

高校教师科研产出的性别差异与工作时间的中介效应

于巧玲, 邓大胜

(中国科协创新战略研究院, 北京 100038)

摘要: 为验证高校教师的工作时间和科研产出是否存在性别差异, 以及探究工作时间与科研产出性别差异之间的关系, 利用2017年“第四次全国科技工作者状况调查”的数据, 通过Bootstrap法进行研究。分析结果表明: 男性高校教师的工作时间和高质量科研产出数量多于女性教师, 这种差异在控制了部分变量的情况下仍然存在; 工作时间的差异是影响科研产出性别差异的重要因素, 也即工作时间在性别与科研产出之间发挥了中介效应; 但女性从工作时间中获得的科研产出回报并不低于男性, 也即工作时间在性别与科研产出之间不存在调节效应。

关键词: 科研产出; 性别差异; 中介效应; 高校教师

中图分类号: G515.1 **文献标识码:** A **DOI:** 10.3772/j.issn.1009-8623.2021.03.010

2015年, 我国拥有研究生学历层次的女性科技人力资源达217.3万, 占研究生人力资源总量的46.3%^[1], 且未来研究生层次的女性科技人力资源比例还将进一步上升。但高层次人力资源中女性比例较低, 两院院士中的女性比例不足一成, 中科院院士中女性仅占6%, 中国工程院院士中女性占5.2%, 女性在科学界代表性不足。科尔兄弟认为, 女性科学家的学术等级、知名度和声誉逊于男性科学家, 不是由于性别歧视, 而是因为男性比女性多产^[2]。要实现科学界的性别均衡, 促进政策制定的包容性和公平性, 需从女性的科研产出入手。以往研究表明, 科研产出性别差异的原因可从个体特征、结构性位置以及婚姻状况上探究原因, 但在这种维度上为何存在性别差异又不得而知, 这种现象被称为“科研产出之谜”^[3,4]。

以高校教师为对象研究科研产出的性别差异具有很强的典型性。2005年以来高等学校投入到科学研究活动的人力数量和比重平稳增长, 2018年

高校投入科学研究活动的人力比重达到94.5%^[5]。相较科研院所, 高校的男女比例更为均衡, 2016年高等院校R&D人员中女性比重为42.1%。高校也是高质量论文的主产地, 2006年以来, 高校SCI论文占全国比重一直保持在80%以上^[6]。

本文基于最新的全国调查数据, 以高校教师为对象, 研究工作时间与科研产出性别差异之间的关系, 以期推进对“科研产出之谜”的探索。具体研究问题包括: (1) 科研产出的性别差异目前在我国的教师群体间是否继续存在? (2) 高校教师的工作时间是否仍存在性别差异? (3) 工作时间是否对性别与科研产出的关系存在中介效应? (4) 工作时间是否对性别与科研产出的关系存在调节效应?

1 研究假设

国外学者的研究表明, 教师的科研产出确与性别有关^[5], 众多研究认为男性科学家产出更高^[7-10];

第一作者简介: 于巧玲(1990—), 女, 助理研究员, 主要研究方向为科技工作者调查。

项目来源: 中国科协调宣部资助“第四次全国科技工作者状况调查项目”(DXZ2017101)。

收稿日期: 2021-01-05

与年龄、教育背景、研究领域相同的男性相比, 女性科学家发表的论文较少^[11], 发表的科研成果是同年男性的一半到 $2/3$ ^[3], 且在高产的教师中性别差异尤其显著^[12]。但对科研产出的定义影响着上述结论。Kolpin 等^[13]和 Davis 等^[14]的研究指出, 如果改变研究成果的定义, 女性的产出更高。并且, 女性更为注重研究的质量^[15]。也有研究者发现, 在纳米领域, 两性之间科研产出的数量和影响力并没有差别^[16, 17]。有研究认为, 科研产出的性别差异正在消弭^[18]。国内对这一问题的研究采用文献计量的方法较多^[19, 20], 利用调查数据进行分析的较少, 谷志远^[21]的“变革中的学术职业——中国大陆的调查”样本规模较大, 但还不能覆盖到全国。总体来说, 学界对于科研产出的研究更多集中于机构层面, 个体层面的研究较少^[22]。通过梳理文献可以发现, 目前是否存在科研产出的性别差异, 实证上尚未有统一的结论, 且国内利用大规模调查数据进行实证分析的不多, 在此我们利用最新的全国范围内的抽样调查数据, 论证高校教师中科研产出性别差异目前是否存在, 提出研究假设 1: 与男性高校教师相比, 女性的科研产出更少。

