

# 中国对外经贸关系与外交布局<sup>\*</sup>

杨 霄 张清敏

**内容提要** 随着中国国内工作重心转移到经济建设上,外交工作日益强调为经济建设服务,对外经贸关系在中国对外关系中的地位逐步提升。在全球化背景下,首脑外交成为中国对外关系中十分活跃的外交形式,最高领导人的出访状况反映了对外关系的政治布局特点。本文考察了近 20 年中国对外经贸关系的布局 and 最高层对外出访所反映的中国对外政治关系布局的特点,探讨了经济因素在对外关系布局中的角色(包括双边贸易状况对首脑出访决策的影响以及首脑出访对双边贸易的促进作用),以期获得对外交与经济建设之间相互作用关系的较深入认识。

**关键词** 对外贸易 经济建设 首脑外交 外交布局

改革开放以来,随着中国国内工作重心转移到经济建设上,外交工作日益强调为经济建设创造良好的外部环境。三十年来中国经济发展取得巨大成就,

---

\* 感谢《国际政治科学》编辑部及三位匿名评审专家的宝贵意见,这些意见对本文的完善起到了重要作用。

---

《国际政治科学》2010/1(总第 21 期),第 25—48 页。

*Quarterly Journal of International Politics*

1979至2007年中国国内生产总值年均增长9.8%，国内生产总值由1978年的世界第10位上升到2008年的第3位。中国经济高速发展的一个重要动力来自对外贸易拉动以及吸引外资。但是，中国外交究竟如何服务于经济建设这一工作中心的？中国外交布局与中国对外经济关系的布局是否一致？外交布局是否影响了中国对外经济关系的布局或促进了中国的经济建设和发展？两者之间存在着什么样的联系？这是本文试图探讨的问题。

关于首脑外交以及中国对外贸易关系，已经有不少文献。但将两者结合起来，分析二者之间的相互关系，进而探讨对外政治布局与对外经贸布局的关系，尚未见到比较系统的研究。

本文选择中国与不同国家和地区的贸易来考察中国对外经济关系，选择中国最高层的对外出访作为考察中国对外政治关系布局的依据。最高层外交是具有中国特色的首脑外交，是中国首脑外交的具体实践。传统上首脑外交的内容，一般指首脑访问、首脑会晤、首脑通信通话、首脑派出特使或私人代表以及首脑个人对外政策声明等。<sup>①</sup>其中首脑出访是首脑外交的最重要表现形式。鉴于首脑出访的特殊重要性，并基于统计操作的考虑，本文以首脑出访来分析和观察中国外交布局的变化和特点。

一般而言，首脑外交中的首脑指国家元首或政府首脑。“首脑外交”（diplomat in chief）中“chief”是“首脑”或“领袖”的意思，直译为“首席外交官”。<sup>②</sup>在一些国家，首脑外交即元首外交。如首脑外交是指“总统参与对外政策的制定和实施的所有方面。这种外交包括由总统制定、发表政策和使之规范化；总统通过信件、电报、电话和热线与其他国家领导人个人的通讯；总统任命上百名特使，作为他个人的代表在最高一级别与别国政府打交道；接待对本国进行正式或非正式访问的外国领导人；为参加礼仪大事、协商和谈判而进行的出国周游或短途旅行；以及总统参加在本国或外国召开的国际会议等。”<sup>③</sup>

作为具有中国特色的社会主义国家，中国的首脑出访除包括国家主席和政府总理的出访外，还应包括作为最高国家权力机关的全国人大及其常设机关全

① 鲁毅、黄金祺等：《外交学概论》，北京，世界知识出版社1997年版，第148—151页。

② 张清敏、刘兵：《首脑出访与中国外交》，《国际政治研究》2008年第2期。

③ 埃尔默·普利施科（Plischke E.）：《首脑外交》北京，世界知识出版社1990年版，第17页。

国人民代表大会常务委员会的委员长出访。他们对外参与的外交活动一起构成了具有中国特色的“最高层外交”，即首脑外交。<sup>①</sup>

首脑外交反映了外交最高决策者对国际形势的判断和对与不同国家之间关系的轻重缓急、优先顺序的安排，决策者的外交行为是外交布局的最直接表现形式，能够反映出中国对外政治关系布局的基本状况。为此，本文以最高层出访作为依据来考察外交布局。

从中国对外关系布局的视角而言，本文将不同国家分为发达国家、周边国家、发展中国家三个类别。2002年11月8日，江泽民同志在中国共产党第十六次全国代表大会上的报告中指出：“我们将继续改善和发展同发达国家的关系，以各国人民的根本利益为重，不计较社会制度和意识形态的差别，在和平共处五项原则的基础上，扩大共同利益的汇合点，妥善解决分歧。我们将继续加强睦邻友好，坚持与邻为善、以邻为伴，加强区域合作，把同周边国家的交流和合作推向新水平。我们将继续增强同第三世界的团结和合作，增进相互理解和信任，加强相互帮助和支持，拓宽合作领域，提高合作效果。”<sup>②</sup>此后，2004年9月19日中国共产党第十六届中央委员会通过的《中共中央关于加强党的执政能力建设的决定》2006年3月5日温家宝同志在第十届全国人民代表大会第四次会议上的政府工作报告和2007年10月15日胡锦涛同志在中国共产党第十七次全国代表大会上的报告等官方文件中均有类似表述。这样的外交布局被普遍表述为“发达国家是关键、周边国家是首要、发展中国家是基础”。基于此，本文主要以这种国家分类来考察对外经济贸易布局和对外关系政治布局的状况。

在发达国家、周边国家、发展中国家这一划分中存在的问题是，在中国周边既有发达国家，也有发展中国家（其中绝大部分是发展中国家）。但周边外交以及与周边国家的经济贸易关系，在中国的政策实践中确实受到了特殊的对待。分类中另一个比较突出的问题是日本。日本是中国的周边国家，但它同时是一个非常重要的发达国家，在本文研究的时间范围内，它是世界第二大经济

---

① 如美国学者普利施科认为，“就高层级别而言，‘首脑’这个词……在某些特定情况下也可以包括某些级别高于部长的其他官员。”参见普利施科：《首脑外交》第17页。

② 江泽民：《全面建设小康社会开创中国特色社会主义事业新局面，在中国共产党第十六次全国代表大会上的报告》，北京人民出版社2002年版。

体。为了避免把同一国家划入两个不同的范畴,本文把日本划入发达国家,同时周边发展中国家也从发展中国家的范畴中剥离出来。这样,在本文的划分中,发达国家主要包括美国、加拿大、欧盟国家、澳大利亚、新西兰和日本等。周边国家包括所有与中国存在领土接壤的国家(如俄罗斯、朝鲜、巴基斯坦、印度等)以及周边东亚国家(如东盟国家、韩国等)。发展中国家主要包括非洲、拉丁美洲以及中东地区国家。

这样的划分与本文的分析目的是一致的,即为了更好地反映和分析中国对外关系的实践。在中国外交实践中,周边国家与发展中国家是独立的范畴。<sup>①</sup>三类国家的分类在中国外交理论和实践中已形成相对固定的概念,有相对稳定的用法。这种划分,也可以理解为一种操作上的定义,而不是严格学理意义上的定义。本文分析的结论,都是在这一划分的意义上来理解的。

此外,为了在一定程度上弥补这一划分中多少存在的不足,本文分别在三类国家中选取代表性样本或具有特殊性的样本进行考察,其中发达国家考察美国、欧盟和日本,周边国家考察俄罗斯,发展中国家考察非洲和拉丁美洲。

本研究第一部分考察中国对外经济贸易布局。第二部分考察中国对外关系布局,并分析外交布局是否具有与经贸布局相同或相似的特点。第三部分考察对外经济贸易关系格局是否影响到中国对外关系的布局,即经贸关系状况对首脑出访决策的影响。第四部分分析首脑出访是否促进了双边贸易。结论部分试图通过这些分析回答外交活动是否促进了或服务了经济这一问题。

