

金融危机以来贸易保护主义 对中国出口的影响^①

王小梅^{1、2} 秦学志¹ 尚 勤¹

(1. 大连理工大学工商管理学院; 2. 山东大学(威海)商学院)

【摘要】本文对2008年金融危机以来中国遭受的贸易保护主义进行了统计描述，并结合中国HS4位数编码的出口数据，运用构建的动态差分引力模型实证检验了外国实施的贸易保护主义措施对中国出口的影响。研究表明：金融危机以来，中国出口受到了贸易保护主义的显著冲击。发达国家的贸易保护主义措施对中国出口的影响程度大于发展中国家。关税措施和政府采购等非关税壁垒是限制中国出口的主要形式，救助/国家援助和出口补贴对中国出口的间接冲击较为突出。贸易保护主义对中国的机械、金属、矿产品和加工食物行业中产品的出口阻碍尤其明显。

关键词 金融危机 贸易保护主义 中国出口 动态差分引力模型

中图分类号 F741.2 **文献标识码** A **JEL分类号** F1

Effects of Trade Protectionism on China's Export Since Financial Crisis

Abstract: The paper describes trade protectionism against China since the 2008 financial crisis. Based on this and HS 4-digit level trade data, using dynamic first-differenced gravity equation, we test empirically the effect of trade protectionism on China's export. The results show that China has been hit by protectionist measures since the financial crisis, and the future threats of trade protectionism may continue to increase. The trade protectionism of developed countries distorted China's export to a greater extent than developing countries. Tariff, public procurement and other non-tariff barriers are the main forms of restricting China's export, and bail out / state aid measure and export subsidy have outstanding indirect impact on China's export. Protectionist measures in machinery, metals, minerals and processed food have the largest negative impact on China's export.

Key words: Financial Crisis; Trade Protectionism; China's Export; Dynamic First-differenced Gravity Model

^① 本文获得国家自然科学基金(71171032、71101015)、留学回国人员科研启动基金(第43批)、山东省社会科学规划研究项目(13DJJ25)和山东大学(威海)商学院青年团队建设项目联合资助。感谢中山大学的连玉君老师和大连理工大学的陈德湖老师在计量分析中给予的帮助,当然文责自负。

引　　言

2008 年由美国次贷危机引发的金融危机导致国际贸易大幅下滑，这种下滑比任何以往大萧条年间的贸易下降都严重。全球的政策制定者和学者都担忧这次金融危机期间及其后贸易保护主义威胁的日益增加，全球贸易预警组织（Global Trade Alert, GTA）^① 的报告证明了这种担忧，发现在此次危机引起的世界贸易衰退期间保护主义增加了，且还有进一步增加的趋势。值得特别关注的是，自从 2008 年 11 月以来，在各国政府实施的贸易保护主义措施的目标国中，中国遭遇的保护主义措施数量一直居于首位（GTA, 2012）。由于与世界经济的紧密融合，中国的出口在这次金融危机期间也受到了严重冲击，在 2009 年第一季度到达谷底，此后一直处于不断上升与下降的交替状态。一方面，世界贸易保护主义的威胁在增加；另一方面，中国的出口在衰退之后未见明显的复苏，这引发了一系列思考：金融危机以来的贸易保护主义对中国出口产生了多大影响？不同国家及不同的贸易保护主义措施产生的影响有差异吗？哪些行业的产品出口受到的影响最大？本文拟在识别金融危机以来针对中国的贸易保护主义特点基础上，利用实证检验来回答这些问题。

2008 年金融危机发生后，保护主义对国际贸易产生的影响引起了学术界的兴趣。有些研究涉及某类措施或某个国家，如 Bown (2009) 关注贸易救济措施，Shingal (2009) 分析了危机时期广泛的保护主义措施如何影响日本的出口。得益于 GTA 数据库的建立，Henn 和 McDonald (2011) 开创性地为金融危机时期广泛的保护主义措施的贸易影响提供了一个综合评价。国内学者的研究多集中于近期金融危机以来的贸易保护主义对中国贸易的影响，一些学者进行了相关的描述性分析，如薛荣久和杨凤鸣（2009）、王丽军和周世俭（2010）、陈龙江和温思美（2011）。虽然存在数据获取和方法选择等方面的困难，也有少数学者尝试进行理论分析和实证检验，比较有代表性的是陈秀莲（2010）。另外，有些学者研究了具体的保护主义措施对中国出口的影响，这类研究主要集中于贸易救济措施中的反倾销和技术性贸易壁垒，如易波（2011）、张秀娥和张波（2012）。总起来看，纵观国内外的相关文献，有关保护主义对贸易的影响方面的研究已经取得了较大的进展，但是，还存在以下几点不足：首先，关于金融危机以来各种贸易保护主义措施对中国出口影响的实证研究仍然接近空白。其次，由于实证研究需要大量数据，存在较大的研究难度，所以大多数实证研究只涉及某种或少数几种保护主义措施。最后，少数综合分析各种保护主义措施的研究均使用静态模型，贸易的变化是个动态的过程，所以静态检验得出的结论解释性不强。

本文首次对近期金融危机以来的各种歧视性贸易保护主义措施对中国出口的影响进行经验分析，试图弥补上述不足，完成以下贡献：(1) 运用 GTA 数据库中的数据，从整体、保护主义措施来源国、措施类型和受影响的行业 4 个层面描述中国遭遇的贸易保护主义；(2) 以引力模型的理论研究为基础，构建动态差分引力模型，并以此进行实证检验，以期更加准确地反映保护主义对贸易的影响；(3) 利用动态面板模型进一步从贸易保护主义措施的来源国别、措施类型、受影响的行业几个视角进行分类检验，区分不同国家、不同类型措施、不同行业估计结果的差异性。

^① <http://www.globaltradealert.org/about>.

一、影响中国的贸易保护主义的描述性分析

1. 总体情况

GTA数据库中的每项保护主义措施都根据其对外国商业利益的影响设有颜色编码，见表1中关于使用的颜色编码的解释。自2008年11月以来，除了伤害中国商业利益的措施总数突出外，更令人担心的是贸易保护主义措施的不断增加，图1描绘了中国遭遇的保护主义措施的增量变化情况，总体上各种措施的增量均以波浪式上升：2009年12月统计的各种措施增量较少，到2010年6月增量有了大幅提高，短短半年时间红色措施就增加了136项，带动措施总数增加了222项；2010年11月时措施的增量有所减少，但到2011年7月又继续高速回升（总措施、红色措施和黄色措施分别增加了205项、102项和22项）；此后到2011年11月，各种措施增量回落到较低水平，遗憾的是好景不长，2012年后的统计显示保护主义措施的数量又快速增长，2012年6月～2013年3月期间的增量达到金融危机开始以来的最高水平，特别值得注意的是黄色措施增速较大，这意味着未来中国受到的保护主义威胁还将增加。另外，对中国实施歧视性保护主义措施的贸易伙伴也是有增无减，特别，从2009年12月～2010年6月期间骤增20个之多，实施了伤害中国商业利益措施（红色措施和黄色措施）的贸易伙伴总数已经从2009年12月的58个增加到2013年3月的87个。

表1 GTA数据库中保护主义措施的颜色编码

| 颜色编码 | 标 准 |
|------|--|
| 红色 | (1) 措施已经实施且歧视外国商业利益 |
| 黄色 | (1) 措施已经实施且可能歧视外国商业利益 (2) 措施已经宣布或在酝酿中且如果实施将歧视外国商业利益 |
| 绿色 | (1) 措施已经宣布且包括非歧视基础上的自由化 (2) 措施已经实施但经过调查没有发现歧视性 (3) 措施已经实施且没有歧视性，并提高了实施国家贸易政策的透明度 |

