主题栏目:中国教育现代化的历史走向与变革
DOI: 10.3785/j.issn.1008-942X.CN33-6000/C.2020.11.134

大学教师的职称晋升与学术生产行为

金祥荣[1,2] 晁嵩蕾[2] 罗德明[2,3] 盛沛锋[1]
(1.宁波大学 商学院,浙江 宁波 315211;2.浙江大学 经济学院,浙江 杭州 310058;
3.浙江大学 民营经济研究中心,浙江 杭州 310058)

[摘 要]量化考核的聘任制是我国高等教育领域讨论的重点问题,但一直缺乏严谨的经验研究。聘任制下职称的不同会影响大学教师的学术生产行为。基于中国顶尖大学经济学专业教师数据的实证研究发现,在考核与晋升压力最大的副教授阶段,存在学术产出质量并未处于最高水平的"悖论",大学教师高质量的学术产出主要来自减压效应及其作用机制。量化考核的聘任制扭曲了教师的学术生产行为。给大学教师提供一个宽松的学术环境,对提高大学的学术产出质量具有重要意义。

[关键词]大学教师;量化考核体系;学术生产;职称晋升;聘任制;晋升压力

一、引 言

进入21世纪以来,我国大学特别是研究型大学全面改革了教师的人事制度,实施了以量化考核为主的聘任制。这一改革提升了大学用人的自主性和灵活性,推动了对大学教师的评价活动从"任人唯亲"向"任人唯贤"的转变,激发了教师发表文章、争取课题的活力和动力[1]。然而,这种物化的大学教师评价制度在高校内部也构造出了一种"压力型体制",对大学教师的学术生产行为产生了负面效应:为获取更多资源,高校围绕政府部门制定评估指标和发展目标,将竞争压力通过聘任制传导给教师个体,使教师成了学术生产的"计件工人",学术生产沦为教师的谋生手段[2-4]。这种量化考核的聘任制抑制了大学教师的创造力与想象力,成为引发大学教师学术生产短期行为和制造低质论文污染学术生态的重要因素之一[5-6]。目前的研究虽然关注量化考核对教师行为的影响,却少有经验证据的支撑。本文从职称晋升的角度,实证考察大学教师在不同职称阶段学术生产行为的差异,以探讨聘任制背景下教师的职称晋升与学术生产行为的关系。

[收稿日期]2020-11-13
[在线优先出版日期]2022-01-27
[本刊网址·在线杂志]http://www.zjujournals.com/soc
[网络连续型出版物号]CN 33-6000/C
[基金项目]国家自然科学基金面上项目(72073120);教育部人文社会科学重点研究基地基金资助项目(16JJD790052);浙江省"万人计划"(人文社科领军人才)支持计划(ZJWR0204018);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目"大数据、机器学习与新计量经济学及其应用研究";中央高校基本科研业务费专项资金资助项目"基于土地资源配置视角的城乡融合发展机制研究";浙江大学世界顶尖大学合作计划资助项目

[作者简介]1.金祥荣(https://orcid.org/0000-0003-0561-8865),男,宁波大学商学院院长、教授,浙江大学经济学院教授、博士生导师,主要从事新制度经济学研究;2.晁嵩蕾(https://orcid.org/0000-0002-1397-3579),男,浙江大学经济学院博士研究生,主要从事大学知识生产研究;3.罗德明(https://orcid.org/0000-0002-7973-9451),男,浙江大学经济学院教授,浙江大学民营经济研究中心研究员,博士生导师,主要从事发展经济学研究;4.盛沛锋(https://orcid.org/0000-0002-2584-6243)(通信作者),男,宁波大学商学院助理研究员,主要从事国际化教育研究。

为考察聘任制下大学教师在不同职称阶段学术生产行为的差异，本研究仅涉及2000年之后获得教职的大学教师的样本。通过自建数据库，我们系统搜集、整理了2003—2019年我国12所一流大学的114名经济学科教师的个人职业信息与学术成果信息。所涉及教师的学术成果不仅覆盖了中文期刊的发表情况，也尽可能包含了所有英文期刊的发表信息。对学术成果的统计，还以论文署名位次为权重考虑了贡献度，计算出加权的学术成果数量与质量指标。

本研究以大学教师在讲师阶段的论文成果为基准，从数量和质量两个维度考察其在副教授和教授阶段的成果产出变化。首先，三阶段职称的转换过程中，大学教师学术产出质量出现了显著的阶梯式上升趋势。在考核与晋升压力最大的副教授阶段，其学术产出质量并没有处于最高水平。晋升教授后伴随量化考核的放松，其学术产出质量显著提升。这是本文的一个重要发现。其次，不同职称阶段教师的学术成果数量没有显著差异。教师在不同职称阶段都追求论文发表数量，即使在考核最宽松的教授阶段，其发表的论文中，低质量论文仍占近七成。这表明，伴随职称晋升，教师追求论文发表数量为主的扭曲问题并没有发生根本性改变。

晋升压力可能是扭曲教师学术生产行为的原因。为了验证这一机制，我们构建了样本中各大学不同职称阶段的教师晋升压力指数，并使用中介效应模型进行机制检验。经验证据表明，大学教师高质量的学术产出主要来自减压效应及其作用机制。量化考核塑造的“压力型体制”是引发大学教师学术生产短期行为的重要原因。因此，给大学教师减压，提供一个宽松的学术环境，是本文包含的最重要的政策含义。

本研究对探讨我国聘任制改革的文献有直接贡献。很多学者已经认识到我国大学中实行的聘任制存在大量问题，并对教师的学术评价制度提出了许多有益的改进意见[6-8]。但是，这些研究既没有扎实的实证结果作为支撑，也没有聚焦聘任制中某一具体问题深入挖掘，因此未能准确呈现我国大学聘任制改革所取得的成绩或存在的问题。本文聚焦聘任制下大学教师的职称晋升对其学术生产行为的影响，为进一步推进聘任制改革提供了经验证据和政策建议。研究发现为落实习近平总书记2018年在全国教育大会上的重要讲话精神、深化教育管理体制改革提供了一个具体的思路和方向。

本研究还加深了对知识生产和科研绩效影响因素及机制的认识。近年来，有关学者为打开知识生产的“黑匣子”，考察了与科研直接相关的因素，如国际科研合作[9]、当面的学术交流[10]和知识溢出[11-12]等；也考察了研究者本人的一些特征，如年龄与性别[13-15]、作者的关系网络[16]、科研奖励[17]和行政权力[18]等。本研究考察了我国大学教师职称晋升制度在知识生产中的作用，有助于加深对大学知识生产和科研活动效率的理解。

二、数据与变量

（一）数据来源

本研究所采用的数据为作者自建数据库，来源于我国12所一流大学的114名经济学科教师。被纳入样本的教师均符合以下条件：一是具有清晰的履历公开信息，特别是明确的职称晋升时间点；二是2000年之后进入教职岗位并拥有职称晋升经历；三是只考虑教师系列而不涉及研究员等其他技术职务系列。

数据信息包含两类：个人基本信息和学术产出信息。个人基本信息包括职称晋升经历、人口统计学特征和人力资本特征，来源于学校官方网站公布的教师简历。学术产出信息包括论文的作者排序、期刊影响因子和发表年份等，来源于中国知网（CNKI）、Web of Science和学校官网公布的教师个人科研成果。期刊影响因子以CNKI和Journal Citation Reports 2019年的报告为准。在统计学

术产出信息过程中,为避免遗漏,对每位教师均使用上述两套检索系统,尽可能将同一位教师的所有成果都纳入;为避免误录,对检索出的每篇论文都进行作者姓名、所在机构、研究领域等多维度确认,保证被计入的成果确实为该教师所有。因此,相对于通过网络爬虫抓取的数据,本研究所使用的数据准确率更高,成果信息更完整。