本研究的资料基于1989年以来的首脑出访数据以及1990年以来的对外贸易数据。<sup>②</sup>其中,首脑出访只统计有公开报道的,包括国事访问、正式访问、工作访问、短暂访问等。中国首脑出国参加多边会议、纪念、庆典、外国领导人的葬礼、吊唁和经停、短暂停留某国、短暂会晤某国首脑、在第三国会晤外国首脑以及出席别国政党会议(政党外交)等均不算在出访之列。本文所有出访国家次数是按一国一次统计。例如,出访某国一次算一次,出访某国两次算两次,一次出访多国则算多次,依此类推。<sup>③</sup>对于我国首脑的界定,本文统计的范围

① 当然,出于不同的目的,从分析上有时也可以把这些不同的范畴结合起来。

② 截至投稿时,贸易数据公布至2008年10月,故本研究最近考察至2007年。

③ 张清敏、刘兵:《首脑出访与中国外交》,第2—3页。

包括国家主席、全国人大委员长和国务院总理。具体数据来源于《首脑出访与中国外交》<sup>①</sup>(1989—2005年)和新华网(2006—2008年)<sup>②</sup>。对外贸易数据来源于《中国对外经济贸易年鉴》<sup>③</sup>(1990年—1999年)、对外贸易经济合作部网站<sup>④</sup>(2000—2001年)和商务部网站<sup>⑤</sup>(2002—2008年)。由于未互相承认(例如,与韩国、以色列的外贸数据均自1992年开始公布)、国家或国家类型变动(例如,欧盟东扩)等因素导致的贸易数据缺失或偏差均依照中国政府立场并以官方公布数据为准。文章中比例图可能出现各项相加总和未达100%的情况,原因在于贸易的年度总额中包括香港、澳门、台湾等地区。鉴于本文关注于对外关系布局的研究,故外贸不计港澳台地区数据。

## 一、中国的对外经济关系布局

从中国对外经济关系的布局情况而言,首先,三类国家在中国对外贸易关系中占有不同的地位。本文通过对近20年间中国与三类国家的贸易额在当年中国对外贸易总额中所占的份额进行考察(图-1),发现中国对外贸易关系存在以下布局特征。

发达国家在中国对外贸易关系中一直占据极其重要的地位。从20世纪90年代初开始,与发达国家的贸易份额就一直保持在中国对外贸易总量的50%左右,占有决定性地位,并在1999年达到了峰值57.76%。虽然从2002年开始出现缓慢的下滑趋势,但发达国家份额依然保持在45%以上。

其次是周边国家,其贸易份额不仅相对较高,而且存在持续增长的态势。在近20年间,周边国家的贸易份额翻了一番,从20世纪90年代初的10%左右,迅速扩大到2007年的22.36%。

发展中国家的贸易份额存在阶段性特点。在20世纪90年代一直在5%左

① 刘兵:《首脑出访与中国外交》,外交学院硕士论文,2007年12月,第66—91页。

② 领导人出访活动报道集可参见 <http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/cf.htm>。

③ 中国对外经济贸易年鉴编辑委员会:《中国对外经济贸易年鉴》系列,北京,中国社会科学出版社,中国经济出版社等,1990—2000年。

④ 外经贸部已撤销,原网站和统计数据保留可查 [http://www.cofortune.com.cn/moftec\\_cn/tjsj/jktj/tjkb.htm](http://www.cofortune.com.cn/moftec_cn/tjsj/jktj/tjkb.htm)。

⑤ 请见 <http://zhs.mofcom.gov.cn/tongji.htm>。

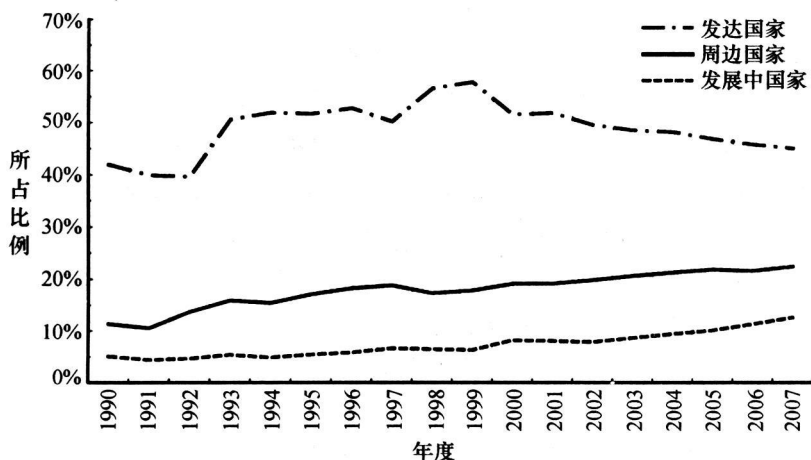


图-1 三类国家在中国对外贸易中所占份额

右波动,进入 21 世纪以后,发展中国家的贸易份额出现了快速提升。到 2007 年,发展中国家的贸易份额达到 12.53%。

对三类国家分别进行进一步考察。在发达国家中,欧盟、美国和日本是经济发展程度最高、最具有代表性的经济体,依次位于中国贸易伙伴的前三位。对其进一步考察发现,最近 20 年,这三大贸易伙伴的份额之和占中国外贸总额的 1/3 以上(图-2)。其中欧盟的贸易份额上升趋势明显,2004 年开始已经成为中国第一大贸易伙伴,这与欧盟当年的东扩有很大关系,但也反映出欧盟作为一个整体在中国对外贸易中所占比重的变化。美国和日本的份额则均出现先上升后下滑的情况,其中日本贸易份额的下滑趋势较为明显,与峰值时期(1996 年的 20.72%)相比,下滑接近一半(2007 年的 10.86%)。但三个经济体的贸易份额都依然保持在 10% 以上。

周边国家中,不管从其政治地位还是规模来看,俄罗斯在中国对外关系中都占有极为重要的地位。近 20 年中国首脑出访俄罗斯 22 次,居各国之最,就说明了这一点。就贸易关系而言,中俄贸易额在中国对外贸易总额中所占份额却较低(图-3)。苏联解体之后,俄罗斯在中国对外贸易中所占份额一直处于 2% 左右的水平。可以说,俄罗斯在中国对外贸易关系中并不占有特别重要的地位。政治关系和经济关系的严重不平衡反映出中俄关系的特殊性。