资料来源：GTA报告第1期。

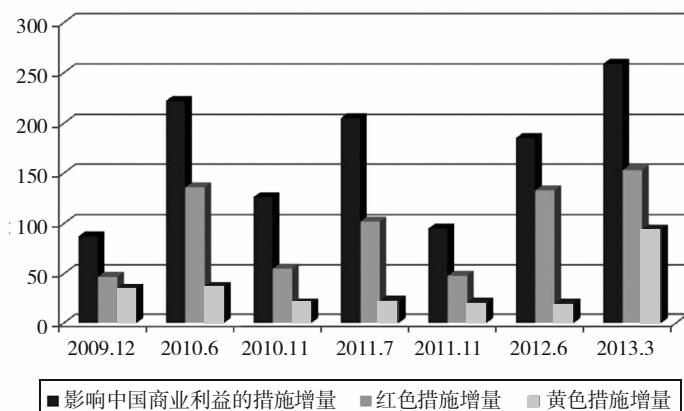


图1 影响中国商业利益的保护主义措施

注：影响中国商业利益的措施既包括红色措施和黄色措施，也包括不具有歧视性的保护主义措施（绿色措施）。

资料来源：GTA报告第11期、GTA数据库和作者的计算。

2. 保护主义措施来源分布

从GTA数据库开始统计到2013年3月，中国共遭受了720项红色措施，表2提供了该类措施详细的来源国及被其实施措施的次数。发展中国家共实施了571项措施，占比79.31%，是中国遭遇的歧视性贸易保护措施的主要来源地。其中，最引人注目的是阿根廷，仅其一国对中国实施的红色措施数占比就高达16.80%。近些年经济增长备受瞩目也是中国出口的主要目的国的金砖国家发起的措施也较多，共实施了198项措施，在措施总数中的比例为26.81%，其中俄罗斯最多，其次是印度、巴西，然后是南非。与之相比，发达国家发起的149项措施仅占20.69%，其中，措施的来源国主要集中于欧盟国家：实施的最少措施数为39项，最多的是英国和德国的48项。作为中国第一大出口市场的美国发起的措施次数相对有限，占比2.64%。当然，这只是直观的从次数上看，不同来源地发起的措施对中国出口的影响程度还有待进一步的实证检验。

表2 歧视性保护主义措施的来源分布

| 国家 | 措施数 | 国家 | 措施数 | 国家 | 措施数 |
|------|-----|-------|-----|-------|-----|
| 阿根廷 | 121 | 捷克 | 39 | 新加坡 | 7 |
| 俄罗斯 | 82 | 丹麦 | 39 | 乌克兰 | 6 |
| 英国 | 48 | 爱沙尼亚 | 39 | 韩国 | 6 |
| 德国 | 48 | 芬兰 | 39 | 巴拉圭 | 6 |
| 印度 | 48 | 匈牙利 | 39 | 尼日利亚 | 6 |
| 法国 | 45 | 立陶宛 | 39 | 泰国 | 5 |
| 意大利 | 44 | 卢森堡 | 39 | 乌拉圭 | 4 |
| 西班牙 | 42 | 马耳他 | 39 | 斯里兰卡 | 4 |
| 波兰 | 42 | 斯洛文尼亚 | 39 | 马来西亚 | 4 |
| 荷兰 | 41 | 印度尼西亚 | 38 | 阿尔及利亚 | 4 |
| 瑞典 | 41 | 巴西 | 36 | 哥伦比亚 | 3 |
| 希腊 | 41 | 哈萨克斯坦 | 33 | 加纳 | 3 |
| 罗马尼亚 | 40 | 南非 | 27 | 伊朗 | 3 |
| 葡萄牙 | 40 | 土耳其 | 22 | 菲律宾 | 3 |
| 斯洛伐克 | 40 | 美国 | 19 | 玻利维亚 | 2 |
| 爱尔兰 | 40 | 加拿大 | 19 | 多米尼加 | 2 |
| 拉脱维亚 | 40 | 越南 | 15 | 厄瓜多尔 | 2 |
| 奥地利 | 40 | 澳大利亚 | 14 | 沙特 | 2 |
| 比利时 | 40 | 墨西哥 | 9 | 多哥 | 2 |
| 白俄罗斯 | 39 | 埃及 | 7 | 委内瑞拉 | 2 |
| 保加利亚 | 39 | 日本 | 7 | 津巴布韦 | 2 |
| 塞浦路斯 | 39 | 巴基斯坦 | 7 | | |

注：表中统计的措施数均为红色措施；其他未包括在表内的国家如阿联酋、埃塞俄比亚、刚果、塞内加尔、苏丹、坦桑尼亚、新西兰等均为实施了一项红色措施的国家。

资料来源：GTA数据库。

3. 保护主义措施类型分布

GTA 数据库中统计的歧视性保护主义措施（红色措施和黄色措施）类别共有 23 种，有的措施限制进口，有的限制出口或支持出口，有的措施在边境上实施，有的在国境内实施，根据本文的研究目的，这里只关注一国实施的限制货物进口的措施，不涉及投资、移民或服务部门措施等。

采用与 GTA 识别受影响的贸易伙伴和行业一致的方法，可以把中国商品出口受到的影响分为直接影响和间接影响。直接影响就是中国某关税细目下的商品向实施措施的国家出口而受到的影响，包括出口对象国的关税增加、贸易救济措施等。间接影响是外国实施的支持本国出口的措施或旨在促进与某特定国家的贸易的措施对中国出口产生的影响，包括救助/国家援助（对非金融和服务部门）、出口补贴和贸易融资。截至 2013 年 3 月，中国遭遇的外国歧视性保护主义措施共有 1123 项，其中对商品出口具有直接影响和间接影响的措施数量及其在总歧视性措施中所占的比例见表 3。

表 3 歧视性保护主义措施的类型分布

| 影响 | 措施类型 | 措施数量 | 措施所占的百分比 |
|------|------------------------|------|----------|
| 直接影响 | 贸易救济措施 | 237 | 51.47% |
| | 关税措施 | 144 | |
| | 非关税壁垒 (未另作详细说明) | 109 | |
| | 当地含量要求 | 23 | |
| | 进口禁令 | 22 | |
| | 政府采购 | 17 | |
| | 技术性贸易壁垒 | 6 | |
| | 竞争性贬值 | 5 | |
| | 消费补贴 | 5 | |
| | 卫生和动植物检疫措施 | 5 | |
| 间接影响 | 配额（包括关税率配额） | 5 | |
| | 救助/国家援助 (对非金融和服务部门) | 82 | 10.77% |
| | 出口补贴 | 29 | |
| 总影响 | 贸易融资 | 10 | |
| | 所有影响措施 | 699 | 62.24% |

注：表中统计的措施数均为红色措施或黄色措施。

资料来源：GTA 数据库和作者的计算。

自 2008 年 11 月以来，对中国出口具有歧视的措施总数为 699 项，在总歧视性措施中的比例为 62.24%，说明针对中国的歧视性保护主义措施大多数都是冲击其出口。表 3 显示，具有直接影响的保护主义措施数量最多（共有 578 项），说明其影响最大。与具有直接影响的措施相比，产生间接影响的保护主义措施数显然要少的多，但其影响不容忽视，仅有的三

