

中美贸易摩擦下湖北高技术产业发展 影响因素的实证研究

占明珍

(武汉纺织大学 经济学院, 湖北 武汉 430200)

摘要: 2018年以来美国加大对华贸易制裁, 除加征关税外, 还对华高技术产业进行遏制, 在此大背景下, 湖北高技术产业也受到影响。文章采用虚拟变量回归模型进行深入分析, 明确中美贸易摩擦对湖北高技术产业发展的主要影响因素, 基于此, 提出湖北高技术产业发展的“四链联通一集聚”策略, 即搭建政策链、创新链、人才链及产业链, 并形成产业集聚。

关键词: 中美贸易摩擦; 湖北高技术产业; 影响因素; “四链联通一集聚”策略

中图分类号: F202

文献标识码: A

文章编号: 2095-414X(2021)05-0003-07

0 问题的提出与研究简述

随着全球经济一体化, 中国深入参与到全球产业链的分工和协作, 中美间的贸易由顺差走向逆差。为了扭转巨额贸易逆差, 美国采取一系列对华贸易限制政策, 如2017年对华的“301调查”、2018年对华的加征关税等。此外, 美国甚至动用国家力量制裁中国高技术企业, 如中兴通讯、华为、TikTok、微信等。显然, 美国主要是为了封杀《中国制造2025》中重点发展的十大高科技产业, 其真正目的是遏制中国科技超越, 阻碍中国高技术产业发展获得领先优势, 阻碍中国制造业升级进程, 试图长期保持其制造业在全球的垄断优势。在此背景下, 文章以湖北高技术产业为例开展实证研究, 明确影响湖北高技术产业发展的主要因素, 为湖北高技术产业发展提供理论和实践依据, 助推国家破解美国对华高技术领域的围困和阻碍。

中美贸易摩擦一直是国内外研究的热点问题, 国外相关研究较多集中在中美贸易摩擦的影响上, 认为贸易摩擦并不能有效改善美国出口和福利, 对中国贸易、经济发展的冲击也并非预期的那么强烈 (Guo 等, 2017^[1]; Miaojie Yu, 2020^[2]; Shujiro Urata, 2020^[3]; 等)。国内学者一般认为中美贸易摩擦的核心在于美国试图遏制中国科技超越、高技术产业领先及经济崛起, 维持其世界经济霸主地位 (张晓磊等, 2018^[4]; 刘威, 2019^[5]; 曲如晓, 李婧, 2020^[6]; 等)。一般认为中美贸易摩擦对中国高技术产业发展产生了负面影响 (包善良, 2018^[7]; 王霞, 2019^[8]; 刘薇, 张溪, 2019^[9]; 李宏等, 2020^[10]; 汤志伟等, 2020^[11]; 等)。

专门探讨湖北省高技术产业发展的相关研究不多, 多为全国省域层面的相关研究, 其中涉及湖北, 且主要探讨高技术产业的发展战略、技术效率、R&D效率、自主创新能力、竞争力、产业政策等问题。一些学者从高技术产业园区建设、技术创新、研发效率、要素供给等方面探讨了湖北高技术产业发展的策略 (辜胜阻, 1999^[12]; 赵玉林, 程萍, 2013^[13]; 汪芳, 夏湾, 2019^[14]; 袁茜等, 2019^[15]; 戚湧, 张洪瑜, 2020^[16]; 等)。然而, 关于中美贸易摩擦下湖北高技术产业发展的相关研究尚没有, 对其影响因素的分析更是缺乏, 这使得本文的研究具有重要的意义。

本文余下部分的结构安排为: 第一部分是变量选取与模型构建; 第二部分是模型分析; 第三部分是主要结论及政策建议; 第四部分为研究不足及展望。

1 变量选取与模型构建

1.1 变量的选取

(1) 被解释变量。本研究考察的是中美贸易摩擦环境下湖北高技术产业的影响因素有哪些,因此这里选取湖北省高技术产业产值为被解释变量 Y,见表 1。

(2) 解释变量。中美贸易摩擦是一个经济政策变量,现实中具体表现为加征关税和对华技术出口限制,是一个动态持续发展变化的过程。为了鉴别 2018 年以后中美贸易摩擦加剧给湖北高技术产业带来的冲击,这里考虑设置虚拟变量 D_t,2018 年以前为 0,2018 年以后为 1,其他变量及其测度指标和数据见表 1。

