

双向知识产权保护对中国出口三元边际的影响

郎丽华,袁晓晖

(首都经济贸易大学经济学院,北京 100070)

摘要:理论分析了双向知识产权保护对出口国出口三元边际的影响,并选取2005—2015年中国出口到世界65个国家的HS-6位贸易数据,构建引力模型进行了实证验证。主要结论是,国内加强知识产权保护可以提升中国的出口种类和数量,贸易伙伴国加强知识产权保护可以提升中国的出口种类;没有证据表明,国内或国外知识产权保护水平的提升会影响中国的出口价格;当国内知识产权保护更强时,双向知识产权保护对中国出口种类的促进作用都有所增强,反之则二者作用都不显著;分国家类型的研究表明,双向知识产权保护的同时加强更有益于中国向发展中国家出口产品种类的扩张,但对发达国家则不显著。

关键词:知识产权保护;出口;三元边际;扩展边际;集约边际

中图分类号:F740 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-2154(2021)10-0085-12

DOI:10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2021.10.007

Impact of Intellectual Property Rights Protection on Variety, Price and Quantity Response of China's Exports

LANG Lihua, YUAN Xiaohui

(School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: This article analyzes the impact of two-way intellectual property protection on the export ternary margin of exporting countries. A gravity model is established from the HS-6 digit trade data of China's exports spanning 2005 ~ 2015 to verify the theoretical hypothesis. The main findings from this study are: firstly, strengthening domestic intellectual property rights protection is able to increase the varieties and quantities of China's exports, while strengthening intellectual property rights protection in trading partner countries can increase the varieties of exports in China; secondly, there is no evidence that domestic and foreign intellectual property rights protection has a determinant effect on China's export prices; thirdly, when the domestic intellectual property protection is stronger, the role of two-way intellectual property protection in promoting China's export variety is enhanced, on the contrary, neither role is significant; fourthly, the difference in the country-specific research shows that strengthening two-way intellectual property protection at the same time is more conducive to the expansion of China's export products to developing countries, but it is not significant to developed countries.

Key words: intellectual property rights protection; export; ternary margins; extensive margin; intensive margin

收稿日期: 2021-04-23

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“社会资本视角下中国对‘一带一路’沿线国家投资风险及防范对策研究”(20BJY193); 首都经济贸易大学研究生科技创新资助项目“双向知识产权保护对中国出口三元边际的影响”(2021KJCX01026)

作者简介: 郎丽华,女,教授,博士生导师,经济学博士,主要从事国际贸易战略与政策、国际贸易周期和世界经济研究; 袁晓晖,女,硕士研究生,主要从事知识产权和国际贸易研究。

一、引言

知识产权制度在法律层面上是一种严格受到地域限制的规制,发达国家对知识产权保护有充分的重视和完备的体系,但各国制定并施行的知识产权规则或法律在保护范围和程度上存在差异。世界贸易组织成员国签署的《与贸易有关的知识产权协议》(TRIPS)在客观上推动了知识产权保护的国际化进程,但直至今日,很多出口国仍然难以在知识产权方面与进口国形成有效的衔接,由此频繁引发对方的贸易制裁,阻碍了贸易增长。尽管我国知识产权保护制度起步较晚,但我国正从重要的知识产权消费国转变成重要的知识产权生产国。知识产权保护和执行的法律体系不断完善,知识产权保护和执法不断加强,无疑有利于我国建设创新型国家,发展创新型企业,推动经济高质量发展。

在我国知识产权保护和执法不断加强的背景下,本文在理论层面梳理了出口国与贸易伙伴国知识产权保护对出口国出口三元边际影响的作用机理,并选取2005—2015年中国出口到世界65个国家的HS-6位贸易数据,实证探究了双向知识产权保护对中国出口边际的作用效果,基于知识产权保护强度差异、贸易伙伴国经济水平差异探究中国和贸易伙伴国知识产权保护对中国出口三元边际的异质性影响。在现实层面,依托实证结果,提出能够促使中国通过调整本国知识产权保护体系来实现开放条件下的对外贸易高质量发展的政策建议。

二、文献综述

早在20世纪就有学者研究了进口国知识产权保护对国际贸易的影响(Diwan和Rodrik,1991)^[1]。通常,进口国在知识产权方面完善的司法立法和便利化的行政执法,可以降低出口企业用于维护产权的成本(Talor,1993)^[2],提升出口企业的产品竞争力,打消其对进口国仿制威胁的顾虑(Smith,1999)^[3],有助于削减非关税壁垒中知识产权措施造成的成本。然而,在既有的实证结果中,学者们发现进口国知识产权保护水平的提升对出口国企业出口额的影响是无法确定的(Talor,1993;Maskus和Penubarti,1995)^[2,4]。Maskus和Penubarti(1995)^[4]对此进行了解释,认为当知识产权保护作用于国际贸易时,会存在“市场扩张效应”与“市场势力效应”这两种作用效果相反的影响机制。由于市场扩张效应与市场势力效应是两种互相抗衡的力量,在各国经济基础、意识形态、发展水平不同的条件下,其作用力度不尽相同。若是产生的市场扩张效应大于市场势力效应,那么进口国提升知识产权保护水平将会促进出口国企业出口额的增加;反之,若是产生的市场扩张效应小于市场势力效应,那么进口国提升知识产权保护水平将会抑制出口国企业出口额的增加。

近年来,知识产权保护对国际贸易影响的研究逐渐从研究整体转向研究局部。除了对影响机制的深入分析(Salim等,2014;Kuznar和Folfas,2018;Lai等,2020)^[5-7]和对具体行业的差异化研究(郭小东和吴宗书,2014;Campi和Duenas,2016;Zhou等,2018;Maskus和Yang,2018)^[8-11],越来越多的学者开始关注知识产权保护对出口贸易增长路径的影响。在实证层面,最早把知识产权保护和货物贸易进、出口增长边际联系起来研究的Ivus(2010)^[12]研究发现,美国提升自身的知识产权保护水平的行为对本国货物出口的扩展边际增长和集约边际增长都起到了显著的正向作用。Ivus(2012)^[13]借助Hummels和Klenow(2005)^[14]的三元边际框架,认为一国的出口可能会对进口国知识产权保护水平的变化产生种类、价格、数量三种反应,并通过实证检验,发现知识产权保护水平的提升会显著促进美国对发展中国家的出口产品种类和出口产品价格增长,但会削减美国对发展中国家的出口产品数量。Foster(2014)^[15]研究了出口目的国知识产权保护对21个OECD经济体向109个国家或地区出口的扩展边际和集约边际的作用,证实进口国知识产权保护水平的提升将增加各OECD成员国对该进口国的出口总额和出口扩展边际的增长,抑制各OECD成员国对该进口国的出口集约边际增长。