类间接影响中国出口的措施所占的比重都较高。具体来看，传统的贸易保护主义形式——关税措施和贸易救济措施——占了伤害（或一旦实施会伤害）中国商业利益的措施的 33.92%，在对中国出口有不利影响的措施中占 55.29%。可见，虽然出现了越来越多的新保护主义形式，但在危机时期传统的贸易保护主义工具仍然是主要形式。除了这两种措施，未进行详细说明的非关税壁垒数也较多，在阻碍中国出口的措施中占比达 15.82%，也不可小视，这体现了贸易保护主义措施的隐蔽性特点。其他各种影响商品出口的保护主义措施，中国都遭遇了从 5 到 23 次不等，证明了歧视性保护主义措施的多样性。

4. 保护主义措施的行业分布

2008 年 11 月～2013 年 3 月，在所有 69 个 CPC2 位数行业分类中^①，有 66 个行业受到了外国各种歧视性措施（红色措施或黄色措施）的影响，其覆盖率达到 95.65% 的高水平，其中红色措施涵盖了 52 个行业，黄色措施涉及 59 个行业，总体上看，大部分歧视性保护主义措施都集中于工业和农业。表 4 列出了受外国歧视性保护主义影响次数最多的 20 个行业，这 20 个行业中除了 41（贱金属）、37（玻璃和玻璃制品及其他未列明的非金属制品）、35（其他化学制品，人造纤维）和 48（医疗器械、精密和光学仪器、表和钟）四个行业外，均在全球歧视性保护主义针对的前 20 大目标行业之列。这说明虽然各国都呼吁支持绿色产业、创新和未来的经济增长极，但是大部分歧视性措施都保护本国的高污染行业、夕阳产业和农业（GTA, 2012）。机械电子制造业包括的行业占据了前 20 个行业的 2/5，而且中国遭遇歧视性保护主义措施次数最多的行业也主要集中于该类行业，像 44（专用机械）、49（运输设备）、41（贱金属）、42（金属制品）和 43（通用机械）。作为中国传统优势行业的轻纺制造业同样是外国歧视性保护主义措施的重点目标行业，其中 26（沙和线，机织织物和簇绒织物）、27（纺织品，服装除外）、28（编织或钩织纤维、服装）受各类保护主义措施影响的次数都较多。此外，34（基本化学品）、36（橡胶和塑料制品）和 35（其他化学制品，人造纤维）等资源加工制造业也集中了较多的红色措施或黄色措施。

表 4 歧视性保护主义措施的行业分布

| 序号 | 行业（CPC 分类） | 红色措施数 | 黄色措施数 | 总数 |
|----|-------------------------|-------|-------|-----|
| 1 | 44（专用机械） | 73 | 37 | 110 |
| 2 | 49（运输设备） | 81 | 28 | 109 |
| 3 | 41（贱金属） | 80 | 28 | 108 |
| 4 | 34（基本化学品） | 76 | 23 | 99 |
| 5 | 42（金属制品） | 71 | 23 | 94 |
| 6 | 43（通用机械） | 57 | 28 | 85 |
| 7 | 26（沙和线，机织织物和簇绒织物） | 58 | 19 | 77 |
| 8 | 37（玻璃和玻璃制品及其他未列明的非金属制品） | 54 | 23 | 77 |
| 9 | 36（橡胶和塑料制品） | 54 | 22 | 76 |

^① CPC（总产品分类）分为 10 大类（部门），第 0～4 类以《商品名称及编码协调制度》（HS）为基础，第 5～9 类超出了 HS 分类的范围而提供了服务产品的分类。

(续)

| 序号 | 行业 (CPC 分类) | 红色措施数 | 黄色措施数 | 总数 |
|----|-----------------------|-------|-------|----|
| 10 | 01 (农业、园艺和园艺商品) | 45 | 29 | 74 |
| 11 | 27 (纺织品、服装除外) | 44 | 26 | 70 |
| 12 | 35 (其他化学制品, 人造纤维) | 42 | 26 | 68 |
| 13 | 28 (编织或钩织纤维、服装) | 47 | 18 | 65 |
| 14 | 38 (家具, 其他未另列明的可运输货物) | 41 | 22 | 63 |
| 15 | 23 (磨谷碾磨制品) | 37 | 23 | 60 |
| 16 | 46 (电机和装置) | 36 | 20 | 56 |
| 17 | 21 (肉类、鱼类、水果、蔬菜、油脂) | 38 | 15 | 53 |
| 18 | 48 (医疗器械、精密和光学仪器、表和钟) | 30 | 20 | 50 |
| 19 | 29 (皮革和皮革制品、鞋袜) | 29 | 21 | 50 |
| 20 | 47 (无线电、电视和通讯设备及装置) | 30 | 12 | 42 |

资料来源：GTA 数据库和作者的计算。

二、模型构建、样本选择和数据说明

1. 模型构建

自从 1962 年引力模型被引入经济学中以来，该模型逐渐成为国际贸易中最成功和最著名的实证模型。然而，实证分析先于理论研究，直到 20 世纪 70 年代末，引力模型只是直观地把双边贸易流和 GDP、距离及其他贸易流的决定因素联系起来。该模型突出的稳定性和解释双边贸易流的能力促使学者们寻找其理论解释，并不断改进其估计方法。研究表明，引力模型远非一个没有理论基础的纯计量经济分析工具，它可以从多个贸易理论中推导出来^①。

近期关于引力模型的理论基础研究方面的贡献是强调了从经济理论中推导出的用在引力模型中的变量及其涵义的重要性，以便用引力方程进行估计能得出正确的结论。这方面较为突出的是 Anderson 和 van Wincoop (2003) 的研究，他们的理论分析表明双边贸易由相对贸易成本（壁垒）决定^②，而不仅仅是进出口国之间的绝对贸易成本，并指出控制相对成本对于一个设定良好的引力模型是关键的。具体来说，根据 Anderson 和 van Wincoop 的研究，一个设定良好的建立在理论基础上的引力方程^③的对数形式为：

$$\ln X_{ij} = a_0 + a_1 \ln Y_i + a_2 \ln Y_j + a_3 \ln t_{ij} + a_4 \ln P_i + a_5 \ln P_j + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

这里， X_{ij} 表示从 i 国到 j 国的出口值， a_0 是常数， Y_i 和 Y_j 分别是 i 国和 j 国的 GDP， t_{ij} 是 i 国和 j 国之间的贸易成本， P_i 表示 i 国出口的多边阻力， P_j 表示 j 国进口的多边阻力， ϵ_{ij} 是误差项。

① 见 Anderson (1979)、Bergstrand (1985)、Deardorff (1998)、Feenstra (2004)、Helpman 等 (2008)。

② 进出口国之间的双边贸易壁垒相对于这两个国家面对的所有贸易伙伴的平均贸易壁垒，即 j 国和 i 国之间的贸易成本相对于 j 国的进口“阻力”(加权平均贸易成本) 和 i 国的出口“阻力”决定。

③ 最初的引力模型是乘积的形式： $X_{ij} = (Y_i Y_j / Y) (t_{ij} / P_i P_j)^{1-\sigma}$ ， $\sigma > 1$ 是替代弹性，为了方便估计，对其两边取对数使其线性化。