(二)变量设定

1.学术产出指标

学术产出指标包含数量和质量两个维度,构成本研究的被解释变量。本文借鉴梁文艳等的测算方法,以期刊的影响因子作为单篇论文的质量指标[19]138。但梁文艳等没有考虑合作论文中不同作者的贡献差异,不论第几作者均赋予100%权重。与之不同,本研究在计算论文数量和质量指标时均将作者的贡献程度考虑进来,以排名位次的倒数作为权重;另外,考虑到国内高校特别是一流大学中判定论文贡献程度的通行做法,即中文期刊只承认第一作者,英文期刊承认第一作者和通信作者,本研究对英文期刊的通信作者也赋予100%的贡献权重。

在经济学领域,《经济研究》《中国社会科学》《管理世界》《中国工业经济》《经济学(季刊)》等是公认的国内顶级期刊,其中2019年知网期刊综合影响因子最低的期刊为4.662。因此,本文将影响因子大于4的中文期刊视为高质量期刊。而经济学领域英文期刊的影响因子显著低于中文期刊,如差不多处于同一级别的《经济研究》和*China Economic Review*的影响因子分别为8.436和2.106,相差3倍左右。为不失一般性,本研究将影响因子大于1的英文期刊视为高质量期刊。

2.个人信息指标

个人信息指标中的职称状态构成本研究的核心解释变量,人力资本特征和人口统计学特征构成控制变量。教师系列中的职称主要包括助教、讲师、副教授、教授四个级别。国内具有博士学位的科研人员得到的教职多从讲师起步,部分高校设有助理教授岗位。为不失一般性,本文将副教授之前的职称统称为讲师,因此将职称分为讲师、副教授和教授三个级别。

人力资本特征包括获得博士学位的高校、是否拥有行政职务和是否为博士生导师。获得博士学位的高校主要考虑两类:海外名校与本校。一般而言,海外名校培养的博士生具有学术能力强、贴近学术前沿、拥有更优质的学术人际网络等特点,可能对学术产出产生影响,故将是否拥有海外博士学位作为控制变量。博士毕业高校与任教学校相同的教师被定义为近亲教师,一般而言,近亲教师会影响其学术生产能力。梁文艳等从社会资本的角度讨论了近亲繁殖对大学教师学术创新的影响及其机制,发现近亲教师学术网络的单一性对其学术产出质量具有负面影响[19]139-142。也有研究认为近亲教师可能有利于学术创新,如Morichika、Shibayama认为,留校任教有利于教师在一个稳定的环境中持续积累,减少寻找新平台的搜索和磨合成本,对青年教师的优势积累和终身发展具有重要作用[20]。此外,招聘本校毕业生能够保证高校研究方向的持续、学术传统的传承和团队凝聚力的增强等[21]。本文的样本全部来自985高校,这些学校留校任教的标准往往比较严格。这些学校的近亲教师往往具有潜在的学术能力、社会资本等可能影响未来职称晋升和学术生产的信息,因此需要将其作为控制变量。是否拥有行政职务也可能对教师的学术产出产生影响。Jia等利用我国大学的经济学院院长数据实证研究发现,院长职务会显著提升学者的学术产出[18]797-800。因此,本文将是否拥有行政职务作为控制变量。

人口统计学特征包括性别、工龄和所在高校。将工龄作为控制变量可以控制工作经验增长、学术能力变化以及其他不可见的因素。本文未控制年龄,一方面是由于工龄在一定程度上与年龄有很强的共线性,可以包含一定的年龄信息;另一方面是因为教师的公开简历中很少有个人出生年份。有关学术生产生命周期的研究表明,年龄与生产力的关系是非线性的[14]122[22-23],因此我们在控

制工龄的同时也控制了其平方项。具体的变量说明及其描述性统计见表1和表2。

表1　主要变量说明

变量	名称	变量说明
副教授	*associate*	副教授为1，其他职称为0。
教授	*professor*	教授为1，教授以下职称均为0。
数量	*quantity*	$quantity_{it}=\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{order_{ijt}}$，$quantity_{it}$为在第$t$期教师$i$的论文数量加权总和，$order_{ijt}$为教师$i$在第$t$期的第$j$篇文章的作者排序，第一作者与英文期刊通信作者为1，第二作者为2，以此类推。
质量	*quality*	$quality_{it}=\sum_{j=1}^{n}\frac{impact_{ijt}}{order_{ijt}}$，$quality_{it}$为在第$t$期教师$i$所产出论文的总质量，$impact_{ijt}$为教师$i$在第$t$期第$j$篇文章的期刊影响因子（影响因子取权重为4）。
平均质量	*mean*	$mean_{it}=\frac{quality_{it}}{quantity_{it}}$，$mean_{it}$为在第$t$期教师$i$单篇论文的平均质量。
高质量论文份额	*topshare*	$topshare_{it}=\frac{topquantity_{it}}{quantity_{it}}$，$topshare_{it}$为在第$t$期教师$i$的高质量论文数量占当期论文总数的比重，$topquantity_{it}$为在第$t$期教师$i$的论文中影响因子大于4（英文期刊影响因子大于1）的加权总数。
博士生导师	*supervisor*	博士生导师为1，其他为0。
行政职务	*officer*	拥有行政职务为1，否则为0。
海归教师	*oversea*	拥有国外名校博士学位为1，其他为0。
近亲教师	*inbreed*	博士毕业高校与任教大学相同为1，其他为0。
工龄	*experience*	$experience_{it}=t-enteryear_i$，$enteryear_i$为教师$i$进入教职岗位的初始年份。

表2　主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
associate	1 331	0.468	0.499	0	1	*supervisor*	1 331	0.219	0.413	0	1
professor	1 331	0.205	0.404	0	1	*officer*	1 331	0.144	0.351	0	1
quantity	1 331	1.698	1.78	0	14.2	*oversea*	1 331	0.335	0.472	0	1
quality	1 331	7.259	12.984	0	231.806	*inbreed*	1 331	0.492	0.5	0	1
mean	1 331	3.376	4.137	0	38.32	*experience*	1 331	6.066	4.175 3	0	19
topshare	1 331	0.318	0.403	0	1	*male*	1 331	0.773	0.419	0	1

（三）不同职称与学术产出的典型特征

通过图1，可粗略看出三个不同职称阶段的特点和趋势。总体上，学术论文数量、质量、平均质量和高质量论文份额均呈现从讲师到教授逐级增加的趋势。平均而言，数量上，讲师阶段每年产出1.53篇论文，副教授阶段比其高出14%，教授阶段比其高22%（图1a）；质量上，讲师阶段每年产出论文的总质量水平为5.43，副教授和教授阶段分别比其高出52%和46%（图1b）；讲师阶段每篇论文的平均质量水平为2.93，副教授和教授阶段分别比其高出22%和26%（图1c）；在高质量论文份额上，讲师阶段每年的论文中有29%为高质量，副教授和教授阶段分别比其高出14%和20%（图1d）。样本中的教师都拥有晋升经历，这排除了学术创新能力不足无法晋升而导致讲师阶段学术产出水平低下的可能。可见，大学教师并没有因为考核约束的放松和晋升激励的减弱而降低学术产出的数量和质量。在考核与晋升压力最大的副教授阶段，学术产出质量并没有处于最高水平。晋升教授

后伴随量化考核的放松,学术产出的质量却显著提升。这一描述性事实似乎显示了职称晋升与学术成果关系的一个重要悖论。图1的结果还没有将影响学术产出的其他变量考虑进来,只是一个粗略的估计,还不能确定这种差别就是职称本身的不同所带来的。

