

# 自由贸易区的设立能够提升地缘经济关系水平吗？\*

——来自CAFTA的实证

黎 鹏 闫 俊

(广西大学商学院, 广西 南宁 530000)

**[摘要]** 自由贸易区与地缘经济具有较强的理论与现实关联, 把握两者之间的关系对充分理解自由贸易区的作用和如何有效提升区域间地缘经济关系水平具有启发意义。在从经济、政治、文化与技术等理论层面探讨了自由贸易区建设对地缘经济关系影响机理的基础上, 结合2003—2017年32个国家或地区的面板数据, 通过熵值法构建了地缘经济关系水平指标体系并测算了中国与东盟的地缘经济关系水平, 利用合成控制法(SCM模型)和基于Lasso算法改进的回归合成方法(HCW模型)实证检验了“中国—东盟自由贸易区(CAFTA)”建成后, 中国与东盟地缘经济关系水平的政策效应。研究发现, 不同模型下CAFTA的建成均显著提升了中国与东盟的地缘经济关系水平, 其政策效应呈现出了持续性和上升趋势的特点, 平均贡献率达到了每年约15.65%的水平, 模型测算结果较为稳健, 说明CAFTA的设立成功推动了中国与东盟地缘经济关系的发展。因此, 本文认为应重视自由贸易区建设在改善地缘经济关系方面所发挥的作用, 积极主动推进区域性自由贸易协定的交流和制定, 完善与自贸区相匹配的基础设施和制度保障, 还应认识到自贸区建设对地缘经济关系产生的长期性影响, 制定长效化发展规划与变革预案, 进而不断优化同周边国家或地区的地缘经济关系, 有效提升地缘经济的发展质量和水平。

**[关键词]** CAFTA 地缘经济 SCM模型 HCW模型 Lasso回归

**[中图分类号]** F119.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2096-983X(2021)02-0035-13

收稿日期: 2020-08-22

\*基金项目: 国家社会科学基金重点项目“‘一带一路’中我国面向东盟的地缘经济开放战略优化研究(17AJL012)”; 广西研究生教育创新计划资助项目(YCSW2020033)

作者简介: 黎鹏, 教授, 博士研究生导师, 主要从事区域经济发展理论与实践研究; 闫俊, 硕士研究生, 主要从事区域经济发展理论与实践研究。

## 一、引言

一般认为,“地缘经济”这一概念最早由法国经济地理学家Jacques Boudeville提出<sup>[1]</sup>,而美国学者Edward N. Luttwak为地缘经济的发展奠定了重要基础<sup>[2]</sup>。地缘经济理论最初主要被认为是地缘政治理论的延续,但随着其自身的发展,其内涵已经变得更为丰富。虽然有关地缘经济的研究成果众多,但目前学界对地缘经济的概念仍没有形成一致的界定,一般认为是指国家间、地区间、民族间基于地理区位、资源禀赋、经济结构等因素形成的合作、联合或竞争、对立乃至遏制等方面的经济关系<sup>[3]</sup>,一定程度上反映了地缘区域内不同主体间经济联系与合作关系的强度。本文为了明确研究内容,构建了“地缘经济关系水平”这一具体概念,主要用来衡量基于地缘关系的不同经济主体间的经济合作、关联与依赖的强度,以此来反映地缘经济发展状况。其中,地缘关系可认为是以地理位置、分布格局和空间联接为基础,在特定区域范围内共同活动的不同要素交互作用而形成的联系<sup>[4,5]</sup>。

为了加强区域间的经济合作,有效推进各地区的经济一体化进程,很多国家或经济组织都选择以设立跨区域性的自由贸易区(FTA)的方式来加快彼此间的商贸交流。那么,自由贸易区的设立便容易对FTA内部各经济主体间的地缘经济关系产生影响。一方面,自由贸易区的参与主体往往是在地理位置上相互邻接的国家或地区,如北美自由贸易区、中国—东盟自由贸易区以及正在推进的RCEP和中日韩自贸区等,这样的位置分布就意味着自贸区的参与主体之间往往具有明显的地缘性特点;另一方面,自由贸易区的设立一般是通过双方或多方签订自由贸易协定的方式来降低或消除彼此间的贸易壁垒,目的在于促进区内贸易的自由流动,带动各方经济增长,这便突出体现了地缘经济中的经济性联系。FTA与其内部经济主体间的地缘经济关系也就具有较强的理论和现实关联。所以,本文将主

要研究自由贸易区对其参与主体之间地缘经济的影响机制和途径,并以CAFTA为例,通过实证的方式检验CAFTA的设立是否有效提升了中国与东盟地区的地缘经济关系水平。

## 二、理论分析

要探讨自由贸易区对地缘经济的影响机制,就有必要明确地缘经济的主要影响要素。地缘经济虽然以各主体之间的经济关系作为集中表现,但因其地缘性特点往往会受到不止于经济层面的多方面影响。结合有关研究成果,我们发现国家(或地区)的经济利益往往是地缘经济最为主要的驱动因素,也就是说各国在处理地缘经济关系时最为关注的仍然是自身的核心经济利益<sup>[3,6]</sup>。此外,地缘政治、文化、区位、技术、交通、生态、资源禀赋等要素也会对地缘经济产生直接或间接的影响<sup>[7-9]</sup>,影响程度往往也会由于经济主体之间的地缘性特点而显得不尽相同<sup>[10]</sup>。所以,为了分析自由贸易区对地缘经济的影响机理,我们将结合地缘经济的自身特点,集中从经济、政治、文化与技术层面对其进行探讨。

### (一) 经济层面

自由贸易区的设立通过经济层面对地缘经济的影响往往是最为直接,也是最为主要的。根据新古典贸易理论,资源及要素禀赋的相对差异是国际分工和贸易产生的基础。从区域分工和贸易的角度来看,自由贸易区的设立可以通过降低关税、确定原产地规则和简化相关手续等来削减地区间的关税壁垒,降低交易成本,推进国际分工的明晰和细化,进而加快实现资源禀赋的优势互补,提升国家(地区)间的分工关联程度和经济合作水平。分工的明确也有助于提升生产厂商规模经济水平和外部经济效益,带动行业的整体发展。<sup>[11,12]</sup>另外,自由贸易区的设立也可以通过放宽商品和服务贸易的限制,来直接扩大地区间的经贸合作范围。例如,CAFTA建成后中国与东盟国家扩大了旅游、金