从个体角度来看, 科研人员的工作时间是科研产出的重要投入因素^[23, 24], Albert 等对美国 150 所研究型大学的科学和工程领域的教员进行调查发现, 从平均值看, 女性工作时间较男性更长^[25]。Misra 等^[26]对一所研究型大学中的 349 名教员进行问卷调查发现, 女性每周工作的均值同样长于男性, 但未通过假设检验, 回归方程中性别变量也不显著。还有研究者得到相反的结论, 即男教师的工作时间要长于女教师, 特别是科研时间多于女教师^[27, 28]。可见, 研究者们对教师工作时间的性别差异并没有得到统一的结论, 原因或与研究的国别、调查对象的学科领域、样本规模、对时间的定义有关。在此, 我们提出研究假设 2: 与男性高校教师相比, 女性的工作时间更短。

工作时间是科研产出的必然投入要素^[29], 如果科研产出和工作时间均存在着性别差异, 那么科研产出的性别差异是否可以由工作时间的性别差异解释? 有研究者指出, 女性的科研产出低于男性, 很大程度上是由于女性科研时间少导致的, 但科研时间的增加带来的论文产出的增加并不存在显著性

别差异, 也即科研时间对性别与科研产出有中介效应, 但不具有调节效应^[30]。但 Sax 等^[12]发现相同的研究时间内, 女性教师的产出更高。因此, 工作时间是否对中国高校教师科研产出性别差异存在中介效应和调节效应, 还需要检验, 因此提出研究假设 3 和 4。

假设 3: 工作时间在性别与科研产出之间发挥了中介效应作用, 即科研产出的性别差异可由工作时间的性别差异部分(或完全)地解释。

假设 4: 工作时间对性别与科研产出的关系存在调节效应, 即工作时间的投入带来的科研产出的回报因性别不同而存在差异。

2 数据、变量和方法

2.1 数据来源和样本选取

本文数据源自中国科学技术协会 2017 年开展的第四次全国科技工作者状况调查, 该调查依托中国科协分布在全国的 516 个调查站点开展。调查时采取随机抽样方法, 并且根据第六次全国人口普查数据对各省调查样本构成进行了权重调整, 使之更能具有代表性。

本文研究的对象是从事科学研究活动的高校教师, 因此对样本进行了选择: 首先选出同时满足工作单位为高校和职业为高校教师的样本, 其次剔除了近三年未从事过研究或开发活动的样本, 最后剔除了论文数量、工作时间等关键变量缺失的样本, 最终得到高校教师样本 3 916 份, 其中男性占 59.2%, 女性占 40.8%, 性别比例接近 2016 年科技部统计的水平。

2.2 变量说明

科研产出的界定主要包括成果论和行为-成果论两种^[31], 参考既有研究且考虑到研究便利性, 本文采用在学术期刊上发表的论文数量作为因变量来衡量科研产出。公开发表的论文多经过同行评议, 在一定程度上可以用来代表科研人员的科研能力和科研生产力。为缓解变量的内生性问题, 统计的是近三年来的论文数量, 同时以 SCI/EI/ISTP 收录的学术期刊论文数量作为高质量论文的代表。

作为本文研究的关键变量, 工作时间使用的是样本每天用于工作的时长(包括在单位和家里用于工作的所有时间), 并在问卷中对工作日和周末分

开提问,中介变量是每周总时长。

本文研究的自变量为性别,为虚拟变量(男性设为1,女性设为0),其他变量为参考以往研究设置的控制变量^[8,32],均为类别变量,包括年龄、婚育情况、受教育水平、海外经历、职称、学校类型(是否为原985/211高校)和所学专业。

如表1所示,从方差检验结果可以看出,样本中高校教师除年龄、婚育情况无显著性别差异之外,

受教育水平、海外经历、职称、所在高校类型、最高学历所学专业均有显著的性别差异。

2.3 分析策略

分析的具体步骤:

首先通过均值比较和方差检验,分析高校教师论文数量是否存在性别差异,并且将以往研究证明的科研产出的影响因素引入作为控制变量,构建回归模型,检验女性高校教师的科研产出是否更低,

表1 高校教师样本情况

变量	男性 (%)	女性 (%)	合计 (%)	性别差异检验
性别	59.2	40.8	100	—
年龄				ns
35岁及以下	26.3	25.7	26.1	
35~44岁	54.6	56.5	55.4	
45岁及以上	19.1	17.7	18.5	
婚育情况				ns
未婚	8.1	7.7	7.9	
已婚无子女	9.2	9.1	9.2	
已婚有子女	82.6	83.2	82.9	
受教育水平				***
博士	74.9	64.1	70.5	
海外经历				*
有一年以上留学/工作经历	29.9	26.4	28.5	
职称				***
中级及以下	42.4	48.1	44.8	
副高级	40.3	39.2	39.8	
高级	17.3	12.8	15.4	
学校类型				***
985/211高校	28.8	20.8	25.5	
最高学历所学专业				***
理学	27.3	26.9	27.1	
工学	51.8	43.6	48.4	
其他	20.9	29.5	24.4	

注:显著性水平,ns表示不显著,*表示 $p<0.05$,**表示 $p<0.01$,***表示 $p<0.001$ 。

即验证假设 1。

其次通过均值比较和方差检验, 比较不同性别的高校教师工作时间长短的差异, 然后将控制变量引入, 构建回归模型, 检验女性高校教师的工作时间是否更短, 即验证假设 2。

第三是中介效应检验, 即验证假设 3。对于中介效应的检验方法, 目前主要有三种方法, 即因果

逐步回归法、系数乘法法和系数差异法^[33]。其中系数乘法法中的 Bootstrap 法直接对中介效应 $a \cdot b$ 进行检验, 优于逐步因果回归法, 并且无需假设 $a \cdot b$ 服从正态分布, 因此本文采用这一方法。

中介效应具体的检验路径将参照 Zhao 等^[34]提出的流程, 如图 1 所示。

第四步是调节效应检验, 即验证假设 4。建立

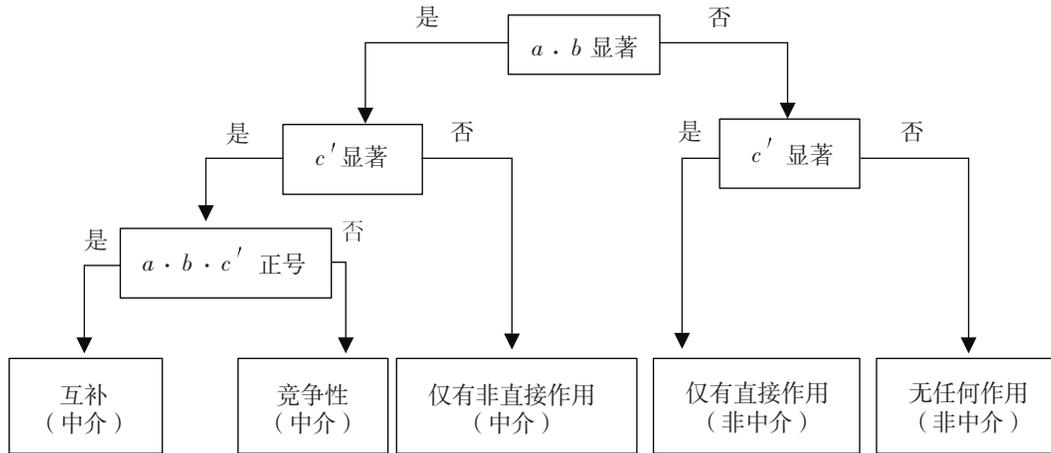


图 1 Zhao 等^[34]提出的中介效应检验流程

性别与工作时间的交互项, 对交互项进行检验^[8]。在调节效应的检验过程中, 研究者通常会对自变量和调节变量进行中心化处理, 但根据方杰等^[35]的研究, 这一操作对结果并没有影响, 因此本文没有对变量进行中心化处理。