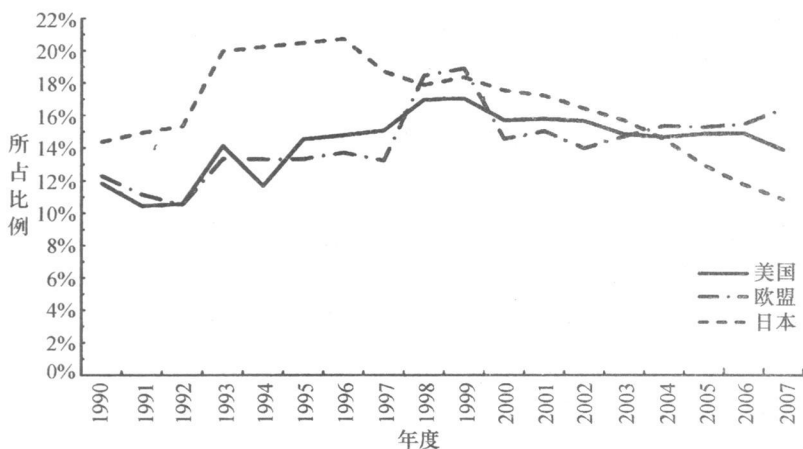


图-2 美国、欧盟和日本在中国对外贸易中所占份额

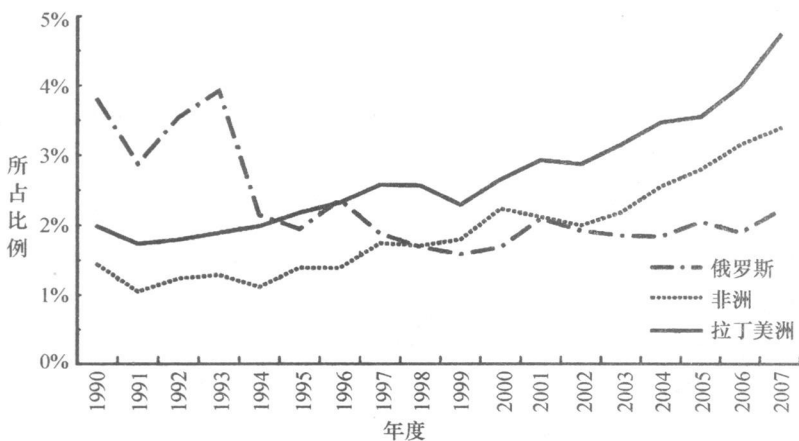


图-3 俄罗斯、拉丁美洲和非洲在中国对外贸易中所占份额

发展中国家主要分布在非洲和拉丁美洲。非洲是中国外交的传统阵地,而拉丁美洲则处于被遗忘和忽视的地位。但是研究发现,拉丁美洲国家的贸易份额一直高于非洲国家,甚至达到其 1.5—2 倍的水平(图-3)。这样的经贸关系是否反映在中国外交布局的调整中,本文将对此进行说明。

综合以上分析,在中国对外经济关系布局中,三类国家扮演了不同的角色。其中发达国家是中国最主要的贸易伙伴;周边国家作为重要的贸易伙伴在中国

对外经济关系布局中占有越来越重要的地位;虽然与发展中国家的经贸关系水平相对较低,但呈现出快速上升的势头。

## 二、中国的对外关系布局

考察首脑外交可以较为直接地了解中国的对外关系布局。1989至2008年这20年间,中国首脑共出访516次,平均每年25.8次。对发达国家、周边国家和发展中国家的出访次数分别为133、179和161次,比例为0.826:1.112:1,基本接近平衡。由于三类国家的总体数量有差别<sup>①</sup>,因此,最近20年中国首脑出访发达国家平均每国5.48次,周边国家为6.88次,发展中国家为3.43次,比例为1:1.255:0.626。可以发现,周边国家是出访最多和最频繁的地区,其次是发达国家和发展中国家。发达国家总数稍逊但频率较高,发展中国家则由于国家数量众多,存在出访一国的频率相对较低,但出访总数较多的情况。最近20年中国对外关系布局大致可以分为五个时期(图-4、图-5)。<sup>②</sup>

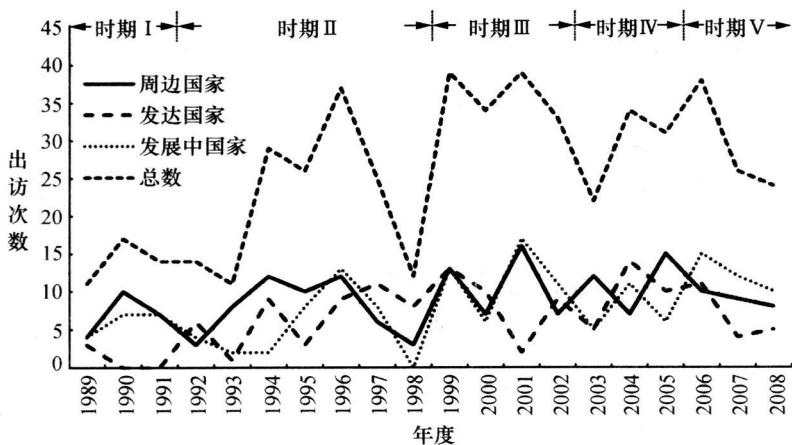


图-4 中国首脑出访的总体情况

① 此处三类国家各自的总数是指中国首脑出访过的国家的总和,而非世界上现实存在的三类国家总数。出访一国,则该类国家数量加1,重复不计。未建交或未访问过的国家,均不参与出访平均次数的计算。

② 这一划分基本按照政府的组成和在任领导人的情况划分,时期划分的界线并不绝对,仅指大致时间段。



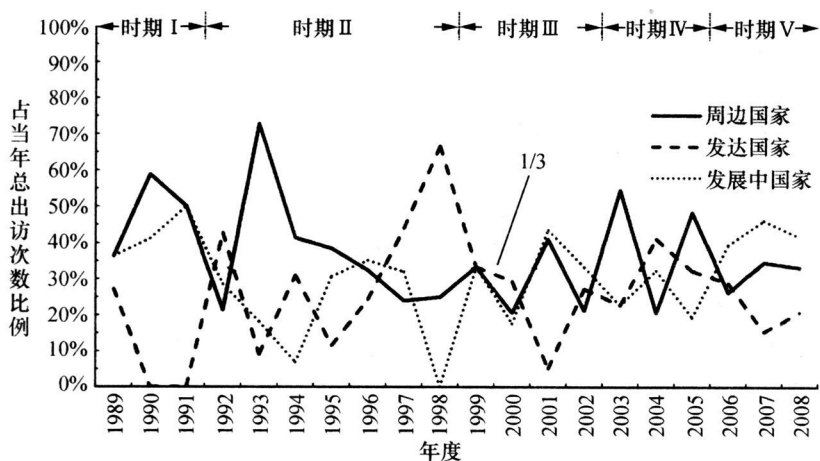


图-5 首脑出访反映的中国外交布局

### (一) 时期 I (1989—1991年)

由于受政治风波影响,与中国发达国家关系出现困难,因此出访周边国家和发展中国家呈现出高潮。在对发达国家出访基本处于停滞的局面下,对周边国家和发展中国家的首脑出访成为打开外交局面的重要手段,其中出访周边国家的比例接近 60%,而出访发展中国家的比例则超过 40%。

### (二) 时期 II (1992—1998年)

在这一时期,江泽民任国家主席,乔石任全国人大委员长,李鹏任国务院总理。发达国家逐渐成为首脑出访的重点,出访比例呈上升趋势。周边国家和发展中国家在外交布局中逐渐退居次要地位,出访次数和比例呈下降趋势。尤其在亚洲金融危机期间,出现明显反差:总出访次数显著减少,由此前的每年 20 次以上降至每年 10 次左右,说明经济危机期间领导人的注意力转向内政,主动减少了在外交领域的精力投入;但减少出访的对象国主要是周边国家和发展中国家,而对发达国家的出访基本稳定,其在总出访次数中的比例出现了一个高峰,达到 66.67%。说明经济危机期间对发达国家的首脑出访成为外交工作的一个重点,也是经济外交的重要组成部分。外贸数据表明这些努力产生了良好

的效果,金融危机期间中国与发达国家贸易所占份额出现了一个峰值,达到 57.76% (图-1)。

### (三) 时期 III(1999—2002年)

在这一时期,江泽民任国家主席,李鹏任全国人大委员长,朱镕基任国务院总理。这一时期对周边国家和发展中国家出访的比例均向 1/3 接近。经济危机之后,出于政治和战略考虑,中国对外关系布局进入调整期。通过首脑出访可以弥补受到忽视或受损的与周边国家关系和与发展中国家关系,并继续维持与发达国家的外交成果。

### (四) 时期 IV(2003—2005年)

在这一时期,胡锦涛任国家主席,吴邦国任全国人大委员长,温家宝任国务院总理。这一时期对三类国家的出访均趋向于 1/3 首脑外交进入平衡期,并对周边国家有所侧重。可以发现,均衡三类国家的对外关系布局是本届政府的主要外交政策导向。

