

匿名审稿制度推动了中国经济学进步吗？ ——基于双重差分方法的研究

刘瑞明 赵仁杰*

摘 要 中国经济学的进步离不开经济学期刊的支撑和引导，近年来中国的经济学期刊纷纷引入国际通行的匿名审稿制度，这一制度变革是否促进了中国的经济学进步？中国经济学期刊采用匿名审稿制度的差异性为我们提供了一个“准自然实验”，本文首次采用中国经济管理类 366 种期刊 2003—2012 年的面板数据，利用影响因子、总被引频次、平均引文率、被引半衰期、立即指数等五个指标，就匿名审稿制度对中国经济学学术进步的推动作用进行系统评价。在采用双重差分方法(Difference in Differences)并进行了一系列稳健性检验后发现，匿名审稿制度的推行使得学术期刊的影响因子、总被引频次、平均引文率显著上升，事实匿名审稿制度比名义匿名审稿制度的作用更强。而且，匿名审稿制度的推行具有动态效应，随着推行年份的延长，学术进步越为明显。一方面，这一发现为推动中国经济学进步提供了一个重要的制度变革依据；另一方面，在中国学术期刊竞争日益激烈的背景下，这一发现对中国的学术期刊提高期刊竞争力和影响力具有重要的借鉴意义。

关键词 匿名审稿，双重差分方法，学术进步

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2016.04.07

一、引 言

伴随中国经济的快速成长，中国的经济学研究也经历了长足的进展。这直接表现在与学术研究水平紧密相关的学术期刊发表论文质量上：一方面，

* 刘瑞明，中国人民大学国家发展与战略研究院；赵仁杰，西北大学经济管理学院。通信作者及地址：刘瑞明，北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学本科楼 A 座国家发展与战略研究院 818 室；100872；电话：(010)62511729；E-mail: lrmj@126.com。本文研究获得国家自然科学基金项目(71303185)、教育部社会科学规划基金项目(13XJA790003)、陕西省社科基金项目(12D124)、西北大学优秀青年骨干教师支持计划(PRI2152)的资助。本文早期版本曾在“第十四届中国经济学会年会”“第十四届中国青年经济学者论坛”“首届同济大学经济学国际学术论坛”“珞珈青年经济与管理论坛 200 期暨 YES 特别活动会议”“江西财经大学经济学院学术论坛”等地报告，感谢与会学者陆铭、陈钊、徐现祥、杨其静、聂辉华、代谦、章元、简泽、韦倩、管汉晖、范子英、钟宇桦、罗知、张川川、张莉、王贤彬、赵奇伟、徐建伟、姚昕、张平、周翔翼、桂林、王守坤、刘伟明、王岳龙、石阳、徐竹烽等学者的建设性建议。感谢匿名审稿人的宝贵建议。当然，作者文责自负。

中国的经济学研究成果在国际一流 SSCI 期刊的发表数量逐年递增,而且保持着持续上升的态势(于晓华,2008)¹;另一方面,中国本土主要经济学理论刊物的质量在过去几年也提高得很快(王军,2010)²,以中国的《经济研究》《经济学》(季刊)、《管理世界》《世界经济》《金融研究》等杂志为样本,其所发表的数量经济学和严格应用计量经济学的论文比重逐年上升(成九雁和秦建华,2005)³,而且文章中明确进行稳健性检验的文章占比大幅增加(张成思和陈曦,2014)⁴。中国经济学研究的进步,不仅能够彰显中国经济学界学术水平的不断提升、与国际经济学界接轨并展开对话,而且可以通过更为严谨规范的分析直接为中国经济的健康成长提供可靠的建议、促进经济的健康快速发展。而这些愿景的实现,需要实现研究对象的本土化、研究成果的国际化、研究方法的规范化(林毅夫,1995)。⁵

毫无疑问,中国经济学的进步离不开经济学期刊的支撑和引导。因而,创办和发展一系列有影响力的本土期刊,提高经济学研究的规范化至关重要(林毅夫,1995),这是提升本土期刊学术水平的保障,也是提高当代中国学术研究水平的必要条件。在现代科学研究的进程中,实现规范化的一个重要途径就是期刊所发表的文章经过严格的匿名审稿制度,匿名性作为一个重要指标甚至被当成公理来衡量知识的影响力(Palacios-Huerta and Volij, 2004)。中国传统的期刊审稿制度普遍采用三审制、编辑审稿制度等,但是随着学科体系的不断细化、学术研究方法的不断更新,仅仅依赖于编辑成员的专业知识和信息,已经不足以应对新的学科需要。尤其是,在现代学术发展的体系下,往往需要经过同行专家的学术交流和学术批评才能使得一项研究成果更为完善。而且,在中国的特殊情景下,传统的编辑审稿制度不可避免地会夹杂关系稿、人情稿等方面的问题。就中国当前的学术环境而言,匿名审稿制度的推行具有异常重要的价值。一方面,匿名审稿有利于避免传统审稿制度中存在的关系稿、人情稿等问题,作者可以通过反复修改论文以提高文章质量(朱家祥,2011)⁶;另一方面,匿名审稿制度可以弥补编辑部成员在专业知识和信息方面的缺陷,经过同行专家的把关和反复修改后的文章质量有所提高(Hamermesh, 1994)。

但是,匿名审稿制度的效果存在争议。从理论上讲,匿名审稿制度也可

¹ 于晓华,“中国研究机构发表经济学英文论文的一个统计研究(1998—2007)”,《经济学》(季刊),2008年第7卷4期,第1477—1490页。

² 王军,“中国经济学学术期刊评价”,《世界经济》,2010年第12期,第119—153页。

³ 成九雁、秦建华,“计量经济学在中国发展的轨迹——对《经济研究》1979—2004年刊载论文的统计分析”,《经济研究》,2005年第4期,第116—122页。

⁴ 张成思、陈曦,“中国经济学应用研究的可信性分析”,《世界经济》,2014年第1期,第120—133页。

⁵ 林毅夫,“本土化、规范化、国际化——庆祝《经济研究》创刊40周年”,《经济研究》,1995年第10期,第13—17页。

⁶ 参见朱家祥在2011年5月《经济评论》创刊30周年暨学术期刊发展论坛上的讲话。

能会不利于学术创新，新思想很难经匿名审稿杂志变成主流学派（杨小凯，2004）⁷，历史上一些重要的论文也曾遭到多次拒稿（Gans and Shepherd, 1994）。匿名审稿人的意见是编辑采用稿件的重要参考标准，在学术研究市场竞争加剧的情况下，作者为了晋升、职称评定的需要，选择按照审稿人的要求修改文章以便尽快发表（Skeels and Fairbanks, 1968；Frey, 2003），从而放弃自己的原创思想。如何准确评价匿名审稿制度对于学术进步的影响，从而更好地促进中国的学术进步成为一项重要研究议题。在以往的期刊评价文献中，人们的视角主要集中在评价方法、指标选取等方面（Liebowitz and Palmer, 1984；Stigler *et al.*, 1995；Kalaitzidakis *et al.*, 2003），近年来，随着中国学术期刊的进步，一些研究开始关注中国经济学期刊的影响力，尤其是就中国的经济学期刊中的研究方法、研究手段进行了理论分析和统计分析（林良夫和陶小荣，2000⁸；林毅夫，2001⁹；成九雁、秦建华，2005；孟大虎，2008¹⁰；王军，2010；张成思和陈曦，2014），以此观测中国经济学的进步。但是这类分析鲜有涉及对匿名审稿制度的专门考察，而且现有研究往往采用典型期刊的时间序列数据进行统计分析，单差法很难得出准确估计。因而，采用来自期刊的大样本面板数据，运用双重差分方法进行严格的实证分析，可以很好地弥补既有研究的不足，为中国经济学的进步和中国经济类期刊的成长提供借鉴。

幸运的是，中国经济学期刊实行匿名审稿制度的差异性为我们进行实证研究提供了良好的素材。自2000年以来，为了规避传统审稿制度的弊端，推动期刊进步，国内学术期刊纷纷开始实施双向匿名评审制度（彭爽，2011）¹¹，这一制度在经济管理类期刊中得到了广泛推行。例如，国内经济管理类的一些领军期刊《经济研究》《经济学》（季刊）、《世界经济》《管理世界》等在进入21世纪后纷纷实行匿名审稿制度，也使得这些期刊的影响力大大增强（王军，2010）。同其他社会科学相比，经济学较好地采用了实证和数理研究方法，以解释现实经济现象为目的，尽量做到价值中立的判断（Mises, 1960），最接近自然科学学科的研究范式，经济学的发展现状和学科性质是社会科学中最容易满足匿名审稿制度要求、实现匿名审稿效果的学科。同时，中国经济学科的发展速度和规模也是社会科学中最为显著的，实行匿名审稿制度的期刊也最多。这一制度被认为是推动中国学术进步的重要途径。更为重要的是，和中国的渐进式改革类似，中国的学术期刊在施行匿名审稿制度的过程

⁷ 杨小凯，“国内经济学家要重视经济学文献”，《南方周末》，2004年2月12日。

⁸ 林良夫、陶小荣，“《世界经济》研究论文统计分析”，《世界经济》，2000年第12期，第74—77页。

⁹ 林毅夫，“经济研究研究方法与中国经济学发展”，《经济研究》，2001年第4期，第74—81页。

¹⁰ 孟大虎，“转型中国的经济学转型——基于《北京师范大学学报（社会科学版）》的经验分析”，《北京师范大学学报（社会科学版）》，2008年第2期，第103—114页。

¹¹ 彭爽，“经济转型期的中国经济学研究与学术期刊发展——《经济评论》创刊30周年暨学术期刊发展论坛观点综述”，《经济评论》，2011年第1期，第155—158页。

中有先有后、逐步推行,这种制度变革的差异性构成了一次经济管理类期刊的匿名审稿“准自然实验”,为我们提供了一次绝好的研究机会。

本文试图抓住转型时期中国经济学期刊采用匿名审稿制度的差异性,利用 2003—2012 年中国经济管理类期刊的数据和双重差分方法(Difference in Differences)进行研究。本文发现,匿名审稿制度的推行有利于推动学术进步,使得学术期刊的影响因子、总被引频次、平均引文率显著上升,而且,事实匿名审稿制度比名义匿名审稿制度的作用更强。匿名审稿制度的推行具有动态效应,随着推行年份的延长,学术进步越为明显。相比于既有文献,本文的边际贡献体现在:第一,本文首次采用中国经济管理类 366 种期刊 2003—2012 年的面板数据,利用影响因子、总被引频次、平均引文率、被引半衰期、立即指数等五个指标,对中国经济学的学术进步进行系统评价;第二,本文利用匿名审稿制度的“准自然实验”性质,采用了双重差分方法进行验证,这可以帮助准确地估计出匿名审稿制度变革的效应;第三,本文区分了名义匿名审稿和事实匿名审稿,估计了匿名审稿制度实施的动态效应并进行了一系列稳健性检验,在中国学术期刊竞争日益激烈的背景下,这些结论可以为中国的学术期刊在推行匿名审稿制度和提高期刊影响力方面提供借鉴。

本文剩余部分的安排如下:第二部分介绍背景与理论假说;第三部分交代本文的数据与变量;第四部分论述实证识别的方法和策略;第五部分进行实证检验,交代计量结果;第六部分进行稳健性检验;第七部分是结论和政策启示。

二、背景介绍及理论假说

(一) 背景介绍

改革开放以来,在经济取得显著成效的同时,中国的自然科学和社会科学研究也进入快速发展的“春天”,特别是,中国的经济学学科建设和学术研究也取得了长足进展,经济学已经成为在中国经济社会持续发展中具有重要影响力的“显学”(高帆,2012)¹²,这一点也得到了很多国外著名学者的认可¹³。中国的改革实践对经济学进步的推动主要体现在两个方面:第一,中国的改革发展出现了很多现有理论无法解释的现象,随着中国经济地位的提升,对这些现象的研究会越来越重要(林毅夫,2012)¹⁴,经济转型期的社会

