

中国对拉美国家出口贸易影响因素实证分析

——基于总量与技术结构视角

赵国华, 赵子薇

(河北师范大学 商学院, 石家庄 050024)

摘要: 本文首先通过计算中国对拉美七国四类制成品出口密集度等, 分析中国对拉美地区制成品出口结构; 通过考察中国和拉美七国生产要素结构变化情况对中拉要素禀赋差异作深入分析, 以期探究中国对拉美制成品出口结构背后深层次原因。然后构建扩展引力模型分别从总量视角和技术结构视角探析中国对拉美货物出口主要影响因素, 结果显示拉美国家国内生产总值、中拉要素禀赋差异、中国货币自由度、中国对拉美直接投资水平对中国向拉美出口总量均产生显著促进作用, 各影响因素对不同技术类别制成品出口的作用效果存在差异性。为实现中国对拉美出口贸易结构优化升级, 推动中国产业结构调整升级, 促进拉美地区经济更快发展, 研究有针对性地提出了对策建议。

关键词: 自由贸易协定; 出口技术结构; 出口密集度; 要素禀赋; 引力模型; 对外直接投资

中图分类号: F752.62 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)2—0108—11

一、引言

国家统计局和联合国贸发会议数据显示, 2000—2008年中国对拉丁美洲和加勒比地区(以下简称拉美地区)货物出口总额年均增长率为33.33%, 2009年受金融危机影响同比下降20.44%, 2010—2019年年均增长5.76%, 出口规模增速迅速放缓, 可见国际经济环境对贸易影响之深远; 2000—2020年拉美地区自中国货物进口额占该地区货物总进口比重整体呈上升趋势, 2020年升至16.43%, 说明中国在拉美进口市场中的地位正不断提升。2005年智利成为第一个同我国签署自由贸易协定的拉美地区国家, 在这之后秘鲁和哥斯达黎加先后同我国签署自贸协定, 自贸协定的实施、自由贸易区的建设已为彼此经济发展带来了切实的推动作用。然而目前中拉贸易结构仍然呈现出单一性、以产业间贸易为主, 同时中国出口产品在拉美市场面临来自美国等其他国家出口产品的强有力竞争, 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中指出我国要优化出口商品质量和结构, 稳步提升出口附加值。在我国加快构建新发展格局、“一带一路”建设进入高质量发展阶段背景下, 逐步推动实现中国对拉美出口贸易结构优化升级已经是刻不容缓。鉴于此, 研究中国对拉美国家的制成品出口技术结构, 探究各影响因素对中拉出口总量的影响情况及对不同技术类别制成品出口作用效果的差异性具有重要现实意义。

二、文献综述

国内外有关中国与拉美地区经济贸易研究的文献涵盖进出口贸易影响因素、农产品贸易、贸易结构、竞争合作关系、贸易潜力测算等诸多方面。江时学(2018)指出构建中拉命运共同体的机遇、挑战和举措。宋海英和胡冰川(2019)判断了拉美替代美国出口各类主要农产品至中国的潜力, 划分为潜力有限型、较大型、巨大型, 认为潜力发挥受拉美农产品质量、跨国粮商全产业链控制模式、农产品贸易营商环境等因素的影响。其中也不乏关于中国向拉美地区出口贸易的探究, 黄繁华和张湘莎(2012)从三种不同角度实证分析影响中国对拉美出口主要影响因素, 并同中国对其他贸易伙伴国出口进行比较分析, 借助传统引力模型测算出口增长潜力。刘春鹏(2017)用恒定市场份额模型分析各阶段中拉农产品双向贸易变动影响因素, 结果显示需求因素为中拉农产品双向贸易变化的最主要影响因素。张春宇等(2017)⁴⁹⁻⁵⁶借助引力模型将对外直接投资

收稿日期: 2021-08-03

基金项目: 河北师范大学博士课题基金“中国外汇储备快速增长的风险、问题与趋势研究”(S2015B17)

作者简介: 赵国华, 博士, 河北师范大学商学院副教授, 研究方向: 国际贸易、货币经济学; 赵子薇, 河北师范大学商学院硕士研究生, 研究方向: 世界经济。

(FDI)流量、存量引入模型中,分别实证研究中国自拉美进口、对拉美出口影响因素,研究发现中国对拉美直接投资流量对拉美进口、出口均无显著影响,长期中国对拉美直接投资存量对中国自拉美进口产生正向影响,对出口为负向影响。马文秀和孟彤(2018)通过三种指数评估2000—2015年中国对拉美新兴市场工业制成品出口竞争力。Narins(2018)基于1995—2013年贸易数据,借鉴已有研究提出的TECH(technology)评分方法,测算中国、欧盟、美国分别对拉美九国出口的总体技术复杂程度,对比分析发现中国对拉美出口商品的绝对技术复杂度在提高,但与欧盟和美国相比中国出口到该地区的技术复杂度仍属低到中等。董月洁(2019)以包含拉美十三国在内的33国为样本,用扩展引力模型分析中国向拉美出口、工业制成品出口总量影响因素,估算相应出口潜力。还有研究将侧重点放在中拉在出口领域的竞争合作关系上,孔帅等(2019)¹¹⁵⁻¹²⁸通过对2000—2015年中国与拉美国家不同类别产品出口在世界市场和美国市场所占份额的计算、双边贸易技术结构等的分析,探析中拉在出口领域竞争合作关系。

在已有研究中扩展引力模型可以用来解决与贸易相关的诸多问题,包括分析影响贸易流量的主要因素、控制其他变量以研究某一特定因素对贸易的影响情况、测算贸易潜力、估算贸易效率等。吴丹和吴野(2020)在测算贸易便利化综合指数基础上构建扩展引力模型,分析中国自“一带一路”国家进口影响因素。孙玉红等(2021)⁶⁵⁻⁷¹通过建立扩展引力模型将自由贸易协定(FTA)深度设定为核心解释变量,控制其他变量进行回归分析,发现FTA深度显著正向影响中国服务业出口及相应国内增加值。

通过梳理、总结、归纳以往相关文献,发现国内外关于中国向拉美地区出口的研究,主要包含出口概况、经贸关系、出口影响因素、出口潜力等,具体到产业领域包括对中拉农产品、不同技术水平产品、工业制成品等出口贸易的探究,而依照不同技术水平制成品分类对中国向拉美出口主要影响因素进行实证分析的研究较为匮乏。Lall(2000)用国际贸易标准分类(SITC)第二修订版中的三位数编码将出口产品分为初级产品、制成品(制成品分为资源密集型、低技术、中等技术及高技术四类,前两种制成品可被认为拥有简单技术,后两种拥有复杂技术)和其他产品,表示该分类法综合普遍使用的分类法(按资源密集型、劳动密集型等划分)和经济合作与发展组织(OECD)曾建议的更详细分类法并进行一定的拓展。本文参考这一产品技术分类方法将中国对拉美国家的制造业出口产品分类,分为资源密集型、低技术、中等技术和高技术制成品,初级产品和其他产品在中国对拉美国家货物出口中占比较低,故未专门做研究。