### (五) 时期 V(2006年至今)

在这一时期,胡锦涛任国家主席,吴邦国任全国人大委员长,温家宝任国务院总理。首脑出访的次数出现明显下滑趋势。全球性金融危机的影响是一个重要原因,领导人更多地关注内政,类似于亚洲金融危机期间。这一时期的首脑外交也受到诸多突发事件的影响,如食品安全问题、贸易争端、奥运会、西藏问题等等,与发达国家的外交关系出现困难,出访比例出现史无前例的严重下滑。但对周边国家和发展中国家的出访则基本保持稳定,比例均超过 1/3。尤其是对发展中国家的出访比例达到历史峰值,接近 1/2。与发展中国家的外交成为这一时期政府外交工作的一个重点,扮演了类似于时期 I 周边国家的角色,成为打开外交局面的重要手段。

纵观最近 20 年间的首脑出访可以发现,出访活动基本按照发达国家、周边国家和发展中国家进行分布,并在不断调整中逐渐趋向于各占 1/3 的均衡分布

格局。在外部环境变化和突发事件的影响下,出访活动可能出现较大程度的波动,但最终将逐渐返回平衡位置。说明我国近 20 年对外关系基本按照“发达国家是关键、周边国家是首要、发展中国家是基础”进行分布。这一格局维持了发达国家、周边国家和发展中国家三者在中国外交中的平衡地位。

此外,首脑出访拉丁美洲和非洲存在交替波动的现象(图-6)。直到 2005,出访非洲并未出现显著高于出访拉丁美洲的现象,出访决策倾向于对二者基本保持平衡状态。仅在最近 3 年出现了非洲明显高于拉丁美洲的现象。事实表明,近 20 年间中国在与发展中国家发展外交关系中,主动在非洲和拉丁美洲之间采取均衡布局的战略。这样的现象与上节中对中国与非洲和拉美的贸易分析存在一定相关性。

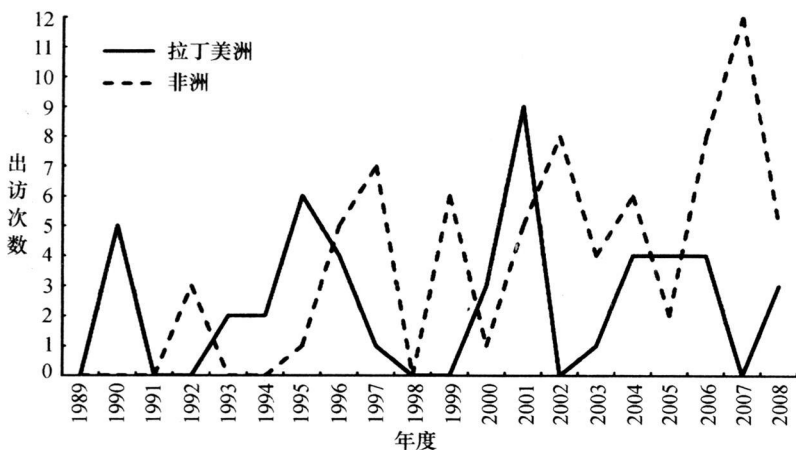


图-6 对拉丁美洲和非洲的首脑出访

### 三、经贸关系状况对首脑出访的影响

首脑选择出访国的决策必然受到此前已经发生事件的影响。决策者通过考察双边关系情况及对相关信息的认知和判断,决定是否出访。贸易因素可能是影响决策者认知的信息之一。以下通过模型对这一假设进行分析。

首脑出访是一个计数事件,特定年度对于特定国家出现的概率小,总的

出访次数相对较多,且均为正值,故采用泊松(Poisson)分布模型进行回归分析。假设首脑对特定国家的出访是一个以双边贸易相关表征量为自变量的函数:

$$T_t^i \sim P(F_{t-1}^i) \textcircled{1}$$

① 有三位匿名专家分别在不同程度上提出“采用格兰杰(Granger)因果分析的方法,对‘首脑外交次数’与‘贸易额/率’之间,到底谁是谁的格兰杰原因进行分析研究”的建议,并对本文“两种回归分析能否有效证明两方面变量间的相互影响关系”提出了疑问。由于本研究的特殊性和复杂性,格兰杰因果分析方法并不适用。本文采取的两种回归模型中已经吸纳并应用了格兰杰因果分析的基本思想和方法,其分析结果对两方面变量的因果关系的证明是充分的。格兰杰因果分析是因果关系的一种检验方法,其基本逻辑与实际检验方法可以分离,本文依据实际情况对其进行了灵活应用。格兰杰因果分析的可靠性在于三点:因变量滞后、自变量的影响显著大于因变量本身以及排除互为因果的关系。就此三点而言,本文的统计模型均达到要求。

格兰杰因果分析的基本逻辑是,将作为原因的变量前推,与滞后的结果变量做相关分析,时间上的先后性决定了其因果关系。其检验方法是在回归分析基础上分离四种检验结果,认为只有存在单向因果关系的变量间存在格兰杰因果关系,双向和不存在相关的均不认为是格兰杰因果关系。本文借鉴了格兰杰因果分析的基本逻辑,在模型中采用了将原因变量前推1年的做法(注意本关系式中的下角标),但基于本文实际情况,采用了两个方向分开用不同的模型和回归方法进行分析的做法。因此,所得的变量间关系不是格兰杰因果关系,却是有因果性的关系。

就本文而言,如果利用格兰杰因果分析研究出访次数 $T$ 和贸易额表征量 $F$ 的因果关系,即需证明利用其中一个变量的过去值比不利用它时可以更好地预测另一变量的当前值,即形成一个单向的格兰杰原因。简单而言,格兰杰因果分析是这正反向两个回归过程的集合,其模型如下:

$$\begin{cases} T_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i T_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j F_{t-j} + \mu_{1t} \\ F_t = c_2 + \sum_{j=1}^n \lambda_j F_{t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j T_{t-j} + \mu_{2t} \end{cases}$$

本文第三节是对以上模型中第一个关系式的分析,即经贸关系状况是否影响首脑出访决策。第四节是对后一关系式的分析,即首脑出访是否对经贸关系存在影响作用。籍此完成将格兰杰因果分析方法分别从两个方向进行证明的过程,实际上就是格兰杰因果分析的基本模式。当然,这样的分析方法与格兰杰因果分析存在一定的差异,主要反映在不对不存在自变量时因变量对自身的影响进行检验。这种做法主要考虑到以下原因:

首先,格兰杰因果分析对数据的平稳性要求很高,两个变量必须是平稳的时间序列,否则回归不能成功。但很显然,本文的两个变量均不是平稳的时间序列。尤其是首脑出访数据,作为一种随机的泊松分布,原理上不具备进行数据平稳的条件。同时本文虽然对贸易的相关表征量进行了一阶差分等平稳化的努力,进而由贸易额产生了贸易年增幅、贸易年增长率和贸易所占份额共四个贸易表征量。但是通过Dickey-Fuller检验发现,任何国家的这四个表征量的平稳性均未达到格兰杰因果分析的要求。当然本文也考虑了采用贸易依存度( $TRO_{it} = TRD_{it}/GDP_{it}$ )等作为贸易的表征量,但需要注意的是,虽然这一做法可以引入一个相对平稳的贸易表征时间序列,却也同时引入了GDP这个新的变量,不利于变量控制,破坏了本文独立考察外交与贸易之间关系的优势,得不偿失。

其次,两个方向的回归需要分别应用不同的模型。首脑出访是一种具有独立增量性的随机分布,实际上并不是严格意义上的时间序列,显然这违背了格兰杰因果分析模型,因此不能够进行格兰杰因果检

其中因变量  $T_t^i$  为  $t$  年对  $i$  国的出访次数, 自变量  $F_{t-1}^i$  为  $t-1$  年与  $i$  国双边贸易额的相关表征量。  $F_t^i$  是一个四个自变量的集合:

$$F_t^i \in \{Q_t^i, Q_t^i - Q_{t-1}^i, (Q_t^i - Q_{t-1}^i) / Q_{t-1}^i, Q_t^i / Q_t^{\sum i}\}$$