关于国外知识产权保护对中国贸易增长边际影响的实证研究,被解释变量大体上经历了从二元边际

到三元边际的转换,部分学者主要集中于研究外国知识产权保护对中国出口贸易增长边际的影响。如余长林(2015,2016)^[16-17]分别从产品层面和企业层面研究得到了国外知识产权保护对中国出口扩展边际的增长影响为正、对中国出口集约边际的增长影响为负的结论。亢梅玲(2016)^[18]对出口贸易额进行了三元分解,得出了国外知识产权保护力度的提升增加了中国的出口种类、减少了中国的出口数量、降低了中国的出口价格的结论。与之不同的是,翁润和代中强(2017)^[19]的研究发现,国外加强知识产权保护促进中国出口的种类、数量增长,但对价格不显著。由此可见,学术界公认国外知识产权保护会对中国的贸易增长边际产生影响,无论是将中国的出口贸易增长分解为二元边际还是三元边际,国外知识产权保护水平的提升都会促进中国出口种类边际的增长。

在国内知识产权保护对中国出口贸易增长边际的影响方面,学者们多从二元边际的角度展开分析。最初研究这一问题的李昭华和杨林燕(2015)^[20]选取了时间跨度18年40国的经验数据进行实证分析,发现国内知识产权保护水平的提高对中国出口集约边际、扩展边际的增长都产生了显著的正向作用,且对中国出口集约边际的作用效果远远强于对中国出口扩展边际的作用效果。此后,该领域的研究主要聚焦于国内知识产权保护通过何种机制作用于中国的出口贸易增长边际。例如,黄先海等(2016)^[21]借助引入知识产权保护变量的多产品企业模型构建了理论框架,发现国内知识产权保护的提升使得企业自发地从生产进口模仿产品转换为生产自主创新产品,从而使得企业的出口扩展边际上升,解释了知识产权保护对出口种类的影响。祝树金等(2018)^[22]的研究发现,国内知识产权保护水平的提升对出口贸易边际影响的直接机制是对扩展边际和集约边际都产生正效应,国内知识产权保护水平的提升对出口贸易边际影响的间接机制是通过技术创新和技术模仿来增加一国在原有出口市场的贸易额,并在二元边际的定义方面给出了与主流研究者不同的解释。

整体而言,同时考察国内、国外知识产权保护对国际贸易作用的研究相对较少。魏浩(2016)^[23]分析了样本来源涵盖106国、时间跨度为15年的产品层面数据,对中国高新技术产品的进口总额进行了三元分解,指出国内、国外知识产权保护的提升都显著提高了中国高技术产品进口种类、进口数量。Saito(2018)^[24]认为在任何一个国家加强专利保护,都会增加中间产品进口品种的范围,并刺激加强专利保护的国家的经济增长,但对专利权进行合理维护只是知识产权保护的一个方面,不能类比一国提升知识产权保护所产生的整体效果。黄先海和卿陶(2020)^[25]选取中国企业层面的数据,研究了国内和国外知识产权保护对中国企业出口产品质量、出口总量、出口产品种类的影响。

三、研究假设

事实上,无论是进口国还是出口国的知识产权保护,都会通过“市场扩张效应”和“市场势力效应”的作用机制对企业出口产生影响。这两个影响机制对种类、数量、价格边际的作用情况各有侧重。就拉动出口而言,市场扩张效应更多地作用于种类边际和数量边际,而市场势力效应更多地作用于价格边际。具体地,首先分析本国知识产权保护对出口三元边际的影响。本国提升知识产权保护水平,为国内企业创造良好的制度和市场环境,将激励其对出口产品的创新与研发,消除国外设置的技术性贸易壁垒(夏先良,2007)^[26],出口种类、数量方面的市场扩张效应将更为突出,这有助于促进出口国企业出口种类、数量边际的增长。对于价格边际,从市场扩张效应出发,固定成本的降低可能使得出口企业选择“薄利多销”,这使得出口价格边际下降;从市场势力效应出发,出口企业在进口国市场上拥有了更强的垄断势力,出口企业将因此提高出口产品的价格。此外,由于仿制产品的价格低于同类的正常产品,仿制产品占比的下降可能会提升正常产品与之共同构成的同类产品集合的平均价格,也会提升出口价格边际。因此,反映在价格方面,出口国加强知识产权保护产生的市场扩张效应与市场势力效应孰强孰弱不能确定。本文从而提出以下研究假设:

假设1:提升国内知识产权保护水平能够促进本国出口种类边际的增长。

假设2:提升国内知识产权保护水平能够促进本国出口数量边际的增长。

假设3:提升国内知识产权保护水平对本国出口价格边际的作用不确定。

其次,关于贸易伙伴国知识产权保护对本国出口三元边际的影响。第一,对于种类边际来说,从市场扩张效应出发,贸易伙伴国加强知识产权保护可以降低出口国的固定贸易成本,从而使出口临界生产率下降,促使出口国的企业出口更多的产品种类,显著促进了种类边际的增长。第二,无论是价格边际还是数量边际,国外知识产权保护产生的影响都是不确定的。在数量边际方面,从市场扩张效应出发,随着进口国加强知识产权保护,出口国企业不再担忧自主研发产品被进口国的企业仿制,从而希望尽快收回对既有产品的研发成本,因此将增加该产品的出口数量;同时,模仿成本的攀升逼迫进口国企业积极开展自主创新、研发新产品,侧面地缩减其仿制的出口国产品的数量,短期内会扩大进口。然而,从市场势力效应出发,若出口国企业出口的产品以高研发程度的新兴产品为主,基于垄断竞争理论和利润最大化原则,出口企业将因此减少出口产品的数量;若出口国属于研发程度较低的“制造工厂”,其出口的产品以仿制产品为主,那么进口国加强知识产权保护将显著地使出口国企业出口产品数量下降。因此,反映在数量方面,贸易伙伴国加强知识产权保护产生的市场扩张效应与市场势力效应孰强孰弱不能确定。在价格边际方面,从市场扩张效应出发,随着进口国加强知识产权保护,出口国的出口企业为规避进口国模仿的支出得以削减,从而降低了出口固定成本,进一步降低了出口价格。从市场势力效应出发,若出口国企业出口的产品以高研发程度的新兴产品为主,基于垄断竞争理论和利润最大化原则,出口企业将因此提高出口产品的价格;若出口国属于研发程度较低的“制造工厂”,其出口的产品以仿制产品为主,那么模仿成本的上升将促使出口国企业出口产品价格上升。因此,反映在价格方面,贸易伙伴国加强知识产权保护产生的市场扩张效应与市场势力效应孰强孰弱不能确定。本文从而提出以下研究假设:

假设4:贸易伙伴国提升知识产权保护水平能够促进本国出口种类边际的增长。

假设5:贸易伙伴国提升知识产权保护水平对本国出口数量边际的作用不确定。

假设6:贸易伙伴国提升知识产权保护水平对本国出口价格边际的作用不确定。

四、实证分析

(一) 模型的设定与数据来源

本文使用的数据是反映双边经贸活动的数据,因此借助贸易引力模型的框架对这一问题进行研究。模型的具体设置如式(1):

$$\ln Z_{jmt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln IPR_{C_{jt}} + \alpha_2 \ln IPR_{O_{mt}} + \alpha_3 \ln GDP_{O_{mt}} + \alpha_4 \ln POP_{O_{mt}} + \alpha_5 \ln Distance_{jm} + \alpha_6 \ln Freedom_{jmt} + \alpha_7 \ln fin_crisis + \alpha_8 FTA_{jmt} + \varepsilon_{jmt} \quad (1)$$

其中, α_0 为常数项,脚标 j 和 m 分别代表中国和贸易伙伴国, t 代表年份, ε_{jmt} 为残差项。 Z_{jmt} 为被解释变量,分别代表中国出口的种类边际(EM_{jmt})、集约边际(IM_{jmt})、价格边际(P_{jmt})、数量边际(Q_{jmt}),其原始数据是CEPII的BACI数据库当中HS92编码的双边HS-6位数贸易数据。考虑到数据可得性等问题,本研究选择了除中国以外,在2005—2015年价格数据和下文所述的两种知识产权保护数据都齐全的国家,共计65个。^①在样本年份内,中国与这65个国家两两之间的贸易额加总可占到全球200余个国家和地区之间贸易总额的70%以上,比较具有代表性。本文采取Hummels和Klenow(2005)^[14]、施炳展(2010)^[27]的方法分解得到中国出口的三元边际,并在回归过程中参照亢梅玲等(2016)^[18]、翁润和代中强(2017)^[19]、刘钧霆等(2018)^[28]使

①这65个国家按照CEPII-BACI数据库的国别编号依次是:阿尔及利亚、阿根廷、澳大利亚、奥地利、孟加拉国、比利时、玻利维亚、巴西、保加利亚、加拿大、智利、哥伦比亚、哥斯达黎加、捷克、丹麦、多米尼加、厄瓜多尔、萨尔瓦多、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、印度尼西亚、爱尔兰、以色列、意大利、日本、约旦、肯尼亚、韩国、立陶宛、马来西亚、马耳他、墨西哥、摩洛哥、荷兰、新西兰、尼日利亚、挪威、巴基斯坦、巴拿马、秘鲁、菲律宾、波兰、葡萄牙、罗马尼亚、俄罗斯、印度、新加坡、斯洛伐克、越南、南非、西班牙、瑞典、瑞士、泰国、土耳其、乌干达、乌克兰、埃及、英国、美国、乌拉圭、委内瑞拉。

用的方式,对被解释变量的原始值取自然对数。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln EM$	715	-0.27371	0.13964	-0.90510	-0.02166
$\ln IM$	715	-1.94562	0.64678	-3.81967	-0.17609
$\ln P$	715	-0.02407	0.23460	-2.75481	0.72158
$\ln Q$	715	-1.92155	0.72828	-3.97593	1.28901
$\ln IPR_C$	715	1.35219	0.07470	1.17603	1.44798
$\ln IPR_O$	715	1.37664	0.30715	0.48774	1.87180
$\ln GDP_O$	715	12.47533	1.52078	8.76325	16.71799
$\ln POP_O$	715	7.79389	1.41148	3.69842	11.78307
$\ln Distance$	715	8.97184	0.55944	6.86239	9.86773
$\ln Freedom$	715	0.20226	0.15769	-0.42947	0.53590
fin_crisis	715	0.09091	0.28768	0	1
FTA	715	0.15944	0.36634	0	1

IPR_C 和 IPR_O 是本文的核心解释变量,前者代表 t 年中国的知识产权保护水平,后者代表 t 年贸易伙伴国的知识产权保护水平。由于在学术界应用最广泛的 G-P 指数 (Ginatte 和 Park, 1997)^[29] 存在五年发布一次、数据年份不连续的问题,且该指数过多地关注立法层面、未涉及执法层面,近年来学者们更为青睐《世界竞争力报告》中发布的各国知识产权保护指数。该指数的原始数据为被调查者对于特定国家知识产权

保护情况的实际感受,可以统筹考虑一国的司法、立法、执法情况,较为全面地反映一国的知识产权实际保护水平。考虑到原始数据的更新频率、覆盖国家的多寡,以及在学术研究中应用的普及程度,本文选择以世界经济论坛给出的 2005—2015 年各国知识产权保护指数作为核心解释变量展开研究,个别缺失值使用插值法补齐。与原始数据相同,这两个变量的数值下限为 1,数值上限为 7,数值越大代表该国的知识产权保护水平越高。此外,本文使用移动平均法对 G-P 指数进行改进,将其作为重新测度的核心解释变量,对计量模型进行稳健性检验。

