

【外交关系】

中美对外援助的国际政治意义

——以联合国大会投票为例

庞 珣 王 帅

【摘 要】中国的快速发展对中美关系和现有国际秩序的影响,是当今国际关系研究的重要理论命题。通过实证研究,从对外援助的视角考察中国是否以及如何影响美国利用其对外援助在联合国大会“买投票”的效果,可以发现中国外援通过外交政策偏好机制、脆弱性机制和可信性机制降低了美国外援对联合国大会投票的操控能力。但这并不是中国的主观战略选择,而是中国经济发展的客观结果。以中美外援在国际政治中的博弈为切入点,直面中美之间真实存在的结构性矛盾和竞争,不仅有助于理解中国在未来发展道路上将遇到的困难和阻碍,也有助于理解对中美关系进行风险管控的必要性和艰巨性。

【关键词】对外援助;联大投票;中美关系;结构性竞争;战略性竞争

【作者简介】庞珣,清华大学国际关系研究院教授;王帅,清华大学经济学研究所博士研究生(北京 100084)。

【原文出处】《中国社会科学》(京),2017.3.181~203

一、问题的提出

中国的快速发展对中美关系和现有国际秩序的影响,是当今国际关系研究的重要理论命题。中国是否以及如何对美国现有霸权构成挑战,中美之间的摩擦是两国地位相对变化带来的结构性竞争还是旨在争夺霸权的战略性竞争,也是学术界争论的热点之一。结构性竞争是指,由于实力增长和在国际关系中重要性的提高,中国为其他国家对外政策的选择提供了另一种可能,导致美国维护和加强现有霸权秩序的成本提高、有效性降低,从而构成对美国的竞争性压力。而战略性竞争则源于以霸权争夺为意图的战略制定、部署和实施。持现实主义观点和强调“权力转移理论”的学者认为,中美竞争是由两国在国际关系中所处相对位置变化而产生的结构性冲突。^①但也有一些学者认为,中美之间的紧张与冲突更多的是战略性竞争的结果,源于双方认知、互动

以及外交政策与策略的选择。^②

总体上看,现有研究大都是停留在政策层面的定性研究,缺乏对中美竞争机制和性质的实证判断。本文尝试弥合理论与实证间的这一裂隙。由于美国长期以来通过对外援助(以下简称“外援”)操纵国际组织中的投票活动,本文即以联合国大会(以下简称“联大”)的投票为例,考察中国外援是否对美国外援操控联大投票产生影响。在此基础上,考察中国外援是否具有针对美国霸权的主观战略动机,从而判断中美之间在外援上的国际政治角力究竟是结构性竞争还是战略性冲突。

本文的外援即指官方发展援助(Official Development Assistance,简称ODA),是由国家基于国家战略、自身的政治经济利益以及人道主义考量对欠发达国家实施的经济援助活动。官方发展援助的主体是一国政府,手段主要是经济援助,不包含非政府组

织援助和军事援助。因此,本文所指外援亦不包含非政府组织援助和军事外援,但在实证分析中将军事外援作为控制变量来区分其与一般外援的影响。

国际关系有关外援的研究主要集中在对援助国的政治目的、政策效果以及对受援国的政治影响等方面的考察。^③尽管外援具有国际人道主义色彩,但作为一国的官方行为,其与政治的关联十分密切,往往被用作国家的外交工具,尤其是被大国当做维护和争夺霸权的手段。^④

1961年修订的美国《对外援助法》(The Foreign Assistance Act of 1961)就明确规定外援必须服务于美国的国际政治利益。^⑤对美国来说,外援就是要创造一种使美国可以更好地寻求其社会目标的世界政治经济环境。^⑥2002年,布什政府在《美国国家安全战略报告》(The National Security Strategy of the United States)中再次将外援定义为实现国家安全战略目标的有效手段。^⑦2004年,美国国际开发署(USAID)发表题为《面临21世纪挑战的美国对外援助》(U.S. Foreign Aid: Meeting the Challenges of Twenty-First Century)的报告,进一步加强外援在服务美国国家利益和维持美国主导的国际政治经济秩序中的作用。^⑧而美国利用外援操控联大投票则在1983年通过的美国《公共法案98-151》(Public Law 98-151)中有明确显示。^⑨

该法案规定,国会每年根据国务院发布的“联大对美重要决议”及投票报告,对各国在联大“重要决议”上与美国投票的一致性进行审议,并据此增减美国对各国的经济援助。^⑩以2001年为例,美国

国务院列出了56届联大的12个“重要决议”,其中3个为巴勒斯坦问题、3个为军控问题、5个涉及人权问题,并依此向国会提交了各国的投票情况报告。^⑪美国外援的发放很大程度上取决于受援国在“重要决议”上的投票行为。利用外援这一奖惩机制保证和扩大美国在重要多边组织中的投票联盟,已经成为美国维护和提高对国际事务控制能力的重要途径。^⑫

由于美国利用外援影响受援国在联大的投票具有明确的法律依据,且美国每年对联大重要决议都有详细公布,学术界有诸多关于美国利用外援在联大“买投票”(vote-buying)的因果研究和实证检验。^⑬但是,现有研究仅专注于“买投票”双方,即作为援助国的美国与受援国之间的“霸权与反霸权”角力,而忽略了其他外援行为体对美国利用外援“买投票”行为的影响。特别是进入21世纪,中国逐渐从受援国转变为援助国,成为颇有吸引力的美国外援的替代国。中国外援有没有给美国在联大“买投票”的行为造成压力,不仅是研究美国外援与“买投票”之间关系的重要变量,而且也为中美关系研究带来了新的突破口。

根据“援助数据”项目^⑭公布的中美两国的ODA数据,美国外援的发放总体平稳,2004年以后基本保持在50亿到100亿美元之间;而与之形成鲜明对比的是中国外援发放的波动幅度。2004年到2007年之间,中国外援数额大幅超过美国,2007年达到峰值,之后迅速滑落,2009年略有上升后又逐渐下降(如图1所示)。^⑮

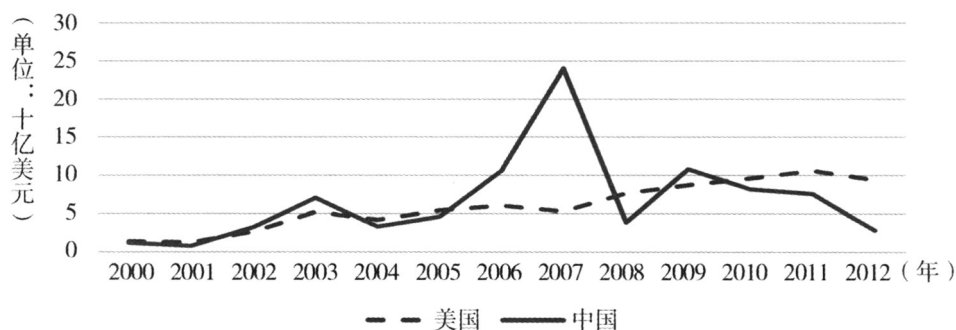


图1 中美对外援助金额对比

数据来源:“援助数据”项目。

总体而言,“援助数据”项目的数据显示,中国对样本国家(主要是非洲国家,数据库还包含少量的拉美和亚洲发展中国家)外援的投入总量巨大,在不少年份甚至超过了美国。虽然“援助数据”项目中的中国外援数据是估算值,可能存在偏差和高估,但仍反映了中国在外援领域的重要性,同时也有助于理解美国对中国外援的忌惮态度。2011年,美中经济与安全评估委员会(US-China Economic and Security Review Commission)发布的一份题为《中国对外援助概况及其对美国的启示》(China's Foreign Assistance in Review: Implications for the United States)的报告指出,随着外援数额的上升,中国政府在发展中国家的影响力加大,进一步推进了中国战略目标的实现,这将会阻碍美国在这些国家推进民主化进程和市场经济改革,削弱美国的全球政治影响力。^⑥

基于此,确有学者开始尝试对中国外援的决策动因和政治效果进行实证判断。^⑦例如,乔治·施特吕弗运用“买投票”研究思路并通过模型分析发现,中国外援使得受援国和中国在联大投票的立场更为接近。^⑧但类似研究都不是在中美关系框架下的考察。基于此,本文试运用戴维·卡特和兰德尔·斯通关于“买投票”的战略互动博弈模型和“逆向归纳估计方法”(Statistical Backward Induction),^⑨通过对70个发展中国家11年的样本数据进行实证分析,以考察中国外援对美国在联大“买投票”效果的影响及其背后动因。

二、中美外援在联大投票角力的理论模型及假设

本文拟以美国与其受援国在联大投票问题上的互动为基础,建构显性博弈框架和过程,而中国外援则作为改变博弈设定的一个重要因素进入多方互动,以考察其影响。

根据赫希曼效应理论^⑩和“软实力”效应理论,^⑪在其他条件不变的情况下,接受中国外援越多的受援国,因在物资、人员和观念方面与中国有更频繁的交流,在国际事务上可能与中国的偏好更接近。