3 分析结果

3.1 科研产出与工作时间的性别差异

从表 2 可以看出, 科研产出确实存在性别差异, 且论文的质量不同, 结论也不相同。近三年来, 男性高校教师在学术期刊上发表的学术论文数量为人均 6.22 篇, 女性为 5.37 篇, 男性显著高于女性。男性发表的高质量论文数量显著高于女性 ($p < 0.001$), 男性在 SCI/EI/ISTP 期刊上发表的论文数量为人均 3.38 篇, 女性为 2.38 篇。非 SCI/EI/ISTP 论文的性别差异并不显著。因此, 女性的论文总量和高质量论文数量确实低于男性。

男性高校教师每周工作日平均工作 46.03 个小时, 高于女性 4.05 个小时, 平均每周周末工作 10.74 个小时, 高于女性 2.52 个小时, 两性之间差异显著。男性高校教师每周工作 56.77 个小时, 显著高于女

性 ($p < 0.001$), 平均比女性多工作近 7 个小时。

工作时长与 SCI/EI/ISTP 论文发表数量显著相关 ($p < 0.001$): 每周工作总时长与 SCI/EI/ISTP 论文发表数量的相关系数为 0.23, 工作日工作时长与 SCI/EI/ISTP 论文发表数量的相关系数为 0.22。因 SCI/EI/ISTP 以外的其他论文两性间并无显著差异, 因此不探讨工作时长与非 SCI/EI/ISTP 论文之间的相关性, 下文对科研产出的论文数量的讨论, 也仅以 SCI/EI/ISTP 这类高质量论文数量为指标。

从以上结果可以看出, 高校教师的科研产出和工作时间确实存在性别差异, 男性的科研产出更多, 工作时间也更长, 但这只是简单的均值比较和方差检验, 为了进一步验证, 还需引入控制变量分别构建以 SCI/EI/ISTP 论文数量、工作时间为因变量的回归方程, 看引入控制变量后, 论文数量和工作时间的性别差异是否依然存在。

Bootstrap 输出结果的模型 2 和模型 3 即为构建的多元回归模型 (见表 3)。模型 2 以工作时间为因变量, 性别为自变量, 婚育情况等其他变量为控制变量。结果显示, 男性的工作时间明显长于女性, 在控制了年龄、婚育等变量的前提下, 男性比女性

表 2 论文产出与工作时长性别差异

变量	男性组均值 (标准差)	女性组均值 (标准差)	性别组间方差检验	与 SCI/EI/ISTP 论文 回归系数
论文总数 (篇)	6.22 (4.77)	5.37 (4.73)	***	—
SCI/EI/ISTP 论文 (篇)	3.38 (3.70)	2.38 (3.20)	***	—
其他论文 (篇)	2.84 (3.48)	2.99 (3.64)	ns	—
每周工作时长 (小时)	56.77 (15.39)	50.20 (13.95)	***	0.23***
每周工作日工作时长 (小时)	46.03 (10.98)	41.98 (10.48)	***	0.22***
每周周末工作时长 (小时)	10.74 (5.82)	8.22 (4.88)	***	0.20***

注：虽然方差不齐，但方差之比小于 3，表明结果稳健^[36]；显著性水平：ns 表示不显著，* 表示 $p < 0.05$ ，** 表示 $p < 0.01$ ，*** 表示 $p < 0.001$ 。

每周多工作 5.69 个小时。因此，接受假设 2，即与男性高校教师相比，女性高校教师的工作时间更短。

为了探究男性高校教师工作时间长于女性教师的原因，表 4 以工作时间为因变量分别对性别两个子样本做回归分析，结果显示：婚育情况对女性高校教师影响显著，但对男性没有显著影响，并且婚育情况对女性高校教师的工作时间具有负面影响，已婚有子女的女性教师工作时间低于已婚无子女和未婚的女性高校教师。此外，年龄虽然对两性的工作时间的影响都是显著的，但影响的方向却不相同，男性高校教师的工作时间随着年龄的增长而缩短，但女性的工作时间却随着年龄的增长而变长。职称和学校类型对两性的工作时间影响是不同的，职称和学校类型对男性高校教师的工作时间有显著的正向影响，即男性高校教师的职称越高，工作时间越长，所在学校类型为 985 或 211 高校的男性教师工作时间更长，但职称和学校类型对女性高校教师工作时间的影响并不显著。分性别构建回归模型这种方法可以用于检验性别对因变量和其他变量关系影响的调节效应，由此可推出，性别对工作时间与婚育状况、职称、学校类型和年龄因素的关系或有调节效应，具体路径有待进一步研究。