表 1 变量指标及数据

年份	被解释变量		解释变量							
	Y	经济增	劳动力	资本	技术	技术市场	对美外贸	开放	外商投资	高技术产业
		长率	禀赋	条件	创新	化水平	依存度	程度	环境	出口水平
		G	L	I	R	T	E	O	F	H
	湖北高技术 产业产值 （亿元）	湖北 GDP 增长率	湖北城镇 就业人数 （万人）	湖北固定 资产投资 额（亿元）	湖北科技 R&D 人员 数（人）	湖北技术 市场成交 额(亿元)	中国同美 国进出口 额占进出 总额比重	湖北进出 口总额占 湖北 GDP 比重）	湖北外商 企业投资 总额（百万 美元）	湖北高新制 造业产品出 口交货值 （亿元）
2000	619	9.8%	1124	1422	44544	28	15.7%	7.5%	16670	47
2001	783	9.5%	1149	1552	45045	34	15.8%	7.6%	14143	42
2002	937	8.6%	1177	1695	55509	35	15.7%	7.8%	15854	41
2003	1118	12.9%	1211	1884	51901	41	14.8%	8.9%	17676	48
2004	1291	18.4%	1245	2356	48074	46	14.7%	9.9%	22694	60
2005	1618	17.0%	1271	2835	65309	50	14.8%	11.3%	25780	85
2006	2093	15.6%	1297	3573	62616	44	14.9%	12.3%	28000	176
2007	2598	22.5%	1322	4534	67902	52	13.8%	12.1%	31345	205
2008	3352	21.4%	1337	5799	73042	63	12.9%	12.7%	34030	279
2009	4062	14.4%	1357	8212	131680	77	13.5%	9.1%	37700	251
2010	5384	23.2%	1383	10803	142683	91	12.9%	11.0%	42864	374
2011	7528	23.0%	1413	12935	166357	126	12.2%	11.0%	51896	622
2012	9657	13.3%	1431	16504	185703	196	12.5%	9.1%	58274	866
2013	11853	11.4%	1438	20754	205172	398	12.5%	9.1%	65357	959
2014	14161	10.4%	1438	25002	218094	581	12.9%	9.7%	77671	1169
2015	17188	7.9%	1935	29191	220977	789	14.1%	9.6%	89231	15503
2016	20250	10.5%	2074	29504	218322	904	14.2%	8.0%	99316	1414
2017	20886	8.6%	2086	31873	235263	1033	14.2%	8.8%	115103	19191
2018	23893	18.4%	2088	35379	257427	1204	13.7%	8.3%	142275	1289

资料来源:中国统计年鉴、湖北统计年鉴、中国高技术产业统计年鉴、CSMAR 统计数据库等。

1.2 模型构建

本文研究的是中美贸易摩擦下湖北高技术产业发展的影响因素,从本质上来讲,仍属于经济增长问题,可以通过生产函数来计量。这里借鉴 Cobb-Douglas 生产函数形式构建基础模型。显然,湖北高技术产业发展除了劳动、资本投入要素外,还受到其他因素的影响,如湖北技术创新水平、技术市场化水平、外商投资环境、高技术产业出口水平等,于是将这些因素纳入模型,其形式拓展为:

$$Y = AL^{\beta_2} I^{\beta_3} R^{\beta_4} T^{\beta_5} F^{\beta_8} H^{\beta_9} \quad (1)$$

为了消除量纲的影响,式(1)两边取对数得到:

$$\text{LNY} = \alpha + \beta_2 \text{LNL} + \beta_3 \text{LNI} + \beta_4 \text{LNR} + \beta_5 \text{LNT} + \beta_8 \text{LNF} + \beta_9 \text{LNH} \quad (2)$$