除此之外,中国外援因素的加入可能降低美国外援作为奖励手段的吸引力或作为惩罚手段的威慑力,影响美国及其受援国的预期收益,削弱美国“买投票”的效果。据此本文建立的博弈模型如图2所示,博弈为两方博弈,即在博弈中的行动者为美国 and 受援国,中国不作为一方直接进入博弈。由于中国外援无附加条件、决策管理机制与美国大不相同,且无年度明确而详细的援助国别分配财政预算,难以根据预算和实际数额差距来识别中国在博弈中的外援策略。因此,在该模型的设定中,中国外援的影响主要体现为博弈树状图中预期收益数学表达式里的 $\beta \cdot \text{CHNAid}$ 各项。

在图2所示的序贯博弈理论模型中,受援国为先行者,供选择的策略有二,即在对美重要决议中投票与美国一致或不一致。博弈者美国根据受援国策略选择,决定是否使用外援进行奖励或惩罚。博弈为不完全信息博弈,体现为博弈双方每种策略选择的

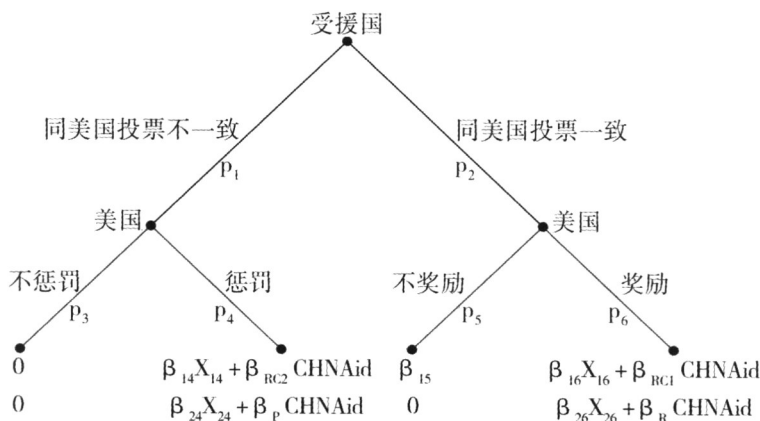


图2 序贯博弈理论模型

概率 p (p 在0到1之间)。当对博弈双方的预期收益进行参数化后,为了模型参数的可识别性,博弈各方的收益中选择一个作为参照效用并设为0,其他策略的效用水平为参照策略效用的相对效用。具体而言,受援国有四种可能的博弈策略收益,本文将“不一致且不惩罚”这一策略集下的受援国收益设为0,作为受援国收益的参照项;对于美国来说,它面临着两组策略集,每一组选择一个作为参照项——当受援国选择投票与美国一致时,本文选择“一致且不奖励”为参照,将美国的预期效用设为0;当受援国选择投票与美国不一致时,“不一致且不惩罚”为参照,将美国的预期效用设为0。需特别强调的是,所有效用的数值设定只具相对意义,因此中国外援虽然没有出现在这些参照效用中,但可以通过对其他策略的效用产生影响,而影响到所有策略的效用。博弈者对策略的选择由其效用决定,中国外援对此两方博弈产生影响,便是通过改变博弈双方效用而影响到受援国和美国对不同策略的选择。

图2的模型包含了中国外援对美国利用外援在联大重要决议中“买投票”产生影响的三个机制。第一,美国使用外援作为工具,目的是为了达到提高受援国与其投票一致的概率,因而受援国与美国投票一致时难以识别其真实偏好是否与美国一致,而当受援国与美国投票不一致时,无论是否考虑到美国惩罚,均能够反映出受援国与美国真实偏好的不一致。在博弈树状图中,如果中国外援通过对受援国不同策略的效用影响而使得受援国与美国投票不一致的概率 p_1 上升(也即是与美国投票一致的概率 p_2 下降,因为 $p_2=1-p_1$),那么这种影响有可能是受援国与美国政策偏好分歧变大导致的,也有可能偏好分歧不变但中国外援使得受援国更敢于表达与美国不一致的立场。因此,树状图中只有“不一致且不惩罚”这一结果中受援国的效用升降反映出其与美国在真实偏好上分歧程度的增减,而中国外援对这一结果中受援国相对效用的影响,反映出中国外援对受援国的真实政策偏好的改变,进而影响到美国外援“买投票”的效果。由此可以得到本文的第一个理论假设:改变受援国政策偏好假设(H1),即在其他条件不

变的情况下,接受的中国外援越多,受援国外交政策立场与美国越相悖、在联大对美重要议案投票中与美国不一致的概率越大。

中国外援通过改变受援国投票偏好而降低美国外援在联大“买投票”的有效性,这一假设建立在中美在联大投票立场上的差异大于大部分受援国与美国的立场差异的前提之上。艾瑞克·沃腾(Erik Voeten)的联大投票数据项目报告了根据联大投票结果测算出的各国投票立场或偏好的指标,数值差距越大表明两国的立场相差越远。^②从2000年到2012年,美国投票立场平均指标为2.690,而中国立场平均为-0.732,与美国的差距排在第40位。如图3所示,图中的横轴是各国联大投票立场在2000年至2012年的平均指标,而纵轴是立场变化的标准差,三角形标记了中国投票立场的位置,而方形标记了美国的位置。图3显示,中美之间在联大投票上的差距显著,而且两国立场在2000年到2012年之间的变化幅度相对都比较小,标准差分别为0.101和0.130,即各自立场都较为稳定。如果中国外援使受援国与中国在联大投票中立场趋于接近,那些与美国立场差距小于中美立场差距的国家,就可能在政策偏好和投票立场上变得更加远离美国,而那些立场比中国更为远离美国的受援国,则有可能在立场变得接近中国的同时缩小了与美国的立场差距。由于前一类国家的数量远大于后一类国家,我们预期中国外援的净影响会拉大它们与美国的差距。关于中国外援的这一影响是否取决于每一个对美重要决议中美立场是否相悖,本文不作假定,而是在实证检验中将中美在重要决议中投票是否一致作为控制变量,检验在给定中美投票一致(或不一致)的情况下,中国外援是否具有改变受援国政策偏好的作用。

第二,当美国使用外援作为政策工具时,博弈结果为“不一致且惩罚”或“一致且奖励”,其中受援国的收益分别为 $X_{14}\beta_{14} + \beta_{RC2}CHNAid$ 或 $X_{16}\beta_{16} + \beta_{RC1}CHNAid$,中国外援对这两个效用预期值的影响,即是对受援国策略选择考量进行改变。如果中国外援的影响参数 β_{RC2} 为正,受援国在面临美国外援惩罚时的效用损失减小,也即是对美国外援惩罚的脆弱

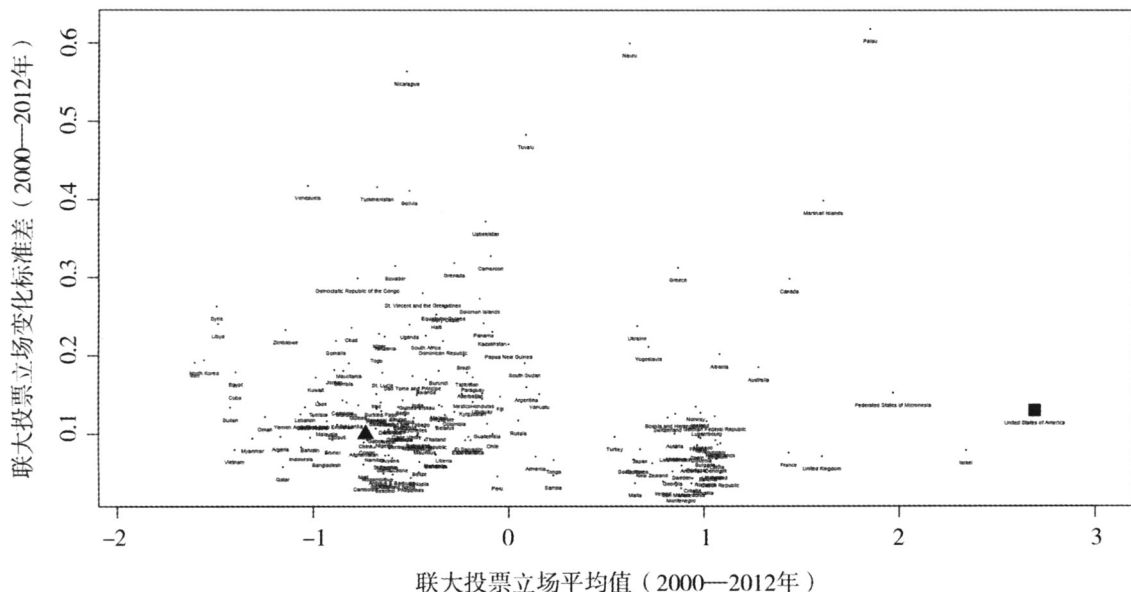


图3 中美联大投票的立场差距

数据来源:艾瑞克·沃腾的联大投票数据项目。

性降低,从而更有可能与美国投票不一致;如果中国外援的影响参数 β_{RCL} 为负,美国外援作为奖励手段对受援国的吸引力下降,即降低了受援国与美国在投票上保持一致的动机。由此本文提出第二个理论假设:改变受援国策略选择假设(H2),即在其他条件不变的情况下,中国对发展中国家援助越多,受援国对美国使用外援作为奖惩工具的敏感性越低、在联大对美重要议案投票中与美国不一致的概率越大。