方程(1)的估计问题是多边阻力项无法直接观察到，现有研究提出了几种表示多边阻力的可能方法：第一种是用迭代法建立壁垒对多边贸易的价格增加效应的估计（Anderson 和 van Wincoop, 2003），但是很少使用这种方法，因为其需要一个非线性最小二乘法程序来获得估计；第二种比较简单并被广泛使用的方法是使用进口国固定效应和出口国固定效应（Feenstra, 2004；Baldwin 和 Taglioni, 2006）。在选择多边阻力项的估计方法时，一个重要的决定因素是具体的研究问题，如果研究的主题是双边变量的系数，则距离和其他双边变量对双边贸易流影响的无偏估计能通过用进口国的固定效应和出口国的固定效应来代替方程(1)中的多边阻力项，这些国家固定效应是虚拟变量^①，表示所有具体国家的特点且会影响一个国家的总进口/出口水平。对于截面数据，使用固定效应估计引力方程的基本形式是：

$$\ln X_{ij} = a_0 + a_1 I_i + a_2 I_j + a_3 \ln t_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (2)$$

这里， I_i 和 I_j 分别是表示 i 国和 j 国的固定效应的虚拟变量。

在引力模型文献中，通常假设贸易成本采取以下形式：

$$t_{ij} = d_{ij}^{\delta_1} \cdot \exp(\delta_2 com_{ij} + \delta_3 lan_{ij} + \delta_4 RAT_{ij} + \dots) \quad (3)$$

其中， d_{ij} 是双边距离， com_{ij} 、 lan_{ij} 和 RAT_{ij} 均为虚拟变量，分别表示两国是否有共同边界、共同语言及两国是否是区域贸易协定的成员，省略号表示可以根据具体的研究需要增加变量。

当使用面板数据估计时，引力模型的基本形式变为：

$$\ln X_{ijt} = a_0 + a_1 I_{it} + a_2 I_{jt} + a_3 \ln t_{ijt} + S_t + \epsilon_{ijt} \quad (4)$$

这里， S_t 表示时间效应。

值得注意的是，经常使用的贸易引力模型通常没有考虑过去的贸易量对当前贸易流的影响，只有少数学者进行了这方面的发展，如 Ruhl (2008)、Campbell (2010) 都发现了贸易数据存在显著地持续性。但是，由于引力模型理论仍然是静态的，所以这些实证估计缺少可靠的基础。Olivero 和 Yotov (2012) 通过扩展 Anderson 和 van Wincoop (2003) 的静态模型发展了一个结构性的动态引力模型，引入了贸易持续效应，为动态面板引力模型估计提供了理论支撑。Olivero 和 Yotov 指出，不考虑贸易的持续性可能会引起变量遗漏产生的偏差；为了确切的控制不可观察的多边阻力项，面板引力估计应该包括随时间变化的效应。

以 Anderson 和 van Wincoop (2003)、Olivero 和 Yotov (2012) 的研究为理论基础，借鉴 Henn 和 McDonald (2011) 关于贸易保护影响的估计方程，本文采用以下动态差分引力模型来检验外国歧视性贸易保护主义对中国出口的影响：

$$\Delta \ln (EX_{ip,t}) = TE + \beta_1 \Delta \ln (EX_{ip,t-1}) + \beta_2 \Delta (\text{ProtDummy}_{ip,t}) + \mu_{ip,t} \quad (5)$$

这里， Δ 表示一阶差分，可以消除各种不随时间变化的贸易影响因素，如两国间的距离、是否有共同语言等，需要说明的是，此处是相邻年度的相同月份值的差分，这样可以在很大程度上抵消产品特定的季节性波动的影响，在波动的产品水平的贸易数据中，这是比相邻月份差分更好的一项优势，可以提高该类贸易数据中差分引力方程的绩效（Henn 和 Mc-

^① 在一个引力模型中，这种虚拟变量将被这样设定：对于出口国固定效应，无论出口国家是哪个国家都设为 1，其他国家均为 0，对每个出口国家都依次进行这样的赋值；对于进口国固定效应，无论进口国家是哪个国家都设为 1，其他国家均为 0，对每个进口国家都依次进行这样的赋值。

Donald, 2011); $EX_{ip,t}$ 是中国的月度名义出口值, 使用名义值是因为引力方程是一个改进的支出方程, 所以贸易数据不应该用价格指数进行平减, 用价格指数对贸易流进行平减不仅理论上是错误的, 而且也会导致实证分析的复杂和可能的缺陷, 由于难以获得合适的平减指数 (De Benedictis 和 Taglioni, 2011); TE 代表一个或更多的随时间变化的效应, 基于本文的研究需要, 这里考虑进口国随时间变化的固定效应和行业随时间变化的固定效应; $Prot-Dummy_{ip,t}$ 是表示观察值中是否遭受某项保护主义措施的虚拟变量, 即如果某个 HS4 位数行业中的产品遭受了外国的歧视性保护主义措施, 该值为 1, 否则为 0, 由于贸易保护主义采取了从关税措施、贸易救济措施到出口补贴等多种形式, 加之没有可靠的方法表示关税以外的保护主义措施的大小, 为了同时对各种类型措施的影响进行估计, 本文集中于是否某种产品受到贸易保护主义的影响; $\mu_{ip,t}$ 是误差项; i , p 和 t 分别表示中国的出口目的国、HS4 位数行业和时间 (月份)。

2. 样本选择

基于数据的可获得性和样本的代表性, 本文选择了 2008 年 11 月~2009 年 12 月期间出口遭受了外国歧视性保护主义措施的 391 个 HS4 位数行业为研究对象。对每个 HS4 位数行业, 选取了实施措施的国家和中国向其出口值排名前 20 位的国家 (美国、日本、韩国、德国、荷兰、印度、英国、俄罗斯、新加坡、澳大利亚、意大利、巴西、法国、印度尼西亚、越南、马来西亚、阿联酋、泰国、加拿大、墨西哥) 的数据, 因此, 每个行业中选择的出口对象国为 20 个或者 21 个。中国对这些国家的出口约占其出口总额的 62%, 而且既有发达国家也有发展中国家, 所以样本具有较好的代表性。

因为使用了细分行业的月度出口数据, 难免会出现某个行业中某个 (或某些) 国家在某个 (或某些) 月份的零贸易值。迄今为止, 文献中提出了多种处理零贸易值的方法, 最普遍的有五种: 第一种是删除零值样本, 而这会导致大量信息损失, 且造成的选择样本非随机也是一个重要的偏差来源; 第二种解决方法是用一个非常小的正贸易值去替换, 如用因变量加 1 去代替零值, 很多引力模型都使用了这种方法; 第三种是执行 Tobit 估计, 这个估计依赖于相当限制性的假设, 由于删除零值不是一个贸易不能为负的事实的简单结果, 实际上, 零贸易值很可能是基于双边贸易的潜在盈利性的结果; 第四种是通过 Heckman 两阶段估计, 为了实现这种估计, 需要可以解释选择 (零或正贸易值) 的变量, 而当前最合适的选择变量仍然是一个问题; 第五种是 PPML 估计, 虽然这种方法有很多优势, 如当被解释变量有相当大比例的零值及存在异方差时, 也可以较好地进行估计, 然而 De Benedictis 和 Taglioni (2011) 指出了这种方法的缺陷, 强调研究者总是应该考虑数据结构、离散水平等。鉴于各种方法的优劣和所用模型的特点, 本文对零贸易值采取了加 1 的处理方法。

3. 数据说明

本文使用的中国月度行业 (HS4 位数水平) 出口数据来自 EPS 全球统计数据/分析平台 (<http://www.epsnet.com.cn/sys/Login.aspx>) 中的中国对外经济贸易数据库, 它包括中国对 200 多个国家、地区和组织团体的 1400 多种 HS2、HS4 编码商品的进出口月度统计数据。为了探究金融危机的影响, 文中使用的月度出口数据从 2007 年 7 月份开始, 即在危机开始前, 虽然贸易流在 2009 年底有稳定恢复的迹象, 但通常认为金融危机的影响尚未结束, 所以样本期至 2010 年 6 月。