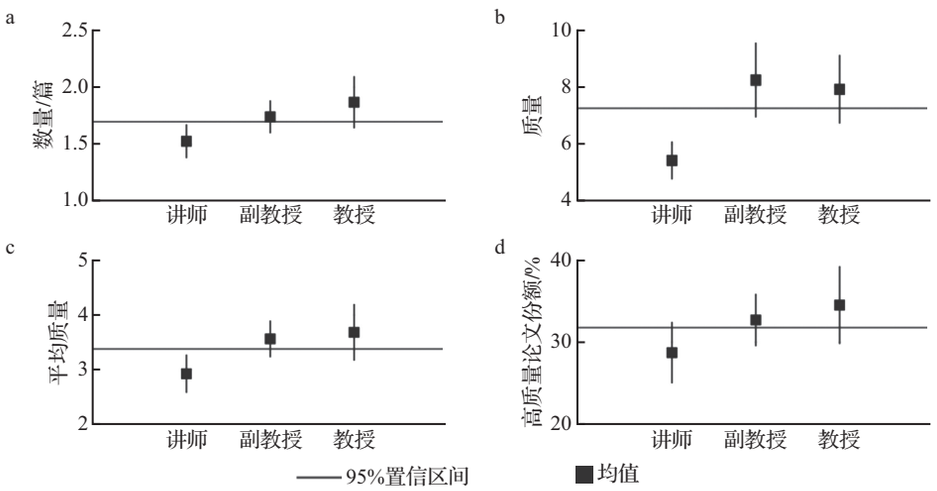


图1 大学教师不同职称阶段与其学术产出

三、研究结果

(一)教师的职称变化与学术生产行为

1.基准模型设定

本研究以大学教师在讲师阶段的论文成果为基准,从数量和质量两个维度考察其在副教授和教授阶段的成果产出变化,以考察大学教师学术生产行为在不同职称阶段的异质性关系。基本的计量模型为:

$$y_{it}=\alpha+\beta_1 associate_{it}+\beta_2 professor_{it}+\gamma X_{it}+\mu_{year}+\eta_{university}+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量y_{it}为学术产出指标,包括数量和质量维度的指标。$associate_{it}$为副教授阶段的虚拟变量,$professor_{it}$为教授阶段的虚拟变量,X_{it}为教师个人信息的控制变量。另外,加入控制年份的固定效应μ_{year},以消除时间变化带来的对所有教师的共同影响和其他不可见的共同冲击;加入学校的固定效应$\eta_{university}$,以消除不同学校招聘教师的潜在异质性因素。

2.估计结果

将数量和质量作为被解释变量放入回归方程(1),回归结果见表3。表3报告了教师职称变化与学术产出关系的基准模型回归结果。

表3中第(1)—(3)列为大学教师职称变化与学术产出数量的关系。在控制了其他可能影响学术产出的变量之后,副教授与教授阶段的论文数量并没有显著变化,甚至系数出现了负数。因此,图1a呈现出的副教授与教授阶段论文数量的显著上升不是来源于职称变化本身,而是其他因素。最可能的原因是博士生导师身份,即*supervisor*变量。本研究的样本为国内一流大学的经济学科教师,这些学校均有经济学博士点,部分教师在副教授阶段就可获得博士生招生资格。具有博士生招生资格的教师比其他教师平均每年可多产出33%—53%的学术论文。拥有行政职务对数量指标的作用虽然为正却不显著,可能原因是行政级别要达到能控制可观的学术资源时才能发挥作用。如Jia等研究的是经济学院院长上任前后学术产量的变化[18]794-795,而本研究涉及的行政职务主要是副

院长以下级别。海归教师的论文数量明显低于其他教师，相差幅度在30%左右。与之相反，近亲教师的论文数量要多于其他教师。从工龄变化对学术产出的影响看，存在一个倒U形关系。平均而言，男性教师的学术论文数量高于女性教师。

表3　教师职称变化与学术产出

变量	*quantity*			*quality*		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
associate	−0.012 8	−0.010 9	0.132	3.029***	2.950***	3.585***
	(0.155)	(0.155)	(0.158)	(1.062)	(1.044)	(1.043)
professor	−0.024 5	0.073 7	0.222	2.700*	3.702**	4.192***
	(0.235)	(0.238)	(0.234)	(1.491)	(1.558)	(1.483)
supervisor	0.529***	0.336**	0.367**	3.263***	0.973	1.092
	(0.146)	(0.154)	(0.147)	(1.051)	(1.415)	(1.409)
officer	0.092 5	0.142	0.257	−0.351	0.307	0.456
	(0.160)	(0.158)	(0.157)	(0.894)	(0.859)	(0.896)
oversea	−0.420***	−0.462***	−0.274**	2.234***	1.737**	1.823**
	(0.141)	(0.141)	(0.133)	(0.809)	(0.805)	(0.808)
inbreed	0.091 1	0.099 4	0.347**	2.278**	2.377***	3.376***
	(0.138)	(0.139)	(0.139)	(0.894)	(0.907)	(1.018)
experience	0.081 9**	0.033 0	−0.013 3	0.095 1	−0.457	−0.735**
	(0.040 9)	(0.044 0)	(0.047 6)	(0.274)	(0.315)	(0.329)
$experience^2$	−0.007 36***	−0.007 18***	−0.006 27**	−0.026 2*	−0.026 3	−0.021 0
	(0.002 41)	(0.002 65)	(0.002 76)	(0.015 5)	(0.020 6)	(0.020 7)
male	0.580***	0.630***	0.565***	1.732**	2.373***	2.378***
	(0.092 8)	(0.096 1)	(0.101)	(0.676)	(0.764)	(0.762)
常数项	1.130***	0.915**	0.119	2.259**	0.621	−2.511
	(0.173)	(0.359)	(0.428)	(1.082)	(1.790)	(1.954)
年份固定	NO	YES	YES	NO	YES	YES
学校固定	NO	NO	YES	NO	NO	YES
R^2	0.070	0.088	0.173	0.033	0.069	0.102

注：样本量均为1 331；括号中为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。下同。

表3中第(4)—(6)列为大学教师职称变化与学术产出质量的关系。在控制了其他可能影响学术产出的变量之后，我们发现，副教授和教授阶段的论文质量显著提升。以第(6)列为标准，副教授阶段每年发表论文的期刊影响因子要比讲师阶段高出3.6，而教授阶段比副教授阶段高出37%。博士生导师的身份对提升学术产出质量作用并不大。在控制了年份和学校的固定效应之后，博导身份对学术产出的质量虽然仍为正数，但不显著。这说明博导身份对教师学术生产的作用主要体现在数量而不是质量上。海归教师每年论文产出的质量比其他教师平均高出1.8个影响因子，体现了海归教师的学术生产活动有重质量而轻数量的特征。近亲教师在学术产出质量上有更显著的提升，甚至比海归教师的论文质量水平还高出85%。由于此处的论文质量是每年发表论文的加权质量总和，近亲教师论文质量上升可能来源于其创新能力，也可能来源于论文数量。工龄对论文质量的作用似乎并没有明显的特征。男性教师的论文质量普遍高于女性，但这同样存在源于数量优势的可能。

(二)进一步讨论:消除论文数量影响的质量分析

通过基准回归,我们观测到大学教师职称变化对学术生产行为的影响重点是质量而不是数量。但其中的问题在于,基准回归中的质量指标也是建立在数量指标的基础上的,不免会受到数量的影响。本部分采用两种办法消除这种可能的干扰因素:一是使用均值,考察每篇论文平均质量与职称变化的关系;二是使用比重,考察每年发表的高质量论文数占当年论文总量的份额与职称变化的关系。表4为该部分回归结果。

表4 平均质量、高质量论文份额与大学教师职称变化

变量	*mean*			*topshare*		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
associate	1.051**	1.091***	1.197***	0.091 7**	0.095 0**	0.109***
	(0.409)	(0.409)	(0.411)	(0.039 8)	(0.039 5)	(0.039 7)
professor	1.176**	1.416**	1.428**	0.137**	0.158***	0.166***
	(0.568)	(0.575)	(0.570)	(0.056 5)	(0.056 3)	(0.057 3)
supervisor	1.084***	0.655*	0.639*	0.090 0***	0.050 3	0.050 2
	(0.336)	(0.366)	(0.369)	(0.031 4)	(0.034 1)	(0.033 8)
officer	−0.374	−0.255	−0.504	−0.045 9	−0.034 8	−0.053 0
	(0.342)	(0.350)	(0.388)	(0.030 8)	(0.030 9)	(0.033 9)
oversea	0.761**	0.657**	0.486	0.115***	0.105***	0.082 6***
	(0.340)	(0.334)	(0.342)	(0.030 5)	(0.030 5)	(0.031 9)
inbreed	−0.174	−0.148	−0.138	−0.042 6	−0.041 0	−0.016 4
	(0.303)	(0.298)	(0.330)	(0.026 8)	(0.026 8)	(0.028 4)
experience	−0.134	−0.321**	−0.381***	−0.008 28	−0.023 8*	−0.036 0***
	(0.127)	(0.137)	(0.138)	(0.012 1)	(0.012 8)	(0.012 9)
$experience^2$	0.003 35	0.007 42	0.008 60	−0.000 226	−0.000 074	0.000 335
	(0.007 59)	(0.008 20)	(0.008 10)	(0.000 692)	(0.000 725)	(0.000 714)
male	−0.331	−0.168	0.035 9	−0.000 236	0.013 3	0.020 7
	(0.306)	(0.307)	(0.288)	(0.028 1)	(0.028 0)	(0.029 5)
常数项	3.180***	2.147***	1.743**	0.279***	0.237**	0.253**
	(0.519)	(0.718)	(0.815)	(0.043 2)	(0.102)	(0.108)
年份固定	NO	YES	YES	NO	YES	YES
学校固定	NO	NO	YES	NO	NO	YES
R^2	0.029	0.054	0.086	0.044	0.066	0.103