融、通信等多领域的合作。经济合作领域的扩大以及合作程度的提高无疑有助于扩大外贸企业的市场,提高商品服务贸易数量,实现厂商更大的经济收益。以P. Roboson为代表的自由贸易区理论也表明,贸易自由化所带来的贸易创造效应是各成员国所不可忽视的。从产业和区域的角度来看,厂商和行业的发展也利于加快产业的集聚与升级,而生产要素流动所带来的“溢出效应”则有利于区域间的协调发展。这对提高区域价值链的嵌入水平,推动价值链向纵向建构具有较大的帮助。同时,FTA的设立还有助于推动跨境合作区的搭建,进而加快国家间边境地区的合作与边境经济的繁荣,发挥边境中介效应的特殊贡献。此外,相关学者也从企业微观角度分析了FTA设立所带来的影响。王开(2019)、丛晓男(2018)等认为FTA可以使出口企业在国际贸易活动中更加稳定,可以提高区域内企业应对区域外贸冲击的能力<sup>[13,14]</sup>,降低企业的经营风险。FTA还可以帮助改善非公有制企业的就业状况,稳定外贸市场的区域性价格波动。但是,FTA对于不同企业的使用效率具有异质性,企业应结合主体差异的实际特点以不同方式提高对FTA的利用效率<sup>[15]</sup>。此外,经济主体在积极制定和参与FTA战略时,应该注重对知识产权的保护,这对提高FTA的技术创造水平和经济创新活力将有较大帮助<sup>[16-18]</sup>。

### (二) 政治层面

自由贸易区的设立也可以通过政治层面对地缘经济产生影响。国家间政治关系的稳定往往是经济活动开展的前提和基础,而基于跨地区合作的地缘经济则会对地缘政治关系表现得更为敏感。由于地缘政治关系紧张等原因影响到地缘经济合作的例子也是不胜枚举,如朝韩关系、巴以关系、印巴关系等等。Cowen(2010)也强调了领土和社会安全对地缘经济合作所起到的重要作用<sup>[19]</sup>。Scott(2007)的研究也表明,国家间的政治利益冲突可能会对其经济合作和经济关系产生不利影响<sup>[20]</sup>。自由贸

易区设立以签订自由贸易协定为前提,而自贸协定的制定更是各方政府部门和相关机构多个阶段、多轮谈判的结果。所以,自贸区的成功设立说明各方政府间已经进行了较为充分的沟通和协商,政府间合作的长期性比较明显,这就为地区间的经济活动营造了相对稳定的政治环境,或者说FTA的设立是地缘政治关系稳定的重要表现。Knill(2012)的研究指出,国家间的政治关系往往会对微观主体的商业投资决策产生较大的影响<sup>[21]</sup>。所以,政府高层互访频率的增多、边界冲突事件的减少等地缘政治关系的改善和稳定,会使得微观经济主体更有意愿从事跨境商业活动,长期性的经贸投资活动也会更加活跃。另外,紧密的经济联系和共同的利益诉求也会反过来拉近国家间的政治关系,进而形成地缘经济发展的良性循环。

### (三) 文化与技术层面

自由贸易区的设立从文化与技术层面对地缘经济产生的影响也是较为重要的,但具有滞后性的特点。地缘文化涉及语言、民族、宗教、风俗、偏好等多个方面,相同或是相似的地缘文化会拉近不同区域间人们的相对距离,降低空间差异对经济合作所带来的阻碍,韦永贵(2019)和Capello(2018)的研究也支持了这一观点<sup>[22,23]</sup>。自由贸易区的设立则在较大程度上为各类从业人员和专业技术人员的流动提供了便利,也为其从事相关经贸活动提供了保障,如CAFTA规定的国民待遇和最惠国待遇,从而加快了不同区域间的文化和技术交流,在推动旅游业和文化产业发展的同时也有助于增强经济合作的黏性,起到维系地缘经济关系的纽带作用。在技术交流上,新技术贸易理论也指出宽松的贸易环境更有助于技术在不同国家之间进行交流和传播,从而推动贸易区内的技术进步和技术创新,其中跨国公司在技术传播和创造方面起到了较为关键的作用。地缘文化的包容和技术实力的提升,对地缘经济的改善具有较强的拉动作用。同时,地缘经济的进步同样也会

反过来促进地缘文化和技术的交流,进而形成循环累积因果效应,推动地缘经济长期的、可持续性的合作与发展。

所以,我们认为自由贸易区的设立可以从多个方面帮助提升各方的经济合作质量与经济发展水平,带动相较于全球价值链的“区域价值链”的发展,进而拉近区域内彼此间的经济距离,对地缘经济的改善和发展带来积极影响。本文将采用实证的方式,将CAFTA的建成视为一项“准实验”来检验自贸区的设立是否会有效提升中国与东盟的地缘经济关系水平。

### 三、模型方法与数据来源

本文选择了中国—东盟自贸区(CAFTA)作为实证对象,选择理由主要在于:第一,中国与东盟在空间位置上相互毗邻,满足研究地缘经济的基础性要求;第二,CAFTA的发展已较为成熟,其经济体量巨大,合作程度高,开放范围广,在自贸区中具有较强的代表性;第三,东盟当前乃至未来都将是重要的合作伙伴,对CAFTA的研究具有现实意义。需要说明的是,本文将CAFTA的经济主体共分为中国和东盟两部分,其中,将东盟视为一个整体,而不对东盟十国进行具体研究。

#### (一) 地缘经济关系水平指标的构建

为了明确研究内容,本文构建了“地缘经济关系水平”这一具体概念,主要用来衡量基于地缘关系的不同经济主体间的经济合作、关联与依赖的强度,以此来反映地缘经济发展状况。在地缘经济关系水平的量化上参考了相关学者的观点,选择本国与他国(区域)的进口贸易额、出口贸易额、对外直接投资(OFDI)和外商直接投资额(FDI)作为地缘经济核算的构成指标<sup>[8]</sup>,并利用熵值法求得各指标所占权重,通过加权求和的方式计算地缘经济关系水平指数<sup>[9]</sup>,以求客观真实地对地缘经济关系水平进行量化。因我国OFDI的数据最早提供于2003年,所以本