¹² 高帆,“引入与再造:经济理论在中国的百年嬗变历程”,《经济学家》,2012 年第 4 期,第 5—14 页。

¹³ 诺贝尔经济学奖评委会委员、斯德哥尔摩大学国际经济研究所约翰·哈斯勒教授 2012 年到访复旦大学时积极评价了中国经济学研究领域的成绩,数度来中国讲学交流,他亲身感受到了中国经济学研究的进步非常快。

¹⁴ 林毅夫,《本体与常无:经济学方法论对话》,北京大学出版社,2012 年。

经济问题给中国的研究者提供了大量的素材。第二，在经济改革的进程中，中国经济与国际经济不断融合，也推动了中国经济学研究与国外研究的交流日趋活跃。经济改革的实践为经济学研究提供了良好的外部条件，但从经济学研究内部来讲，规范化、国际化的研究思路 and 评价机制对保证中国经济学研究不断进步同样重要。改革开放以来，国内经济学研究在内容上不断拓展，研究方法上日益丰富。同时，为了构建规范化的学术研究环境也逐步实行了一些制度规范，其中具有代表性的就是实行匿名审稿制度。从2000年以来，国内学术期刊纷纷实施双向匿名评审制度（彭爽，2011），但对于该项制度的作用仍存在一些争论。本文正是基于此，抓住中国转型时期经济学期刊实行匿名审稿制度的差异性，来研究该项制度对中国经济学进步的作用。同中国经济发展的差异性类似，经济学研究的差异性同样明显，并通过期刊质量反映出来。2003年以来每年都有不同的期刊宣布实行匿名审稿制度，同时以影响因子、总被引次数、平均引文率等指标度量的期刊质量可以被作为衡量学术研究进步的重要变量。因此，匿名审稿制为我们检验规范化的学术评价方式对学术进步的作用提供了良好的素材，这有利于启发我们通过制度变革来推动中国经济学研究的进步。

（二）理论假说

学术成果评价的中立性一直是学术评价的重要准则，而匿名审稿制度被认为是实现这一原则的重要制度保障，匿名性作为一个重要指标甚至被当成公理来衡量知识的影响力（Palacios-Huerta and Volij, 2004）。匿名审稿制度对期刊质量提高和学术进步的作用主要通过以下途径实现。第一，现代学科体系和学术分工越来越细化，学科前沿和研究工具不断更新，仅仅依赖于传统的三审制¹⁵下责任编辑和主编的专业知识，已经不能适应新时期学术发展的需要，编辑人员和少量专家学者不可能涉猎那么多领域（兰甲云，2009）¹⁶。依赖于少数编辑和专家可能导致审稿误差，当编辑对文章的理解和判断存在较大偏差时，期刊的投稿量会很低，发表的文章质量也不高（Besancenot *et al.*, 2012）。在匿名审稿制下，庞大的匿名审稿专家队伍可以弥补编辑部成员在专业知识和信息方面的缺陷，可以确保期刊选择高学术质量的文章。对文章本身而言，由于匿名审稿专家本身就对该领域有着深入研究，经过同行专家的把关和反复修改后的文章质量有所提高（Hamenmesh, 1994），审稿人的意见能够提升论文发表后的引用率（Laband, 1990）。第二，匿名审稿制度对投稿者可以起到有效的筛选作用。实行匿名审稿会延长审稿周期，增加投稿者的

¹⁵ 主要指编辑部内部审稿，即责任编辑初审，主编复审和终审。

¹⁶ 兰甲云，“论责任编辑在专家匿名审稿制中的主导作用”，《湖南大学学报（社会科学版）》，2009年第4期，第126—128页。

等待时间,这会降低那些想要快速发表的作者的投稿动机。而优秀期刊发表的很多文章都要结合审稿意见经过反复修改和长期等待后才能发表(Ellison, 2002),急于求成的研究成果质量难以保证,这样匿名审稿就会间接地筛选出高质量的投稿者。特别是对于高水平的综合类期刊,面临投稿量大、审稿资源稀缺等问题,对来稿征收审稿费并进行较复杂的审稿程序可以提高劣质稿件的机会成本,减少低质量投稿的同时提高审稿效率(Azar, 2005)。第三,匿名审稿制度在匿名评审下可以更加公平客观地反映文章的学术价值,避免传统的关系稿、人情稿。在匿名审稿制下,审稿专家的意见对文章的发表与否有着重要作用,通过人情关系进入审稿程序的文章通不过匿名审稿专家评审时,编辑部也不能随意发表,这一方面形成了对编辑部的约束,另一方面也减轻了编辑部的人情压力和负担。当审稿人不知道作者信息时,审稿人更多地会从文章的学术贡献角度来考虑,对文章也更加挑剔,低质稿件被接受的可能性也会越小(Blank, 1991)。第四,从学术进步的角度来看,匿名审稿制度通过评审专家和作者的互动加强了该领域同行专家间的学术交流与学术批评,而与高质量期刊上同行的学术交流是匿名审稿人参加论文评审的重要动机(Engers and Gans, 1998),匿名审稿为专业领域内的研究者提供了一个了解研究前沿和学术交流的平台。鉴于匿名审稿制度的积极作用,就中国的经济管理类期刊而言,实行匿名审稿制度会从多个方面促进中国经济学的学术进步。因此,我们提出:

假说一:匿名审稿制度能够推动学术进步,提高期刊质量。

基于前文的讨论,匿名审稿制度所提供的同行间的学术交流和学术批评机制会促进学术进步,可以通过多个途径来提高期刊发表的文章质量,公平地筛选出高质量的学术研究成果,推动学术期刊的规范化和整体水平提升。但这些作用的良好发挥建立在该项制度被真正执行的条件下,有鉴于中国经济管理类期刊引入匿名审稿制度的时间有限,各项条件不完全具备,现实中存在很多只声称实行该制度但并未严格落实的情况。也即,在执行匿名审稿制度的过程中,一些匿名审稿期刊能够严格执行,而另一些则执行得并不严格,而从客观效果来看,这可能会影响到其效果。因此,有必要对二者进行区分。在本文中,我们将所有声称实行了匿名审稿制度的期刊称为“名义匿名审稿期刊”,将那些真正严格执行了匿名审稿制度的期刊称为“事实匿名审稿期刊”。

匿名审稿制度的实施受到很多因素的影响,其中高水平的匿名审稿人、期刊经费和投稿量等均是重要因素。但是从中国现阶段经济学研究的现状来看,这些条件很难同时达到。第一,匿名审稿制度的关键在于选择合适的匿名审稿人,高水平的匿名审稿人仍然是比较稀缺的。在现实中,受期刊经费和审稿专家不足等因素影响,很多期刊只是声称实行了该项制度,并未真正付诸实施,只要付费即可发表的现象也会出现(Frey, 2003)。因此,匿名审

稿制度对学术进步的作用受到该项制度实行现状的影响，不能一概而论。第二，办刊经费的问题。期刊改制以后，各个杂志社的办刊经费均受到限制，而聘请高水平的审稿人需要支付报酬，现实中部分期刊会通过少量审稿费用、颁发证书或者年底感谢等形式感谢匿名审稿人，但这远不能弥补高水平审稿人的机会成本，导致部分审稿人的激励不足，经费所限难以保证匿名审稿制度的真正执行。第三，期刊实行匿名审稿时审稿周期会变长，审稿人会更加挑剔，作者需要对文章的修改也越多。如果期刊只是声称而并未真正实行该项制度，那么通过匿名审稿人的意见和作者反复修改来提高文章质量的作用机制就难以实现，期刊质量的提高同样受限。这样我们就有理由相信真正严格实行匿名审稿的期刊受到的提升作用要高于只是名义上声称实行该项制度的期刊。如果存在匿名审稿制度的执行缺失，那么匿名审稿制度的作用就会被削弱。第四，匿名审稿制对期刊质量的提高作用应该存在一定的时滞效应，也就是说伴随期刊实行该项制度的时间变长，匿名审稿对期刊质量提高的程度也在不断变化。任何一个期刊品牌的建立都非一朝一夕之功，只有那些长期保持良好声誉的期刊才能吸引高水平的稿源，推动期刊质量的提升。在一个期刊实行匿名审稿制度的初期，人们往往处于观望状态，优秀的作者、稿源、审稿人等往往不能被期刊迅速聚集起来，但是如果期刊真正实行了匿名审稿，它会在长期形成良好的声誉和品牌效应，积累起优质的作者群、稿源和审稿专家团队，期刊质量受该项制度的影响程度也会不断增大，同时高于那些执行的并不严格的名义匿名审稿期刊。因此，我们提出：

假说二：事实匿名审稿制度对期刊质量提高的作用要大于名义匿名审稿制度，并且匿名审稿制度对期刊质量的作用随着执行时间的延长而增强。

三、数据介绍和描述性统计

本文的研究重点在于就匿名审稿制度对中国经济学学术进步的作用进行实证考察，匿名审稿制度作为一种外在的制度选择，它在哪些方面能够推动学术进步是本文关心的重点。我们以期刊质量来反映学术进步，选取了以下五个核心指标作为被解释变量来衡量期刊水平，数据来源于维普资讯网中国科技期刊评价报告中经济管理类的期刊样本¹⁷。

（一）学术进步的度量指标：被解释变量

（1）影响因子。在学术研究领域，研究成果被他人广泛的引用是对研究者贡献的肯定（Moed，2005）。影响因子（impact factor）是一个国际上通行的期

¹⁷ 经济管理类期刊主要包括经济学、世界各国经济概况、经济史、经济地理、经济计划与管理、农业经济、工业经济、信息产业经济、交通运输经济、旅游经济、邮电经济、贸易经济、财政、金融。

刊评价指标,其以文章的被引次数为基础,将期刊前两年发表的论文在统计当年的被引用总次数除以该期刊在前两年内发表的论文总数,用以反映近年该期刊的学术影响力及近期在科学发展和文献交流中所起的作用。因而,我们采用这一指标评价学术进步。本文有关中文经济管理类期刊影响因子的数据来源于维普资讯中文科技期刊评级报告。

(2) 总被引频次。影响因子可以反映较短时期内学术期刊的水平,但真正的学术研究应该在较长的时间内保持影响。总被引频次(cited times)指期刊自创刊以来所登载的全部论文在统计当年被引用的总次数,可以显示该期刊被使用和受重视的程度,及在学术交流中的作用和地位,采用累计加总的方式,计算期刊总体上的影响程度。总被引频次一方面受期刊发文量的影响,在文章质量一定的情况下,期刊发文量越多,被引用的概率也就越大。另一方面,期刊的办刊历史也会影响总被引频次,在其他条件不变时,期刊时间越长,文献存量也就越多,累计的被引次数也就越多。

(3) 平均引文率。任何学术研究都建立在前人研究的基础上,引用别人的成果是对他人劳动的肯定和尊重,还可以很得体地表明自己的创新所在,使自己的研究在学术文献中有一个定位点(杨昌勇,2002)¹⁸。平均引文率度量了在给定的时间内,期刊篇均参考文献量,用以测度期刊的平均引文水平,考察期刊吸收信息的能力以及科学交流程度的高低。

(4) 被引半衰期。被引半衰期(cited half-life)的计算首先确定被引期刊的年龄基准,从当前年度向前推算引用数占截至当前年度被引用期刊的总引用数 50% 的年数,即从确定的期刊年龄基准到向前推算,在这个时间跨度 N 内的该期刊的被引用数占该期刊自创办起至今的总引用数的一半, N 就是半衰期。被引半衰期较好地衡量了期刊老化的程度,该指标越小,说明期刊的更新速度越快,越容易被接受。

