

中日关系紧张对双边贸易的影响^{*}

徐奇渊 陈思劭◎

【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”（11AGJ001）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。

《国际政治科学》2014 年第 1 期（总第 37 期），第 1—23 页。

Quarterly Journal of International Politics

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性改革，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。

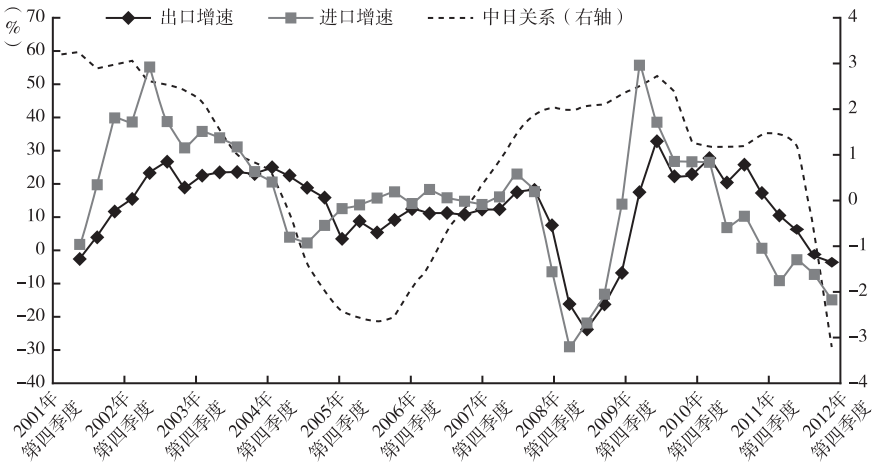


图 1 中国对日本进出口贸易的同比增速和中日关系指数

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。其测量方法是將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，来套用到对日国的分析上，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。

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

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 $T = (T_1, \cdots T_m)$ 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 $y_t = (y_{1t}, \cdots y_{nt})'$ 。 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 ($i = 1, \cdots n$), 下标 t 则代表观测值的编号 ($t = 1, \cdots T$)。 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 $z_t = (z_{1t}, \cdots, z_{qt})'$ 。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 $\beta_j = (\beta_{1j}, \cdots \beta_{pj})'$ 。其中, 下标 j 代表相应的状态 regime ($j = 1, \cdots m + 1$), 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 $T_{j-1} + 1 \leq t \leq T_j$ ($j = 1, \cdots m + 1$) 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:

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

其中,与式(2)相对应地, $y'_t = [\exp imp_t]$, $z'_t = [1e_{t-1} yj_{t-1} yc_{t-1} re_{t-1}]$, $\beta_j = (\beta_{1j}, \beta_{2j}, \beta_{3j}, \beta_{4j}, \beta_{5j}, \beta_{6j}, \beta_{7j}, \beta_{8j})'$, 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($l+1 \mid l$) 检验统计量,最终决定结构断点的个数。其中,Seq($l+1 \mid l$) 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
yj_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	yj_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

转化为环比口径。但是,张斌发现,基于官方公布的同比增速历史数据,很难对季调后环比增速做出准确估算。^①因此,我们考虑替代方法,估算工业增加值的季调实际环比增速,作为中国经济季度环比增速的替代指标。

数据构建的基础是国家统计局公布的同比数据或累计同比数据。具体方法是,以1994年为基期,该年每月的工业增加值均取100,按实际同比数据构建以后各月的实际工业增加值。此外,为了消除春节因素对同比序列的影响,国家统计局从2007年开始停止公布1月的同比和累计同比数据。为保证数据的一致性并消除春节因素,本文的处理方法是,将1997年及此后历年的1月和2月实际同比数据取为该年2月的累计同比数据,即认为消除春节因素后1月和2月的同比增长率是相等的。在得到实际工业增加值序列后,我们再使用X12-ARIMA季节调整方法进行季节调整,所用软件为Eviews7.2。使用其他年份为基期构建实际工业增加值序列对本文结果基本没有影响,数据也是由国家统计局提供。

