

中国出口增长潜力预测

王孝松

内容摘要：以国际贸易的引力模型为基础，本文构建了中国出口决定影响因素的计量方程，以此对中国未来出口增长潜力进行预测。根据预测，2013年至2017年各年的出口增长率介于9%到15%之间，到2017年中国出口总额可达3.35万亿美元至3.88万亿美元之间，即使按照最“悲观”的预期进行预测，中国出口在短期内仍能保持较快的增长，到2017年，出口额将是2011年的1.8倍。与此同时，未来五年的出口依存度将维持在26%至31%之间。中国对美出口在未来短期内即会出现缓慢增长的态势，而对欧盟和日本的出口将保持强劲的增长势头。香港、东盟和印度等亚洲经济体未来仍将是产品重要的销售市场，特别是印度，在其经济迅猛发展的条件下，将会日益扩大从中国进口。在中长期内，中国对外贸易将走向中低速平稳增长的轨道，2020年至2060年的年均增长率将从10%逐渐降至6%，2060年中国出口总额将超过一百万亿美元，出口依存度将降至17%左右，内外平衡发展的目标有望实现。

本文的政策含义是明显的，在倡导扩大内需、实现内外平衡发展的条件下，决不能忽视出口的作用，至少在本文所预测的未来近五十年时间里，仍然要重视出口对中国经济增长的拉动作用，在重视内需的同时不能使对外贸易偏废，仍然要积极参与国际分工，从外部市场获取更多的利益。各类贸易伙伴的市场都十分重要，中国企业在不断提升产品竞争力、积极开拓市场的条件下，将会实现本文所预测的对新兴市场出口快速增长的局面，同时避免所预测的对美国等发达国家出口疲软的状况。为实现内外平衡的经济发展路径，中国政府需要进行科学合理的规划与指导，各界在调整经济结构、促进产业升级的过程中不懈努力，一同促进健康和谐的经济增长模式在中长期实现。

一、引言

中国对外贸易的高速增长吸引了世界的目光。以加入WTO为契机，遵循比较优势、积极参与国际分工使中国大获其益，为国家的经济发展奠定了重要基础，2010年中国GDP已位居世界第二，而贸易额则高居世界首位。“中国制造”极大地影响了中国经济，也成为世界各国竞相关注的焦点，人们会很自然地思考，经过多年持续高速增长，中国对外贸易，特别是出口贸易尚存多大潜力。中国的出口依存度在2006年达到了36%的顶峰（表1），国内各界开始关注中国经济过分依赖外部市场、贸易条件不断恶化以及巨额外汇储备等问题（Subbaraman 和Sun, 2007; Lemoine, 2010; Gaulier 等, 2010）。在全球经济危机的冲击下，中国出口贸易也受到了严重的负面影响，长期依靠出口导向的模式受到了更为严重的批判，那么未来中国出口贸易的前景如何，在全球经济形势尚不明朗的情况下，

中国出口贸易的高速增长还能维持多久,增长率的变化趋势如何?本文旨在通过构建刻画中国出口贸易发展的计量模型,利用国际组织对全球经济社会发展进行预测的权威数据,对未来中国出口贸易的发展趋势进行预测,以期用科学的方法得出可信的结果,为各界提供中国出口贸易发展的明朗预期。

预测贸易流量的常用方法是依据贸易额本身的时间序列预测方法(Krugman和Baldwin, 1987; Faik 和Lastrapes, 1989),但时间序列预测仅是依据数据本身的变化特征对变量的未来走势进行预测,不依据经济模型,不具有理论基础。这种预测固然有其合理性,并且部分预测结果具有一定的准确性,但现实中国际贸易的发展会受到一系列因素的影响,如果不探求规律性的影响机制,而只从数据在时间维度上的变化出发,将会无法考虑到贸易流量变化的重要影响因素,这种缺乏理论基础的预测即使在事后被证明具有较高的精度,对于刻画贸易流量的变化机制、揭示国际贸易的发展规律也没有任何帮助。本文将另辟蹊径,使用国际贸易实证研究中较为成熟的引力模型构建出口方程,并依据现实状况,在模型中纳入中国对外贸易发展的特有影响因素,对中国出口潜力进行预测。

国际贸易引力模型的思想来源于自然科学中的“万有引力法则”,根据该模型,两国间的贸易流量规模同双方的经济总量成正比,同双边距离成反比(Tinbergen, 1962)。但双边贸易流量显然不会只受经济规模和地理距离的影响,在后续的研究中,学者们在贸易引力模型中逐渐纳入了更多变量:Linnemann(1966)加入了人口因素;Leamer(1974)加入了人均收入;Bergstrand(1985)加入了汇率因素;Bergstrand(1989)考虑了是否属于同一个经济组织;Wei(1996)加入了是否拥有共同语言或文化;Mayer等(2008)考察了历史上的殖民关系。引力模型由于形式简洁、直观,在国际贸易的实证研究中获得广泛使用,而且其估计结果十分令人满意:关键变量的估计系数同预期相符并且显著;在基础模型中新纳入的各变量的估计系数也大多同预期相符,为现实中双边贸易流量的影响机制提供了有益的诠释。

不过,由于是借鉴自然科学的思想而构建方程,贸易引力模型自诞生以来一直被认为缺乏理论基础。直到Anderson(1979)使用一个不变替代弹性(CES)的效用函数为引力模型提供了微观基础,才解决了该计量模型没有理论基础的问题。此后,Helpman和Krugman(1985)、Deardorff(1998)、Evenett和Keller(2002)、Anderson和van Wincoop(2003)、Yu(2010)均尝试从不同角度出发,为引力模型寻找经济意义上的理论基础。

如今,引力模型在国际贸易实证研究中获得成功,新纳入的各变量也阐明了不同作者考察的特定问题,并且由于其被解释变量是贸易额,所以可以预测贸易潜力。但目前使用引力模型进行预测的文献均是使用模型的拟合值与真实贸易额

相比较，以此来判断相关经济体的贸易潜力（盛斌和廖明中，2004），属于“事后预测”，而进行“事前预测”需要各解释变量的相应预测值，因此利用贸易引力模型进行“事前预测”的文献十分鲜见。本文的目标即是对中国出口的未来发展潜力进行科学合理的预测，借助贸易引力模型这一具有理论基础的实证方法进行“事前预测”。各解释变量的预测值使用国际组织发布的权威数据或根据现实情况进行预测，从而具备了进行“事前预测”的条件。受数据可获得性的限制，为保证数据质量和预测精度，本文的重点在于短期预测，随后进行的中长期预测仅展现出中国出口发展的未来趋势。

相比已有文献，我们进行的出口潜力预测是真正意义上的“事前预测”，而且具有理论基础，在基本的贸易引力模型中加入中国出口发展进程中特定的诸因素，更为精准全面地刻画了中国对外贸易的发展路径和影响因素。另外，本文使用的样本包含了可获得数据的全部贸易伙伴，从而使计量分析过程囊括了最为全面的信息。因此，我们的预测过程更为科学严谨，预测结果更为可信。