(5) 立即指数。立即指数(immediacy index)指用某一年中期刊发表的文章被引用的次数除以当年该期刊发表文章的总数,可测度期刊论文被利用的速度以及期刊对学科发展过程中新的科学问题的快速反应程度,衡量了期刊对前沿的理论和现实问题的反应速度。一般来讲,高水平的期刊立即指数比较高。但学术期刊立即指数低也是正常的(王军,2010),高质量的学术论文需要较长时间的写作,不同于“应景”的速成文章,存在研究上的时滞,在匿名审稿制度实行后发表周期也会变长,所以发表后在当年就得到引用的困难也比较大。

(二) 匿名审稿: 核心解释变量

匿名审稿制度是本文关心的重点,匿名审稿作为学术研究规范化的重要

¹⁸ 杨昌勇,“学术论著注释和索引的规范与功能”,《中国社会科学》,2002 年第 2 期,第 194—204 页。

体现，从2000年以来，国内学术期刊纷纷实施双向匿名评审制度（彭爽，2011），但鉴于中国经济学研究的现实和匿名审稿制度实施的严格条件，我们认为单纯以期刊自己公布的匿名审稿信息还不足以准确反映中国经济管理类期刊实行匿名审稿制度的实际状况。基于此，我们区分了名义匿名审稿和事实匿名审稿两种指标，以下就这两种匿名审稿指标做详细说明。

名义匿名审稿指标(anonymous)：我们的样本共包括366种经济管理类期刊，匿名审稿指标来源于该期刊的征稿启事通告¹⁹，以该期刊的征稿启事为依据，在我们的样本范围内（2003—2012），该期刊的征稿启事中最早声明实行匿名审稿制度的那一年开始我们认为该期刊实行了名义匿名审稿制。考虑到部分期刊实行匿名审稿制度的时间在年中，因此，我们采取了如下数据处理方式：如果刊登包含匿名审稿声明的征稿启事出现在上半年（1—6月），那么匿名审稿制就从当年开始算起，如果出现在下半年（7—12月），匿名审稿制则从下一年开始算起。数据根据各期刊的纸质版、中国知网（CNKI）上各期刊电子版以及官方网站手工整理获得。

事实匿名审稿指标(defactthanks)：虽然很多期刊声称实行了匿名审稿制度，但是鉴于该项制度在中国经济学学术研究中采用的现实情况，我们还整理了以事实为依据的匿名审稿指标。按照匿名审稿制度的要求，如果期刊严格采用了这一制度，匿名评审人会对作者提供一定的审稿意见，而文章一旦发表，作者也会对匿名审稿人的建议表示感谢。正是基于这一事实，我们对已经声称采用匿名审稿制度的期刊进行排查，如果在期刊声称开始实行匿名审稿制度的那一年²⁰的文章中，出现了作者对匿名审稿人的感谢，就认为该期刊确实实行了匿名审稿制，否则便认为该期刊并未真正实行匿名审稿制。

（三）期刊特征：控制变量

除了我们想要重点考察的匿名审稿制度，其他的一些因素也会对期刊质量造成影响。影响因子和总被引频次都受到期刊发文量的影响，创刊年份越早的期刊累计发文量也就越大，总被引频次也就越高。同时，创刊时间越早，期刊越容易吸引高质量的投稿，获得较多的读者，世界顶级的经济学期刊AER、QJE、JPE的创刊时间均已超过100年，引用率很高的非商业经济学期刊80%是在1933年前创刊的，90%则是在1945年前创刊的（Bergstrom，2001）。从国内期刊来看，经济学的领队期刊之一《经济研究》的创刊时间也已近60年，创刊时间对期刊质量有着一定作用（Alexander and Mabry，

¹⁹ 征稿启事有撰稿须知、来稿须知、敬告作者、投稿指南、投稿须知、声明等多种形式，在这里我们统一称为征稿启事。

²⁰ 比如，某期刊在2003年3月份的征稿启事中声明开始实行匿名审稿，如果在2004年3月份之前一年内刊登的所有文章中，出现了作者对匿名审稿人的感谢类的话语，我们认为该期刊确实实行了匿名审稿且与声明一致。

1994)。创刊时间越长,期刊更有机会去学习好的办刊经验,实行规范的制度,但也有个别期刊从创刊开始就严格按照国际学术规范执行,站在较高的起点上,虽然创刊时间较短,但期刊质量仍然很高,《经济学》(季刊)就是很好的例子。

文章篇幅²¹也会影响期刊质量,期刊发表的文章篇幅越长,作者在文章中下的工夫也就越大,包含在文章中的信息量和学术贡献也越多,论证更为详细准确,文章质量更高。在期刊总页数一定的情况下,好的期刊便会走上“少而精”的精品化道路,《世界经济》期刊质量的快速提高为此提供了经验证据(王军,2010)。在期刊版面不变时,文章篇幅增加会减少每期的载文数,间接地延长文章的发表周期,在学术市场竞争加剧的条件下,漫长的发表周期需要作者等待的时间已经成为学者们在投稿时考虑的重要因素(Ellison, 2002)。但在实证研究中,我们很难统计出文章的发表周期,而刊物的出版周期会直接影响文章的发表周期,同等水平下的刊物,出版周期越长,文章从被编辑部录用到真正发表出来所需的排队时间也越长。为此,我们区分了不同刊物的出版周期,其中包括旬刊、半月刊、月刊、双月刊、季刊五大类。²²以刊物的出版周期为控制变量,以此来考察文章发表周期对期刊质量的影响。

从中国社会科学期刊发展的现实出发,本文还控制了期刊是否为 CSSCI (中文社会科学引文索引)期刊, CSSCI 是中国学术界人文社会科学主要文献信息查询和文献研究的重要工具,得到了众多高校、科研机构 and 学术研究者的普遍认同与较高评价(刘晋飞, 2011)²³, 其中的期刊更有可能被研究者参考,从而在影响因子、被引次数等指标上表现得更好。表 1 是各项指标的描述性统计结果。

表 1 主要变量描述性统计

名称	含义	均值	最大值	最小值	标准差
impactfactor	影响因子	0.283	6.78	0	0.48
citedtimes	被引次数	364.62	15762	0	783.6
imminindex	立即指数	0.423	0.98	0	0.068
citedhalflife	被引半衰期	3.517	8.4	1.34	1.01
avecitationrate	平均引文率	4.01	43.01	0	6.258
anonymous	匿名审稿	0.109	1	0	0.312

²¹ 本文中的文章篇幅指标,我们从知网(CNKI)数据库中逐年查询该期刊的页码,剔除了声明、会议综述、述评和目录等信息所占页码,以当年期刊总页码除以当年该期刊的发文章得到平均每篇文章的页码数,其中发文章指标来源于维普资讯中文科技期刊评价报告。总页码=出版周期×每期文章页码总数。

²² 对于不同出版周期的期刊,我们赋予不同的数值,旬刊为 10 天,半月刊 15 天,月刊 30 天,双月刊 60 天,季刊 90 天。

²³ 刘晋飞,“‘高等教育研究’的学术影响力分析——基于 CSSCI(2000—2010 年)的数据”,《高等教育研究》,2011 年第 2 期,第 66—73 页。

(续表)

名称	含义	均值	最大值	最小值	标准差
defectthanks	事实法匿名审稿	0.041	1	0	0.199
journallifes	期刊年龄	27.05	62	7	9.95
perpage	文章篇幅	4.171	25.28	0.12	2.62
cssci	cssci 期刊	0.209	1	0	0.407
pubtimes	发表周期	38.91	90	7	17.96

四、计量模型和识别方法

为了识别匿名审稿制对期刊质量的作用,可以通过比较期刊在未采用匿名审稿制和采用了匿名审稿制以后这两个时期内期刊质量的差异,以此来检验该项制度对学术进步的作用。但这种单差法得出的结论可能是不准确的。对于不同的期刊而言,在实行匿名审稿制度前期刊质量就存在差异,单差法并没有考虑这种差异。另外,学术研究和期刊出版领域的其他因素也会对期刊质量造成影响。其中包括学术研究市场的竞争环境,中国经济学期刊内部的竞争等,这些因素无疑也会对期刊的整体水平产生影响。但从我们的样本来看,2003—2012 年间,在样本 366 种期刊中,有 55 种期刊实行了匿名审稿制度,这为我们提供了一个良好的自然实验,来采用双重差分方法(Difference in Difference)。具体来说,在我们的样本中,有 55 种期刊声称采用了匿名审稿制,29 种期刊在事实上确实采用了匿名审稿制,这些期刊便构成了处理组,其余没有采用匿名审稿的期刊自然就是对照组。同时,在我们的数据结构中,期刊开始实行匿名审稿制度的年份存在差异,根据期刊实行名义匿名审稿的时间,我们设置 anonymous 变量,通过构造以下双向固定效应计量模型来检验名义匿名审稿制对学术进步的净效应:

$$Academicpro_{it} = \beta_0 + \beta_1 anonymous_{it} + \sum_j \beta_j \times Control + \gamma_t + \mu_i + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中,被解释变量为学术进步,我们用期刊质量 Academicpro 表示;下标 i 和 t 分别表示第 i 个期刊和第 t 年, γ_t 代表时间固定效应, μ_i 代表期刊个体固定效应。Control 为其他控制变量,包括期刊年龄、文章篇幅、是否为 CSSCI 期刊等。在上述模型中,我们着重关心 β_1 的系数,其代表了名义匿名审稿制度对于期刊学术指标的净影响。

对于事实匿名审稿期刊,我们设置 defectthanks 变量,做法同名义匿名审稿相同,构造以下计量模型来检验事实匿名审稿制对学术进步的净效应:

$$Academicpro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 defectthanks_{it} + \sum_j \alpha_j \times Control + \gamma_t + \mu_i + \epsilon_{it}. \quad (2)$$

对于模型(1)和(2), β_1 和 α_1 的估计值是我们关心的重点, 它们分别度量了名义匿名审稿制度和事实匿名审稿制度对于期刊质量的净影响。如果匿名审稿真正推动了期刊质量的提高, 那么 β_1 和 α_1 的系数应该显著为正。

五、计量结果与实证分析

(一) 基于“名义”匿名审稿制的回归结果

我们首先根据期刊自己声称的匿名审稿信息来检验该项制度对期刊质量的影响。采用不同的期刊质量衡量标准, 表 2 给出了名义匿名审稿制对期刊质量影响的初步结果。

表 2 名义匿名审稿制对期刊质量的作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
anonymous	0.156 *** (5.343)	346.255 *** (2.725)	5.041 *** (8.044)	0.089 (0.908)	0.004 (0.401)
常数项	0.158 *** (18.089)	84.948 *** (3.251)	1.675 *** (11.608)	2.070 *** (34.609)	0.030 *** (16.004)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 561	3 578	3 578	2 064 ²⁴	3 578
R ²	0.303	0.259	0.347	0.729	0.147

注: (1) 括号中为 t 值, 采用期刊变量的聚类稳健标准误计算; (2) *** 代表 1% 的水平上显著, ** 代表 5% 的水平上显著, * 代表 10% 的水平上显著。

表 2 的结果表明, 匿名审稿制度对期刊质量的影响因子、总被引次数和平均引文率的提高起到了显著的推动作用。匿名审稿制度的实行可以提高期刊的立即指数, 但这一效应在统计上并不显著。一方面, 立即指数的高低并不能准确反映期刊的实际水平, 高质量的学术论文需要较长时间的写作, 存在研究上的时滞, 发表后在当年就得到引用的困难也比较大。另一方面, 匿名审稿制度发挥作用也有一定的时滞, 当更多的期刊采用这一制度时, 审稿的周期就会变长, 以立即指数这样的当期指标来衡量期刊质量便存在一定偏差。在我们的样本范围内, 期刊被引半衰期并没有受到匿名审稿制度的明显影响, 这可能是因为匿名审稿制度发挥作用的滞后效应导致的。表 3 报告了匿名审稿制度的作用在考虑了其他因素外发生的变化。