表3 中日进出口贸易方程的结构断点分析

	SupLR(1)	SupLR(2)	WDmax(2)	Seq(2 1)	断点数量	断点时间	90% C. I.
可变误差	41.65 **	71.85 **	45.74 **	36.14 **	2	2008Q2	{2008Q1,2008Q3}
	(33.13)	(52.05)	(34.56)	(35.58)		2010Q3	{2010Q2,2010Q4}
不变误差	25.10 *	42.51 *	26.01 *	29.03 *	2	2008Q2	{2008Q1,2008Q3}
	[23.21]	[37.93]	[24.75]	[25.94]		2010Q3	{2010Q2,2010Q4}

说明:本表所计算结果的样本区间为2002年第一季度至2012年第四季度,并且分别报告了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检验结果。Trimming系数设置为0.20。SupLR(1)和SupLR(2)检验的原假设为不存在结构断点,对立假设分别为存在1个和2个结构断点。WDmax(2)检验的原假设为不存在结构断点,对立假设为至少存在1个结构断点。Seq(2|1)检验的原假设为存在1个结构断点,对立假设为存在2个结构断点。圆括号内为对应检验统计量在1%显著性水平上的临界值;方括号内为对应检验统计量在5%显著性水平上的临界值。断点数量为基于检验结果的结构断点个数。断点时间为发生结构断点的时间。90% C. I. 代表在90%水平上的置信区间。可变误差是指模型假设同时允许回归系数和误差协方差矩阵上具有结构断点。不变误差是指模型假设仅允许回归系数上具有结构断点。

^① 张斌:《扑朔迷离的中国GDP季度环比增长率》,中国社会科学院国际金融研究中心,Policy Brief,2009, No. 09005。

四 分析结果及其稳健性

表 3 报告了对中日进出口贸易方程进行结构断点分析的结果, 该表估计结果的样本区间为 2002 年第一季度至 2012 年第四季度。同时, 为了保证检验结果的稳健性, 表 3 分别报告了方法 1 (同时允许回归系数和误差协方差矩阵上具有结构断点), 以及方法 2 (仅允许回归系数上具有结构断点) 的检验结果。

第一, 无论是根据似然比检验统计量 (SupLR) 还是瓦尔德检验统计量 (WDmax), 我们都可以 在 5% 或 1% 的显著性水平上拒绝不存在结构断点的原假设。所以, 本文认为中日两国间的进出口贸易方程确实存在着结构断点。

第二, Seq (2 | 1) 检验统计量的结果显示, 我们可以拒绝仅存在 1 个结构断点的原假设, 而接受存在 2 个结构断点的对立假设。因此, 综合以上检验结果, 本文最终判断在中日进出口贸易中存在着两个显著的结构断点。

第三, 检验结果显示, 进出口方程发生结构变化的时间分别为 2008 年第二季度和 2010 年第三季度。对于这两个结构断点我们可以做如下的理解。

以上述两个时点为断点, 样本期的三段区间, 反映中日双边政治关系波动性的标准差分别为 2.01、0.27 和 1.48。可见, 第二阶段中日关系是相对最为平稳的, 波动性最小。而第一和第三阶段, 中日双边政治关系却出现了大的起落。第一阶段的波动体现在: 2005 年, 发生了日本谋求“入常”、屡次篡改历史教科书等问题; 2006 年 8 月 15 日, 小泉纯一郎参拜靖国神社。此后, 由于双方领导人积极采取措施, 中日关系得以走出低谷。而第三阶段的波动则是以中日关系的较高水平作为起点, 但以 2010 年 9 月的撞船事件为开端, 至 2012 年日本突然抛出的“购岛议题”, 这些事件都使得中日关系逐步进入低谷。

中日双边政治关系在三个阶段的波动性不同,导致上述三个时期解释变量、被解释变量的关系也可能发生重要变化。从政治变量本身来看,政治关系大的波动,更有可能引起双边经济关系的变化;而政治关系的变化仅仅是在微小范围的波动,则其与经济关系可能是不相关的。因此,这也可能表明,政治关系的变化要对双边经济关系产生影响,需要其变化幅度达到一定的门槛,这可称之为门槛效应(threshold effect)。

