

■ 中文社会科学引文索引 (CSSCI) 收录集刊
■ 中国学术期刊 (光盘版) 全文收录期刊

国际政治科学

QUARTERLY JOURNAL OF INTERNATIONAL POLITICS

2014年第1期 (总第37期)

徐奇渊



陈思翀

中日关系紧张对双边贸易的影响



王铁军

政治策略与社会联盟



富育红

阿富汗塔利班与巴基斯坦塔利班比较分析



陈 然

漆海霞

国际组织调停研究的争论与发展



李改窈

“一体化”视角与国际关系角色理论的演进



清华大学当代国际关系研究院
Institute of Modern International Relations, Tsinghua University



社会科学文献出版社
SOCIAL SCIENCES ACADEMIC PRESS (CHINA)

国际政治科学

2014年第1期（总第37期）

主办单位：清华大学当代国际关系研究院

学术委员会（按姓氏笔画排序）：

文正仁（延世大学）

卡赞斯坦（Peter J. Katzenstein，康奈尔大学）

布赞（Barry Buzan，伦敦经济政治学院）

田中明彦（东京大学）

石之瑜（台湾大学）

邝云峰（Yuen Foong Khong，牛津大学）

托（William Tow，澳大利亚国立大学）

江忆恩（Alastair Iain Johnston，哈佛大学）

张睿壮（南开大学）

沈丁立（复旦大学）

金灿荣（中国人民大学）

柯庆生（Thomas J. Christensen，普林斯顿大学）

埃文斯（Paul Evans，不列颠哥伦比亚大学）

秦亚青（外交学院）

贾庆国（北京大学）

猪口孝（日本中央大学）

萨尼（Varun Sahni，尼赫鲁大学）

阎学通（清华大学）

彭佩尔（T. J. Pemple，加州大学伯克利分校）

编委会：

主 编：阎学通

副 主 编：陈 琪

执行主编：漆海霞

组稿编辑：孙学峰 刘 丰 徐 进 李 巍

评审编辑：周方银 马燕冰

通信地址：北京市海淀区清华大学明斋313室

邮政编码：100084

电 话：010-62788801 62786457

传 真：010-62773173

电子信箱：CJIP@mail.tsinghua.edu.cn

图书在版编目(CIP)数据

国际政治科学. 2014 年. 第 1 期/阎学通主编. —北京: 社会科学文献出版社, 2014. 2

ISBN 978 - 7 - 5097 - 5637 - 9

I. ①国… II. ①阎… III. ①国际政治 - 丛刊 IV. ①D5 - 55

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2014) 第 022005 号

国际政治科学 (2014 年第 1 期)