其中  $Q_t^i$  为  $t$  年与  $i$  国的贸易额 (表格题头表示贸易额, 下同),  $Q_t^i - Q_{t-1}^i$  为  $t$  年与  $i$  国贸易的年增长额 (贸易年增幅),  $(Q_t^i - Q_{t-1}^i) / Q_{t-1}^i$  为  $t$  年与  $i$  国贸易额的年增长额 (贸易年增长率),  $Q_t^i / Q_t^{\sum i}$  为  $t$  年与  $i$  国的双边贸易额占中国对外贸易总额的比例 (贸易所占份额)。以上四项统称为贸易相关表征量  $F_t^i$ 。

考虑到影响首脑出访决策的因素只可能是已发生事件, 因此本研究考察前一年外贸情况与后一年首脑出访的相关性, 故假设  $T_t^i$  是  $F_{t-1}^i$  的函数。<sup>①</sup>

研究采用统计软件 Stata/SE 10.1, 分别对首脑出访三类国家、其代表性样本以及出访总体情况的数据与前一年贸易的相关表征量数据做泊松回归, 进行双尾检验 (表-1)。<sup>②</sup>

验。本文第四节通过建立出访延迟效应模型, 将出访数据调整为具有延时性的自变量序列。但是此序列并不能成为具有滞后性的因变量序列。因此无论以首脑出访数据本身还是出访影响效果的序列都不能进行格兰杰因果分析。

本文对格兰杰因果分析的逻辑和实际做法进行了分离, 通过两部分不同的检验方法对两个变量之间的因果关系进行检验, 并在本文模型中植入了因变量的滞后性, 因此结论可以证明二者间的因果关系。本文对 10 类出访数据和 4 个外贸表征量进行相互之间的因果检验, 共得到变量间关系 78 个, 组成因果关系 39 对。其中互为因果的关系 4 对, 贸易影响出访的关系 3 对, 出访影响贸易的关系 14 对, 不存在相互关系的 18 对。本文认为其中的 4 对互为因果关系的结果无效的, 因此共出现了 17 (3+ 14) 个格兰杰因果关系。由于 4 个贸易表征量均表征同一对双边贸易关系, 17 个格兰杰因果关系中也存在双向的因果关系。需要强调的是, 这样的双向因果关系是合理的, 因为首脑出访的认知可能受到不同贸易表征量的影响。故此, 本文认为这些结果均是有现实意义的因果关系, 不能被排除。

由于本文未使用格兰杰因果分析的概念, 所以在分析出访与贸易之间关系时避免使用格兰杰因果关系的概念和表述。

① 假设贸易因素对首脑出访的决策存在影响, 则前一年的贸易情况产生的影响最为直接。当然, 此模型也是通过试验摸索确定的, 即分别考察贸易数据前推 1—3 年, 检验发现只有前推一年存在合理的显著相关性。

② 其中拟合优度表示首脑出访与泊松分布的符合程度。  $P$  为假设检验错误的概率, 即  $P$  越小, 检验的可信度越高。一般地,  $P \leq 5\%$  或  $P \leq 1\%$  (个别情况下  $P \leq 10\%$ ) 被作为置信区间。

表-1 贸易因素对出访决策的影响

出访对象国	泊松回归 <sup>①</sup>		贸易额		贸易年增幅		贸易年增长率		贸易所占份额	
	拟合优度	P	相关系数	P	相关系数	P	相关系数	P	相关系数	P
发达国家	21.699**	0.041	-2.07e-08	0.200	1.30e-07	0.123	-1.041	461	6.610***	0.003
周边国家	19.266*	0.082	-9.94e-09	0.757	-7.80e-09	0.958	0.838	0.333	7.956	0.103
发展中国家	34.731***	<0.001	4.02e-08	0.783	-3.12e-07	0.502	0.694	0.539	23.650***	<0.000
美国	7.910	0.792	-1.57e-07	0.597	1.27e-06	0.489	-16.918	0.274	51.330	0.189
欧盟	27.634***	0.006	1.09e-07*	0.106	4.35e-07	0.132	-0.313	0.835	10.001*	0.073
日本	7.653	0.812	-1.88e-08	0.924	-3.29e-07	0.797	-3.110	0.666	-18.026	0.317
俄罗斯	7.894	0.793	5.72e-07	0.204	-1.79e-06	0.356	0.395	0.825	-54.000	0.314
拉丁美洲	30.156**	0.003	7.42e-07	0.213	-1.71e-06	0.297	7.296***	<0.001	-137.182*	0.089
非洲	30.296***	0.003	-5.92e-07	0.178	1.19e-06	0.407	-2.260*	0.054	174.546***	0.003
出访总数 <sup>①</sup>	47.963***	<0.001	3.53e-10	0.961	2.20e-09	0.955	-0.068	0.964	N/A	N/A

注：\* . 拟合优度在 0.1 水平显著；\*\* . 拟合优度在 0.05 水平显著；\*\*\* . 拟合优度在 0.01 水平显著；\* . 相关性在 0.1 水平显著（双尾检验）；\*\* . 相关性在 0.05 水平显著（双尾检验）；\*\*\* . 相关性在 0.01 水平显著（双尾检验）。

① 考察首脑出访与对外贸易总体情况之间的关系，故所占份额一项不存在。

对泊松回归的拟合情况进行检验,考察各项的拟合优度。发现对美国、日本、俄罗斯的首脑出访不符合泊松分布。<sup>①</sup>对三类国家、欧盟、拉丁美洲、非洲的首脑出访以及首脑出访的总体情况均在不同程度上符合泊松分布。

分别将首脑出访数据和不同地区的贸易相关表征量进行泊松回归,发现对发达国家、发展中国家、欧盟、非洲和拉丁美洲的首脑出访在不同程度上受到双边贸易情况的影响,出访周边国家与双边贸易情况不存在显著相关。此外首脑出访的总体情况也不与贸易情况产生明显的相关性。<sup>②</sup>

出访发达国家与双边贸易份额存在显著的相关性,说明对发达国家的首脑出访受到上一年双边贸易状况的影响。研究表明,中国首脑对发达国家的出访受之前双边贸易状况的影响:贸易份额的提高,表明双边经贸关系的加强,也有力地促进次年中国首脑对发达国家的出访;反之,贸易关系的恶化将导致中国减少对发达国家的首脑出访。对欧盟国家的出访也表明了这个现象,对欧盟国家的首脑出访与中欧贸易额存在相关性。贸易关系状况影响到发达国家在中国外交布局中的地位。

出访发展中国家与双边贸易份额存在相关性,说明对发展中国家的首脑出访也受到上一年双边贸易状况的影响。但出访发展中国家具有与发达国家不同的现象,其表现在于非洲和拉丁美洲在中国的外交布局中存在明显的交替现象。出访拉丁美洲和非洲与贸易的相关性分析结果似乎有些违反常识,即首脑出访拉丁美洲与贸易年增长率存在显著的正相关,但与贸易所占份额存在较显著的负相关,而出访非洲则恰好相反。这与第一节、第二节中对非洲和拉丁美洲的分析相吻合,即中国首脑出访在非洲和拉丁美洲之间存在主动的平衡,其表现是对两个大洲的交替出访。也说明拉丁美洲已经在中国的外交布中占有了与非洲相平衡的地位。结果的相关性也表明贸易关系状况影响到发展中国家,包括非洲和拉丁美洲,在中国外交布局中的地位。中国与拉丁美洲贸易量和中非贸易量间的差距逐渐拉大,可能导致非洲在中国外交布局中地位的相对下降。

---

① 泊松分布具有平稳性、独立增量性和普通性等特征,说明出访这些国家存在特殊的复杂性,可能受到此前的出访等因素的影响。

② 由于对美国、日本、俄罗斯的首脑出访不符合泊松分布,进一步相关性分析不具有实际意义,故不做讨论。

出访周边国家与外贸的任何表征量均不存在相关性,同时代表性样本俄罗斯也不存在任何相关性。说明出访周边国家的决策受双边经贸因素的影响极小,相比之下地缘政治和战略考虑则是更重要的出发点,对俄罗斯的高频率出访也证明了这一点。