表 3 中的模型 3 是以 SCI/EI/ISTP 论文数量为因变量、性别为自变量、婚育情况等为控制变量，并纳入中介变量工作时长后构建的多元回归模型。结果显示，性别与高质量论文的产出数量呈显著的正相关关系，在控制了其他变量的情况下，男性高校教师的产出高于女性 0.28 篇，与未加入中介变

量的模型 2 相比，性别的系数变小，且显著性水平降低，但仍然显著。因此，接受假设 1，即与男性高校教师相比，女性高校教师的科研产出更少。

表 3 Bootstrap 输出模型 2 与模型 3 的结果

	模型 2	模型 3
	系数 (标准差)	系数 (标准差)
性别	5.59 (0.47) ***	0.37 (0.09) **
年龄	-0.60 (0.43) ns	-0.64 (0.09) ***
婚育情况	-1.39 (0.42) **	0.08 (0.09) ns
受教育水平	5.45 (0.55) ***	1.67 (0.11) ***
海外经历	2.19 (0.54) ***	1.13 (0.11) ***
职称	0.29 (0.13) *	0.29 (0.03) ***
学校类型	3.14 (0.57) ***	1.47 (0.12) ***
最高学历所学专业	0.39 (0.33) ns	-0.50 (0.07) ***
每周工作时间		0.02 (0.00) ***

注：因变量为连续变量，性别为虚拟变量，控制变量为分类变量；显著性水平，ns 表示不显著，* 表示 $p < 0.05$ ，** 表示 $p < 0.01$ ，*** 表示 $p < 0.001$ 。

表 4 不同性别群体样本的工作时间回归分析

	模型 1 (男性)	模型 2 (女性)
	系数 (标准差)	系数 (标准差)
年龄	-2.09 (0.58) ***	1.42 (0.64) *
婚育情况	0.06 (0.57) ns	-2.90 (0.63) ***

续表

	模型 1 (男性)	模型 2 (女性)
	系数 (标准差)	系数 (标准差)
受教育水平	5.84 (0.77) ***	4.49 (0.77) ***
海外经历	1.55 (0.72) *	3.53 (0.82) ***
职称	0.40 (0.18) *	0.24 (0.20) ns
学校类型	3.50 (0.74) ***	1.18 (0.88) ns
最高学历所学专业	0.22 (0.45) ns	0.22 (0.46) ns
R^2	0.69	0.71

注：显著性水平，ns 表示不显著，* 表示 $p < 0.05$ ，** 表示 $p < 0.01$ ，*** 表示 $p < 0.001$ 。

3.2 工作时间对性别与论文产出关系的中介效应

首先，中介效应检验的结果（见表 5）表明，区间（0.08，0.17）不包含 0， $a \cdot b$ 显著，表明工

作时间的中介效应显著，效应大小即 $a \cdot b$ 为 0.13。其次，查看自变量对因变量的直接影响，即 c' 是否显著。在控制了中介变量后，自变量对因变量的影响仍然显著，区间（0.18，0.57）不包含 0，表明除了工作时间外，可能存在其他的中介路径。第三步，查看 $a \cdot b \cdot c'$ 的符号，判断遗漏的中介变量与工作时间中介变量的关系。结果显示， $a \cdot b \cdot c'$ 的符号为正，可能遗漏一个与模型中假设的中介效应方向一致的中介变量，也即互补中介，还需进一步探究。综上，不同性别高校教师的工作时间对以 SCI/EI/ISTP 为代表的高质量论文的产出存在中介效应，且工作时间为部分中介变量。假设 3 得到验证，即工作时间对高校教师科研产出的性别差异存在中介效应。

