

头程运费、国际贸易与经济增长

——来自中国 120 个城市的经验证据

马汴京*

摘 要 本文首次使用头程运费刻画国内不同地区面临的进出口阻力,考察内生国际贸易与经济绩效的关系。IV 结果表明 OLS 并没有高估国际贸易对中国经济增长的贡献,一旦控制了国际贸易,沿海地区并没有表现出更为出色的经济绩效;若国际贸易量提高 1%,那么该地区人均 GDP 可望增长 0.19%—0.22%。工具变量通过了严格的相关性和外生性检验,子样本敏感分析和控制变量方法保障了结论的稳健性。

关键词 国际贸易, 头程运费, 经济增长

一、引 言

国际贸易的高速增长是中国三十余年来经济发展的显著特征,对其与经济增长之间的关系的研究也相应成为学界共同关注的热点问题。不少经验研究都观察到了中国国际贸易与经济增长之间存在高度的正向线性关系,但由于忽视或无力解决国际贸易变量内生性问题,揭示二者因果关系的文献极为少见。其困难在于,若国际贸易促进经济增长的同时,高收入水平又催生了更高的进出口需求,这将导致经典计量方法高估国际贸易的增长效应 (Frankel and Romer, 1999)。本文通过构造工具变量将国际贸易内生,据此定量考察国际贸易对中国经济增长的贡献。

跨国经验研究在处理国际贸易量内生性问题时,一直致力于寻找一个影响国际贸易量但除此渠道又与经济增长无关的工具变量。有学者试图通过量化贸易政策 (比如关税) 作为国际贸易的代理变量或者工具变量 (De Long and Summers, 1991; Harrison, 1996), 但贸易政策与财政、货币政策紧密相关 (Rodrik *et al.*, 2004), 忽略这些因素难免违反最小二乘法基本假定。

* 浙江财经学院经济与国际贸易学院, 华中科技大学经济学院。通信地址: 杭州市下沙高教园区学源街 18 号杭州市浙江财经学院经济与国际贸易学院, 310018; 电话: 15827529148, Email: mabianjing@qq.com。感谢华中科技大学卫平、钟春平、范红忠、李昭华、杨继生、WISE 方颖等诸位老师的指点, 以及李杰伟、冯俊臣、鲁元平等诸位同学的帮助; 感谢两位审稿人的建设性意见; 文责自负。

Frankel and Romer (1999) 利用引力模型 (gravity model) 预测出双边贸易量, 据此将对外依存度内生化。这种做法的基本假定是双边距离等地理因素决定跨国贸易流量, 但除此并无影响经济增长的其他渠道。

在运用引力模型处理国内各地区国际贸易量内生性问题时, 学者们多倾向于使用到海岸线的距离作为工具变量 (如黄玖立和李坤望, 2006; Gao and Wang, 2003)。¹ 这在很大程度上有其合理性。引力模型的主要立足点之一就是, 双边贸易量与距离等因素决定的运输成本负相关。作为一个半内陆国家, 中国超过 90% 的国际贸易都通过海运进行, 从节约运输成本角度看, 靠近海岸线的地区更接近国际市场, 这是其一。其二, 中国西部地区多高山沙漠, 交通相当不便, 而且相邻的经济体如蒙古和独联体国家在中国的国际贸易量中所占份额甚少。²

然而需要指出的是, 使用到海岸线的距离作为国际贸易的工具变量也会导致一系列问题。货物往返于各地区与海岸线之间的目的是为了进出口, 但显然并不是海岸线上每一点都适合货轮停泊。造船技术的进步和集装箱技术的普及, 势必导致一国或地区进出口货物向少数深水集装箱港口集中。Wei and Wu (2001) 较早意识到这一点, 他们取各地到上海、香港或青岛最短距离作为工具变量。但深圳、广州、宁波的货物吞吐量也都位居世界前 10 港口之列³, 威海等环渤海城市则是西北地区的自然通海口, 忽略这些重要出海港口, 同样会产生弱工具变量问题。

更重要的是, 无论使用引力模型还是到海岸线的距离预测国际贸易量, 都忽视了距离异质性问题。Frankel and Romer (1999)、Anderson and Wincoop (2003) 为代表的引力模型文献都没有区分陆地距离与海上距离。众所周知, 相等的路程造成的运输成本差别可能很大, 更何况两点连线的长度往往并不能真实地反映两地的实际路程。经济学上的“距离”概念, 指的是商品、劳务、资本等穿越空间的难易程度。对商品服务而言, 交通基础设施可以极大地影响两地的经济距离, 尽管二者物理距离可能相等 (世界银行, 2009)。具体到国内不同地区, 由于各地地形差别很大, 中原平坦地区汽车一小时的路程, 其他高原山区也许要走一天 (韩增林等, 2002)。复杂地形为西地高原沙漠地区进行海上贸易造成了巨大阻力, 而到海岸线的距离却无力反映这一事实。