首脑年出访的总次数与上年对外贸易情况不存在相关性。说明首脑出访的活跃程度并不受之前中国对外进出口贸易情况的影响,出访决策更大程度上受到其他因素的影响。例如近年来越发活跃的首脑外交可能是受到领导人个人性格、战略需求或是外部因素影响,经济因素并不在总体上影响首脑出访的活跃程度。

#### 四、首脑出访对双边贸易的影响

首脑出访是否对双边经贸关系产生促进作用是本文另一个研究重点。首脑对对象国的出访有可能提升双边关系水平,从而刺激经贸关系的发展。同时,首脑的出访活动经常伴随着贸易协定签署与经贸领域人员交流等内容,对经贸关系存在现实和直接的影响。以下建立模型,对首脑影响对外贸易的情况进行分析。首先假定贸易相关表征量  $F_t^i$  是一个以首脑出访效应为自变量的函数:

$$F_t^i \sim S(R_{t-1}^i)$$

其中,  $F_t^i$  为外贸的相关表征量,同前一节。  $R_{t-1}^i$  为  $t-1$  年时,首脑到  $i$  国的出访效应。此处采用出访效应  $R_t^i$  而非出访次数  $T_t^i$  作为自变量,原因在于首脑出访的影响通常并不只在此后一年存在影响,现实情况下出访的影响有可能持续 3—5 年。因此,自变量  $R_t^i$  可以涵盖  $T_t^i$  并成为其推广。此外,本研究设定首脑出访的影响从次年开,原理同前一节。故  $F_t^i$  是  $R_{t-1}^i$  的函数。

针对首脑出访,建立首脑出访延时效应模型。假定首脑出访的效应存在延时效应,可以表示为如下函数:

$$R_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i T_{t-i} \quad (1)$$

其中  $T_t$  为  $t$  年时首脑出访次数,  $\alpha_i$  为  $i$  年的出访效应加权系数。(1)即  $t$  年时



的首脑出访效应为  $t$  年和此前诸年的出访次数按照特定系数加权后的总效果。<sup>①</sup>

进一步考察加权系数,为使得所有加权系数之和为 100%。令  $\alpha_0 = \alpha$ ,  $\alpha_k = \alpha(1 - \alpha)^k$ ,  $k = 1, 2, 3 \dots$ 。当  $0 < \alpha < 1$  时,有:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i = \alpha + \alpha(1 - \alpha) + \dots + \alpha(1 - \alpha)^k + \dots = \alpha \times \frac{1}{\alpha} = 1 \quad (2)$$

于是,  $\alpha$  可定义为首脑出访的即时效应系数,即出访对当前产生影响的权重。 $(1 - \alpha)$  定义为延时效应衰减系数,即出访效应在此后诸年衰减程度的权重。将(2)代入(1)得:

$$R_t = \alpha T_t + \alpha(1 - \alpha)T_{t-1} + \alpha(1 - \alpha)^2 T_{t-2} + \dots + \alpha(1 - \alpha)^k T_{t-k} + \dots \quad (3)$$

(3)即首脑出访效应公式。由于此式为无穷多项,不便统计操作,因此进一步推导。由(3)易得:

$$R_{t-1} = \alpha T_{t-1} + \alpha(1 - \alpha)T_{t-2} + \alpha(1 - \alpha)^2 T_{t-3} + \dots + \alpha(1 - \alpha)^k T_{t-k-1} + \dots \quad (4)$$

(4)两端同乘以延时效应衰减系数  $(1 - \alpha)$ , 得:

$$(1 - \alpha)R_{t-1} = \alpha(1 - \alpha)T_{t-1} + \alpha(1 - \alpha)^2 T_{t-2} + \dots + \alpha(1 - \alpha)^k T_{t-k} + \dots \quad (5)$$

(3) - (5), 得:

$$R_t - (1 - \alpha)R_{t-1} = \alpha T_t \Rightarrow R_t = \alpha T_t + (1 - \alpha)R_{t-1}$$

于是得到出访延时效应模型的普遍表达式:

① 有专家指出:“出访的延时效应……可以用 ARMA 模型,分析自相关和偏自相关系数。”本文对出访的延时效应处理与计量经济学中通过时间序列建模进行经济预测的做法有本质的不同。可对比本文模型与 ARMA( $p, q$ )模型( $R_t = c + \phi_1 R_{t-1} + \dots + \phi_p R_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$ )。此处的数据平滑处理是为进行与经贸关系的相关性检验做准备的,并非出于对出访本身的模拟和预测。前文已述,本文假定首脑出访是一种泊松分布。同时,上一节的检验也证明,中国的首脑出访基本符合泊松分布。因此,时间序列模型对出访事件本身并不适用。而出访数据经过本文的出访效应延时模型处理后,就成为了一个时间序列。但是已没有使用 ARMA 模型对此衍生序列进行分析的必要。

此外,利用 ARMA 模型对首脑出访数据进行分析,也不能得到预期效果。原因在于首脑出访与经济学指标有本质的不同,其随机性和独立增量性极为突出。就本文的延时效应而言,首脑出访不存在偏自相关。本模型不存在扰动项  $\varepsilon$  和常数项  $c$ 。利用 EVIEWS 5.0 软件对首脑出访本身进行 AR 模型检验(MA 模型排除),研究发现在本文选取的 10 组出访数据中,仅有欧盟的出访效应存在自相关系数,  $\phi = 0.167$ 。当然这与本文建立的首脑出访延时效应模型中的即时系数  $\alpha$  是完全不同的,在本文中也并没有实际意义。

$$R_t^i = \alpha T_t^i + (1 - \alpha)R_{t-1}^i \quad (6)$$

(6)的普遍表述即:

$$\begin{aligned} t \text{年时的出访效应} &= \text{即时效应系数 } \alpha \times t \text{年出访次数} \\ &+ \text{效应衰减系数 } (1 - \alpha) \\ &\times ((t - 1) \text{年时的出访效应}) \end{aligned}$$

出访即时效应系数  $\alpha$  是基于本研究需要而创设的变量,  $\alpha$  实际上是对数据系列进行指数平滑的平滑系数在本研究中的推广和应用。对于在特定的  $\alpha$  值下出现的相关性, 出访效应衰减程度见图-7, 出访效应累积发挥程度见图-8<sup>①</sup>

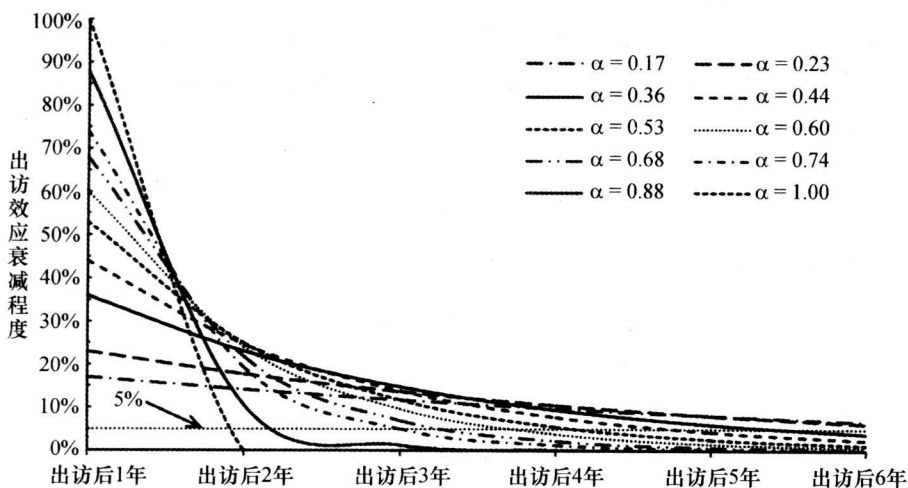


图-7 出访效应的衰减

例如对于  $\alpha = 0.60$  可做如下描述: 假定某年出访产生的效应共有 1 单位, 则该效应的 60% 产生即时影响, 对下一年的贸易产生直接影响; 其余 40% 的效果将对此后诸年的贸易产生持续影响; 此影响是以  $(1 - \alpha)$  为系数衰减的, 即此后五年依次发挥 24%、9.6%、3.84%、1.54% 和 0.61% 的影响。反之, 假定某年外贸受到的影响共有 1 个单位, 则该影响有 60% 来自上一年的出访, 而 40% 来自此前诸年出访的累积效果。  $\alpha = 0.60$  时, 出访后三年累积发挥效应达到