除引言外，本文其余部分安排如下。第二部分介绍计量方法并描述数据，第三部分是对中国出口方程的估计，并使用估计结果对历史出口状况进行拟合，第四部分是对中国出口总量的预测，包括基于 IMF 数据的短期预测和基于 OECD 数据的中长期预测，第五部分是对重要贸易伙伴出口额的预测，第六部分是结论性评述。

二、计量方法与数据

（一）计量方法

本文构建的中国出口方程以国际贸易的引力模型为基础，基本的贸易引力模型以双边贸易额为被解释变量，以贸易双方的GDP和双边距离作为解释变量，可以将其以对数形式表述如下：

$$\log(\text{Export}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{GDP}_{-C_t}) + \beta_2 \log(\text{GDP}_{-P_{it}}) + \beta_3 \log(\text{Dist}_i) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

本文旨在预测中国出口增长潜力，因而（1）式中的 Export_{it} 表示时期 t 中国对贸易伙伴 i 的出口额。 GDP_{-C_t} 为 t 时期中国的GDP， $\text{GDP}_{-P_{it}}$ 为 t 时期贸易伙伴 i 的GDP， Dist_i 为中国同贸易伙伴 i 之间的距离。^①

由于中国出口还会受到诸多因素的影响，综合贸易理论和中国对外贸易发展的现实情况，我们在基本引力模型的基础上加入更多变量，同时为尽量避免多重共线性，我们又舍弃了经济意义上相近的一些变量，最终构造中国出口方程如下：

^① Dist_i 不随时间变化，因而同截面固定效应完全共线。在进行计量分析时，为了加入截面固定效应，我们使用距离乘以燃油价格指数构造“可变”的双边距离变量 Wdist_{it} 。

$$\log(\text{Export}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{GDP}_t - C_t) + \beta_2 \log(\text{GDP}_t - P_{it}) + \beta_3 \log(\text{Dist}_i) \\ + \beta_4 \text{Border}_i + \beta_5 \text{Population}_{it} + \beta_6 \text{Tariff}_{it} + \beta_7 \text{Barrier}_{it} + \beta_8 \text{PTA}_{it} + \beta_9 \text{WTO}_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 Border_i 为边界虚拟变量，作为双边距离的补充，该变量也反映了地理因素决定的贸易成本，若贸易伙伴同中国有共同边界，则赋值为 1，否则为 0。中国出口增长显然要受到国外需求的影响， $\text{GDP}_t - P_{it}$ 可以表示贸易伙伴的需求规模，但与此同时，人口因素也会对贸易伙伴对中国产品的需求产生重要影响，众多的人口或高速的人口增长意味着庞大的市场规模或市场规模的扩张，因而在 (2) 式还加入了变量 Population_{it} ，该变量为伙伴 i 在时期 t 的人口增长率。

贸易伙伴设置的贸易壁垒是中国出口的重要限制因素。一方面，传统的关税壁垒直接抬高中国出口产品的价格，另一方面，反倾销、反补贴、保障措施等非关税壁垒会以各种形式阻碍中国产品进入贸易伙伴市场。关税的削减和非关税壁垒的减少会促进中国出口增长。在 (2) 式中， Tariff_{it} 为伙伴 i 在时期 t 的平均关税水平，用以控制关税壁垒的影响； Barrier_{it} 为伙伴 i 在时期 t 对中国发起的反倾销数量，由于反倾销已成为中国产品在世界市场上面临的最重要非关税壁垒（王孝松和谢申祥，2009），因此我们使用该变量控制非关税壁垒对中国出口的影响。

此外，我们还将控制中国入世和参与特惠贸易协定两方面因素。 WTO_t 为虚拟变量，中国入世之后的年份设定为 1，之前为 0，这可以控制中国入世对出口带来的显著促进作用；WTO 倡导的多边谈判涉及成员众多、利益协调难度很大，因而众多经济体转而组成特惠贸易协定，在小范围内推动贸易发展（巴格瓦蒂，2003），近年来中国政府也积极推动特惠贸易协定的建立，以进一步开拓市场、促进贸易发展， PTA_{it} 即控制特惠贸易协定的影响作用，如果在时期 t ，中国和贸易伙伴 i 签订了特惠贸易协定，则该值为 1，否则为 0。^②

（二）数据描述

以扩展的引力模型 (2) 式作为出口决定方程，本文使用 1995 年至 2011 年中国同 189 个贸易伙伴的面板数据进行定量分析，并在此基础上预测 2012 年至 2060 年的出口额，其中 2012 年至 2017 年的短期预测为研究重点。选取 1995 年作为起始年份，是因为经过改革开放以来的多年发展，中国出口贸易显著增长、贸易流向不断多元化，从 1995 年开始，中国产品销往世界上几乎全部国家（地区），也恰好在当时，中国产品开始愈发频繁地遭遇各种贸易壁垒，WTO 也是在 1995 年成立，以 95 年为起始点可以考察中国入世效应；2011 年的数据是截止本文写作时能获得

^② 众多文献将特惠贸易协定称为“自由贸易协定 (FTA)”，加入 FTA 的成员之间实行自由贸易，而对来自 FTA 之外的成员实施进口限制。FTA 的签订显然会对中国的出口贸易造成显著影响，应该加以控制。

的最新数据。我们将中国全部的贸易伙伴都纳入到计量模型中来，从而获得最全面的出口信息，但一些贸易伙伴的关键变量（如GDP、关税水平等）无法获得，我们只能将其剔除，最终的样本包含了189个贸易伙伴。

被解释变量为中国对特定贸易伙伴的出口额，来源于联合国Comtrade数据库。^③由表1可见，在每一年度，样本包含的中国出口额占中国出口总额比重很高，介于97%至98%之间，损失的出口额信息只占很小的比重。

表 1 中国出口概览及样本情况

年份	出口总额	出口增长率	出口依存度	样本出口额	样本额/总额
1995	148.78	22.95	20.44	144.32	97.00
1996	151.05	1.53	17.64	146.86	97.23
1997	182.79	21.01	19.19	177.68	97.20
1998	183.81	0.56	18.03	178.69	97.21
1999	194.93	6.05	17.99	189.85	97.39
2000	249.20	27.84	20.79	242.60	97.35
2001	266.10	6.78	20.09	259.47	97.51
2002	325.60	22.36	22.40	317.13	97.40
2003	438.23	34.59	26.71	426.48	97.32
2004	593.33	35.39	30.72	576.74	97.21
2005	761.95	28.42	33.76	741.69	97.34
2006	968.94	27.17	35.72	943.42	97.37
2007	1220.06	25.92	34.92	1190.59	97.58
2008	1430.69	17.26	31.64	1397.35	97.67
2009	1201.65	-16.01	24.08	1173.56	97.66
2010	1577.76	31.30	26.60	1538.66	97.52
2011	1898.39	20.32	25.94	1850.46	97.48