第四,方法1(同时允许回归系数和误差协方差矩阵上具有结构断点)和方法2(仅允许回归系数上具有结构断点)的估计结果所显示出的一致性表明,本文的检验结果是稳健的。

根据表3检验结果给出的结构断点,我们将进一步分析在进出口方程中,各个解释变量尤其是中日政治关系对双边贸易的影响发生了怎样的结构变化。表4、表5分别报告了使用方法1(同时允许回归系数和误差协方差矩阵上具有结构断点)和方法2(仅允许回归系数上具有结构断点)在不同状态(Regime)下的参数估计结果,包括了进出口模型在两个不同阶段的回归系数向量 β_j 和误差的协方差矩阵 Σ_j 。

表4 可变误差下的分阶段模型参数估计值

	回归系数估计值					误差协方差矩阵	
	截距	汇率	日本经济	中国经济	中日政治关系	估计值	
Panel (A) :2002Q1 – 2008Q2							
出口方程	2. 29 ***	– 0. 007	0. 14		0. 65 **	6. 66	1. 09
进口方程	1. 54	– 0. 35 *		0. 24	1. 03 **	1. 09	13. 60
Panel (B) :2008Q3 – 2010Q3							
出口方程	21. 35 *	– 0. 17	3. 95 ***		– 8. 91	21. 26	27. 25
进口方程	– 11. 19	– 0. 71 **		– 0. 48	5. 80	27. 25	38. 91
Panel (C) :2010Q4 – 2012Q4							
出口方程	– 3. 36 **	0. 009	– 1. 80 **		3. 74 ***	2. 63	6. 23
进口方程	4. 35	0. 14		– 4. 04 **	4. 26 **	6. 23	18. 39

说明:本表所报告模型估计结果的样本区间为2002年第一季度至2012年第四季度。模型假设同时允许回归系数和误差协方差矩阵上具有结构断点。Trimming系数设置为0.20。*,**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上具有显著性。

表 5 不变误差下的分阶段模型参数估计值

	回归系数估计值					误差协方差矩阵	
	截距	汇率	日本经济	中国经济	中日政治关系	估计值	
Panel (A) :2002Q1 – 2008Q2							
出口方程	2. 48 ***	0. 003	– 0. 28		0. 64 **	7. 94	7. 06
进口方程	5. 17	– 0. 29		– 0. 69	0. 92 *	7. 06	19. 99
Panel (B) :2008Q3 – 2010Q3							
出口方程	14. 35 *	– 0. 24	3. 10 ***		– 5. 73	7. 94	7. 06
进口方程	– 11. 15	– 0. 76 ***		– 0. 001	6. 46	7. 06	19. 99
Panel (C) :2010Q4 – 2012Q4							
出口方程	– 3. 47 *	0. 001	– 1. 93 **		3. 84 **	7. 94	7. 06
进口方程	1. 25	0. 17		– 2. 91	4. 19 **	7. 06	19. 99

说明：本表所报告模型估计结果的样本区间为 2002 年第一季度至 2012 年第四季度。模型假设仅允许回归系数上具有结构断点。Trimming 系数设置为 0. 20。*，** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上具有显著性。

根据检验结果，在样本区间内，中日进出口贸易方程具有两个内生决定的结构断点，即分为三个不同的历史阶段：2002 年第一季度至 2008 年第二季度；2008 年第三季度至 2010 年第三季度；2010 年第四季度至今。具体而言，可以得到以下结论。

第一，中日政治关系对双边贸易的影响确实存在阶段性的特点。

从整体上看，无论是在 2008 年第二季度发生第 1 个结构变化之前（第一阶段），还是在 2010 年第三季度发生第 2 个结构变化之后（第三阶段），中日之间的政治关系对进出口贸易都具有统计意义上显著的正向影响。这表明在此期间，当中日之间的政治关系更好的时候，进出口贸易的增长也更为迅速。反之，当中日关系遇冷的时候，进出口贸易也容易受到负面影响。而在第二阶段，中日政治关系对双边贸易的影响并不显著。