文使用了2003—2017年的数据。由于缺少中国与东盟的直接相关数据,本文通过对东盟10国相关数据进行求和或取均值的方式来计算得到。个别缺失数据应用趋势分析的方法<sup>[24]</sup>对其进行填补,作为代理数据进行分析。本文还选择了GDP、失业率、GNI、固定资本形成总额、城市化水平、最终消费支出、服务业发展水平等作为实证分析的预测变量。其中,预测变量主要用于从多个方面更好模拟东盟的实际发展状况,增加模拟东盟的真实性。

#### (二) 合成控制法(SCM)

合成控制法最初由Abadie and Gardeazabal(2003)、Abadie et al.(2010)提出,主要用于政策实施后的效应评估。它的基本思路是,在政策实施前的时期通过赋予控制组个体不同的权重来合成一个与干预组行为相似的控制组,而在政策实施后合成的控制组就可以当作干预组的反事实结果,政策效应就可以通过干预组与合成控制组的差值来进行表示。<sup>[25,26]</sup>

模型设定如下,假设有 $N+1$ 个区域,区域1为干预组,剩下 $N$ 个区域为控制组, $T_0$ 为政策的实施时间。 $Y_{it}$ 表示 $i$ 在 $t$ 时期受到政策干预的结果, $Y_{oit}$ 表示 $i$ 在 $t$ 时期没有受到政策干预的结果,那么个体因果效应可表示为 $\tau_{it}=Y_{it}-Y_{oit}(i=1,\dots,N+1,t=1,\dots,T)$ 。 $D_{it}$ 用来表示政策干预的状态,其值为1表示 $i$ 在 $t$ 受到干预,否则取0。那么 $i$ 在 $t$ 时期的观测结果为 $Y_{it}=D_{it}Y_{it}+(1-D_{it})Y_{oit}=Y_{oit}+\tau_{it}D_{it}$ 。本文的目标是为了测算政策效应 $(\tau_{1T_0+1},\dots,\tau_{1T})$ ,当 $t>T_0$ 时, $\tau_{it}=Y_{it}-Y_{oit}=Y_{it}-Y_{oit}$ 。 $Y_{1it}$ 表示第1个区域受到干预的结果,在干预期之后,我们可以直接对其观测。但是,我们无法观测到没有受到干预时的潜在结果,即反事实结果 $Y_{oit}$ 。所以,为估计反事实结果,将 $Y_{oit}$ 表示成如下模型:

$$Y_{oit} = \delta_i + \theta_i Z_i + \lambda_i \mu_i + \varepsilon_{it}, i=1, \dots, N+1, t=1, \dots, T$$

其中 $\delta_i$ 为一未知的公共因子,对所有区域具有相同影响, $Z_i$ 为 $K \times 1$ 维的不受政策影响的可观测协变量向量, $\theta_i$ 是 $1 \times K$ 维未知系数向量, $\lambda_i$ 为 $1 \times F$ 维的观测公共因子, $\mu_i$ 是 $F \times 1$ 维系数向量,

$\varepsilon_{it}$ 是未观测的暂时性冲击, 假设满足零均值。

考虑 $N \times 1$ 维权重向量 $W=(w_2, \dots, w_{N+1})$ , 满足 $w_j \geq 0, j=2, \dots, N+1$ , 且 $w_2 + \dots + w_{N+1} = 1$ 。权重非负

表示为合成控制组是由控制组个体的凸组合来构成, 从而避免外推造成的偏差。那么合成控制模型可表示为:

$$\sum_{j=2}^{N+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{N+1} w_j Z_{jt} + \lambda_t \sum_{j=2}^{N+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{N+1} \varepsilon_{jt}$$

假设存在,  $W^* = (w_2^* \dots w_{N+1}^*)$ , 使得

$$\sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Y_{jt} = Y_{1t}, \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Y_{j2} = Y_{12}, \dots, \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Y_{jT_0} = Y_{1T_0}, \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Z_{jt} = Z_1$$

根据Abadie et al. (2010) 的证明, 若 $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t \lambda_t'$  非奇异, 则

$$Y_{01t} - \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Y_{jt} = \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t \left( \sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n \lambda_n' \right)^{-1} \lambda_s' (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1s}) - \sum_{j=1}^{N+1} w_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t})$$

当干预前的时期足够长时, 可证明上式趋近于零, 那么干预组区域1的反事实结果可以近似地由合成控制组来表示, 即 $\hat{Y}_{01t} = \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* Y_{jt}$ 。那么政策干预效应也可以表示为 $\hat{\tau}_{1t} = Y_{1t} - \hat{Y}_{01t} (t = T_0 + 1, \dots, T)$ 。<sup>[25,26]</sup>

### (三) 回归合成方法 (HCW)

回归合成方法由Hsiao et al. (2012) 提出, 这种方法目前还没有统一的称谓, 其应用数量也相对较少。Hsiao et al.在论文中将其称为一种面板数据政策评估方法, 也有学者根据论文作者首字母的缩写将其称为HCW方法 (Hsiao C, Ching H S, Wan S K.), 还有学者根据模型原理称其为回归合成方法。它的基本思想是利用面板数据截面个体间存在的共同驱动因子来预估干预组在政策实施后的反事实结果, 从而估计政策干预效果。在回归合成法中, 其放松了SCM权重非负的模型要求, 并且允许模型存在常数项, 从而使模型的限制更少。<sup>[27,28]</sup>

假设所有个体的基线结果服从以下模型:

$$Y_{0it} = \mu_i + b_i' f_t + \varepsilon_{it}, \quad i=1, \dots, N+1, t=1, \dots, T$$

其中 $\mu_i$ 为个体固定效应,  $f_t$ 为 $K \times 1$ 维的未观测时变共同因子,  $b_i'$ 为不随时间变化但可能随个体变化的常数,  $\varepsilon_{it}$ 为误差项, 满足 $E[\varepsilon_{it}] = 0$ 。将模型表述为矩阵形式:

