revolution:uneven and stalled[J].Gender and society,2010,24(2):149-166.
- [6] 李实,宋锦,刘小川.中国城镇职工性别工资差距的演变[J].管理世界,2014(3):53-65+187.
- [7] 国家统计局人口和就业统计司.2015年全国1%人口抽样调查资料[M].北京:中国统计出版社,2016.
- [8] SHU X.,BIAN Y.Market transition and gender gap in earnings in urban China[J].Social forces,2003,81(4):1107-1145.
- [9] HE G.,WU X.Marketization,occupational segregation,and gender earnings inequality in urban China[J].Social science research,2017,65:96-111.
- [10] TAM T.Sex segregation and occupational gender inequality in the United States:devaluation or specialized training[J].American journal of sociology,1997,102:1652-92.
- [11] BIELBY W.T.性别隔离的结构与过程[C]//戴维·格伦斯基.社会分层.北京:华夏出版社,2005.
- [12] RESKIN B.F.,ROOS P.A.Job queues,gender queues:explaining women's inroads into male occupations[M].Philadelphia:Temple University Press,1990.
- [13] PETERSEN T.,MORGAN L.A.Separate and unequal:occupational establishment sex segregation and the gender wage gap[J].American journal of sociology,1995,101(2):329-65.
- [14] KALLEBERG A.Good jobs,bad jobs:the rise of polarized and precarious employment systems in the United States,1970s to 2000s [M].New York:Russell Sage,2011.
- [15] MONNIER C.Precarious labor[G]//VICKI SMITH.Sociology of work:an Encyclopedia.Thousand Oaks:SAGE Publica-

- tions, 2013.
- [16] ENGLAND P., REID L.L., BARBARA S.K. The effect of the sex composition of jobs on starting wages in an organization [J]. *Demography*, 1996, 33(4): 511-521.
- [17] AIBA K., WHARTON A.S. Job-Level sex composition and the sex pay gap in a large Japanese firm [J]. *Sociological perspectives*, 2001, 44(1): 67-87.
- [18] 吴愈晓, 吴晓刚. 城镇的职业性别隔离与收入分层 [J]. *社会学研究*, 2009, 24(4): 88-111+244.
- [19] MAGNUSSON C. Gender, occupational prestige, and wages: a test of devaluation theory [J]. *European sociological review*, 2009(25): 87-101.
- [20] INMACULADA G.M., MONTUENGA V.M., GUILLERMO C.M. Occupational prestige and gender-occupational segregation [J]. *Work, employment and society*, 2017, 32(2): 1-20.
- [21] TREIMAN D., TERRELL K. Sex and the process of status attainment: a comparison of working women and men [J]. *American sociological review*, 1975, 40(2): 174-200.
- [22] HAKIM C. *Social change and innovation in the labour market* [M]. New York: Oxford University Press, 1998.
- [23] LIN N., XIE W. Occupational prestige in urban China [J]. *The American journal of sociology*. 1988, 93(4): 793-832.
- [24] 刘爱玉. 社会转型过程中的职业地位评价——以北大本科学学生调查为例 [J]. *青年研究*, 2005(4): 37-44.
- [25] GANZEBOOM H., TREIMAN D. Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 international standard classification of occupations [J]. *Social science research*, 1996, 25(3): 201-239.
- [26] GOLDTHORPE J.H., HOPE K. 职业等级和职业声望 [C] // 戴维·格伦斯基. *社会分层*. 北京: 华夏出版社, 2005.

Sex Segregation, Occupational Prestige and Gender Wage Gap

LIU Ai-yu

(Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS 2014), this research analyzes the impact of occupational sex segregation and occupational prestige on the gender wage gap in contemporary urban China. It is found that the relation between occupational sex composition and employment stability is non-linear, with mixed occupations (41-60 percent female) having the higher employment stability and more advantages on labor contract, work authority, full-time employment and institutionalized job. The relationship between occupational sex composition and occupational prestige is also non-linear, with mixed occupations have the higher score of prestige, but no advantages on wage. Female occupations and tasks such as care work are not particularly devalued. Occupational prestige has positive impacts on wage gap, without showing significant gender difference, and the devaluation theory is not supported. The devaluation of female occupation is not the main reason of gender gap in economic rewards. The interaction of gender, sex segregation, prestige and wage are the driving mechanism behind women's low wage in labor market and the gender inequality in society.

Key words: gender-occupational segregation; occupational prestige; human capital

(责任编辑 陈业强)