3.3 性别对工作时间投入与科研产出关系的调节效应

为验证性别对工作时间与科研产出是否存在调节效应，即工作时间投入增加带来的科研产出增加

表 5 中介检验输出结果

	效应大小	标准差	置信区间最低值	置信区间最高值
直接效应	0.37	0.10	0.18	0.57
中介效应	0.13	0.02	0.08	0.17

注：置信区间的置信度为 95%；Bootstrap 样本量为 5 000。

是否存在显著性别差异，需要以 SCI/EI/ISTP 论文数为因变量，引入性别、每周工作时长、性别与每周工作长时的交互项以及年龄、婚育情况等控制变量，构建多元回归模型，验证交互项系数的显著性，若显著，则表明性别对工作时间与科研产出存在调节效应，否则不存在。如表 6 所示，性别与每周工作时长交互项的系数并不显著，表明性别对工作时间与科研产出不存在调节效应，否定了假设 4。

表 6 调节效应检验结果

	估计系数 (标准差)
性别	-0.19 (0.37) ns
每周工作时长	0.01 (0.01) **
性别 × 每周工作时长	0.01 (0.01) ns

续表

	估计系数 (标准差)
年龄	-0.65 (0.09) ***
婚育情况	0.03 (0.09) ns
教育背景	1.65 (0.12) ***
海外经历	1.15 (0.11) ***
职称	0.30 (0.03) ***
高校类型	1.65 (0.12) ***
专业	-0.49 (0.07) ***
R^2	0.541

注：显著性水平，ns 表示不显著，* 表示 $p < 0.05$ ，** 表示 $p < 0.01$ ，*** 表示 $p < 0.001$ 。

4 结论与讨论

由于缺乏大规模的横截面数据,近几年国内从被研究对象个体层面对科研产出性别差异的全国性研究较少。本文利用最新的有代表性的全国抽样调查数据,对高校教师的工作时间和科研产出问题进行了两性差异的探究,并对工作时间对性别与科研产出的中介效应、性别对工作时间和科研产出的调节效应进行了检验,结论如下:

首先,高校教师的工作时间长短具有显著的性别差异,且在控制了年龄、婚育等变量的情况下,男性仍比女性工作时间长。其次,高校教师的科研产出是否存在性别差异取决于衡量标准。高质量论文数量确实存在性别差异,这种差异在控制了一些变量的情况下仍然存在,但一般论文数量并不存在显著的性别差异。第三,高校教师工作时间上的性别差异是导致科研产出性别差异的重要原因,但相同的工作时间带来的科研产出并不存在性别差异,这表明高校女性教师的科研能力与男性相比不存在差异。工作时间对高校教师科研产出性别差异存在中介效应,但不存在调节效应。

本文使用工作时间而非科研时间作为中介变量将导致时间对科研产出性别差异的中介效应会被低估,实际存在的性别差异可能更大。对于女性工作时间较短的问题,本文仅从影响因素方面做了初步探索,深层次的原因是个人主动选择还是结构性社会性别机制的结果,本文目前还无法从现有的数据中一探究竟。因此下一步需要加强对高校教师工作时间的分配以及分配偏好的研究,并且找出与工作时间互补的中介变量。

从政策角度看,要促进科学界的性别平等,充分发挥女性科技人力资源的效能,就要从科研产出的角度入手,使其合理限度的工作时间得到充分保证。要增加社会化家政服务对高校女性教师的可获得性,使其从家务活动中抽身,有更多的时间投入到工作中。有研究表明女性高校教师在工作中承担更多教学或服务型的工作而非研究职责^[37],因此,评价体系不应过于强调论文数量,这容易忽视女性教师在教学和社会服务上的高投入,绩效评价体系也应考虑教师职能的性别差异。

通过分析全国范围的调查数据发现,高校教师的高质量论文数量存在性别差异,且该差异在控制了个人和组织属性变量的前提下仍然存在,经中介效应分析发现,这是由高校教师的工作时间差异导致的,也即工作时间对论文产出存在中介效应,但工作时间对论文产出不具有调节效应。因此要保障女性高校教师的科研时间,完善科研产出评价的标准体系。■

参考文献:

- [1] 中国科协调研宣传部,中国科协创新战略研究院.中国科技人力资源发展研究报告:科技人力资源与创新驱动[M].北京:清华大学出版社,2018:59.
- [2] 欧阳锋,徐梦秋.科学规范论——默顿的视野[M].北京:商务印书馆,2012:180-192.
- [3] Cole J R, Zuckerman H. The productivity puzzle[J]. *Advances in Motivation & Achievement*, 1984(2): 217-258.
- [4] Xie Y, Shauman K A. Sex differences in research productivity: new evidence about an old puzzle[J]. *American Sociological Review*, 1998, 63(6): 847-870.
- [5] 中华人民共和国科学技术部.2018年我国R&D人员发展状况分析[EB/OL]. [2020-11-18]. <http://www.most.gov.cn/kjbgz/202004/P020200402344067960195.pdf>.
- [6] 中华人民共和国科学技术部.2016年我国高等学校R&D活动统计分析[EB/OL]. [2020-11-18]. <http://www.most.gov.cn/kjtj/201803/P020180326496065933396.pdf>.
- [7] Manchester C, Barbezat D. The effect of time use in explaining male-female productivity differences among economists[J]. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 2013, 52(1): 53-77.
- [8] 朱依娜,何光喜.学术产出的性别差异:一个社会网络分析的视角[J]. *社会*, 2016, 36(4): 76-102.
- [9] Garg K C, Kumar S. Scientometric profile of Indian scientific output in life sciences with a focus on the contributions of women scientists[J]. *Scientometrics*, 2014, 98(3): 1 771-1 783.
- [10] Mueller C M, Gaudilliere D K, Kin C, et al. Gender disparities in scholarly productivity of US academic surgeons[J]. *Journal of Surgical Research*, 2016, 203(1): 28-33.

- [11] 乔纳森·R·科尔, 哈丽特·朱可曼. 婚姻生育对女性科学家科研成果的影响[J]. 山东科技大学学报(社会科学版), 2006, 8(1): 15-20.
- [12] Sax L J, Hagedorn L S, Arredondo M, et al. Faculty research productivity: exploring the role of gender and family-related factors[J]. Research in Higher Education, 2002, 43(4): 423-446.
- [13] Kolpin V W, Singell L D. The gender composition and scholarly performance of economics departments: a test for employment discrimination[J]. Industrial and Labor Relations Review, 1996, 49(3): 408-423.
- [14] Davis J C, Huston J H, Patterson D M. The scholarly output of economists: a description of publishing patterns[J]. Atlantic Economic Journal, 2001, 29(3): 341-349.
- [15] Sonnert G, Holton G. Career patterns of women and men in the sciences[J]. American Scientist, 1996, 84(1): 63-71.
- [16] Sotudeh H, Khoshian N. Gender differences in science: the case of scientific productivity in Nano Science & Technology during 2005-2007[J]. Scientometrics, 2014, 98(1): 457-472.
- [17] Opesade A O, Famurewa K F, Igwe E G. Gender divergence in academics' representation and research productivity: a Nigerian case study[J]. Journal of Higher Education Policy & Management, 2017, 39(2): 1-17.
- [18] Arensbergen P V, Weijden I V D, Besselaar P V D. Gender differences in scientific productivity: a persisting phenomenon?[J]. Scientometrics, 2012, 93(3): 857-868.
- [19] 刘俊婉, 杨波, 刘蕊. 管理学领域论文产出力和影响力的性别差异研究——以《科研管理》期刊为例[J]. 科研管理, 2017(S1): 161-166.
- [20] 闫静, 王焕. 女性体育科研人员的科研产出现状与影响因素——以2000—2015年《体育科学》载文作者为例[J]. 上海体育学院学报, 2017, (5): 42-48.
- [21] 谷志远. 高校青年教师学术产出绩效影响因素的实证研究——基于个性特征和机构因素的差异分析[J]. 高教探索, 2011(1): 131-138.
- [22] 李强, 赵延东, 何光喜. 对科研人员的时间投入与论文产出的实证分析[J]. 科学学研究, 2014(7): 1044-1051.
- [23] Toutkoushian R K, Bellas M L. Faculty time allocations and research productivity: gender, race and family effects[J]. The Review of Higher Education, 1999, 22(4): 367-390.
- [24] Bland C J, Center B A, Finstad D A, et al. The impact of appointment type on the productivity and commitment of full-time faculty in Research and Doctoral institutions[J]. Journal of Higher Education, 2006, 77(1): 89-123.
- [25] Link A N, Swann C A. A time allocation study of university faculty[J]. Economics of Education Review, 2008, 27(4): 363-374.
- [26] Misra J, Lundquist J H, Templer A. Gender, Work Time, and Care Responsibilities Among Faculty[J]. Sociological Forum, 2012, 27(2): 300-323.
- [27] 沈红, 谷志远, 刘茜. 大学教师工作时间影响因素的实证研究[J]. 高等教育研究, 2011(9): 55-63.
- [28] 朱依娜, 何光喜. 高校教师工作与科研时间的性别差异及其中介效应分析——基于全国科技工作者状况调查数据[J]. 科学与社会, 2014, 4(3): 86-100.
- [29] 朱依娜, 卢阳旭. 性别、家庭与高校教师的时间分配——基于2011年全国科技工作者时间利用调查[J]. 妇女研究论丛, 2014(5): 24-30.
- [30] 朱依娜, 马纓. 性别、时间分配与高校教师的科研产出[J]. 妇女研究论丛, 2015(4): 29-30.
- [31] 刘艳华, 华薇娜. 高校科研产出国外研究述评[J]. 重庆高教研究, 2015, 3(4): 64-69.
- [32] Winslow S. Gender inequality and time allocations among academic faculty[J]. Gender & Society, 2010, 24(6): 769-793.
- [33] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 36(5): 614-620.
- [34] Zhao X, Lynch J G, Chen Q. Reconsidering Baron and Kenny: myths and truths about mediation analysis[J]. Journal of Consumer Research, 2010, 37(2): 197-206.
- [35] 方杰, 温忠麟, 梁东梅, 等. 基于多元回归的调节效应分析[J]. 心理科学, 2015(3): 715-720.
- [36] 张文彤, 邱春伟. SPSS统计分析基础教程[M]. 北京: 高等教育出版社, 2011: 269.
- [37] Acker S, Webber M, Smyth E. Continuity or change? gender, family, and academic work for junior faculty in Ontario universities[J]. NASPA Journal About Women in Higher Education, 2016, 9(1): 1-20.

