

我国对拉美新兴市场出口的影响因素研究 ——基于引力模型和变系数面板数据模型的实证分析

邵建春

摘要：选取巴西、智利和阿根廷为代表，借助引力模型，在对面板数据进行单位根检验和协整分析的基础上，运用变系数面板回归模型，实证分析了我国对拉美新兴市场出口的影响因素问题。结果表明，贸易摩擦显著影响了我国对其出口；人民币汇率变动的影响，应视进口国货币汇率变化情况和双方贸易的互补性和竞争性程度而定；拉美地区人均收入的提高会降低对我国产品的需求；双边良好的经济基础为我国出口提供了有效保障；虽然我国对拉美新兴市场出口较多，但利润较低。最后还从经济与贸易角度对上述实证结果进行了解读，并提出了相应的对策建议。

关键词：拉美新兴市场；引力模型；面板数据

一、引言

多年来，美欧等发达国家的强劲需求是我国对外贸易快速增长的重要原因之一，然而此次金融危机让世界主要发达国家陷入了衰退之中，我国对其出口不可避免地受到了剧烈冲击。更为糟糕的是，发达国家的各种深层次矛盾正在不断显露，美国减赤方案屡屡受挫，欧洲主权债务危机持续恶化，日本经济多年萎靡不振；由于迟迟拿不出有效应对措施，发达国家经济复苏前景至今依然暗淡，极有可能坠入长期低迷状态。这意味着我国再也不能指望依赖发达国家的高消费和信用消费来保持经济和贸易的持续增长，我国出口市场过度集中的问题亟待解决。

可喜的是，我国对许多新兴市场的出口显现出了勃勃生机，其中对拉美国家出口的大幅攀升尤为引人注目。根据我国商务部的统计，同2009年相比，2010年我国对巴西出口增长73.25%，对智利出口提高75.57%，对阿根廷出口上升62.83%，远远高于同期对美欧日28.3%、34.21%以及23.68%的增长率。实际上，近几年来，我国对拉美地区主要新兴市场出口增幅几乎一直都高于传统的美欧日市场（见图1）。

拉美地区人口众多，市场广阔，人均国民收入仅次于发达国家，需求实力强，是世界上为数不多的极具开拓价值的市场之一。考虑到拉美国家近年来相对稳定的

[基金项目]浙江省哲学社会科学重点研究基地课题“浙江省与拉美国家的经贸合作：基于贸易和投资视角的分析”（11JDQY02YB）；教育部人文社会科学研究青年基金项目“后危机时代中国开放型经济发展方式转型研究”（10YJC790039）。

邵建春：浙江外国语学院国际工商管理学院 310012 电子信箱：taijishao@163com。

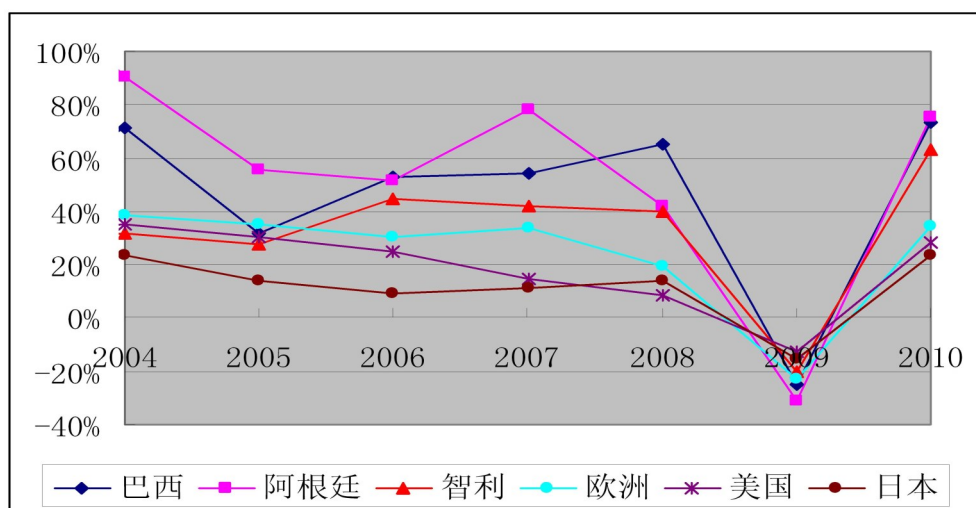


图1 我国对拉美部分国家和传统市场出口增长率的变化趋势

资料来源：笔者根据中经网统计数据库的有关数据整理得到。

宏观经济环境和政治环境，较为开放的对外政策，良好的经济增长前景，以及我国同大多数拉美国家友好的政治关系，广泛的共同利益，拉美地区理应成为我国重点关注和挖掘的新兴市场。

