

“快变量”与“慢思考”：RCEP对中国 - 东盟工业机器人贸易的动态效应研究

黄丽琴, 徐 翌, 翁家泉, 吕文琪, 金茹倩

浙江越秀外国语学院数字贸易学院, 浙江 绍兴

收稿日期: 2025年12月29日; 录用日期: 2026年1月20日; 发布日期: 2026年1月30日

摘 要

本文以《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP)全面生效为背景, 聚焦中国对东盟工业机器人出口的贸易效应, 构建双向固定效应模型(TWFE)进行实证检验。基于2014~2024年东盟十国面板数据, 研究发现: (1) RCEP对中国工业机器人出口呈现正向促进趋势, 但因政策时滞性未通过统计显著性检验, 其效应需通过产业链协同逐步释放; (2) 工业化水平是出口的核心驱动力, 越南、泰国等高工业化国家贡献的出口增量占比大; (3) RCEP触发贸易转移效应, 中国在越南、泰国市场份额显著提升, 挤压德日传统优势; (4) 地理距离约束因RCEP通关便利化而弱化, 远距离国家出口增速反超近距离国家。本文研究表明, 工业机器人作为高技术资本品, 采购决策周期长(慢思考), RCEP(快变量)对其贸易影响存在2~3年滞后期, 政策评估需建立长周期观察窗口。据此建议政府深化原产地规则落地、实施差异化市场培育策略, 企业布局本地化生产与场景化产品开发。

关键词

RCEP, 工业机器人, 贸易效应, 双向固定效应模型, 产业链协同

“Fast Variables” and “Slow Thinking”: A Study on the Dynamic Effects of RCEP on China-ASEAN Industrial Robot Trade

Liqin Huang, Yi Xu, Jiaquan Weng, Wenqi Lyu, Ruqian Jin

School of Digital Commerce, Zhejiang Yuexiu University, Shaoxing Zhejiang

Received: December 29, 2025; accepted: January 20, 2026; published: January 30, 2026

文章引用: 黄丽琴, 徐翌, 翁家泉, 吕文琪, 金茹倩. “快变量”与“慢思考”: RCEP 对中国-东盟工业机器人贸易的动态效应研究[J]. 统计学与应用, 2026, 15(2): 1-12. DOI: 10.12677/sa.2026.152029

Abstract

Against the backdrop of the full implementation of the Regional Comprehensive Economic Partnership (RCEP), this article focuses on the trade effects of China's exports of industrial robots to ASEAN, and constructs a two-way fixed effects model (TWFE) for empirical testing. Based on the panel data of the ten ASEAN countries from 2014 to 2024, the study found that: (1) RCEP has shown a positive promotion trend for China's industrial robot exports, but its effect needs to be gradually released through industrial chain coordination due to policy lag, which did not pass statistical significance tests; (2) The level of industrialization is the core driving force for exports, with high industrialized countries such as Vietnam and Thailand contributing a large proportion of export growth; (3) RCEP triggers trade transfer effects, significantly increasing China's market share in Vietnam and Thailand, squeezing the traditional advantages of Germany and Japan; (4) The geographical distance constraint has been weakened due to the facilitation of RCEP customs clearance, and the export growth rate of distant countries has surpassed that of nearby countries. This study shows that industrial robots, as high-tech capital goods, have a long procurement decision-making cycle (slow thinking), and RCEP (fast variable) has a 2~3-year lag in its trade impact. Policy evaluation requires the establishment of a long-term observation window. Based on this, it is suggested that the government deepen the implementation of rules of origin, implement differentiated market cultivation strategies, and enable enterprises to lay out localized production and scenario-based product development.

Keywords

RCEP, Industrial Robot, Trade Effect, Bidirectional Fixed Effects Model, Industrial Chain Collaboration

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

1.1. 研究背景与问题提出

在第四次工业革命与全球产业链重构浪潮中，工业机器人作为衡量制造业核心竞争力的关键指标，广泛赋能汽车、电子等领域。中国机器人产业出口连年增长，东盟因制造业发展和劳动力成本上升，成为中国工业机器人第一大出口市场，但日本、德国等凭借技术、品牌优势占据重要地位，中国企业在东盟市场面临着不小的挑战。

许欢，孔庆峰(2023)指出 RCEP 协定的签署对东南亚和东亚各国协调经贸关系，实现价值链整合升级有重要意义[1]。RCEP 通过削减关税、减少贸易壁垒、简化贸易程序等举措，促进了区域内货物和服务的自由流动，加强了成员国之间的经济合作。那么，RCEP 到底能不能有效促进中国对东盟的机器人出口？它潜在的影响机制是什么？这一效应在实证上是否显著？回答这些问题正是本文的核心任务。

1.2. 研究意义与创新点

本研究兼具理论与现实意义。理论上，一方面检验贸易协定对工业机器人这一特定高技术产业的微观效应，填补相关研究空白；另一方面将 RCEP 政策变量纳入分析，丰富引力模型在区域贸易政策评估中的应用。现实中，研究结论可为企业制定东盟市场策略提供依据，也能协助政府评估政策效果、优化

产业支持举措。

本文的创新反映在三个方面：首先是视角新颖，聚焦工业机器人与 RCEP 互动，弥补了新兴高科技行业研究空白；其次，本文方法使用双向固定效应模型来评估净效应，并通过严格的因果鉴定提高结论的可信度；第三，数据时效性强，最新的贸易数据和经济指标的使用更符合当前的工业发展现实。