$$Y_{0t} = \mu + Bf_t + \varepsilon_t$$

其中,  $Y_{0t} = (Y_{01t}, \dots, Y_{0N+1t})'$ ,  $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_{N+1})'$ ,  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{N+1t})'$ ,  $B = (b_1, \dots, b_{N+1})'$ 为 $(N+1) \times K$ 的共同因子系数矩阵。引入以下假设: 假设一、对于所有个体 $i$ , 有 $\|b_i\| = c < \infty$ 。假设二、 $\varepsilon_t \sim I(0)$ , 并且 $E[\varepsilon_t] = 0, E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = V$ ,  $V$ 为对角常数矩阵。假设三、 $E[\varepsilon_{it} f_t'] = 0$ 。假设四、 $\text{Rank}(B) = K$ 。假设五、 $E(\varepsilon_{jt} | D_{it}) = 0, j \neq i$ 。若能够识别 $\mu_i, b_i, f_t$ , 则可通过 $\hat{Y}_{0it} = \mu_i + b_i' f_t, t = T_0 + 1, \dots, T$ 来预测反事实结果 $Y_{0it}$ 。但个体固定效应、共同因子并不能观测, 所以无法直接估计干预组个体的政策效应。可令 $a = (1, -\gamma')$ 为 $B$ 零空间中的一个向量, 其中 $\gamma = (\gamma_2, \dots, \gamma_{N+1})'$ , 将矩阵模型两边同时乘 $a'$ , 消去共同因子 $f_t$ , 得到:

$$Y_{0it} = \gamma_i + \gamma' Y_t + \varepsilon_{it}^*$$

其中 $\gamma_i = a \mu_i, \varepsilon_{it}^* = a \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \gamma' \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = (\varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{N+1t})'$ 。显然 $\varepsilon_{it}^*$ 与 $Y_t$ 相关, 可将 $\varepsilon_{it}^*$ 分解为 $\varepsilon_{it}^* = E(\varepsilon_{it}^* | Y_t) + v_{it}$ , 其中 $v_{it} = \varepsilon_{it}^* - E(\varepsilon_{it}^* | Y_t)$ , 则 $E(v_{it} | Y_t) = 0$ 。假设六  $E(\varepsilon_{it}^* | Y_t) = \delta_{it} + \delta' Y_t$ 。那么原式可改写为:

$$Y_{0it} = \beta_i + \beta' Y_t + v_{it}$$

其中 $\beta_i = \gamma_i + \delta_{it}, \beta = \gamma + \delta, E(v_{it} | Y_t) = 0$ , 根据Hsiao et al. (2012) 的证明, 若 $T_0 \rightarrow \infty$ , OLS估计量将是参数的一致估计。从而得到预测模型:

$$\hat{Y}_{01t} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}' Y_t$$

政策效应可以表示为:

$\hat{\tau}_{1t} = Y_{1t} - \hat{Y}_{01t}, t = T_0 + 1, \dots, T$ 。由于共同因子信息已包含在 $Y_t$ 中,所以可以利用 $Y_t$ 代替共同因子来实现政策效应的估计。<sup>[27,28]</sup>

#### (四) 数据来源

选取2003-2017年31个不受CAFTA直接影响的国家或地区来作为控制组地区(即合成东盟),东盟则为干预组地区,以此来分析CAFTA的建成对中国与东盟地缘经济所造成的影响。其中,中国与外国或地区的进口贸易额、出口贸易额、外商直接投资数据来自《中国统计年鉴》,对外直接投资数据来自《中国对外直接投资统计公报》,各国GDP、失业率、GNI、固定资本形成总额、城市化水平、最终消费支出、服务

业发展水平数据均来自世界银行,或由世界银行相关数据计算得出。

### 四、实证结果与分析

#### (一) 地缘经济关系水平指数

本文利用熵值法在对2003-2017年32个国家和地区的面板数据进行测算之后,确定了地缘经济关系水平指数各构成指标的权重,如表1所示。通过对标准化之后的流量数据进行加权求和,得到了中国与32个国家或地区的地缘经济关系水平指数,其中,中国与东盟的指数数值如表2所示,剩余国家或地区的指数在此省略。

表1 地缘经济关系水平指数指标体系

系统	指标	单位	权重
地缘经济关系水平指数	出口贸易额	美元	0.254
	进口贸易额	美元	0.255
	对外直接投资	美元	0.262
	外商直接投资	美元	0.229

注:数据使用的是年度流量数据;表格中显示的权重保留到小数点后第三位,实际使用的权重保留到小数点后第九位。

表2 2003—2017年中国与东盟地缘经济关系水平指数数值

年份	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
指数	0.083	0.108	0.128	0.154	0.192	0.219	0.202	0.281	0.346	0.370	0.403	0.425	0.432	0.409	0.471

注:表格中显示的指数保留到小数点后第三位,但实际使用的指数保留到小数点后第九位。

#### (二) SCM模型结果

本文选择CAFTA作为实证对象,所以干预组为中国与东盟的地缘经济关系水平指数,控制组则为中国与其他31个国家或地区的指数。CAFTA的建成时间为2010年1月1日,所以本文将政策实施的时间设置为2009年,这样更有利于观察CAFTA建成当年的政策效应。在合成东

盟(即控制组)的权重构成方面,本文采用使政策实施前的均方预测误差(MSPE)最小化的方式来确定最优权重,权重构成如表3所示。可以发现,合成东盟主要由中国香港地区、韩国和美国构成,其权重分别占到了29.5%、67.4%和3.1%。也就是说,合成东盟是由29.5%的中国香港地区、67.4%的韩国和3.1%的美国所组成的。

表3 合成东盟的构成权重

国家或地区	权重	国家或地区	权重
澳大利亚	0	丹麦	0
巴西	0	法国	0
加拿大	0	中国香港	0.295

(续表)

国家或地区	权重	国家或地区	权重
意大利	0	埃及	0
哈萨克斯坦	0	德国	0
澳门	0	印度	0
墨西哥	0	日本	0
新西兰	0	韩国	0.674
巴基斯坦	0	毛里求斯	0
沙特阿拉伯	0	荷兰	0
瑞典	0	尼日利亚	0
土耳其	0	俄罗斯	0
乌克兰	0	南非	0
孟加拉国	0	阿联酋	0
英国	0	美国	0.031
智利	0		

真实东盟与合成东盟的预测变量对比如表4所示,两者预测变量的数值相对接近,可以认为合成东盟较好地拟合了东盟的实际情况。

表4 东盟与合成东盟的预测变量对比

预测变量	东盟	合成东盟
GDP	0.0568274	0.0564928
GNI	0.0550779	0.0555579
固定资本形成总额	0.0669427	0.0746543
最终消费支出	0.0472474	0.049769
失业率	0.0896607	0.1167929
服务业发展水平	0.3930515	0.7752341
城市化水平	0.3503542	0.8380009