这里参考毛日昇(2009)^[17]、陈昊(2011)^[18]、刘志中和吴墨馨(2020)^[19]的研究,考虑到还有中美贸

易摩擦、湖北经济增长率、中国对美外贸依存度、湖北开放度等因素的影响，并将其加入式（2），得到多元非线性回归模型一（见式（3））：

$$LNY = \alpha + \lambda D_t + \beta_1 G + \beta_2 LNL + \beta_3 LNI + \beta_4 LNR + \beta_5 LNT + \beta_6 E + \beta_7 O + \beta_8 LNF + \beta_9 LNH + \varepsilon_i \tag{3}$$

其中，Y 为被解释变量，其他为解释变量。 α 为常数，当 t 为 2000–2017 年时， $D_t=0$ ，表示没有激烈严重中美贸易摩擦；当 t 为 2018 年时， $D_t=1$ ，表示发生了激烈严重中美贸易摩擦。G 表示湖北经济增长率，LNL 表示湖北劳动力禀赋，LNI 表示湖北资本条件，LNR 表示湖北技术创新水平，LNT 表示湖北技术市场化水平，E 表示中国对美外贸依存度，O 表示湖北开放程度，LNF 表示湖北外商投资环境，LNH 表示湖北高技术产业出口水平。 ε_i 为随机误差项。

2 模型分析

2.1 变量间多重共线性的消除

首先，初步回归发现解释变量间存在多重共线现象。为了确定解释变量之间的相关性，确定哪些变量间存在严重的共线性，这里求出了各个解释变量间的相关系数矩阵，针对性地排除。由表 2 看出，湖北外商投资环境、资本条件、高技术产业出口水平、劳动力禀赋、技术创新及技术市场化水平间存在很强的相关性，这里采取对变量进行合并来消除共线性的影响，然后再进行回归分析。

表 2 解释变量间的相关系数矩阵										
	LNF	LNI	LNH	LNL	LNR	LNT	O	G	E	D _t
LNF	1	0.98	0.91	0.92	0.96	0.96	−0.03	−0.04	−0.61	0.42
LNI	0.98	1	0.92	0.87	0.99	0.95	−0.02	−0.05	−0.69	0.32
LNH	0.91	0.92	1	0.88	0.89	0.9	−0.002	−0.2	−0.51	0.17
LNL	0.92	0.87	0.88	1	0.83	0.93	−0.16	−0.16	−0.32	0.45
LNR	0.96	0.99	0.89	0.83	1	0.93	−0.11	−0.09	−0.69	0.32
LNT	0.96	0.95	0.9	0.93	0.93	1	−0.23	−0.26	−0.46	0.4
O	−0.03	−0.02	−0.002	−0.16	−0.11	−0.23	1	0.73	−0.4	−0.2
G	−0.04	−0.05	−0.2	−0.16	−0.09	−0.26	0.73	1	−0.46	0.18
E	−0.61	−0.69	−0.51	−0.32	−0.69	−0.46	−0.4	−0.46	1	−0.06
D _t	0.42	0.32	0.17	0.45	0.32	0.4	−0.2	0.18	−0.06	1

表 2 得到，湖北资本条件 LNI 与其技术创新 LNR 的相关系数最高（0.99），不能简单地通过删除变量的形式来消除多重共线性的影响，因为两者对湖北高技术产业发展具有重要的影响。于是利用两者间的线性关系，将两个变量变换为另一个变量，令 $I_t=LNI+LNR$ ，再进行回归得到表 3：

表 3 排除 LNR 和 LNI 共线影响的回归结果				
解释变量	系数	标准误差	t 统计量	P 值
D _t	−0.0112	0.1188	−0.0943	0.9269
E	−14.4940	5.2886	−2.7406	0.0228
G	−1.5178	0.9171	−1.6550	0.1323
O	7.2410	2.0442	3.5421	0.0063
I _t	0.4014	0.0755	5.3160	0.0005
LNH	−0.0647	0.0323	−2.0046	0.0760
LNF	−0.0003	0.2488	−0.0014	0.9990
LNL	1.4558	0.3997	3.6417	0.0054
LNT	0.1855	0.0838	2.2136	0.0541
C	−9.4240	2.1162	−4.4532	0.0016
R ² 修正值	0.997	被解释变量标准误差		1.231
F 统计量	761.705	概率（F 统计）		0.000