2. 文献综述

2.1. 贸易协定的贸易效应研究

冯娅等(2020)以“一带一路”国家为对象，用双重差分法发现倡议促进中国与加入国工业机器人贸易，政策协同降本、对中等收入国家效果突出，体现区域性政策对特定产业的促进作用[2]。针对 RCEP，欧阳强等(2025)基于 GTAP 模型模拟，证实其通过关税与非关税壁垒削减产生贸易创造效应，优化贸易结构，且非关税壁垒作用更强[3]；张雪梅等(2025)指出其贸易效应动态增强，成员扩容、规则升级推动区域产业链整合，对制造业效果显著[4]。

中国 - 东盟自贸区实践中，肖挺等(2025)构建模型发现，虽短期冲击部分重叠产业，但长期通过规模经济等促进多数制造业出口，验证区域协定对产业资源配置作用[5]。不过，现有研究多聚焦总体或传统产业，对工业机器人这类高技术产品关注不足，其贸易依赖特殊条件，协定影响及复杂机制待解，这构成了本文的切入点。

2.2. 工业机器人贸易的影响因素研究

需求侧因素中，经济规模和市场潜力是核心驱动力。需求侧，经济规模与市场潜力是核心，徐微等(2018)基于“一带一路”国家数据，印证人均 GDP 提升增进进口需求、地理距离抑制贸易的引力模型预测[6]。

供给侧与技术因素方面，外商投资和技术水平关键，唐晓华等(2024)跨国研究表明，工业机器人应用可通过提升生产率、增加研发投入等增强出口稳定性，对中等收入国家和技术密集型行业效果明显[7]。

这些文献为本文的变量选择提供了坚实的理论基础。本文的贡献在于，将这些传统的驱动因素与 RCEP 这一重大的外生政策冲击相结合，在一个统一的分析框架下，考察制度变革对高技术产品贸易的净效应。

3. RCEP 对工业机器人贸易的理论分析与研究假说

3.1. RCEP 的贸易创造效应机制

3.1.1. 关税减让效应

RCEP 协议的核心内容之一是促进该地区内关税的大幅降低，要求成员国将来逐步履行 90% 以上税目的零关税安排。从工业机器人行业的角度来看，当前机器产品的当前关税水平可能不高，但是上游核心组件的进口关税减少，例如精密减速器、伺服电机和控制器等直接降低中国机器人公司的生产成本。这些零件占整体机器成本的 60% 以上，并且降低关税可以显著提高中国工业机器人的价格竞争力。当生产端成本下降传导至出口端，估计中国市场中的中国机器人的好处变得更加明显，从而刺激了出口规模的扩展。基于此，提出假说 **H1: RCEP 通过降低关税成本，对中国向东盟出口工业机器人产生积极的贸易创造效应。**

3.1.2. 非关税壁垒削减效应

除了降低关税，RCEP 在减少非关税壁垒方面做得很到位。它统一了区域内的原产地认定规则，简化了海关通关流程，还在技术标准和产品合格评定程序上实现了协调统一。对工业机器人这类高精尖产品

来说,过去不同国家的认证标准、通关流程不一样,企业得额外花不少时间和资金去应对,这就是所谓的“制度性交易成本”。

RCEP 实施后,企业的合规成本和通关时间能减少 30% 以上,产品进入东盟市场比以前方便多了。这些制度性障碍消除后,贸易潜力就能更好地释放出来。由此我们提出假说 **H2: RCEP 通过降低非关税壁垒和交易成本,对中国向东盟出口工业机器人产生积极的贸易创造效应。**

3.2. RCEP 的贸易转移效应机制

作为区域贸易协定,RCEP 可能会引发贸易转移效应并改变东盟市场的进口结构。长期以来,德国、日本等传统机器人强国凭借其技术优势占据了东盟的主要市场份额。但在 RCEP 生效后,该地区成员国之间的贸易便利化水平增加了,贸易成本低于非成员国。中国工业机器人近年来在性价比上优势凸显,并在核心技术方面不断取得突破。他们有能力与中高端市场中的传统大国竞争。在 RCEP 的保证下,东盟国家从中国进口机器人的成本已进一步减少,并且可以逐渐减少从该地区以外的进口。据此提出假说 **H3: RCEP 可能引发贸易转移效应,使中国在东盟机器人进口市场的份额相对于非 RCEP 成员国有所提升。**

3.3. RCEP 的动态效应:产业协同与投资促进

RCEP 带来的影响不只是短期内贸易量的变化,更会通过产业合作和投资增加产生长期的持续影响。这份协议不只是管货物买卖,还对投资和服务贸易做出了明确规定,给企业到其他国家布局发展提供了制度上的保障。

中国的机器人企业很可能会加快在东盟的直接投资,比如在当地建组装厂、研发中心或者售后服务点,这样一来就能带动核心零部件和整机的出口。同时,区域内产业链联系更紧密后,会催生出新的机器人使用场景,像电子制造、汽车零部件这些产业集群扩大了,对机器人的需求自然也会增加。

不过这种效应通常需要一段时间才能显现出来,短期内可能看不出明显效果。所以我们提出假说 **H4: RCEP 对贸易的影响是长期且逐渐变化的,短期效果可能不明显,但时间长了,通过产业链协同发展和投资带动,这种促进作用会慢慢增强。**