注:表中为标准化后的数值。

SCM模型的实证结果如图1所示,其中实线表示东盟实际的地缘经济关系水平指数的变化情况,而虚线表示的是合成东盟的指数变化。从图中可以较为直观地发现,在2003—2009年即CAFTA未建成的阶段,真实东盟与合成东盟的指数数值是较为接近的并且具有相同的变化趋势,说明在政策实施前模型较好地拟合了真实东盟的地缘经济关系水平。在CAFTA建成之后,两条曲线则产生了较大的分异。真实东盟的曲线在2010年开始明显高于合成东盟的曲线,这表示东盟实际的地缘经济关系水平指数已经开始大于合成东盟的指数,政策效果开始显现。我们还可以发现,在2010年之后的各个年份其指数也都要明显高于其反事实结果,并且两者的差距具有不断扩大的趋势。从图2的政策效应图中我们可以更为直观地观察到真实

东盟与合成东盟之间指数差距的变化情况,即CAFTA政策效应的变化情况。在2010年之前,政策效应曲线较为平缓,指数数值在0附近小幅上下波动,说明合成东盟对真实东盟拟合的效果较好。但从2010年开始,政策效应曲线有了明显的大幅上扬,并且在之后的年份持续性处于较高水平,并没有出现较为明显的大幅回落现象。这说明在2010年CAFTA建成之后,中国与东盟实际的地缘经济关系水平是要明显高于在没有建成CAFTA情况下的地缘经济关系水平的,也就是说真实水平要明显高于其反事实水平。政策效应持续性处于较高水平说明CAFTA的建成对中国与东盟地缘经济的贡献是长期的、可持续的,并不是短期和暂时的。经过对政策效应的测算,我们发现CAFTA的建成使得中国与东盟的地缘经济关系水平较反事实结

果平均每年提升了约14%的水平。根据客观的实证结果并结合之前的理论分析,我们有理由认为CAFTA的设立从多个层面显著改善和提高了中国与东盟的地缘经济关系水平,并且具有长期性、持续性的特点。此外,我们从图1和图2当中还可以发现,在2017年这一时点上中国与真实东盟的地缘经济关系水平又有了大幅度的提升,地缘经济关系有了更为明显的进步。在查找了当年的有关数据和政府工作报告之后,我们认为这一现象出现的原因可能在于中国与东盟部分国家在推动中国—东盟自贸区升级版建设方面做出了更多的努力。

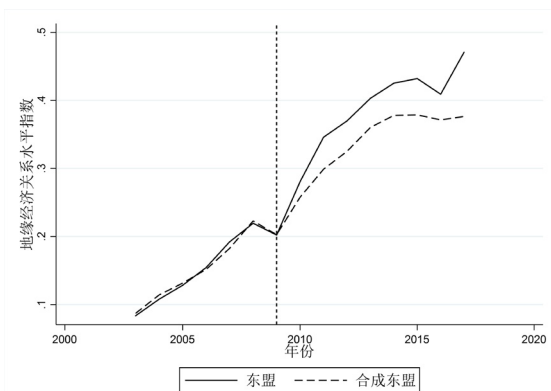


图1 东盟与合成东盟的地缘经济关系水平指数

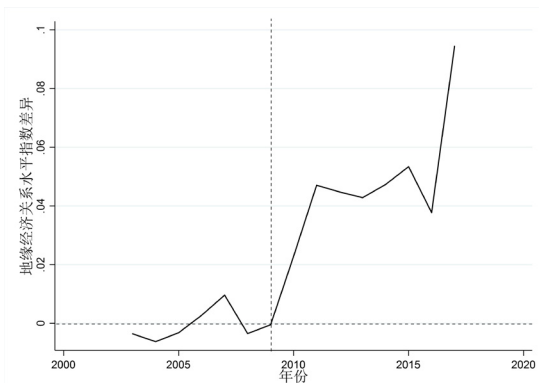


图2 政策效应: 东盟与合成东盟指数差异

### (三) 安慰剂检验

为验证结论的可靠性,本文参考相关学者的做法<sup>[26,29,30]</sup>对模型结果进行了安慰剂检验,分别采用时间安慰剂检验、地区安慰剂检验和

排列检验的方法。

时间安慰剂检验通过假设政策发生在真实时间之前来对模型重新进行估计,以此判断政策效应是否是由于该项政策所导致的结果。若干预组在实际政策发生之前就产生了明显的政策效应,则不能说明政策效应是由该项政策实施所导致的。按照这样的思路,我们将模型中的政策发生时间提前两年,即假设CAFTA建成时间是在2007年,估计结果如图3所示。

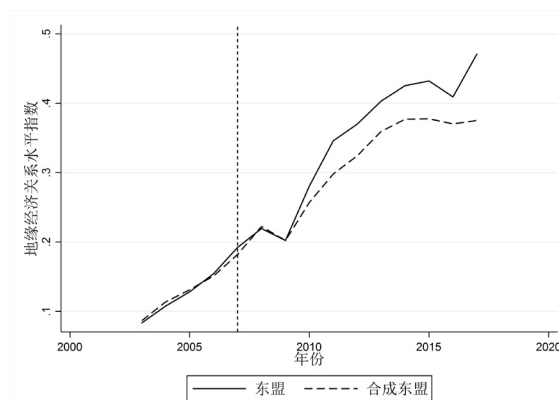


图3 时间安慰剂效应

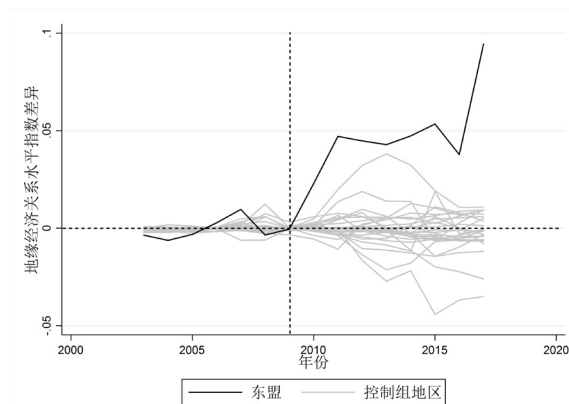


图4 地区安慰剂效应分布

观察图3可以发现,模型的曲线结果并没有发生明显的变化。虽然我们采用时间安慰剂的方式用2007年之前的数据对真实东盟进行拟合,用以假设CAFTA的建成时间是在2007年,



但我们发现两条曲线在2008年、2009年仍然近似重合,明显的政策效应变化还是在2010年开始显现。这说明中国与东盟地缘经济关系水平指数的提升是由于2010年CAFTA的建成所导致的,而不是由于2010年之前的其他原因。