主 编 / 阎学通

出 版 人 / 谢寿光

出 版 者 / 社会科学文献出版社

地 址 / 北京市西城区北三环中路甲 29 号院 3 号楼华龙大厦

邮政编码 / 100029

责任部门 / 全球与地区问题出版中心 (010) 59367004 责任编辑 / 张金勇 高明秀

电子信箱 / bianyibu@ssap.cn

责任校对 / 程雷高

项目统筹 / 祝得彬

责任印制 / 岳 阳

经 销 / 社会科学文献出版社营销中心 (010) 59367081 59367089

读者服务 / 读者服务中心 (010) 59367028

印 装 / 北京季峰印刷有限公司

开 本 / 787mm × 1092mm 1/16

印 张 / 9.25

版 次 / 2014 年 2 月第 1 版

字 数 / 138 千字

印 次 / 2014 年 2 月第 1 次印刷

书 号 / ISBN 978 - 7 - 5097 - 5637 - 9

定 价 / 29.00 元

本书如有破损、缺页、装订错误, 请与本社读者服务中心联系更换

 版权所有 翻印必究

作者简介

徐奇渊 中国社会科学院世界经济与政治研究所副研究员。

电子信箱: xuqiy@163.com

陈思翀 中南财经政法大学金融学院副教授。

电子信箱: cscwin@gmail.com

王铁军 华东师范大学国际关系与地区发展研究院副教授。

电子信箱: wangtiejun@sdu.edu.cn

富育红 复旦大学国际关系与公共事务学院 2012 级博士研究生。

电子信箱: 12110170020@fudan.edu.cn

陈 然 北京大学国际关系学院 2013 级硕士研究生。

电子信箱: rchen@pku.edu.cn

漆海霞 清华大学当代国际关系研究院讲师。

电子信箱: oceanqi@126.com

李旼窥 (Lee MinGyu) 北京大学国际关系学院 2010 级韩国籍博士研究生。

电子信箱: obscurecount@gmail.com

国际政治科学

QUARTERLY JOURNAL OF
INTERNATIONAL POLITICS

目录

CONTENTS

II 作者简介

-
- | | | |
|-----|--------------------------------|---------|
| 1 | 中日关系紧张对双边贸易的影响 | 徐奇渊 陈思肿 |
| 24 | 政治策略与社会联盟
——英国 19 世纪的自由贸易政策 | 王铁军 |
| 46 | 阿富汗塔利班与巴基斯坦塔利班比较分析 | 富育红 |
| 73 | 国际组织调停研究的争论与发展 | 陈 然 漆海霞 |
| 100 | “一体化”视角与国际关系角色理论的演进 | 李啟窥 |
-
- 138 注释体例

中日关系紧张对双边贸易的影响^{*}

徐奇渊 陈思翀◎

【内容提要】 2010年撞船事件和2012年日本“购岛议题”使得中日关系紧张气氛持续升级。不同于2005年前后的“政冷经热”，现阶段中日关系已对贸易关系产生了显著冲击。对此，我们基于内生结构断点的方法，以2008年第二季度、2010年第三季度为分界点，将2002—2012年中日政治关系划分为三个阶段。在此期间，政治关系对双边贸易的影响经历了三种状态：较弱、无影响、显著影响。第一阶段，由于政治关系的影响较弱，经济上的有利因素容易抵消政治的负面影响，因此表现出了“政冷经热”。在第三阶段，政治关系恶化对贸易的影响显著强化，同时经济指标走弱，由此出现了“政冷经冷”。结果还显示：由于双边关系紧张，2012年中国对日本出口潜在损失313亿—318亿美元，日本损失为368亿—379亿美元，高出中国近20%。

【关键词】 中日政治关系 中日贸易 政冷经冷 结构断点

进入21世纪以来，中日关系已经出现了两次低谷。第一次是2005年，因日本谋求“入常”和屡次篡改历史教科书问题，中国民众反日情绪升温，爆发大规模集会游行和抵制日货的抗议活

* 本文得到国家社会科学基金重点项目“二十国集团面临的全球治理重点问题研究”（11ACJ001）的资助。在研究过程中，徐进博士在政治关系数据方面提供了支持，梁永邦博士在中国工业经济增加值指数方面提供了帮助，吴海英副研究员在贸易数据处理方面提供了帮助。在此一并表示感谢，当然文责由笔者自负。

动; 2006 年 8 月 15 日, 即将卸任的小泉纯一郎参拜靖国神社, 引起中国方面的强烈不满。此后两国领导人积极改善双边关系, 中日关系得以走出低谷。第二次中日关系出现紧张始于 2010 年 9 月的撞船事件, 2012 年, 由于日本突然抛出“购岛议题”, 对钓鱼岛进行所谓的“国有化”, 中日关系再次跌入低谷。

目前, 中国和日本分别为世界第二大和第三大经济体, 中日之间的贸易关系也是世界上最重要的双边贸易关系之一。而中日之间政治关系的紧张和恶化, 势必会对这一贸易关系的发展产生影响。但回顾历史, 前述两次中日关系紧张对双边贸易的影响似乎又有明显不同的特点。

2005 年至 2006 年间, 中日政治关系形势严峻的同时, 经济关系却同政治关系保持了一定的脱钩, 双边贸易保持了相对积极的发展势头。对此, 学术界通常将其总结为“政冷经热”。但是, 自 2010 年以来的中日政治关系的紧张似乎已经导致了“政冷经冷”现象。