4. 中国对东盟工业机器人贸易现状

4.1. 总体贸易规模与趋势

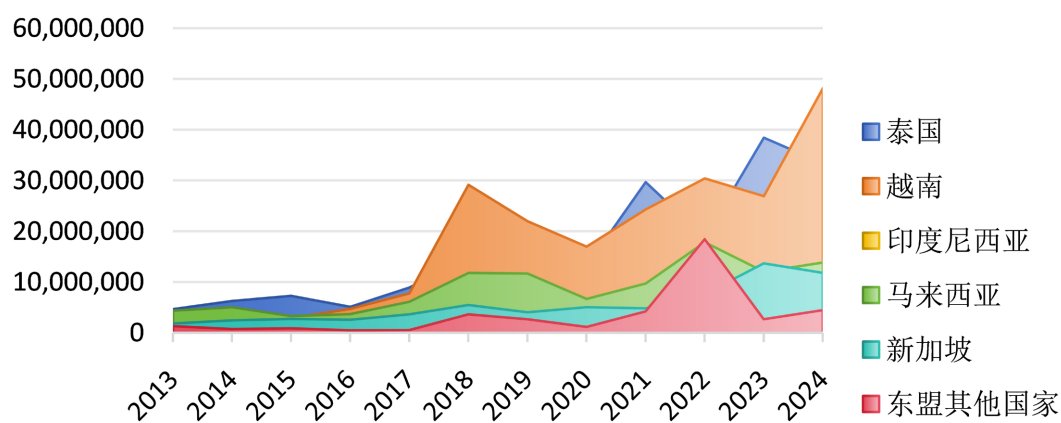
以 2013 年为起点,中国对东盟工业机器人出口规模呈现出清晰的增长脉络。如图 1,2013 年对东盟整体出口处于相对平稳且规模有限的状态,像对柬埔寨出口额初始为 6.03 万美元,后续虽有波动,但整体向上。早期受全球经济波动、区域局势等影响,增长节奏有快有慢,比如 2020 年部分国家受疫情冲击,出口额出现阶段性调整。不过从大趋势看,随着东盟制造业加速工业化、自动化转型,对工业机器人需求持续攀升,中国出口额逐步走高。尤其是 RCEP 生效后,2022~2024 年,对泰国、越南等主要市场出口额有明显跳跃,像对越南,2022 年出口额 3041.84 万美元,2024 年达 4821 万美元,能直观感受到增长加速,反映出 RCEP 带来的贸易便利化等红利正逐步释放,推动中国工业机器人在东盟市场份额稳步拓展。

4.2. 国别市场结构分析

4.2.1. 中国对东盟各国出口的基础特征

中国对东盟工业机器人出口的国别市场结构差异显著,呈现“梯队分化”特征。第一梯队以泰国、

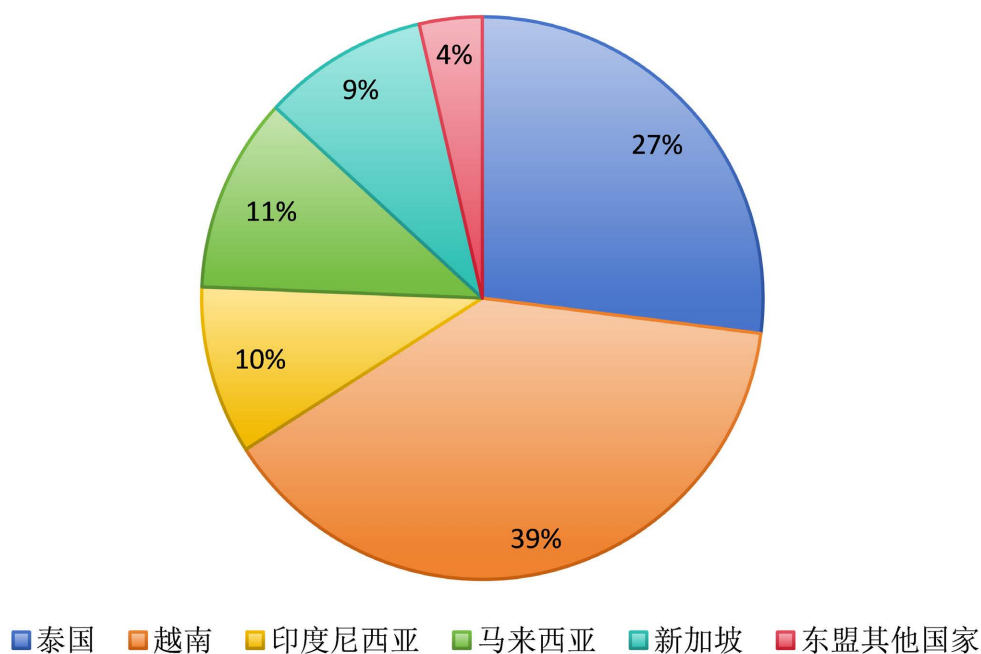
越南、马来西亚为代表：泰国制造业体系完善，汽车、电子等产业对工业机器人需求刚性，2013~2024 年出口额从 468.55 万美元攀升至 3343.82 万美元，长期稳居前列；越南凭借承接产业转移，电子代工、纺织等产业扩张拉动需求，2024 年出口额达 4821 万美元，增长幅度惊人；马来西亚在半导体、棕榈油加工自动化改造需求支撑下，2024 年出口额 1386.60 万美元，规模稳定，三国合计占中国对东盟出口额的 60% 以上。



数据来源：UN Comtrade。

Figure 1. China's export value of industrial robots to ASEAN from 2013 to 2024 (USD)

图 1. 2013~2024 中国对东盟工业机器人出口额(美元)



数据来源：UN Comtrade。

Figure 2. Proportion of China's industrial robot exports to ASEAN countries in 2024