本文首先通过计算2010—2019年中国对拉美7个国家四类制造业产品出口规模在总出口中所占比重、出口密集度,分析中国对拉美地区的制成品出口结构;通过考察中国和拉美七国生产要素结构变化情况对中拉要素禀赋差异作深入分析,以期探究中国对拉美制成品出口结构背后深层次原因。然后尝试构建扩展引力模型分别从总量视角和结构视角探析中国对拉美出口的主要影响因素,以期探究各影响因素对出口总量的作用情况及对不同技术类别制成品出口作用效果的差异性,最后提出结论与建议。

三、中国对拉美地区的制成品出口结构

国家统计局数据显示,2015—2019年在中国对拉美国家货物出口总额中墨西哥、巴西、智利、哥伦比亚、秘鲁、巴拿马和阿根廷始终排在前七位,2001—2019年这七国自中国货物进口额在拉美自中国货物进口额中占比呈现出在波动中上升的趋势,2008年以来该比重始终在80%以上,2019年高达85.02%。因此通过计算中国对这七个国家的具体产业出口规模在总出口中所占比重及出口密集度,可大致了解中国对拉美地区的制成品出口结构等情况。要素禀赋理论给出国际贸易产生的原因,据该理论,一国应出口密集使用本国相对丰裕要素生产的产品,进口密集使用本国相对稀缺要素生产的产品从而获益。因此在这一部分最后,本文对中国和拉美七国要素禀赋差异作深入分析以期探究中国对拉美制成品出口结构背后的深层次原因。

(一)中国对拉美制成品出口技术结构

图1显示了2010—2019年中国对拉美七国货物出口中四类制成品每年所占比重的均值结果(以墨西哥为例,通过对2010—2019年每年中国对墨西哥某类制成品出口在总出口中占比求均值得出均值结果)。总体而言,比较七国自中国进口中的高技术制成品占比均值,墨西哥最高,高达43.13%,巴拿马最低,均值仅8.11%;七国之中,中国对秘鲁的中等技术制成品出口在总出口所占比重均值最高,智利最低,分别为35.36%、24.98%;对于低技术制成品,智利占比总体最高,均值达49.79%,资源密集型制成品则是巴拿马占比

均值最高,取值22.91%;阿根廷、墨西哥、巴西主要自中国进口复杂技术制成品,2019年分别占从中国进口总额的72.04%、71.38%和66%,智利、秘鲁、巴拿马、哥伦比亚主要从中国进口低技术和中等技术制成品,2019年分别占自中国进口规模的73.8%、70.91%、66.23%和64.32%(结合表1);除了巴拿马自中国进口资源密集型制成品占比均值较高,其他国家的占比均值都未超过11%。因此总体来看拉美地区自中国进口中资源密集型制成品占比较低。

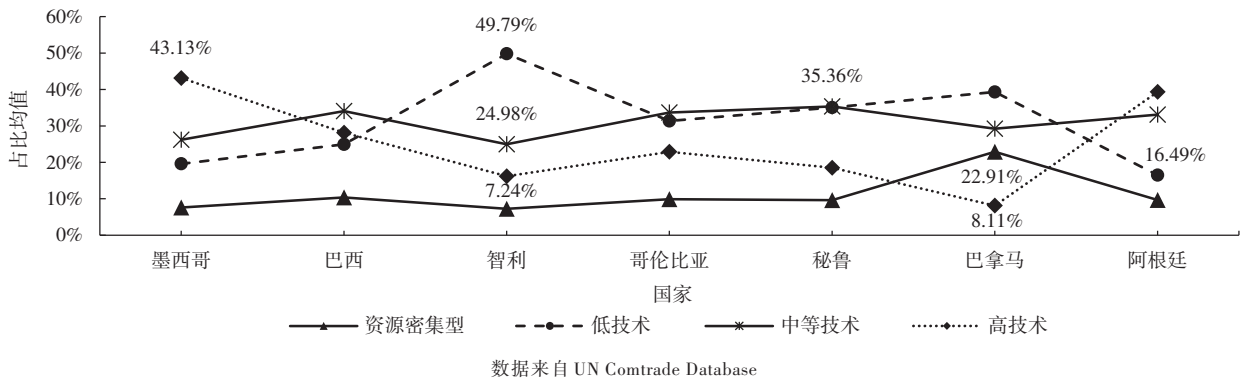


图1 2010—2019年中国对拉美七国制成品出口结构

表1 2019年中国对拉美七国制成品出口技术结构

制成品出口技术结构	墨西哥	巴西	智利	哥伦比亚	秘鲁	巴拿马	阿根廷
资源密集型制成品出口占比(%)	8.09	10.65	7.68	9.15	9.51	20.00	11.19
低技术制成品出口占比(%)	17.35	21.48	44.89	32.04	35.01	31.78	15.34
中等技术制成品出口占比(%)	31.96	37.34	28.91	32.29	35.90	34.44	32.45
高技术制成品出口占比(%)	39.42	28.65	16.52	24.23	17.95	13.11	39.59

注:数据来自 UN Comtrade Database。

(二)中国对拉美制成品出口密集度测算

关于具体产业出口密集度测算与分析,本文参考张彬和余稳策(2021)给出的完善的指标公式,具体测算公式如式(1)所示:

$$EXI_{ij}^d = \frac{EX_{ij}^d / EX_{ij}}{EX_{wj}^d / EX_{wj}} \quad (1)$$

其中: i, j 分别代表中国和拉美国家; d 代表产业; EXI_{ij}^d 代表中国对拉美国家(j)产业(d)的出口密集度; EX_{ij}^d 代表中国对 j 国产业(d)的出口额; EX_{ij} 代表中国对 j 国的货物总出口规模; w 代表世界; EX_{wj}^d 和 EX_{wj} 分别代表世界对 j 国在产业(d)的出口额、世界对 j 国的货物出口总值。 EXI_{ij}^d 反映了 j 国对中国产业(d)的依赖程度和中国对 j 国在产业(d)的市场渗透能力,数值越大,出口密集度越显著(数值大于1)。

计算结果见表2,2010—2019年中国对除巴拿马以外的6个拉美国家资源密集型制造业出口密集度均不显著;而在低技术制造业方面,中国对这7个国家的市场渗透力较强,其中中国对墨西哥的低技术制造业出口密集度呈现出先升后降之后平稳的走势,中国对智利总体呈下降趋势,前期下降趋势更为明显,中国对巴西前期较为稳定,2017年开始下降,对其他四国则表现出较小的波动性;通过观察发现巴拿马同其他六国呈现出明显的差异性,中国对巴拿马的资源密集型、中等技术制造业市场渗透力基本上高于其他6个国家,其他两类制造业则表现出相反的情况;除巴拿马以外的6个拉美国家对我国的中等技术制造业依赖程度总体不高,但对我国高技术制造业依赖度较高,并且后者呈波动性走势,其中阿根廷的波动性较大。