由此可见，拉美地区已成为我国摆脱对欧美发达国家市场的高度依赖，实施出口多元化战略的关键环节之一。有效开发拉美市场潜力，增加对拉美地区出口，对于我国稳定和扩大外需，保持和提高出口对经济增长的拉动作用，具有重要的现实和长远意义。

二、文献回顾

由于多数学者主要关注发达国家，因而相关研究文献比较匮乏，从所能搜集到的资料看，国内学者的有关研究主要集中在以下两个方面。

一是从宏观层面探讨中拉贸易关系。谢康（2005）认为，中拉贸易虽然增长快，但规模较小，若发挥各自的特长与优势，两者将拥有更多的利益互补和互惠双赢；孙希良和张爱军（2007）则从经济全球化的视角分析了中拉关系，指出双边经贸关系迅速发展的同时，贸易争端也呈现出扩大化趋势；同样，左品（2009）通过剖析中拉贸易的特点，发现贸易结构单一、工业制成品贸易摩擦以及美国因素是影响双方贸易发展的障碍；法南德（2009）认为，我国进出口产品结构存在明显的地区 and 行业差异，致使中拉贸易摩擦问题日益凸显，成为制约双方贸易发展的瓶颈。为此，岳云霞（2008）基于对中拉贸易摩擦基本情况的分析，着重研究了拉美对华反倾销的形式和特点，并提出了相应的政策建议。

二是从实证层面展开经验研究。贾利军（2005）使用各种指标如贸易结合度、出口产品相似度和互补性指数，对我国与拉美主要国家双边贸易现状及发展、产品结构进行了研究，结果表明我国与拉美主要国家存在越来越强的互补性，这为进一

步发展中拉贸易提供了重要依据。此外,部分学者还对中拉国别贸易关系做了探讨,如刘晓惠(2007)运用多种经济指标,对中墨双方的贸易竞争关系进行了实证分析,发现某些领域贸易结构的相似性导致竞争的存在,但双方也有一定的互补性,合作空间很大;此外,岳云霞(2008)采用出口竞争力指标,对中墨在全球市场和主要第三方市场上的竞争力情况进行了比较,结论显示,中墨各有独自的优势产业,也存在交叉优势部门,竞争与合作并存。

笔者在借鉴以上研究成果的基础上,进一步把人民币汇率、人均国民收入、双方经济状况等变量纳入研究框架,运用新的研究工具和方法,针对我国对拉美新兴市场的出口贸易进行深入探讨,以丰富该领域的研究。

三、引力模型与实证模型设定

国际贸易理论主要围绕着贸易模式和贸易流量展开(Harrigan, 2001),但已知的国际贸易理论侧重于解释国际贸易产生的原因,缺少对国际贸易流量的阐述。在经验研究中,学者们通常把引力模型作为分析双边贸易流量的重要工具。引力模型最早由著名经济计量学家Tinbergen(1962)和经济学家Poyhonen(1963)应用到国际贸易流量的实证研究中来,他们发现,两国之间的贸易流量与二者的GDP成正比,与它们之间的距离成反比。虽然缺乏相应的理论基础,但引力模型却在实证研究中获得了极大的成功。在后来的研究中,学者们一方面不断对模型进行修正,增加了诸如人口规模、人均收入、汇率、是否拥有共同的边界、语言或文化等变量,以增强模型的解释力;另一方面,也逐渐重视模型理论依据的研究,如有些学者不基于任何贸易理论基础推导出了引力模型(Anderson, 1979; Bergstrand, 1985; Anderson & Wincoop, 2003),还有些学者运用国际贸易理论也推演出了引力模型(Bergstrand, 1989; Deardorff, 1995; Evenett & Keller, 2002)(史朝兴, 顾海英, 2005)。发展到现在,贸易引力模型不仅有了多样的形式,还具备了丰富的理论基础。笔者根据研究目的,特借鉴Bergstrand(1989)的研究成果,将引力模型设定为如下形式:

$$EXP_{ci} = EXP_{ci} (REER_{ci}, PGNI_{ci}, GDP_{ci}, GDPC_{ci}, DIS_{ci}) \quad (1)$$