控制变量包括 3 类,第 1 类是贸易伙伴国的消费状况,包括贸易伙伴国的收入水平 (GDP_O) 和贸易伙伴国的市场规模 (POP_O),其原始数据为世界银行 WDI 数据库的各国 GDP 与各国人口量数据,在本文的回归模型中二者都取自然对数。第 2 类是贸易成本,其中可变贸易成本 ($Distance$) 的数据来源是 CEPII 的 GEODIST 数据库中提供的两国首都之间的直线距离,在本文的回归模型中取自然对数。用来衡量固定贸易成本 ($Freedom$) 的是贸易伙伴国经济自由度与中国经济自由度的比值 (钱学峰和熊平, 2010)^[30],其原始数据是美国传统基金会发布的各国经济自由度 overall 列的得分,在本文的回归模型中取自然对数。第 3 类是外生冲击与贸易协定,包括表示 2008 年金融危机这一外生冲击的 fin_crisis ,以及表示中国与贸易伙伴国之间是否签订了自由贸易协定的 FTA ,其中中国与贸易伙伴国之间是否签署了自由贸易协定是根据中国自由贸易区服务网官方文件来进行认定的。

(二) 基础回归

为防止在后续回归时产生多重共线性问题,首先对所有非虚拟变量的解释变量进行 Pearson 相关性分析。结果表明,绝大多数的 Pearson 相关数值都不超出 $[-0.3, 0.3]$ 的范围,体现出较强的不相关性,一定程度上规避了序列相关。进一步地,使用 LLC 方法、IPS 方法、Fisher-ADF 方法对样本数据进行平稳性检验。得到各变量在显著性水平为 5% 时都是零阶单整的结果,有效防止了伪回归的发生。

在对贸易增长的三元边际分别进行分析之前,先要验证基本的理论模型,即用混合 OLS 方法考察双向知识产权保护对中国出口到贸易伙伴国的总额的影响。由回归结果可知,无论是增强中国国内的知识产权保护还是贸易伙伴国的知识产权保护,都可以显著提高中国的出口额 (限于篇幅未报告,备索)。如表 2 的 (1) ~ (3) 列所示,国内和国外知识产权保护对中国出口到贸易伙伴国的种类边际的影响都是正向且显著的,验证了研究假设 1 和假设 4。其中,中国每将自身的知识产权保护水平提升 1%,中国出口的种类边际就可增加 0.119%,而每当贸易伙伴国的知识产权保护水平提升 1%,中国出口的种类边际便增加 0.063%。这意味着一些知识产权保护制度较为完善的国家通过签署贸易协议的方式要求中国提升知识产权保护水平的做法在一定程度上有助于中国制造的产品实现出口种类多样化。贸易伙伴国的收入水平、市场规模对中国出口种类边际的提升都能起到促进作用,且二者都在 1% 的水平上显著。在贸易成本方面,固

定贸易成本和可变贸易成本对中国出口种类边际的作用都不甚明显。经济危机对中国出口种类边际的影响也不甚明显,但中国与贸易伙伴国之间签署 FTA 对中国出口的种类边际仍然有明显的促进作用。

表2 种类边际、集约边际的 OLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnEM	lnEM	lnEM	lnIM	lnIM	lnIM
lnIPR_C	0.111 ** (0.055)		0.119 ** (0.055)	2.569 *** (0.251)		2.568 *** (0.252)
lnIPR_O		0.061 *** (0.022)	0.063 *** (0.022)		-0.053 (0.109)	-0.005 (0.102)
lnGDP_O	0.031 *** (0.004)	0.026 *** (0.005)	0.025 *** (0.005)	-0.176 *** (0.020)	-0.151 *** (0.024)	-0.176 *** (0.022)
lnPOP_O	0.022 *** (0.005)	0.027 *** (0.005)	0.027 *** (0.005)	0.302 *** (0.023)	0.289 *** (0.026)	0.301 *** (0.025)
lnFreedom	0.043 (0.036)	-0.013 (0.042)	-0.017 (0.042)	0.265 (0.165)	0.357 * (0.204)	0.270 (0.191)
lnDistance	-0.012 (0.008)	-0.007 (0.008)	-0.008 (0.008)	-0.080 ** (0.035)	-0.069 * (0.039)	-0.080 ** (0.036)
fin_crisis	0.007 (0.014)	0.014 (0.014)	0.008 (0.014)	-0.218 *** (0.064)	-0.106 (0.068)	-0.219 *** (0.064)
FTA	0.131 *** (0.012)	0.134 *** (0.012)	0.132 *** (0.012)	0.398 *** (0.054)	0.446 *** (0.058)	0.398 *** (0.054)
常数项	是	是	是	是	是	是
N	715	715	715	715	715	715
Adj. R ²	0.410	0.413	0.416	0.432	0.349	0.432

注:括号内为稳健标准误,***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$

表2的(4)~(6)列分别展示了国内、国外、双向知识产权保护对中国出口到贸易伙伴国集约边际的影响。中国每将自身的知识产权保护水平提升1%,出口集约边际就可增加2.568%,而贸易伙伴国知识产权保护对中国出口集约边际的作用效果并不显著,验证了研究假设2和5。与亢梅玲等(2016)^[18]的研究一致,贸易伙伴国的收入水平对中国出口集约边际的提升起到阻碍作用,贸易伙伴国的市场规模对中国集约边际的提升起到促进作用,二者都在1%的水平上显著。在贸易成本方面,固定贸易成本对中国出口到贸易伙伴国的集约边际的作用不甚明显,而代表可变贸易成本的地理距离则明显展示出对中国出口集约边际的阻碍作用。此外,经济危机对中国出口的集约边际造成了较大程度的负向冲击,中国与贸易伙伴国之间签署 FTA 对中国出口的集约边际有明显的促进作用。