通过数据及以上分析发现,总体而言拉美对我国资源密集型和中等技术制造业依赖度较低,拉美对我国资源密集型制造业依赖度较后者更低,契合前文关于中国对拉美七国制成品出口技术结构的计算及分析结果,整体来看拉美对我国低技术和高技术制造业依赖度较高,中国低技术制造业较其他三类制造业对巴西、智利、哥伦比亚、秘鲁市场渗透能力更强。

表2 中国对拉美七国四类制造业出口密集度

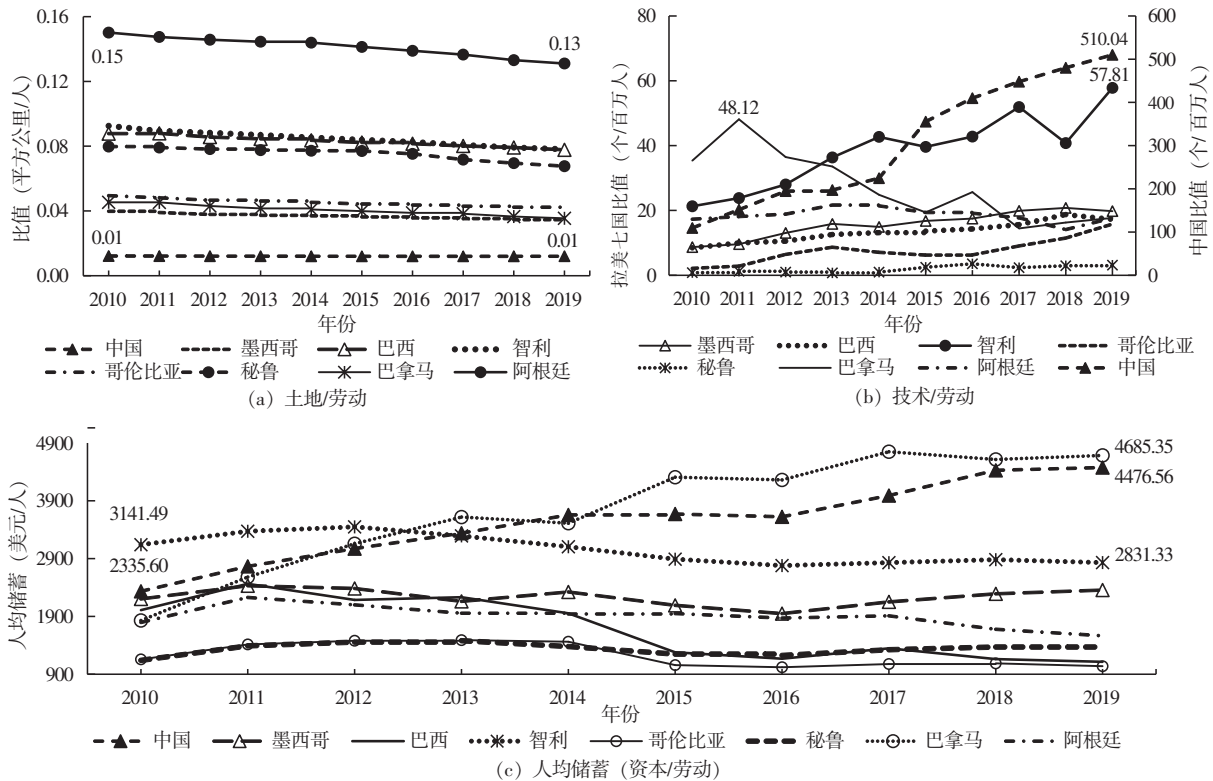
制成品类型	年份	墨西哥	巴西	智利	哥伦比亚	秘鲁	巴拿马	阿根廷
资源密集型	2010	0.44	0.55	0.32	0.65	0.59	1.89	0.60
	2011	0.39	0.56	0.33	0.57	0.54	2.67	0.45
	2012	0.41	0.57	0.33	0.50	0.55	0.98	0.54
	2013	0.44	0.61	0.35	0.46	0.48	1.18	0.54
	2014	0.50	0.58	0.36	0.39	0.51	1.24	0.63
	2015	0.57	0.63	0.40	0.39	0.55	0.74	0.63
	2016	0.59	0.70	0.42	0.42	0.57	0.66	0.67
	2017	0.55	0.57	0.37	0.38	0.48	0.82	0.68
	2018	0.55	0.58	0.43	0.42	0.45		0.62
	2019	0.54	0.58	0.41	0.43	0.47		0.70
低技术	2010	1.35	2.69	3.54	2.19	2.33	1.18	1.68
	2011	1.50	2.91	3.73	2.27	2.48	1.29	1.74
	2012	1.62	2.88	3.75	2.44	2.50	1.21	1.67
	2013	1.67	2.98	3.49	2.37	2.65	1.32	1.65
	2014	1.80	3.05	3.37	2.58	2.51	1.19	1.62
	2015	1.73	2.98	2.95	2.61	2.33	1.32	1.54
	2016	1.58	2.93	3.03	2.60	2.44	1.36	1.71
	2017	1.41	3.00	3.01	2.62	2.53	1.50	1.73
	2018	1.42	2.65	2.99	2.54	2.34		1.67
	2019	1.42	2.19	2.81	2.52	2.31		1.53
中等技术	2010	0.66	0.91	0.70	0.95	1.00	1.42	0.71
	2011	0.63	0.93	0.74	1.00	0.96	1.20	0.71
	2012	0.65	0.93	0.76	0.94	0.91	1.47	0.70
	2013	0.67	0.93	0.76	1.05	0.91	1.29	0.71
	2014	0.71	0.99	0.76	0.98	0.91	1.22	0.89
	2015	0.76	0.95	0.72	1.02	0.93	1.48	0.79
	2016	0.74	0.87	0.67	1.02	0.86	1.69	0.76
	2017	0.82	0.98	0.74	0.96	0.95	1.10	0.73
	2018	0.87	1.00	0.76	0.93	1.02		0.77
	2019	0.91	1.07	0.85	0.97	1.01		0.78
高技术	2010	1.89	1.71	1.32	1.07	1.40	0.13	1.96
	2011	1.86	1.74	1.38	0.99	1.54	0.13	2.41
	2012	1.80	1.64	1.05	1.12	1.42	0.21	2.40
	2013	1.87	1.60	1.11	1.08	1.37	0.24	2.66
	2014	1.82	1.47	1.03	1.13	1.35	0.31	2.06
	2015	1.64	1.31	1.02	1.05	1.15	0.33	1.93
	2016	1.74	1.46	0.94	1.09	1.27	0.46	1.82
	2017	1.86	1.57	1.08	1.19	1.46	0.67	1.91
	2018	1.79	1.57	1.14	1.16	1.47		2.19
	2019	1.68	1.62	1.15	1.14	1.28		2.03