表4中第(1)—(3)列为大学教师不同职称与论文平均质量的关系,可以得到与表3基本相同的结论。副教授与教授阶段每年发表论文的平均质量要比讲师阶段高出1个以上的影响因子水平,教授阶段所发表的论文的平均质量高于副教授阶段19%左右。第(4)—(6)列为大学教师不同职称与高质量论文份额的关系,结果同样强烈支持前面的结论。副教授阶段每年发表的高质量论文份额要比讲师阶段高出10%以上,教授阶段是副教授阶段的1.5倍。

对比表3、表4的(4)—(6)列,近亲教师(*inbreed*)、男性教师(*male*)这两个控制变量的回归系数完全不同。表4中,近亲教师、男性教师与论文质量的关系不再显著,甚至系数变为负数;而表3中呈现出的结果是,近亲教师和男性教师的论文质量显著高于其他教师。这一结果比较显示,两类教师的论文总质量偏高,可能是源于发表了更多的论文,而不是发表了高质量论文。

（三）不同职称阶段的时间趋势检验

本文计量回归以讲师阶段的学术产出为基准，考察教授和副教授阶段相对于讲师阶段的学术产出数量与质量的变化。平行趋势检验重点在于考察讲师阶段各期的学术产出是否有时间趋势的变化，以及副教授与教授阶段相对于讲师阶段的学术产出是否存在显著差异。考虑到每个教师讲师阶段的时间跨度不同，并不必然在某一期获得职称晋升，因而不能明确指定以某一期为基准。我国高校新晋教师的首聘期一般为3至6年，我们将讲师第三期之后至升为副教授之间各期作为基准，取值为0，将讲师阶段第一年（pre1）、讲师阶段第二年（pre2）、讲师阶段第三年（pre3）、副教授阶段（associate）和教授阶段（full）分别取1，构造虚拟变量。

图2呈现了在控制相关变量和固定效应后更精准的大学教师不同职称与学术产出的变化趋势。其中，教授阶段的论文总质量和平均质量均高于副教授阶段，比图1中所呈现的更准确。图2a呈现了论文产出数量的变化趋势。在讲师阶段的第一期和第二期，论文数量显著少于第三期后的基准数量，但讲师阶段的第三期以及副教授和教授阶段的论文数量与基准无显著差异。图2b呈现了论文产出质量的变化趋势。在升为副教授前，只有讲师阶段的第一期低于基准，第二期和第三期与0无差异，在升为副教授和教授之后论文产出的质量显著大于0。讲师阶段第一期为负，可能是受到图2a显示的数量影响。在消除数量影响的图2c和图2d中，无论是论文的平均质量还是高质量论文份额，讲师阶段的各期均不显著异于0，副教授与教授阶段则显著大于0。可见，从副教授到教授阶段，论文各质量指标均呈上升趋势。因此，从本研究关注的学术产出质量来看，在晋升为副教授前，大学教师的学术论文质量没有显著差异。

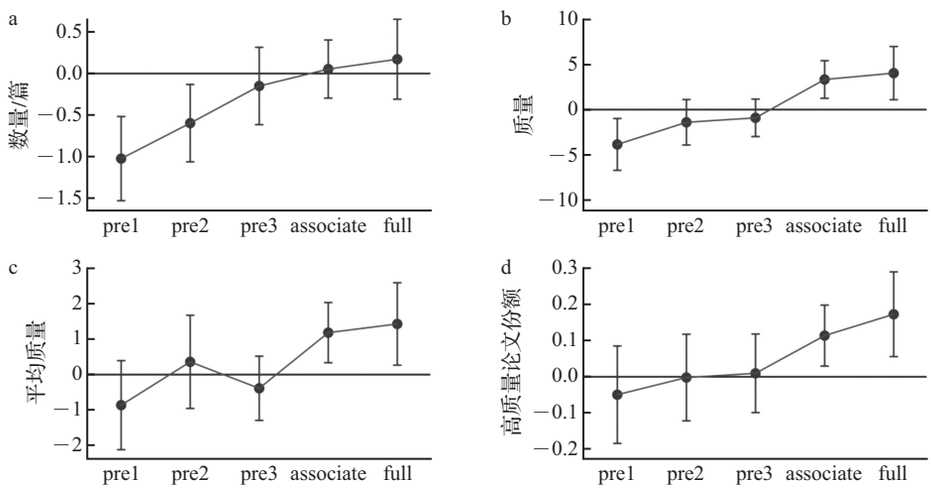


图2　大学教师不同职称与学术产出的变化趋势

（四）内生性问题的讨论

本研究可能产生内生性问题，其来源主要是两个：一是逆向因果问题；二是遗漏变量问题。

1.逆向因果问题

不同职称与学术生产的关系可能不是职称变化导致了学术生产行为的变化，而是学术成果的变化导致了职称的转换。对于这个问题，本研究通过对教师职称变化的滞后一期确认来解决。假如某教师在第t期获得了职称晋升，本研究确认其职称变化在t+1期。职称晋升考评的成果是晋升当年及之前若干年的成果，而不可能包含当时还没有的成果。采用滞后一期确认职称变化就排除了由高质量成果发表导致晋升的可能性，排除了逆向因果导致的内生性问题。

2.遗漏变量问题

职称变化与学术产出行为的关系可能不是直接源于职称制度本身,而是伴随着职称晋升而出现的其他因素的改变。对于这个问题,本研究将影响学术产出行为的其他因素尽可能控制住。一方面,控制了可能因职称变化影响学术产出行为的其他因素,如博士生导师的身份、是否拥有行政职务、工龄的变化等。另一方面,控制了不随时间变化的教师的禀赋因素,如海归教师、近亲教师和性别等。从回归结果可以看到,这些控制变量对教师的学术生产行为确实产生了显著的影响。通过控制这些变量,较好地解决了由遗漏变量导致的内生性问题。

(五)稳健性检验

本部分通过多种方法进行稳健性检验,包括基于成果质量的分类回归和分位数回归、泊松回归和负二项回归、Lasso回归以及采用变动的影响因子衡量论文质量等。

1.基于成果质量的分类回归和分位数回归结果

表5展示了基于成果质量的分类回归结果。本研究的分类回归是针对因变量的测算问题,基于论文质量将学术产出分为两类,以不同的权重重新计算数量和质量两个指标。以期刊影响因子4(英文期刊影响因子为1)为标准,将学术成果分为高质量和低质量两大类。高质量组中,在计算教师的研究成果时只计算高质量论文,令低质量论文的权重为0;低质量组中,在计算教师的研究成果时只计算低质量论文,令高质量论文的权重为0。高质量论文数量(*top-quantity*)是教师发表的高质量论文篇数,低质量论文数量(*low-quantity*)是教师发表的低质量论文篇数。采用这一分类方法是为了更清晰地呈现各职称阶段论文产出质量的变化。将高低质量两类论文分开构造因变量指标进行稳健性检验,是考虑到基准回归中的学术产出各变量都是将不同水平的论文成果混在一起考察。表5第(1)和(2)列为高质量组,论文产出成果只包括高质量论文;相对应的,第(3)和(4)列为低质量组,论文产出成果只包括低质量论文。