2013 年 8 月, 《中国日报》舆论调查报告显示: 关于今后日中关系朝“政冷经热”还是“政冷经冷”方向发展, 两国民众的回答均与精英阶层出现了分歧。日本民众中选择“政冷经冷”的比例为 40.1%, 超过选择“政冷经热”的比例 (32.1%); 中国民众的回答类似, 上述两个比例分别为 56.5% 和 38.3%。与此同时, 日本的精英阶层中选择“政冷经热”的人为 52.5%, 超过选择“政冷经冷”的比例 (40.2%)。而中国精英阶层的这两个比例分别为 49.5% 和 46.0%。可见, 目前普通民众和精英阶层之间, 对中日政治、经济关系发展的预期, 在认识上还存在着一定分歧。^①

然而, 事实并不容乐观, 2013 年上半年, 日本对中国的出口额同比增速为 -16.7%, 连续两年同比下滑。5 年以来, 中国作为日本出口目标市场的地位, 首次让位于美国而退居第二。但是, 影响双边贸易下滑的因素有很

① 柳洪杰:《2013 中日关系舆论调查: 双方国民性评价全面恶化》, 中国日报网, 2013 年 8 月 7 日, http://www.chinadaily.com.cn/hqzx/2013-08/07/content_16875930.htm。

多。日本贸易振兴机构在 2013 年 8 月发布的报告指出：日本对中国出口下滑的主要原因是中国内需停滞。^①《日本经济新闻》的评论也认为，比起发展经济，中国政府目前更重视结构改革，由此导致了日本对中国出口减少。^②

不过，如果我们根据中国海关数据进行横向比较，就会发现：2013 年上半年，美国对中国出口同比增长 15%；即使是处于衰退中的欧盟，其增速也有 -2%；与日本经济结构较为相似的韩国，其对中国出口同比增速为 11.5%；而同期日本对华出口增速为 -16.7%。在货币大幅贬值的背景下，日本对华出口增速却大大逊于其他经济体。因此，除了经济周期的因素之外，中日双边政治关系恶化的影响显然是不可忽视的。^③

这是否意味着，与 2005—2006 年的“政冷经热”时期相比，中日之间政治、经济关系的脱钩状态现在已经发生了根本性的变化，中日关系已然处于“政冷经冷”的状态？如果是这样，双边政治关系的恶化在双边贸易下滑过程中起到了多大的作用，这分别对中日双方有多大影响？本文将尝试对这些问题给出回答：第一部分将对已有研究进行回顾和评述，并指出我们倾向于使用时间序列的方法，对季度频率的数据进行分段研究；第二部分是对实证分析模型的介绍，在给出了进口、出口方程之后，我们将分析如何进行结构断点检验；第三部分介绍数据来源及其处理；第四部分是分析结果；第五部分是结论性评述。

一 文献回顾

由于历史和政治的原因，中日经济关系一直以来就是个复杂的问题。^④2005—2006 年，中日关系跌入了局部低谷，但双方贸易关系却未见降温，

① 田泓：《中日贸易额四年首降，贸易逆差创新高》，《环球时报》2013 年 8 月 16 日，<http://cjkeizai.j.people.com.cn/98732/8367446.html>。

② 田泓：《中日贸易额四年首降，贸易逆差创新高》。

③ 数据来源：CEIC 环亚数据库。

④ A. Whiting, “China and Japan: Politics versus Economics,” *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 519, No. 1, 1992, pp. 39–51.

这颇有些令人费解。如图 1 所示, 中国从日本的进口同比增速, 在这段时间仍然呈现出稳定上升的趋势; 另一方面, 中国对日本的出口同比增速, 虽然在 2005 年四季度有所下降, 但此后又继续呈现为长期回升的状态。因此在这一时期, 中日贸易关系的发展势头, 虽然比不上中国加入世界贸易组织初期那样快速, 但是考虑到同时期中日政治关系的紧张状态, 双边贸易能有如此表现实属不易。