注：数据来自 UN Comtrade Database, 其中 2018 年、2019 年巴拿马自世界进口数据缺失, 因此分析中不包含这两年中国对巴拿马各产业出口密集度。

(三) 中拉要素禀赋差异

国家间要素禀赋差异引起各国产品生产的比较优势存在差异, 而一国要素结构并非一成不变, 国家政策制度、国际资本流动等因素将改变一国生产要素结构, 进而使国家生产产品的比较优势发生变化, 从而调整和改变一国产业结构、贸易结构。参考杨高举和黄先海(2014)、伍德(2017), 选取一国土地面积、劳动力总量、专利授权总量分别衡量国家自然资源、劳动要素、技术要素, 通过计算另外两种要素同劳动要素之比、资本劳动比考察中国和拉美七国在 2010—2019 年间生产要素结构变化情况, 借鉴余剑和谷克鉴(2005)的做法采用人均储蓄衡量资本劳动比, 计算结果呈现于图 2。下面结合图 2 进行分析, 从其他三种要素同劳动力数量相比的要素结构来看, 中国和拉美七国要素禀赋存在较大差异; 十年间中国土地劳动比始终低于拉美七国; 10 年间中国技术劳动比呈上升趋势、近年来增势平稳, 且始终高于拉美七国, 与拉美七国差距较大; 2010—2019 年中国和拉美七国中资本劳动比总体呈上升走势的有中国和巴拿马, 智利资本劳动比前期高于中国, 但在 2013 年开始下降, 被中国反超, 后期则动态变化不大, 巴拿马资本劳动比前期低于中国, 后反超中国, 但始终未同中国拉开较大差距, 十年间中国资本劳动比始终位于墨西哥、巴西、哥伦比亚、秘鲁和阿根廷之上, 且差距总体呈扩大趋势; 综合来看, 2010—2019 年中国的生产要素结构在不断调整优化。可大致推断

中国相较于拉美七国在技术密集型产品生产中应具备比较优势,拉美七国相较于中国在资源密集型产品生产中应具备比较优势,中国相较于部分拉美国家(如墨西哥、巴西等)在资本密集型产品生产中应具备比较优势。这一推断与中拉制成品出口结构乃至进出口贸易结构现状相互印证。



国家土地面积、劳动力总量、人均储蓄(总储蓄/人口总量)数据取自世界银行世界发展指标(WDI)数据库, 专利授权总量数据取自世界知识产权组织(WIPO)数据库

图2 2010—2019年中国和拉美七国生产要素结构

四、模型构建与数据选取

(一) 扩展引力模型构建

参考张春宇等(2017)⁴⁹⁻⁵⁶、孙玉红等(2021)⁶⁶⁻⁶⁷、周冲和周东阳(2020),本文基于贸易引力模型设定如下实证分析模型:

$$\ln EX_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{jt} + \beta_2 GDP_BFCY_{ijt} + \beta_3 \ln MF_{it} + \beta_4 FTA_{ijt} \times \ln MF_{it} + \beta_5 \ln OFDI_{jt} + u_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中: i, j 分别代表中国和拉美国家; t 代表年份;基于出口总量视角作实证分析时, EX_{ijt} 代表 t 年中国对 j 国货物出口贸易总额;基于出口产品技术分类视角进行实证分析时, EX_{ijt} 则表示 t 年中国对 j 国各类制成品出口贸易额; GDP_{jt} 代表 j 国 t 年国内生产总值(GDP);借鉴 Orefice 和 Rocha(2014)衡量两国要素禀赋差异所用指标,令 $GDP_BFCY = |\ln(PCGDP_{it}) - \ln(PCGDP_{jt})|$,其中 $PCGDP_{it}$ 、 $PCGDP_{jt}$ 分别代表 t 年中国和拉美 j 国人均 GDP; MF_{it} 代表中国在 t 年的货币自由度,衡量价格稳定性及对价格的控制程度; FTA_{ijt} 反映中国同 j 国在 t 年自由贸易协定生效情况,为简化分析同时能将自贸协定升级考虑在内,做以下设定:如果协定生效取值为1,如果是升级议定书生效取值为2,未签署协定或协定签署未生效取值为0; $FTA_{ijt} \times \ln MF_{it}$ 简称为自贸协定生效情况与中国货币自由度的乘积交互项,将该指标纳入模型中,是因为考虑到中国物价稳定对中国出口至拉美国家的促进作用会通过自贸协定的实施进一步加强,即自贸协定生效情况对中国货币自由度同中国向拉美国家出口的关系有正向调节效应; $OFDI_{jt}$ 为 t 年中国对 j 国直接投资存量在中国 GDP 中所占比重,反映中国对 j 国对外直接投资水平; u_j 代表个体固定效应,用来捕捉异质性,描述拉美进口国不随时间变化的因素对自中国

进口额的影响,即不同拉美进口国拥有不同的截距项; ε_{ijt} 代表随机扰动项,独立同分布且与 u_j 不相关。由于样本国家集中在拉美区域,同我国地理距离差异性较小。因此模型构建中未考虑该因素。

(二)使用数据说明

基于模型实证分析所需数据的可得性,本文选取2019年拉美国家自中国货物进口排在前22位的国家(据国家统计局数据)中的16个国家(阿根廷、玻利维亚、巴西、智利、哥伦比亚、哥斯达黎加、古巴、多米尼加、厄瓜多尔、牙买加、墨西哥、巴拿马、秘鲁、特立尼达和多巴哥、乌拉圭和委内瑞拉)2010—2019年的数据纳入回归分析样本中,最终得到观测值为160的面板数据。据国家统计局数据,样本期间内中国对这十六国货物出口额占中国对拉丁美洲货物出口总额均超过92%,可以较好地代表中国对拉美出口特征。

实证分析贸易额数据来自UN Comtrade database,解释变量相关说明见表3。模型回归前需将数据中的名义值转换为实际值,以剔除价格因素的影响,模型中涉及的GDP和人均GDP数据均为基期是2015年的实际值,贸易额和对外直接投资存量原始数据均以现价美元度量,取国家统计局发布的居民消费价格指数(1978=100,即1978年该指数取值为100)和固定资产投资价格指数(1990=100,即1990年该指数取值为100),借鉴英国工业生产指数的不同基期指数衔接方法(刘亮,2000),计算2015年为基期的居民消费价格指数和固定资产投资价格指数,利用两种价格指数分别获取贸易额、对外直接投资存量实际值。