第二，第一阶段总体表现为“政冷经热”，第三阶段总体上为“政冷经冷”。

首先，我们看中日政治关系变量本身的影响。在第一阶段，由于政治关系的影响较弱，而经济上的有利因素尤其是趋势性因素，容易抵消政治

的负面影响，因此表现出了“政冷经热”；而在第三阶段，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”。具体来说，第一阶段的中日政治关系对进出口贸易的影响虽是正向的，而且在统计意义上也是显著的（Statistical Significance），但是相对于第三阶段，其影响系数在经济意义上的显著性（Economic Significance）却相当微弱。例如，表 4 的估计结果显示，中日政治关系对出口方程的影响系数在第一阶段仅为 0.65，而在第三阶段则上升到了 3.74。同样也可以发现，中日政治关系对进口方程的影响系数在第一阶段仅为 1.03，第三阶段则变成 4.26。

其次，各阶段的趋势性因素也非常重要。表 4 和表 5 的结果都一致表明：第一阶段的趋势性因素在 1% 的水平上具有显著性，而且该趋势性因素是正向的。可能的解释是，在 2001 年加入 WTO 之前，中国与日本的双边贸易大大低于应有的潜在水平；在加入 WTO 之后，双边贸易很自然就具有快速上升的趋势。这种内在的趋势性因素，并不是由双边政治关系改善或者恶化带来的；反过来，正是由于这种突出的、正向的内在趋势性，在很大程度上抵消了同期双边关系恶化带来的负面影响，由此使第一阶段的双边关系体现出“政冷经热”的最终结果。

而审视第三阶段可以发现，趋势性因素的显著性减弱到 5% 或 10% 的显著性水平，而且方向上也开始转变为负数。因此，在这一时期，趋势性因素不可能再像第一阶段那样起到正向作用，相反，下滑的趋势性因素甚至可能强化了“政冷经冷”的表象。关于这一时期趋势性因素为什么减弱，答案仍然有待进一步研究的揭示。笔者认为，其原因有可能与日本海外直接投资的布局发生变化从而引发中日双边贸易的相互依赖程度下降有关。

最后，对于双边贸易增速的变化，汇率等经济因素具有一定的解释能力。以表 4 的估计结果为例，在第一阶段，人民币汇率的变化显著地影响着中国从日本的进口，而在第二阶段，日本经济的疲弱对中国的对日出口产生了显著的影响。

第三, 我们发现在第三阶段, 无论是日本的国民收入对中国对日出口的影响, 还是中国工业生产对日本出口的影响, 不仅不够显著, 而且其符号与理论预期也并不符合。^① 同时, 在此期间, 日本国民收入和中日政治关系之间还存在着一定的相关关系 (相关系数约为 0.52)。从经验上来说, 解释变量之间的相关系数如果达到 0.8, 则多重共线性就是一个严重的问题。尽管相对来说 0.52 并不高, 但由于第三阶段样本数不多, 因此也存在多重共线性的潜在可能。

为了减少可能存在的多重共线性和各阶段样本不足等问题对估计结果的影响, 保证估计结果的稳健性, 我们在表 6 的 Panel (A) 中同时也报告了基于全样本的基本模型设定等式 (1) 的估计结果。而且, 由于影响中日双边贸易的因素, 不仅仅有汇率、贸易伙伴经济规模和双边政治关系, 还包括因变量的自相关性和出口与进口的相互影响等其他因素。为了减少可能的模型误设问题对实证分析结果的影响, 本文在基本模型设定等式 (1) 的基础上, 还考虑了另外两个模型设定。一是考虑到政治关系对双边贸易的影响可能不是滞后 1 期而是滞后多期, 所以本文还考虑了滞后 2 期的政治关系对双边贸易的影响, 如表 6 的 Panel (B) 所示。二是在模型等式 (1) 的基础上, 加入滞后 1 期的进出口贸易增长率, 以控制因变量的自相关性和进出口的互动影响效应, 如表 6 的 Panel (C) 所示。