²⁴ 在我们的样本数据中, 被引半衰期指标的缺失较多, 以该指标为被解释变量的回归中样本大量减少, 在后文的回归中, 也同样如此。

表 3 名义匿名审稿制度对期刊质量的作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
anonymous	0.125 *** (4.205)	319.220 ** (2.439)	4.227 *** (7.903)	0.038 (0.412)	0.001 (0.121)
perpage	0.019 *** (3.586)	20.302 * (1.720)	0.531 *** (4.742)	0.049 *** (3.948)	0.002 ** (2.042)
cssci	0.089 *** (3.632)	-11.172 (-0.200)	1.464 *** (2.746)	0.139 (1.299)	0.010 (1.423)
pubtimes	0.001 (1.263)	-2.483 (-0.760)	0.041 ** (2.157)	0.012 *** (2.705)	-0.000 (-0.292)
journallifes	0.060 (1.342)	359.528 *** (3.309)	6.253 *** (6.519)	0.850 *** (8.068)	0.071 *** (10.786)
常数项	-1.568 (-1.289)	-9.6e+03 *** (-3.242)	-170.543 *** (-6.550)	-23.155 *** (-7.726)	-1.885 *** (-10.346)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	3560	3577	3577	2064	3577
R ²	0.338	0.264	0.403	0.738	0.153

注：(1) 括号中为 t 值，采用期刊变量的聚类稳健标准误计算；(2) *** 代表 1% 的水平上显著，** 代表 5% 的水平上显著，* 代表 10% 的水平上显著。

表 3 的结果表明，即使在控制了文章篇幅、期刊年龄和是否为 CSSCI 期刊等因素外，基于双重差分模型的匿名审稿制度对期刊质量的提高仍然具有明显作用。从不同的期刊质量度量指标的结果来看，文章篇幅越长包含的信息越丰富，文章质量也就越高。期刊年龄对期刊质量的作用也比较明显。发表周期的作用主要体现在对平均引文率和被引半衰期上，这印证了前述有关匿名审稿制度推动期刊质量提高的途径，表明匿名审稿制度下较长的审稿周期和审稿人更加挑剔的修改意见，可以增强作者对相关研究的理解，完善文章信息。CSSCI(中文社会科学引文索引)是我国学术界内人文社会科学主要文献信息查询和文献研究的重要工具，得到了众多学术研究者的普遍认同和较高评价(刘晋飞，2011)，表 3 的回归结果也验证了 CSSCI 中的期刊在影响因子和平均引文率上的良好表现。

(二) 事实法的匿名审稿制度回归结果

从期刊自己声称的匿名审稿制度出发，运用双向固定效应模型并控制了其他因素后，该项制度确实推动了期刊质量的提高。但基于中国经济学发展的现实状况，我们认为从期刊的征稿启事中获取的匿名审稿信息并不能准确地反映我国经济管理类期刊实行该项制度的真实状况，为此我们基于事实整

理了“真实”的匿名审稿制度²⁵指标,来进一步检验匿名审稿制度的作用。表 4 和表 5 分别报告了事实法的回归结果。

表 4 事实法的匿名审稿制度对期刊质量的作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
defactthanks	0.248 *** (5.643)	587.772 *** (2.907)	5.108 *** (5.043)	0.169 * (1.710)	-0.010 (-0.701)
常数项	0.161 *** (18.681)	90.670 *** (3.559)	1.789 *** (11.951)	2.067 *** (34.575)	0.031 *** (17.302)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 559	3 576	3 576	2 062	3 576
R ²	0.318	0.273	0.325	0.730	0.147

注: (1) 括号中为 t 值, 采用期刊变量的聚类稳健标准误计算; (2) *** 代表 1% 的水平上显著, ** 代表 5% 的水平上显著, * 代表 10% 的水平上显著。

表 4 的结果显示, 事实匿名审稿制度对期刊质量提高的推动作用得到了加强, 其系数和显著程度均高于名义匿名审稿, 这表明真正实行了这一制度的期刊在影响因子、被引次数、被引半衰期和平均引文率上都表现得更好。而立即指数的系数正好验证了我们前文的解释, 当期刊严格实行匿名审稿制度时, 文章的审稿周期就会变长, 审稿专家和编辑的要求更加苛刻, 立即指数可能会降低。为了进一步识别匿名审稿的作用, 表 5 给出了在控制了其他因素后的回归结果。

表 5 事实法的匿名审稿制度对期刊质量的作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
defactthanks	0.196 *** (4.708)	561.969 *** (2.681)	3.628 *** (4.068)	0.046 (0.468)	-0.017 (-1.196)
perpage	0.017 *** (3.419)	14.234 (1.198)	0.534 *** (4.758)	0.048 *** (3.802)	0.002 ** (2.163)
cssci	0.081 *** (3.509)	-34.706 (-0.589)	1.412 ** (2.473)	0.138 (1.284)	0.011 (1.582)
pubtimes	0.001 (0.975)	-3.298 (-1.034)	0.038 * (1.955)	0.011 *** (2.697)	0.000 (0.026)
journallifes	0.047 (1.134)	317.022 *** (2.973)	6.389 *** (6.601)	0.848 *** (7.748)	0.074 *** (9.933)
常数项	-1.209 (-1.064)	-8.4e+03 *** (-2.883)	-173.970 *** (-6.625)	-23.074 *** (-7.394)	-1.976 *** (-9.561)

²⁵ 有关事实的匿名审稿指标, 在前文中的数据选取部分已经做了详细说明。

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3 558	3 575	3 575	2 062	3 575
<i>R</i> ²	0.347	0.277	0.380	0.738	0.156

注：(1) 括号中为 *t* 值，采用期刊变量的聚类稳健标准误计算；(2) *** 代表 1% 的水平上显著，** 代表 5% 的水平上显著，* 代表 10% 的水平上显著。

在加入了控制变量后，基于事实的匿名审稿制度对期刊质量仍具有显著的正向作用。从影响程度来看，事实匿名审稿制度的估计系数均大于名义匿名审稿制度，这也进一步验证了我们的假设，表明真正严格实行了匿名审稿制度的期刊质量更高。控制变量的作用在名义匿名审稿和事实匿名审稿下并无显著变化，文章篇幅对期刊质量的影响比较稳定，而期刊年龄除对影响因子的作用不明显外，对其他期刊质量度量指标的作用显著。

为了更直观地反映出匿名审稿制度对期刊质量提高的作用程度，我们计算了相对于平均水平而言，在不同度量指标下名义和事实的匿名审稿制度对期刊质量提高的百分比²⁶，结果如表 6 所示。

表 6 匿名审稿制度对期刊质量提高的百分比(相对于样本平均值)

	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
名义匿名审稿	44.17%	87.55%	105.41%	1.08%	0.24%
事实匿名审稿	69.28%	154.12%	90.47%	1.31%	-4.02%

通过表 6 我们可以看到，相对于样本期间平均水平，匿名审稿制度对期刊的总被引次数和平均引文率的作用最明显。但从影响因子、总被引次数和平均引文率三项指标来看，匿名审稿制度的作用可以使期刊质量提高 50% 以上，这个比例可能受我们的样本特征的影响。因为只有 15% 的期刊实行了这一制度，那么处在平均水平附近的期刊质量就会受匿名审稿制度的较大影响，使它的影响因子、总被引次数和平均引文率出现大幅提升。为此，我们只选取实行了匿名审稿制度的期刊计算它们的均值，计算对于实行了匿名审稿的期刊而言该项制度对期刊质量提高的百分比。

表 7 的结果证实了表 6 中因包含大量的对照组样本而使总体均值降低，从而高估了匿名审稿制度对期刊质量提高的百分比。但另一方面，我们希望看到处理组和对照组的期刊质量在平均水平上发生的变化，同时又要避免因包含大量的对照组样本而拉低总体均值的情况。一个可行的办法是以 2012 年当年的样本计算期刊质量的均值，因为在 2012 年，实行匿名审稿制度的期

²⁶ 这里我们令百分比 = 匿名审稿估计系数 / 期刊质量指标均值。

刊数目最多,可以尽可能反映出相对于平均水平匿名审稿制度对期刊质量提高的百分比,同时可以较好地避免因包含太多的对照组而使样本均值被过分拉低的情况,结果如表 8 所示。

表 7 匿名审稿制度对期刊质量提高的百分比(相对于处理组样本平均值)

	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
名义匿名审稿	13.43%	30.12%	33.45%	1.04%	-0.81%
事实匿名审稿	21.27%	52.61%	29.17%	1.65%	-13.82%

表 8 匿名审稿制度对期刊质量提高的百分比(相对于 2012 年样本平均值)

	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
名义匿名审稿	31.56%	47.63%	63.85%	0.96%	-47.62%
事实匿名审稿	50%	83.2%	55.69%	1.52%	-80.95%

从表 6、表 7 和表 8 的结果来看,相对于样本的平均水平,匿名审稿制度对期刊的影响因子、总被引次数和平均引文率有着较大的提升作用。但对于被引半衰期的作用比较弱,被引半衰期的计算需要选定期刊的年龄基准,计算时间跨度。在这个时间跨度内,实行匿名审稿制度的期刊数量和匿名审稿制度的时滞效应都会降低该项制度对期刊被引半衰期的作用。立即指数变化的百分比数据再次证明实行匿名审稿制度会延长审稿周期和发表周期,降低文章的立即指数,特别是 2012 年的样本数据更支持了这一结论。

(三) 匿名审稿制度的动态效应检验

上述的回归结果有利于说明匿名审稿制度对期刊质量提高的平均作用,但实行匿名审稿会延长审稿周期,也会增加编辑和匿名审稿人对文章的要求,发表的难度也会增加,在短期内会对期刊的稿源产生不利影响。而严格的匿名审稿制度下发表出来的文章质量也能得到保证,期刊的质量在长期会有所提高。如果期刊能够长期严格实行匿名审稿制度,它可以积累起良好的稿源和优质的匿名审稿专家资源,这样在长期来看期刊的质量会被不断提高,为了验证这一推测,检验匿名审稿制度的动态效应,本文将模型(1)和(2)变形如下:

$$\text{Academicpro}_{it} = \beta_0 + \sum_k \beta_k \text{anonymous}_{it}^k + \sum_j \beta_j \times \text{Control} + \gamma_t + \mu_i + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

$$\text{Academicpro}_{it} = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \text{defactthanks}_{it}^k + \sum_j \beta_j \times \text{Control} + \gamma_t + \mu_i + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

其中,变量 anonymous_{it}^k 和 $\text{defactthanks}_{it}^k$ 是期刊实行匿名审稿制后第 k 年的年度哑变量(其中, $k=1, 2, \dots, 9$)。例如,某期刊在 2004 年声称实行了匿名审稿制度,那么在 2005 年时 $k=1$, 变量 $\text{anonymous}_{it}^1=1$, 其余年份赋值为 0。 β_k

和 α_k 衡量了在期刊实行匿名审稿第 k 年后，该项制度对期刊质量提高的作用。同时还加入了控制变量，其中包括文章篇幅、是否为 CSSCI 期刊、期刊年龄、出版周期。区分了名义匿名审稿和事实匿名审稿后，采用双向固定效应模型对五种期刊质量的衡量指标分别进行了回归，结果如表 9 和表 10 所示。