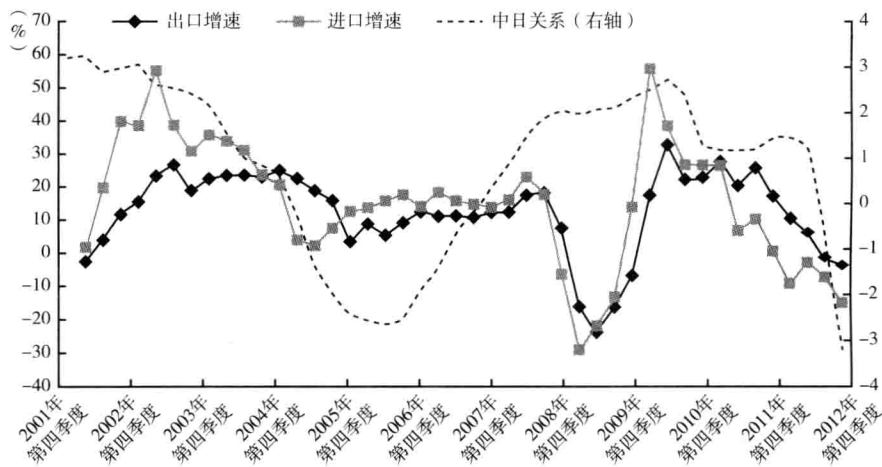


图 1 中国对日本进出口贸易的同比增速和中日关系指数

资料来源: 进口、出口增速为同比口径, 根据中国海关数据计算得到。中日关系指数来自清华大学国际问题研究所中外关系数据库, 将月度数据取均值得到季度数据。

因此, 对于 2005 年前后的中日关系, 冯绍奎^①、马俊威^②、朱锋^③等使用了“政冷经热”进行概括, 还有学者使用了“政冷经温”^④的表述。不过, 同时也有少数学者认为当时的中日关系实际上出现了“政冷经冷”

① 冯绍奎:《对中日关系“政冷经热”的再思考》,《日本研究》2006 年第 2 期,第 1—9 页。

② 马俊威:《当前中日关系的几个特点》,《现代国际关系》2006 年第 4 期,第 31—32 页。

③ 朱锋:《日本为什么对中国这么强硬》,《现代国际关系》2006 年第 4 期,第 34—36 页。

④ 刘江永:《中日关系“政冷经温”的症结与出路》,《现代国际关系》2006 年第 4 期,第 28—30 页。

的状态。^①可见,虽然主流意见认为当时中日关系处于“政冷经热”的状态,但是仍然存在一些不同的看法。当时,中日政治关系的“冷”是共识,分歧在于对经济关系的看法。

主流观点之所以认同“经热”,其中一个原因在于中日贸易金额仍有可观的增长。例如,冯绍奎指出:“两国贸易额……在2003年超过1300亿美元。在2004年达到1678亿美元,在2005年达到1894亿美元。”^②

而持“政冷经温”观点的刘江永则分析了中日政治关系变化前后的贸易增速变化,并指出:“2005全年日本对华出口增加10.6%,但仍低于2002—2004年28.7%的年均增速。”^③“政冷经冷”观点持有者则是根据市场份额指标得出的结论。^④这些观点是基于贸易增速的变化或者市场份额的变化而得出“经冷”的判断,似乎更为合理。但是,除了双边政治关系之外,还有其他因素也会影响贸易增速和市场份额,如:(1)汇率因素,2000—2002年年中,日元对人民币一直处于贬值状态,贬值幅度达22%,经过一段时滞的影响,推动了此后日本对华出口增速的上升。而自从2002年年中之后直至2005年2月,日元对人民币升值幅度达27%,这也势必会对日本对华出口增速、市场份额产生负面影响。(2)中国在2001年加入世界贸易组织之后,进口增速(外国对中国出口增速)在整体上也经历了下降过程,2002—2004年进口增速的算术平均数为32%,而2005年的进口增速为17%。由此可见,影响日本对华出口增速下降的因素中也可能包含了这一全局性的趋势因素。

只有准确地描述政治、经济关系的现状,我们才能够对背后的原因、机制等问题进行深入探讨。尤其对于当前中日关系,我们需要有一个清楚的认识。但就像前面提到的,我们在分析中日政治关系对经济关系影响时,需要剔除掉其他影响因素,除了汇率因素、趋势因素之外,还要剔除