第三,当美国使用外援作为政策工具时,美国与受援国进行博弈的策略收益为 $X_{24}\beta_{24}+\beta_RCHNAid$ 或 $X_{26}\beta_{26}+\beta_RCHNAid$,而两个效用里中国外援项是否和如何发挥影响,将改变美国的策略选择概率。美国作为理性的博弈者,在进行策略选择时会考虑到中国外援的替代效应及对博弈结果的影响,依此评估不同策略的预期效用。如果参数 β_R 为负,意味着中国外援降低美国运用外援对与其投票不一致的国家进行惩罚的效用,降低了美国使用外援进行惩罚的概率,从而也降低了美国外援惩罚威胁的可信度。同样,如果参数 β_R 为负,则意味着中国外援降低了美国使用外援进行奖励的效用。由此本文提出第三个理论假设:改变美国外援奖惩可信度假设(H3),即在其他条件不变的情况下,中国外援越多,美国运用其

外援进行联大投票操控的预期效用越低、启用外援作为奖惩手段的可信性越低。

三、实证检验与结果分析

“买投票”研究大都使用传统的计量经济分析方法,如固定效应或随机效应面板模型,或是使用logit模型等。但这些模型无法呈现图2中的策略互动及其不确定性(策略选择的概率),理论与实证检验设计存在脱节。本文将采用“理论模型的经验内涵方法”(Empirical Implications of Theoretical Models,即EITM法),根据图2设计出统计模型,然后用“逆向归纳估计方法”,进行参数估计。

(一)统计模型的设计

从理论模型到统计模型转化的第一步是对图2的序贯博弈理论模型的基本构成要素进行实证识别或测量。首先,我们需要确定博弈策略的实证含义。如图2所示,美国和受援国的策略集里均有两个可选策略。受援国选择与美国投票一致与否(Compliance或-Compliance),在实证中可以较为直观地用受援国投票选择与美国投票选择的比较进行测量。但美国的策略,即奖励与否(Reward或-Reward)和惩罚与否(Punish或-Punish),则在实证上需要进一步定义并进行相应的测度。本文将美国外援发放相较于

一年的“异常波动”视为外援被运用于奖惩工具的表现——当前一年某受援国投票与美国一致时,美国当年对该国实际外援超过预期上限值,则认为美国对该国采取了“奖励”策略,否则为使用“不奖励”策略(对应图2中右侧路径);当前一年某受援国与美国投票不一致时,美国对该国当年的实际援助发放超过预期下限值,则被视为美国对该国采用了“惩罚”策略,否则为“不惩罚”策略(对应图2中左侧路径)。本文采用戴维·卡特和兰德尔·斯通的方法,将观察值按照“前一年投票一致”与“前一年投票不一致”分为两个子样本,然后匹配各自后一年的美国外援发放情况,通过对预期外援数量的估算得到美国奖惩的数据:^②

$$Aid_{it}=b_0+b_1Obligation_{it}+b_2Aid_{it-1}+\eta_{it} \quad (*)$$

等式(*)体现了美国对受援国*i*在*t*年的援助正常预期为美国的援助承诺(Obligation)加上援助惯性(*t*+1期的援助数额)。我们采用面板模型进行参数估计,并计算出援助预期值 $\hat{Aid}_{it}$ 及其95%置信区间,如果实际援助发放金额在援助预期的95%置信区间之外,则记录美国使用了外援作为奖惩手段。通过这一步的统计测度,我们将观察值与图2中的博弈结果匹配起来,得到结果1(一致且奖励)、结果2(一致且不奖励)、结果3(不一致且惩罚)、结果4(不一致且不惩罚)四组观察量,且受援国投票选择均为*t*-1期,而美国奖惩均为相应投票选择的后一期,即*t*期。

数据来源为美国国际开发署的外援数据。根据本文采用的测量方法,样本中变量的四种可能取值的经验分布见图4,基本情况为:结果1共753个观察量,占13.45%;结果2共1518个观察量,占27.11%;结果3共974个观察量,占17.39%;结果4共2355个观察量,占42.05%。从变量的实证分布来看,美国并非对所有的投票一致行为均进行外援奖励,也并非对所有的不一致行为进行援助惩罚;相反,美国启用外援工具比不启用的时候要少得多,表明美国使用援助影响联大对美重要决议的投票是根据实际情况进行的策略性考量和选择,而非机械性地启用外援进行奖惩。

理论到实证转化的第二步是统计表达出图2模型中博弈者对不同策略的选择情况。在理性行为体的假定下,美国和受援国的策略选择是基于对不同策略的预期效用进行比较,选择效用相对较大的策略。根据博弈设定,美国的理性计算可以表达如下:

$$U_{us}^*(Reward)=U_{us}(Reward | Compliance) - U_{us}(-Reward | Compliance)+\epsilon_1 \quad (1)$$

$$U_{us}^*(Punish)=U_{us}(Punish | -Compliance) - U_{us}(-Punish | -Compliance)+\epsilon_2 \quad (2)$$

等式(1)对应受援国同美国投票一致情况下,美国在奖励与不奖励两个策略间进行效用的比较,而等式(2)对应受援国同美国投票不一致情况下,美国在惩罚与不惩罚两个策略间进行效用的比较。需要特别说明的是,我们在效用差的表达式里均加入了

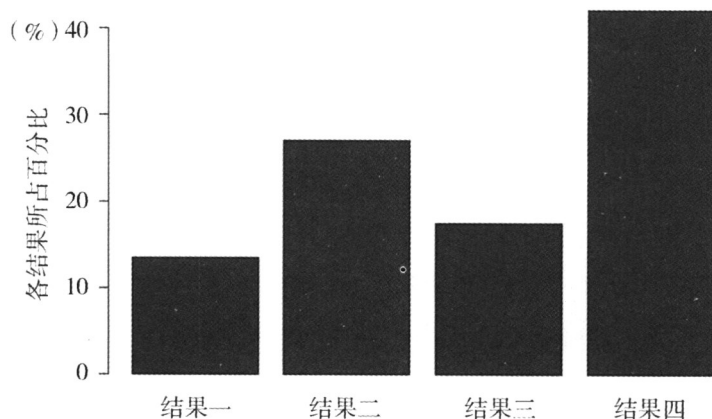


图4 博弈结果

资料来源:依据本文统计模型和数据得出的评估数值。

一个随机扰动项 ϵ_i 。这是由于在不完全信息条件下的博弈,博弈者无法精确估计出效用,会因各种不确定性而造成偏差。基于同样的原因,后文其他的效用差表达式中均加入了随机扰动项,并假设扰动项之间彼此独立。将图2中的美国效用参数化表达(对应图2效用函数第二行)代入等式(1)和(2),得到:

$$U_{US}^*(\text{Reward}) = X_{26}\beta_{26} + \beta_R \text{CHNAid} + \epsilon_1 \quad (3)$$

$$U_{US}^*(\text{Punish}) = X_{24}\beta_{24} + \beta_P \text{CHNAid} + \epsilon_2 \quad (4)$$

根据图2,当受援国选择与美国投票一致时,美国需要在“奖励”和“不奖励”两种可能策略中进行选择。当“奖励”的效用大于“不奖励”时,也即等式(3)中 $U_{US}^*(\text{Reward}) > 0$ 时选择“奖励”策略,否则选择“不奖励”策略。同理,受援国选择与美国投票不一致时,美国在“惩罚”和“不惩罚”两种策略之间进行选择,当惩罚的效用大于不惩罚的效用时,即等式(4)中 $U_{US}^*(\text{Punish}) > 0$ 时,选择“惩罚”,否则选择“不惩罚”。因此,美国的策略选择可以表达如下:

$$y_{US}(\text{Reward}) = \begin{cases} 1, & \text{if } U_{US}^*(\text{Reward}) > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (5)$$

$$y_{US}(\text{Punish}) = \begin{cases} 1, & \text{if } U_{US}^*(\text{Punish}) > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (6)$$