表 9 名义匿名审稿对期刊质量的影响：动态效应检验

名义匿名 审稿制度	(1) 影响因子	(2) 总被引次数	(3) 平均引文率	(4) 被引半衰期	(5) 立即指数
anonymous ¹	0.106 *** (3.494)	173.055 ** (2.206)	3.165 *** (5.806)	-0.006 (-0.065)	-0.007 (-0.887)
anonymous ²	0.153 *** (4.736)	317.697 *** (2.937)	3.157 *** (6.181)	0.026 (0.282)	-0.016 (-1.433)
anonymous ³	0.134 *** (3.271)	408.062 *** (3.130)	3.455 *** (4.991)	0.114 (1.180)	-0.009 (-0.601)
anonymous ⁴	0.150 *** (3.108)	551.987 *** (3.239)	4.469 *** (5.539)	0.127 (1.202)	-0.011 (-1.117)
anonymous ⁵	0.181 *** (3.905)	647.571 *** (4.038)	4.425 *** (4.390)	0.123 (0.864)	-0.024 *** (-2.632)
anonymous ⁶	0.249 *** (4.246)	788.041 *** (4.363)	5.519 *** (5.196)	0.201 (1.615)	-0.029 ** (-2.409)
anonymous ⁷	0.422 *** (5.049)	1233.033 *** (3.840)	7.174 *** (5.664)	0.099 (0.623)	-0.033 * (-1.693)
anonymous ⁸	0.501 *** (4.099)	1390.373 *** (3.074)	7.789 *** (5.015)	-0.057 (-0.348)	-0.047 ** (-2.507)
anonymous ⁹	0.526 *** (5.768)	1733.667 *** (2.702)	8.046 *** (5.386)	0.020 (0.092)	-0.095 ** (-2.379)
perpage	0.014 *** (3.922)	3.750 (0.565)	0.477 *** (4.603)	0.047 *** (3.591)	0.003 *** (2.627)
cssci	0.061 ** (2.418)	-107.637 (-1.395)	1.067 ** (2.090)	0.134 (1.231)	0.015 ** (1.967)
pubtimes	0.001 (1.549)	-2.416 (-0.693)	0.042 ** (2.156)	0.011 *** (2.687)	-0.000 (-0.241)
journallifes	-0.004 (-0.146)	141.326 * (1.870)	5.521 *** (5.972)	0.830 *** (7.061)	0.082 *** (10.951)
常数项	0.182 (0.221)	-3.6e+03 * (-1.834)	-150.428 *** (-6.009)	-22.552 *** (-6.701)	-2.190 *** (-10.594)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	3560	3577	3577	2064	3577
R ²	0.409	0.362	0.425	0.739	0.178

注：(1) 括号中为 t 值，采用期刊变量的聚类稳健标准误计算；(2) *** 代表 1% 的水平上显著，** 代表 5% 的水平上显著，* 代表 10% 的水平上显著；(3) anonymous^{*i*} 代表实行名义匿名审稿的第 i 年。

表 10 事实匿名审稿对期刊质量的影响:动态效应检验

事实匿名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
审稿制度	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
defactthanks ¹	0.172 *** (3.609)	338.269 ** (2.044)	3.279 *** (3.327)	-0.022 (-0.209)	-0.023 (-1.310)
defactthanks ²	0.196 *** (2.964)	506.893 ** (2.053)	2.890 *** (3.114)	0.021 (0.209)	-0.020 (-1.122)
defactthanks ³	0.176 (1.648)	542.463 *** (3.505)	2.475 (1.413)	0.236 ** (2.195)	0.025 (0.798)
defactthanks ⁴	0.227 ** (2.204)	783.693 *** (3.313)	3.374 * (1.695)	0.296 *** (2.648)	-0.025 (-1.288)
defactthanks ⁵	0.380 *** (4.520)	891.786 *** (2.637)	4.171 (1.617)	0.342 *** (2.621)	-0.039 * (-1.778)
defactthanks ⁶	0.459 *** (3.590)	1227.759 *** (2.884)	6.512 ** (2.197)	0.379 ** (2.583)	-0.048 ** (-2.014)
defactthanks ⁷	0.757 *** (3.839)	2741.494 ** (2.009)	9.200 * (1.875)	0.405 (1.640)	0.048 (1.352)
defactthanks ⁸	0.901 *** (3.685)	3060.947 * (1.957)	11.538 ** (2.204)	0.283 (1.036)	-0.100 ** (-2.379)
defactthanks ⁹	0.769 *** (3.243)	4208.104 ** (2.070)	13.083 *** (3.694)	0.739 *** (2.771)	-0.273 ** (-2.399)
perpage	0.014 *** (3.096)	1.857 (0.179)	0.506 *** (4.324)	0.042 *** (3.293)	0.003 ** (2.516)
cssci	0.075 *** (3.229)	-66.840 (-1.029)	1.362 ** (2.463)	0.121 (1.142)	0.014 ** (1.980)
pubtimes	0.000 (0.658)	-4.208 (-1.347)	0.036 * (1.865)	0.011 *** (2.626)	0.000 (0.333)
journallifes	0.015 (0.404)	191.025 ** (2.064)	6.061 *** (6.084)	0.796 *** (7.075)	0.081 *** (10.356)
常数项	-0.320 (-0.315)	-4.9e+03 * (-1.960)	-164.941 *** (-6.089)	-21.522 *** (-6.685)	-2.157 *** (-9.997)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	3560	3577	3577	2064	3577
R ²	0.396	0.388	0.394	0.740	0.214

注: (1) 括号中为 t 值, 采用期刊变量的聚类稳健标准误计算; (2) *** 代表 1% 的水平上显著, ** 代表 5% 的水平上显著, * 代表 10% 的水平上显著; (3) defactthanks ^{i} 代表实行事实匿名审稿的第 i 年。

表 9 和表 10 的结果显示, 无论是名义匿名审稿还是事实匿名审稿, 都对期刊的影响因子、总被引次数和平均引文率有明显的提升作用。从匿名审稿的动态效应来看, 匿名审稿制度对期刊质量提升的幅度会随着期刊实行该项制度的时间增加, 这说明越早实行该项制度的期刊质量提升越高。事实匿名审稿制度对期刊质量提升的作用要大于名义匿名审稿制度, 在期刊真正实行匿名审稿制度的第 9 年该项制度对期刊影响因子的提升作用虽然有下降, 但

仍然高于名义匿名审稿的系数，这进一步表明真正实行了匿名审稿制度的期刊的质量提升效应要高于声称实行了该项制度但却没有很好地执行的期刊。为了直观地反映两种匿名审稿对期刊质量影响的程度，我们绘制了针对五种期刊质量指标的匿名审稿制度影响对比图，如图1至图5所示。

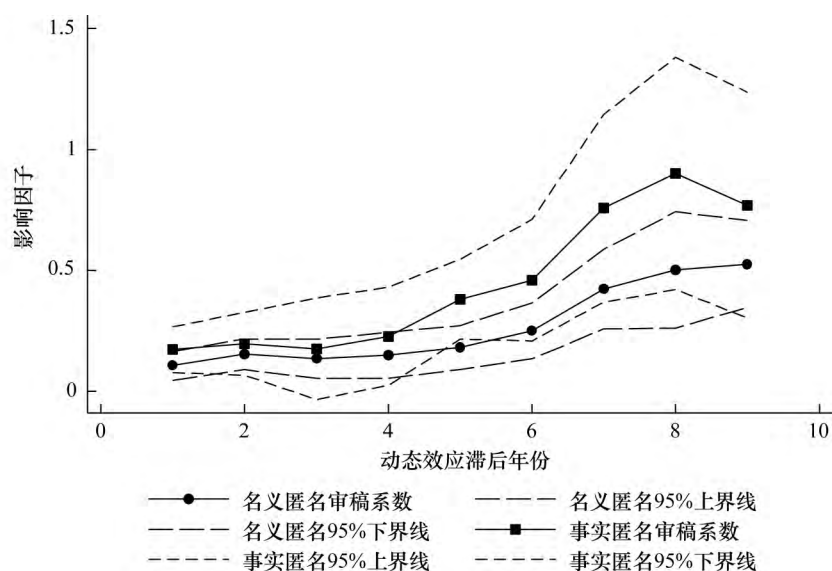


图1 名义匿名审稿与事实匿名审稿对期刊影响因子影响的动态效应对比

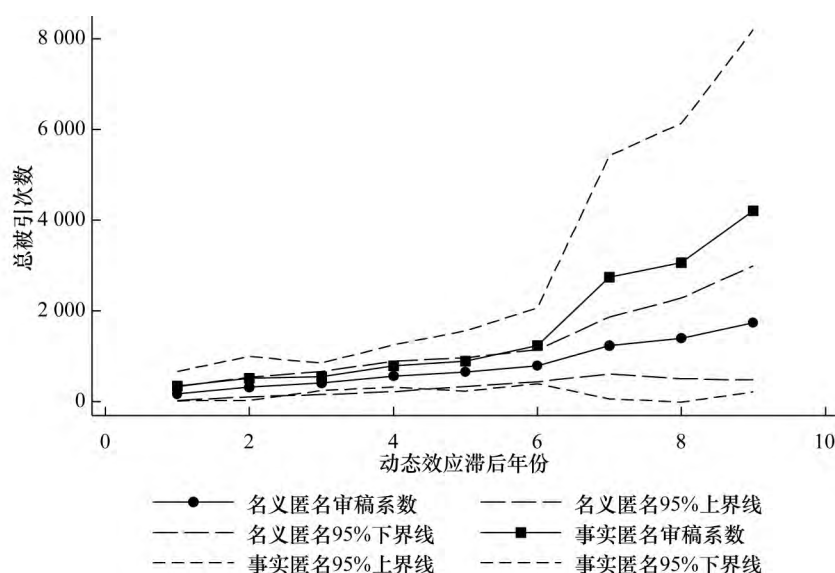


图2 名义匿名审稿与事实匿名审稿对期刊总被引次数影响的动态效应对比

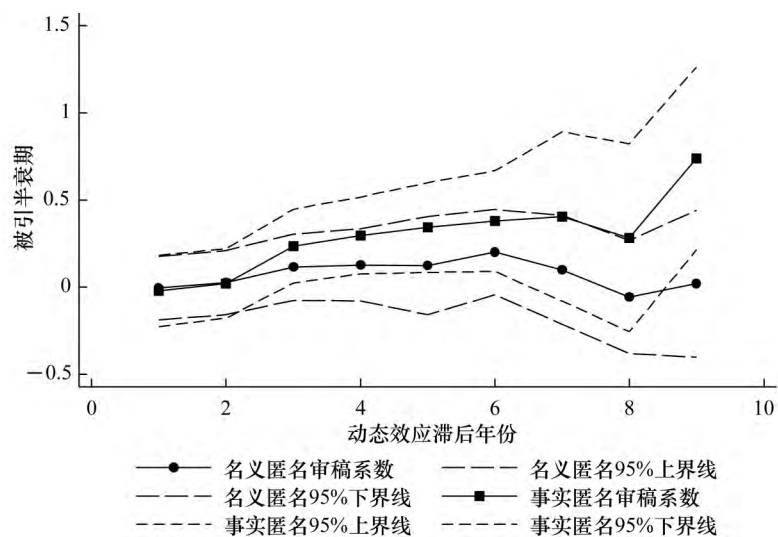
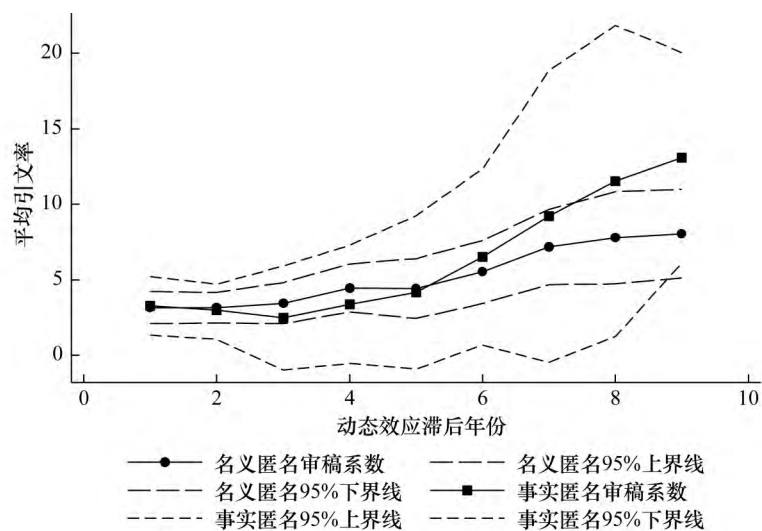