表5 基于成果质量的分类回归

变量	*top-quantity*		*low-quantity*	
	(1)	(2)	(3)	(4)
associate	0.347***	3.763***	−0.215*	−0.178
	(0.091 3)	(1.026)	(0.131)	(0.229)
professor	0.471***	4.314***	−0.249	−0.123
	(0.133)	(1.460)	(0.194)	(0.340)
	(0.227)	(1.793)	(0.359)	(0.520)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES
学校固定	YES	YES	YES	YES
R^2	0.128	0.087	0.183	0.185

表5中第(1)列呈现了各职称阶段的高质量论文篇数的变化,可以看到副教授和教授阶段的高质量论文数量均在1%的显著性水平上多于讲师阶段的高质量论文数,且教授阶段的系数大于副教授阶段的系数,表明教授阶段发表的高质量论文更多。第(2)列将高质量论文的质量总和作为被解释变量,得到了同样的结果。第(3)列低质量论文的数量在各职称阶段都没有显著差异,第(4)列的结果与第(3)列相同。这些结论与基础回归保持一致。采用这种分类方法的重要意义体现在第(1)和第(3)列,证明在教授和副教授阶段高质量论文的数量更多了,低质量论文的数量没有显著变化。

这表明基准回归结果中教授和副教授阶段的论文质量与讲师阶段相比逐级上升是来源于副教授和教授阶段产出了更多的高质量论文，而各阶段的低质量论文则没有显著差异。这就消除了基础回归中将所有论文混同起来可能造成的干扰。

由于高低质量论文的分类是基于主观判断，为了不以主观判断的影响因子阈值区分论文质量，本研究增加分位数回归结果进行稳健性检验，以更加全面地刻画结果变量的整体分布情况。表6报告了论文总质量和平均质量的分位数回归结果。

表6　分位数回归结果

变量	分位点							
	25%	50%	75%	90%	25%	50%	75%	90%
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
	quality							
associate	−0.000	1.095	3.472***	4.536**	0.001	1.095*	3.482***	4.536*
	（0.158）	（0.805）	（1.278）	（2.224）	（0.440）	（0.579）	（0.918）	（2.346）
professor	−0.123	0.603	4.451**	7.346**	−0.123	0.603	4.466**	7.346
	（0.279）	（1.213）	（1.894）	（3.306）	（0.572）	（1.327）	（2.043）	（4.730）
	mean							
associate	−0.000	0.519	1.349***	2.872**	0.001	0.566*	1.349***	2.909*
	（0.118）	（0.370）	（0.500）	（1.150）	（0.150）	（0.300）	（0.472）	（1.652）
professor	−0.066	0.418	1.900**	4.000***	−0.065	0.405	1.900**	4.037***
	（0.222）	（0.485）	（0.865）	（1.480）	（0.348）	（0.487）	（0.931）	（1.337）
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
学校固定	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES
时间固定	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES

表6中第（1）—（4）列采用的是传统的分位数回归方法，第（5）—（8）列采用的是加入固定效应的分位数回归方法（面板数据的分位数回归为非线性关系，固定效应不能通过虚拟变量的形式控制）。表6的结果显示了以下几点：第一，传统的分位数回归结果与固定效应分位数回归结果的估计系数差异不大；第二，在50%分位点以下，副教授和教授阶段论文的总质量和平均质量与讲师阶段并无显著差异；第三，在大于50%的分位点上，副教授和教授阶段论文的总质量和平均质量均显著高于讲师阶段，且教授阶段的系数值大于副教授阶段；第四，从25%分位数依次递增至90%分位数，教授和副教授阶段的系数水平逐级增加，论文质量所处的分位数越高，教授和副教授与讲师阶段的差异越大，且在50%分位数以上，教授阶段的系数均大于副教授阶段。这些结果进一步证明，在不同职称阶段，大学教师的论文质量存在显著差异，且呈现出逐级上升的趋势。

2.泊松回归与负二项回归

考虑到可能存在的模型设定偏误，本研究采用非线性模型作为稳健性检验。基本回归采用的是线性模型，但真实的函数形式可能是非线性。另外，本研究的因变量均为正数，Jia等[18]803和梁文艳等[19]139关于大学的学术产出研究均采用了泊松回归或负二项回归进行稳健性检验，故本研究也依例采用这两种非线性回归模型对结果进行稳健性检验。表7展示了泊松回归与负二项回归的结果。

与线性回归结果的系数估计值表示边际效应不同，泊松回归和负二项回归的系数估计值不是边际效应，而是半弹性。首先，从估计系数的方向来看，非线性模型与线性模型的回归结果一致：表

7中第(1)列论文数量的回归结果均不显著,第(2)—(5)列论文总质量、平均论文质量、高质量论文份额、高质量论文数量的回归结果均显著为正,第(6)列低质量论文数量的回归结果均为负。这些结果表明,衡量论文质量的各项指标在教师职称变化后均出现显著的正向变化,论文数量并无显著变化甚至随着职称晋升而减少。其次,从统计显著的估计系数的数值来看,第(2)列泊松回归结果表明,副教授阶段的论文总质量与讲师阶段相比提高了46.5%,教授阶段与讲师阶段相比提高了47.3%,教授阶段提高的幅度大于副教授阶段;负二项回归的结果是副教授阶段的论文总质量与讲师阶段相比提高了38.2%,教授阶段与讲师阶段相比提高了33.1%,教授阶段提高的幅度反而小于副教授阶段,与线性回归结果有差异。重点在第(3)列和第(4)列。第(3)列,泊松回归结果表明,副教授阶段的论文平均质量与讲师阶段相比提高了34.8%,教授阶段与讲师阶段相比提高了39.8%;负二项回归的结果是副教授阶段的论文平均质量与讲师阶段相比提高了34.6%,教授阶段与讲师阶段相比提高了41.5%。第(4)列,泊松回归结果表明,副教授阶段的论文平均质量与讲师阶段相比提高了33.6%,教授阶段与讲师阶段相比提高了50.5%;负二项回归的结果是副教授阶段的论文平均质量与讲师阶段相比提高了41.9%,教授阶段与讲师阶段相比提高了65.8%。这两列的结果一致表明,教授阶段提高的幅度大于副教授阶段。第(5)列以高质量论文数量为因变量的结果也表现出同样的特征。泊松回归结果表明,副教授阶段的半弹性为47.6%,教授阶段为58.3%;负二项回归的结果是副教授阶段的半弹性为47.6%,教授阶段为60.5%。第(1)和(6)列的结果表明,职称的变化使得教师的论文数量在总体上变化不大,其中高质量论文增加,低质量论文减少。这些非线性模型的回归结果与基本回归的线性模型结果保持一致。

表7 泊松回归与负二项回归结果

变量	*quantity*	*quality*	*mean*	*topshare*	*top-quantity*	*low-quantity*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
				Panel A 泊松回归结果		
associate	0.060 4	0.465***	0.348***	0.336***	0.476***	−0.209*
	−0.091 9	−0.138	−0.123	−0.129	−0.14	−0.125
professor	0.067 8	0.473**	0.398**	0.505***	0.583***	−0.258
	−0.128	−0.19	−0.17	−0.186	−0.195	−0.173
				Panel B 负二项回归结果		
associate	0.016 2	0.382***	0.346***	0.419***	0.476***	−0.303**
	−0.092 3	−0.123	−0.111	−0.139	−0.137	−0.124
professor	−0.038 2	0.331*	0.415***	0.658***	0.605***	−0.467**
	−0.134	−0.182	−0.16	−0.212	−0.193	−0.181
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
学校固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES

3.控制个体固定效应的Lasso回归

本研究在基准回归中控制了教师个体的控制变量及学校的固定效应,还不能完全控制个人的异质性特征。在大样本的条件下加入教师层面的个体固定效应会是更好的选择。但遗憾的是,笔者手工搜集的观测值是小样本,仅有1 331个,加入教师层面个体固定效应会使控制变量个数增加113个。在样本有限的情况下,高维数据问题会尤其明显,会出现消耗大量宝贵的自由度、严格的多重共线性以及过拟合等多种复杂问题,标准差的增加导致有效的解释变量系数在统计上变得不显著,混淆对结果的解释。因此,传统的OLS方法可能不再适用。这也是本研究没有加入个体固定