注：出口额单位为十亿美元，其余均为百分比。

资料来源：根据联合国 Comtrade 数据库和世界银行统计数据整理而得。

解释变量方面，本文使用的GDP和关税数据来源于世界银行数据库，人口增长率通过该数据库中的人口数量计算而得；^④地理距离和边界虚拟变量来源于CEPII的Gravity Dataset数据库；^⑤为构造“可变”的双边距离，我们使用国际货币基金组织（IMF）提供的原油价格指数与双边地理距离相乘；^⑥反倾销诉讼数目来自于Brandies大学Bown教授建立的全球反倾销数据库；^⑦特惠贸易协定数据来源于WTO官方网站，我们根据网站提供的各协定参与者名单为变量PTA赋值。

^③ 网址为<http://comtrade.un.org/db/dqQuickQuery.aspx>。

^④ 网址为<http://data.worldbank.org/>，一些国家的部分关税数据无法获得，我们从这些国家相关政府部门的网站查找相应数据作为补充。

^⑤ 网址为<http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/gravity.htm>。

^⑥ 原油价格数据来源于<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>。

^⑦ 网址为<http://econ.worldbank.org/ttbd/>。

各变量的含义、描述性统计和预期符号参见表2。

表2 变量描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	预期符号
被解释变量				
<i>Export</i>	中国对贸易伙伴出口额(美元)	3.5e9	1.72e10	
<i>Log(Export)</i>	中国对贸易伙伴出口额对数值(美元)	18.720	2.959	
解释变量				
<i>Log(GDP_C)</i>	中国GDP对数值(百万美元)	28.309	0.706	+
<i>Log(GDP_P)</i>	贸易伙伴GDP对数值(百万美元)	23.371	2.427	+
<i>Log(Dist)</i>	中国同贸易伙伴地理距离对数值(公里)	9.026	0.506	-
<i>Log(Wdist)</i>	经燃油价格加权的地理距离对数值	8.647	0.823	-
<i>Border</i>	中国同贸易伙伴是否有共同边界	0.074	0.262	+
<i>Population</i>	贸易伙伴的人口增长率(%)	1.492	1.488	+
<i>Tariff</i>	贸易伙伴的平均关税水平	0.096	0.076	-
<i>Barrier</i>	贸易伙伴对华发起反倾销诉讼次数	0.207	1.165	-
<i>PTA</i>	中国同贸易伙伴是否签订了特惠贸易协定	0.023	0.151	+
<i>WTO</i>	中国入世虚拟变量(2002年以后=1)	0.588	0.492	+

资料来源：详见文中所述

三、中国出口方程的估计

(一) 出口方程估计结果

本文对中国未来出口额的预测是基于出口方程进行的，因此模型形式是否合理直接决定着预测的准确性和有效性。对出口方程的初步估计结果列于表3之中。为检验计量结果的稳健性，我们在(1)至(4)列的回归中逐步添加解释变量，其中第(4)列纳入了(2)式中的全部解释变量。我们发现，贸易引力模型中核心解释变量的估计结果十分稳健，均在1%的水平上显著且符号与预期相符：中国和贸易伙伴的GDP均对中国出口具有显著的正向影响，而地理距离对中国出口产生了显著的负向影响。从系数取值范围来看，中国出口额对本国GDP的弹性介于0.9到1.2之间，而中国出口额对贸易伙伴GDP的弹性介于0.93到0.95之间，在前三次估计中，中国自身经济增长因素对出口贸易的影响均大于贸易伙伴的需求因素，当纳入全部解释变量时，需求因素的影响反而略大于中国自身因素的影响。地理距离对中国出口的影响较大，当未控制其他因素时，中国出口额对地理距离的弹性为-0.687，在控制了人口增长、贸易壁垒和特惠贸易协定等因素之后，出口对距离的弹性为-0.414，说明在运输和通讯技术高度发展的今天，

⑧ 网址为<http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>。

地理距离仍然构成了非常重要的贸易成本（Anderson 和 van Wincoop, 2004），显著抑制了中国出口贸易。

在第（2）列的回归中，我们加入了边界虚拟变量和人口增长率。两个变量的估计系数均显著为正，意味着中国企业倾向于向边境接壤国家出口产品，也表明贸易伙伴的人口增长率的确是影响其对中国产品需求的重要因素，贸易伙伴的人口增长率每提高 1%，中国对其出口额会增加 0.11%。第（3）列又加入两个贸易壁垒变量，计量结果表明贸易伙伴的关税水平越高，中国对其出口额越小；而非关税壁垒（反倾销申诉次数）估计系数为负却不显著，表明贸易伙伴非关税壁垒对中国出口的抑制作用让位于其他影响因素。第（4）列又加入特惠贸易协定和中国入世两个虚拟变量，估计系数均显著为正，一方面说明加入 WTO 使中国进入了对外贸易发展的新时代，出口增长率迅速提高，另一方面说明中国加入的特惠贸易协定（例如同东盟签订的 FTA）切实削减了贸易伙伴的贸易壁垒，显著促进中国出口增长。

计量方程在整体上是显著的，模型的拟合优度较高，介于 0.78 到 0.8 之间，且随纳入的解释变量增加而逐渐提高。

表 3 出口方程估计结果 (I)

	(1)	(2)	(3)	(4)
常数	-30.50*** (1.090)	-32.91*** (1.111)	-32.88*** (1.120)	-26.60*** (1.652)
<i>Log(GDP_C)</i>	1.190*** (0.035)	1.181*** (0.035)	1.164*** (0.035)	0.933*** (0.057)
<i>Log(GDP_P)</i>	0.933*** (0.010)	0.947*** (0.010)	0.950*** (0.011)	0.950*** (0.011)
<i>Log(Dist)</i>	-0.687*** (0.049)	-0.456** (0.057)	-0.415*** (0.059)	-0.414*** (0.058)
<i>Border</i>		0.834*** (0.109)	0.862*** (0.110)	0.863*** (0.110)
<i>Population</i>		0.106*** (0.016)	0.105*** (0.016)	0.105*** (0.016)
<i>Tariff</i>			-0.202** (0.094)	-0.203** (0.095)
<i>Barrier</i>			-0.026 (0.022)	-0.028 (0.022)
<i>PTA</i>				0.440*** (0.164)
<i>WTO</i>				0.414*** (0.080)
固定效应	无	无	无	无
调整的 R^2	0.785	0.792	0.793	0.795

<i>F</i> 统计量	3797.1	2374.5	1700.7	1503.7
观测值数量	3109	3109	3109	3109

括号中为标准差，***、**和*分别表示估计的系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。下表同。

在表 3 的出口方程中存在 *Dist* 和 *Border* 两个不随时间变化的变量，因此在 (1) 至 (4) 列的回归中无法加入截面固定效应。人们对早期引力模型的批判之一便是其使用截面数据进行回归，无法使用固定效应，而不同的截面可能存在着十分重要的个体特征，方程中纳入的解释变量无法全面衡量，会存在遗漏变量问题。使用面板数据估计引力模型的重要作用之一便是可以加入固定效应 (Egger, 2002)，将遗漏的重要解释变量吸收进来，因此我们又在出口方程中纳入截面固定效应重新进行回归。

表 4 出口方程估计结果 (II)