通过表 3 可以看出,模型依然存在严重的共线性。结合表 2,发现湖北外商投资环境 LNF 与湖北的劳动力禀赋 LNL、资本条件 LNI、技术创新 LNR、技术市场化水平 LNT 及高技术产业出口水平 LNH 具有有较强相关性。在构造新变量 I_1 进行回归后,结果显示,湖北外商投资环境 LNF 变量的 t 统计量依然不显著。这是由于 LNF 代表湖北外商企业投资总额,表明了湖北开放程度,可通过外贸依存度 O 替代,剔除 F 变量,把模型一调整为模型二:

$$LNY = \alpha + \lambda D_t + \beta_1 G + \beta_2 O + \beta_3 I_1 + \beta_4 LNL + \beta_5 LNT + \beta_6 E + \beta_7 LNH + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, $I_1 = LNI + LNR$, I_1 表示湖北资本和科技情况,其他变量解释见前文。

2.2 平稳性检验与协整关系的判断

接下来对 LNY、 D_t 、 G 、 O 、 I_1 、LNL、LNT、 E 、LNH 几个序列进行 ADF 平稳性检验,这里用原始序列分别进行含截距项、含截距项和时间趋势及均无三种情况进行检验,结果显示含截距项和趋势项,以上序列不平稳 (P 值 > 0.05),见表 4。再采用一阶差分作平稳性检验,发现含有截距项的一阶差分序列平稳 (P 值 < 0.001),因此以上序列是 $I(1)$ 阶单整,见表 5。

表 4 模型二变量原始序列的单位根检验结果

方法	统计量	P 值**	截面数	样本数
原假设:单位根 (假定共同单位根过程)				
LLC 统计量	-1.6035	0.0544	8	142
Breitung 统计量	0.8983	0.8155	8	134
原假设:单位根 (假定各截面有不同单位根过程)				
IPS 统计量	-0.7764	0.2188	8	142
ADF-Fisher 卡方值	25.0724	0.0686	8	142
PP-Fisher 卡方值	22.5842	0.1253	8	142

表 5 模型二变量一阶差分序列的单位根检验结果

方法	统计量	P 值**	截面数	样本数
原假设:单位根 (假定共同单位根过程)				
LLC 统计量	-9.3454	0.0000	8	136
原假设:单位根 (假定各截面有不同单位根过程)				
IPS 统计量	-8.8990	0.0000	8	136
ADF-Fisher 卡方值	137.893	0.0000	8	136
PP-Fisher 卡方值	305.807	0.0000	8	136

然后,再判断 LNY、 D_t 、 G 、 O 、 I_1 、LNL、LNT、 E 、LNH 变量间是否存在协整关系,避免存在伪回归的情况。对模型回归结果残差作 ADF 检验 (不包含时间趋势和截距),显示变量间存在协整关系 (P 值 < 0.01),说明回归模型有效,如表 6。

表 6 模型回归结果的残差 ADF 检验结果

变量	系数	标准误差	t 统计量	概率
残差序列滞后一阶	-3.8571	0.5579	-6.9140	0.0000
残差序列滞后一阶差分	2.1573	0.4237	5.0920	0.0003
残差序列滞后二阶差分	1.4153	0.3025	4.6786	0.0007
残差序列滞后三阶差分	0.7006	0.1819	3.8507	0.0027
R^2 修正值	0.838	被解释变量标准误差	0.066	

2.3 模型二的回归分析

对模型二回归得到表 7,模型整个拟合优度很好,修正后 $R^2 = 0.998$, F 统计量也非常显著,于是得到:

$$LNY = -9.425 - 0.011D_t - 1.518\beta_1 G + 7.239O + 0.401I_1 + 1.456LNL + 0.185LNT - 14.494E - 0.065LNH$$