(1)式中, EXP_{ci} 代表我国对拉美*i*国的出口额; $REER_{ci}$ 是人民币实际有效汇率,用以反映我国出口商品价格的变动情况; $PGNI_{ci}$ 为拉美*i*国的人均国民收入,主要用来反映该国对进口商品的需求层次,如对质量、品牌、附加值高低等因素的偏好程度; GDP_{ci} 代表拉美*i*国的GDP,该变量用于表示*i*国的市场总容量、整体需求规模等; $GDPC_{ci}$ 为我国的GDP,反映我国的产出水平和出口供给能力; DIS_{ci} 是距离变量,用来表征出口运输成本,体现贸易阻力。

进一步,将(1)式两端对数线性化,可以得到引力模型的经典对数化表达式:

$$\ln EXP_{ci} = \alpha_{ij} + \beta_{1ci} \ln REER_{ci} + \beta_{2ci} \ln PGNI_{ci} + \beta_{3ci} \ln GDP_{ci} + \beta_{4ci} \ln GDPC_{ci} + \beta_{5ci} \ln DIS_{ci} + \mu_{ci} \quad (2)$$

(2)式中, α 为截距项, β 为各项系数, μ 为随机误差项。此式即为笔者计量分析时所采用的理论模型。

四、实证分析

1.数据说明

在数据可得的基础上笔者尽量扩大研究范围，以增强结论的普遍性。在样本时间维度上选择的区间为1996–2010年度；在样本个体上，选用巴西、智利和阿根廷。选择这3个国家是因为：在出口总量上，巴西、智利和阿根廷分别是我国在拉美地区的第一、第三和第四大出口市场；在出口比重上，以2010年为例，对3国的出口占我国对整个拉美地区出口的42.05%。没有使用第二大出口市场墨西哥是考虑到该国属于北美自由贸易区，对该国的出口中转口贸易比例较大，还有就是墨西哥在地里位置上也比较特殊，因而不具有典型性。

我国对巴西、智利和阿根廷的出口数据全部源于中经网统计数据库；人民币实际有效汇率数据，我国、巴西、智利及阿根廷的年度GDP数据都来自世界银行的全球经济监控数据库（GemData）；巴西、智利及阿根廷的人均GNI数据采自世界银行发展指数数据库（经济政策与外债分库）；距离数据来自网站www.ido.com的距离计算器，依据两国首都之间的笔直距离来计算，但Zakir和Ismail（2010）指出，使用地理距离来代表运输成本是不全面的，运输成本还取决于双边贸易额，因此笔者使用出口加权距离，具体数据由对*i*国的出口额占对3国出口总额的比重作为权重乘以实际地理距离得到。

2.实证过程

首先检验各变量的平稳性，若为同阶单整则继续进行协整关系检验，在协整关系存在的前提下构建面板数据回归模型，以分析各变量的统计及经济含义。

（1）面板单位根检验。面板单位根检验是时间序列单位根检验的继续和发展，目的同样是为了检验变量的平稳性，避免伪回归问题。面板单位根检验有多种方

表1 面板单位根检验结果

变量	LLC 检验	IPS 检验	ADF–Fisher 检验	PP–Fisher 检验	结论
LnEXP _{ci}	-1.605, 0.054	0.678, 0.751	2.593, 0.857	2.122, 0.908	非平稳
DLnEXP _{ci}	-5.666, 0.000	-3.294, 0.000	19.94, 0.002	21.23, 0.001	平稳
LnREER _{ci}	1.710, 0.965	1.563, 0.941	1.021, 0.984	1.819, 0.935	非平稳
DLnREER _{ci}	-4.665, 0.000	-1.825, 0.034	27.02, 0.000	26.85, 0.000	平稳
LnPGNI _{ci}	0.398, 0.654	0.579, 0.718	2.941, 0.816	1.293, 0.972	非平稳
DLnPGNI _{ci}	-2.526, 0.005	-1.692, 0.045	13.80, 0.032	14.65, 0.023	平稳
LnGDP _{ci}	-0.664, 0.253	1.090, 0.862	2.445, 0.874	0.805, 0.991	非平稳
DLnGDP _{ci}	-3.338, 0.000	-1.692, 0.045	19.20, 0.003	23.00, 0.000	平稳
LnGDPC _{ci}	-0.505, 0.306	2.050, 0.979	0.601, 0.996	0.579, 0.996	非平稳
DLnGDPC _{ci}	-3.847, 0.000	-2.191, 0.014	15.52, 0.016	7.691, 0.261	平稳
LnDIS _{ci}	-1.500, 0.066	-0.888, 0.187	8.087, 0.180	3.226, 0.779	非平稳
DLnDIS _{ci}	-4.009, 0.000	-2.388, 0.008	15.77, 0.015	21.32, 0.001	平稳