图 4 名义匿名审稿与事实匿名审稿对期刊被引半衰期的影响对比

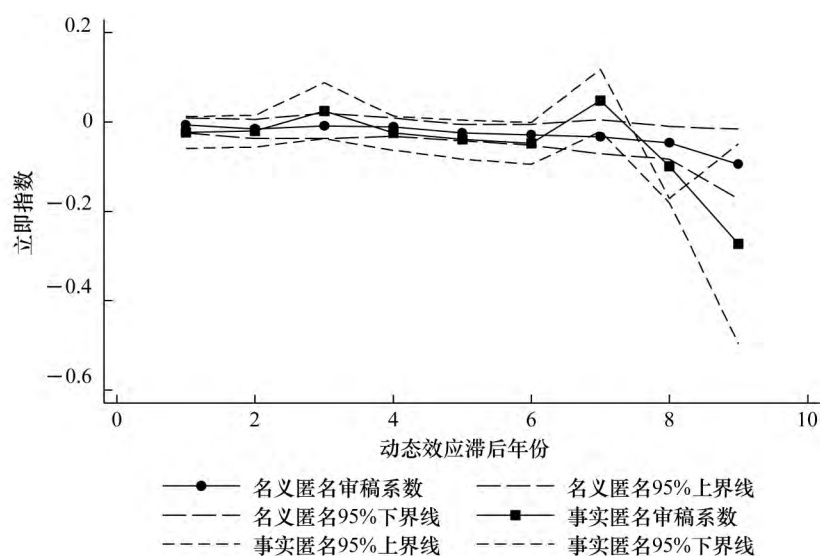


图 5 名义匿名审稿与事实匿名审稿对期刊立即指数的影响对比

六、稳健性检验

（一）平行趋势假设检验

本文采用了双重差分法来评估匿名审稿制度对期刊质量的影响，但是，双重差分方法有效的一个前提条件是，如果不存在匿名审稿制度的外部冲击，处理组和对照组期刊质量的发展趋势是平行的。为此，我们进行一系列的检验。

第一，我们根据以往文献中的做法，画出了处理组与对照组之间的对比图来说明改革前后的变化。由于在我们的样本中，各个期刊的改革时期不一致，很难将所有期刊同时描述在图形中，而在我们的样本中，2006 年是期刊进行匿名审稿制度改革较为集中的一年，这一年中，《世界经济文汇》《南开经济研究》《南方经济》等十多家期刊纷纷加入匿名审稿的队伍中来，所以我们选择 2006 年这个期刊实行匿名审稿制度相对集中的年份作为示例来说明。图 6 至图 11 集中描绘了实行匿名审稿期刊与未实行匿名审稿期刊在影响因子、总被引次数与平均引文率方面的差异。从各个图示中可以看出：第一，就各个指标来看，实行匿名审稿制度的期刊与未实行匿名审稿制度的期刊在 2006 年之前基本平行；第二，实行匿名审稿制度的期刊在 2006 年及以后各年，增幅明显变大，实行匿名审稿制度的期刊与未实行匿名审稿制度的期刊在各类指标方面都表现出更大的差异。这直观地表明，匿名审稿制度是起作用的。第三，未实行匿名审稿制度的期刊的发展趋势也是平稳上升的，匿名

审稿制度对非匿名审稿刊物质量并未产生显著性的负面影响。这可以帮助我们进一步理解匿名审稿制度的作用途径,根据这一结论,匿名审稿制度改革的主要影响途径是通过避免关系稿、与匿名审稿人的反复探讨等提高稿件质量,而非通过吸引非匿名审稿期刊的优秀稿源。

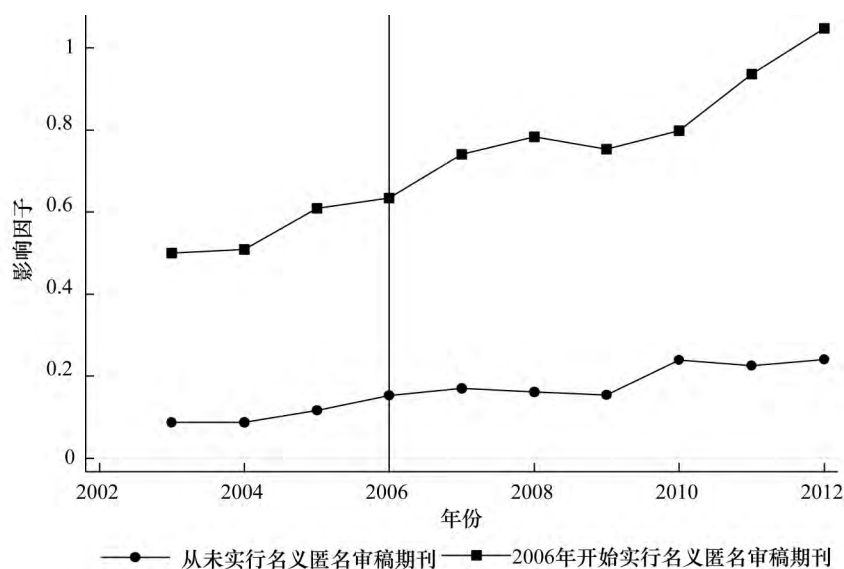


图 6 2006 年开始实行名义匿名审稿期刊与从未实行名义匿名审稿期刊影响因子趋势图

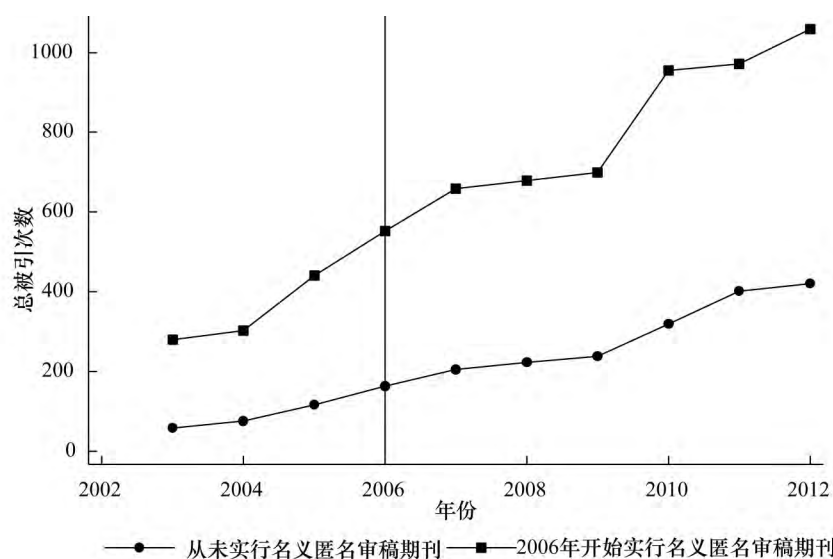


图 7 2006 年开始实行名义匿名审稿期刊与从未实行名义匿名审稿期刊总被引次数趋势图

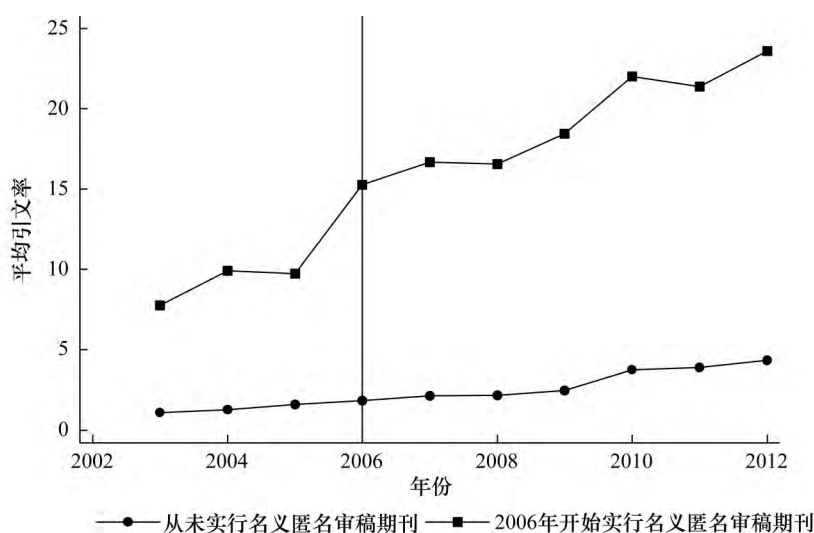


图8 2006年开始实行名义匿名审稿期刊与从未实行名义匿名审稿期刊平均引文率趋势图

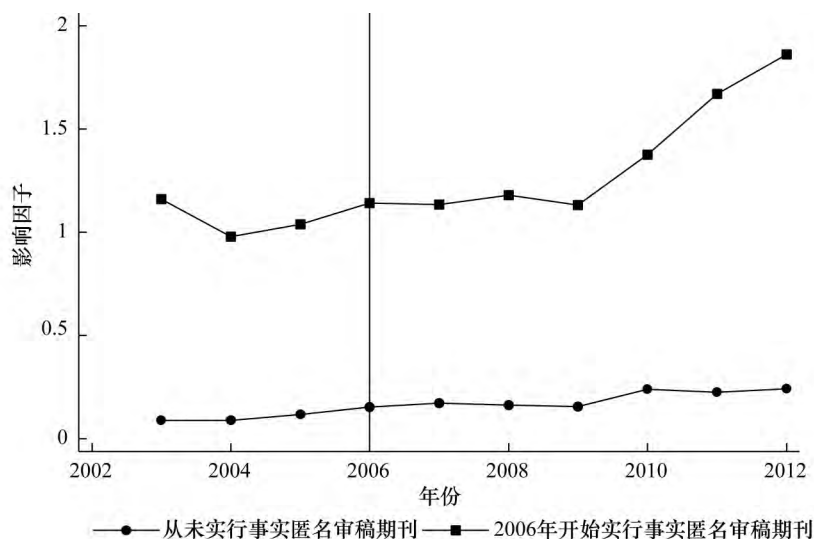


图9 2006年开始实行事实匿名审稿期刊与从未实行事实匿名审稿期刊影响因子趋势图

第二，为了验证平行趋势假设条件是否成立，我们将采用反事实法来检验上述假设。具体来说，就是通过构造假想的处理组和对照组，重新估计回归方程来判断前文中结果的稳健性，如果在假想的情况下，变量 $treated \times anonymous$ 的估计系数是不显著的，那就表明在期刊都没有实行匿名审稿制度时，处理组和对照组期刊质量的变动并不存在系统性差异，也间接验证了实行匿名审稿对期刊质量影响的稳健性。因此，我们拟通过构建反事实的方法来进行稳健性检验。