	(5)	(6)	(7)	(8)
常数	-29.81*** (0.778)	-24.58*** (1.112)	-27.11*** (0.437)	-22.57*** (0.592)
<i>Log(GDP_C)</i>	1.026*** (0.036)	0.771*** (0.053)	0.971*** (0.021)	0.765*** (0.028)
<i>Log(GDP_P)</i>	0.824*** (0.045)	0.776*** (0.045)	0.776*** (0.028)	0.719*** (0.027)
<i>Log(Wdist)</i>		-0.363*** (0.056)		-0.308*** (0.029)
<i>Population</i>	0.018 (0.011)	0.016 (0.011)	0.015*** (0.005)	0.013*** (0.005)
<i>Tariff</i>	-0.632* (0.397)	-0.634* (0.398)	-0.715** (0.348)	-0.714** (0.342)
<i>Barrier</i>	0.012 (0.015)	0.010 (0.015)	-0.019*** (0.006)	-0.018*** (0.005)
<i>PTA</i>	0.389*** (0.090)	0.409*** (0.090)	0.246*** (0.036)	0.254*** (0.033)
<i>WTO</i>	0.417*** (0.036)	0.357*** (0.037)	0.385*** (0.019)	0.335*** (0.019)
估计方法	PLS	PLS	EGLS	EGLS
固定效应	有	有	有	有
调整的 <i>R</i> ²	0.958	0.959	0.960	0.961
<i>F</i> 统计量	370.8	374.4	15204.7	17086.1
观测值数量	3109	3109	3109	3109

最简单的做法是在估计 (2) 式时加入截面固定效应，同时将 *Dist* 和 *Border* 两个变量去掉，表 4 的第 (5) 列便是这样估计的结果。此时各变量的估计系数大多是在取值范围上略有变化，关税 *Tariff* 的显著性水平有所下降，仅在 10%

的水平上显著。变化最为明显的是人口增长率 *Population*，此时该变量的估计系数为正但不显著，可能的原因在于，截面固定效应中包含了贸易伙伴的种种特征，人口因素也包含其中，因而贸易伙伴的市场规模因素被固定效应吸收了，表现出显著性水平大幅下降。

为了在加入固定效应的同时考察地理距离的影响作用，可以构造“可变”的地理距离变量，我们使用IMF发布的原油价格指数与地理距离相乘，构建加权的地理距离 *Wdist*。^⑨第（6）列的估计结果表明，加权的地理距离所反映的贸易成本仍然是中国出口的重要影响因素，出口额对该贸易成本的弹性为-0.36。绝大多数的截面固定效应均显著，计量方程的拟合优度比未加固定效应时显著提高，达到0.96的水平。

进一步地，为了克服可能存在的异方差问题，我们又使用广义最小二乘法（EGLS）进行估计，表4的（7）、（8）两列同（5）、（6）两列相对应，纳入的解释变量相同，只是估计方法为EGLS。此时，GDP和距离变量仍然显著且符号同预期相符，*PTA*和*WTO*两个虚拟变量仍然显著为正。与（5）、（6）列估计结果的差异在于，此时人口增长率 *Population* 和关税 *Tariff* 均在1%的水平上显著，而且在前面估计一直不显著的非关税壁垒变量 *Barrier* 在1%的水平上显著，这表明反倾销措施显著抑制了中国产品出口，是中国对外贸易发展过程中不容忽视的问题。（7）、（8）两个计量方程的拟合优度比（5）、（6）略有提高，而 *F* 统计量大幅提高，我们初步认为这两个计量模型的形式更为合理。这就是说，在校正了截面异方差问题之后，模型中所纳入解释变量的估计系数均显著且与预期相符。

（二）出口方程对历史数据的拟合情况

表5 根据计量方程拟合的出口额（十亿美元）

年份	项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1995	拟合值	83.50	73.76	73.38	72.4	103.04	106.08	110.8	112.79
	拟合值/真实值	0.58	0.51	0.51	0.50	0.71	0.74	0.77	0.78
1996	拟合值	100.55	90.32	88.66	84.26	126.61	132.83	135.00	139.57
	拟合值/真实值	0.68	0.62	0.60	0.57	0.86	0.90	0.92	0.95
1997	拟合值	111.36	100.02	97.77	90.51	141.23	141.23	149.87	149.19
	拟合值/真实值	0.63	0.56	0.55	0.51	0.79	0.79	0.84	0.84
1998	拟合值	115.53	104.51	103.55	94.51	144.31	123.65	152.39	133.13
	拟合值/真实值	0.65	0.58	0.58	0.53	0.81	0.69	0.85	0.75
1999	拟合值	131.2	116.90	111.86	100.28	160.89	151.74	170.54	161.73
	拟合值/真实值	0.69	0.62	0.59	0.53	0.85	0.80	0.90	0.85
2000	拟合值	153.55	137.07	130.09	113.96	185.31	200.32	194.96	207.57

^⑨ IMF发布的是月度原油价格指数，我们取每年12个月的简单平均作为年度指数（2005年为100），并使用GDP平减指数进行了平减。

	拟合值/真实值	0.63	0.57	0.54	0.47	0.76	0.83	0.80	0.86
2001	拟合值	167.58	151.12	141.27	120.75	203.28	203.01	213.46	212.79
	拟合值/真实值	0.65	0.58	0.54	0.47	0.78	0.78	0.82	0.82
2002	拟合值	192.73	173.79	161.47	204.05	347.66	321.70	352.04	329.51
	拟合值/真实值	0.61	0.55	0.51	0.64	1.10	1.01	1.11	1.04
2003	拟合值	248.41	224.23	208.96	256.75	421.59	397.31	423.44	402.55
	拟合值/真实值	0.58	0.53	0.49	0.60	0.99	0.93	0.99	0.94
2004	拟合值	336.43	306.61	291.76	346.25	539.17	534.92	529.56	525.74
	拟合值/真实值	0.58	0.53	0.51	0.60	0.93	0.93	0.92	0.91
2005	拟合值	431.68	399.91	388.97	445.84	653.22	703.03	638.73	679.69
	拟合值/真实值	0.58	0.54	0.52	0.60	0.88	0.95	0.86	0.92
2006	拟合值	572.17	542.2	526.44	578.43	841.63	922.81	812.01	877.82
	拟合值/真实值	0.61	0.57	0.56	0.61	0.89	0.98	0.86	0.93
2007	拟合值	855.83	829.4	776.93	802.5	1174.66	1175.4	1169.09	1170.82
	拟合值/真实值	0.72	0.70	0.65	0.67	0.99	0.99	0.98	0.98
2008	拟合值	1255.13	1223.6	1149.28	1118.91	1378.71	1376.42	1380.24	1405.28
	拟合值/真实值	0.90	0.88	0.82	0.80	0.99	0.99	0.99	1.01
2009	拟合值	1332.55	1268.19	1189.42	1131.86	1132.09	1129.8	1154.67	1160.21
	拟合值/真实值	1.14	1.08	1.01	0.96	0.96	0.96	0.98	0.99
2010	拟合值	1764.34	1821.12	1767.17	1620.62	1554.25	1559.83	1560.22	1568.67
	拟合值/真实值	1.15	1.18	1.15	1.05	1.01	1.01	1.01	1.02
2011	拟合值	2468.69	2536.36	2461.75	2151.35	1879.72	1882.39	1890.34	1889.51
	拟合值/真实值	1.33	1.37	1.33	1.16	1.02	1.02	1.02	1.02
平均	拟合值/真实值	0.81	0.84	0.88	0.90	0.96	0.96	0.96	0.97