进一步将集约边际细分为价格边际、数量边际并进行回归,得到表3所示的结果。由表3的前三列可知,无论是增强国内知识产权保护还是国外知识产权保护,都对中国出口的价格边际影响并不显著,这从实证角度体现了市场势力效应和市场扩张效应的相互抵消,验证了研究假设3和假设6。由表3的后三列可知,中国每将自身的知识产权保护水平提升1%,出口数量边际就可增加2.434%,而贸易伙伴国知识产权保护对中国出口数量边际的作用效果并不显著,验证了研究假设。与亢梅玲等(2016)^[18]的研究一致,贸易伙伴国的收入水平和贸易伙伴国的市场规模对中国数量边际的作用都在1%的水平上显著,但二者的系数符号相反。这体现出贸易伙伴国国民收入的增加会使其转向少而精的消费模式,而其市场需求的增加会拉动中国向其出口更多的商品。在贸易成本方面,固定贸易成本和可变贸易成本对中国出口数量边际的作用都不甚明显。此外,经济危机对中国出口的数量边际造成了较大程度的负向冲击,中国与贸易伙伴国之间签署 FTA 对中国出口的数量边际有明显的促进作用。

综合对比中国出口的种类边际、集约边际、价格边际以及数量边际可知,中国国内知识产权保护水平

的提升可以有效促进中国出口种类边际和集约边际的增长,其中将集约边际细分为价格边际、数量边际进行实证研究的结果表明,中国国内知识产权保护水平对中国出口价格边际的影响并不显著,对中国出口数量边际的影响十分显著。从作用的程度来说,中国国内知识产权保护主要通过影响集约边际,尤其是数量边际的增长来拉动中国出口的整体增长。外国知识产权保护水平的提升,对中国出口集约边际以及通过分解集约边际获得的价格边际、数量边际都无明显的促进或阻碍作用。

表3 将集约边际细分为价格边际、数量边际的 OLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnP	lnP	lnP	lnQ	lnQ	lnQ
lnIPR_C	0.139 (0.102)		0.134 (0.102)	2.429*** (0.281)		2.434*** (0.282)
lnIPR_O		-0.046 (0.041)	-0.044 (0.041)		-0.007 (0.119)	0.039 (0.114)
lnGDP_O	0.099*** (0.008)	0.105*** (0.009)	0.103*** (0.009)	-0.275*** (0.022)	-0.256*** (0.026)	-0.279*** (0.025)
lnPOP_O	-0.072*** (0.009)	-0.076*** (0.010)	-0.076*** (0.010)	0.374*** (0.026)	0.365*** (0.029)	0.377*** (0.028)
lnFreedom	0.034 (0.067)	0.080 (0.078)	0.076 (0.078)	0.231 (0.185)	0.277 (0.224)	0.194 (0.214)
lnDistance	-0.023 (0.014)	-0.026* (0.015)	-0.026* (0.015)	-0.057 (0.040)	-0.043 (0.043)	-0.054 (0.041)
fin_crisis	-0.027 (0.026)	-0.022 (0.026)	-0.028 (0.026)	-0.192*** (0.072)	-0.084 (0.075)	-0.191*** (0.072)
FTA	0.051** (0.022)	0.053** (0.022)	0.050** (0.022)	0.347*** (0.061)	0.393*** (0.064)	0.348*** (0.061)
常数项	是	是	是	是	是	是
N	715	715	715	715	715	715
Adj. R ²	0.283	0.282	0.283	0.438	0.378	0.437

注:括号内为稳健标准误,***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$

不容忽视的是,中国对部分出口产品实行严格的出口配额政策。虽然在中国,受出口配额管制的货物种类在逐年递减,但如部分中药材、活动物等出口产品仍出现在近几年的配额总量表当中。这就意味着如果中国把这些产品更多地出口到A国,那么除A国以外的国家将在该年度得到来自中国的更少的出口额,显然将导致本文的数据在一定程度上呈现截面相关。此外,一些贸易协定的签署也会使得中国对某一贸易伙伴国的出口影响到中国对第三国的出口情况(翁润和代中强,2017)^[19],故而不能简单地使用面板模型对混合OLS得到的基础回归结果进行验证。

为解决这一潜在的问题,本文先对中国出口的种类边际、集约边际、价格边际以及数量边际进行面板固定效应和随机效应回归,并对其进行Hausman检验。在1%的检验水平上,四个回归方程的Hausman检验结果均建议放弃随机效应模型,选择使用固定效应模型。考虑到数据可能存在的截面相关问题,本文使用Driscoll和Kraay(1998)^[31]提出的XTSCC命令,构建固定效应模型检验表2和表3中使用混合OLS得到的基础回归结果。如表4所示,使用XTSCC命令的面板效应模型估计出的双向知识产权保护对出口贸易边际的影响,与表2、表3中给出的双向知识产权保护对出口贸易边际作用的显著程度、数量关系均未发生较大变化。此外,各列回归结果的自相关检验、异方差检验、截面相关检验的 p 值都小于0.05,这意味着使用XTSCC命令的面板效应模型估计结果比混合OLS的估计结果更为可靠。因此,本文也将基于该方法展开异质性检验和稳健性检验。

(三) 影响机制检验

根据理论分析,知识产权保护对出口的影响机制可能有市场扩张效应和市场势力效应这两种,此二者是否存在则有待验证。若将中国国内和贸易伙伴国的知识产权保护视为一个整体,那么市场扩张效应对价格边际的作用是负向的,对种类边际和数量边际的作用是正向的;而市场势力效应对价格边际的作用效果则不确定。其中,市场扩张效应可以直接地体现为一国商品在他国市场占有率的增加(李巧明等,2021)^[32],因此市场扩张可用中国出口到一国的贸易额占该国总进口的比重(Share)来表示。测度市场势力的方式不胜枚举,如产业规模、基尼系数、洛伦兹曲线等(Comanor 和 Wilson,1967)^[33]。本文借助占明珍(2011)^[34]的方法,用改进的基尼系数(Gini)来体现出口国的市场势力。其计算公式为:

$$Gini = \left(\frac{\text{中国工业就业人数}}{\text{全体样本本国工业就业人数}} - \frac{\text{中国就业人数}}{\text{全体样本本国就业人数}} \right)^2 \quad (2)$$