以上表达式中 $y_{US}(\text{Reward})$ 和 $y_{US}(\text{Punish})$ 是观察到的美国实际策略选择,为两个哑变量,取值为0或1。实际策略的选择由潜在的效用比较 U_{US}^* 所决定。综合等式(3)到(6),本步骤涉及的未知参数有 β_{26} 、 β_R 、 p_5 、 p_6 和 β_{24} 、 β_P 、 p_3 、 p_4 。在此基础上,运用根据结果1(一致且奖励)和结果2(一致且不奖励)匹配的观察值对以 $y_{US}(\text{Reward})$ 为因变量的模型进行参数估计,运用根据结果3(不一致且惩罚)和结果4(不一致且不惩罚)匹配的观察值对以 $y_{US}(\text{Punish})$ 为因变量的模型进行参数估计,通过以下参数的估计值和标准差来检验中国外援“改变美国外援奖惩可信度假设(H3)”:

$$\hat{P}_4 = \Pr(U_{US}^*(\text{Punish}) > 0) \quad (7)$$

$$\hat{P}_6 = \Pr(U_{US}^*(\text{Reward}) > 0) \quad (8)$$

$$\hat{P}_3 = 1 - \hat{P}_4 \quad (9)$$

$$\hat{P}_5 = 1 - \hat{P}_6 \quad (10)$$

接下来根据反向归纳路径,对博弈先行者受援国的策略选择进行从理论到统计的分析。从受援国投票选择来看,受援国在“一致”和“不一致”两种策略间进行比较:

$$U_{RC}^*(\text{Compliance}) = U_{RC}(\text{Compliance}) - U_{RC}(\text{Non-Compliance}) + \epsilon_3 \quad (11)$$

将图2中的受援国效用参数化表达代入以上等式,得到:

$$U_{RC}^*(\text{Compliance}) = \hat{P}_6 (X_{16}\beta_{16} + \beta_{RC1} \text{CHNAid}) + \hat{P}_5 \beta_{15} - [\hat{P}_4 (X_{14}\beta_{14} + \beta_{RC2} \text{CHNAid}) + \hat{P}_3 * 0] + \epsilon_3 \quad (12)$$

其中 $\hat{P}_4$ 、 $\hat{P}_5$ 和 $\hat{P}_6$ 来自前一步关于美国策略选择的估计,分别由对等式(7)、(10)和(8)的估计得到。等式(12)中, $\hat{P}_6 (X_{16}\beta_{16} + \beta_{RC1} \text{CHNAid}) + \hat{P}_5 \beta_{15}$ 表示受援国选择同美国投票一致时考虑的预期效用(美国在下一年对其奖励与否效用的加权平均), $\hat{P}_4 (X_{14}\beta_{14} + \beta_{RC2} \text{CHNAid}) + \hat{P}_3 * 0$ 表示受援国选择同美国投票不一致时考虑的预期效用(美国在下一年对其惩罚与否效用的加权平均)。当“一致”的预期效用大于“不一致”,即等式(11)中 $U_{RC}^*(\text{Compliance}) > 0$ 时,受援国选择与美国投票一致,否则选择不一致,数学表达式为:

$$y_{RC}(\text{Compliance}) = \begin{cases} 1, & \text{if } U_{RC}^*(\text{Compliance}) > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (13)$$

同样, $y_{RC}(\text{Compliance})$ 是实际观察到的受援国策略选择,为哑变量,取值为0或1。综合等式(11)到(13),本步骤涉及未知参数 β_{14} 、 β_{RC2} 、 β_{16} 、 β_{RC1} 和 p_1 、 p_2 。由于受援国为博弈先行者,我们使用全样本数据得到它们的估计值和标准差,从而可以检验中国外援“改变受援国政策偏好假设”(H1)和“受援国策略选择”(H2):

$$\hat{P}_2 = \Pr[U_{RC}^*(\text{Compliance}) > 0] \quad (14)$$

$$\hat{P}_1 = 1 - \hat{P}_2 \quad (15)$$

由于以上所有假设扰动项, ϵ_1 、 ϵ_2 和 ϵ_3 ,均相互独立

且假定服从第一类极限值分布(Type I Extreme Value Distribution),可运用logit模型对以上两阶段的参数分步进行估计,并采用自扩展技术(Bootstrapping)计算估计量的标准差,以修正估计系数显著程度,从而检验中国外援的影响参数 β_R 、 β_P 、 β_{RC1} 、 β_{RC2} 是否具有显著影响及其方向。

(二)变量选择和数据来源

本文的研究对象和理论假设涉及的主要变量有三个:中国外援、美国外援奖惩以及受援国在联大对美重要决议上与美国投票一致与否,其中中国外援为主要解释变量,而后两者为因变量。第一个重要变量为中国外援,数据来自“援助数据”项目。^③考虑到中国对一国外援的绝对数量难以表达中国外援在该国对美国外援的替代程度,本文对中国外援这一变量采用相对尺度,即一国接受中国外援和美国外援的年度比例(取对数尺度)。与此同时,“援助数据”项目对中国外援采用多种统计标准,为了和美国外援具有可比性,本文使用数据库中以ODA标准定义的中国外援。本文研究的中国外援影响体现在美国外援对其受援国联大投票的左右程度上,因此研究不包括从未接受过美国援助的国家。同时,“援助数据”项目中国外援的国别一年度数据的时间跨度为从2001年到2011年。因此,本文的样本涉及从2001年到2011年间70个中美共同的受援国(不包括从未接受美国援助或中国援助的国家),样本规模共为6268个观察项,其中包括46个非洲国家(约为样本总数的66%)和24个亚洲和拉美国家(约为样本总数的34%)。

第二个主要变量为受援国在联大对美重要决议的投票是否与美国一致。受援国在联大的投票数据来源于艾瑞克·沃腾的联大投票数据分析项目。^④在11年的时间跨度中,共有149个联大决议被美国国务院认定为对美重要决议,其中有关人权问题的决议共56个,有关巴勒斯坦冲突的决议36个,有关经济发展决议20个,有关军控与裁军决议15个,有关核安全决议12个,有关非殖民化^⑤问题决议10个。联大决议的投票选择有三,即赞同、反对和弃权。本文将受援国和美国都投赞成票或反对票的情况视为

“投票一致”,否则为“不一致”。^⑥

第三个主要变量为美国使用援助进行奖励或惩罚,测量方法和数据上文已报告,此处不再赘述。

在实证分析中,本文控制了一些有可能与中国外援发放、受援国联大对美重要决议投票以及美国运用外援进行联大投票奖惩同时相关的变量,从而避免内生性问题及其带来的统计估计偏差。在受援国特征方面,控制变量包括受援国对外援的需求程度(包括经济发展水平和是否遭受自然灾害)、政治制度、政府的意识形态、政局稳定情况等方面的变量;在美国与受援国关系方面,本文控制了双边贸易和盟友关系两个变量。由于议案类型可能影响投票以及美国对投票结果的重视程度,联大决议分为6类,即有关经济发展问题、巴勒斯坦问题、核扩散问题、军控与裁军问题、人权问题和非殖民化问题的决议,本文用虚拟变量对不同议案类型的影响加以控制,其中以经济发展问题议案为参照。另外,由于美国有可能更为关注其反对议案的投票结果,本文控制了美国是否投反对票。同时,中美投票态度是否一致,有可能影响到中国外援对受援国投票选择和美国使用外援工具的策略考虑,因此我们也对这一哑变量加以控制。因变量、自变量和控制变量的定义、测量和数据来源见表1,统计性质描述见表2。

(三)实证结果报告和解读

本文的实证分析结果见表3(第47页)、表4(第48页)和表5(第49页)。表3报告了中国外援以及其他控制变量对受援国各策略的效用影响,表4报告了中国外援和其他因素对美国策略的效用影响,表5更为直观地报告了中国外援及其他因素对美国和受援国策略效用改变而影响到的策略选择概率变化。^⑦

各变量对博弈结果“不一致且惩罚”中受援国的效用影响估计值和标准差见表3第6列和第7列。其中,中国外援对受援国的效用影响为6.196,标准差为1.788,在5%的水平上统计显著,表明中国外援作为美国外援的重要替代,降低了受援国对美国外援惩罚的敏感性。中国外援弥补了美国外援惩罚所带来的受援国效用损失,降低了受援国表达与美国不