表 6 根据计量方程拟合的出口增长率 (%)

	实际 增长率	样本 增长率	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1996	1.52	1.76	20.42	22.45	20.82	16.37	22.87	25.22	21.84	23.74
1997	21.02	20.99	10.74	10.74	10.28	7.42	11.55	6.32	11.01	6.89
1998	0.56	0.57	3.75	4.49	5.91	4.41	2.18	-12.45	1.68	-10.76
1999	6.05	6.24	13.56	11.86	8.03	6.11	11.49	22.72	11.91	21.48
2000	27.84	27.79	17.04	17.25	16.29	13.64	15.18	32.02	14.32	28.34
2001	6.78	6.95	9.13	10.25	8.60	5.96	9.70	1.34	9.49	2.51
2002	22.36	22.23	15.01	15.00	14.30	68.98	71.03	58.47	64.92	54.85
2003	34.59	34.48	28.89	29.02	29.41	25.83	21.27	23.50	20.28	22.17
2004	35.39	35.23	35.43	36.74	39.62	34.86	27.89	34.64	25.06	30.60
2005	28.42	28.60	28.31	30.43	33.32	28.76	21.15	31.43	20.62	29.28
2006	27.16	27.20	32.55	35.58	35.34	29.74	28.84	31.26	27.13	29.15
2007	25.92	26.20	49.58	52.97	47.58	38.74	39.57	27.37	43.97	33.38
2008	17.26	17.37	46.66	47.53	47.93	39.43	17.37	17.10	18.06	20.03
2009	-16.01	-16.02	6.17	3.64	3.49	1.16	-17.89	-17.92	-16.34	-17.44
2010	31.3	31.11	32.40	43.60	48.57	43.18	37.29	38.06	35.12	35.21

2011	20.32	20.26	39.92	39.27	39.30	32.75	20.94	20.68	21.16	20.45
平均	18.16	18.19	24.35	25.68	25.55	24.83	21.28	21.24	20.64	20.62

我们基于贸易引力模型构建了出口方程，方程的估计结果令人满意，因此可以利用所构建的出口方程对未来中国出口潜力进行预测。在进行正式的预测，即“事前预测”之前，我们先考察模型对中国历史出口额的拟合情况。

在对出口方程进行估计之后，可以得到中国在各年份向每个贸易伙伴出口额的拟合值，将每一年向全部贸易伙伴的出口额相加，得到该年出口额的拟合值（即“事后预测”值）。使用八种计量模型分别进行预测，各年度的拟合值，以及拟合值同真实值之比列于表 5 之中。

由表 5 可见，未加固定效应的计量模型（第 1 至 4 列）存在着拟合值偏低的情况，在较早的年份，拟合的出口额仅占实际出口额的 50%至 60%之间，尽管拟合值与真实值之比不断提高，但直到 2008 年拟合值仍小于真实值。加入固定效应之后，拟合值规模显著增大，但仍然存在“前低后高”的特征。1995 年，拟合值与真实值之比介于 0.7 至 0.8 之间，随后在波动中提高，2002 年贸易额的拟合值徒增高峰，超过 1；此后至 2009 年，该比重略有下降，绝大多数介于 0.86 至 1 之间；2010 年和 2011 年，比值略大于 1。从整个考察期来看，未加固定效应时，拟合值与真实值之比的平均值在 0.8 至 0.9 之间，加入固定效应时，该比值的平均值为 0.96 左右，拟合值与真实值更为接近。

利用出口方程，除进行出口额预测之外，还可以对出口增长率进行预测。从表 6 可见，未加固定效应的计量模型对单个年份的出口增长率预测情况并不理想，很多时候存在对现实中出口波动的“放大效应”，即在出口增长率高的年份，拟合值的增长率更高，而在实际增长率低的年份，拟合值的增长率更低。加入固定效应之后，对增长率的预测精度有所提高，但在较早的年份，“放大效应”仍然比较明显，从 2004 年之后，这四个模型，特别是模型（7）和模型（8）的预测值同真实值趋于一致。从整个考察期来看，模型（7）和模型（8）预测的增长率平均值与实际增长率较为接近。这样的结果表明，使用适当的模型形式，谨慎地利用出口方程进行“事前预测”，能够得到较为准确可信的预测值，可以为评估中国出口增长潜力提供一定的洞察和启示。

综合表 5 和表 6 的拟合结果，可以认为模型（7）和模型（8）的预测结果更为合理。从拟合值与真实值比较来看，这两个模型在各年份的离差相对较小；从平均增长率来看，这两个模型与真实值最为接近；从各年份的增长率来看，这两个模型对现实出口波动的“放大效应”相对较小。由此，我们将使用模型（7）和模型（8），即包含截面固定效应且使用 EGLS 方法估计的出口方程来预测未来出口额。

四、中国出口总量预测

（一）基于 IMF 数据的短期预测

基于出口方程进行“事前预测”需要获得全部解释变量的预测值，而对一些解释变量进行预测十分困难，这正是鲜有使用引力模型对贸易流量进行“事前预测”的重要原因。对于本文计量模型中使用的解释变量而言，对 189 个贸易伙伴的 GDP 和人口进行预测，是一项浩繁的系统工程，单个研究者或研究机构无法展开，而重要国际组织的系统预测恰好为我们提供了权威可信的预测数据。

IMF 的“世界经济展望 (World Economic Outlook)”数据库对世界各国 GDP 进行短期预测，由于该系统在预测时考虑了众多理论和现实因素，所以被认为是 GDP 预测的权威数据。2012 年 4 月发布的报告预测了 2012 年至 2017 年的 GDP，我们以此作为样本外 GDP 观测值。^⑩联合国人口署对世界各国人口进行的预测也具有权威性，该部门倾向于进行长期预测，但在短期内会根据现实情况对预测进行修正，我们使用的人口数据来源于人口署 2010 年发布的《世界人口展望 (World Population Prospect)》。^⑪模型 (8) 中的解释变量包含“可变”的地理距离 $Wdist$ ，需要未来原油价格的预测值，我们使用了美国能源信息局 (EIA) 的预测。^⑫

除此之外，还有各国的关税水平和对华反倾销数量需要预测。关税方面，我们基于两种假设进行预测。第一种是“乐观预测”，即假设 2012 年至 2017 年 WTO 各成员严格按照关税减让安排，使用最惠国关税 (MFN Tariff)；第二种是“悲观预测”，在全球经济持续低迷、贸易保护主义抬头的形势下，各国关税水平在短期内达到减让表中规定的上限 (Tariff Binding)。^⑬反倾销数量方面，考察期内未曾对中国发起反倾销的贸易伙伴，其日后反倾销数量设定为 0，发起过反倾销的贸易伙伴，未来各年反倾销数量为前 17 年的平均值。^⑭