$t = (-4.77) (-0.11) (-1.77) (4.11) (7.14) (4.06) (2.82) (-2.89) (-2.12)$
 $\bar{R}^2 = 0.998, n=19, F=952.131$

表 7 模型二的回归分析结果

变量	系数	标准误差	t 统计量	概率
常数项	-9.4245	1.9746	-4.7729	0.0008
D _t	-0.0113	0.1028	-0.1097	0.9148
E	-14.4941	5.0170	-2.8890	0.0161
G	-1.5180	0.8588	-1.7675	0.1076
O	7.2398	1.7675	4.1065	0.0021
I _t	0.4013	0.0562	7.1418	0.0000
LNH	-0.0647	0.0305	-2.1209	0.0599
LNL	1.4556	0.3589	4.0560	0.0023
LNT	0.1854	0.0657	2.8208	0.0181
R ² 修正值	0.998	被解释变量标准误差	1.231	
F 统计量	952.131	概率 (F 统计)	0.000	

2.4 模型二的异方差与自相关检验

2.4.1 模型二的异方差检验

由于是时间序列数据，于是通过 ARCH 检验异方差问题，分别进行滞后一阶、滞后二阶和滞后三阶检验，发现滞后三阶 AIC 和 SC 值最小，选择滞后三阶，检验结果如表 8。系数检验都不显著，而且样本 R² 的 P 值为 0.9504，F 检验 P 值为 0.9645，均大于 5%的显著水平，说明不存在异方差问题。

表 8 模型二异方差检验结果

变量	系数	标准误	t 统计量	概率
常数项	0.0020	0.0012	1.6802	0.1187
回归残差序列滞后一阶	0.0583	0.2942	0.1982	0.8462
回归残差序列滞后二阶	-0.0623	0.2917	-0.2135	0.8346
回归残差序列滞后三阶	-0.1121	0.2880	-0.3893	0.7039
AIC 准则	-9.0938	卡方检验 P 值	0.9504	
SC 准则	-8.9006	F 统计量	0.0895	
H-Q 信息准则	-9.0839	F 检验 P 值	0.9645	
样本 R ²	0.3500			

2.4.2 模型二的自相关检验

表 9 模型二自相关检验结果

变量	系数	标准误	t 统计量	概率
常数项	0.4990	2.1435	0.2328	0.8211
回归残差序列滞后一阶	-0.3010	0.4233	-0.7109	0.4951
D _t	0.0271	0.1121	0.2418	0.8144
E	-2.4668	6.2064	-0.3975	0.7003
G	-0.1837	0.9180	-0.2001	0.8459
O	0.0544	1.8099	0.0300	0.9767
I _t	-0.0296	0.0711	-0.4161	0.6871
LNH	0.0037	0.0317	0.1163	0.9100
LNL	0.0533	0.3756	0.1418	0.8903
LNT	0.0131	0.0699	0.1877	0.8553
AIC 准则	-2.4400	卡方检验 P 值	0.3148	
SC 准则	-1.9429	F 统计量	0.5054	
H-Q 信息准则	-2.3559	F 检验 P 值	0.4951	
样本 R ²	1.0103			

采用 LM 检验,分别进行了一阶、二阶、三阶和四阶的检验,结果发现一阶的 AIC 值、SC 值、HQ 信息准则最小,说明应该选择一阶自相关检验,得到表 9。从表 9 中可以看出系数检验都不显著,而且样本 R^2 的 P 值为 0.3148, F 检验 P 值为 0.4951,均大于 5% 的显著水平,说明不存在自相关问题。