效应最重要的原因。在传统OLS方法失效的情况下，需要寻求在样本有限的情况下处理高维数据的方法。Lasso方法为我们提供了处理高维数据的计量工具，在OLS方法的基础上通过加入惩罚项解决自变量过多的问题。表8报告了Lasso方法的回归结果，并与原来OLS方法的回归结果进行比较。

表8　Lasso与OLS回归结果比较

变量	Lasso				OLS			
	quantity	*quality*	*mean*	*topshare*	*quantity*	*quality*	*mean*	*topshare*
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
associate	−0.110	3.132***	0.832**	0.092**	0.132	3.585***	1.197***	0.109***
	（0.145）	（1.105）	（0.399）	（0.040）	（0.158）	（1.043）	（0.411）	（0.039 7）
professor	−0.346*	2.901*	1.082*	0.139**	0.222	4.192***	1.428**	0.166***
	（0.207）	（1.534）	（0.552）	（0.056）	（0.234）	（1.483）	（0.570）	（0.057 3）
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	NO	NO	NO	NO
学校固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

表8中第（1）—（4）列为Lasso方法的回归结果，第（5）—（8）列为OLS方法的回归结果。从整体上看，Lasso结果的解释变量系数值普遍比OLS结果的系数值要小，第（1）列教授阶段对论文数量的回归系数甚至在10%的显著性水平上为负。Lasso结果与OLS结果基本保持一致，即副教授与教授阶段的论文数量的变化并不突出，甚至教授阶段的论文产出数量会更少；在论文质量方面，副教授和教授阶段的论文质量显著提升，而且相对于副教授阶段，教授阶段的论文平均质量更高。Lasso结果与OLS结果的主要区别在于，第（2）列对论文质量的回归结果中，教授阶段的系数为2.901，小于副教授阶段的系数3.132，与OLS回归的结论存在一定意义上的冲突。这可能是副教授阶段的论文数量高于教授阶段所致。第（2）列与第（6）列的质量指标建立在数量指标基础上，是教师在第t期产出论文质量的加总，包含着数量信息，当年发表论文数量越多，总质量就可能越大。为了尽量克服质量指标中的数量因素，本研究采用了两种办法：一是取当期产出论文的平均质量，二是采用当期高质量论文的份额代替质量指标。在消除了质量指标中的数量因素影响后，第（3）列和第（4）列的结果与OLS结果保持一致。Lasso的回归结果中，从平均质量角度看，教授阶段系数为1.082，比副教授阶段的系数高出30%；从高质量论文份额角度看，教授阶段系数为0.139，比副教授阶段的系数高出50%。这些结果表明，在控制个体固定效应后，个体的异质性特征的确吸收了一部分不同职称阶段教师学术生产行为的作用，仍与OLS的结果保持一致。

4.使用变动期刊影响因子衡量论文质量

前面的回归采用的均是以固定期刊影响因子衡量的论文质量。事实上，期刊的影响因子在不同年份之间是存在差异的。没有使用以变动影响因子衡量的论文质量作为主要回归结果，是考虑到在此方法下可能存在的估计偏误。由于职称晋升具有时间趋势特征，从讲师到副教授再到教授，总是按顺序进行，不可能出现逆转的时间顺序；而期刊影响因子虽然在不同年份有所波动，但总体上呈现出增长趋势，这就存在一个严重问题，即同一位教师在讲师阶段和教授阶段在同一份期刊上发表论文，教授阶段发表的期刊影响因子会更高，这会导致教授阶段的论文质量被高估。为比较以变动期刊影响因子和固定期刊影响因子衡量的论文质量的回归结果，我们根据论文发表当年的期刊影响因子重新计算论文质量作为被解释变量进行回归。中文期刊的变动影响因子采用的是维普

资讯中文科技期刊评价报告,英文期刊影响因子来源于Web of Science。由于统计数据时维普资讯仅报告了2009年之后的期刊影响因子,2009年之前的影响因子用2009年的数据代替。表9报告了以变动期刊影响因子和固定期刊影响因子衡量的论文质量的回归结果。

表9 以变动期刊影响因子和固定期刊影响因子衡量的论文质量的回归结果

变量	变动期刊影响因子		固定期刊影响因子	
	quality	*mean*	*quality*	*mean*
	(1)	(2)	(3)	(4)
associate	4.120***	1.574**	4.393***	1.369***
	(1.300)	(0.802)	(1.219)	(0.467)
professor	5.969**	2.134**	4.650***	1.491**
	(2.345)	(1.026)	(1.665)	(0.629)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES
学校固定	YES	YES	YES	YES
年份×学校	YES	YES	YES	YES

表9中第(1)列和第(2)列报告了以变动期刊影响因子衡量的论文质量的回归结果,第(3)列和第(4)列报告了以2019年期刊影响因子衡量的论文质量的回归结果。首先,根据两类回归结果可以得出相同的回归结论,即副教授和教授阶段的论文质量都显著高于讲师阶段,副教授阶段的论文质量并未超过教授。第(1)列和第(3)列以论文总质量为被解释变量,第(1)列教授阶段的系数为5.969,大于第(3)列教授阶段的系数4.65。第(2)列和第(4)列以论文的平均质量为被解释变量,第(2)列副教授阶段的系数为1.574,教授阶段的系数为2.134,均大于第(4)列副教授阶段的系数1.369和教授阶段的系数1.491。这表明,使用变动期刊影响因子衡量论文质量确实可能会高估职称晋升带来的学术生产质量的变化。

四、职称变化对教师学术生产行为的影响机制分析

量化考核聘任制在高校内部构造出一种“压力型体制”,本部分试图构建晋升压力指数,用来度量大学教师不同职称阶段晋升的压力程度,实证检验不同职称阶段的不同晋升压力是如何影响大学教师的高质量学术产出的。

(一)减压效应

在量化考核的大学教师聘任制下,不同的职称对应着不同的考核标准和薪酬待遇,由此产生不同级别的压力,压力会影响劳动生产率。Zhang等发现,生活压力会提升员工的努力程度,但会诱使员工把工作仅仅看作赚钱的工具,忽略工作本身的价值和意义,进而降低创造性工作的质量水平[24]。Dutcher通过对远程办公的实验研究,发现在没有监管压力的情况下,创造性任务的生产率会更高,比受到监管时高出11%—20%[25]。大学教师的学术生产活动无疑属于创造性任务。高校通过量化考核的聘任制构造出“压力型体制”,迫使教师不断增加科研成果产量,最终会导致学术生产的“短平快”,从而牺牲学术质量[4]45-47。

为检验减压效应的作用,本研究根据教师在不同职称阶段的年度考核要求和职称晋升的最低申报条件构建晋升压力指数。1991年以来,伴随国家教委联合人事部颁布《关于高等学校继续做好教师职务评聘工作的意见》,我国大学教师的职务评聘进入了聘任制阶段,强调择优聘用,高校可

以试行缓聘、低聘和解聘教师等制度。2000年，中组部、教育部和人事部进一步出台《关于深化高等学校人事制度改革的实施意见》，全面推行高校教师的聘任制改革。之后又陆续出台相关文件，持续深化细化了高校教师的聘任制度。竞争性的聘任制度，特别是引入“非升即走”的晋升规则后，大学教师在聘期内的晋升既是对学术生产的激励，也是直接影响教师学术生涯的压力。改革后的教师聘任制度，科研成果是职称评聘中的重点，甚至是能否晋升的决定因素。这也是大学教师“唯论文”倾向产生的重要原因。