地区安慰剂检验通过依次将没有被政策影响的控制组假设为干预组来对模型进行迭代估计,对比真实干预组和假想干预组的政策效应,从而验证模型估计和政策效应的有效性。但是,若某地区在政策干预期之前的拟合效果较差,其计算得出的政策效应波动就会较大,那么测算出来的政策效应就不具有参考意义。根据模型的计算原理,均方预测误差(MSPE)在一定程度上反映了模型的拟合程度,MSPE越小说明模型的拟合程度越高。所以,本文将CAFTA建成前MSPE超过东盟MSPE4倍的地区(日本、中国香港地区、美国、韩国)予以剔除,对剩余的27个国家(地区)应用SCM模型进行估计,并最终得到了如图4所示的地区安慰剂效应分布图。黑线表示的是真实东盟的政策效应,而灰线表示的是27个地区在通过SCM模型估计之后所得到的虚拟政策效应。显然,真实东盟的政策正效应要远高于其他国家和地区,有大约3.57%(1/28)的显著性水平拒绝CAFTA没能提升中国与东盟地缘经济关系水平的原假设。

排列检验通过直接计算每个地区政策干预后与干预前MSPE的比值来验证结果的有效性。<sup>[26]</sup>如果中国与东盟的地缘经济关系水平确实受到了CAFTA建成的影响,那么其计算得出的比值就应该相对较大,因为其受到的政策效应相比其他地区会更为明显。至于采用比值而不是数值的方式,主要是为了减少干预前较大的MSPE对干预后MSPE所造成的影响。32个地区比值的计算结果如图5所示。图中横轴表示CAFTA建成后与建成前MSPE的比值,纵轴为各比值区间出现的频次。其中东盟的比值约为110,高于其他27个国家或地区,处于较高水平,证明有效性较好。

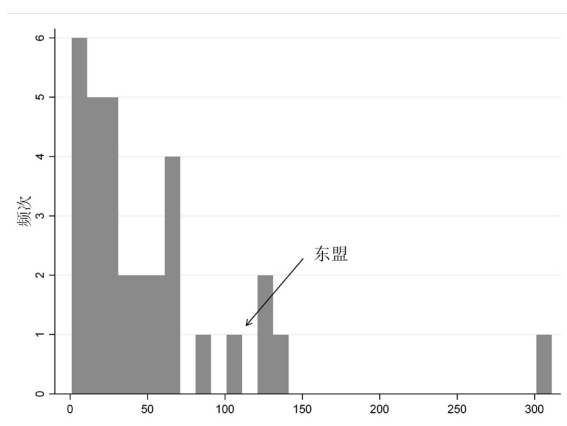


图5 排列检验比值直方图

#### (四) HCW模型结果(稳健性检验)

HCW模型可以放松SCM模型中合成组必须为控制组凸组合的模型假设,即允许使用负向权重来对干预组进行拟合,并且允许常数项的存在来对模型加以修正,这就使得HCW模型比SCM模型更具一般性,其限制条件更少。所以,本文应用HCW模型作为对SCM模型的有效补充,也可以当做是通过模型替换的方式对SCM模型的实证结果进行稳健性检验,进而从更一般化的角度来验证CAFTA的建成是否有效提升了中国与东盟的地缘经济关系水平。在拟合权重选择上,Hsiao et al.(2012)的思路是分别将干预前不同排列组合的控制组地区带入到线性模型,在控制组数量相同的模型中利用 $R^2$ 值来进行拟合变量的选择。然后,再利用AIC和BIC准则来比较和筛选最优的拟合模型,从而得到控制组的权重组合。<sup>[27]</sup>但是,由于Hsiao et al.的估计方法是基于OLS算法,所以这一方法只适用于低维数据时的情况。当面对高维数据时,OLS算法无法解决模型容易出现的多重共线性问题。另外,即使是处理低维数据,也容易出现模型过度拟合的问题。为了对HCW模型进行改进,我们认为可以应用Lasso算法来替换OLS算法,进而解决可能存在的多重共线性

和过度拟合的问题，并且通过最小化均方预测误差的方式来提高模型的预测能力。限于篇幅，本文对Lasso算法的具体内容不做展开。应用基于Lasso算法的HCW模型，采用交叉验证（cross-validation）的方式来确定参数取值，

我们得到了如表5所示的计算结果。从表中可以看到，反事实的东盟是由1.313个土耳其、2.076个法国、0.452个德国、0.098个智利、0.888个加拿大、0.232个美国来进行合成，并通过常数项-0.023来进行修正。

表5 基于Lasso算法的HCW模型信息及合成控制组权重构成

模型信息 $\lambda$ (Lambda) = 0.045 MSPE = 0.000057 St. dev. = 0.000018 K-fold = 10			
变量名称	权重或数值	变量名称	权重或数值
土耳其	1.313	法国	2.076
德国	0.452	智利	0.098
加拿大	0.888	美国	0.232
cons	-0.023		

改进后的HCW模型的实证结果如图6所示。在CAFTA建成前，合成东盟对真实东盟具有较好的拟合性，两条曲线接近重合。在CAFTA建成后，真实东盟的曲线则明显开始高于其反事实曲线，并且随着时间的延长，两者之间的差距有着逐渐扩大的趋势。这表示中国与东盟的地缘经济关系水平在CAFTA建成后有了显著的提升，并且具有不断提高的特点。这一结论与SCM模型的实证结果较为一致，两个模型均显示出了相似的趋势特点。从图6的政策效应曲线中，我们还可以更为直观地观察到指数在CAFTA建成后相较于反事实情况所表现出的差异，曲线有了明显的上升且具有持续性的特点。经过测算我们得到CAFTA的设立帮助中国与东盟的地缘经济关系水平平均每年提升了约17.3%，略高于SCM模型的14%的水平。对于CAFTA建成后中国与东盟地缘经济关系水平较反事实水平不断提升的原因，我们结合之前的理论分析以及实证结论认为CAFTA的建成确实从多个层面推动了中国与东盟地缘经济的积极发展，并且已经产生了比较明显的循环累积因果效应，这一效应是解释现实水平与反事实水平差距不断拉大的主要原因，当然CAFTA建成的滞后效应也可能具有贡献作用。