表1 变量定义和数据来源

变量名称	定义	测量单位	数据来源
联大投票	受援国在联大涉美重要议案的投票行为与美国是否一致	一致记为1;不一致记为0	艾瑞克·沃腾的联大投票数据项目
美国外援	美国在该财政年度内实际给予特定受援国的援助金额	2009年不变美元	美国国际开发署
中国外援	中国在该财政年度给予特定受援国援助的实际金额	2009年不变美元	“援助项目”数据库
人均GDP	受援国人均国内生产总值	2009年不变美元	世界银行数据库
经济增长率	受援国国内生产总值年均增长率	百分比	世界银行数据库
人口数量	受援国国内人口总数	百万人	世界银行数据库
受灾人口	在该年度内受援国领土内受自然灾害影响的人口数量	人	国际灾难数据库(Disaster Database)
政治制度	受援国政权类型	从最不民主的-10到最民主的10	社会冲突研究整合网络数据库中的政体IV数据(Polity IV/INSOCR Database)
国内政治动荡	受援国领土范围内在该年度发生反向政体改变、种族屠杀、革命战争和族群间战争四种政治动荡事件的总数	至少发生一种记为1;否则为0	社会冲突研究整合网络数据库中的政治暴力重要事件数据(MEPV2014/INSOCR Database)
左翼执政党	受援国政府执政党的政治主张和意识形态是否偏左	“是”记为1;否则记为0	世界银行政治制度数据库2012年版(DPI2012)
右翼执政党	受援国政府执政党的政治主张和意识形态是否偏右	“是”记为1;否则记为0	世界银行政治制度数据库2012年版(DPI2012)
美国对受援国出口贸易	美国对受援国贸易出口金额	2009年不变美元	联合国商业贸易数据库
美国对受援国进口贸易	美国对受援国贸易进口金额	2009年不变美元	联合国商业贸易数据库
中国对受援国出口贸易	中国对受援国贸易出口金额	2009年不变美元	联合国商业贸易数据库
中国对受援国进口贸易	中国对受援国贸易进口金额	2009年不变美元	联合国商业贸易数据库
同美盟友关系	受援国是否是美国盟国	盟国记为1;非盟国记为0	战争相关数据项目(COW Project Datasets(v4.1))
联大决议类型	有关经济发展问题、巴勒斯坦问题、核安全问题、军控与裁军问题、人权问题和非殖民化问题的议案	以有关经济发展问题的议案为基准,其他分别为虚拟变量	艾瑞克·沃腾的联大投票数据项目

表2 变量描述统计值

变量名称	最小值	均值	最大值	标准差
联大投票	0	0.399	1.000	0.489
美国外援	7.880e+2	1.061e+8	1.401e+9	1.667e+8
中国外援	8.340e+2	1.078e+8	9.612e+9	5.722e+9
人均GDP	106.017	1948.000	33578.900	2319.850
经济增长率	-62.075	4.658	63.379	5.848
人口数量	0.447	28.770	244.808	50.803
受灾人口	0	4109.000	282975.000	24756.79
政治制度	-8.000	2.553	10.000	5.222
国内政治动荡	0	0.760	7.000	1.666
左翼执政党	0	0.328	1.000	0.469
右翼执政党	0	0.076	1.000	0.265

续表 2

变量名称	最小值	均值	最大值	标准差
美国对受援国出口贸易	1.439e+5	1.051e+9	4.302e+10	2.991e+10
美国对受援国进口贸易	0	2.591e+9	3.468e+10	6.076e+10
中国对受援国出口贸易	7.636e+5	1.578e+9	3.184e+10	3.695e+9
中国对受援国进口贸易	0	1.730e+9	5.239e+10	5.507e+10
同美盟友关系	0	0.136	1.000	0.343
经济发展问题	0	0.170	1.000	0.376
巴勒斯坦问题	0	0.277	1.000	0.448
核安全问题	0	0.088	1.000	0.283
军控与裁军问题	0	0.101	1.000	0.301
人权问题	0	0.450	1.000	0.497
非殖民化问题	0	0.076	1.000	0.266

同立场时美国外援进行惩罚威胁带来的压力。各变量对博弈结果“一致且奖励”中受援国的效用影响估计值和标准差见表3第2列和第3列。其中,中国外援对受援国的效用影响为-0.772,标准差为0.271,在5%的水平上统计显著,表明中国外援降低了美国外援对受援国的边际收益,从而降低了美国外援作为投票一致的奖励对受援国的吸引力。以上两项结果共同支持了改变受援国策略选择的假设(H2),表明中国外援降低了受援国对美国外援作为影响投票行为政策工具的敏感性。

考察实证结果对H1的检验时,主要集中在对各变量在“不一致且不惩罚”这种结果下受援国相对效用变化的影响。由于模型的识别需要,本文将此结果中的受援国相对效用设为0,因此考察效用变化时,需要考察其相对于“一致且奖励”结果中受援国效用受中国外援影响的变化。中国外援对此项效用的影响为负,即是相对增加了“不一致且不惩罚”结果中受援国的效用,受援国在不受美国外援威胁的情况下表达与美国不一致的真实偏好的效用增加,也可以解读为受援国的真实偏好与美国分歧增大。需要注意的是,“一致且不奖励”结果中受援国的效用不包含中国外援项,但因为它是相对效用,其估计值为-5.401,在统计上不显著。将它和参照项“不一致且不惩罚”结果中的受援国效用0进行比较,受援国在不受其他条件影响下,选择与美国投票一致或不一致时并没有效用上的显著差异,表明受援国

真实的政策偏好普遍来看并非更倾向于反对美国的立场。而将三项一起比较,中国外援同时也降低了受援国在无美国奖励的情况下表达与美国一致的政策偏好的效用,这可以看做是中国外援使得受援国与美国政策偏好分歧加大的结果,但也可能是受援国对美国外援奖励预期误差所导致。实证结果从总体上支持了受援国政策偏好假设(H1),即在其他条件不变的情况下,中国外援具有通过改变投票偏好以降低美国外援联大“买投票”的有效性。

表4报告了各变量对美国效用的统计影响情况。中国外援降低了美国使用其外援进行惩罚的效用(估计值为-0.713,标准差为0.216),但增加了美国外援作为奖励投票一致的效用(估计值0.200,标准差为0.095),且两者均在5%的水平上统计显著。根据本文的假定,效用的增减意味着策略选择概率的大小变化,从而也影响到美国使用外援进行奖惩的可信性。实证分析与“影响美国外援奖惩可信度的假设”(H3)的预期不完全一致,中国外援增加了美国外援作为奖励的可信性,而降低了美国外援作为惩罚手段的可信性。可能的解释是因为中国外援对美国外援的替代效应,降低了美国使用这一对外政策工具来强制受援国与其投票一致的可信度。然而,当面临中国外援对美国外援的冲击和竞争,美国更愿意奖励那些与其投票一致的受援国,愿意花费更多的外援以维持这些国家的忠诚度。

一些控制变量对美国和受援国策略选择的效用

表3 受援国策略的效用估计结果

自变量	U _R (Reward)		U _R (-Reward)		U _R (Punish)	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
截距项	3.810	1.878*	-5.410	3.587		
中国外援	-0.772	0.271*			6.196	1.788*
政治制度	0.203	0.093*			0.094	0.098
人均实际GDP	1.553	0.593*			1.890	0.844*
对美贸易	-0.340	0.615			-0.848	0.388*
同美盟友关系	1.107	1.308			-2.601	1.809
左翼政党执政	1.334	1.105			5.113	1.817*
右翼政党执政	0.936	1.539			-1.846	1.929
美国是否投反对票	-8.646	1.508*			2.687	1.218*
中美投票是否一致	9.835	1.933*			-4.000	1.485*
巴勒斯坦问题	-1.047	1.199			-2.882	1.497
核安全问题	0.389	1.907			-0.361	1.648
军控与裁军问题	4.733	2.287*			8.280	1.940*
人权问题	5.560	1.528*			4.713	1.351*
非殖民化问题	-1.218	1.775			-3.416	2.016
国内政治动荡	-0.826	0.318*			-0.520	0.349
受灾人口	0.275	0.081*			0.155	0.096

N=4601, AIC=2519.4, Residual Deviance=2451.4

注：*估计值在5%的水平上统计显著。

有着显著影响。表5报告了变量对博弈双方策略选择概率的影响,且只包括在统计上具有显著影响的变量。当所有变量取中位值(两分变量取0)时,受援国和美国的策略选择概率作为参照基准。当受援国与美国投票一致时,美国选择外援奖励的基准概率值为0.473(不奖励的概率为0.527,即美国外援奖励投票一致的概率略小于不奖励);当受援国与美国投票不一致时,美国选择外援惩罚的基准概率为0.272(不惩罚为0.728,即美国使用外援进行惩罚远比进行奖励要审慎);而受援国投票与美国一致的基准概率仅为0.043。

当中国外援对美国外援比例增加一个标准方差时,美国用外援奖励投票一致的概率上升10.57%,对投票不一致进行惩罚的概率下降43.015%,受援国选择与美国投票一致的概率下降86.074%,即中国外援对美国使用外援作为“胡萝卜”的可信性增加,而作为“大棒”的可信性下降。中国外援相对于美国外援越重要时,受援国与美国投票不一致的概率大幅增加,而中国外援相对于美国外援减少一个