文中进行上述动态差分引力模型估计时采用的贸易保护主义措施数据均来自 GTA 数据库 (<http://www.globaltradealert.org>), 对于大部分报告的措施, GTA 数据库提供了每

项措施的实施国家、受影响的国家、启动/取消的时间和受影响的产品方面的信息，并对措施进行了必要的解释（王小梅等，2013）。根据本文的研究目的，实证研究中使用的措施均为必然歧视外国利益的措施（红色措施）。文中贸易保护主义变量的赋值比较复杂：涉及保护主义措施的来源国家、实施时间、持续时间、针对的行业以及措施类别，GTA 数据库并不能直接提供本研究需要的有针对性的详细信息。为此，我们从 GTA 数据库中逐个搜集了中国遭遇的贸易保护主义措施的各方面信息，建立了一个 2008 年 11 月以来中国遭遇的贸易保护主义措施数据库，据此对估计方程中保护主义虚拟变量进行赋值。

三、模型估计和结果分析

1. 模型估计

本文模型中加入了被解释变量的滞后项，是一个动态面板模型，为了解决其存在的内生性问题，Arellano 和 Bond (1991) 提出了一阶差分广义矩估计量 (First-difference GMM)，即先对模型进行一阶差分消除个体效应，再采用滞后两阶以上的水平变量作为差分方程中内生变量的工具变量。但是，在一阶差分方程中，滞后的水平变量往往是弱工具变量，导致估计结果存在较严重的小样本偏误。特别是当被解释变量的一阶滞后项系数较大，或个体效应的波动远大于常规扰动项的波动时，这种方法的表现欠佳。为了寻求更好的工具变量，Arellano 和 Bover (1995)、Blundell 和 Bond (1998) 在一阶差分广义矩估计的基础上，提出了系统广义矩估计量 (System GMM)，系统 GMM 估计进一步采用了差分变量的滞后项作为水平值的工具变量，增加了可用的工具变量，即估计过程中同时使用水平方程和差分方程。Bond 和 Windmeijer (2002) 的研究表明，与差分估计量相比，系统估计量由于更充分地利用了样本信息而使小样本偏误显著降低。然而，模拟分析表明，如果被解释变量滞后项的系数不是很大，差分 GMM 和系统 GMM 估计的效果差不多，且差分 GMM 由于使用了较少的工具变量而使得估计的有效性较高。因此，鉴于所用数据的特点，为了兼顾估计结果的无偏性和有效性，本文使用差分 GMM 对模型进行估计。

GMM 估计量的一致性有一个重要前提是一次差分后的扰动项不存在二阶序列相关，所以在估计结果中，给出了与该检验相关的 AR (2) 统计量的 P 值以判断随机扰动项是否存在序列相关。此外，为了检验工具变量的可靠性，给出了 Sargan 统计量的 P 值。Arellano 和 Bond (1991) 的研究指出，宜采用一阶段估计结果进行系数显著性的统计推断，采用两阶段估计给出的 Sargan 统计量进行工具变量合理性的检验，由于一阶段估计量通常存在异方差问题，Sargan 检验的原假设倾向于被拒绝，而用两阶段估计时执行 Sargan 检验比较稳妥。所以，本文的 Sargan 检验均为两阶段估计后的结果。

关于动态面板模型，Roodman (2006) 的研究表明普通最小二乘 (OLS) 估计和固定效应 (FE) 估计都是有偏的，两者分别上偏和下偏于其真实值，决定了被解释变量滞后一期真实估计值的上界和下界。因此，本文利用 OLS 和 FE 估计的结果，进一步判断模型设定的合理性。

2. 结果分析

(1) 总体分析。由表 5 中列示的 AR (2) 的 P 值可以判断，在采用差分 GMM 估计时，均不存在二阶序列相关，Sargan 检验统计量的 P 值进一步表明选择的工具变量合理，不存在过度识别。因此，差分 GMM 估计是有效的。另外，从表 5 中第 (3) 列和第 (4) 列中的结果看，对于被解释变量滞后一期的系数估计值，OLS 的估计值最高 (0.234)，FE 的估计

值最低(0.186),而差分GMM的估计结果(0.218和0.217)位于OLS和FE的估计值之间,也就是位于其真实值的合理区间内。所以,从这一标准看,动态模型的设置也是合理的。为了节省空间,没有报告各种时间效应的估计系数。

表5中第(1)列和第(2)列均是采用差分GMM得到的估计结果,前者把保护主义虚拟变量设定为先决变量,后者把该变量设定为内生变量,各种时间虚拟变量均作为外生变量。在经济萧条背景下,对中国出口产生影响的随机干扰也很可能会同时影响其贸易伙伴的保护主义行为,或者对其贸易伙伴的保护主义行为有滞后的影响,所以进行这种区分。可以看出,第(2)列中内生变量设定下,保护主义变量的系数绝对值较小,说明先决变量设定下的估计可能导致保护主义措施的影响程度偏高。因此,本文采取把保护主义变量设为内生变量的估计方式,以便获得可靠的估计结果。

从几种方法的估计结果看,保护主义变量在所有估计中的显著性水平和符号都一致,均为负显著,与理论预期相符。平均来说,外国实施的一项歧视性保护主义措施使中国受到影响的产品出口减少了48.6%(即 $\exp(-0.665)-1=-0.486$)^①,这里,-0.665是保护主义虚拟变量设为内生变量下的估计系数。但是,也要注意这个结果存在偏差,因为某项保护主义措施通常施加于HS6位数水平的行业,基于数据的可获得性,本文对保护主义影响的估计使用的是HS4位数水平的行业数据,如果用更细分的贸易数据对这些措施的影响进行估计,则估计结果会更准确。此外,我们的基本结果集中于研究期间外国实施的影响中国出口的所有保护主义措施的平均影响。这里,平均意味着没有把保护主义虚拟变量进行细分,如关税、贸易救济措施、出口补贴等等,也没有考虑不同保护主义措施来源国的特点和不同行业特点。所以,本文进一步进行三种子样本分析,以获得对保护主义影响的更加全面的认识。

表5

全样本的估计结果

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | GMM(先决) | GMM(内生) | OLS | FE |
| $EX_{ip,t-1}$ | 0.218*** (58.26) | 0.217*** (56.23) | 0.234*** (98.49) | 0.186*** (67.54) |
| $ProtDummy_{ip,t}$ | -0.726*** (-19.31) | -0.665*** (-11.53) | -0.177*** (-4.50) | -0.175*** (-3.90) |
| R ² | | | 0.161 | 0.139 |
| 样本数 | 242940 | 242940 | 251038 | 251038 |
| AR(2) P值 | 0.617 | 0.611 | | |
| Sargan P值 | 0.064 | 0.053 | | |

注:***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。差分GMM系数估计值括号中为z值,OLS和FE系数估计值括号中为t值。

^① 保护主义变量是虚拟变量且没有表示为对数形式,所以其回归系数不表示弹性,需要通过这种计算才能解释为弹性:弹性= $\exp(a)-1$,这里a是虚拟变量的估计系数。