Gender Difference in Scientific Productivity and Mediation Effect of Working Time among University Faculty

YU Qiao-ling, DENG Da-sheng

(National Academy of Innovation Strategy, China Association for Science and Technology, Beijing 100038)

Abstract: In order to exam the gender differences in total working hours and scholarly productivity among Chinese university faculty, this paper draws data from “the Fourth National Survey of the S&T Workers” in 2017. Bootstrap method is used to explore the association between working hours and gender disparity in scientific productivity. The results show that male faculty usually have longer working time per week and publish more than female. This disparity still exists after controlling variables such as age, marital status, education, rank and school level. Working time acts as an important structural factor contributing to the gender inequality in scientific productivity, in other words, working time mediates the association between gender and scientific productivity. The return on productivity for female faculty is the same as male faculty, that is, working hours do not play a moderating role between gender and scientific research output.

Keywords: scientific productivity; gender difference; mediation effect; university faculty

(上接第58页)

A Comparative Study of Aeroengine in China and the United States Based on Patent Perspective

GAO Nan, ZHAO Yun-hua

(Institute of Scientific and Technical Information of China, Beijing 100038)

Abstract: Based on the analysis of patent data in aeroengine field included in the Derwent Innovation Index database, this paper compares the global patent layout and competition situation in this field between China and the United States in the following four aspects: time layout, space layout, content layout and innovation subject. The study has found four points: (1) From the perspective of time layout, the technology life cycles of China and the United States can be divided into three stages. Both of the two countries have experienced a relatively long period of slow growth in patent applications in the early stage, and they are now in a stage of vigorous development. (2) In terms of spatial layout, both China and the United States give priority to the domestic market, on this basis, taking into account the patent layout of the international market. Besides, Canada, Japan, France and the United Kingdom are the international markets that both two countries pay attention to. (3) From the content layout, the top 10 IPC categories in China and the United States are both concentrated in F02K, F01D and F02C, while the top 10 Derwent manual codes are mostly concentrated in the Q52-A category, including Q52-A03, Q52-A02 and Q52 -A01C. (4) From the perspective of innovation subjects, the domestic aeroengine market is fiercely competitive, and the main market of China is occupied by overseas competition agencies. In particular for the United States, it has actively deployed patents in the Chinese market in recent years, while the domestic market in aeroengine field of the United States is still firmly held by American indigenous innovation institutions.

Keywords: China and the United States; patent analysis; aeroengine