为保证预测结果的合理性与可信性，我们分四种情形进行预测。如上文所述，我们对关税进行了“乐观”和“悲观”两种预期，同样地，对未来 GDP 增长也存在不同的预期。我们发现 IMF 对未来数年世界经济预期的预期比较乐观，给出的 GDP 预测值普遍较高，^⑮但目前全球经济仍然笼罩在危机的阴影中，特别是发达经

^⑩ 数据来源于 <http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=28>。

^⑪ 该报告预测了 2010 年到 2100 年世界主要国家的人口数量，网址为 <http://esa.un.org/unpd/wpp/Excel-Data/population.htm>。

^⑫ 网址为 <http://www.eia.gov/analysis/projection-data.cfm#annualproj>。

^⑬ WTO 成员关税减让表来源：

http://www.wto.org/english/tratop_e/schedules_e/goods_schedules_table_e.htm。对于非 WTO 成员，我们假定 2012 年至 2017 年的关税水平与 2011 年相同。

^⑭ 2012 年的预测值为 1995 至 2011 年的平均值，依此类推。样本考察期为 17 年，所以未来各年的预测值为前 17 年的平均值。根据我们的研究，反倾销在各年度的分布近似于 Poisson 分布或负二项分布，不适宜使用时间序列方法进行预测，所以我们仅使用了算术平均值作为预测值。

^⑮ 限于篇幅，本文没有对所使用的预测值进行描述性统计，感兴趣的作者可按照相应网址下载或向作者索取原始数据。

济体的经济绩效一直不见起色，因此我们基于“悲观预期”对IMF的预测值进行了调整。^⑥这样，根据对关税和GDP的不同预期，可分为四种情形进行预测（表7）。

表7 预测的四种情形

	关税	GDP
情形一	上限	低速增长
情形二	上限	IMF 预测增长率
情形三	最惠国	低速增长
情形四	最惠国	IMF 预测增长率

表8 出口额及出口依存度预测

模型	情形	项目	2012	2013	2014	2015	2016	2017
模型 (7)	情形一	出口额	2147.28	2377.68	2613.55	2828.91	3086.90	3380.16
		出口增长率		10.73	9.92	8.24	9.12	9.50
		出口依存度	26.87	27.09	27.11	26.74	26.61	26.59
	情形二	出口额	2175.16	2432.70	2745.30	3072.27	3422.20	3721.98
		出口增长率		11.84	12.85	11.91	11.39	8.76
		出口依存度	27.22	27.72	28.47	29.04	29.50	29.27
	情形三	出口额	2149.91	2351.57	2617.77	2871.43	3210.26	3508.49
		出口增长率		9.38	11.32	9.69	11.80	9.29
		出口依存度	26.90	26.79	27.15	27.14	27.68	27.60
	情形四	出口额	2154.84	2472.68	2837.89	3188.37	3525.70	3839.84
		出口增长率		14.75	14.77	12.35	10.58	8.91
		出口依存度	26.96	28.17	29.43	30.13	30.40	30.20
模型 (8)	情形一	出口额	2144.96	2338.86	2589.82	2841.30	3076.84	3350.37
		出口增长率		9.04	10.73	9.71	8.29	8.89
		出口依存度	26.84	26.65	26.86	26.85	26.53	26.35
	情形二	出口额	2183.57	2452.80	2751.31	3074.59	3430.32	3741.11
		出口增长率		12.33	12.17	11.75	11.57	9.06
		出口依存度	27.32	27.95	28.54	29.06	29.57	29.43
	情形三	出口额	2168.15	2410.55	2682.22	2947.76	3260.51	3552.33
		出口增长率		11.18	11.27	9.90	10.61	8.95
		出口依存度	27.13	27.46	27.82	27.86	28.11	27.94
	情形四	出口额	2198.50	2522.78	2864.87	3207.51	3549.75	3882.36
		出口增长率		14.75	13.56	11.96	10.67	9.37
		出口依存度	27.51	28.74	29.71	30.31	30.60	30.54

注：出口额单位为十亿美元，出口增长率和出口依存度为百分比。

^⑥ 调整的方法是根据公式 $\frac{g_{jt}^{\max} - g_{it}}{g_{it}} = \frac{g_j^{\max} - g_{it}^*}{g_{it}^*}$ 求出 g_{it}^* 作为第 t 年经济体 i 调整后的 GDP 增长率。其中

g_{jt}^{\max} 为第 j 组贸易伙伴在第 t 年 GDP 增长率的 最大值， g_{it} 为经济体 i 在第 t 年的增长率， g_j^{\max} 为作者设定的第 j 组贸易伙伴增长率的上限。全部贸易伙伴分为三组，其中发达经济体增速的上限为 3%，新兴经济体增速的上限为 10%，其他经济体增速上限为 5%。中国的 GDP 预测值未作调整，仍按 IMF 发布的数据赋值。

表 8 展示了根据出口方程预测的未来五年中国出口总额。情形四是最为“乐观”的估计方法，而情形一是最为“悲观”的估计方法。根据模型（7）的预测，在世界各国的增长率符合 IMF 预测、并且各国贯彻 WTO 关税减让原则进一步削减关税的情况下，2013 年至 2017 年各年的出口增长率介于 9%到 15%之间，到 2017 年中国出口总额已达 3.8 万亿美元。而在全球经济持续低迷，并且关税水平未削减的情况下，中国各年出口增长率可维持在 10%左右，2017 年的出口额为 3.38 万亿美元。两种折中的情形下，预测值分别为 3.5 万亿和 3.7 万亿美元。模型（8）的估计结果同模型（7）没有显著差异，情形一的预测值为 3.35 万亿美元，情形四为 3.88 万亿美元。结合 IMF 预测的 GDP 数据，可以计算未来五年的出口依存度，根据我们的预测结果，出口依存度将维持在 26%至 31%之间，与近年来的实际值持平。这样的估计结果表明，即使按照最“悲观”的预期进行预测，中国出口在短期内仍能保持较快的增长，到 2017 年，出口额将是 2011 年的 1.8 倍。

（二）基于 OECD 数据的中长期预测

基于 IMF 发布的 GDP 短期预测数据和联合国人口署发布的人口预测数据，我们预测了 2012 年至 2017 年的中国出口增长潜力，为今后五年的对外贸易发展走势提供了明朗的预期。但中国各界似乎对出口的长期走势非常关注，我们在此利用 OECD 统计署对 GDP 的较长期预测值来估算中国出口在中长期的发展前景。

OECD 于 2012 年 6 月发布的《经济展望（Economic Outlook）》预测了包括中国在内的 40 个国家 2012 年至 2060 年的 GDP，这 40 个国家包括 OECD 成员和中国、巴西、俄罗斯、印度、印尼、南非等新兴市场国家。^⑦受数据可获得性的限制，我们只能预测出中国向样本中所包含的 39 个贸易伙伴的长期出口额，再除以向这些国家的出口额占出口总额比重。^⑧关税水平采用“悲观预期”方法，假定各国的关税水平为其减让表中的上限；反倾销发起数目仍使用移动平均值；人口预测值仍使用联合国人口署发布的《世界人口展望》。综上，由于受到各方面约束，本文进行的长期预测只能展示出中国出口在未来四十余年的走势，对所预测的具体数值进行解读时需要非常谨慎。