(2) 子样本分析 1: 不同措施来源国的影响。首先, 按照保护主义措施的来源国家对总样本进行分类, 根据国家的发展水平分为发达国家和发展中国家两大类, 鉴于在中国出口贸易中的重要性及中国遭受其实施的保护主义措施次数, 又进一步分析了美国、西欧(这里选取了英国、德国、法国、荷兰和意大利为代表)、阿根廷和金砖国家实施的保护主义措施的影响, 以识别哪些国家实施的措施的危害更大。表 6 中列示的估计的 AR (2) 的 P 值表明, 利用差分 GMM 估计动态模型时, 均不存在二阶序列相关, Sargan 检验统计量的 P 值也说明选择的工具变量不存在过度识别。此外, 被解释变量滞后一期的系数估计值小于 OLS 的估计值且大于 FE 的估计值, 即在其合理范围内。因此, 该类子样本的动态模型设定合理且差分 GMM 估计有效。为了节省空间, 这里没有报告各种估计方法下被解释变量滞后项的系数和时间效应的估计系数。

整体上看, 保护主义变量系数估计值的符号均与预期一致, 为负, 且都在 1% 的水平上显著, 而且发达国家的保护主义措施对中国出口的影响程度大于发展中国家的措施。发达国家实施的保护主义措施数量虽然相对较少, 但对中国出口贸易的负面影响却较大。估计表明, 平均来说, 发达国家的一项保护主义措施使中国受到影响的产品出口减少了 48.2%。从发达国家内部看, 其在样本期间内实施的 45 项影响中国出口的保护主义措施中, 有 60% 来自美国和西欧国家, 它们的保护主义措施虽然覆盖的产品范围不大, 但对中国出口的冲击却较为明显。发展中国家是影响中国出口的保护主义措施的主要来源国, 大约有 71% 的保护主义措施都来自这类国家, 从平均水平上看, 发展中国家的一项保护主义措施导致受影响中国产品的出口减少了 33.4%。具体来看, 阿根廷实施的影响中国出口的保护主义措施不仅数量较多, 而且对中国出口也产生了显著的冲击。此外, 近些年, 金砖国家的经济发展速度较快, 与中国的贸易额不断增加, 是中国的主要贸易伙伴, 加之其实施的保护主义措施数量也较多, 所以, 对中国出口的冲击作用也比较显著。

表 6 措施来源国分类子样本的估计结果

| 国家 | $ProtDummy_{ip,t}$ | 样本数 | AR (2) P 值 | Sargan P 值 | 措施数 |
|-------|-----------------------|--------|---------------|---------------|-----|
| 发达国家 | -0.657*** (-20.51) | 99060 | 0.543 | 0.208 | 45 |
| 美国 | -0.485*** (-63.76) | 21600 | 0.648 | 0.583 | 7 |
| 西欧 | -0.397*** (-27.66) | 42000 | 0.743 | 0.470 | 20 |
| 发展中国家 | -0.407*** (-10.89) | 200880 | 0.890 | 0.117 | 109 |
| 阿根廷 | -0.707*** (-88.37) | 36540 | 0.901 | 0.439 | 17 |
| 金砖国家 | -0.490*** (-67.34) | 72840 | 0.569 | 0.214 | 48 |

注: 同表 5。

(3) 子样本分析 2: 不同措施的影响。这里按上文表 3 中对保护主义措施的分类对总样本进行分解, 但在样本期间内有些措施未曾对中国实施, 或者未影响中国的出口, 所以没有

包括在以下的结果中。因此，该子样本中包括的措施有：贸易救济措施、关税措施、非关税壁垒（未另作详细说明）、当地含量要求、进口禁令、政府采购、竞争性贬值、消费补贴、卫生和动植物检疫措施、配额、救助/国家援助（对非金融和服务部门）和出口补贴。估计方法及模型合理与否的判断标准都和保护主义措施来源国子样本中的分析相同。表7是模型估计的结果，为了节省篇幅，这里没有报告各种估计方法下被解释变量滞后项的系数和时间效应的估计系数。

在2008年11月～2009年12月期间实施的所有保护主义措施均对中国的出口产生了冲击，但影响程度各有不同。具体来看，作为传统贸易壁垒的贸易救济措施被实施的次数最多，但对中国出口的负面影响并不高。关税措施被实施的次数也比较多，对中国出口造成的伤害较大，且高度显著。在所有的保护主义措施中，政府采购的影响程度最高，该措施的实施会导致受影响中国产品的出口减少55.4%。非关税壁垒（未另作详细说明）被实施的次数虽然不多，但对中国出口的影响程度和显著性水平都较高，仅次于政府采购。当地含量要求、竞争性贬值、消费补贴、卫生和动植物检疫措施的影响程度差不多，都相对较大且高度负显著。进口禁令和配额也对受影响的中国产品出口产生冲击，但不显著。值得注意的是，非传统贸易保护主义措施对中国出口的间接冲击较大。特别是救助/国家援助（对非金融和服务部门），这项措施被外国政府实施的频率较高，仅次于贸易救济措施，而且覆盖的行业面也较宽，对中国出口的冲击作用很明显，使相关产品的出口减少了50.6%，这也证明了此类政策措施对贸易的潜在影响比传统的贸易限制更显著（WTO, 2010）。出口补贴虽然被实施的次数较少，但也对中国出口具有明显的不利影响，这说明危机时期出口补贴对一国出口的支持作用较为突出。

表7 措施分类子样本的估计结果

| 保护主义措施 | $ProtDummy_{p,i}$ | 样本数 | AR(2) P值 | Sargan P值 | 措施数 |
|--------------------|-----------------------|-------|-------------|--------------|-----|
| 贸易救济措施 | -0.127* (-1.73) | 44970 | 0.899 | 0.316 | 58 |
| 关税措施 | -0.506*** (-33.48) | 43410 | 0.903 | 0.412 | 21 |
| 非关税壁垒 (未另作详细说明) | -0.785*** (-20.00) | 60990 | 0.837 | 0.284 | 9 |
| 当地含量要求 | -0.468*** (-16.88) | 28890 | 0.375 | 0.750 | 7 |
| 进口禁令 | -0.009 (-0.11) | 4320 | 0.798 | 0.853 | 5 |
| 政府采购 | -0.807*** (-41.10) | 27600 | 0.407 | 0.597 | 6 |
| 竞争性贬值 | -0.581*** (-8.40) | 48780 | 0.285 | 0.401 | 2 |
| 消费补贴 | -0.397*** (-69.23) | 15690 | 0.326 | 0.678 | 4 |

(续)

| 保护主义措施 | $ProtDummy_{p,i}$ | 样本数 | AR (2) P 值 | Sargan P 值 | 措施数 |
|--------------------|-----------------------|-------|---------------|---------------|-----|
| 卫生和动植物检疫措施 | -0.575*** (-3.97) | 6600 | 0.484 | 0.964 | 4 |
| 配额 | -0.308 (-1.17) | 2400 | 0.402 | 1.000 | 1 |
| 救助/国家援助（对非金融和服务部门） | -0.706*** (-14.92) | 77670 | 0.615 | 0.103 | 32 |
| 出口补贴 | -0.117*** (-57.02) | 18150 | 0.712 | 0.398 | 5 |

注：同表 5。

(4) 子样本分析 3：不同行业的影响。为了获得这种子样本的估计结果，首先把每种 HS4 位数行业水平下的产品按照其所属的 HS2 位数类别归于 9 大类（括号中为 HS2 位数水平的分类）中，这几大类如下：农产品（01~15）、加工食物（16~24）、矿产品（25~27）、金属（68~83）、木制品（44~49、92、94、97）、化学品（28~40）、纺织品（41~42、50~67）、机械（84、85、90、91、93、95、96）、运输工具（86~89）（Henn 和 McDonald, 2011）。估计方法及模型合理与否的判断标准都和上文相同，这里也没有报告各种估计方法下被解释变量滞后项的系数和时间效应的估计系数。