① 江瑞平:《中日经济关系的困境与出路》,《日本学刊》2006年第1期,第61—70页。

② 冯绍奎:《对中日关系“政冷经热”的再思考》,第1—9页。

③ 刘江永:《中日关系“政冷经温”的症结与出路》,第28—30页。

④ 江瑞平:《中日经济关系的困境与出路》,第61—70页。

双边国内经济运行情况的影响。因为国内经济的运行处于经济周期的哪一个阶段,在理论上也会影响到对应的进口行为。

所以,为了进行定量研究,我们需要对中日双边经济关系、汇率因素、两国经济运行情况,以及双边政治关系进行度量。其中,前三项经济指标都是相对容易界定的,一个棘手的问题在于如何准确度量双边政治关系。

目前,在讨论政治关系如何影响贸易关系这个问题上,学界有较为成熟的方法。^①其思路是在贸易理论的引力模型 (gravity model) 的基础上,引入政治距离 (political distance) 的概念进行扩展,从而研究政治距离对贸易的影响。其中政治距离指标,正是衡量两国政治关系亲密、疏远程度的指标。其测量方法是将双边新闻事件区分为正面、负面事件,然后按照重要性进行赋值,最后加总获得结果。

有学者就根据这种方法,基于前沿引力模型 (frontier gravity model),对于中日政治关系对贸易的影响进行了分析,样本期为 1986—2006 年。^②其研究结果认为,中日政治关系的紧张并没有对贸易关系造成影响。此外,也有学者也使用引力模型的框架,就达赖出访国家与中国的双边贸易进行了研究。^③在该文献中,作者根据达赖出访受到的领导人接见的级别等因素构建政治关系指标,对 1991—2008 年的事件样本进行了研究,结果发现:2002 年之后,以官方最高级别会见达赖的国家,其对中国的出口确实受到了惩罚。

但是,如果参照以上学者的方法,使用政治距离概念对引力模型进行扩展的框架,进而使用面板数据研究当前的中日政治和经济关系,至少存在以下三个问题。

① A. Hirschman, *National Power and the Structure of Foreign Trade* (Berkeley, CA: University of California Press, 1945); S. W. Polachek, "Conflict and Trade," *Journal of Conflict Resolution*, Vol. 24, No. 1, 1980, pp. 55–78.

② S. P. Armstrong, "The Politics of Japan-China Trade and the Role of the World Trade System," *The World Economy*, Vol. 35, No. 9, 2012, pp. 1102–1120.

③ A. Fuchs and N. H. Klann, "Paying a Visit: The Dalai Lama Effect on International Trade," *Journal of International Economics*, Vol. 91, No. 1, 2010, pp. 164–177.

首先,使用面板数据分析存在的问题。面板数据分析使用样本中全部经济体的政治距离、贸易总量进行分析,但并不是针对中日双边关系进行的专门分析。而不同的双边关系中,政治关系对经济的影响机制可能是有差异的,使用一般意义上政治关系对经济的影响,来套用到对中日的分析上,可能是不恰当的。

例如,如果双边经济体量是完全不对称的,则在双边政治关系恶化的情况下,体量较大的经济体显然更容易将这种影响推及到贸易领域;而在双边经济体量相似的情况下,则双方行为都会相对慎重。再如,在全球价值链条中,如果双边处于上下游的垂直关系,则双边政治关系对贸易的影响也会相对有限。这些都表明,使用多国面板数据得到一般意义上的政治、经济关系,套用到中日问题的分析上可能存在风险。因此,本文选择中日双边样本数据,对中日政治、经济关系进行专门的时间序列分析。

其次,样本频率问题。以上学者的研究中,包括政治距离在内的样本频率都是年度的。但是对于本文关心的问题来说,从2010年9月的撞船事件到2012年9月的日本政府购岛争端,再到现在仅有两个年度数据。因此,如果将2010年9月到现在划分为一个阶段,统计检验样本就较小,很难充分反映出新的变化。即使是面板数据,将2011—2012年的两个年度样本作为一个阶段进行分析,其效果也会很不理想。而如果是频率较高的时间序列,那这个问题就可能被解决。

最后,转口贸易问题。由于香港地区转口贸易在中国对外贸易中占比非常可观,多年来在20%左右波动。因此,需要对香港地区的转口贸易进行还原。如果涉及国家数量过多,例如阿姆斯特朗(S. P. Armstrong)的引力模型面板数据涉及65个经济体^①,要对这些经济体进行转口贸易的还原是困难的。如果使用时间序列,则只需要考虑中日双边的转口贸易问题,那么问题就容易解决了。需要注意的是,阿姆斯特朗并没有考虑香港

^① S. P. Armstrong, "The Politics of Japan-China Trade and the Role of the World Trade System," pp. 1102 - 1120.