前者根据 CEPII - BACI 数据库当中 HS92 编码的 HS - 6 数据计算获得,后者的原始数据由世界银行 WDI 数据库的各国劳动力总数、女性劳动力百分比、工业男性就业人员占男性就业的百分比、工业女性就业人员占女性就业的百分比这4个统计项目计算得到。Share、Gini 的数值都介于0和1之间,Share 的数值越大,则中国的市场扩张产生的效果越明显;同理,Gini 的数值越大,则中国的市场势力产生的效果越明显。

本文使用中介效应模型对市场扩张效应和市场势力效应进行检验。检验的方法是将中介变量 Share、Gini 分别加入回归,并与表4对应各列的结果进行对比。观察表5、表6中(1)~(3)列中介变量 Share、Gini 的系数,得到双向知识产权保护对中国出口种类边际存在市场扩张效应和市场势力效应,对中国出口价格边际不存在任何效应,对中国出口数量边际存在市场扩张效应的结论。此外,进行中介效应的检验时,有必要进行核心自变量对中介变量、中介变量对被解释变量的回归,以确认该传导路径是畅通的。由表5、表6的(4)~(7)列可知,需关注的各变量系数显著,由此验证了市场扩张效应和市场势力效应的存在。

表5 影响机制检验:市场扩张效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lnEM	lnP	lnQ	Share	lnEM	lnP	lnQ
lnIPR_C	0.091* (0.035)	0.012 (0.084)	0.841*** (0.103)	0.227*** (0.039)			
lnIPR_O	0.014* (0.043)	0.060 (0.057)	-0.146* (0.074)	0.053** (0.017)			
Share	0.248*** (0.027)	-0.337 (0.401)	6.009*** (0.681)		0.313** (0.101)	-0.387 (0.383)	6.408*** (0.696)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	715	715	715	715	715	715	715
Adj. R ²	0.116	0.092	0.625	0.380	0.111	0.090	0.451

注:括号内为 Driscoll-Kraay 标准误,***表示 p < 0.01, **表示 p < 0.05, *表示 p < 0.1

表4 使用 XTSCC 命令估计的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnEM	lnIM	lnP	lnQ
lnIPR_C	0.110* (0.060)	1.340*** (0.240)	0.038 (0.066)	1.302*** (0.203)
lnIPR_O	0.018* (0.008)	0.031 (0.105)	0.066 (0.064)	-0.035 (0.073)
lnGDP_O	0.059** (0.022)	0.335*** (0.044)	0.201*** (0.033)	0.135** (0.050)
lnPOP_O	0.129** (0.043)	1.350*** (0.338)	-0.284 (0.235)	1.634*** (0.173)
lnFreedom	0.064 (0.042)	-0.885*** (0.183)	-0.326* (0.159)	-0.560*** (0.161)
fin_crisis	0.005 (0.005)	-0.152*** (0.032)	-0.028* (0.014)	-0.124*** (0.025)
FTA	0.064*** (0.013)	0.098*** (0.018)	0.025** (0.010)	0.073*** (0.013)
常数项	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
N	715	715	715	715
Adj. R ²	0.112	0.670	0.091	0.453

注:括号内为 Driscoll-Kraay 标准误,***表示 p < 0.01, **表示 p < 0.05, *表示 p < 0.1

表6 影响机制检验:市场势力效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lnEM	lnP	lnQ	Gini	lnEM	lnP	lnQ
lnIPR_C	0.109** (0.030)	-0.085 (0.173)	1.251*** (0.357)	-0.118*** (0.024)			
lnIPR_O	0.002* (0.001)	0.089 (0.085)	-0.063 (0.048)	-0.010* (0.004)			
Gini	-1.325** (0.434)	1.487 (1.795)	-1.809 (2.481)		-0.482** (0.163)	0.864 (1.164)	-3.933 (3.139)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	715	715	715	715	715	715	715
Adj. R ²	0.126	0.094	0.455	0.574	0.107	0.090	0.399

注:括号内为 Driscoll-Kraay 标准误,***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$

(四) 异质性检验

考虑到全样本情况下,国内和国外知识产权保护都会对中国出口种类边际的提升起到促进作用,本文基于知识产权保护强度差异进行分组,分析其对种类边际的影响效果。如表7所示,国内知识产权保护比国外更强时,双向知识产权保护对种类边际的促进作用比全样本情况下都有所增强,且显著程度更高;国内知识产权保护比国外更弱时,知识产权保护对种类边际的作用都不显著。由此可见,保持较高的国内知识产权保护水平更利于推进中国出口产品种类的多样化,同时还可促使国外知识产权保护更好地发挥促进中国产品出口的作用。

表7 基于知识产权保护强度差异分组的种类边际回归结果

被解释变量 lnEM	全样本		国内 IPR 更强		国内 IPR 更弱	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	XTSCC	OLS	XTSCC	OLS	XTSCC
lnIPR_C	0.119** (0.055)	0.110* (0.060)	0.124* (0.059)	0.166*** (0.051)	0.066 (0.069)	0.066 (0.099)
lnIPR_O	0.063*** (0.022)	0.018* (0.008)	0.091** (0.041)	0.107** (0.036)	-0.006 (0.043)	-0.040 (0.050)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	—	是	—	是	—	是
国家固定效应	—	是	—	是	—	是
N	715	715	352	352	363	363
Adj. R ²	0.416	0.112	0.421	0.146	0.453	0.125

注:(1)、(3)、(5)列括号内为稳健标准误,(2)、(4)、(6)列括号内为 Driscoll-Kraay 标准误,***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$