一个地区至港口的运输成本是对贸易阻力最直接、有效的刻画, 在很大程度上克服了弱工具变量问题。事实上, 现有文献有意无意地忽视了距离异质性问题, 与运输成本信息的私密性质有关。即使有机构对其进行了精确的

¹ 彭国华(2007)是个例外,他几乎完全按照 Frankel and Romer(1999)的方法构建贸易依存度工具变量。

² 中国对外经济贸易统计协会(2007)数据显示,中国 2006 年十大贸易伙伴除了排名第八的俄罗斯和排名第十的印度,其他都不与中国陆地接壤。

³ 新华网(2010)，“全球十大繁忙港口,中国占六席”，http://news.xinhuanet.com/world/2010-06/20/c_12239250.htm。

度量，也往往索价高昂（Anderson and Wincoop, 2004）。有幸的是，世界银行（2006）报告了2004年中国120个大中城市使用卡车⁴运输一个标准集装箱到常用通海港口成本数据（以下简称为头程运费），本文将其作为国际贸易的工具变量进行了IV估计。我们并没有发现OLS高估国际贸易对经济增长贡献的证据；一旦控制国际贸易因素，东部沿海地区并没有表现出比中西部内陆地区更为出色的经济绩效。

本文主要做了以下工作：（1）首次使用头程运费刻画中国不同地区面临的贸易阻力，避免了通常应用引力模型导致的距离异质性问题，更准确地捕捉到了国际贸易的外生变化。作者也注意到不少学者都使用某地区路网状况刻画该地区面临的贸易阻力，但一般而言，本地路况仅仅影响了出海运输成本的一小部分且与本地经济状况高度相关，而头程运费的减少有赖于中央政府协调下的跨地区合作，就具体地区而言是个外生变量。（2）对工具变量进行了严格的相关性和外生性检验，并通过子样本敏感分析和控制变量方法保障了本文结论的稳健性。

二、国际贸易与经济增长：OLS

本节分三部分。首先讨论回归方程的设定，接着交代了变量、数据的来源及处理，最后给出了OLS回归基本结论及敏感性分析结果。

（一）回归方程的设定

借鉴 Frankel and Romer（1999）的思路，我们将采用的回归方程为

$$\ln y_i = \alpha + \beta \times \ln \text{trade}_i + \lambda \times \text{scale} + X_i' \gamma + \varepsilon, \quad (1)$$

其中 y 是某城市的人均实际GDP， trade 是城市国际贸易指标， scale 代表该城市市场规模， X 是向量，代表与经济增长相关的一系列控制变量， ε 是扰动项。本文最重要的系数是 β ，它反映了国际贸易对经济绩效的影响程度。我们注意到定量研究国际贸易对经济增长的影响的文献中，使用国际贸易依存度，即进出口总额与GDP之比作为量化外贸对经济增长贡献的指标较为普遍。然而需要指出的是，这些贸易依存度研究检验的是贸易自由化与经济增长的关系，并没有准确地刻画国际贸易对经济增长的贡献度（Donald *et al.*, 2004；李军，2008），更何况如何度量国际贸易依存度也存在一定的争论（Rodrik *et al.*, 2004）。为了更准确地刻画国际贸易与经济增长的数量关系，本文使用每个城市进出口总额的人均值衡量国际贸易量，事实上已有多名学者使用过类似水平指标（如林毅夫和李永军，2003；姚树洁和韦开蕾，2007）。

⁴ 铁路运输也占了相当的比例，但铁路运输属于高度行政垄断，不能有效地刻画贸易阻力。

(二) 变量与数据

除非特别说明, 本文所有数据都来自《中国城市统计年鉴(2005)》或世界银行调查报告《中国政府治理、投资环境与和谐社会: 中国120个城市竞争力的提高》。本次调查所涵盖的120个城市⁵都是根据省级行政区GDP水平选取的, 包括除拉萨外的全部省会城市和计划单列市, 这就在很大程度上缓解了跨国、跨省经验研究导致的样本异质性问题。这些城市的总产出占到中国GDP总量的70%—80%, 据此考察国际贸易对中国经济增长的长期影响, 样本具有极大的代表性, 结论也将富有解释力。