表 8 显示，金属和机械这两个行业遭遇的保护主义措施数量最多，与预期一致，均受到保护主义措施较大程度的冲击，且高度显著。从表 8 还可以看出，保护主义措施显著地减少了加工食物行业的产品出口，更引人注目的是，保护主义对中国矿产品出口的阻碍作用尤为明显，导致相关产品的出口减少了 62.7%。针对纺织品行业的保护主义措施数量较多，然而其出口受到的冲击较小，显著性水平也不高。此外，农产品、木制品、化学品和运输工具这四个行业的估计系数与预期一致，但统计上并不显著。

表 8 行业分类子样本的估计结果

| 行业 | $ProtDummy_{p,i}$ | 样本数 | AR (2) P 值 | Sargan P 值 | 措施数 |
|------|-----------------------|-------|---------------|---------------|-----|
| 农产品 | -0.106 (-1.91) | 34450 | 0.621 | 0.339 | 23 |
| 加工食物 | -0.766*** (-83.79) | 12810 | 0.176 | 0.801 | 11 |
| 矿产品 | -0.985*** (-10.23) | 8820 | 0.462 | 0.932 | 8 |
| 金属 | -0.734*** (-49.64) | 45150 | 0.473 | 0.240 | 48 |
| 木制品 | -0.004 (-0.27) | 8100 | 0.356 | 1.000 | 14 |
| 化学品 | -0.012 (-0.09) | 29610 | 0.771 | 0.502 | 29 |

(续)

| 行业 | $ProtDummy_{ip,i}$ | 样本数 | AR (2) P 值 | Sargan P 值 | 措施数 |
|------|-----------------------|-------|---------------|---------------|-----|
| 纺织品 | -0.040* (-1.88) | 41160 | 0.823 | 0.215 | 21 |
| 机械 | -0.763*** (-64.68) | 51510 | 0.205 | 0.198 | 39 |
| 运输工具 | -0.164 (-1.32) | 11310 | 0.650 | 0.708 | 27 |

注：同表 5。

(5) 稳健性检验。根据本文的研究主题和实证分析中使用的数据，采取以下方法进行稳健性检验。考虑到贸易保护主义措施对中国出口影响可能存在的时滞，本文将保护主义虚拟变量滞后一期进行估计，来检验上面结果的稳健性。使用滞后一期的变量做检验，不仅可以考虑解释变量对被解释变量的滞后影响，而且还有助于进一步克服解释变量的内生性问题。具体的估计结果见表 9，为了节省空间，这里没有报告 AR (2) 的 P 值等。

表 9 稳健性检验结果

| 措施来源国 | $ProtDummy_{ip,i-1}$ | 措施分类 | $ProtDummy_{ip,i-1}$ | 行业分类 | $ProtDummy_{ip,i-1}$ |
|-------|-----------------------|--------------------|-----------------------|------|-----------------------|
| 所有国家 | -0.328*** (-10.87) | 贸易救济措施 | -0.077 (-1.02) | 农产品 | -0.036*** (-11.57) |
| 发达国家 | -0.398* (-11.13) | 关税措施 | -0.465*** (-17.09) | 加工食物 | -0.423*** (-37.52) |
| 美国 | -0.457*** (-65.09) | 非关税壁垒（未另作详细说明） | -0.850*** (-20.10) | 矿产品 | -0.887*** (-7.78) |
| 西欧 | -0.352*** (-17.03) | 当地含量要求 | -0.363*** (-12.44) | 金属 | -0.772*** (-53.39) |
| 发展中国家 | -0.203*** (-3.99) | 进口禁令 | -0.021 (-0.46) | 木制品 | 0.060*** (3.62) |
| 阿根廷 | -0.938*** (-70.68) | 政府采购 | -0.748*** (-50.45) | 化学品 | 0.125*** (13.29) |
| 金砖国家 | -0.120** (-3.97) | 竞争性贬值 | -0.585*** (-6.93) | 纺织品 | -0.056*** (-4.52) |
| | | 消费补贴 | -0.015*** (-0.51) | 机械 | -0.746*** (-73.79) |
| | | 卫生和动植物检疫措施 | -0.816*** (-4.13) | 运输工具 | 0.089*** (13.20) |
| | | 配额 | -0.412* (-1.76) | | |
| | | 救助/国家援助（对非金融和服务部门） | -0.785*** (-12.51) | | |
| | | 出口补贴 | -0.096*** (-27.39) | | |

注：同表 5。

从表 9 可以看出：（1）从总体层面来看，保护主义变量的估计系数仍为负且显著性水平较高，说明贸易保护主义是影响中国出口的重要因素，这个结果与上面的实证结果一致。（2）从贸易保护主义措施来源国看，保护主义变量系数估计值的符号均为负，且大部分都比较显著，发达国家的保护主义措施对中国出口的影响程度仍然大于那些发展中国家的措施。（3）从贸易保护主义措施分类看，贸易救济措施、进口禁令和配额对相关中国产品出口的冲击不太显著，非关税壁垒（未另作详细说明）、政府采购、卫生和动植物检疫措施、救助/国家援助（对非金融和服务部门）对中国相关产品出口的冲击作用较大，关税措施、当地含量要求、竞争性贬值、消费补贴和出口补贴对中国相关产品的出口有显著的负面影响。（4）从受贸易保护主义影响的行业看，保护主义措施显著的减少了加工食物、矿产品、金属和机械行业的产品出口，农产品和纺织品行业的出口受到的冲击仍然较小，值得注意的是，木制品、化学品和运输工具这三个行业的估计系数与预期相反，鉴于上面的估计结果中这三个行业的系数虽然为负但并不显著，证明贸易保护并未对这几个行业的出口造成显著冲击。总起来看，稳健性检验的结果基本与上面的估计结果一致，表明本文实证分析结果有较强的稳健性。

四、结论及启示

本文运用 GTA 数据库中的信息对近期金融危机以来中国遭受的贸易保护主义措施进行了描述性分析，在此基础上，结合 HS4 位数的出口数据，利用构建的动态差分引力模型，量化了外国实施的歧视性保护主义措施对中国出口的影响。通过分析，本文得到了以下主要结论。

自从 2008 年金融危机爆发以来，中国受外国贸易保护主义伤害的次数位居世界首位，而且未来受到的歧视性保护主义威胁还将继续增加。总体上看，保护主义措施对中国出口有显著地负影响。为了获得对保护主义影响的全面认识，进一步的分析应借助于样本展开。

发达国家实施的保护主义措施数量虽然较少，但对中国出口的负影响却较大。从发达国家内部看，美国和西欧国家的保护主义措施虽然覆盖的产品范围不大，但对中国出口的冲击却比较明显。作为影响中国出口的保护主义措施主要来源国的发展中国家，从平均水平上看，对中国出口的冲击程度小于发达国家，但也很显著。具体来看，阿根廷和金砖国家实施的影响中国出口的保护主义措施不仅数量较多，而且对中国出口的冲击作用也较显著。

虽然出现了许多新贸易保护主义手段，但传统的措施仍是影响中国出口的主要形式，估计显示，关税措施对中国出口造成的伤害高度显著。此外，未进行详细说明的非关税壁垒、救助/国家援助（对非金融和服务部门）、出口补贴等保护主义措施数量也较多，体现了中国遭遇的歧视性保护主义措施的多样性和隐蔽性特点。计量分析表明，在所有的保护主义措施中，政府采购的影响程度最高，其次是非关税壁垒（未另作详细说明），当地含量要求、竞争性贬值、消费补贴、卫生和动植物检疫措施对中国的出口也都有较大程度的显著冲击。非传统贸易保护主义措施对中国出口的间接冲击较大，尤其是救助/国家援助（对非金融和服务部门），出口补贴对中国出口也具有明显的不利影响。