注：“D”表示一阶差分，表中数字分别为检验统计量的值和概率值；检验过程中的滞后阶数按Schwarz标准确定；所用软件为Eviews 7.0，下同。

法，各有优势与劣势，为防止单一检验可能造成的错误，提高检验结果的稳健性，笔者使用4种单位根检验方法，即同质面板数据的LLC检验以及异质面板数据的IPS检验、ADF-Fisher和PP-Fisher检验，检验结果见表1。

表1中的检验结果显示，各变量的水平序列都存在单位根，是非平稳的；但各变量的一阶差分几乎都在1%的显著性水平下拒绝了各种单位根检验，说明这些变量的一阶差分都是平稳的，即所有变量均为一阶单整，因此6个变量之间可能有协整关系，下面进行协整检验。

(2) 面板协整检验。首先采用Pedroni检验，该检验将时间序列中的Engle-Granger两步法扩展到面板数据领域，运用多种方法构建不同的统计量来检验同一个原假设，备选假设有同质性备选和异质性备选两种，前者假定所有截面有共同的小于1的自回归系数，后者只要求每个截面的自回归系数小于1。Pedroni检验结果如表2所示。

表2 Pedroni协整检验结果

从表2中可以看出，组内统计量中除了Panel v和Panel rho没有拒绝原假设以外，Panel PP和Panel ADF都在1%显著性水平下拒绝了不存在协整关系的原假设；组间3个统计量中，只有Group rho没有拒绝原假设，Group PP和Group ADF统计量均在1%显著性水平下拒绝了原假设。由于在Pedroni检验中，Panel ADF和Group ADF统计量较其他统计量有更好的小样本性质，而笔者研究的对象只有3个国家15年的数据，样本容量较小，因此可以认为Pedroni检验倾向于断定各变量间存在长期稳定的均衡关系。

原假设：不存在协整				
同质备选假设：共同AR系数（组内）				
	统计量	伴随概率	加权统计量	伴随概率
Panel v-Statistic	-0.522370	0.6993	-0.772695	0.7801
Panel rho-Statistic	0.944743	0.8276	1.287734	0.9011
Panel PP-Statistic	-2.564869	0.0052	-2.553118	0.0053
Panel ADF-Statistic	-2.399385	0.0082	-2.097014	0.0180
异质备选假设：不同AR系数（组间）				
	统计量	伴随概率		
Group rho-Statistic	1.884033	0.9702		
Group PP-Statistic	-3.894373	0.0000		
roup ADF-Statistic	-2.703693	0.0034		

表3 Kao检验结果

为了稳妥起见，进一步用Kao检验判断变量间是否存在协整关系。Kao检验的思路与Pedroni检验类似，只是在第一阶段回归时，Kao检验确定了模型中必须且只允许包含个体确定效应，并且不同截面外生变量的系数相同，检验结果见表3。

	统计量	伴随概率
ADF	-2.810180	0.0025

由表3的检验结果可知，ADF统计量在1%的显著性水平下也拒绝了原假设，即Kao检验认为序列之间存在协整关系。综合以上协整检验结果，笔者认为所选变量间存在长期稳定的均衡关系，因而能够对其进行回归分析。

(3) 面板数据回归模型分析。选用变系数面板数据回归模型进行分析，之所以如此主要是出于三个方面的原因：一是面板数据可以更好地解决不同国家间的异质性问题，把解释变量中不包含的一些被解释变量的不可观测的确定性因素，如消费习惯、贸易政策、民族差异等，在截距项中体现出来；二是国家间的差异还会体现

在可观测的解释变量的系数上，一般的固定效应模型无法反映出这一点；三是面板数据融合了时间序列和截面数据的优点，便于比较不同国家个体间的差异。具体回归结果见表4。

从统计意义上看，表4中的回归结果显示，各变量系数都通过了1%的显著性水平检验，模型总体拟合优度很高，达到99.13%，回归方程整体线性程度显著性水平较高，也不存在自相关情况。下面着重分析各项的经济含义。