2.5 模型分析结果

综上,模型二是合理的,可通过表 7 分析结果进行经济意义解释。

(1) 虚拟变量 D_t 影响不显著,说明中美贸易摩擦事件对湖北省高技术产业产值的影响不显著,也可能是由于产生影响的时间验证数据样本不足导致的。(2) 中国对美外贸依存度 E 影响显著,作用为负,表明每增加一个单位,湖北高技术产业产值就会减少 14.49%,这说明湖北高技术产业发展受到整个中美外贸关系的影响。(3) 湖北经济增长率 G 影响不显著,符号为负,与现实不一致,很可能是因为数据跨度不够,尚未能刻画出其影响。(4) 湖北开放程度 O 影响显著,作用为正,表明湖北外贸依存度每增加一个单位,其高技术产业产值就增加 7.24%。(5) 湖北资本和科技条件 I_t 影响显著,作用为正,表明湖北资本和科技水平每增加 1%,其高技术产业产值就增加 0.4%。(6) 湖北高技术产业出口水平 LNH 影响不显著,符号为负,与现实不一致,说明湖北高技术产业不是外贸依赖型产业。(7) 湖北劳动力禀赋 LNL 影响显著,作用为正,就业人数每增加 1%,高技术产业产值就增加 1.46%。(8) 湖北技术市场化水平 LNT 影响显著,作用为正,表明湖北技术市场成交额每增加 1%,其高技术产业产值增加 0.19%。

3 主要结论及政策建议

3.1 主要结论

通过上文模型分析结果得到:(1) 由于湖北高技术产业并不是湖北的外贸依赖型产业,其对进出口的依赖并不大,因此在一定程度上中美贸易摩擦事件的直接冲击短期里不明显,但长期将受整个中美关系的发展影响,若是摩擦加大,也将不可避免承压。(2) 由于高技术产业是劳动、资本、技术密集型产业,因此在发展过程中要注重软硬件的投入,比如高技术人才的培养与就业配套、相关基础设施的投入、技术研发的投入等。(3) 湖北外贸依存度扩大有利于对湖北高技术产业发展,可能的解释是高技术产业具有长产业链的特征,湖北外贸形势将有利于高技术产业上下游产业相关产品的进出口需求,进而产生对高技术产业产品的需求,因此,湖北应继续扩大市场开放,延长产业链。

3.2 政策建议

在美方对华加征关税及高技术的封杀压力下,湖北高技术产业发展规划蓝图的实现也将受到影响,为了破解这种冲击,助推国家突破美方的围困,湖北应完善产业政策,优化产业发展环境,打通科技创新供给的“最先一公里”与成果转化的“最后一公里”,破解一批“卡脖子”关键高技术,加快推动政策链、创新链、人才链、资金链、产业链间的精准对接,实施“四链联通一集聚”策略。

具体来讲:(1) 政策链:完善产业政策,搭建政策链。湖北应加强财政金融支持,管理升级;完善知识产权保护制度,保障研发者的合法权益;鼓励竞争,进一步开放市场;鼓励企业科创板上市,配套上市相关服务;促进产业化应用,配套相关服务;推动产、学、研合作,储备科技人才;创新科技管理制度,提高管理效率。(2) 创新链:鼓励科技创新,启动创新链。湖北应加大科技研发投入,提供创新资金;培育产业集群,彰显创新辐射效应;构建创新环境,培育创新主体;等等。(3) 人才链:充分利用湖北科教人才资源,保障人才链。湖北应加强财政投资,保障人才研究资金;引导高校人才培养结构优化,培养重点人才;完善人才政策,留住优秀科技人才;等等。(4) 产业链:疏通高技术市场化通道,联通产业链。湖北应构建产业集聚区,加快高技术孵化;构建重点产业化示范项目的衔接机制,服务中小企业;搭建产业化衔接平台,提供配套服务;创新产业化投融资体制,引入投资主体,缓解资金不足问题。(5) 产业集聚:推动高技术产业集聚,提高区域创新能力。湖北应结合本省十大重点产业布局规划增加或调整高新产业园;鼓励并引导高技术研发机构与企业入园;创新高技术产业集聚区管理制度,形成让企业想入园、留下来、引入园的良好氛围。

4 研究不足及展望

文章通过计量模型系统深入探讨了中美贸易摩擦下湖北高技术产业发展的影响因素,采用的是湖北省

的整体数据,未能体现湖北各地市发展的差异及高技术产业各细分行业的差异,这有待进一步研究。未来可以围绕湖北高技术产业发展中的个性化问题进一步细化研究,如融资、技术创新、产业集聚、高质量发展、“卡脖子”问题等。

参考文献:

- [1] Guo M., Lu L., Sheng L., Yu M.. The Day after Tomorrow: Evaluating the Burden of Trump's Trade War[J]. Asian Economic Papers, 2018, 17(1): 101-120.
- [2] Miaojie Yu. Evaluating the Burden of a U.S.-China Trade War[A]. China-US Trade War and Trade Talk[C]. Singapore: Springer, 2020.5.
- [3] Shujiro Frictions. The Past, the Present, and Implications for Trade Urata.US-Japan US-China Trade War[J]. Asian Economic Policy Review, 2020, 15(1):141-159.
- [4] 张晓磊, 张为付, 崔凯雯. 贸易利益分配失衡与贸易摩擦——兼论此次中美贸易摩擦的解决思路[J]. 国际贸易, 2018, (10): 52-57.
- [5] 刘威. 中美贸易摩擦中的高技术限制之“谜”[J]. 东北亚论坛, 2019, 28 (2): 82-98.
- [6] 曲如晓, 李婧. 世界高技术产品贸易格局及中国的贸易地位分析[J]. 经济地理, 2020, 40 (3): 102-109.
- [7] 包善良. 中美贸易争端的演进过程、动因及发展趋势[J]. 现代国际关系, 2018, (4): 56-76.
- [8] 王霞. 中美贸易摩擦对全球制造业格局的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36 (6): 22-40.
- [9] 刘薇, 张溪. 美国对华高技术出口限制对中国科技创新的影响分析——基于中美贸易摩擦背景[J]. 工业技术经济, 2019, 38 (9): 35-43.
- [10] 李宏, 吴东松, 曹清峰. 中美贸易摩擦对中国制造业全球价值链分工地位的影响[J]. 财贸研究, 2020, 31 (7): 50-60.
- [11] 汤志伟, 李昱璇, 张龙鹏. 中美贸易摩擦背景下“卡脖子”技术识别方法与突破路径——以电子信息产业为例[J]. 科技进步与对策, 2021, 38 (1): 2-9.
- [12] 辜胜阻. 武汉高新技术产业发展战略研究[J]. 中国软科学, 1999, (10): 53-59.
- [13] 赵玉林, 程萍. 中国省级区域高技术产业技术创新能力实证分析[J]. 商业经济与管理, 2013, (6): 77-85.
- [14] 汪芳, 夏湾. 技术创新提升高技术产业竞争力的路径——以湖北省为例[J]. 科技管理研究, 2019, 39 (3): 107-113.
- [15] 袁茜, 吴利华, 张平. 长江经济带一体化发展与高技术产业研发效率[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36 (4): 45-60.
- [16] 戚湧, 张洪瑜. 基于 PSR 模型的区域高技术产业创新要素供给评价[J]. 科技进步与对策, 2020, 37 (22): 55-64.
- [17] 毛日昇. 出口、外商直接投资与中国制造业就业[J]. 经济研究, 2009, 44 (11): 107-117.
- [18] 陈昊. 外贸顺差会降低就业水平? ——基于匹配模型的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28 (6): 133-146.
- [19] 刘志中, 吴墨馨. 中美贸易顺差对中国就业的影响——基于省际面板数据的实证分析[J]. 工业技术经济, 2020, 39 (6): 123-132.

Empirical Study on the Influencing Factors of Hubei's High-tech Industry Development under the Sino-US Trade Friction

ZHAN Ming-zhen

(School of Economics, Wuhan Textile University, Wuhan Hubei 430200, China)

Abstract: Since 2018, the United States has started strict sanctions against China, in addition to tariffs increases, also carried out a comprehensive encirclement and suppression of China's high-tech industries. Based on this, Hubei's high-tech industries should be affected. The article uses the dummy variable regression model to analyze deeply and to clarify the main influencing factors of Hubei's high-tech industry development under the Sino-US trade friction, and then proposes “four chains linking and an industrial cluster”, namely, building a policy chain, innovation Chain, talent chain and industrial chain, forming an industrial cluster.

Key words: Sino-US trade friction; Hubei high-tech industry; influencing factors; four chains linking and an industrial cluster