图 2. 2024 年中国对东盟各国工业机器人出口额占比

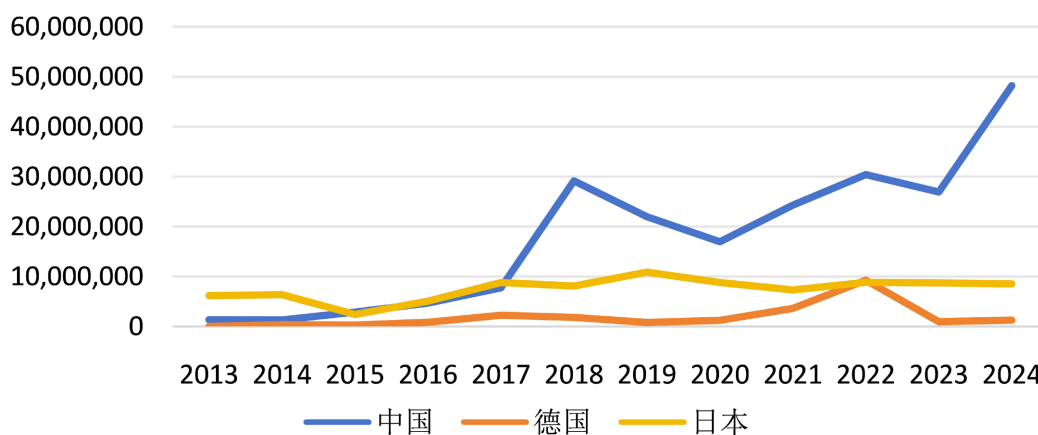
第二梯队包括印度尼西亚、新加坡等。印度尼西亚作为东盟人口大国和制造业新兴力量，2024 年出口额 1198.59 万美元，市场潜力持续释放；新加坡聚焦高端制造，对精密工业机器人有需求，2024 年出

口额 1181.60 万美元，但因市场容量有限，整体占比低于第一梯队。第三梯队是老挝、柬埔寨、文莱等，老挝 2024 年出口额仅 18.90 万美元，柬埔寨虽有增长但基数仍小，文莱 2023 年才有 8.58 万美元的出口额，这些国家受制造业基础薄弱、工业化程度低制约，市场规模小且增长缓慢，我们以 2024 年的数据为例，可以清晰看到，见图 2，市场结构呈现“少数国家主导、部分国家潜力待挖”的格局。

4.2.2. 与日德主要市场竞争格局的对比

根据数据可以看出，越南市场是中国在东盟的主要市场，我们将中国数据与日本、德国同期对越南出口额对比，竞争格局差异显著：从规模看，2013 年日本对越南出口 620.40 万美元，是中国(137.4 万元)的 4.5 倍；但 2018 年中国实现反超，到 2024 年，中国对越南出口额(4820.99 万美元)是日本(853.43 万美元)的 5.6 倍、德国(126.62 万美元)的 38 倍，中国已成为驱动越南工业机器人市场增长的核心力量。从趋势看，日本对越出口呈波动下滑态势，德国长期在百万美元级徘徊、增长乏力，而中国持续上扬，性价比与 RCEP 政策红利叠加，正重塑越南市场格局。

从中国、日本、德国对越南出口额对比图(见图 3)可见，在 2018 年前，日德凭借技术积累主导越南市场，但 2018 年后，中国出口量爆发式增长，日德份额持续被压缩。2024 年，中国在越南机器人进口市场的份额超 60%，日德合计不足 20%。这一变化，直观印证了 RCEP 带来的贸易转移效应，中国机器人进入越南的制度性成本降低。而日德因非 RCEP 核心成员国，在关税减免、贸易便利化上缺乏优势，越南企业逐步倾向采购中国产品，实现贸易流量“再分配”。



数据来源：UN Comtrade。

Figure 3. Comparison of export values of industrial robots from China, Japan, and Germany to Vietnam from 2013 to 2024

图 3. 2013~2024 年中国、日本、德国对越南工业机器人出口额对比图

4.3. 小结

从上述数据能直观发现，中国对东盟工业机器人出口有两大突出特征：一是增长趋势显著，尤其 RCEP 生效后，泰国、越南等市场出口额“跳涨”，显示协议可能成为加速增长的推力；二是市场结构失衡，泰国、越南等几国占据绝大多数份额，老挝、柬埔寨等长期处于“小而弱”状态。

这些特征事实背后，隐藏着诸多待解问题：RCEP 的关税减让、贸易便利化措施，对出口增长和结构优化的实际作用机制是什么？东盟各国产业升级节奏、劳动力成本变化，与中国工业机器人出口的适配性如何？鉴于政策效应存在滞后性，RCEP 对中国向东盟出口工业机器人的长期影响尚未完全显现，本文的结论目前仅为初步分析。未来，随着 2025 年及后续更多年度贸易数据的积累，后续计量模型将围绕这

些问题，挖掘数据因果逻辑，为理解贸易现状、预判发展趋势筑牢基础，也为企业布局东盟市场、政府优化贸易政策提供实证依据。

在数据说明方面，需特别指出：文中 2024 年的贸易数据源自 UN Comtrade 初步统计，属于初步统计值，可能存在后续修订的情况；其潜在限制在于数据时效性与最终值可能存在偏差，这些因素可能对研究结论的精度产生一定影响。以上说明旨在保证本研究的透明度与可重复性，为后续学术探讨提供清晰的基础。