第一，截距项由两部分组成，前者反映各国的个体效应，后者为共同项。个体效应部分重点体现各国不可观测的

表4 变系数面板数据回归分析结果

国别	巴西	智利	阿根廷
被解释变量	LnEXPBRA	LnEXPCHI	LnEXPARG
截距项	-2.77-35.30 * (-168.28)	+4.48-35.30 * (-168.28)	-1.71-35.30 * (-168.28)
LnREER	-0.3745 * (-5.6914)	+0.4254 * (10.0333)	-1.6873 * (-21.3814)
LnPGNI	-1.2597 * (-25.1005)	-1.1563 * (-39.2357)	-0.9505 * (-15.5696)
LnGDP	+1.4841 * (35.0296)	+1.3112 * (47.4898)	+1.4653 * (18.1428)
LnGDPC	+1.5540 * (155.071)	+1.2312 * (185.3263)	+1.5041 * (86.7003)
LnDIS	+0.1252 * (-2.1864)	+0.1033 * (4.81413)	+0.5013 * (11.0040)
调整后 R ²	0.9913		
F 值 (P 值)	298.7260 (0.0000)		
D.W.值	2.1457		
观测值	15		

注：括号内的数字为该系数的t值，“*”表示在1%的水平上显著。影响。巴西和阿根廷的表现都为负面，而智利则为正面，这正反映了3国对华贸易中客观存在的问题，其中最为突出的是不断增加的贸易摩擦问题。巴西和阿根廷都是对我国产品采取反倾销、保障措施和特殊保障调查等贸易救济手段最积极的拉美国家。以反倾销为例，仅2010年，阿根廷针对我国的反倾销相关行为就有7件之多，巴西有2件，而在本文的整个研究期内，我国和智利之间没有此类问题，事实上智利只在上世纪90年代前半期对华发起过4次反倾销。

第二，对人民币实际有效汇率变量而言，该项对巴西和阿根廷的作用系数为负，对智利的的影响却为正。这可以从两个方面得到说明。其一是历年汇率变化趋势图显示，人民币实际有效汇率相对于巴西里亚伊、阿根廷比索而言是升值的，这显然会导致我国出口产品在这些国家的价格上涨，致使我国出口下降；另一方面，人民币实际有效汇率对智利比索而言却是下降的，即智利比索比人民币升值更快，所以出现了即使人民币实际有效汇率升值，但对智利的出口却在增加的现象。其二是在于双边贸易结构的竞争性和互补性的强弱，我国对拉美地区出口的主要是工业制成品，而这些产品与巴西和阿根廷的比较优势相对一致，两者竞争性较强，若人民币升值，其国内产品对我国出口的替代性将增大，导致从我国进口下降；但我国与智利的贸易结构却截然不同，二者在南美国家中最为互补，所以人民币汇率的变化对我国向智利的出口不会造成明显的消极影响。

第三，人均国民收入变量系数均为负数，这一点特别值得重视。人均国民收入

变量主要反映一国的需求层次,体现一个经济体的消费结构。人均收入水平低,对产品的质量、档次等要求不高;人均收入水平高,通常对商品品质、工艺、技术水平等就比较重视。3国随着人均收入的提高对我国产品的需求反而下降了,这在一定程度上说明了我国对其出口产品的档次不够。事实上,我国对拉美地区的出口,仍旧是借助劳动力成本优势,以低等和中等技术的工业制成品为主,如纺织服装、机械设备、电子产品以及塑料制品等,这些产品多是附加值较低的劳动密集型产品,收入弹性低。所以,要想进一步打开拉美市场,我国出口产品必须依靠自主创新,提高科技含量,加快升级步伐,增加高端产品的出口比重。

第四,巴西、智利和阿根廷的GDP增长都有利于我国对其出口的增加。从需求方面看,巴西、智利和阿根廷经济稳定增长,GDP规模持续扩大,对国外产品需求也随之增强;从供给方面看,我国一直把外需视为经济增长的重要动力之一,为此国家采取了多种措施鼓励出口,外向型经济实力雄厚,产品质优价廉,国际竞争力较强,且供应充足。可见,双方良好的经济基础,相对快速的经济增长,显然是双边贸易持续增长的可靠保障。