标准方差时,受援国与美国投票一致的概率增加5倍多。中国因素对于美国外援影响联大投票的重要性还表现在另一控制变量,即“中美投票一致”的显著影响上——其他因素取中位值时,当中国投票从与美国不一致变为一致时,受援国与美国投票一致的概率从0.043增加至0.828,从几乎不可能与美国一致到很可能一致,概率增加1825.581%。

从美国与受援国的双边关系来看,受援国与美国的贸易从中位值上升一个标准方差,受援国与美国投票一致的概率上升16.279%,但美国利用援助奖励投票一致的概率则下降6.554%、利用援助进行惩罚的概率上升15.074%;从反向看,贸易降低一个标准方差,受援国与美国投票一致的概率下降9.302%,而美国用外援进行奖励投票的概率增加6.675%、进行惩罚的概率降低13.971%。美国的盟国与美国投票一致的概率是非盟国的近两倍,而美国更少用外援奖励其盟国的忠诚或惩罚盟国的“背叛”,相比之下,对非盟国用外援奖励的概率下降16.279%、惩罚的概率下降29.779%。

从受援国的情况来看,当其政治制度从中位值0上升到最大值9的时候,受援国与美国投票一致的概率上升20%,美国对政治制度接近程度高的国家进行外援惩罚的概率下降6.250%;当政治制度从0变为最小值-9时,它们与美国投票一致的概率大幅下降,幅度为44.186%,美国对与其政治制度相去甚远的国家的惩罚概率比基准概率增加24.265%。经济发展水平高于中位值一个标准方差的国家与美国投票一致的概率稍有增加,但仅为2.326%,美国对它们进行外援奖惩的可信性均有上升,分别为13.319%和11.764%。而降低一个标准方差,美国进行奖励的概率下降为0.412,下降12.896%;进行惩罚的概率下降为0.241,下降11.397%;对于受援国的影响为:受援国与美国投票一致的概率较基准概率略有下降,为-1.012%。左翼政府相对于持其他意识形态倾向的政府更不可能与美国在联大对美重要决议中投票一致,其概率降低幅度较大,为62.797%,而美国更倾向于对左翼政府的投票一致进行奖励

(增幅为19.239%),却不愿意对左翼政府的投票不一致进行惩罚(减幅为30.515%);右翼政府仅影响到美国使用外援对其进行奖励的概率,事实上美国也不倾向于对右翼政府进行外援奖励。

当美国在联大对美重要决议中投反对票时相对于其投赞成票时,受援国与美国投票一致的概率有大幅上升,上升为0.785,上升百分比为1725.581%。就联大的议案类型来看,相对于经济发展决议,在军控决议上受援国与美国投票一致的概率更低,大约低51.163%,而受援国在人权决议上倾向于与美国投票一致(约高79.069%),但美国更不愿在人权议案上奖励投票一致。

四、中美外援国际政治博弈的性质

如前所述,理论建构和实证分析发现,中国外援挑战和削弱了美国左右其受援国在联大投票的能力,但此种影响究竟主要来自中国外援决策的战略考量还是中国外援的客观影响?

作为经济快速发展的大国,中国可能有意识地

表4 美国策略效用估计结果

自变量	U _{US} (Punish)		U _{US} (Reward)	
	估计值	标准差	估计值	标准差
截距项	-0.839	0.718*	-0.046	0.166
中国外援	-0.713	0.216*	0.200	0.095*
政治制度	-0.022	0.009*	0.001	0.011
人均实际GDP	0.519	0.075*	0.250	0.074*
对美贸易	0.198	0.047*	-0.126	0.055*
同美盟友关系	-0.457	0.147*	-0.316	0.158*
左翼政党执政	-0.468	0.100*	0.364	0.111*
右翼政党执政	-0.354	0.187	-0.414	0.209*
美国是否投反对票	0.177	0.171	-0.239	0.184
中美投票是否一致	0.187	0.200	-0.478	0.130*
巴勒斯坦冲突问题	-0.043	0.104	0.007	0.216
核安全问题	-0.227	0.281	-0.193	0.191
军控与裁军问题	0.173	0.241	-0.389	0.200
人权问题	0.070	0.109	-0.550	0.143*
非殖民化问题	0.022	0.161	0.243	0.372
Residual Deviance	3229.400		2309.156	
AIC	3259.400		2339.200	
N	2740		1860	

注:*估计值在5%的水平上统计显著。

表5 中国援助和其他因素变化对受援国投票以及美国实施奖惩的影响

自变量	Pr _{US} (Reward)		Pr _{US} (Punish)		Pr _i (Compliance)	
	$\hat{p}$	变化(%)	$\hat{p}$	变化(%)	$\hat{p}$	变化(%)
中位值	0.473	——	0.272	——	0.043	——
+ΔSD(中国外援)	0.523	10.570	0.155	-43.015	0.006	-86.074
-ΔSD(中国外援)	0.424	-10.550	0.432	58.824	0.269	525.581
政治制度=9			0.255	-6.250	0.052	20.930
政治制度=-9			0.338	24.265	0.024	-44.186
+ΔSD(人均GDP)	0.536	13.319	0.304	11.764	0.044	2.326
-ΔSD(人均GDP)	0.412	-12.896	0.241	-11.397	0.043	-1.012
+ΔSD(对美贸易)	0.442	-6.554	0.313	15.074	0.050	16.279
-ΔSD(对美贸易)	0.505	6.765	0.234	-13.971	0.039	-9.302
同美盟友关系	0.396	-16.279	0.191	-29.779	0.127	195.349
左翼政党执政	0.564	19.239	0.189	-30.515	0.016	-62.797
右翼政党执政	0.373	-21.141				
美国是否投反对票					0.785	1725.581
中美投票是否一致					0.828	1825.581
巴勒斯坦问题						
核安全问题						
军控与裁军问题					0.021	-51.163
人权问题	0.342	-27.696			0.077	79.069

将经济实力转化为国际政治影响力,挑战美国的霸权地位,^②而外援是国家常用的对外经济和政治手段,中国可以用富有吸引力的外援来奖励受援国明确表达与美国相左的国际政治立场,也可以通过减少或中断援助来惩罚那些美国的跟随者。^③在这个意义上,中国外援有可能被用于挑战现有霸权的战略工具。但另一种可能是,中国外援的决策考量并无意挑战美国的霸权地位,而是出于其他动因,如经济诉求、国际道义和加强双边关系。^④中国外援只是在客观上造成了美国外援作为“大棒-胡萝卜”工具以实施美国全球政治影响方面的部分失效。

本文对上述两种可能性进行初步实证检验。检验的策略是根据外援发放的显性情况来推论外援决策不可直接观察的动机,这也是常用的一种分析外援动机的研究思路。^⑤模型的因变量为中国在年度t向受援国i发放的援助金额(取对数尺度),主要解释变量为那些影响到中国援助决策的因素,包括受援国与美国的关 系、其他不针对美国的政治动机、受援国对中国的经济重要性以及人道主义动机等。具体

而言,测量受援国是“亲美”还是“反美”的变量包括:在上一年度就联大对美重要决议与美国投票一致的百分比、是否大量接受美国军事援助和经济援助、是否为美国的盟国、是否为美国所认为的人权状况不佳的国家、是否为美国的进口或出口大国等。不直接针对美国的政治因素包括:受援国联大投票与中国一致性程度、受援国的政府持左翼还是右翼的意识形态和受援国的政治制度。体现受援国对中国的经济重要性的变量,主要是关于中国市场需求的指标,包括中国经济规模、中国经济发展速度、受援国的经济增长、中国对受援国的进出口量、受援国是否为能源出口重要国家等。最后,受援国对援助的需求考量包括受援国的人口、经济发展水平和政治稳定程度等等。^⑥本文运用多层模型(multilevel model)对上述可能的中国外援动因进行统计估计,模型具体如下:

$$Aid_{it} = \beta_1 Aid_{it-1} + \sum_k \beta_k X_{ik} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (\#)$$