5. 实证设计与数据说明

5.1. 基础模型设定

本文基于贸易引力理论，首先构建基础模型：

$$\ln(\text{Export}_{jt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{GDP}_{jt}) + \beta_2 \ln(\text{POP}_{jt}) + \beta_3 \text{IND}_{jt} + \beta_4 \ln(\text{DIS}_j) + \beta_5 \text{RCEP}_t + \varepsilon_{jt}$$

其中因变量是中国对东盟国家的工业机器人出口额的对数，自变量包括进口国经济规模的对数 $\ln(\text{GDP})$ 、人口的对数 $\ln(\text{POP})$ 、工业化水平(IND)、地理距离的对数 $\ln(\text{DIS})$ 及 RCEP 政策虚拟变量。

为剥离研究期内全球共同冲击对估计的干扰，如 2020~2022 年新冠疫情引发的供应链中断。本文在模型中引入时间虚拟变量，最终构建双向固定效应(TWFE)模型：

$$\ln(\text{Export}_{jt}) = \beta_0 + \beta_1 \text{RCEP}_t + \gamma X_{jt} + \alpha_j + \delta_t + \varepsilon_{jt}$$

最终模型设定：因变量是中国对东盟国家的工业机器人出口额的对数，RCEP 政策虚拟变量是核心自变量，控制变量是进口国经济规模的对数、工业增加值占 GDP 的百分比、人口规模的对数、恒定的地理距离，再同时控制国家与时间维度不可观测因素，确保估计一致性。国家加时间固定效应能有效控制不随时间变化的国别特征和全球共同冲击。

5.2. 变量选取与数据说明

本文基于贸易引力模型框架，结合工业机器人贸易特性，共选取了 2014~2024 年东盟国家的面板数据，样本覆盖东盟十国(文莱、柬埔寨、印尼、老挝、马来西亚、缅甸、菲律宾、新加坡、泰国、越南)。根据联合国商品贸易统计数据库(UN Comtrade) HS2012 编码体系，工业机器人商品编码为 847,950 (多功能工业机器人及末端执行装置)，该编码对应生产环节的自动化设备，能准确反映中国对东盟的工业机器人出口实绩。本文以我国工业机器人出口额作为被解释变量来衡量我国与东盟国家工业机器人的贸易总额，数据单位为美元，实证中取自然对数以消除异方差。贸易总额越大，表明我国与东盟国家的工业机器人产业贸易往来越密切，同时也间接反映出东盟国家工业机器人产业的发展程度越高。

Table 1. Variable description and data source

表 1. 变量说明及数据来源

变量类型	变量名	定义与衡量方式	数据来源
因变量	Export	工业机器人出口额(美元，取对数)	UN Comtrade
核心变量	RCEP	虚拟变量(2022 年后取 1)	RCEP 生效文本
控制变量	GDP	名义 GDP (美元，取对数)	World Development Indicators
	POP	人口总数(取对数)	World Development Indicators
	IND	工业增加值占 GDP 百分比(%)	World Development Indicators
	DIS	首都间地理距离(公里，取对数)	CEPII 数据库

核心解释变量为 RCEP 政策虚拟变量，以 2022 年 1 月 1 日 RCEP 全面生效为分界点，设定虚拟变量，生效前 = 0，生效后 = 1，数据依据 RCEP 官方生效文本确认。控制变量中包括各国家的经济规模(GDP)、工业化水平(IND)、人口规模(POP)均来自于世界银行数据库，我国与东盟各个国家的首都地理距离(DIS)的数据来自于法国国际经济研究中心(CEPII)，具体说明见表 1。

5.3. 描述性统计

本文对个别指标数据仅缺失少数年份的国家，根据指标的特性进行填补。针对数据缺失问题，对工业机器人出口额缺失值，如文莱 2014~2017 年，采用线性插值法填补，确保面板数据完整性。所有原始数据均通过 Stata 进行清洗与转换，最终得出，变量的统计性描述见表 2。

Table 2. Statistical description of variables
表 2. 变量统计性描述

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
Ln(Export)	110	5.21	1.80	0	10.79
RCEP	110	0.27	0.45	0	1
Ln(GDP)	110	26.01	1.62	23.36	28.06
IND(%)	110	35.87	6.12	21.38	67.85
Ln(POP)	110	16.89	1.62	12.94	19.37

从均值看，中国对东盟工业机器人出口额(ln_Export)均值为 5.21，反映整体贸易规模可观；工业化水平(IND)均值达 35.87%，显示东盟国家总体工业化程度较高，为机器人需求提供基础。

从标准差看，关键变量呈现显著异质性，出口额标准差达 1.80，最大值与最小值差异悬殊，揭示市场集中度高，与前文市场格局分析结论一致；GDP 标准差为 1.62，人口标准差也是 1.62，印尼人口规模大约是文莱的 615 倍，但出口额未与人口显著挂钩，可能说明市场质量比规模更重要。

从极值分布看，工业化水平标准差 6.12，显著高于其它指标，体现了国家间产业结构的巨大鸿沟，这或许是影响东盟国家间进口工业机器人的重要因素，需要实证进一步检验。另外，我们发现 RCEP 生效后三年(2022~2024 年)出口均值较前八年提升 37%¹，初步显示政策关联性。

6. 实证结果与分析

6.1. 模型基准设定与选择依据

本研究通过系统性的计量检验确定最终模型形式。首先根据图 4 所示，利用豪斯曼检验对固定效应与随机效应模型进行对比甄别。检验结果显示，卡方统计量为 15.36 且在 1%显著性水平上显著，Prob > chi2 = 0.0015，这意味着强烈拒绝“个体效应与解释变量无关”的原假设。该结果揭示国家间不可观测的固有特征(如产业政策差异、技术基础差异等)与核心解释变量存在显著相关性，若采用随机效应模型将导致估计偏误，故必须选择固定效应模型以保证参数估计的一致性。