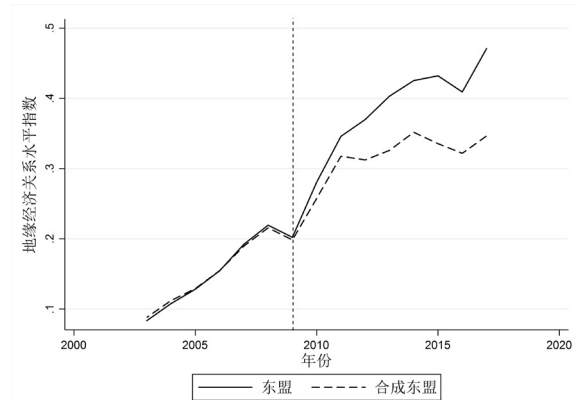


图6 东盟与合成东盟的地缘经济关系水平指数

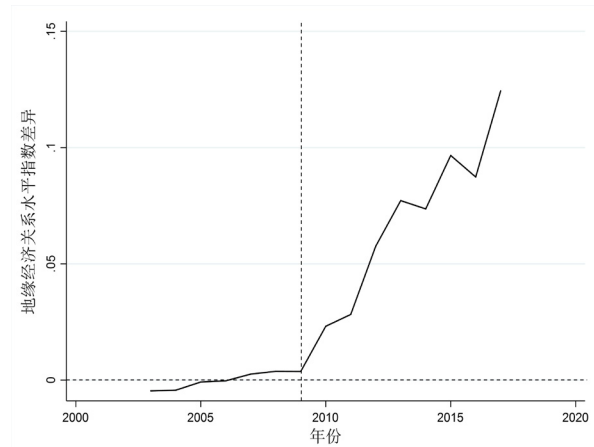


图7 政策效应：东盟与合成东盟指数差异

## 五、结论与讨论

本文主要研究了自由贸易区的设立是否能够有效改善其地缘经济关系水平这一问题。为此,集中从经济、政治、文化和技术等理论层面探讨了自由贸易区的构建对地缘经济的影响机制和途径,然后利用2003-2017年的面板数据通过熵值法测算了中国与东盟的地缘经济关系水平,采用SCM模型和基于Lasso算法改进的HCW模型以构建反事实的方式对CAFTA的建成进行了实证检验。结果显示,CAFTA设立后中国与东盟的地缘经济关系水平显著高于其反事实结果,并且政策效应具有不断加大的趋势,模型结果也较为稳健。CAFTA的设立对中国与东盟地缘经济的影响具有长期性和持续性的特点,其平均贡献率达到了约每年15.65%的水平。通过理论探讨和实证结论,我们认为CAFTA的设立成功推动了中国与东盟地缘经济的发展,而地缘经济发展所表现出的动态性和上升趋势特点不仅凸显了经济合作的黏性特征,也从侧面反映了政治关系的稳定和文化技术关系的紧密对于地缘经济发展的长效贡献,如中国—东盟命运共同体的提出、文化交流年的举办、东盟来华留学生数量的攀升等都是地缘政治、文化关系改善的有力印证。这样的长效贡献会不断优化地缘经济发展所基于的地缘环境,使得企业、个人等微观经济主体更有意愿开展有关的贸易、投资和金融活动,帮助实现地缘经济发展的良性循环。所以,我们认为自由贸易区的设立可以从多个层面对区域内经济主体间的地缘经济产生正向作用和积极影响,有助于改善和提升其地缘经济关系水平,对于打破传统地缘经济的零和博弈思维,实现国家或地区间的非零和博弈发展和战略性合作具有重要的理论和现实意义。

本文的研究结论为充分理解自由贸易区的作用提供了新的认识,也为有效推动地缘经济发展提供了新的思路,认为应重视自贸区建设

在改善地缘经济关系方面所发挥的特殊作用。良好的地缘经济关系不仅有助于带动各国(地区)经济发展和社会进步,也有助于形成和平、稳定的双边以及多边的地缘外交关系。所以,应坚持对外开放的基本国策,积极主动推进区域性自由贸易协定的交流和制定,完善与自贸区相匹配的基础设施和制度保障,充分利用各方优势稳步推进自由贸易区的建设。此外,还应认识到自贸区的设立对地缘经济所带来的长期性影响,注重解决自贸区在建成后可能出现的有关问题,制定相关预案,以充分发挥自贸区的长效作用,进而不断优化与周边国家和地区的地缘关系,有效提升地缘经济的发展质量和水平。

### 参考文献:

- [1]Robertson D J. J. R. Boudeville. Problems of regional economic planning[J]. The Economic Journal, 1967 (307): 629-630.
- [2]Luttwak E N. From geopolitics to geo-economics: logic of conflict, grammar of commerce[J]. National Interest, 1990 (20): 17-23.
- [3]陆大道,杜德斌. 关于加强地缘政治地缘经济研究的思考[J]. 地理学报, 2013 (6): 723-727.
- [4]王士君,陈才. 论中国东北地缘关系及因应对策[J]. 人文地理, 2003 (6): 16-19.
- [5]杨文龙. 地缘经济时空演化及其动力机制研究[D]. 上海: 华东师范大学, 2019: 40-41.
- [6]安虎森,郑文光. 地缘政治视角下的“一带一路”战略内涵: 地缘经济与建立全球经济新秩序[J]. 南京社会科学, 2016(4): 5-14.
- [7]黎鹏. 地缘经济区的合作开发及其实践策略调整: 以中国—东盟合作开发地缘经济区的实证分析为例[J]. 经济地理, 2006(2): 186-191, 245.
- [8] Shufang W, Xiao X, Axing Z, et al. The key driving forces for geo-economic relationships between China and ASEAN Countries[J]. Sustainability, 2017 (12): 2363.
- [9]宋涛,程艺,刘卫东等. 中国边境地缘经济的空间差异及影响机制[J]. 地理学报, 2017(10): 1731-1745.
- [10]谢宝剑,朱小敏. 地缘经济研究进展[J]. 社会科学, 2019 (10): 29-41.