本文的因变量是2004年对数形式的每个城市的人均实际GDP⁶, 来自《中国城市统计年鉴(2005)》。本文最主要的自变量是包括进口和出口的国际贸易量, 数据来自《中国区域统计年鉴》。由于该年鉴没有报告2004年城市进出口数据, 本文使用2005年数据经过GDP增速和价格指数双重平减, 估算出2004年国际贸易总额, 再除以2004年各市人口, 得到人均国际贸易量。各地国际贸易量都是以美元度量的, 由于本文使用同一年横截面数据的双对数模型, 故国际贸易量没有换算成人民币。本文其他控制变量如2004年各城市总GDP、行政区面积数据来自《中国城市统计年鉴(2005)》, 东南、东北、西北、西南、中部、环渤海等区域划分标准来自世界银行(2006)。表1给出了本文各研究变量的描述性统计。

表1 统计描述

变量	定义	平均值	标准误	最小值	最大值	观测点
lngdp	人均对数GDP(元对数)	9.646	0.655	8.194	11.184	120
lntrade	人均对数贸易量(美元对数)	5.765	1.871	1.779	10.019	120
lnarea	地域面积对数	9.335	0.677	7.358	11.319	120
lnpou	人口总量对数	6.196	0.529	4.840	7.927	120
tgdp2004	总GDP对数	15.815	0.772	13.734	18.126	120
pcost	某市至常用港口标准箱运输成本(元)	510.320	530.880	50.000	3.028	120
uran1	城市户籍人口占比(%)	0.370	0.270	0.039	1.000	120
regus	与四个主要政府部门打交道时间 N(0,1)	0.041	0.014	0.006	0.089	120
infra	因交通电力设施不足导致的损失(%)	2.823	2.301	0.000	10.300	120

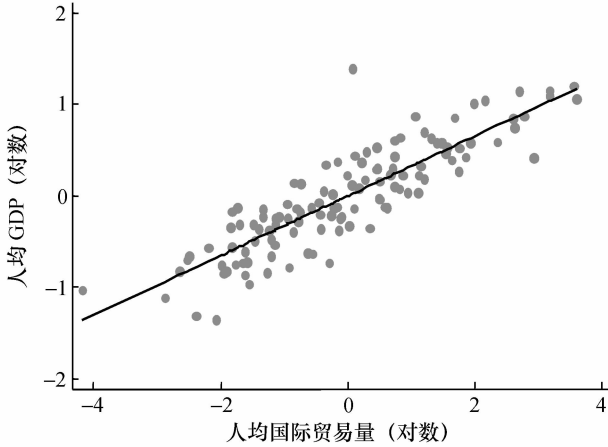
注: 数据来自《中国城市统计年鉴(2005)》或世界银行(2006)。

⁵ 世界银行所称的城市涵盖了地级市、副省级城市、直辖市, 也包括辖区内的农村。由于时间、资源和满足调查标准的企业有限, 此次调查不包括西藏。

⁶ 《中国城市统计年鉴》中总GDP是按地区计算的, 总人口应指户籍人口。这显然会导致东部沿海地区人均GDP的高估, 若因人口流动到外贸加工业, 亦可能高估国际贸易的增长效应。面对这个所有区域经验研究都可能遭遇的难题, 由于无法获得流动人口数据, 作者暂时无力解决。此外, 很多控制变量如市场规模等都可能由国际贸易驱动, 又会低估国际贸易的增长效应(Frankel and Romer, 1999), 这可能部分抵消因变量测量误差导致的向上偏误。感谢审稿人指出这一点。

(三) 回归分析

表2报告了(1)式OLS回归基本结果。就世界银行调查的120个地级以上城市样本而言,经济绩效与国际贸易有着很强的正相关关系, R^2 为0.79表明城市间经济差距的4/5与国际贸易量差异有关,图1也揭示了这一点。



系数 = 0.32605946, (稳健) 标准误 = 0.01584597, $t = 20.58$

图1 人均国际贸易量(对数)与人均GDP(对数)

注:本文图形和计量结果都由Stata11.0给出。本图根据表2第(2)列结果绘制,数据来自国家统计局(2005)。

表2 OLS回归基本结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Intrade	0.312*** (0.013)	0.243*** (0.018)	0.326*** (0.016)	0.290*** (0.020)	0.220*** (0.026)	0.221*** (0.025)	0.216*** (0.027)
lngdp1984		0.359*** (0.076)					
lnpou			-0.125** (0.059)	-0.087 (0.056)			
lnarea			0.079 (0.051)	0.092* (0.051)	0.0138 (0.052)	0.009 (0.054)	0.001 (0.058)
uran1				0.436*** (0.129)	0.505*** (0.134)	0.520*** (0.146)	0.506*** (0.148)
tgdp2004					0.176*** (0.051)	0.178*** (0.051)	0.173*** (0.050)
port						-0.057 (0.091)	
region							[0.69]
Observations	120	120	120	120	120	120	120
R-squared	0.79	0.79	0.80	0.82	0.84	0.84	0.84