① 图-7、图-8中显示出的  $\alpha$  取值均为本研究中实际出现的  $\alpha$  值。由于出访后五年数据足以得出所需结论, 故只显示至出访后 6 年。其中  $\alpha = 0.36$  为临界值, 以实线表示。

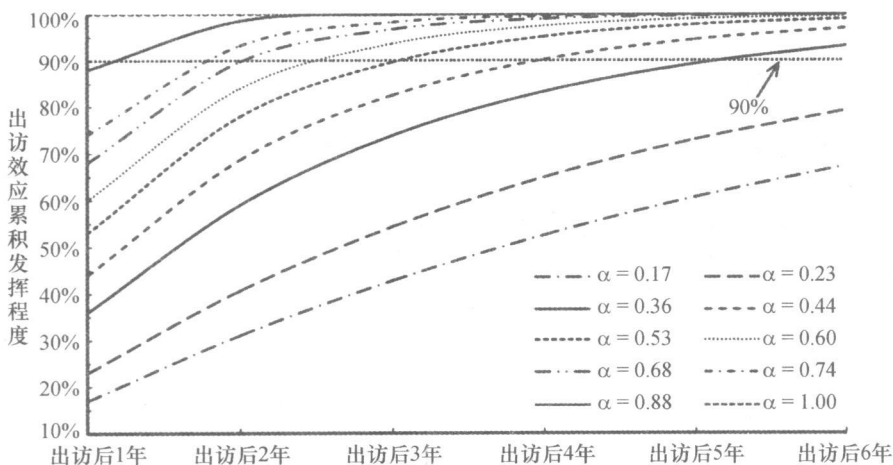


图-8 出访效应的累积作用

93.6%，第四年的效应为 3.84%，影响过低，于是认为出访对贸易的影响将持续三年左右。

实践中只要  $\alpha$  取值足够小，总是可以发现相关性的。<sup>①</sup> 但从逻辑和现实角度考虑， $\alpha$  的取值不能过小。 $\alpha \leq 0.36$  出现显著相关性时 ( $P < 0.05$ )，统计发现直到出访后的第五年，出访的累积效果还没有发挥达到 90% 以上 (89.26%)，而这是不符合事实的。出访在五年后的影响几乎消失，残留 10% 以上的影响是不合理的。即  $\alpha \leq 0.36$  时，即使出现了贸易和出访的相关性，也不应认为出访对贸易产生了积极影响。同时也说明不考虑延时效应 (即  $\alpha = 1$ ) 就存在显著相关性时，出访的即时效果是最明显的。于是认为  $\alpha > 0.36$  为存在合理的显著相关性。此外， $\alpha \leq 0.53$  时，至出访后第三年累积效果没有发挥到 90% 以上 (89.62%)，可以作为更加严格的判断标准。

至此，完整的外贸与首脑出访的相关性模型已经建立，以下使用统计软件 SPSS 16.0 进行相关性分析。分别考察首脑出访对三类国家、其代表性样本以及中国对外贸易总体状况所产生的影响，进行双尾检验 (表-2)。

<sup>①</sup> 原因在于将出访数据进行足够的平滑处理后，就转化为一个平稳的时间序列，但这明显偏离了本文对首脑出访的假定。

表-2 首脑出访对双边贸易的影响

出访对象国	贸易额			贸易年增幅			贸易年增长率			贸易所占份额		
	相关系数	P	$\alpha$	相关系数	P	$\alpha$	相关系数	P	$\alpha$	相关系数	P	$\alpha$
发达国家	0.397	0.103	0.79**	0.228	0.380	0.39*	-0.179	0.492	<0.10	0.432*	0.074	0.87**
周边国家	0.331	0.179	0.73*	0.305	0.234	0.66**	0.158	0.546	<0.10	0.379	0.120	0.87**
发展中国家	0.390	0.110	0.71**	0.356	0.161	0.58**	0.286	0.266	<0.10	0.502**	0.034	1.00**
美国	0.251	0.316	0.47*	0.363	0.153	0.60*	0.099	0.705	<0.10	0.068	0.788	<0.10
欧盟	0.432*	0.073	0.91**	0.262	0.310	0.36*	0.034	0.897	<0.10	0.496**	0.036	1.00**
日本	-0.240	0.337	0.19	0.061	0.816	0.17	0.380	0.132	<0.10	0.343	0.163	<0.10
俄罗斯	0.088	0.727	0.20	0.021	0.935	0.15	-0.094	0.719	<0.10	-0.451*	0.060	0.93**
拉丁美洲	0.204	0.416	0.37	0.101	0.701	0.32	-0.217	0.404	<0.10	0.236	0.345	0.52
非洲	0.507**	0.032	1.00**	0.476*	0.053	0.97**	0.327	0.201	<0.10	0.585*	0.011	1.00**
出访总数	0.517**	0.028	1.00**	0.432*	0.083	0.78**	0.169	0.516	<0.10	N/A	N/A	N/A

注：\* 相关性在0.1水平显著(双尾检验)；\*\* 相关性在0.05水平显著(双尾检验)；\*\*\* 相关性在0.01水平显著(双尾检验)；\*  $\alpha > 0.36$ ；\*\*  $\alpha > 0.53$ 。

首先不考虑出访延时效应,考察  $\alpha = 1$  的情况。此时  $R_t^i = T_t^i$ , 首脑出访的效果不按时间推移衰减, 只对出访后一年的双边贸易产生影响:

$$F_t^i \sim S(T_{t-1}^i)$$

然后考察存在出访延时效应的情况 ( $0 < \alpha < 1$ )。此时出访的效果被推广为一个按时间衰减的函数,  $\alpha$  表征了出访在次年产生的即时效应和此后的衰减程度。本研究考察当出现显著的相关性时 ( $P < 0.05$ ),  $\alpha$  的取值。

分别将贸易相关表征量与首脑出访数据进行相关性分析, 发现首脑出访对发达国家、发展中国家、美国、欧盟、俄罗斯和非洲的贸易表征量均存在不同程度的即时性影响。同时首脑出访的活跃程度也显著影响到次年中国对外贸易总额及其年增幅。首脑出访对周边国家的贸易关系不存在明显的即时性相关。对日本和拉丁美洲的考察也没有出现类似的即时相关性。

进一步考察首脑出访的延时影响发现, 除日本和拉丁美洲之外, 首脑出访对各样本的贸易表征量均存在不同程度的显著影响。说明在绝大多数情况下, 首脑出访可以有效地促进双边贸易关系的发展, 提高双边经贸关系的水平。

日本例外的原因在于中日关系的政冷经热特点。在当今和平的国际环境下, 首脑互访作为外交的最高形式, 对环境的要求较高, 一般需要两国关系较好时才能实现。中日之间政治关系的停滞和双边经贸关系蓬勃发展之间出现了一个结构性的矛盾, 其结果也使得中日关系存在一定的特殊性。首脑出访对中日贸易关系并不存在明显的影响。

由于中国与拉丁美洲的贸易结构和地缘等原因, 中国首脑对拉美地区的出访也出现了例外, 并未对双边贸易产生影响。这一结果显示, 中国首脑出访由于贸易因素而在非洲和拉丁美洲之间采取平衡的做法并没有收到理想的效果。按照近 20 年的经验, 中国首脑对拉丁美洲的出访有明显的经济考虑, 并逐渐提高了拉丁美洲在中国外交布局中的地位, 甚至有超过非洲的趋势, 但结果显示, 中国首脑外交的努力并没有对中拉经贸关系产生明显作用。