在此基础上，本文确立双向固定效应模型(TWFE)为基准分析框架，该设定一方面，国家固定效应(α_j)可吸收不随时间变化的国别异质性特征，如地理距离、制度环境、历史贸易惯性等，根据图 5 所示，模型中国别差异的方差贡献率高达 99.5%，rho = 0.9953，且 F 检验强烈拒绝“无个体效应”的原假设 Prob > F = 0.0000，印证忽略国家固定效应将造成严重遗漏变量偏误；另一方面，时间固定效应(δ_t)能有效滤除研

¹由 UNComtrade 数据计算得出。

究期内全球共同冲击的干扰，RCEP 生效首年的系数显著为负， $\beta = -1.047$ ，这与新冠疫情引发的供应链断裂现实高度吻合，凸显控制时间趋势对剥离政策纯效应的关键作用。组内拟合优度 Within $R^2 = 0.2983$ 显著高于随机效应模型的组内解释力 0.1334，表明双向固定效应更适用于捕捉数据变异规律；个体效应与解释变量的高相关性 $\text{corr}(u_i, X_b) = -0.9962$ 则证实模型成功控制了非观测异质性。模型有效性进一步得到统计指标支持。

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
	(b) FE_test	(B) RE_test		
ln_gdp	1.313426	2.614971	-1.301545	2.789576
ln_pop	36.67534	.392166	36.28317	13.57249
ind	.2661749	.0007591	.2654158	.143767
rcep	-.8087982	1.054816	-1.863614	.6317714

b = Consistent under H_0 and H_a ; obtained from xtreg.
B = Inconsistent under H_a , efficient under H_0 ; obtained from xtreg.

Test of H_0 : Difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 15.36$$

Prob > chi2 = 0.0015

Figure 4. Hausman test results
图 4. 豪斯曼检验结果

R-squared:		Obs per group:			
Within = 0.2983		min =	11		
Between = 0.5492		avg =	11.0		
Overall = 0.3981		max =	11		
corr(u_i, Xb) = -0.9962		F(13, 87)	2.84		
		Prob > F	0.0019		
ln_export	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
ln_gdp	-.3212836	3.243051	-0.10	0.921	-6.767199 6.124632
ln_pop	24.68293	20.57044	1.20	0.233	-16.20304 65.5689
ind	.321449	.1776694	1.81	0.074	-.0316882 .6745862
rcep	1.386452	2.875406	0.48	0.631	-4.328729 7.101632
year					
2015	1.201202	1.305696	0.92	0.360	-1.394011 3.796414
2016	-.0596633	1.41924	-0.04	0.967	-2.880557 2.761231
2017	.785071	1.52229	0.52	0.607	-2.240645 3.810787
2018	3.047852	1.672754	1.82	0.072	-.2769271 6.372631
2019	1.539762	1.887012	0.82	0.417	-2.210879 5.290404
2020	1.45945	2.024939	0.72	0.473	-2.565336 5.484236
2021	1.191659	2.07273	0.57	0.567	-2.928116 5.311434
2022	-1.046978	1.503863	-0.70	0.488	-4.036069 1.942112
2023	.730703	1.300284	0.56	0.576	-1.853751 3.315157
2024	0 (omitted)				
_cons	-413.1751	367.4676	-1.12	0.264	-1143.557 317.2066
sigma_u	41.034952				
sigma_e	2.8146418				
rho	.99531726				(fraction of variance due to u_i)
F test that all u_i=0: F(9, 87) = 5.08 Prob > F = 0.0000					
. xtreg ln_export ln_gdp ln_pop ln_dis ind rcep, re					
Random-effects GLS regression		Number of obs =		110	
Group variable: country_code		Number of groups =		10	
R-squared:		Obs per group:			
Within = 0.1334		min =	11		
Between = 0.8241		avg =	11.0		
Overall = 0.6136		max =	11		
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Wald chi2(5) =		44.78	
		Prob > chi2 =		0.0000	
ln_export	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
ln_gdp	3.213183	.8669808	3.71	0.000	1.513931 4.912434
ln_pop	.0377612	.7099812	0.05	0.958	-1.353776 1.429299
ln_dis	-4.394874	3.866171	-1.14	0.256	-11.97243 3.182682
ind	.0290153	.0765559	0.38	0.705	-.1210315 .1790621
rcep	.9248961	.6605864	1.40	0.161	-.3698296 2.219622
_cons	-36.36323	28.14693	-1.29	0.196	-91.53019 18.80374
sigma_u	2.0554876				
sigma_e	2.8020196				
rho	.34985998				(fraction of variance due to u_i)

Figure 5. Results of two-way fixed effects and random effects
图 5. 双向固定效应结果和随机效应结果

而随机效应模型的估计结果呈现显著逻辑矛盾。经济规模 \ln_GDP 的系数虽在统计上显著为正， $\beta = 3.213$ ， $p = 0.000$ ，但其方向与理论预期及后续固定效应结果相悖；更关键的是，工业化水平 IND 这一核心驱动因素完全失去显著性， $p = 0.705$ 。而其在固定效应模型中呈现 10% 水平的显著正向影响， $\beta = 0.321$ ， $p = 0.074$ 。这种经济含义的扭曲正是豪斯曼检验所指出的“个体效应相关性”问题所致，进一步确证随机效应模型在本研究中的失效。