注:因变量是人均对数GDP,标准误经过异方差处理报告在括号内,P值报告在中括号内。所有方程都包括常数项,但为了节省空间没有报告。*、**、***分别代表系数在1%、5%、10%水平上显著。数据来自国家统计局(2005,2006)。

国际贸易的系数为 0.326,这意味着,整体而言,一个城市人均进出口量若增加 1%,其人均收入水平可望增长近 0.33%。为了对其影响有进一步的感性认识同时又不失一般性,我们不妨比较人均国际贸易量分别处于下 1/4 分位的四川省宜宾市与处于中位值的辽宁省锦州市。2004 年宜宾市人均进出口约 71 美元,锦州市人均进出口 275 美元,对数形式人均进出口相差约 1.36。这预测后者人均 GDP 将是前者的 1.56 倍。事实上,锦州市的人均 GDP 是宜宾市的 1.79 倍。初始经济水平高的地区更有能力进入国际市场,可能同时影响现在的国际贸易规模与经济绩效,本文使用 1984 年人均 GDP 控制初始经济水平的影响。⁷第(2)列显示初始经济水平对当前经济绩效有着显著的正向影响,贸易效应系数基本保持稳定且仍能通过 1% 的显著性检验。

如何度量市场规模是个理论难题,本文首先借鉴 Frankel and Romer (1999) 的思路,使用市行政区人口数量和面积控制经济规模对人均收入水平的影响,二者系数之和反映了经济规模对经济绩效的综合影响。我们注意到二者之和为负,联合 F 检验在 10% 水平上勉强拒绝二者联合规模效应为 0 的原假设。一个可能的解释是某些人口较多的城市同时具有较低的城镇化水平。为了控制城市化程度的影响,我们使用非农业人口占全市人口的比例作为控制变量。第(4)列结果显示国际贸易量系数仅仅有轻微下降,城镇化系数显著为正;人口规模系数大幅减小且在 10% 水平上不再显著。中国地区间不仅人均收入存在显著差异,地理位置和政府效率的差别也很大,跨国研究中用来度量经济体市场规模的总人口变量,可能不足以刻画中国各地区市场规模(黄玖立和李坤望,2006)。本文综合 Frankel and Romer (1999)、Alesina *et al.* (2005) 的研究,使用各市生产总值和土地面积指标共同刻画市场规模。第(5)列结果表明,市场规模对人均 GDP 的影响显著为正。

我们注意到,上海、深圳等重要港口城市同时具有较高的人均进出口贸易量和较高的人均 GDP。为了控制港口城市的影响,我们引入了港口城市虚拟变量,结果报告在第(6)列。令人费解的是,港口虚拟变量系数为负,但在 10% 水平上并不显著。本文无意讨论港口对城市经济绩效的影响,但这个结果至少排除了经济增长与国际贸易之间的线性关系主要由极个别重要港口驱动的可能。

沿海地区具有国际贸易上的天然优势,Kanbur and Zhang (2005) 认为这是改革开放后内地与沿海经济绩效差异的主要原因。那么贸易与经济增长的线性关系,是否仅仅反映了沿海与内地的地域差异?此外,国际贸易常表现出群聚特征,使用城市数据的实证分析可能由于破坏了样本独立性而高估

⁷ 城市统计年鉴始于 1985 年,1984 年数据是能找到的最早的城市收入指标,感谢 WISE 方颖老师提供的数据帮助。

其对经济增长的影响。⁸因此，我们将中部作为基准组，引入东南、东北、西南、西北、环渤海等5个地域虚拟变量控制地域的影响，划分标准来自世界银行（2006）。第（7）列结果显示单个地域变量都未能通过显著性水平为10%的统计检验，5个地域虚拟变量联合显著性检验对应的P值是0.69。因此，我们不仅没有发现沿海与内地地域差异主导国际贸易与经济增长关系的证据，还注意到一旦控制国际贸易量、市场规模等因素，东部沿海地区并没有表现出优于内地的经济绩效。