表3 解释变量预期符号、数据来源及说明

解释变量	预期符号	说明	数据来源
$\ln GDP_{jt}$	+	值越大,说明出口对象国经济发展综合水平越高,进口额会增加,进而自中国进口商品增加	联合国贸易和发展会议(UNCTAD)数据库
GDP_BFCY	+	值越大,代表贸易双方所拥有的要素禀赋差异越大,依据要素禀赋理论,会促进双方贸易。因此会促进中国对拉美国家出口	按公式计算,其中人均GDP数据来自UNCTAD数据库
$\ln MF_{it}$	+	值越大,表示中国物价越稳定,对价格的控制程度越低,越有利于出口	美国传统基金会和华尔街日报联合发布的Index of Economic Freedom
$FTA_{ijt} \times \ln MF_{it}$	+	中国物价稳定对中国出口至拉美国家的促进作用会通过自由贸易协定的实施进一步增强	自由贸易协定生效情况来自中国自由贸易区服务网
$\ln OFDI_{jt}$	+	反映中国对j国t年直接投资水平,依据对外直接投资的贸易互补理论,对外直接投资增加最终会带来贸易额提升,即母国对东道国出口会上升	对外直接投资存量数据来自《2018年度中国对外直接投资统计公报》《2019年度中国对外直接投资统计公报》; GDP数据来自UNCTAD数据库

五、基于出口总量视角的实证结果分析

(一)多重共线性检验

全文实证分析均使用stata16.0软件,解释变量多重共线性检验结果见表4,解释变量的方差膨胀因子VIF取值都在1附近,平均膨胀因子为1.19,容许度1/VIF较高,有的甚至接近于1,故回归模型受多重共线性的影响较小。

表4 方差膨胀因子

变量	$\ln GDP_{jt}$	$\ln OFDI_{jt}$	GDP_BFCY	$FTA_{ijt} \times \ln MF_{it}$	$\ln MF_{it}$
VIF	1.46	1.31	1.17	1.01	1.00

(二)模型的选择

对于模型(2),首先检验是否存在 u_j ,最小二乘虚拟变量模型(least square dummy variable model, LSDV)回归结果显示部分个体虚拟变量相应的P值小于0.01,通过1%显著性检验,加入 u_j 合理。选用固定效应模型(FE模型)还是随机效应模型(RE模型)仍需检验,豪斯曼检验不适用于异方差情形,故参考Wooldridge(2010)和陈强(2014)作以下辅助回归:

$$Y_{ijt} - \hat{\theta} \bar{Y}_{ij} = \left(X_{ijt} - \hat{\theta} \bar{X}_{ij} \right)' \beta + \left(X_{ijt} - \bar{X}_{ij} \right)' \gamma + \left[\left(1 - \hat{\theta} \right) u_j + \left(\varepsilon_{ijt} - \hat{\theta} \bar{\varepsilon}_{ij} \right) \right] \quad (3)$$

其中: Y_{ijt} 代表被解释变量,对时间求平均得到 $\bar{Y}_{ij}$ (下同); X_{ijt} 代表解释变量所组成向量; β 、 γ 为待估参数向量; $\hat{\theta}$ 取自随机效应模型回归结果。该检验原假设为 $\gamma = 0$,拒绝原假设即拒绝随机效应。检验统计量对应的P值为0.0000,在1%显著性水平拒绝原假设,故采用FE模型对该样本进行估计是合理的。

(三)模型实证分析结果

回归分析结果见表 5,据表中第 2 列, $\rho = 0.946$,说明复合扰动项中个体效应 u_j 占据主导地位,进一步验证使用 FE 回归的合理性, F 统计量对应的 P 值概率较小,表示模型整体拟合程度较好;拉美国家 GDP 对中国出口产生正向影响,通过 1% 水平的显著性检验,固定其他因素,拉美国家 GDP 增加 1% 带来中国向拉美国家出口增加 1.346%,表明拉美经济发展水平提升对中国出口的拉动作用较大; GDP_BFCY 同中国向拉美国家出口额在 5% 显著性水平呈正相关关系,中拉要素禀赋差异越大,中国对拉美地区出口总量会增多,反映近年来中国对拉美出口增长部分源于要素禀赋差异性。因此中拉贸易仍以产业间贸易为主;中国货币自由度同中国对拉美出口总量在 1% 显著性水平呈高度正相关关系,弹性系数为 3.288,该指标衡量一国价格稳定性及对价格的控制程度,中国的物价稳定程度会对出口产生较强的影响,而我国充分发挥市场在资源配置中决定性作用将会对出口产生积极的促进效果;自贸协定生效情况与中国货币自由度乘积交互项对中国向拉美出口的影响不显著,未通过 10% 水平的显著性检验,但回归系数大于 0,影响不显著的原因可能是同中国签署自贸协定的拉美国家数量较少,自贸协定覆盖范围有待扩大,落实零关税产品的过程是循序渐进的并非一步到位,回归结果表明当前中国与拉美国家已生效的自由贸易协定所发挥的作用仍然有限,更加凸显对协定实施情况适时评估、不断完善自贸协定内容、加快谈判进程的重要性;固定其他因素,中国对拉美的对外直接投资水平每增加 1% 将显著带来中国向拉美出口额增加 0.049%,带动作用较小,可能同中国对研究样本中的拉美国家直接投资额较小有关,据《2019 年度中国对外直接投资统计公报》,2019 年末中国对样本中拉美国家直接投资存量共 172.3 亿美元,占我国对外直接投资存量 0.78%。

为考察估计结果的稳健性,RE 回归结果也在表 5 中列出,此外采用 t 年中国对拉美 j 国对外直接投资存量 ($OFDIC_{jt}$) (数据来源见表 3) 替换 $OFDI_{jt}$ 进一步考察估计结果稳健性情况。观察表 5 的第 2 和第 3 列,解释变量系数估计结果的符号一致且均符合预期,除 $FTA_{ijt} \times \ln MF_{it}$ 之外其余解释变量在 5% 显著性水平上均统计显著;接下来对比解释变量 $\ln OFDI_{jt}$ 更换为 $\ln OFDIC_{jt}$ 之后的回归结果变化情况,解释变量系数估计值变动很小,显著性大致相同,模型估计有较强稳健性。

表 5 中拉基于出口总量的回归结果

变量或统计量	FE	RE	FE	RE
$\ln GDP_{jt}$	1.346*** (0.433)	1.109*** (0.263)	1.324** (0.448)	1.098*** (0.268)
GDP_BFCY	0.477** (0.204)	0.487** (0.190)	0.475** (0.199)	0.488*** (0.184)
$\ln MF_{it}$	3.288*** (0.834)	3.145*** (0.939)	3.366*** (0.837)	3.238*** (0.931)
$FTA_{ijt} \times \ln MF_{it}$	0.016 (0.023)	0.033** (0.014)	0.015 (0.023)	0.031** (0.014)
$\ln OFDI_{jt}$	0.049** (0.021)	0.048** (0.023)		
$\ln OFDIC_{jt}$			0.042** (0.018)	0.042** (0.019)
常数项	-26.255** (11.490)	-19.610** (7.938)	-27.345** (11.803)	-21.065*** (7.948)
P 值 (F 或 $Wald\chi^2$)	0.0002	0.0000	0.0002	0.0000
ρ	0.946	0.916	0.943	0.915