结果显示, 即使不考虑随时间发生的结构变化, 中日之间的政治关系对进出口贸易仍然具有显著影响。而且, 无论是基本模型设定, 还是考虑到政治关系对双边贸易的滞后影响, 以及控制因变量的自相关性和进出口的互动影响效应等形式的模型设定, 政治关系对中日双边贸易的影响都非常稳健。从表 6 中可以发现, 政治关系对双边贸易的影响系数, 不仅在统计意义上是显著的, 而且变化也很小。具体而言, 在出口和进口方程中,

^① 安辉和黄万阳也曾发现日本的国民收入对中国对日出口的影响不仅不显著, 而且符号与理论预期也不一致的问题。安辉、黄万阳:《人民币汇率水平和波动对国际贸易的影响——基于中美和中日贸易的实证研究》,《金融研究》2009 年第 10 期。

中日关系的影响系数分别在 0.57—0.63 和 0.94—1.30 之间的狭小范围内变动。同时,和表 4 报告的分阶段模型估计结果类似,双边关系对贸易具有不对称的影响。相对于出口,政治关系对中国进口的影响更加显著。但是,和表 4 结果相比,政治关系对中日两国贸易的影响系数更加接近于第一阶段,因而无法体现出在第三阶段中政治关系恶化对贸易的影响显著加强。

表 6 全样本模型参数估计值

	回归系数估计值							误差协方差 矩阵估计	
Panel (A)	$exp_t = \beta_1 + e_{t-1}\beta_2 + yj_{t-1}\beta_3 + re_{t-1}\beta_4 + u_{1t}$ $imp_t = \beta_5 + e_{t-1}\beta_6 + yc_{t-1}\beta_7 + re_{t-1}\beta_8 + u_{2t}$								
	截距			汇率 (e_{t-1})	日本经济 (yj_{t-1})	中国经济 (yc_{t-1})	中日政治 关系 (re_{t-1})		
出口方程	1.13 *			-0.17	1.50 **		0.61 *	12.64	4.91
进口方程	-1.36			-0.45 **		0.67	1.05 **	4.91	29.36
Panel (B)	$exp_t = \beta_1 + e_{t-1}\beta_2 + yj_{t-1}\beta_3 + re_{t-2}\beta_4 + u_{1t}$ $imp_t = \beta_5 + e_{t-1}\beta_6 + yc_{t-1}\beta_7 + re_{t-2}\beta_8 + u_{2t}$								
	截距			汇率 (e_{t-1})	日本经济 (yj_{t-1})	中国经济 (yc_{t-1})	中日政治 关系 (re_{t-1})		
出口方程	1.02			-0.16	1.54 **		0.63 *	12.75	4.86
进口方程	-1.51			-0.43 **		0.69	0.94 *	4.86	30.31
Panel (C)	$exp_t = \beta_1 + e_{t-1}\beta_2 + yj_{t-1}\beta_3 + re_{t-1}\beta_4 + exp_{t-1}\beta_5 + imp_{t-1}\beta_6 + u_{1t}$ $imp_t = \beta_5 + e_{t-1}\beta_6 + yc_{t-1}\beta_7 + re_{t-1}\beta_8 + exp_{t-1}\beta_5 + imp_{t-1}\beta_6 + u_{2t}$								
	截距	出口增长 (exp_{t-1})	进口增长 (imp_{t-1})	汇率 (e_{t-1})	日本经济 (yj_{t-1})	中国经济 (yc_{t-1})	中日政治 关系 (re_{t-1})		
出口方程	1.11	-0.14	0.18	-0.17	1.31 **		0.57 *	12.64	2.33
进口方程	-4.93	-0.36	-0.12	-0.35 *		1.88 **	1.30 **	2.33	28.08

说明:本表所报告估计结果的样本区间为 2002 年第一季度至 2012 年第四季度。*,** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上具有显著性。