机械和金属这两个行业遭遇的保护主义措施数量都比较多，也受到了保护主义措施的显著冲击。针对纺织品行业的保护主义措施虽然数量较多，但其出口受到的冲击较小。此外，保护主义措施显著地减少了矿产品和加工食物行业的产品出口。

上述研究结论的启示有：第一，面对外部贸易保护主义压力及其不断增加的趋势，中国在应对国外的贸易保护主义时，宜重点关注来自发达国家的保护措施和对中国发起保护措施

数量较多的国家实施的保护主义措施。此外，关税措施和政府采购等非关税壁垒是应该特别留意的贸易保护手段。第二，为了获得更好的政策效果，中国在制定其贸易保护主义政策时，可以适当增加对救助/国家援助、出口补贴等手段的使用频率，因为这类措施不容易引起对方的报复，而且又具有比较好的保护效果。机械、金属、矿产品和加工食物行业受到的冲击较大，是需要受到贸易政策重点支持的行业。

参 考 文 献

- [1] Anderson J. E. , 1979, *A Theoretical Foundation for the Gravity Equation* [J], American Economic Review, 69 (1), 106~116.
- [2] Anderson J. E. and E. van Wincoop, 2003, *Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle* [J], American Economic Review, 1 (93), 170~192.
- [3] Arellano M. and O. Bover, 1995, *Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-component Models* [J], Journal of Econometrics, 68, 9~52.
- [4] Arellano M. and S. Bond, 1991, *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations* [J], Review of Economic Studies, 58, 277~297.
- [5] Baldwin R. and D. Taglioni, 2006, *Gravity for Dummies and Dummies for Gravity Equations* [R], NBER Working Paper No. 12516.
- [6] Bergstrand J. , 1985, *The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence* [J], Review of Economics and Statistics, 67, 474~481.
- [7] Blundell R. W. and S. Bond, 1998, *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models* [J], Journal of Econometrics, 87, 115~143.
- [8] Bond S. and F. Windmeijer, 2002, *Finite Sample Inference for GMM Estimators in Linear Panel Data Models* [R], London Institute for Fiscal Studies Working Paper, No. CWP04 /02.
- [9] Bown C. P. , 2009, *The Global Resort to Antidumping, Safeguards, and other Trade Remedies amidst the Economic Crisis* [C], in Simon J. Evenett, Bernard M. Hoekman and Olivier Cattaneo (eds.), *Effective Crisis Response and Openness: Implications for the Trading System*, London, UK: CEPR and World Bank.
- [10] Campbell D. , 2010, *History, Culture and Trade: A Dynamic Gravity Approach* [R], Working Paper, University of California at Davis.
- [11] Deardorff A. , 1998, *Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?* [C], in Jeffrey Frankel (eds.), *The Regionalization of the World Economy*, University of Chicago Press for the NBER.
- [12] De Benedictis L. and D. Taglioni. , 2011, *The Gravity Model in International Trade* [C], in L. De Benedictis and L. Salvatici (eds.), *The Trade Impact of European Union Preferential Policies: An Analysis through Gravity Models*, Berlin: Springer.
- [13] Feenstra R. , 2004, *Advanced International Trade* [M], Princeton University Press.
- [14] GTA, 2009, *The 1st GTA Report* [R], available at <http://www.globaltradealert.org/analysis>.
- [15] GTA, 2012, *The 11th GTA Report* [R], available at <http://www.globaltradealert.org/analysis>.
- [16] Helpman E. , M. J. Melitz and Y. Rubinstein, 2008, *Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes* [J], Quarterly Journal of Economics, 123, 441~487.
- [17] Henn C. and B. McDonald, 2011, *Protectionist Responses to the Crisis: Damage Observed in Product-Level Trade* [R], IMF Working Paper No. WP11139.

The Global Competitiveness Report 2001~2002, Oxford University Press, New York.

[11] Yue C. J., Hua P., 2002, *Does Comparative Advantage Explains Export Patterns in China?* [J], *China Economic Review*, 2-3 (13), 276~296.

[12] Zhu J., 2000, *Multi-factor Performance Measure Model with an Application to Fortune 500 Countries* [J], *European Journal of Operation Research*, 1 (123), 105~124.

[13] 池仁勇、虞晓芬、李正卫:《我国东西部地区技术创新效率差异及其原因分析》[J],《中国软科学》2004年第8期。

[14] 官建成、何颖:《科学—技术—经济的联结与创新绩效的国际比较研究》[J],《管理科学学报》2009年第5期。

[15] 林昭文:《国家创新体系的效率及其增进研究》[J],《学术界》2007年第4期。

[16] 欧阳峣、罗会华:《大国的概念:涵义、层次及类型》[J],《经济学动态》2010年第8期。

[17] 王亚刚、席酉民:《国家创新体系的构建与评估:基于和谐管理理论的系统探讨》[J],《中国软科学》2007年第3期。

[18] 虞晓芬、李正卫、池仁勇、施鸣炜:《我国区域技术创新效率:现状与原因》[J],《科学学研究》2005年第2期。

[19] 张宏性、程唏:《国家创新模型及评价指标体系研究》[J],《统计研究》2005年第7期。

[20] 钟惠波、郑秉文:《金砖四国在“国家创新体系”(NIS)中政府作用的比较——趋同性与根植性的分析角度》[M],社会科学文献出版社, 2011。

(责任编辑:陈星星)

(上接第36页)

[18] Olivero M. P. and Y. V. Yotov, 2012, *Dynamic Gravity: Endogenous Country Size and Asset Accumulation* [J], *Canadian Journal of Economics*, 45, 64~92.

[19] Roodman D., 2006, *How to do xt abond2: An Introduction to Difference and System GMM in STATA* [R], The Center for Global Development, Working Paper No. 103.

[20] Ruhl K., 2008, *The International Elasticity Puzzle* [R], Working Paper NYU Stern School of Business.

[21] Shingal A., 2009, *The Impact of Cross-Border Discrimination on Japanese Exports: A Sectoral Analysis* [R], in Simon Evenett (eds.), 2009, *The Unrelenting Pressure of Protectionism: The 3rd GTA Report*.

[22] WTO, 2010, *Report to the TPRB from the Director-General on trade-related developments* [OL/R], available at http://www.wto.org/english/news_e/news10_e/report_tprb_june10_e.pdf.

[23] 陈龙江、温思美:《经济复苏下的国际贸易保护措施新趋势及中国的对策》[J],《世界经济研究》2011年第7期。

[24] 陈秀莲:《全球金融危机下的贸易保护主义》[J],《世界经济研究》2010年第10期。

[25] 王丽军、周世俭:《金融危机与贸易保护主义》[J],《国际贸易》2010年第6期。

[26] 王小梅、秦学志、尚勤:《国外非关税措施研究综述》[J],《国际贸易问题》2013年第4期。

[27] 薛荣久、杨凤鸣:《全球金融危机下贸易保护主义的特点、危害与应对》[J],《国际经贸探索》2009年第11期。

[28] 易波:《反倾销对中国出口影响的实证研究》[J],《世界经济与政治论坛》2011年第7期。

[29] 张秀娥、张波:《技术性贸易壁垒对我国出口贸易影响的实证研究》[J],《科技管理研究》2012年第2期。

(责任编辑:王喜峰)