注:括号内数字为聚类稳健标准误;*、**、***分别代表通过 10%、5%、1% 水平显著性检验。

六、基于出口产品技术分类视角的实证结果分析

(一)模型的选择

各影响因素对不同技术水平产品出口的作用效果可能存在差异,故下面将深入探析中国对拉美不同技术水平制造业产品——资源密集型、低技术、中等技术和高技术制成品——出口的主要影响因素。首先须明确选择混合回归、FE、RE 三种模型中的哪种更加合适,检验方法同上,结果见表 6,据检验结果实证研究资源密集型制成品出口影响因素选用 RE 模型、研究另外三类制成品出口影响因素选用 FE 模型。

表 6 各类制成品出口模型检验结果

原假设	资源密集型制成品	低技术制成品	中等技术制成品	高技术制成品
不存在个体效应(LSDV 法)	拒绝	拒绝	拒绝	拒绝
$\gamma = 0$	接受	拒绝	拒绝	拒绝

注:四类产品对应模型 LSDV 法检验结果中部分或所有个体虚拟变量相应 P 值小于 0.05 或 0.01;四类产品相应的 FE 和 RE 模型选择检验统计量对应 P 值分别为 0.5301、0.0000、0.0101、0.0474,故除资源密集型制成品的 FE、RE 模型选择检验接受原假设以外其余均在 5% 显著性水平上拒绝原假设。

(二)模型参数估计结果

为考察估计结果稳健性,将 FE 和 RE 回归结果在表 7 和表 8 中全部列出。据 RE(资源密集型制成品出

口)、FE(另外三类制成品出口)回归结果(即表7中第三列、第四列和表8中第二列、第四列,下同), ρ 都超过0.94,说明复合扰动项中 u_j 占据主导地位,更加印证加入 u_j 回归的合理性, χ^2 或 F 统计量对应的 P 值概率都很小,表示模型整体拟合程度均较好。下面对RE(资源密集型制成品出口)、FE(另外三类制成品出口)模型实证结果做深入对比分析。

对于不同技术水平的出口产品,拉美国家GDP的增加和中国货币自由度的提高均能显著拉动中国对拉美出口增长。拉美GDP对中国向拉美出口高技术制成品影响的弹性系数最高,中等技术制成品紧随其后,中国的货币自由度对中国向拉美出口低技术制成品影响的弹性系数最高,表明拉美地区经济发展水平越高的国家更倾向于多进口包含高技能的复杂技术制成品,而物价稳定对于我国对拉美的低技术制成品出口而言更为重要,这可能同低技术制成品技术含量较低,易于学习和生产,竞争方式主要依赖价格竞争有关,并且我国低技术制造业存在设计、品牌运营和营销管理上的不足(段敏芳和左爽,2021),致使价格因素对中国低技术制成品出口的影响作用相较于其他类别制成品更大。

中拉要素禀赋差异对资源密集型、中等技术制成品出口正向影响不显著,对低技术、高技术制成品出口正向影响分别通过5%、10%的显著性检验。拉美地区自然资源丰富,对我国出口主要集中在初级产品和资源密集型制成品,中国生产要素结构逐渐调整优化、技术水平不断提升,拉美自我国进口主要集中在工业制成品,而且自我国进口中资源密集型制成品占比较低,中拉要素禀赋较大的差异性使中拉贸易结构呈现出单一性;拉美众多国家竞争力向资源密集型产品发展,2015年拉美十八国资源密集型、中等技术制成品出口占总出口比重分别为19.18%、30.11%(孔帅等,2019)^{[21][24]},许多拉美国家的生产集中在初级产品、资源密集型产品和中等技术制成品领域,这可能是中拉要素禀赋差异对这两种产品出口作用效果不显著的主要原因,同时也是拉美对我国资源密集型和中等技术制造业依赖度较低的重要原因。

FTA_{ijt} 与 $\ln MF_{it}$ 乘积的交互项同中国对拉美的资源密集型制成品出口在5%显著性水平上呈正相关关系,同其他类型产品出口正相关关系均不显著,这使得此乘积交互项对中国向拉美国家出口总规模的影响不显著。结果表明中国物价稳定对资源密集型制成品出口至拉美国家的促进作用会通过自由贸易协定的实施进一步加强。据中国自由贸易区服务网,中哥自贸协定2011年生效后产品立即降至零关税的占哥斯达黎加总税目的62.9%,哥方五年、十年和十五年内降至零关税产品占比分别为4%、21.5%和2.5%,保持最惠国关税的占比8.9%,查阅《中国-哥斯达黎加自由贸易协定》附件中的哥方关税减让表发现,五年、十年和十五年内降至零关税的产品中低技术、中等技术、高技术制成品居多;中秘自贸协定生效后秘方五年和十年内降至零关税产品在秘鲁总税目中占比分别为12.94%和14.35%,不做关税减让的占8.05%;截至2015年1月1日,中智自贸协定货物贸易的降税进程已完成。许多低技术、中等技术、高技术制成品并非是在自由贸易协定生效后立即采取零关税而是分阶段降低关税,保障出口市场不受到猛烈冲击,并且同中国签署自贸协定的拉美国家数量仍然较少,这可能是 FTA_{ijt} 和 $\ln MF_{it}$ 乘积交互项与这三类产品出口正相关关系均不显著的主要原因。

对于四类制成品出口,中国向拉美国家对外直接投资水平平均产生正向影响,但对资源密集型制成品出口的作用效果不显著。下面对该结果做出解释,研究样本中的拉美国家矿产资源丰富,一些国家或林业资源、或水资源、渔业资源、或土地资源等其他自然资源丰富,吸引大量外资流入,中国对拉美直接投资涵盖农业、采矿业、基础设施、能源开发、制造业、金融等领域。墨西哥、巴西、智利、哥伦比亚、秘鲁、巴拿马和阿根廷相较于中国在资源密集型产品生产具备比较优势,总体而言相较于部分拉美国家,我国在资本密集型产业、复杂技术制造业具备比较优势,据Kojima互补效应模型拓展,国际直接投资既是货币资本转移也是技术、知识资本等转移,母国借对外直接投资转移比较劣势产业,投资东道国比较优势产业,资本溢出效应和技术扩散使东道国比较优势和比较劣势产业受益扩张,最终带来贸易额上升(康振宇,2017)。中国主要对拉美地区国家具备比较优势的产业(如能源开发等)进行投资,提高了当地比较优势部门产能,同时也会令当地比较劣势部门获得扩张,中国将一些比较劣势产业转移出去,释放的生产要素便有机会流向比较优势产业,如资本密集型产业、复杂技术制造业,比较优势部门生产能力得以提升,从而增加对拉美国家出口规模。因此中国向拉美国家直接投资水平对资源密集型制成品出口的作用效果不显著。