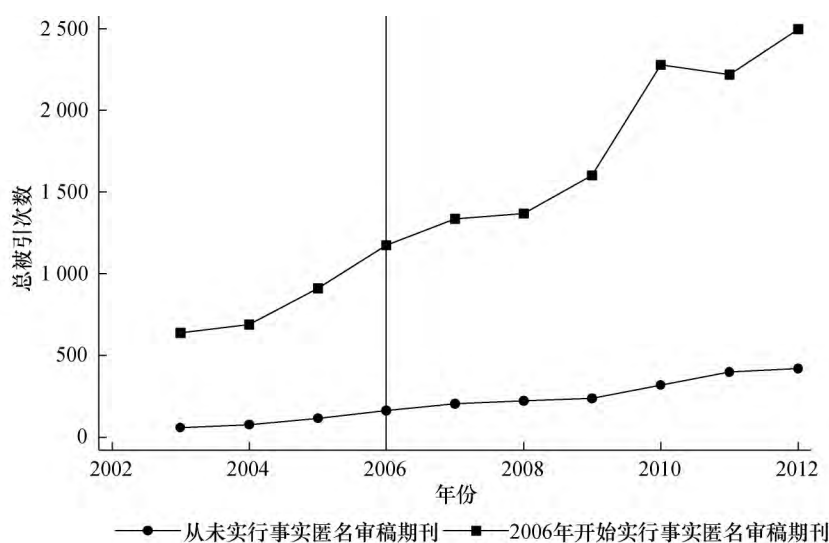


图 10 2006 年开始实行事实匿名审稿期刊与从未实行事实匿名审稿期刊总被引次数趋势图

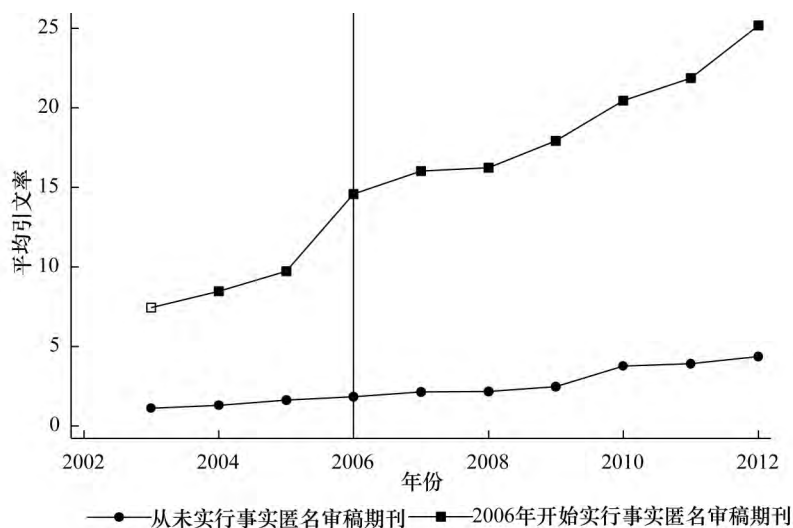


图 11 2006 年开始实行事实匿名审稿期刊与从未实行事实匿名审稿期刊平均引文率趋势图

首先,有鉴于中国的一些学术期刊主要由教育部主管,而教育部主管的期刊更偏向于学术性,一般来讲学术质量更高,更有可能实行匿名审稿制度。因此,我们试图通过教育部主管来构建反事实检验。我们以期刊是否为教育部主管为标准,构造了假想的处理组和对照组,如果该期刊为教育部主管,则为处理组 $treated=1$,反之则为对照组 $treated=0$,分别对名义匿名审稿和事实匿名审稿进行检验,如果交互项 $treated \times anonymous$ 并不显著,则从一个侧面支撑了本文的逻辑。

表 11 和表 12 罗列了假想教育部主管期刊均进行了匿名审稿制度的检验结果。可以发现，对于绝大部分指标，结果均显示变量 $treated \times anonymous$ 对影响因子的估计系数不显著。这表明除去期刊实行匿名审稿制度的差异，处理组期刊和对照组期刊的期刊质量的变动趋势并不存在系统性的差异，侧面证明我们之前的估计是比较稳健的。

表 11 名义匿名审稿制度对期刊质量的影响：反事实检验法

名义匿名审稿	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数	
treated	-0.011*	20.118**	1.585***	.	0.093***
	(-1.954)	(1.984)	(14.130)	.	(69.382)
anonymous	0.131***	369.594**	3.524***	-0.001	0.002
	(3.760)	(2.267)	(6.392)	(-0.010)	(0.175)
treated \times anonymous	-0.027	-233.720	3.262***	0.184	-0.004
	(-0.515)	(-1.283)	(2.785)	(0.946)	(-0.240)
perpage	0.019***	20.915*	0.522***	0.048***	0.002**
	(3.593)	(1.764)	(4.536)	(3.931)	(1.998)
cssci	0.088***	-17.784	1.556***	0.144	0.010
	(3.581)	(-0.309)	(2.887)	(1.343)	(1.414)
pubtimes	0.001	-2.374	0.040**	0.011***	-0.000
	(1.272)	(-0.720)	(2.088)	(2.687)	(-0.275)
journallives	0.060	362.398***	6.212***	0.846***	0.071***
	(1.348)	(3.323)	(6.389)	(8.115)	(10.656)
常数项	-1.578	-9.7e+03***	-169.462***	-23.009***	-1.891***
	(-1.296)	(-3.258)	(-6.413)	(-7.766)	(-10.245)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	3560	3577	3577	2064	3577
R ²	0.339	0.265	0.408	0.738	0.155

注：(1) 括号中为 t 值，采用期刊变量的聚类稳健标准误计算；(2) *** 代表 1% 的水平上显著，** 代表 5% 的水平上显著，* 代表 10% 的水平上显著；(3) 此处 treated 代表假想的教育部主管的期刊。

表 12 事实匿名审稿制度对期刊质量的影响：反事实检验法

事实匿名审稿	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数	
treated	-0.013**	13.820	1.503***	.	0.093***
	(-2.287)	(1.453)	(13.013)	.	(70.024)
defactthanks	0.219***	753.801**	2.769***	-0.055	-0.018
	(3.670)	(2.551)	(2.991)	(-0.470)	(-0.867)
treated \times defactthanks	-0.068	-574.125*	2.572	0.305*	0.003
	(-0.932)	(-1.844)	(1.374)	(1.747)	(0.146)
perpage	0.017***	13.848	0.535***	0.048***	0.002**
	(3.414)	(1.155)	(4.691)	(3.905)	(2.153)
cssci	0.078***	-57.995	1.516***	0.150	0.011
	(3.298)	(-0.913)	(2.637)	(1.403)	(1.642)

(续表)

事实匿名审稿	(1) 影响因子	(2) 总被引次数	(3) 平均引文率	(4) 被引半衰期	(5) 立即指数
pubtimes	0.001 (0.970)	-3.324 (-1.040)	0.038* (1.961)	0.012*** (2.695)	0.000 (0.020)
journallifes	0.047 (1.125)	313.301*** (2.921)	6.405*** (6.551)	0.851*** (7.856)	0.074*** (9.931)
常数项	-1.195 (-1.054)	-8.3e+03*** (-2.830)	-174.518*** (-6.576)	-23.163*** (-7.507)	-1.981*** (-9.588)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	3558	3575	3575	2062	3575
R ²	0.347	0.284	0.382	0.738	0.158

注：(1) 括号中为 t 值，采用期刊变量的聚类稳健标准误计算；(2) *** 代表 1% 的水平上显著，** 代表 5% 的水平上显著，* 代表 10% 的水平上显著；(3) 此处 treated 代表假想的教育部主管的期刊。

另外，考虑到所有期刊的差异性太大，缺乏可对比性，我们将样本范围缩小到 CSSCI 中的期刊，其中教育部主管的 CSSCI 期刊构成假想的处理组 $treated=1$ ，非教育部主管的 CSSCI 期刊构成假想的对照组 $treated=0$ ，再分别对名义匿名审稿和事实匿名审稿对期刊质量的作用进行检验。结果类似，这进一步验证了本文结论的稳健性。限于篇幅，此处不再报告。

为了进一步检验本文结论的稳健性，本文还采取了另一种反事实的处理。也即通过改变政策执行时间进行反事实检验。除了进行匿名审稿制度改革，一些其他政策或随机性因素也可能导致期刊质量产生差异，而这种差异与是否实行匿名审稿制度可能没有关联，最终导致前文的结论不成立。为了排除这类因素的影响，我们假想各个期刊实行匿名审稿制度的年份统一提前两年或三年，如果此时匿名审稿制度变量变得显著为正，则说明期刊质量的提高很可能来自其他政策变革或者随机性因素，而不是因为采纳了匿名审稿制度。如果此时匿名审稿制度并不显著为正，则说明期刊质量的提高来自匿名审稿制度的推行。各项检验表明，假想的匿名审稿制度推行时间并不显著为正，这从另一方面表明期刊质量的提高不是由其他因素导致的，而是来自匿名审稿制度的推行。限于篇幅，此处不再报告。

(二) 内生性与工具变量检验

为了克服潜在的内生性问题，本文进一步采用了工具变量方法对结果进行稳健性检验。一方面，受限于数据的可得性，本文可能存在遗漏变量，而一旦遗漏变量与误差项相关，将导致 OLS 的估计结果是有偏的。另一方面，在现实中，那些实行匿名审稿的期刊有可能就是那些质量较高的期刊，这些期刊的影响因子、被引次数等均较高，因而，可能存在反向的因果关系。为了解决匿名审稿制度和期刊质量间的内生性问题，本文通过构建名义匿名审

稿制度和事实匿名审稿制度的工具变量，采用二阶段最小二乘法(2SLS)对结果进行稳健性检验。一个好的工具变量应该和内生变量相关，但是和误差项不相关。本文选取本省当年实行匿名审稿制度的期刊数在全国的占比作为匿名审稿制度的工具变量，具体来讲，以期刊所在的省份为单位，计算当年该省实行名义匿名审稿和事实匿名审稿的期刊数，分别除以当年全国实行名义匿名审稿和事实匿名审稿的期刊总数，用该比例作为是否实行匿名审稿的工具变量。理论上，该省实行匿名审稿制度期刊占全国的比重与该省每一本期刊是否实行匿名审稿制度高度相关，但是这一占比并不能直接影响到每一本期刊自身的影响因子、总被引次数和平均引文率等。为了检验这一工具变量是否适当，我们做了如下检验：首先，本文在基础回归中加入该工具变量，发现当控制了其他变量后，该工具变量均不显著，名义匿名审稿制度和事实匿名审稿制度对期刊质量的作用也未发生明显变化，说明该工具变量对于期刊质量并无直接影响。其次，利用该工具变量采用两阶段最小二乘法，并对工具变量进行了相关检验后发现，工具变量的各项检验符合要求。观察表13、表14名义匿名审稿制度和事实匿名审稿制度对期刊质量的影响显著为正，而且，其系数变化不大。这进一步表明，原来担心的遗漏变量和双向因果所引起的内生性问题并不严重，本文的结论是稳健的。

表13 名义匿名审稿制度对期刊质量的影响：工具变量检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
anonymous	0.135 *** (6.838)	478.691 *** (8.487)	3.702 *** (9.744)	0.045 (0.600)	-0.005 (-0.975)
perpage	0.019 *** (10.706)	17.286 *** (3.468)	0.541 *** (16.102)	0.048 *** (5.622)	0.002 *** (3.938)
cssci	0.088 *** (6.298)	-21.642 (-0.546)	1.466 *** (5.492)	0.139 *** (2.651)	0.010 *** (2.728)
pubtimes	0.001 * (1.771)	-2.631 * (-1.670)	0.042 *** (3.932)	0.012 *** (4.037)	-0.000 (-0.164)
journallifes	0.058 (0.441)	329.996 (0.883)	6.349 ** (2.523)	0.848 * (1.857)	0.072 ** (1.991)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	3560	3577	3577	2050	3577
R ²	0.339	0.260	0.403	0.738	0.153
一阶段回归					
iv	1.849 *** (59.93)	1.850 *** (60.12)	1.850 *** (60.12)	1.757 *** (44.77)	1.850 *** (60.12)
Gragg-Donald Wald 检验 F 值	3591.891	3613.838	3613.838	2004.584	3613.838