表 9 报告了 2020 年至 2060 年中国出口额预测值，根据我们的预测，2020 年中国出口额将达到 4.18 万亿美元的规模，相比于近年来的增长速度，此后的 40 年间将维持中低速增长，且增速日趋缓和，2050 年至 2060 年间的年均增长率将在 6.5%左右。即使在这种温和增长的态势下，2060 年中国出口额将达到 103 万亿美元的规模，为 2020 年的 24 倍，为 2011 年的 54 倍。届时，中国的出口依

^⑦ 数据来源：<http://stats.oecd.org/>。

^⑧ 从 1995 年至 2011 年，中国向样本中包含的 39 个国家的出口额占对世界出口总额的 60%到 67%之间。进行长期“事前预测”时，对样本国家的出口份额是未知的，也需要预测，我们取 17 年份的平均值来推测未来中国出口总额。

存度将降至 17%左右，低于 20%的出口依存度正是当前政府期望的结果，经过大力发展内需、调整经济结构的努力，若能在半个世纪的时间内实现此目标，则可以真正实现内外平衡、在保持出口增长的同时降低对外部市场的依赖程度。

表 9 中长期出口额预测（十亿美元）

模型	项目	2020	2030	2040	2050	2060
模型(7)	贸易额	4176	10444	24499	51920	103093
	增长率	9.6	8.9	7.8	7.1	6.4
模型(8)	贸易额	4183	10654	25223	53952	107129
	增长率	9.8	9.0	7.9	7.1	6.5

注：增长率为 10 年平均值。

五、中国向特定贸易伙伴出口预测

利用本文设定的出口方程，可以对中国向样本中包含的每一个贸易伙伴的出口额进行预测，我们选择出最重要的贸易伙伴，预测 2012 年至 2017 年中国对这些伙伴的出口额。

在进行预测之前，我们仍然先考察出口方程对历史出口额的拟合情况。由表 10 可见，对单个贸易伙伴的拟合值仍然呈现出“前低后高”的状况，即在较早的年份，拟合值与真实值之比小于 1，随着时间推移该比值持续上升。对于部分贸易伙伴，近几年的比值有过大的嫌疑（例如日本、加拿大和香港），也有部分贸易伙伴的比值在 2011 年仍小于 1（例如印度）。针对这种状况，我们采取一些方法进行矫正。一是采用“悲观预期”方法进行预测，即控制 GDP 增长率的上限，二是用拟合值与真实值之比的 17 年平均值对预测值进行平减，即使用出口额的预测值除以该比值的平均值作为最终的预测结果。

表 10 向特定贸易伙伴出口的拟合值（十亿美元）

		1995	2000	2005	2009	2010	2011	17 年平均
美国	拟合值	18.7	43.5	148	339	412	501	161.9
	拟合值/真实值	0.76	0.83	0.91	1.53	1.45	1.54	1.24
欧盟	拟合值	19.3	31.8	137	305	386	533	150.9
	拟合值/真实值	0.95	0.78	0.94	1.29	1.24	1.50	1.15
日本	拟合值	19.2	30.7	87.4	183	251	344	95.3
	拟合值/真实值	0.67	0.74	1.04	1.87	2.07	2.32	1.37
香港	拟合值	20.2	39.9	121	268	350	489	137.4
	拟合值/真实值	0.56	0.90	0.98	1.61	1.61	1.82	1.28
东盟	拟合值	8.7	15.5	40.5	112	162	233	58.4
	拟合值/真实值	0.88	0.92	0.74	1.08	1.20	1.41	1.08
印度	拟合值	0.79	1.83	8.27	23.7	34.9	47.1	11.15
	拟合值/真实值	1.03	1.17	0.93	0.80	0.85	0.93	0.86

澳大利亚	拟合值	1.32	2.60	11.3	27.9	40.3	60.7	14.17
	拟合值/真实值	0.81	0.76	1.02	1.35	1.48	1.79	1.31
加拿大	拟合值	1.25	2.62	10.6	24.2	33.5	47.0	12.3
	拟合值/真实值	0.82	0.83	0.91	1.37	1.51	1.86	1.25

表 11 向特定贸易伙伴出口额预测

贸易伙伴	2012	2013	2014	2015	2016	2017
美国	377.2	399.1 (5.79)	418.6 (4.90)	435.9 (4.12)	457.7 (5.01)	480.7 (5.03)
欧盟	358.6	401.9 (12.09)	450.2 (12.01)	495.5 (10.07)	540.9 (9.15)	590.1 (9.11)
日本	174.8	202.4 (15.79)	233.5 (15.34)	262.2 (12.32)	294.4 (12.28)	327.8 (11.33)
香港	339.8	380.3 (11.90)	424.8 (11.70)	470.6 (10.79)	521.8 (10.89)	575.8 (10.34)
东盟	224.1	245.3 (9.47)	269.1 (9.69)	293.7 (9.15)	320.9 (9.25)	348.0 (8.47)
印度	49.5	59.1 (19.30)	70.7 (19.69)	84.4 (19.38)	99.2 (17.60)	116.0 (16.94)
澳大利亚	39.9	41.6 (4.32)	43.9 (5.52)	46.9 (6.81)	49.9 (6.37)	52.7 (5.53)
加拿大	29.1	30.9 (6.32)	33.7 (8.92)	36.1 (7.17)	38.5 (6.69)	40.9 (6.27)

注：单位为十亿美元，括号中为增长率。

对特定贸易伙伴的出口预测值列于表 11 之中。未来五年中国对美出口的增长率将维持在 5% 的水平，2017 年的出口额将到达 4800 亿美元。同样是发达经济体，欧盟和日本的市场在未来将更有潜力，中国对这两个经济体的出口将维持在较高的水平，到 2017 年，对欧盟出口额将接近 6000 亿美元，对日出口也将超过 3000 亿美元。究其原因，美国对中国实施了十分严厉的非关税壁垒，这一因素纳入了计量模型，因而对美出口的预测值将会显著受到抑制。日本和欧盟对华实施的非关税壁垒数量相对较少，特别是日本，考察期内仅对中国发起过 1 次反倾销诉讼，这一因素纳入计量模型使中国对日出口具有较快增长的预期。

香港对于中国出口产品而言非常重要，在短期内这一状况仍将持续，根据我们的预测，未来五年对香港出口的增长率将维持在 11% 左右，2017 年对香港出口额将超过对美出口额。对东盟出口将维持在较高的增长水平，较高品质的最终产品出口将是中国对东盟出口增长的重要推动力量（Gaulier 等，2011）。中国对印度的出口增长速度在未来五年将保持在接近 20% 的水平，2017 年对印出口额将超过一千亿美元，这种预测结果的成因在于，印度作为新兴经济体的重要代表，IMF 预测的 GDP 增速很高，需求因素显著提高了中国对印出口的预测值。