其中后三项为扰动项,但 μ_i 、 φ_t 控制了难以观测的受援国情况和各年份的系统扰动。

统计估计的结果见表6。^③如表6所示,中国外援发放的自回归系数为0.220,标准差为0.058,在5%的水平上统计显著。针对美国政治动因的假设没有得到实证的支持,表6最左列中那些受援国与美国政治关系的因素无一在统计上显著。受援国是否在联大投票上显示出与美国的亲近性,并没有显著影响到中国的外援发放决策,系数估计为1.421,标准差为0.870,即使在10%的水平上也未呈现出显著性。美国对受援国发放的经济或军事援助的多少体现着对该国的重视程度,但表6的统计结果显示,两个变量的系数估计值分别为0.008和0.044,标准差分别为0.013和0.028,均不具有统计显著性,表明中国的援助发放并没有将受援国对美国的战略重要性作为重要考量因素。另外,在其他条件相同的情况下,美国的盟国和非盟国接受中国外援并无显著区别,系数估计值为-0.688,标准差为0.864,不具有统计显著性。美国对一国人权状况的评估,反映出美国对该国的好恶程度,这个变量的系数估计值为0.050,标准差为0.165,不具有统计显著性,表明美国对一国的态度与中国对其外援发放并无显著影响。最后,一国与美国的贸易关系是否紧密,即表6中的“是否为美国的出口大国”和“是否为美国的进口大国”,也不是影响一国接受中国外援多少的因素,它们的系数估计量分别为-0.039和0.013,标准差为0.037和0.048,均不具有统计显著性。实证分析结果表明,中国外援在联大投票中对美国霸权削弱的战略意图并无显著的数据支持。

相反,数据显示,中国外援的主要动因是服务于中国经济高速发展的需要。表6第4列考察了中国外援背后的经济动因,系数估计值为0.208,标准差为0.102,在5%的水平上统计显著,表明中国经济发展速度越快,对外援助的数量越大。此外,在其他条件不变的情况下,中国对能源丰富的国家和对华贸易活跃的国家给予了更多援助,两者的系数估计值分别为0.015和0.153,标准差为0.008和0.076,均在5%的程度上统计显著,这也反映了中国外援服务于经济发展需求的现实。

实证分析还显示,中国外援较少考虑受援国国

内的政治情况,如政府的意识形态、政体以及是否在联大和中国立场更接近等。在表6第6列中,体现这些因素的变量如受援国的执政党是左翼还是右翼政党、受援国的政治制度、受援国在联大投票与中国的一致程度等,其参数估计值均不具有统计显著性,表明它们并非中国外援决策中的显著考量因素。但受援国的贫困程度,体现在变量“受援国人均GDP”,是影响中国外援发放的另一个重要变量,其参数估计值为-0.100,标准差为0.049,在5%水平上统计显著,即在其他因素不变的情况下,更为贫困的国家得到中国更多的援助,这反映了人道主义动因是中国外援决策中的重要动因之一。综上所述,中国外援的主要动因是经济和人道主义考量,对美战略意图无显著数据支持。在联大投票外援博弈中,结构性特点比战略性特点更为明显。这一发现支持国际关系中关于崛起大国和现有霸权国之间的结构性冲突难以避免的理论假设,同时也要求中美直面此种结构性矛盾,妥善管理崛起国和霸权国之间的结构性冲突。

需要补充的是,统计分析结果是在一定时段内具有一般意义的结论,并不否认中国在特定时间给予特定国家援助的战略考量。例如,研究结果认为,接受美国外援多少在统计上并非中国外援决策的显著考量因素,这一结论只是表明从整体上看,中国的外援决策并不重视这一因素,但并不排除中国对个别特定国家的外援有战略考量。同样,上文对中国外援对美国在联大“买投票”的削弱作用也是基于样本进行统计分析得出的一般性结论,不排除对个别国家不具有削弱作用的情况。

结论

本文着眼于中美两国均采取积极政策和行动的外援领域,通过研究中国外援是否削弱了美国外援左右受援国联大投票的能力,考察中国外援影响国际政治格局与互动的机制,以及与现有霸权国运用同样的对外政策进行的政治角力。本文建立了序贯博弈理论模型,运用统计逆向归纳估计方法,对70个发展中国家11年的投票和中美外援数据进行分析。结果发现:第一,中国外援改变了受援国的外交政策

表6 中国外援的动机

解释变量类型 I		解释变量类型 II		解释变量类型 III	
反对美国		经济动机		政治动机和人权动机	
截距项	-4.900(9.867)	中国经济规模	0.502(0.351)	受援国政治制度	-0.049(0.031)
中国外援(滞后一期)	0.220(0.058)*	中国经济发展速度	0.208(0.102)*	受援国在联大与中国投票一致性	0.042(0.588)
同美投票一致率(滞后一期)	1.421(0.870)	中国对受援国出口量	0.052(0.044)	左翼政党执政	0.325(0.343)
是否接受美国军事援助	0.008(0.013)	中国对受援国进口量	0.153(0.076)*	右翼政党执政	0.510(0.492)
是否接受美国经济援助	0.044(0.028)	受援国经济增长	-0.002(0.015)	受援国人口	0.005(0.048)
同美国盟友关系	-0.688(0.864)	受援国是否为能源出口重要国	0.015(0.008)*	受援国人均 GDP	-0.100(0.049)*
人权状况	0.050(0.165)			受援国稳定程度	0.047(0.109)
是否为美国进口大国	-0.039(0.037)				
是否为美国出口大国	0.013(0.048)				

REML criterion at convergence: Deviance=1213.6

N=291

注: *估计值在5%的水平上统计显著。

立场,使其在国际事务中的政策偏好与美国渐行渐远,使得美国通过外援“买投票”更为困难和低效。第二,中国外援作为一种重要的替代,可能减弱受援国对美国外援的依赖,降低其对美国外援奖惩的敏感性,侵蚀美国通过外援“买投票”的效果。第三,当美国因外援“买投票”效果具有更大不确定性时,其将外援作为政策工具的可信度将随之降低。

实证检验还显示,中国外援对美国政治影响力的侵蚀更多的来自中国经济发展造成的客观效应而非中国外援的主观战略动机。从整体上看,中国外援作为挑战美国霸权的战略性工具的意图并不明显。相反,数据显示,中国外援主要服务于中国自身经济发展的需要,而这与中国互惠互利的外援政策相一致。实证分析结果显示,中国对外援助的决策中,受援国的意识形态和政治制度都不是主要考量因素,没有发现有针对性针对第三方美国的明显战略考量。从总体上看,在联大投票中,中美的外援角力所显示出的结构性特点比战略性特点更为明显。

本研究以中美外援在国际政治中的角力为切入点,直面中美之间真实存在的结构性矛盾和竞争,不仅有助于深刻理解中国在未来的发展道路上将遇到

的困难和阻碍,也有助于深刻理解对中美关系进行风险管控的必要性和艰巨性。

注释:

①参见 A. F. K. Organski and Jacek Kugler, *The War Ledger*, Chicago: University of Chicago Press, 1980, pp. 19–22; Thomas J. Christensen, “Fostering Stability or Creating a Monster? The Rise of China and U. S. Policy Toward East Asia,” *International Security*, vol. 31, no. 1, 2006, pp. 81–126; Yan Xuetong, “The Rise of China and Its Power Status,” *Chinese Journal of International Politics*, vol. 1, no. 1, 2006, pp. 5–33.

②参见 John R. Oneal and Bruce Russett, “Assessing the Liberal Peace with Alternative Specifications: Trade Still Reduces Conflict,” *Journal of Peace Research*, vol. 36, no. 4, 1999, pp. 423–442; Han Dorussen and Hugh Ward, “Intergovernmental Organizations and the Kantian Peace: A Network Perspective,” *Journal of Conflict Resolution*, vol. 52, no. 2, 2008, pp. 189–212; Barry Buzan, “China in International Society: Is ‘Peaceful Rise’ Possible?” *The Chinese Journal of International Politics*, vol. 3, no. 1, 2010, pp. 5–36.

③参见 Peter J. Schraeder, Steven W. Hook and Bruce Taylor, “Clarifying the Foreign Aid Puzzle: A Comparison of American, Japanese, French, and Swedish Aid Flows,” *World*

Politics, vol. 50, no. 2, 1998, pp. 294–323; Anke Hoeffler and Verity Outram, “Need, Merit, or Self-Interest—What Determines the Allocation of Aid,” *Review of Development Economics*, vol. 15, no. 2, 2011, pp. 237–250; David H. Bearce and Daniel C. Tirone, “Foreign Aid Effectiveness and the Strategic Goals of Donor Governments,” *The Journal of Politics*, vol. 72, no. 3, 2010, pp. 837–851.

④参见 Ilyana Kuziemko and Eric Werker, “How Much is a Seat on the Security Council Worth? Foreign Aid and Bribery at the United Nations,” *Journal of Political Economy*, vol. 114, no. 5, 2006, pp. 905–930。另注，正是基于文中所述原因，目前在国内的学术研究和官方文件中也使用“国际发展援助”一词，意在突出和强调援助对支持欠发达国家发展的人道主义意义。

⑤The Foreign Assistance Act of 1961, July 26, 2016, <http://legcounsel.house.gov/Comps/Foreign%20Assistance%20Act%20Of%201961.pdf>, Dec. 15, 2016.

⑥Robert E. Asher, “The Economics of Foreign Assistance,” in Gustav Ranis, ed., *The United States and the Developing Economies*, New York: W. W. Norton & Company Inc., 1973, pp. 238–243.