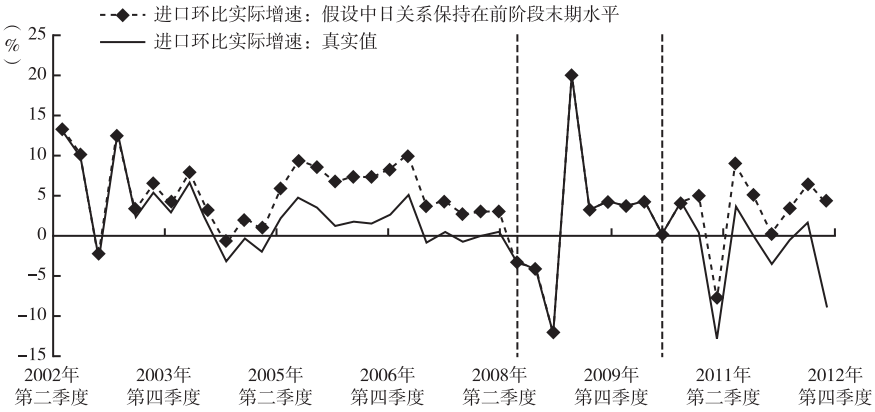


图 2 进口环比增速：事实表现与反事实估计

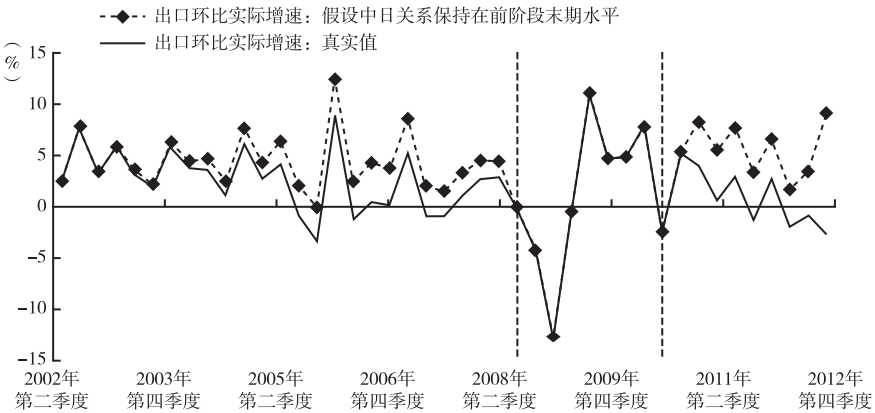


图 3 出口环比增速：事实表现与反事实估计

第四，根据图 2 和图 3 的反事实估计结果，本轮中日政治关系的恶化，虽然对双方出口的冲击具有不对称性，但仍然出现了比较严重的双输结果。

第三阶段以来，中日双边政治关系的恶化，虽然没有改变中国对日本出口增速的变化方向，但已经使得该增速的潜在水平出现了下移。另一方面，日本对中国的出口则受到较大的影响，其增速的趋势发生了明显的逆

转。近年来，日本对中国的贸易开始转为逆差，这一事实与此处的分析是一致的。

根据反事实的估计结果，假设中日关系能够回到 2010 年第三季度的水平，并保持不变，那么 2012 年中国对日本出口、进口贸易的增速将分别较 2011 年增长约 16% 和 19%。但是，现实情形的表现分别为约 -4.8% 和 -0.3%。2012 年由于双边关系紧张，中国对日本的出口额潜在损失为 313 亿—318 亿美元，而日本的损失为 368 亿—379 亿美元。日本方面的损失，比中国高出将近 20%。由于在此期间，人民币对美元汇率稳中有升，而日元则相对走弱，所以调整为本币后，中国、日本的出口额损失分别需要向下和向上修正，冲击的不对称性结论将得到强化。

五 结论性评述

根据前文分析，笔者得出以下三点结论。

第一，中日政治关系对双边贸易的影响体现出一定的门槛效应 (threshold effect)。

在 2008 年第三季度至 2010 年第三季度，即第二阶段中，没有证据表明双边政治关系会对双边贸易产生影响。一种可能的解释是，与其他两个阶段相较而言：这段时期的中日双边政治关系指数在 1—3 的区间波动，始终处于正值区间，同时也是全样本的三个阶段中政治关系波动幅度最小的时期。相比之下，无论是第一阶段，还是第三阶段，政治关系的波动幅度都在 -3 到 +3 的区间，可谓是大起大落。尤其是第三阶段，在 2010 年年末和 2012 年年末两次在短时间内出现大幅度下降。