考虑到发达国家与发展中国家之间具有较大的差异,本文基于贸易伙伴国的经济水平差异对样本进行分组,使用 XTSCC 命令的面板效应模型进行估计,如表8所示。可以发现,相较全样本的情况,双向知识产权保护对向发达国家出口的种类边际影响不显著,对向发展中国家出口的种类边际影响且二者的系数都明显增大。这意味着中国国内知识产权保护水平的提高并没有明显丰富中国向发达国家出口产品的种类,而对向发展中国家出口产品种类的增加有较强的作用。此外,由(2)、(4)两列可知,发达国家提升知识产权保护水平会阻碍中国出口的集约边际尤其是数量边际的增长。因此,中国要注意甄别一些发达国家提升知识产权保护水平到底是为了完善规制、促进贸易,还是为了设置隐形的知识产权贸易壁垒。

表8 基于经济水平差异分组的 XTSCC 命令回归结果

	发达国家				发展中国家			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnEM	lnIM	lnP	lnQ	lnEM	lnIM	lnP	lnQ
lnIPR_C	-0.020 (0.087)	1.841 *** (0.237)	0.159 (0.118)	1.682 *** (0.144)	0.259 *** (0.039)	1.157 *** (0.340)	0.137 (0.086)	1.294 *** (0.320)
lnIPR_O	0.023 (0.046)	-0.247 *** (0.056)	-0.065 (0.037)	-0.182 ** (0.061)	0.028 ** (0.009)	0.103 (0.099)	0.119 (0.078)	-0.016 (0.077)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	286	286	286	286	429	429	429	429
Adj. R ²	0.102	0.602	0.213	0.460	0.134	0.724	0.097	0.475

注:括号内为 Driscoll-Kraay 标准误,***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$

(五) 稳健性检验

本文采取移动平均法计算得到每一年的 G-P 指数,并使用 XTSCC 命令的面板效应模型进行估计,验证了前文得到的结论。如表9所示,与使用《世界竞争力报告》数据的回归结果相比,使用 G-P 指数重新核算得到的双向知识产权保护水平对中国出口种类边际的作用保持不变。值得注意的是,国外知识产权保护的增强对中国出口数量边际增长起到了微弱的阻碍作用。通过前文的异质性检验可以看出,经济水平更高的发达国家更可能拥有相对完善的知识产权保护制度。这些国家将更方便地借助对自身知识产权保护水平的调整来影响出口国企业向自身出口产品的决策,而这种可能存在的双向因果关系会导致内生性问题。延续亢梅玲等(2016)^[18]、黄先海和卿陶(2020)^[25]的思路,本文选取中国和贸易伙伴国的小学入学率作为知识产权保护水平的工具变量展开研究。如表10所示,实证结果充分说明本文的研究结论是稳健的。

表9 稳健性检验:G-P 法重新测算核心解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnEM	lnIM	lnP	lnQ
lnGP_C	0.042 ** (0.014)	3.110 *** (0.560)	0.366 (0.341)	2.744 *** (0.622)
lnGP_O	0.067 ** (0.022)	-0.156 (0.139)	-0.034 (0.145)	-0.122 * (0.055)
lnGDP_O	0.070 * (0.032)	0.361 *** (0.043)	0.189 *** (0.043)	0.172 *** (0.037)
lnPOP_O	-0.099 (0.067)	0.859 ** (0.371)	-0.338 (0.277)	1.197 *** (0.142)
lnFreedom	0.090 * (0.041)	-0.431 * (0.210)	-0.317 * (0.156)	-0.114 (0.202)
fin_crisis	0.012 (0.007)	-0.014 (0.022)	-0.020 * (0.011)	0.006 (0.031)
FTA	0.061 *** (0.014)	0.084 ** (0.026)	0.024 (0.015)	0.059 *** (0.018)
常数项	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
N	715	715	715	715
Adj. R ²	0.106	0.677	0.091	0.446

注:括号内为 Driscoll-Kraay 标准误,***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$

表10 稳健性检验:以小学入学率作为 IV

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnEM	lnIM	lnP	lnQ
lnIPR_C	0.058 ** (0.021)	1.712 *** (0.153)	-0.054 (0.130)	1.767 *** (0.194)
lnIPR_O	0.399 ** (0.164)	-0.624 (0.708)	0.182 (0.301)	-0.806 * (0.449)
其他控制变量	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
N	715	715	715	715
Adj. R ²	0.088	0.180	0.153	0.173

注:括号内为稳健标准误,***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$

五、结论和启示

本文选取2005—2015年中国出口到世界65个国家的HS-6位贸易数据,使用引力模型实证考察了中国国内和贸易伙伴国知识产权保护对中国出口三元边际的影响。分析表明,对于中国,在出口种类方面,国内外提升知识产权保护水平带来的市场扩张效应比市场势力效应更为明显;在出口数量方面,国内提升知识产权保护水平带来的市场扩张效应较为明显,贸易伙伴国提升知识产权保护水平产生的市场扩张效应与市场势力效应大致相当;在出口价格方面,不存在市场扩张效应及市场势力效应。实证结果显示,中国国内加强知识产权保护可以促进中国出口的种类和数量,但对出口价格没有明显作用;国外加强知识产权保护可以增加中国的出口种类。分知识产权保护强度进行研究发现,当国内知识产权保护更强时,双向知识产权保护对中国出口种类的促进作用都有所增强,反之则二者作用都不显著;分国家类型进行研究发现,同时加强双向知识产权保护更有益于中国向发展中国家出口产品种类的扩张。

本文的启示主要在于三个方面。第一,为发挥国内知识产权保护对出口增长的促进作用,中国应继续推进知识产权强国建设,着力调整国内的知识产权制度、提升知识产权执法效率,进一步提高国内各行业的知识产权保护水平。特别地,中国国内知识产权保护和执法的加强,有助于出口种类和数量的增加,尤其是向发展中国家出口的增加,对开拓新的国际市场具有重要借鉴意义。第二,结合市场扩张效应与市场势力效应,贸易伙伴国的知识产权保护程度过深将出现垄断问题,而保护力度不足则无法激励出口国的创新。作为最大的发展中国家,中国应在知识产权保护方面加强国际合作。一方面,积极推进签署双边及多边协议,商定保护程度适宜的知识产权条款,使贸易伙伴国的知识产权保护政策更好地促进我国的出口增长。另一方面,要积极地向企业提供便于获取的知识产权服务,敦促企业在开拓新的出口市场时,着重考虑贸易伙伴国的知识产权保护水平,使自身产品得到有效保护的同时,也要注意甄别对方是否设置了隐形的知识产权贸易壁垒。第三,从出口增长结构看,目前中国还是更加依赖数量边际来拉动出口增长,说明现阶段的知识产权保护可能对我国出口技术含量及价值更高的尖端产品的出口促进作用有限,因此需要积极从知识产权保护入手,增加研发投入,提升创新能力,营造“万众创新”的政策环境,改变“以量取胜”的出口模式。