- [11]陈晓文. 国际贸易理论发展思路及新趋向[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2010(6): 34-38, 94.
- [12]曹晓蕾. 全球生产网络体系下贸易利益理论研究述评[J]. 世界经济与政治论坛, 2010(4): 87-98.
- [13]王开, 佟家栋. 自由贸易协定、贸易稳定性与企业出口动态[J]. 世界经济研究, 2019(3): 68-80, 136.
- [14]丛晓男, 宫同瑶. 逆全球化背景下中国—加拿大FTA经济影响评估及谈判前瞻[J]. 经济问题探索, 2018(12): 92-101.
- [15]韩剑, 岳文, 刘硕. 异质性企业、使用成本与自贸协定利用率[J]. 经济研究, 2018(11): 165-181.
- [16]康妮, 刘乾, 陈林. 自由贸易协定与劳动人口就业: 基于“中国—东盟自贸区”的公共政策准实验[J]. 国际贸易问题, 2018(10): 104-117.
- [17]全毅. 全球区域经济一体化发展趋势及中国的对策[J]. 经济学家, 2015(1): 94-104.
- [18]韩剑, 冯帆, 李妍. FTA知识产权保护与国际贸易: 来自中国进出口贸易的证据[J]. 世界经济, 2018(9): 51-74.
- [19]Cowen D, Smith N. After geopolitics? From the geopolitical social to geoeconomics[J]. Antipode, 2009(1): 22-48.
- [20]Kastner S L. When do conflicting political relations affect international trade? [J]. Journal of Conflict Resolution, 2007(4): 664-688.
- [21]Knill A, Lee B S, Mauck N. Bilateral political relations and sovereign wealth fund investment[J]. Journal of Corporate Finance, 2012(1): 108-123.
- [22]韦永贵, 李红, 牛晓彤. 中国—东盟文化多样性与相似性测度及其投资效应研究[J]. 世界地理研究, 2019(2): 45-57.
- [23]Capello R, Caragliu A, Fratesi U. Compensation modes of border effects in cross-border regions[J]. Journal of Regional Science, 2018(4): 759-785.
- [24]刘方, 王仕婷, 赵依琳. “一带一路”背景下东道国金融发展与我国企业对外直接投资: 来自东盟国家的经验证据[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2018(1): 3-19.
- [25]Abadie A, Gardeazabal J. The economic costs of conflict: a case study of the Basque country[J]. American Economic Review, 2003(1): 113-132.
- [26] Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's Tobacco Control Program[J]. Journal of the American Statistical Association, 2010(490): 493-505.
- [27]Hsiao C, Ching H S, Wan S K. A panel data approach for program evaluation: measuring the benefits of political and economic integration of Hong Kong with mainland China. [J]. Journal of Applied Econometrics, 2012(5): 705-740.
- [28]Ouyang M, Peng Y. The treatment-effect estimation: A case study of the 2008 economic stimulus package of China[J]. Journal of Econometrics, 2015(2): 545-557.
- [29]郑尚植, 王怡颖. 东北老工业基地振兴的绩效评估: 基于合成控制法的检验[J]. 地域研究与开发, 2019(2): 31-35, 43.
- [30]田颖, 田增瑞, 韩阳, 等. 国家创新型产业集群建立是否促进区域创新?[J]. 科学学研究, 2019(5): 817-825, 844.
- [31]刘秉镰, 王钺. 自贸区对区域创新能力的影响效应研究: 来自上海自由贸易试验区准实验的证据[J]. 经济与管理研究, 2018(9): 65-74.

【责任编辑 许鲁光】

## Can the Establishment of FTA Improve the Level of Geo-economic Relations? An Empirical Study on CAFTA

LI Peng & YAN Jun

**Abstract:** Free trade area and geo-economics have great theoretical and practical connection. Grasping the relationship between the two is of great significance to fully understand the role of FTA and how to effectively improve the level of regional geo-economic relations. On the basis of discussing the influence mechanism of FTA construction on geo-economic relations from the economic, political, cultural and technological aspects, combined with the panel data of 32 countries or regions from 2003 to 2017, the index system of geo-economic relations is constructed by entropy method, and the geo-economic relations between

China and ASEAN is measured. We use SCM model and improved HCW model based on Lasso algorithm to empirically test the policy effect of the level of geo-economic relations between China and ASEAN after the establishment of CAFTA. It is found that the establishment of CAFTA in different models has significantly improved the level of geo-economic relations between China and ASEAN. The policy effect has the characteristics of sustainability and rising trend, with the average contribution rate reaching about 15.65% per year. These show that CAFTA has successfully promoted the development of geo-economic relations between China and ASEAN. Therefore, this paper believes that we should pay attention to the role of FTA construction in improving the geo-economic relations, actively promote the exchange and formulation of regional free trade agreements, and improve the infrastructure and institutional guarantee matching with the FTA. We should also recognize the long-term impact of the construction of FTA on the geo-economic relations, and formulate long-term development and reform plans. Through these ways, we can continuously optimize the geo-economic relations with neighboring countries or regions, and effectively improve the development quality and level of geo-economy.

**Keywords:** CAFTA; geo-economics; SCM; HCW; Lasso regression

---

(上接第15页)

## **The Communist Manifesto and the Centennial Practice of the Historical Mission of the Communist Party of China**

*WU Ning & SHI Danyang*

**Abstract:** The Communist Manifesto is the starting point of the belief of the Communist Party of China and the ideological foundation of the Communist Party of China. The Communist Manifesto stipulates the people's stand of the Chinese Communists and internally determines the essential attributes of the Marxist mission-oriented party of the Communist Party of China. The Communist Manifesto made it clear that "everyone's free development" is the basic feature of communist society and the common value goal pursued by human society. The Communist Party of China is a model for inheriting and carrying forward the spirit of the Communist Manifesto and has been exploring for the good life of the vast majority of people in China and the great revival of the Chinese nation. For one hundred years, the Communist Party of China has always pursued the realization of "the free development of everyone" as the highest value pursuit, and the realization of the "community of free people" as the highest ideal. Since its establishment, the Communist Party of China has demonstrated its pursuit of realizing "the free development of everyone" through the struggle for the liberation of the people, the liberation of the nation, and the liberation of human society. It has gone through the new democratic revolution, socialist revolution and construction, reform and opening up, and the New Era of Socialism with Chinese Characteristics. It constantly externalized ideals and beliefs into specific goals and actions. Three historical mission of the Communist Party of China over the past century are saving the country and the people, realizing the rejuvenation of China and building a community with a shared future for mankind. Three historical missions lead the Chinese people step by step towards the realization of "the free development of everyone", which is closely aligned with the triple historical missions of the Communists proclaimed in the Communist Manifesto. "Building a community with a shared future for mankind" illustrated by Xi Jinping is critical step for human society in the new era towards a "community of free people" and significant innovation and breakthrough in Marxist theory and practice.

**Keywords:** The Communist Manifesto ; the Communist Party of China; historical mission