科研成果是大学教师晋升压力的主要来源。本研究搜集了样本中各高校职称晋升的基本申报条件，根据教师在不同职称阶段的职称晋升的申报条件构建压力指数。由于教授是大学教师职称的最高级别，与其他各级职称相比不再有晋升压力，故将教授阶段的压力指数设为0。通过搜集各高校职称晋升的申报条件，梳理出论文发表的四个指标，从而构造讲师晋升副教授、副教授晋升正教授的压力指数。具体而言，这四个指标是学术论文总数、权威论文数、第一作者论文数以及权威论文数是否为必备项（要求必须有权威论文的难度更高，故设为1；不要求必须发表权威论文的难度稍低，设为0）。然后，采用主成分分析法，测算讲师和副教授阶段职称晋升申报的这四项指标的权重，加权为晋升压力指数（*pressure*）。

本研究将不同阶段职称晋升压力指数作为中介变量，构建回归方程：

$$y_{it}=\alpha+\beta_1 associate_{it}+\beta_2 professor_{it}+\beta_3 pressure_{it}+\gamma X_{it}+\mu_{year}+\eta_{university}+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

为消除学校层面随时间变化的遗漏变量的影响，我们在回归中进一步控制了学校与年份的交互项。回归结果如表10所示。

表10　不同职称压力与学术产出

变量	*pressure*	*quantity*	*quality*	*mean*	*topshare*	*top-quantity*
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
associate	3.666***	0.894***	7.165***	1.488***	0.146***	0.698***
	（0.135）	（0.227）	（1.626）	（0.568）	（0.056）	（0.141）
professor	−6.653***	−0.926**	−0.382	1.275	0.147*	0.038
	（0.231）	（0.363）	（2.059）	（0.779）	（0.083）	（0.201）
pressure		−0.191***	−0.756***	−0.032	−0.005	−0.074***
		（0.041）	（0.226）	（0.078）	（0.009）	（0.025）
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
学校固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份×学校	YES	YES	YES	YES	YES	YES

表10中的第（1）列是机制检验的第一步，以晋升压力指数为被解释变量。结果表明，教授阶段的晋升压力最小，低于讲师阶段；副教授阶段的晋升压力最大，高于讲师阶段。第（2）—（6）列在解释变量中加入晋升压力指数后，系数均为负数。这表明，晋升压力与教师的学术生产行为，包括论文数量、论文质量、论文平均质量、高质量论文份额等，存在负相关关系。

第（2）列以论文数量为被解释变量，与基本回归结果相比，副教授阶段的回归系数由不显著变为显著为正，教授阶段的回归系数由不显著变为显著为负。这说明在控制了考核压力后，副教授阶段的学术生产能力最强，教授阶段的论文生产减少了。第（3）列以论文总质量为被解释变量，与基本回归结果相比，副教授阶段的回归系数符号不变，教授阶段的回归系数由显著为正变为不显著，甚至为负。这说明在控制了考核压力后，教授阶段的论文总质量降低了。第（4）和（6）列分别以论文平均质量和高质量论文数量为被解释变量，与基本回归结果相比，副教授阶段的回归系数符号不

变,教授阶段的回归系数由显著为正变为不显著。第(5)列以高质量论文份额为被解释变量,与基本回归结果相比,副教授阶段的回归系数符号不变,教授阶段的回归系数显著性水平由1%变为10%,且系数值不再明显大于副教授阶段。这些结果显示,在控制了考核压力后,教授阶段的学术生产行为出现了明显变化,其学术论文的质量与副教授阶段相比不再具有明显优势。这表明,考核压力的消失是教授阶段生产高质量学术论文的重要原因。这些证据表明,在量化考核的大学教师聘任制下,职称晋升后考核压力的变化是影响大学教师学术生产行为的主要因素。

(二)其他可能机制的讨论

伴随大学教师的职称晋升,能力、身份和声誉等因素的改变也可能是教师学术成果在不同职称阶段具有异质性关系的重要原因。本部分讨论了这些可能的机制,发现这些效应的存在并不能否定减压效应。回归结果显示,在尽量控制了这些效应后,减压效应仍发挥重要作用。

1.能力效应

伴随着大学教师学术经验的持续积累、学术人脉的逐步拓展、学术眼界的不断开阔,其学术创新能力自然会得到提升。因此,伴随着职称变化,教师的学术创新能力不断提升,发表的高质量学术论文也会增多。如果职称与学术成果的变化主要由学术能力的发展所致,那么在控制了相关变量后,职称的变化应该与教师学术成果的变化不存在显著关系,或系数值很小。但从回归结果看,能力效应并不是职称变化带来学术成果变化的主要原因。首先,学术能力的发展必然伴随着时间的推进,在前面的回归结果中已将时间因素控制住。回归结果中,控制了直接与学术经验相关的工龄变量,还加入了年份固定效应。这在教师个人层面控制了其学术经验的积累,也在全体教师层面控制了时间变化带来的共同冲击,如经济学科的发展、研究工具的改进等。其次,学术能力的发展可能与教师初始禀赋和所在机构环境有关,但这两个因素也在回归中得到了控制。在回归中控制了可能影响教师学术能力禀赋的变量如近亲教师、海归教师和男性教师等,并通过学校固定效应控制住了教师所在机构的异质性影响。这说明除了能力效应,职称变化的背后还有其他因素在起作用。

2.身份效应

伴随着职称晋升,教师可能拥有对学术产出具有重要影响的新身份,如博士生导师和行政职务身份。首先是博导身份,当大学教师晋升到副教授或教授阶段,通常会获得硕士生或博士生招生资格,特别是成为博士生导师,会对其学术生产带来影响。博士生可以为导师提供体力和智力上的支持,使导师从简单劳动中解脱出来,有更多的时间思考高质量的学术问题;博士生毕业对论文发表的硬性指标,要求导师在几年内指导学生发出若干篇学术论文。回归结果发现,身份效应确实会对教师的学术生产产生影响。回归结果中,我们控制了博士生导师身份的影响,发现博导身份会对教师的学术生产造成正向影响。但这种影响主要局限于数量的增长,对质量的影响较小,在控制了学校和年份的固定效应之后变得不显著。因此,博士生导师身份会对教师的学术生产行为产生影响,但并不能因此排除职称本身的变化对教师学术生产行为的作用。其次是行政职务,当教师晋升到副教授或教授阶段,会有更大的概率获得行政职务,掌握一定的学术资源。Jia等发现经济学院院长掌握的学术资源分配权力会促进其学术生产,这种促进作用主要表现在在低层次期刊上发表论文的数量增多,对在高质量期刊上的发文数量影响不大[18]800。本研究的回归结果控制了教师的行政职务,控制了职称变化对教师学术生产起作用过程中行政职务的影响因素。这表明,除了职称晋升带来的身份变化,还有其他重要因素对教师的学术生产行为有影响。

3.声誉效应

大学教师的正常理性偏好和目标函数是追求声誉最大化。随着职称晋升,论文质量大幅提升

才是符合“理性”的解释。职称晋升带来的声誉效应具有两方面的作用。一方面，教授的声誉会带来相应的同行压力和自我约束，这会促使教师努力增加高质量论文、减少低质量论文。另一方面，职称本身是一种信号发送机制，教授职称代表高能力，可以降低期刊编辑的甄别成本，故教授更容易发表文章。也就是说，在两种声誉效应之下，教授阶段论文产出的数量理应更多，质量也应更高。回归结果显示，教授阶段的论文数量并没有显著增长。实证结果并没有显示出明显的声誉效应作用。在教授阶段，高质量学术成果显著上升，低质量学术成果并没有显著下降。平均来看，教授阶段发表的论文中，仍有近70%属于低质量论文，仅仅比讲师阶段降低不到6个百分点。因此，声誉效应并不是职称晋升导致教师学术生产行为变化的主要原因。

五、结论及政策建议

本研究从数量和质量两个维度考察大学教师在讲师、副教授和教授阶段的学术成果产出变化，讨论教师学术生产行为在不同职称阶段的异质性关系及其作用机制。主要有以下发现：

首先，三阶段职称的转换过程中，学术产出质量出现了显著的阶梯式上升。在考核与晋升压力最大的副教授阶段，教师的学术产出质量并没有处于最高水平；晋升教授后，伴随着量化考核的放松，其学术产出质量显著提升。这是本研究的一个重要发现。其次，在不同职称阶段，教师的学术成果数量并没有显著差异。教师在不同职称阶段都追求论文发表数量，即使在考核最宽松的教授阶段，其所发表的论文中，低质量论文仍占近七成。这表明，伴随职称晋升，教师追求论文发表数量为主的扭曲问题并没有发生根本性改变。