参考文献:

- [1] DIWAN I, RODRIK D. Patents, appropriate technology, and north-south trade[J]. *Journal of International Economics*, 1991, 30(1/2): 27-47.
- [2] TALOR M S. TRIPs, trade and technology transfer[J]. *Canadian Journal of Economics*, 1993, 26(3): 625-638.
- [3] SMITH P J. Are weak patent rights a barrier to U. S. exports? [J]. *Journal of International Economics*, 1999, 48(1): 151-177.
- [4] MASKUS K E, PENUBARTI M. How trade-related are intellectual property rights? [J]. *Journal of International Economics*, 1995, 39(3/4): 227-248.
- [5] SALIM R, AL MAWALI N, ISLAM A. Do the intellectual property rights of importers matter for promoting Australian exports? [J]. *Australian Economic Review*, 2014, 47(3): 279-289.
- [6] KUZNAR A, FOLFAS P. How does protection of intellectual property rights affect hi-tech exports from the most advanced economies? [J]. *Argumenta Oeconomica*, 2018, 41(2): 277-296.
- [7] LAI H, MASKUS K E, YANG L. Intellectual property enforcement, exports and productivity of heterogeneous firms in developing countries: evidence from China[J]. *European Economic Review*, 2020, 123(4): 1-23.
- [8] 郭小东, 吴宗书. 创意产品出口、模仿威胁与知识产权保护[J]. *经济学(季刊)*, 2014(3): 1239-1260.
- [9] CAMPI M, DUENAS M. Intellectual property rights and international trade of agricultural products[J]. *World Development*, 2016, 80(4): 1-18.
- [10] ZHOU M, SHELDON I, EUM J. The role of intellectual property rights in seed technology transfer through trade: evidence from U. S. field crop seed exports[J]. *Agricultural Economics*, 2018, 49(4): 423-434.

- [11] MASKUS K E, YANG L. Domestic patent rights, access to technologies and the structure of exports[J]. Canadian Journal of Economics, 2018, 51(2): 483-509.
- [12] IVUS M. Do intellectual property rights matter for the intensive and extensive margins of trade; empirical investigation[D]. Kyiv: Kyiv School of Economics, 2010.
- [13] IVUS O. The quantity, price, and variety response of U. S. exports to stronger patent protection[R]. Ontario Canada: Queen's School of Business, Queen's University, 2012.
- [14] HUMMELS D, KLENOW P J. The variety and quality of a nation's export[J]. American Economic Review, 2005, 95(3): 704-723.
- [15] FOSTER N. Intellectual property rights and the margins of international trade[J]. The Journal of International Trade & Economic Development, 2014, 23(1): 1-30.
- [16] 余长林. 知识产权保护如何影响了中国的出口边际[J]. 国际贸易问题, 2015(9): 43-54.
- [17] 余长林. 知识产权保护与中国企业出口增长的二元边际[J]. 统计研究, 2016(1): 35-44.
- [18] 亢梅玲, 马丹, 李涛. 知识产权保护对中国出口种类、价格和数量的影响研究[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2016(4): 16-27.
- [19] 翁润, 代中强. 知识产权保护对中国出口增长三元边际的影响研究[J]. 当代财经, 2017(2): 100-113.
- [20] 李昭华, 杨林燕. 知识产权保护与中国出口贸易[J]. 中国科技论坛, 2015(12): 57-63.
- [21] 黄先海, 胡馨月, 陈航宇. 知识产权保护、创新模式选择与我国贸易扩展边际[J]. 国际贸易问题, 2016(9): 110-120.
- [22] 祝树金, 段凡, 李仁宇. 本国知识产权保护如何影响出口边际——基于技术创新和技术模仿的中介效应分析[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2018(6): 40-48.
- [23] 魏浩. 知识产权保护强度与中国的高新技术产品进口[J]. 数量经济技术经济研究, 2016(12): 23-41.
- [24] SAITO Y. On the trade, growth, and welfare effects of intellectual property rights protection[J]. Southern Economic Journal, 2018, 85(1): 235-254.
- [25] 黄先海, 卿陶. 双向知识产权保护与企业出口动态[J]. 财贸经济, 2020(4): 99-114.
- [26] 夏先良. 面对外国技术性贸易壁垒: 中国的战略措施[J]. 国际贸易, 2007(7): 12-18.
- [27] 施炳展. 中国出口增长的三元边际[J]. 经济学(季刊), 2010(4): 1311-1330.
- [28] 刘钧霆, 曲丽娜, 佟继英. 进口国知识产权保护对中国高技术产品出口贸易的影响——基于三元边际的分析[J]. 经济经纬, 2018(4): 65-71.
- [29] GINATTE J C, PARK W G. Determinants of patent rights; a cross-national study[J]. Research Policy, 1997, 26(3): 283-301.
- [30] 钱学锋, 熊平. 中国出口增长的二元边际及其因素决定[J]. 经济研究, 2010(1): 65-79.
- [31] DRISCOLL J C, KRAAY A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. The Review of Economics and Statistics, 1998, 80(4): 549-560.
- [32] 李巧明, 李文军, 叶思晖. 创意经济、知识产权保护和市场效应: 来自中国创意产品贸易的证据[J]. 产业经济评论, 2021(1): 65-77.
- [33] COMANOR W, WILSON T. Advertising market structure and performance[J]. The Review of Economics and Statistics, 1967, 49(4): 423-440.
- [34] 占明珍. 市场势力研究——来自中国汽车制造业的实证[D]. 武汉: 武汉大学经济与管理学院, 2011.



(责任编辑 郭宝才 王权)