地区的转口贸易问题。

因此,我们倾向于使用时间序列的方法,使用较高频率的中日关系指数来进行分段研究。幸运的是,中日双边关系指数的较高频率数据具有可得性。以阎学通等对双边关系衡量的研究作为理论基础,清华大学国际问题研究所对中国与美、日、俄、英、法、德、印七个大国的外交事件进行整理,然后将双边关系量化,编制得到了“中外关系数据库”。目前该数据库已经公布了 1950—2012 年的月度数据。图 1 中的中日关系指数即是对该数据库中的月度数据进行平均后获得的季度数据,结合同期的贸易数据进行分析,确实会让人有一种上一阶段(2005 年前后)“政冷经热”、当前阶段(2010 年以来)“政冷经冷”的直观感觉。

二 实证分析模型

为了分析中日政治关系对双边贸易的影响,本文在传统进出口贸易方程的基础上,加入了反映中日政治关系的解释变量,如式(1)所示。同时,由于中日间的进出口贸易往往会受到相同的宏观政治和经济因素的影响,如两国间的政治关系或是汇率变化,所以进口方程和出口方程的误差项之间可能具有较强的相关性。因此,相对于 OLS 估计方法,SUR 方法^①是估计进出口方程的更加合适的计量经济模型。在本文对式(1)的分析中,我们将报告 SUR 方法的估计结果。

$$\begin{aligned} exp_t &= \beta_{1j} + e_{t-1}\beta_{2j} + yj_{t-1}\beta_{3j} + re_{t-1}\beta_{4j} + u_{1t}, \\ imp_t &= \beta_{5j} + e_{t-1}\beta_{6j} + yc_{t-1}\beta_{7j} + re_{t-1}\beta_{8j} + u_{2t}. \end{aligned} \quad \text{式(1)}$$

其中, exp_t 和 imp_t 分别是中国对日本的出口和进口环比增速; e_t 是双边汇率的环比变化率,基于人民币的间接计价法计算; yj_t 和 yc_t 分别是日本和中国国内经济的环比增速; re_t 是描述中日双边政治关系的指数。

^① SUR, 即 Seemingly Unrelated Regression。SUR 模型的优势在于能够考虑到回归系统中出口和进口方程误差项的相关性,从而能够获得更好的误差估计值和统计检验量。

需要说明的是,在解释变量中,我们使用了提前 1 期的双边政治关系 re_{t-1} 来解释出口、进口贸易。除了表示影响具有滞后效应之外,很重要的一个原因是避免内生性问题。有研究表明,经济关系也会反过来影响政治关系。^① 因此,使用提前 1 期的政治关系避免了这种潜在的内生性问题。此外, t 期的贸易量是由之前数月的贸易合同决定的,所以具有几个月的滞后效应。^② 这里我们假设 1 个季度即 3 个月的长度足够体现这种时间上的滞后。

进一步而言,由于本文研究的重点在于中日关系是否发生了由“政冷经热”向“政冷经冷”的转变,这就需要考虑进出口贸易方程中各解释变量和进出口额之间的相互关系是否发生了结构性变化。所以我们需要检验上述模型公式(1)中是否存在结构断点。在已有的文献中,有学者提供了一个一般性的分析框架,来估计和检验多元线性回归系统中是否存在未知时点的多个结构断点,这个框架可以适用于包括 VAR 和 SUR 等在内的多种计量经济模型。^③ 接下来,我们将使用这一方法来回答两个问题:第一,上述进出口贸易方程之中是否存在结构断点;第二,如果存在,结构断点发生在何时。