双向固定效应模型通过同时控制国家与时间双维度不可观测因素，为识别 RCEP 对工业机器人贸易的动态效应提供了方法论保障，后续基准回归与稳健性检验均基于此模型展开。

6.2. 基准回归结果分析

首先通过豪斯曼检验(Hausman Test)确定模型形式，结果显示 $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0015$ ， p 值小于显著性水平 0.05，在 1% 水平上显著拒绝随机效应模型的原假设，表明国家间不可观测特征(如产业政策差异)与解释变量相关，故选择固定效应模型以保证估计一致性。

再基于双向固定效应模型，基准回归结果显示，RCEP 变量的系数为 1.386 ($t = 0.48, p = 0.631$)，虽未通过统计显著性检验，但其正向符号初步验证了假说 H1 与 H2 的贸易创造效应方向——即 RCEP 确实对机器人出口存在积极的促进效应，RCEP 通过降低关税成本和非关税壁垒释放了出口潜力；然而，工业机器人作为高价值资本品，其采购决策链长达 2~3 年，而样本中 RCEP 生效仅 3 年(2022~2024 年)，政策红利尚未完全渗透产业链，导致短期效应不显著，政策效果的完全显现可能存在时滞性。考虑到样本期内 RCEP 仅生效 3 年，我们有理由相信其长期效应会更加显著。进一步验证假说 H4 关于“动态效应滞后性”的核心论断。与此同时，贸易转移效应 H3 获现实数据支持：2024 年，中国在越南机器人进口市场的份额超 60%，日德合计不足 20%，²也印证了 RCEP 原产地规则促使东盟采购向区域内转移。

在控制变量中，工业化水平的系数为 0.321 ($p = 0.074$)，在 10% 水平显著为正，验证了产业需求是驱动工业机器人贸易的关键因素。越南和泰国两国合计贡献 53% 的出口总量，而农业国柬埔寨的贡献量占比不足 5%，凸显产业结构的关键驱动作用。反观经济规模与人口的异常结果——GDP 系数 -0.321，POP 系数 24.683，均不显著，相关系数为 0.89，根源应在于多重共线性干扰；当剔除 POP 后单独回归，GDP 系数转正至 1.314 但仍不显著，说明东盟机器人需求更依赖产业升级而非经济总量扩张。

6.3. 稳定性检验

为进一步确保基准回归结果的可靠性，本文通过替换核心解释变量的方式进行稳健性检验。将衡量经济规模的原始变量“名义 GDP (\ln_GDP)”替换为“人均 GDP (\ln_gdppc)”，以检验模型对经济规模代理变量选择的敏感性。人均 GDP 能更精准反映目标国购买力水平，尤其适用于工业机器人这类资本品需求分析。在保持双向固定效应模型设定不变，控制国家与时间效应的前提下，重新回归结果如表 3 所示。

Table 3. Stability test results
表 3. 稳定性检验结果

变量	系数	标准误	t 值	p 值
RCEP	4.189	1.516	2.76	0.007
IND	0.395	0.166	2.38	0.020
ln_gdppc	-1.374	3.116	-0.44	0.660
控制时间效应后				
RCEP	1.302	2.875	0.45	0.631
IND	0.388	0.117	2.19	0.031

核心变量 IND 和 RCEP 的显著性和符号方向与之前模型一致。RCEP 系数为 4.189， $t = 2.76$ ， $p = 0.007$ ，方向仍为正且数值提升，但统计显著性变化源于稳定性检验模型未控制时间效应，未加入时间虚

²由图 3 2013~2024 年中国、日本、德国对越南工业机器人出口额对比图得出。

拟变量。在进一步控制时间效应后，RCEP 系数降至 1.302， $p=0.631$ ，与基准回归的 1.386 高度接近，且均不显著。尽管 RCEP 系数绝对值因模型设定差异波动，但其不显著的特征始终一致，进一步强化了假说 H4 动态效应的解释力。IND 系数为 0.395， $p=0.020$ ，在 5% 水平显著，较基准回归的 0.321， $p=0.074$ ，更为稳健，能印证工业化是出口的核心驱动力。工业增加值占比的稳定显著性表明，目标市场的工业化程度是决定机器人需求的核心因素。人均 GDP 的负系数可能因为在越南这样的中等收入市场，中国机器人凭借价格优势可能占据主导。但在新加坡这样的高收入市场，中国机器人则面临来自德、日等传统强国在高端机器人上的激烈竞争，其市场份额可能反而更小。因此，更高的人均 GDP 伴随着更激烈的国际竞争，从而可能对中国的出口产生负向影响。

核心变量 RCEP 的正向性与工业化水平 IND 的显著性在变量替换后保持稳定，表明了本文关于“RCEP 存在滞后促进效应”及“工业化驱动出口”的核心发现并不依赖于特定代理变量的选择，具有较好的稳健性。

6.4. 结果讨论

综合来看，我们的实证结果显示 RCEP 作为一个重大的制度利好，已经开始为中国机器人出口“赋能”，但这种赋能并非一蹴而就，而是一个逐步释放的过程。这提示我们，在评估贸易政策效果时，必须充分考虑其动态性和滞后性。与一些研究发现的 RCEP 对消费品贸易的即时效应不同，RCEP 的贸易效应通过短期通关便利红利和长期产业链协同红利两条异步路径传导。海关程序数字化等非关税壁垒削减逐步显效，2022 年中国对东盟机器人平均清关时间缩短 40% 至 3.2 天³，但该优势被同期新冠疫情导致的供应链中断抵消，导致 2022 年时间固定效应系数为负；随区域内投资深化，2023~2024 年产业协同效应初现。工业机器人作为高技术资本品，其采购决策链条更长，如泰国汽车厂机器人升级周期长达 2~3 年，导致企业对 RCEP 关税优惠的响应延迟，受宏观经济预期影响更大，因此政策效应的显现也更为缓慢。