第五,距离变量的系数通常情况下应该是负数,表示运输成本的上升会导致贸易量的下降,但检验结果却表明距离变量都是起正向作用,似乎难以理解。事实上,高昂的油价推高了国际海运成本,在实际运输成本提高的背景下,这意味着在出口成本中,某些因素的变化抵消甚至超过了运输成本的上涨。考虑到在实践中,我国出口商为了应对激烈的国际竞争,通常在出口贸易中依靠发达国家市场来盈利,对发展中国家市场只是在微利的状态下提高销售量,实现薄利多销的目的。同样,为了保持在拉美市场的份额,他们往往采用降低利润的方法消除成本上涨带来的压力。这透露出一个令人尴尬的事实,即我国虽然对拉美地区出口增幅很大,但利润增长却不多,甚至下滑。

五、结论及建议

1. 结论

与部分国家的贸易摩擦问题明显影响到了我国对拉美新兴市场出口的健康发展,急需有效解决;人民币汇率升值对我国向拉美新兴市场出口的影响,国别差异较大,应视该国汇率变动的实际情况以及双边贸易的互补性和竞争性程度而定;我国对拉美新兴市场出口产品亟待升级,否则随着拉美地区人均收入的提高,我国产品对拉美地区的吸引力将逐渐减弱,市场需求随之下降;由于经济增长良好,拉美地区需求旺盛,我国对拉美新兴市场出口有望保持增长势头;虽然我国对拉美新兴市场出口较多,但不断高企的成本使企业的利润愈来愈低。

2. 建议

基于以上观点,笔者认为,鉴于拉美地区能够较早摆脱金融危机的影响,显现出了较好的经济增长前景,为分享充满活力的拉美市场,我们首先要依靠科技创新,加快出口部门转型升级,全方位提升产品品质,增加产品附加值,满足拉美新兴市场因人均收入提高所产生的商品档次上升的需求,此举还可以提高我国出口产

品的利润率；其次应与对方进行错位发展，提高贸易结构的互补性，从根本上消除贸易摩擦的来源；最后在双边政治关系日益密切的背景下，以中国智利双边自由贸易区为榜样，逐步推进我国与拉美其他新兴市场的自由贸易区建设，这样短期内可以减少贸易摩擦，长期内则有利于双方经贸领域内的深度合作。

[参考文献]

- 法南德，(2009)“中国和拉美国家经贸发展的机遇和瓶颈”，《经济师》第3期。
- 黄满盈、邓晓红，(2009)“我国贸易条件变动对经济增长影响的实证分析”，《国际商务——对外经济贸易大学学报》第5期。
- 贾利军，(2005)“中国与拉美主要国家贸易互补性实证分析”，《世界经济研究》第11期。
- 刘晓慧，(2007)“中国和墨西哥贸易关系的实证分析”，《国际贸易问题》第7期。
- 孙希良、张爱军，(2007)“中国与拉美的关系：以经济全球化为视角”，《学术探索》第5期。
- 史朝兴、顾海英，(2005)“贸易引力模型研究新进展及其在中国的应用”，《财贸研究》第3期。
- 谢康，(2005)“中国在拉丁美洲的贸易投资现状与前景”，《世界经济研究》第11期。
- 于峰、孙洪波，“中国对外双边贸易均衡影响因素的实证分析——基于中国与114国的相关面板数据”，《世界经济研究》第10期。
- 岳云霞，(2008)“中墨经贸竞争力比较研究”，《拉丁美洲研究》第6期。
- 左品，(2009)“影响中国与拉美贸易发展的问题与对策”，《对外经贸实务》第8期。

(责任编辑 范红波)

The Influencing Factors of China's Exports to New Emerging Markets in Latin America: An Empirical Study Using Gravity Model and Variable Coefficient Panel Data Regression

SHAO Jian-chun

Abstract: This paper selects Brazil, Chile and Argentina as representatives, uses the gravity model as a tool, then after panel data unit root and co-integration test, applies a variable coefficient panel data regression model to conduct empirical analysis on the factors influencing China's exports to the new emerging markets in Latin America. The results are as follows: trade frictions have significantly affected China's exports to them; the influence of the RMB exchange rate fluctuations depends on the importing country's currency rate change, the complementary and competitive degrees of the bilateral trade relations; the rise of Latin American per capita income leads to reduced demand for our exports; the solid bilateral economic foundations provide an effective safeguard; although China's exports to them have increased sharply, they are making less profits. The paper interprets the above findings from the economic and trade perspectives and puts forward the corresponding countermeasures in the end.

Keywords: New emerging markets in Latin America; Gravity model; Panel data