上述分析框架具有以下几个优点:第一,由于该分析框架具有一般性特点,因此可以将 SUR 方法映射到该分析框架中去;第二,该分析方法可以判断未知时点的结构断点;第三,该分析框架允许模型中存在多个结构断点;第四,该方法不仅允许模型的回归系数上具有结构断点,还同时允许模型的误差协方差矩阵上也具有结构断点。具体而言,这一方法所考虑的一般化线性回归模型如式(2)所示:

$$y_t = (I \otimes Z_t') S \beta_j + u_t \quad \text{式(2)}$$

① S. W. Polachek, "Conflict and Trade," *Journal of Conflict Resolution*, Vol. 24, No. 1, 1980, pp. 55 - 78; E. D. Mansfield and B. M. Pollins, *Economic Interdependence and International Conflict: New Perspectives on an Enduring Debate* (Ann Arbor, MI: University of Michigan Press, 2003).

② F. Klaassen, "Why is It so Difficult to Find an Effect of Exchange Rate Risk on Trade?" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, No. 5, 2004, pp. 817 - 825.

③ Z. Qu and Perron, "Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions," *Econometrica*, Vol. 75, No. 2, 2007, pp. 459 - 502.

此处, 本文假设式 (2) 的线性回归模型具有 n 个回归方程和 T 个观测值。并且, 该模型结构断点的个数为 m , 因此具有 $m+1$ 个不同的状态 (regime)。本文以具有 m 个元素的向量 $T = (T_1, \dots, T_m)$ 代表各个结构断点, 并且有 $T_0 = 1$ 和 $T_{m+1} = T$ 。式 (2) 中的 y_t 是包括上述线性回归系统中所有回归方程的被解释变量的向量, 即 $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$ 。 y_t 中各元素以 y_{it} 表示, 其中下标 i 代表线性回归系统中各个方程的编号 ($i=1, \dots, n$), 下标 t 则代表观测值的编号 ($t=1, \dots, T$)。 z_t 是包括线性回归系统中所有回归方程的解释变量的向量, 即 $z_t = (z_{1t}, \dots, z_{qt})'$ 。其中, q 代表所有线性回归方程中不同解释变量的个数。 β_j 是一个包含状态 j 下所有回归系数的向量, 即 $\beta_j = (\beta_{1j}, \dots, \beta_{pj})'$ 。其中, 下标 j 代表相应的状态 regime ($j=1, \dots, m+1$), p 代表式 (2) 中所有回归系数的个数。 S 是 $nq \times p$ 阶满秩矩阵, 矩阵中的元素通常可取值 0 或者 1, 从而决定了各个回归方程中解释变量的选择。 I 为 n 阶单位矩阵, $\otimes$ 代表 Kronecker 乘积。 u_t 是均值为零并且在 $T_{j-1} + 1 \leq t \leq T_j$ ($j=1, \dots, m+1$) 时协方差矩阵为 Σ_j 的误差项。因此, p 阶向量 β_j 和 Σ_j 就构成了上述一般化线性回归模型在状态 j 下需要估计的参数。

但是, 我们需要将本文所考虑的出口和进口方程映射到上述一般化的线性回归模型的形式。具体而言, 我们按照式 (2) 的模型形式, 将式 (1) 具有两个方程的 SUR 模型重新设定如下:

$$\begin{bmatrix} exp_t \\ imp_t \end{bmatrix} = (I_2 \otimes [e_{t-1} y_{j_{t-1}} y_{c_{t-1}} r e_{t-1}]) \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1j} \\ \beta_{2j} \\ \beta_{3j} \\ \beta_{4j} \\ \beta_{5j} \\ \beta_{6j} \\ \beta_{7j} \\ \beta_{8j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad \text{式 (3)}$$

其中,与式(2)相对应地, $y'_t = [\exp imp_t]$, $z'_t = [1 e_{t-1} yj_{t-1} yc_{t-1} re_{t-1}]$, $\beta_j = (\beta_{1j}, \beta_{2j}, \beta_{3j}, \beta_{4j}, \beta_{5j}, \beta_{6j}, \beta_{7j}, \beta_{8j})'$, S 是 $(2 \cdot 5) \times 8$ 阶的选择矩阵, I_2 是 2 阶单位矩阵。