晋升压力可能是扭曲教师学术生产行为的原因。为了检验这一机制，我们构建了样本中各大学不同职称阶段的教师晋升压力指数，并使用中介效应模型进行机制检验。经验证据表明，大学教师高质量的学术产出主要来自减压效应及其作用机制。量化考核塑造的“压力型体制”是引发大学教师学术生产短期行为的重要原因。本研究的样本仅局限于我国最优秀的大学，如果将更多的大学包含在内，情况可能更为糟糕。给大学教师减压，提供一个宽松的学术环境，这是本研究的另一个重要发现和实证结果，这也是本研究包含的最重要的政策含义。

[参　考　文　献]

[1] 阎光才：《高校教师聘任制度改革的轨迹、问题与未来去向》，《中国高教研究》2019年第10期，第1-9页。

[2] 沈红、刘盛：《大学教师评价制度的物化逻辑及其二重性》，《教育研究》2016年第3期，第46-55页。

[3] 黄亚婷：《聘任制改革背景下我国大学教师的学术身份构建——基于两所研究型大学的个案研究》，《高等教育研究》2017年第7期，第31-38页。

[4] 卢威：《我国高校需要什么样的聘任制改革》，《发展教育研究》2020年第3期，第43-50页。

[5] 贾永堂：《大学教师考评制度对教师角色行为的影响》，《高等教育研究》2012年第12期，第57-62页。

[6] 王全林、程东峰：《大学教师学术生态问题与重构》，《教师教育研究》2013年第2期，第12-17页。

[7] 周光礼、马海泉：《教学学术能力：大学教师发展与评价的新框架》，《教育研究》2013年第8期，第37-47页。

[8] 陈时见、胡娜：《新时代高等学校教师学术评价的改进》，《教育研究》2020年第2期，第133-142页。

[9] Iaria A., Schwarz C. & Waldinger F., “Frontier knowledge and scientific production: evidence from the collapse of international science,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 133, No. 2 (2018), pp. 927-991.

[10] Leon F. L. L. D. & McQuillin B., “The role of conferences on the pathway to academic impact: evidence from a natural experiment,” *Journal of Human Resources*, Vol. 55, No. 1 (2020), pp. 164-193.

[11] Borjas G. J. & Doran K. B., "Cognitive mobility: native responses to supply shocks in the space of idea," *Journal of Labor Economics*, Vol. 33, No. S1 (2015), pp. S109-S145.
[12] Borjas G. J., Doran K. B. & Shen Y., "Ethnic complementarities after the opening of China: how Chinese graduate students affected the productivity of their advisors," *Journal of Human Resources*, Vol. 53, No. 2 (2018), pp. 1-31.
[13] Blackburn R. T. & Lawrence J. H., "Aging and the quality of faculty job performance," *Review of Educational Research*, Vol. 56, No. 3 (1986), pp. 265-290.
[14] Levin S. G. & Stephan P. E., "Research productivity over the life cycle: evidence for academic scientists," *American Economic Review*, Vol. 81, No. 1 (1991), pp. 114-132.
[15] Xie Y. & Shauman K. A., "Sex difference in research productivity: new evidence and an old puzzle," *American Sociological Review*, Vol. 63, No. 6 (1998), pp. 847-870.
[16] Laband D. N. & Piette M. J., "Favoritism versus search for good papers: empirical evidence regarding the behavior of journal editors," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 1 (1994), pp. 114-132.
[17] Borjas G. J. & Doran K. B., "Prizes and productivity: how wining the fields medal affects scientific output," *Journal of Human Resources*, Vol. 50, No. 3 (2015), pp. 728-758.
[18] Jia R., Nie H. & Xiao W., "Power and publication in Chinese academia," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 47, No. 4 (2019), pp. 792-805.
[19] 梁文艳、周晔馨、于洪霞:《社会资本与大学教师学术创新能力研究》,《经济研究》2019年第11期,第133-148页。
[20] Morichika M. & Shibayama S., "Impact of inbreeding on scientific productivity: a case study of a Japanese university department," *Research Evaluation*, Vol. 24, No. 2 (2015), pp. 146-157.
[21] Tavares O., Cardoso S. & Carvalho T. et al., "Academic inbreeding in the Portuguese academia," *Higher Education*, Vol. 69, No. 6 (2015), pp. 991-1006.
[22] Cole S., "Age and scientific performance," *American Journal of Sociology*, Vol. 84, No. 4 (1979), pp. 958-977.
[23] Oster S. M. & Hamermesh D. S., "Aging and productivity among economists," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 1 (1998), pp. 154-156.
[24] Zhang X., Liao H. & Li N. et al., "Playing it safe for my family: exploring the dual effects of family motivation on employee productivity and creativity," *Academy of Management Journal*, Vol. 64, No. 6 (2020), pp. 1923-1950.
[25] Dutcher E. G., "The effects of telecommuting on productivity: an experimental examination," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 84, No. 1 (2012), pp. 355-363.

Promotion and Academic Production in Chinese Universities

Jin Xiangrong[1,2] Chao Songlei[2] Luo Deming[2,3] Sheng Peifeng[1]

(*1. Business School, Ningbo University, Ningbo 315211, China; 2. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China; 3. Center for Research of Private Economy and School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China*)

Abstract: Since the beginning of this century, there have been fierce debates in the field of Chinese higher education research over the quantity-based professional evaluation system in Chinese universities. Unfortunately there is no empirical evidence to assess either positively or negatively the performance of this reform. This paper tries to provide some empirical evidences on how academic promotion affects academic production at the individual faculty level in Chinese universities in an era of quantity-based evaluation system. We examine how an individual faculty member changes his/her academic output after the adoption of the quantity-based promotion system in his/her three sequential academic positions of lecturer, associate professor, and full professor respectively, with respect to both the quantity and the quality of research publications.

We manually collect the individual career and academic output data of 114 professors of economics at 12 top universities who went through three sequential academic positions from lecturer to full professor between the years of 2003 and 2019. For each faculty we construct the quantity and quality indicators using information of the authors' position in the research paper and the impact factor of the journal in which the paper is published. We also manually collect the eligibility information of the quantity-based promotion system in each stage of promotion from each university's website. We construct the pressure index at the position and university level using the eligibility information of promotion. The lecturers' (associate professors') pressure index measures the difficulty for them to be promoted to associate professors (full professors respectively) at their university. And we let full professors pressure index be 0. We find that associate professors face the highest promotion pressure.

First, for each economist the quality of academic output increases with academic positions. In the stage of associate professor, he/she faces fierce promotion pressure, while the quality of his/her academic output is not at the highest level. After he/she becomes full professor, he/she has the least promotion pressure and produces high-quality papers.

Second, the economics professors exhibit no significant difference in the number of academic publications at each stage of their academic position. They always pursue the quantity of publications at each stage. Even in the stage of full professor with minimum pressure, low-quality papers still account for nearly 70% of their publications. With the promotion to the more advanced position, there exists no fundamental change in distortions. These professors of economics pursue the quantity of publication with low quality. The promotion pressure is a crucial reason to distort economists' academic production in Chinese universities. We test this mechanism by introducing the promotion pressure index into the mediating effect model. Empirical evidences show that high-quality academic output mainly comes from the relaxation of the promotion pressure. Professors produce high-quality paper in the low-pressure environment. The environment with high promotion pressure shaped by the quantity-based evaluation system is an important reason of the short-term behavior of academic production in Chinese universities.

These empirical findings exhibit very significant policy implications. It is important to relax the promotion pressure and provide a liberal academic environment for academic staff for the improvement of academic research quality in Chinese universities. For this purpose, it is necessary to introduce reforms of the quantity-based evaluation system in Chinese universities.

Key words: university teachers; quantity-based evaluation system; academic production; promotion; recruitment system; promotion pressure