澳大利亚和加拿大这两个传统的发达国家在未来五年对中国产品的需求较为平稳，中国对这两国的出口增长率将介于 4%至 9%之间，到 2017 年的出口额未有显著增长。

六、结论性评述

以国际贸易的引力模型为基础，本文构建了中国出口决定影响因素的计量方程，以此对中国未来出口增长潜力进行预测。我们在计量模型中纳入双边经济增长、地理及经济距离、人口增长、贸易壁垒、特惠贸易协定等因素，使用国际组织发布的关于 GDP 和人口的权威预测数据，估算出 2012 年至 2017 年中国出口总额及中国向特定贸易伙伴的出口额，同时也对中国出口增长的长期趋势进行了初步预测。

本文构建的出口方程的估计系数符合理论预期，对历史数据的拟合程度较好，使用该方程可以得到较为可信的预测结果。根据预测，2013 年至 2017 年各年的出口增长率介于 9%到 15%之间，到 2017 年中国出口总额可达 3.35 万亿美元至 3.88 万亿美元之间，即使按照最“悲观”的预期进行预测，中国出口在短期内仍能保持较快的增长，到 2017 年，出口额将是 2011 年的 1.8 倍。与此同时，未来五年的出口依存度将维持在 26%至 31%之间。

受美国经济增长缓慢以及美国对华实施贸易壁垒等因素的影响，中国对美出口在未来短期内即会出现缓慢增长的态势，而对欧盟和日本的出口将保持强劲的增长势头。香港、东盟和印度等亚洲经济体未来仍将是 中国产品重要的销售市场，特别是印度，在其经济迅猛发展的条件下，将会日益扩大从中国进口。

在全球经济形势尚不明朗的情况下，我们预测在中长期内中国对外贸易将走向中低速平稳增长的轨道，2020 年至 2060 年的年均增长率将从 10%逐渐降至 6%，2060 年中国出口总额将超过一百万亿美元，出口依存度将降至 17%左右，内外平衡发展的目标有望实现。

本文的预测将 为 界提供中国未来，特别是短期内出口增长潜力的明朗预期：根据我们的预测，中国出口尚有潜力可挖，即使在全球经济持续低迷、贸易保护主义抬头的背景下，中国出口在短期内仍能保持较快的增长速度，在长期将实现中低速持续增长，出口对拉动经济增长仍具有十分重要的贡献。

本文的政策含义是明显的，在倡导扩大内需、实现内外平衡发展的条件下，决不能忽视出口的作用，至少在本文所预测的未来近五十年时间里，仍然要重视出口对中国经济增长的拉动作用，在重视内需的同时不能使对外贸易偏废，仍然要积极参与国际分工，从外部市场获取更多的利益。

从出口流向来看，美国市场的潜力日趋减小，尽管这只是预测，但给我们敲

响了警钟，如何应对贸易壁垒、巩固已有的重要市场，是摆在中国各界面前的重要课题。印度等新兴国家的市场潜力巨大，但同样需要中国各界积极开拓，提升出口产品的竞争力，否则乐观的预期结果将无法达到。

最后，我们预测出 2060 年中国将拥有较大的出口规模和更趋合理的出口依存度，这正是中国各界的预期目标，果真如此，便实现了内外平衡的经济发展路径。由此，需要政府进行科学合理的规划与指导，各界在调整经济结构、促进产业升级的过程中不懈努力，这样，更为健康和谐的经济增长模式在中长期将有望实现。

参考文献：

- 巴格瓦蒂·贾格迪什，2003，《现代自由贸易》（中译本），中信出版社
- 盛斌、廖明中，2004，“中国的贸易流量与出口潜力：引力模型的研究”，《世界经济》第 2 期
- 王孝松、谢申祥，2009，“中国究竟为何遭遇反倾销——基于跨国跨行业数据的经验分析”，《管理世界》第 12 期
- Anderson, J. “A Theoretical Foundation of the Gravity Model.” *American Economic Review* 69 (1), 1979.
- Anderson, J. and van Wincoop, E., 2003, “Gravity with Gravitas : A Solution to the Border Puzzle”, *American Economic Review* , 93: 170~ 1921
- Anderson, J. and van Wincoop E., 2004. “Trade Costs,” *Journal of Economic Literature*, 42, 691-751.
- Bergstrand, J. “The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence.” *The Review of Economics and Statistics* 20, 1985.
- Bergstrand, J. “The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor Proportions Theory in International Trade.” *Review of Economics and Statistics*, 1989, 71, 143-153.
- Deardorff, A. “Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?” in J. A. Frankel ed., *The Rationalization of the World Economy*. Chicago: The University Of Chicago Press, 1998.
- Egger, P., 2002, “An Econometric View on the Estimation of Gravity Models and the Calculation of Trade Potentials.” *The World Economy*, Vol. 29(2), pp. 297-312.
- Evenett, S. and Keller, W., 2002, “On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation”, *Journal of Political Economy*, 110 (2): 281~ 316
- Faik K. and Lastrapes, W.D., 1989. “Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: a VAR Approach.” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 4, pp 708- 714.
- Lemoine F., 2010, “Past Successes and New Challenges: China’s Foreign Trade at a

Turning Point.” *China and World Economy*, Vol. 18, No. 3, pp. 1 – 23.

Gaulier G., F. Lemoine, D. Ünal, “China’ s New Growth Strategy and Its Impact on International Trade.” Conference on Industry Level Analysis of Globalization and its Consequences, Vienna, 26-28 May 2010

Gaulier G., F Lemoine and D Ünal,2011, “China’s foreign trade in the perspective of a more balanced economic growth”, *CEPII Working Paper*, No 2011 – 201

Helpman, E. and Krugman, P. “Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy,” in *Market Structure and Foreign Trade*. Cambridge, MA: MIT Press, 1985.

Krugman,P. and R. Baldwin,1987. “The Persistence of the U.S. Trade Deficit.” *Brookings Papers on Economic Activity*.

Leamer, Edward E. “The Commodity Composition of International Trade in Manufactures: An Empirical Analysis.” *Oxford Economic Papers* 26, 1974, pp. 350- 374.

Linnemann, H. *An Econometric Study in International Trade Flow s*. Amsterdam: Elsevier, 1966.

Mayer Thierry, Keith Head and John Ries, “The Erosion of Colonial Trade Linkages after Independence”, *CEPII Working Paper*, No 2008 – 27

Subbaraman Rob and Sun Mingchun (2007), “China’ s Re-emergence in the World Economy: Assessing the Implications” . *Lehman Brothers Working Paper*. January, 2007

Tinbergen, J. *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*. New York: The Twentieth Century Fund, 1962.

Wei S. 1996. “Intra- national versus International Trade: How Stubborn are Nations in Global Integration.” *NBER Working Paper*, No. 5531.

Yu M., 2010, “Trade, Democracy, and the Gravity Equation,” *Journal of Development Economics*, 91(2), 289-300.