给定以上回归模型,本文将按照前述估计和检验方法,首先运用最大似然法对模型进行估计,然后计算似然比(likelihood ratio)和瓦尔德(Wald)形式的检验统计量,并通过比较上述检验统计量及其在 5% 和 1% 显著性水平上的临界值,最终选定上述模型中结构断点的个数以及时点。

具体而言,我们首先利用似然比检验统计量(SupLR)和瓦尔德检验统计量(WDmax)判断模型中是否存在至少一个结构断点。如果上述检验统计量超过其在 5% 或 1% 显著性水平上的临界值,我们就可以拒绝不存在结构断点的原假设。然后,在设定结构断点的最大可能值之后,我们将依次使用 Seq($l+1|l$) 检验统计量,最终决定结构断点的个数。其中,Seq($l+1|l$) 检验的原假设为存在 l 个结构断点,对立假设为存在 $l+1$ 个结构断点。

考虑到本文估计样本的大小,我们将最大可能的结构断点的个数设置为 $m=2$ 。根据相关文献,本文将 trimming 系数设定为 0.2。并且,本文将汇报同时允许回归系数和误差协方差矩阵上具有结构断点,以及仅允许回归系数上具有结构断点的两种检验结果。

三 数据来源及处理

根据进出口贸易方程式(1),我们选取各变量对应的数据来源,如表1所示。各个序列的一般统计性质,在表2列出。需要说明的是:首先,由于贸易量等月度数据的春节效应调整仍是个难题,我们使用了季度数据。其次,由于我们关心的问题是,2010年撞船事件以来的中日关系与2005年前后有何不同表现,因此我们选择了中国加入世界贸易组织以后的时间范围。从图1的中日关系指数来看,这个时间范围已经覆盖了中日关系的两次低谷、两次高峰。再次,由于各解释变量对贸易滞后一期的影响,进出口数据的样本范围是从2002年第一季度到2012年第四季度,而其他所有解

释变量的时间范围是从 2001 年第四季度到 2012 年第三季度。所有的经济时间序列, 均根据水平序列进行了季节调整, 然后得到环比变化率。其中贸易量、经济增速指标, 均是在剔除价格水平的原始序列基础上得到的。

表 1 变量数据来源及说明

变量	变量含义	数据来源	备注
exp_t	t 期中国对日本出口环比增速	中国海关	1. 原始序列根据香港转口贸易量修正 2. 使用出口价格指数, 剔除物价水平 3. 季调后计算环比增速
imp_t	t 期中国从日本的进口环比增速	中国海关	1. 原始序列根据香港转口贸易量修正 2. 使用进口价格指数, 剔除物价水平 3. 季调后计算环比增速
e_t	t 期人民币对日元的汇率环比变化率	中国外汇交易中心	1. 人民币间汇率标价法 2. 根据月度数据均值得到当季汇率 3. 在此基础上计算环比增速
y_j^t	t 期日本 GDP 的环比增速	日本总务省统计局	1. 由不变价 GDP 定基指数进行季调 2. 然后计算环比增速
yc_t	t 期中国工业增加值环比增速	国家统计局	详见文中说明
re_t	t 期中日两国政治关系	清华大学国际问题研究所中外关系数据库	将月度数据取均值转为季度频率

表 2 各变量数据的统计性质描述

	exp_t	imp_t	e_t	y_j^t	ye_t	re_t
均值	0.020	0.019	0.005	0.002	0.034	0.959
中位数	0.026	0.016	0.000	0.004	0.034	1.370
极大值	0.109	0.201	0.173	0.019	0.061	3.230
极小值	-0.127	-0.130	-0.081	-0.039	-0.009	-2.670
标准误	0.040	0.057	0.047	0.012	0.012	1.760
样本数	43	43	43	43	43	43

关于中国经济季度环比增速, 因为官方自 2011 年才开始公布, 所以此前的数据需要估计。一种选择是采用官方公布的 GDP 同比增速, 将其