观察表7和表8,中国对拉美不同技术产品类别制成品出口的解释变量系数估计值符号一致且均符合预期,FE、RE两种模型系数估计值相差较小,模型估计结果具有较强稳健性。

表 7 中拉简单技术制成品出口回归结果

变量或统计量	资源密集型制成品出口		低技术制成品出口	
	FE	RE	FE	RE
$\ln GDP_{jt}$	0.612*(0.341)	0.693*** (0.245)	1.272** (0.440)	1.043*** (0.282)
GDP_BFCY	0.230(0.228)	0.215(0.216)	0.584** (0.231)	0.587*** (0.209)
$\ln MF_{it}$	2.343*** (0.746)	2.393*** (0.785)	4.366*** (1.014)	4.216*** (1.130)
$FTA_{ijt} \times \ln MF_{it}$	0.041* (0.022)	0.039** (0.015)	0.011 (0.029)	0.035* (0.020)
$\ln OFDI_{jt}$	0.022 (0.019)	0.022 (0.019)	0.051* (0.025)	0.049* (0.026)
常数项	-5.949 (6.589)	-8.222** (4.169)	-30.206*** (10.089)	-23.772*** (6.816)
P 值 (F 或 $Wald\chi^2$)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ρ	0.934	0.943	0.947	0.926

注:括号内数字为聚类稳健标准误;*、**、***分别代表通过10%、5%、1%水平显著性检验。

表 8 中拉复杂技术制成品出口回归结果

变量或统计量	中等技术制成品出口		高技术制成品出口	
	FE	RE	FE	RE
$\ln GDP_{jt}$	1.566** (0.531)	1.077*** (0.238)	1.861*** (0.132)	1.437*** (0.158)
GDP_BFCY	0.373 (0.232)	0.400* (0.210)	0.525* (0.255)	0.546** (0.245)
$\ln MF_{it}$	3.111*** (0.989)	2.826** (1.170)	2.088* (0.983)	1.833* (1.093)
$FTA_{ijt} \times \ln MF_{it}$	0.003 (0.027)	0.029** (0.012)	0.035 (0.045)	0.057 (0.044)
$\ln OFDI_{jt}$	0.065** (0.024)	0.062** (0.027)	0.087** (0.036)	0.083** (0.038)
常数项	-31.955* (15.053)	-18.286** (9.089)	-35.657*** (5.953)	-23.793*** (7.573)
P 值 (F 或 $Wald\chi^2$)	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
ρ	0.948	0.839	0.966	0.896

注:括号内数字为聚类稳健标准误;*、**、***分别代表通过10%、5%、1%水平显著性检验。

(三)稳健性检验

同样将 $OFDI_{jt}$ 替换为 $OFDIC_{jt}$ 做进一步的稳健性检验,结果列于表9,对比前文RE(资源密集型制成品出口)、FE(另外三类制成品出口)模型回归结果,四类制成品出口模型的解释变量系数估计值符号均未发生变化、大小无较大变动,显著性情况基本无明显改变;横向比较来看,解释变量系数估计值相对大小未发生转变。故模型估计结果具备较强稳健性,回归结果较为可靠。

表 9 稳健性检验结果

变量或统计量	资源密集型制成品出口	低技术制成品出口	中等技术制成品出口	高技术制成品出口
	RE	FE	FE	FE
$\ln GDP_{jt}$	0.687*** (0.246)	1.248** (0.449)	1.536** (0.552)	1.815*** (0.167)
GDP_BFCY	0.216 (0.214)	0.582** (0.229)	0.373 (0.228)	0.533* (0.252)
$\ln MF_{it}$	2.438*** (0.785)	4.446*** (1.001)	3.218*** (0.995)	2.258** (0.985)
$FTA_{ijt} \times \ln MF_{it}$	0.039** (0.015)	0.010 (0.029)	0.001 (0.028)	0.032 (0.044)
$\ln OFDIC_{jt}$	0.020 (0.016)	0.044* (0.020)	0.056** (0.021)	0.080** (0.033)
常数项	-8.884** (3.984)	-31.348*** (10.184)	-33.403** (15.549)	-37.668*** (6.792)
P 值 (F 或 $Wald\chi^2$)	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000
ρ	0.943	0.945	0.944	0.962

注:括号内数字为聚类稳健标准误;*、**、***分别代表通过10%、5%、1%水平显著性检验。

七、结论及建议

经过出口密集度等指标测算发现,总体来看,2010—2019年拉美自中国进口中资源密集型制成品占比较低;拉美对我国资源密集型和中等技术制造业依赖度较低,前者较后者更低,整体来看拉美对我国低技术和高技术制造业依赖度较高,中国低技术制造业较其他三类制造业对巴西、智利、哥伦比亚、秘鲁市场渗透能力更强。从自然资源、资本、技术三种要素同劳动力数量相比的要素结构来看,中国同墨西哥、巴西、智利、哥伦比亚、秘鲁、巴拿马、阿根廷七国要素禀赋存在较大差异。之后通过构建扩展引力模型对这十年间中国与拉美十六国的数据样本进行回归分析,分别基于总量视角和结构视角探析中国对拉美出口的主要影响因素,

最终得出以下主要结论：

拉美国家GDP、中拉要素禀赋差异、中国货币自由度、中国对拉美直接投资水平均对中国向拉美地区出口产生显著促进作用,自贸协定生效情况与中国货币自由度的乘积交互项对中国向拉美出口的影响不显著。

拉美国家GDP的增加和中国货币自由度的提升均能显著拉动中国对拉美不同技术水平制成品出口的增长,拉美地区经济发展水平越高的国家更倾向于多进口包含高技能的复杂技术制成品,而物价稳定对我国向拉美出口低技术制成品更为重要;中拉要素禀赋差异对资源密集型 and 中等技术制成品出口的正向影响不显著,对低技术和高技术制成品出口的正向影响通过10%的显著性检验;中国物价稳定对资源密集型制成品出口至拉美国家的促进作用会通过自贸协定的实施进一步加强;对于四类制成品出口,中国对拉美国家的直接投资水平平均产生正向影响,但对资源密集型制成品出口的作用效果不显著。

在我国加快构建国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局及“一带一路”建设已经进入高质量发展阶段背景下,为实现中拉出口贸易结构优化升级,推动中国产业结构调整升级,促进拉美地区经济更快发展,提出以下对策建议:

第一,对于我国的资源密集型产品制造业,可适当地将一部分生产转移至在此类制造业具有比较优势或潜在比较优势的拉美国家。在低技术制造业着力打造中国的品牌优势,注重产品质量,改善营销管理模式,努力向产品价值链上游转移。政府可以通过产业政策、贸易政策等对相应制造业企业提供支持和引导。此外投资拉美地区的中国企业应严格遵守当地有关标准规则,如劳工标准、环境标准,关注企业生产运营效益的同时关注对当地的社会影响,重视为当地带来就业机会、保护当地环境、提升企业透明度等。

第二,以共建“一带一路”为契机,在增强中拉基础设施等领域互联互通的同时,应加强中拉电子商务领域的合作,企业可以选择搭建合适的跨境电子商务平台、不断完善商品供应系统,了解并满足消费者的个性化、多样化需求。

第三,积极加快中国-巴拿马自由贸易区、中国-秘鲁自贸协定升级谈判进程,争取早日取得实质性进展、圆满完成谈判进程,正在研究中的中国-哥伦比亚自由贸易区争取早日启动谈判进程,对已生效的中-秘自由贸易协定、中-哥自由贸易协定和中-智自贸区升级协定的实施情况进行观察和评估,并不断改善和优化,逐步拓展拉美市场。

第四,中国从事对拉出口的企业应充分利用好自贸协定中各项优惠措施,最大限度降低出口成本,在激烈的市场竞争中占据更加有利位置,同时应加大创新研发力度,促进产学研深度融合,重视培育高级要素,生产出更多具备高附加值的产品,提高产品国际竞争水平。推动互联网、人工智能、大数据、云计算等同实体经济深度融合,创新生产模式,从而形成更加稳定的产业格局,实现出口产品种类多样化、出口市场多元化、出口贸易结构升级化。

参考文献

- [1] (英)阿德里安·伍德, 2017. 世界各国结构转型差异(1985—2015): 模式、原因和寓意[J]. 经济科学, (1): 5-31.
- [2] 陈强, 2014. 高级计量经济学及Stata应用[M]. 2版. 北京: 高等教育出版社, 257-270.
- [3] 董月洁, 2019. 中国对拉美主要国家出口贸易潜力分析[D]. 广州: 广东外语外贸大学.
- [4] 段敏芳, 左爽, 2021. 中国制造业国际竞争者识别[J]. 统计与决策, 37(2): 168-171.
- [5] 黄繁华, 张湘莎, 2012. 中国对拉美地区贸易出口特征和潜力研究[J]. 世界经济与政治论坛, (6): 45-58.
- [6] 江时学, 2018. 构建中国与拉美命运共同体路径思考[J]. 国际问题研究, (2): 30-42, 131-132.
- [7] 康振宇, 2017. 全球价值链下中国对外直接投资的贸易效应[M]. 北京: 知识产权出版社, 40-47.
- [8] 孔帅, 程闻硕, 魏爱臣, 2019. 中国和拉美在出口贸易领域的竞争与合作[J]. 国际经济合作, (4): 115-129.
- [9] 刘春鹏, 2017. 中国与拉美国家农产品贸易波动成因分析[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 16(4): 132-140.
- [10] 刘亮, 2000. 工业生产指数理论·编制·实践[M]. 北京: 中国统计出版社, 350-351.
- [11] 马文秀, 孟彤, 2018. 中国对拉美新兴市场工业制成品出口竞争力及潜力研究[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版), 43(2): 92-102.
- [12] 宋海英, 胡冰川, 2019. 经贸摩擦背景下中国与拉美农产品贸易分析[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 18(5): 96-103.
- [13] 孙玉红, 赵玲玉, 周双燕, 2021. 自由贸易协定深度对中国服务贸易出口的影响研究[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), (2): 59-76.
- [14] 吴丹, 吴野, 2020. 贸易便利化对中国从“一带一路”国家进口的影响——基于贸易引力模型的实证分析[J]. 工业技

- 术经济, 39(2): 73-81.
- [15] 杨高举, 黄先海, 2014. 中国会陷入比较优势陷阱吗?[J]. 管理世界, 30(5): 5-22.
- [16] 余剑, 谷克鉴, 2005. 开放条件下的要素供给优势转化与产业贸易结构变革——基于比较优势战略的中国改革开放实践的考察[J]. 国际贸易问题, (11): 5-11.
- [17] 张彬, 余稳策, 2021. 中国高技术制造业对越南贸易关系演变——基于分工视角的检验[J]. 国际贸易, (2): 38-46.
- [18] 张春宇, 卫士加, 朱鹤, 2017. 中国在拉美的直接投资对中拉双边贸易的影响[J]. 拉丁美洲研究, 39(1): 41-59, 155.
- [19] 周冲, 周东阳, 2020. “一带一路”背景下中国与拉美国家贸易潜力研究——基于引力模型的实证分析[J]. 工业技术经济, 39(4): 63-71.
- [20] LALL S, 2000. The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985—1998[J]. Oxford Development Studies, 28(3): 337-369.
- [21] NARINS T P, 2018. Chinese trade in Latin America compared to the European Union and the United States: The case of technology-intensive exports[J]. The Professional Geographer, 70(2): 218-229.
- [22] OREFICE G, ROCHA N, 2014. Deep integration and production networks: An empirical analysis[J]. World Economy, 37(1): 106-136.
- [23] WOOLDRIDGE J M, 2010. Econometric analysis of cross section and panel data[M]. 2nd ed. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

Empirical Analysis of the Influencing Factors of China's Export Trade to Latin American Countries: Based on the Perspective of Total and Technology Structure

Zhao Guohua, Zhao Ziwei

(Business College, Hebei Normal University, Shijiazhuang 050024, China)

Abstract: Firstly, China's export density of four kinds of manufactured products to seven countries in Latin America and so on were calculated to analyze the export structure of China's manufactured products to Latin America. In order to explore the deep-seated reasons behind the export structure of China's manufactured products to Latin America, the changes of production factors' structure in China and seven Latin American countries were investigated to deeply analyze the factor endowment differences between China and Latin America. Secondly, the extended gravity model was built to analyze the main influencing factors of China's merchandise exports to Latin America from the perspective of aggregation and technology structure respectively. The results show that Latin American country's GDP, the difference in factor endowments between China and Latin America, China's monetary freedom, and the level of China's direct investment in Latin America all significantly promote China's total exports to Latin America, and the effects of each influencing factor on exports of manufactured products with different types of technology are different. In order to achieve the optimizing and upgrading of China's export trade structure to Latin America, push forward the adjustment and upgrading of China's industrial structure, and promote faster economic development in Latin America, corresponding countermeasures and suggestions are put forward.

Keywords: free trade agreement; technical structure of export; export density; factor endowment; gravity model; outward foreign direct investment