注：(1) 括号中为 t 值；(2) *** 代表 1% 的水平上显著，** 代表 5% 的水平上显著，* 代表 10% 的水平上显著。

表 14 事实匿名审稿制度对期刊质量的影响:工具变量检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	影响因子	总被引次数	平均引文率	被引半衰期	立即指数
defactthanks	0.133 *** (5.727)	570.385 *** (8.649)	2.455 *** (5.358)	0.038 (0.448)	-0.038 *** (-5.869)
perpage	0.018 *** (10.347)	14.017 *** (2.792)	0.557 *** (15.982)	0.048 *** (5.388)	0.003 *** (5.323)
cssci	0.086 *** (6.162)	-35.164 (-0.894)	1.495 *** (5.472)	0.138 *** (2.621)	0.013 *** (3.318)
pubtimes	0.001 (1.512)	-3.322 ** (-2.126)	0.040 *** (3.705)	0.011 *** (3.988)	0.000 (0.290)
journallifes	0.058 (0.449)	315.534 (0.854)	6.590 ** (2.568)	0.850 * (1.859)	0.078 ** (2.152)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 560	3 577	3 577	2 050	3 577
R ²	0.344	0.277	0.379	0.738	0.152
一阶段回归					
iv	1.442 *** (69.88)	1.442 *** (70.08)	1.442 *** (70.08)	1.406 *** (53.37)	1.442 *** (70.08)
Gragg-Donald Wald 检验 F 值	4 884.404	4 911.363	4 911.363	2 848.787	4 911.363

注: (1) 括号中为 t 值; (2) *** 代表 1% 的水平上显著, ** 代表 5% 的水平上显著, * 代表 10% 的水平上显著。

七、结 语

中国经济学研究的进步,不仅能够彰显中国经济学界学术水平的不断提升,而且可以通过更为严谨规范的分析直接为中国经济的健康成长提供可靠的建议。而经济学研究的进步离不开经济学期刊的引导与支持。在中国经济研究实现研究对象本土化、研究成果的国际化、研究方法的规范化(林毅夫,1995)的过程中,匿名审稿制度的推行起到了重要作用。本文抓住中国经济类期刊实行匿名审稿制度的差异性这一特征,以转型时期中国经济管理类366种期刊为样本,通过双重差分法对匿名审稿制度的作用进行了系统评估。研究发现,该项制度确实有利于提高期刊质量,推动经济学学术的进步。相对于样本区间内期刊的平均值,名义匿名审稿制度使得期刊影响因子、总被引频次、平均引文率分别提高了44.17%、87.55%、105.41%,而采取事实匿名审稿的期刊在这三个方面的提高程度更大,分别提高了69.28%、154.12%、90.47%。而且,动态估计显示,匿名审稿制度的积极作用会随着

执行时间的延长而不断增强。这一结论在一系列稳健性检验后依然成立。从这个角度来看，进一步推动匿名审稿制度的普及，是推动中国经济学研究不断进步的重要保证。

就目前中国的经济学研究和经济学类期刊来看，本文的发现具有如下含义：第一，尽管自 2000 年以来，中国的经济学类期刊纷纷开始实行匿名审稿制度，并且取得了很好的成效。但本文的样本数据显示，在 366 种经济管理类期刊中，2003—2012 年间，仅有 55 种期刊实行了这一制度，仅占所有期刊的 15.03%，这意味着如果能够有更多的期刊加入匿名审稿制度的队伍中来，那么中国的经济学将继续大幅进步。第二，匿名审稿制度的作用依赖于是否真正执行，那些切实采用并实施了匿名审稿制度的期刊在推动学术进步方面起到了更大的作用，但目前这部分期刊只占到了总样本的 8%。因而，进一步壮大经济学期刊中的匿名审稿专家队伍，形成公平、公正的规范化学术评价氛围对于推动学术进步异常重要（郑红亮，2003）²⁷。第三，随着经济学的进步，经济学期刊也面临激烈的竞争。本文的发现显示，经济学类的期刊应该积极采用匿名审稿制度，并切实推行，这将推动期刊本身在影响因子、总被引频次、平均引文率等重要指标上的巨大进步，从而在激烈的期刊竞争中获得一席之地。而且，动态检验结果表明，期刊在实施匿名审稿制度时不能急于求成，要“放长线，钓大鱼”，因为其作用会随着时间推移而不断增大。

基于本文的研究，我们有理由乐观地估计，随着更多的期刊加入匿名审稿的队伍中来，中国的经济学会继续大踏步前进，中国的经济类期刊水准和认可度也会大幅提升，而与之相对应，对于中国经济的现实指导也将更为科学。让我们一起展望中国经济学研究和经济学期刊进步的春天！

参 考 文 献

- [1] J. C. Alexander, and R. H. Mabry, “Relative Significance of Journals, Authors, and Articles Cited in Financial Research”, *Journal of Finance*, 1994, 49(2), 697—712.
- [2] Azar, O. H., “The Review Process in Economics: Is It too Fast?”, *Southern Economic Journal*, 2005, 72, 482—491.
- [3] Bergstrom, T., “Free Labor for Costly Journals?”, *Journal of Economic Perspectives*, 2001, 15, 183—198.
- [4] Besancenot, D., K. V. Huynh, and J. R. Faria, “Search and Research: the Influence of Editorial Boards on Journals’ Quality”, *Theory and Decision*, 2012, 73(4), 687—702.
- [5] Blank, R. “The Effects of Double-Blind versus Single-Blind Reviewing: Experimental Evidence from the American Economic Review”, *American Economic Review*, 1991, 81, 1041—1067.

²⁷ 郑红亮，“学术期刊如何实行双向匿名审稿制”，《社会科学管理与评论》，2003 年第 3 期，第 41—42 页。

- [6] Cheng, J. , and J. Qin, “The Econometrics’ Developing Path in China—statistical Analysis on the Papers in Economic Research Journal from 1979 to 2004”, *Economic Research Journal*, 2005, 4, 116—122. (in Chinese)
- [7] Ellison, G. , “The Slow down of the Economics Publishing Process”, *Journal of Political Economy*, 2002, 110, 947—993.
- [8] Engers, M. , and J. S. Gans, “Why Referees Are Not Paid (Enough)”, *American Economic Review*, 1998, 88, 1341—1350.
- [9] Frey, B. S. , “Publishing as Prostitution? Choosing between Ones Own Ideas and Academic Failure”, *Public Choice*, 2003, 116, 205—223.
- [10] Gans, J. S. , and G. Shepherd, “How Are the Mighty Fallen Rejected Classic Articles By Leading Economists” *Journal of Economic Perspectives*, 1994, 8, 165—179
- [11] Gao, F. , “Introduction And Recycling: The Evolution of Economic Theory in China for Centuries”, *Economist*, 2012, 4, 5—14. (in Chinese)
- [12] Hamermesh, D. S. , “Facts and Myths about Refereeing”, *Journal of Economic Perspectives*, 1994, 8, 153—164.
- [13] Kalaitzidakis, P. , T. P. Mamuneas, and T. Stengos, “Rankings of Academic Journals and Institutions in Economics”, *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1, 1346—1366.
- [14] Laband, D. N. “Is There Value-Added from the Review Process in Economics?: Preliminary Evidence from Authors”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(2), 341—352.
- [15] Lan, J. , “On the Editor’s Role in the Experts—Anonymously—Reviewing System”, *Journal of Hunan University (Social Sciences)*, 2009, 4, 126—128. (in Chinese)
- [16] Liebowitz, S. J. , and J. P. Palmer, “Assessing the Relative Impacts of Economics Journals”, *Journal of Economic Literature*, 1984, 22(1), 77—88.
- [17] Liu, J. , “Academic Influence Analysis of Journal of Higher Education—Based on CSSCI database (2000—2010)”, *Journal of Higher Education*, 2011, 2, 66—73. (in Chinese)
- [18] Lin, L. , and X. Tao, “Statistical Analysis of Research Paper on Word Economy”, *Word Economy*, 2000, 12, 74—77. (in Chinese)
- [19] Lin, Y. , “Localization, Standardization and Internationalization—Celebration of ‘Economic Research Journal’ 40th Anniversary”, *Economic Research Journal*, 1995, 10, 13—17. (in Chinese)
- [20] Lin, Y. , “Economics Research Methods and Development of China’s Economics”, *Economic Research Journal*, 2001, 4, 74—81. (in Chinese)
- [21] Lin, Y. , *Ben Ti & Chang Wu: Dialogues on Methodology in Economics*. Beijing: Peking University Press, 2012. (in Chinese)
- [22] Meng, D. , “The Economics Transition in the Transitional China—Experience Analysis based on Journal of Beijing Normal University (Social Sciences)”, *Journal of Beijing Normal University (Social Sciences)*, 2008, 2, 103—114. (in Chinese)
- [23] Mises, L. , *Epistemological Problems of Economics*, translated by George Reisman, Princeton, N. J. : Van Nostrand, 1960.
- [24] Moed, H. F. , “Citation Analysis of Scientific Journals and Journal Impact Measures”, *Current Science*, 2005, 89(12), 1990—1995.

- [25] Palacios-Huerta, I., and O. Volij, “The Measurement of Intellectual Influence”, *Econometrica*, 2004, 72, 963—977.
- [26] Peng, S., “China Economic Research and Development of Academic Journals in the Economic Transition Period”, *Economic Review*, 2011, 1, 155—158. (in Chinese)
- [27] Skeels, J. W. and R. P. Fairbanks, “Publish or Perish: An Analysis of the Mobility of Publishing and Non-publishing Economists”, *Southern Economic Journal*, 1968, 35(1), 17—25.
- [28] Stigler, G. J., S. M., Stigler, and C. Friedland, “The Journals of Economics”, *Journal of Political Economy*, 1995, 103, 331—359.
- [29] Wang, J., “Evaluation of Chinese Academic Journal in Economics”, *The Journal of World Economy*, 2010, 12, 119—153. (in Chinese)
- [30] Yang, C., “Formatting Norm and Function of Notes and Indexes in Academic Works”, *Social Sciences in China*, 2002, 2, 194—204. (in Chinese)
- [31] Yang, X., “The Mainland Economists Should Pay Attention to the Economics Literature”, *Southern Weekly*, 2004, 2. 12. (in Chinese)
- [32] Yu, X., “Rankings of Economic Research Institutions in China”, *China Economic Quarterly*, 2008, 7(4), 1477—1490. (in Chinese)
- [33] Zhang, C. and, X. Chen, “Credibility Analysis of Chinese Economics Applied Research”, *World Economy*, 2014, 1, 120—133. (in Chinese)
- [34] Zheng, H., “How to Implement Two-way Anonymous Reviewers System In Academic Journals”, *Management and Review of Social Sciences*, 2003, 3, 41—42. (in Chinese)

Does Anonymous Peer Review Promote China’s Economics Studies Progress ? Research based on Difference in Differences Method

RUIMING LIU*

(Renmin University of China)

RENJIE ZHAO

(Northwest University)

Abstract We use the panel data of 366 kinds of economic and management journals from 2003 to 2012 in China to evaluate the contribution of anonymous peer review institution to China’s economics progress with five indexes: impact factor, cited times, average citation

* Corresponding Author; Ruiming Liu, National School of Development and Strategy, Renmin University of China, No. 59, Zhongguancun Avenue, Haidian District, Beijing, 100872, China; TEL: 86-10-62510729; E-mail: lrmjj@126.com

rate, cited half-life, and immediately index. After doing many robust tests with DID method, we find that anonymous peer review institution has positive effect on impact factor, cited times and average citation rate of academic journals significantly, which is higher if this institution is implemented more strictly. What's more, anonymous peer review institution has dynamic effects on academic progress, which will be more obvious in the long run.

Key Words Anonymous Peer Review, Difference in Difference, Academic Progress

JEL Classification A11, O31, P27