根据上述三个阶段政治关系的变化，再结合我们对三个阶段政治关系对双边贸易的影响分析，我们可以发现：中日政治关系对双边贸易的影响具有一定的门槛效应。在政治关系较为稳定、变化幅度较小的背景下，双边贸易变化对政治关系可能是不敏感的。但是，只要双边政治关系的波动幅度达到一定的剧烈程度，就会对双边贸易产生显著影响。

进一步而言,我们还发现:即使中日政治关系指数处于正值区间,但只要短期内出现大幅下滑,仍然可能对双边贸易产生冲击。例如在 2010 年下半年,由于撞船事件,中日政治关系指数迅速由 3 左右的水平,跌落至 1 左右。在 2010 年第四季度,虽然中日政治关系指数仍处于正值区间,而且略高于 1,但是这一时期的中日双边贸易已经明显减速。而且,根据本文的分析,2010 年第四季度已经开始处于“政冷经冷”的第三阶段了。

第二,中日双边贸易对双边政治关系变化的敏感度,近年来也出现了大幅度上升。

在第一阶段,即从 2002 年第一季度开始到 2008 年第二季度,这一时期双边贸易实际上也受到双边政治关系变化的影响,但其敏感度较低。因此,这一时期的政治关系对于双边贸易来说,并不是决定性的,其影响较容易被其他经济因素决定的大趋势所抵消。

在第三阶段,即从 2010 年第四季度到 2012 年第四季度以中日撞船事件为起点的这一阶段,双边贸易也受到政治关系变化的影响,而且敏感度大幅度提高。在这一阶段,中日政治关系的渐趋紧张,对双边贸易边际上的变化产生了非常显著的冲击。

具体而言,在第三阶段,对中国来说,出口贸易对双边关系的敏感度比第一阶段增加了 4.75 倍至 5 倍,而进口贸易的敏感度则增加了 3.14 倍到 3.55 倍。这意味着,在最近的阶段,双边政治关系相同程度的恶化,会对双边贸易造成更大程度的负面冲击。这可能表明,第三阶段中日政治关系的恶化,与第一阶段的性质有显著差异。例如,2005 年前后的中日政治关系恶化,主要诱因是日本首相参拜靖国神社、历史教科书等问题;而近期中日政治关系恶化,则是以撞船事件为起点,围绕钓鱼岛的领土争端展开的。前者侧重对历史的认定,而后者则侧重现实的冲突。

第三,本轮中日政治关系恶化,对双边贸易的负面影响已经十分突出。

以 2012 年为例,中日双边贸易额的潜在损失可达 686 亿—691 亿美元。需要说明的是,这个研究考虑了中日之间通过香港地区的转口贸易。

那么，这一数量级的贸易额损失意味着什么呢？该金额约占中日双边贸易总额的 19%，或者是日本 GDP 的 1.5%，又或者是中欧光伏贸易争端涉案金额的 3 倍多。

当然，理解这一结果还要注意到，这个贸易额的潜在损失口径是动态的、较宽的。在测算时，本研究考虑了双边经济增长、汇率变化、内在发展趋势带来双边贸易的变化，并将其作为参照系。但不可否认的是，这一数量级的贸易活动受损，足以对中日双方企业的利润、劳动者就业、居民福利水平产生相当严重的负面影响。

与日本贸易振兴机构、《日本经济新闻》对贸易数据的解读不同，本文的研究表明中日关系已经陷入了“政冷经冷”的状态，双边政治关系的恶化已经对双边贸易产生了非常显著的负面冲击。即便未来中国经济周期能够转向上行，但若中日政治关系未见明显改善，则双边贸易形势仍将难以出现根本性好转。