⑦George W. Bush, “The National Security Strategy of the United States,” Sept. 17, 2002, <http://georgewbush-whitehouse.archives.gov/nsc/nss/2002/>, Dec. 10, 2016.

⑧Bureau for Policy and Program Coordination U. S. Agency for International Development, “Meeting the Challenges of the Twenty-First Century,” January 2004, <https://pegasus.cc.ucf.edu/~gurney/ForAidWhitPap.pdf>, Dec. 15, 2016.

⑨The 98th Congress, *The Public Law 98-151*, Nov. 14, 1983, <https://history.nih.gov/research/downloads/PL98-151.pdf>, Dec. 15, 2016.

⑩U. S. Department of State, “Voting Practises in the United Nations 2015,” June 30, 2016, <http://www.state.gov/p/io/rls/rpt/>, Dec. 10, 2016.

⑪艾瑞克·沃腾的联大投票数据项目(Erik Voeten Dataverse), “United Nations General Assembly Voting Data,” <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=hdl:1902.1/12379>, Dec. 10, 2016.

⑫参见 Thomas Barnebeck Andersen, Henrik Hansen and Thomas Markussen, “US Politics and World Bank IDA-Lending,” *The Journal of Development Studies*, vol. 42, no. 5, 2006, pp. 772–794; Axel Dreher, Jan-Egbert Sturm and James Raymond

Vreeland, “Development Aid and International Politics: Does Membership on the UN Security Council Influence World Bank Decisions?” *Journal of Development Economics*, vol. 88, 2009, pp. 1–18.

⑬参见 T. Y. Wang, “U. S. Foreign Aid and UN Voting: An Analysis of Important Issues,” *International Studies Quarterly*, vol. 43, 1999, pp. 199–210; Erik Voeten, “Clashes in the Assembly,” *International Organization*, vol. 54, no. 2, 2000, pp. 185–215; Axel Dreher, Peter Nunnenkamp and Rainer Thiele, “Does US Aid Buy UN General Assembly Votes? A Disaggregated Analysis,” *Public Choice*, vol. 136, 2008, pp. 139–164.

⑭“援助数据”项目(AidData): <http://aiddata.org/aiddata-research-releases>,其原始数据来源主要包括 Factiva 数据库、受援国和援助国政府官方公布的项目信息和已出版学术刊物上披露的援助信息。从 2009 年至今,该数据库涵盖了全球约 170 万个援助项目,涉及 86 个援助国(组织)和 223 个受援国(组织),其中很重要的一个组成部分就是中国外援的数据。另注:Factiva 是一个由道琼斯和路透社共同发起建立的新闻媒体信息数据库,整合了全球 159 个国家和地区的各类新闻信息、行业资讯和公司报告。基于“援助数据”项目采用的统计标准和数据来源,数据库中中国外援数额与中国官方公布的数据有一定差异。但由于中国官方未公布具体年度中国对具体受援国的外援数据,本文的定量研究只能暂时采用“援助数据”项目的数据。

⑮“援助数据”项目类比经济合作组织发展援助委员会的分类标准,把所有的援助项目分成三大类:官方发展援助(Official Development Aid,简称 ODA-Like),其他官方援助(Other Official Flow,简称 OOF-Like)和其他援助(Other Flow,简称 OF,包括直接投资和军事援助两类)。ODA-Like 类型援助以促进当地发展增进福利提升为目的,包括拨款、技术援助、免息或利率低于 2% 的贷款、债务豁免和实物捐赠。

⑯Jonathan Weston, Caitlin Campbell and Katherine Koleski, “China’s Foreign Assistance in Review: Implications for the United States,” Sept. 1, 2011, http://www.uscc.gov/sites/default/files/Research/9_1_%202011_ChinasForeignAssistanceinReview.pdf, Dec. 15, 2016.

⑰参见 Gustavo A. Flores-Macías and Sarah E. Kreps, “The Foreign Policy Consequences of Trade: China’s Commercial Relations with Africa and Latin America, 1992–2006,” *Journal of Politics*, vol. 75, no. 2, 2013, pp. 357–371; Nabeela Alam, “UN Voting Alignment with the United States and Export Dependence

on China,” Working Paper, August, 2012, http://people.brandeis.edu/~nabeela/research/Alam_Paper_2012.9.30_UN-CHN.pdf, Dec. 10, 2016.

⑮Georg Strüver, “What Friends are Made of: Bilateral Linkages and Domestic Drivers of Foreign Policy Alignment with China,” *Foreign Policy Analysis*, vol. 12, 2016, pp. 170–191.

⑯David B. Carter and Randall W. Stone, “Democracy and Multilateralism: The Case of Vote Buying in the UN General Assembly,” *International Organization*, vol. 69, no. 1, 2015, pp. 1–33.

⑰Rawi Abdelal and Jonathan Kirshner, “Strategy, Economic Relations, and the Definition of National Interests,” *Security Studies*, vol. 9, nos. 1–2, 1999, pp. 119–156; Albert O. Hirschman, *National Power and the Structure of Foreign Trade*, Berkeley: University of California Press, 1980, pp. 13–17.

⑱Joseph S. Nye Jr., *Power in the Global Information Age: From Realism to Globalization*, New York: Routledge, 2004, pp. 68–80.

⑲艾瑞克·沃腾的联大投票数据项目, “United Nations General Assembly Voting Data,” <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=hdl:1902.1/12379>, Dec. 10, 2016.

⑳David B. Carter and Randall W. Stone, “Democracy and Multilateralism: The Case of Vote Buying in the UN General Assembly,” pp. 1–33.

㉑参见“援助数据”项目: <http://aiddata.org/aiddata-research-releases>, Dec. 10, 2016.

㉒艾瑞克·沃腾的联大投票数据项目, “United Nations General Assembly Voting Data,” <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=hdl:1902.1/12379>, Dec. 10, 2016.

㉓根据艾瑞克·沃腾的联大投票数据分析项目, 联大决议六大类的其中一类为“votes relating to colonialism”, 是推动二战后非殖民化进程的决议。

㉔在稳健性检验中, 本文重新编码, 将受援国弃权的情况也视为“投票一致”, 实证分析结果并未发现显著变化。

㉕本文对模型的分析结果进行了稳健性分析, 逐步增加控制变量, 以观察主要解释变量“中国外援”效应在显著性和作用方向上是否有实质性变化。稳健性检测共对9个由不同变量数量和组合形成的模型进行估计, 观察核心变量估计值

的稳健性, 检验发现“中国外援”的影响在显著性和作用方向上没有改变, 作用大小也较为稳健。由于篇幅所限, 稳健性检测的具体模型和数值不在文中报告。

㉖参见 Alastair I. Johnston, “Is China a Status Quo Power?” *International Security*, vol. 27, no. 4, 2003, pp. 5–56; Robert S. Ross, “Balance of Power Politics and the Rise of China: Accommodation and Balancing in East Asia,” *Security Studies*, vol. 15, no. 3, 2006, pp. 355–395.

㉗Hans Morgenthau, “A Political Theory of Foreign Aid,” *The American Political Science Review*, vol. 56, no. 2, 1962, pp. 301–309.

㉘参见 Richard Shiere, “Building Complementarities in Africa Between Different Development Cooperation Modalities of Traditional Development Partners and China,” *African Development Review*, vol. 22, no. S1, 2010, pp. 615–628.

㉙参见 Joseph Wright and Matthew Winters, “The Politics of Effective Foreign Aid,” *Annual Review of Political Science*, vol. 13, 2010, pp. 61–80; Balázs Szent-Iványi, “Aid Allocation of the Emerging Central and Eastern European Donors,” *Journal of International Relations and Development*, vol. 15, no. 1, 2012, pp. 65–89.

㉚与博弈实证分析部分相同的变量的数据来源见表1, 其他变量的数据来源参见庞珣:《新兴援助国的“兴”与“新”——水平范式与垂直范式的实证比较研究》,《世界经济与政治》2013年第5期, 表4, 第47–48页。

㉛表6报告的是本文模型选择的最终结果。本文还分析了八个模型作为稳健性检测, 这八个模型在变量选择上逐一单独检验了三类动因及其组合, 在变量数量上逐步递增。在稳健性分析中, 经济动因类变量的系数估计值的稳健性最高, 尤其是中国经济增长速度和中国从受援国进口两个变量的显著性和作用方向在所有检测模型中都非常稳健。另有一些变量在检测模型中偶有显著性程度的增减, 但作用的方向均未发生改变。而当加入新的控制变量后, 它们的显著性又进一步发生波动, 可见当一些变量被提出后带来了遗漏变量问题。因此本文以全变量模型(即表6报告的模型)为最终模型, 并在其统计估计结果上进行实证解读。由于篇幅所限, 稳健性检测的具体结果不在文中报告。