出访发达国家次数与次年的双边贸易份额存在即时性相关, 说明发展与发达国家之间的友好外交关系可以有力促进双边的经贸关系与合作。同时, 出访发达国家对双边贸易存在延时性的积极影响。其中, 对双边贸易额的影响约持续两年。  $\alpha = 0.79 \sim 0.87$ , 出访后两年的累积效应发挥至 95.59% — 98.31%, 第三年出访影响衰减至 3.48% — 1.47% 水平, 可以认为影响已经消失。

其中,对中美贸易额的影响较为持久,约持续三到四年。 $\alpha = 0.47 - 0.60$ ,出访后三年的累积效应发挥至 85.11%—93.60%,四年为 92.11%—97.44%,第五年出访影响衰减至 1.54%—3.71%,可以认为影响已经消失。对中美贸易的年增幅也存在相当程度的影响,持续时间相对稍短。研究表明,首脑出访美国以及中美经贸合作是较为长效的,首脑出访对双边贸易产生有效促进作用,同时其效应较为持久。原因可能在于双边合作中的大型贸易项目是长期进行的。对中欧贸易额的影响则较为直接和短效,几乎只对此后一年的贸易额和贸易所占份额存在显著性影响。 $\alpha = 0.91 \sim 1.00$  第二年即衰减至 8.19% 以下。说明中国与欧盟存在较为短效、直接和即时效果明显的合作。

出访周边国家对双边贸易关系的影响持续约两年左右。 $\alpha = 0.66 \sim 0.87$ ,出访后两年的累积效应发挥至 88.44%—98.31%,第三年出访影响衰减至 7.63%—1.47% 水平,可以认为影响已经消失。俄罗斯的结果则较为特殊,首脑出访只对俄罗斯所占贸易份额产生较为直接的影响。除存在显著性的即时影响外,出访效应延时系数  $\alpha = 0.93$ ,出访效应在出访后第二年衰减至 6.51%,可以认为影响已经基本消失。中俄之间外交关系的促进主要是政治合作加强和战略关系提升,说明在中俄双边关系中,经贸关系不仅居于次要位置,而且可能与外交关系之间可能存在更加特殊的关系。

就发展中国家总体而言,首脑出访对双边经贸关系产生积极影响。首脑出访不仅对发展中国家所占贸易份额存在显著的即时性影响,而且对不同的表征量存在长短不一的延时性影响,出访发展中国家可以促进双边的经贸关系。但是在发展中国家中,不同的地区具有不同的实际情况。在中非关系中,首脑出访与经贸关系的各表征量之间均存在显著的相关性,影响十分明显。同时这一影响具有明显的时效性,只能产生一年左右的效果。而对拉丁美洲则无明显效果。由于本文中发展中国家即非洲、拉丁美洲和中东地区的集合,其影响程度也即三个国家群体的总和。因此,分析结果表明中国首脑对非洲、中东地区的出访可以有效地促进双边经贸关系。

最后,从总体上说,首脑年出访的次数与对外贸易情况存在显著的相关性,说明首脑出访的活跃程度能够有效地影响中国对外贸易的总体状况,即首脑外交有利于对外经贸关系的发展。同时这样的影响平均而言可以维持一到两年左右。 $\alpha = 0.78 \sim 1.00$  出访后两年的累积效应发挥至 95.16% 以上,第三年出访影响衰

减至 37.8% 以下, 可以认为首脑出访的影响在出访后第三年基本消失。

## 五、结 论

本文通过对 1989 年以来对外经贸关系和首脑出访情况的分析, 对我国最近 20 年的对外关系布局进行了研究。对外贸与首脑出访的相互影响进行了定量研究。通过本文的研究, 可以得到以下结论:

近 20 年间外交布局基本围绕“发达国家是关键、周边国家是首要、发展中国家是基础”展开, 并根据外部局势的变化进行持续性调整。首脑出访活动基本按照发达国家、周边国家和发展中国家分别展开, 并在不断调整中逐渐趋向于各占 1/3 的均衡分布格局。在经贸关系中, 三类国家分别扮演了不同的角色。其中发达国家是中国的主要贸易伙伴, 周边国家处于快速上升期, 发展中国家份额较低, 但呈现出快速增长的势头, 成为潜在的贸易伙伴。

总体而言, 中国的最高层出访受到双边经贸关系因素的影响, 说明中国外交具有为经济建设服务的特点。同时, 中国的首脑出访有效地促进了对外经贸关系的发展, 外交为经济建设服务的目标收到了良好的效果。

与三类国家的关系中, 经贸关系与外交关系的相互作用具有不同的模式。外交布局对三类国家的区分为与各类国家建立不同导向的双边关系提供了指导。其中, 就发达国家集体而言, 出访活动受到此前双边贸易状况的影响, 同时出访活动也会促进双边贸易关系的发展。中国与欧盟的关系是这个模式中较为突出的范例, 中欧经贸关系与外交关系存在非常紧密和直接的相互作用。但是美国和日本则各有不同。出访美国并不受到经贸关系状况的直接影响, 但是出访活动会较为持久地影响双边经贸关系。日本则完全处于此模式的反面, 经贸关系与出访活动不存在明显相互影响。

出访周边国家并不受经贸关系的影响, 更多是基于政治和战略等因素的考虑。双边经贸关系在与周边关系中处于次要地位, 但出访活动会对贸易状况产生较为直接的影响。其中俄罗斯具有较为特殊的模式。俄罗斯是中国首脑出访最频繁的国家, 但对俄罗斯的出访一般不是直接出于经济贸易目的。

与发展中国家的外交关系在很大程度上受贸易状况的影响, 出访活动也直接促进了双边贸易关系。但是非洲和拉丁美洲国家具有不同的特点, 虽然对两地的出访均受到贸易因素的影响, 且出访活动一直试图在二者之间保持均衡的状

态,但结果显示出访拉丁美洲并不像出访非洲那样能够对贸易产生明显促进作用。

此外,本文研究了出访对贸易影响的延时效应。结果表明,出访的国家和地区不同,首脑出访对贸易产生影响的持续时间也各不相同。其原因可能在于国别差异以及双边贸易结构的不同,此外也与双边外交关系的特性有关。



## 作者简介

汤蓓 上海外国语大学国际关系与外交事务研究院助理研究员。2009年在复旦大学国际关系与公共事务学院获法学博士学位。主要研究方向为国际卫生安全。

电子信箱: tangbei\_427@hotmail.com

杨霄 清华大学国际关系学系硕士研究生。2009年在北京大学获生物技术专业和外交学双学士学位。

电子信箱: chyong@pku.edu.cn

张清敏 北京大学国际关系学院教授。代表著有《中国外交》《美国对台军售政策研究》等。

电子信箱: zhangqingmin@yahoo.com

王淑娟 清华大学马克思主义学院2009级硕士研究生。2009年在清华大学国际关系学系获法学学士学位。

电子信箱: huanghelixun@sina.com

漆海霞 清华大学国际问题研究所讲师。2007年在清华大学国际问题研究所获国际关系专业博士学位。

电子信箱: oceanq@126.com

杨子潇 香港科技大学社会科学学部硕士研究生。2008年在清华大学中文系获学士学位。

电子邮件: youngzshowek@gmail.com

崔大伟 (David Zweig) 香港科技大学社会科学学部讲席教授。担任香港科技大学中国跨国关系研究中心主任、香港政治科学学会主席等学术职务。

电子邮件: sozweig@ust.hk

杨倩如 中国人民大学国学院博士后研究人员。2009年获北京师范大学历史学博士学位,研究方向为史学史与中国文化传统。

电子信箱: shirley\_yq@sohu.com

高婉妮 南开大学周恩来政府管理学院国际关系学系2009级硕士生。2009年在中山大学政治与公共事务管理学院获法学学士学位。

电子信箱: gwntwite090618@gmail.com