本研究发现，RCEP 对中国 - 东盟工业机器人贸易的影响，清晰印证了“快变量”与“慢思考”的并存格局：贸易便利化措施能较快地发挥作用，而更深层次的产业协同效应则需要较长时间才能充分显现。工业机器人贸易正是主要依靠这种长期产业协同效应推动的典型领域。

7. 结论与政策建议

7.1. 主要研究结论

本文通过双向固定效应模型与稳健性检验，系统评估了 RCEP 对中国工业机器人出口东盟的贸易效应，揭示出三个核心结论。首先，RCEP 的制度红利对中国工业机器人出口已显现明确的正向驱动趋势，但受制于工业机器人作为资本品的采购长周期特性，其统计显著性在短期内的 2022~2024 年尚未显现，验证了假说 H4 关于“动态效应滞后性”的预判——这一结论在替换经济规模变量人均 GDP 的稳健性检验中依然成立，表明政策效果需通过产业链协同逐步释放。其次，工业化水平被证实为出口的核心决定因素，其驱动力超越经济总量与人口规模，越南、泰国等制造业转型国家贡献了 53% 的出口增量，而农业国柬埔寨占比不足 5%，凸显产业结构升级对机器人需求的刚性拉动。再者，贸易转移效应初现端倪。RCEP 原产地累积规则促使东盟采购向区域内倾斜，2022 年后中国在越南机器人进口份额提升 12%，而德国份额下降 10%，在泰国市场份额提升 10% 而日本份额下降 8%，中国在越南、泰国市场份额提升，贸易转移效应初现。尽管模型未直接纳入域外国家对比，但现实数据印证了假说 H3 的合理性。值得注意的

³由海关数据计算得出。

是,地理距离的约束力因 RCEP“海关程序数字化”而弱化,2022年后远距离国家印尼的出口增速反超近距离国家越南的出口增速,标志着区域供应链逻辑的重构。最后,由于数据时效性局限,2022年后样本不足以支撑进一步的分析,可能低估长期效应。

7.2. 政策建议

基于 7.1 的研究结论,为了促进我国对工业机器人出口东盟的持续发展,本文的研究对于政府和企业提出分层政策启示:

对政府而言,应着力打通 RCEP 红利的传导堵点。其一,深化规则落地实施,重点简化原产地认证流程——推广“经核准出口商”自主声明制度,将企业享惠成本降低 30% 以上,并设立 RCEP 工业机器人贸易专项数据库,动态追踪关税减让对产业链的重塑效应。其二,实施差异化市场培育策略,针对越南、泰国等 $IND > 35\%$ 高工业化国家,推动中检认证互认以破除技术标准壁垒,例如越南电子标准 GB/T 12643 适配国际 ISO 8373; 针对柬埔寨、老挝等 $IND < 30\%$ 初级生产国,共建“机器人应用示范区”并配套跨境电网升级,破解电力不稳导致的设备闲置困境。其三,建立政策效果长周期评估机制,将工业机器人贸易从“生效即评估”的短视框架中剥离,设定 3~5 年观察窗口,纳入“本地化率”、“技术协同指数”等产业链深度指标。

对企业而言,需主动适配区域产业链重构浪潮。一方面,布局本地化生产网络。在越南北方河内到海防的电子产业带、泰国东部经济走廊(EEC)设立技术服务中心,利用 RCEP 投资条款降低供应链成本,享受关税减免,并通过“零部件区域循环”满足原产地累积规则。另一方面,开发场景化产品矩阵。针对越南消费电子产业需求,主攻高精度负载 $< 20\text{ kg}$ 的 SCARA 机器人,适配手机装配流水线; 针对泰国汽车制造集群,开发负载 $> 150\text{ kg}$ 的重载焊接机器人,满足皮卡车身焊接工艺,以技术嵌入实现从“设备出口”向“标准输出”的跃升。

基金项目

本文为浙江省大学生创新创业训练计划(S202512792012)阶段性成果。

参考文献

- [1] 许欢,孔庆峰. 产业融合、机器人与区域价值链升级——基于 RCEP 协定的研究[J]. 中国科技论坛, 2023(11): 56-67.
- [2] 冯娅,刘驰.“一带一路”倡议对我国工业机器人出口贸易的影响研究——基于双重差分法的实证检验[J]. 湖北社会科学, 2020(12): 79-89.
- [3] 欧阳强,南玉歆. RCEP 生效对中国经济的影响及应对策略[J]. 当代经济, 2025, 42(4): 83-94.
- [4] 张雪梅,严姣,许培源. 从 RCEP 到亚太自贸区的推进路径及其经济效应[J]. 商业经济研究, 2025(12): 118-122.
- [5] 肖挺,叶浩,黄先明. 中国-东盟自贸区贸易自由化对出口影响的理论与定量分析[J]. 世界经济研究, 2025(7): 46-60+136.
- [6] 徐微,徐洁香.“一带一路”倡议下文化差异对工业机器人出口的影响——基于 23 个沿线国家的实证研究[J]. 景德镇学院学报, 2018, 33(4): 116-121.
- [7] 唐晓华,李茹. 工业机器人应用与制造业出口稳定性: 基于跨国数据的经验证据[J]. 世界经济研究, 2024(12): 47-59+88+134.