为了进一步检验国际贸易与经济增长关系的稳健性，本文还进行了子样本敏感性分析，以检验二者的线性关系是否受个别离群观测值支配。为了控制收入离群城市观测值的影响，我们分别剔除了人均GDP排行前10%或后10%的城市观测点，并进行回归，结果报告在第（2）列和第（3）列。我们也分别剔除了人均进出口总额最高或最低的10%城市观测点，以控制国际贸易量离群观测值的影响，结果分别报告在第（4）列和第（5）列。为了检验经济绩效与国际贸易的线性关系是否由少数港口影响所致，在第（6）列给出了剔除了港口城市后的回归结果。

表3第（1）列作为基准组，报告了全样本回归结果。与基准组相比，各子样本国际贸易量系数均没有显著变化，且都至少在1%水平上显著。这意味着对国际贸易与经济增长的关系的OLS估计结果是稳健的，不依赖于任何潜在的离群观测值。有意思的是，剔除港口城市观测值后，国际贸易量的系数不仅没有减小，反而略有增加，这再次表明二者的线性关系不依赖于港口城市观测点。

表3 子样本敏感性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Intrade	0.220*** (0.026)	0.213*** (0.021)	0.199*** (0.029)	0.199*** (0.029)	0.199*** (0.029)	0.223*** (0.027)
uran1	0.505*** (0.134)	0.480*** (0.134)	0.481*** (0.133)	0.481*** (0.133)	0.481*** (0.133)	0.474*** (0.167)
tgdp2004	0.176*** (0.051)	0.167*** (0.048)	0.162*** (0.049)	0.162*** (0.049)	0.162*** (0.049)	0.184*** (0.057)
lnarea	0.014 (0.052)	0.018 (0.056)	-0.007 (0.051)	-0.007 (0.051)	-0.007 (0.051)	0.012 (0.062)
观测点数	120	108	108	108	108	109
删去的城市观测点	None	人均GDP 最高10%	人均GDP 最低10%	人均贸易量 最高10%	人均贸易量 最低10%	港口 城市
R-squared	0.84	0.81	0.81	0.81	0.81	0.80

注：同表2注。

⁸ 多谢审稿人指出这一点。

总之,表2和表3的结果揭示了我国城市的国际贸易量与经济绩效之间的高度正相关的现象。然而到现在为止,我们还不能说是国际贸易导致了改革开放以来的高速发展。原因有二:(1)收入水平高的地区通常对应着更高的进出口总额,这意味着国际贸易与经济增长之间可能存在双向因果关系(Frankel and Romer, 1999);(2)从方法论角度看,影响经济增长的因素无疑是多方面的,忽略这些变量,难免会造成 trade 变量与 ϵ 相关,从而违背了最小二乘法的经典假定。从经验研究视角看,这些问题所造成的后果是,表2和表3的 OLS 回归结果是有偏和非一致的,但如果能找到合适的工具变量将国际贸易量内生,就能解决上述问题。下面我们将对此加以重点讨论。

三、国际贸易量的内生

本节分两部分论述了工具变量的合理性。第一部分检验了头程运费与国际贸易量的相关性,第二部分则细致地讨论了工具变量的外生性。

(一) 工具变量的相关性

本文通过(2)式将国际贸易量内生

$$\text{Intrade}_i = \alpha + \beta \times \text{Inportcost} + \lambda \times \text{scale} + X_i' \gamma + \epsilon, \quad (2)$$

其中, portcost 代表贸易阻力成本,本文以用卡车将一个 20 英尺集装箱运输至某一特定城市制造商通常使用的港口所产生的成本对其进行估算。scale 指市场规模,使用该地区总 GDP 和地域面积表示; X 为一系列控制变量, ϵ 代表干扰项。

图2给出了由运输成本预测的人均国际贸易量与实际国际贸易量的关系的散点图,二者相关系数高达 0.83,单变量回归系数为 1,经过异方差调整后的 t 值是 17.54。表4报告了工具变量相关性检验结果。第(1)列表明运输成本对国际贸易量有着显著的负面影响;拟合优度为 40.7%意味着,整体而言,人均国际贸易量差距超过 2/5 的部分与头程运费有关。中央政府逐步消除关税及非关税贸易壁垒,这些开放政策惠及全国,但由于到达港口的成本存在显著的差别,各地区从事国际贸易的获益程度显然不同(Wei and Wu, 2001)。 F 值高达 67.23,完全可以排除弱工具变量的可能性。⁹

⁹ Stock et al. (2002) 采用 MC 研究表明,使用 2SLS 时,若只有一个内生变量, $F > 10$ 方可。

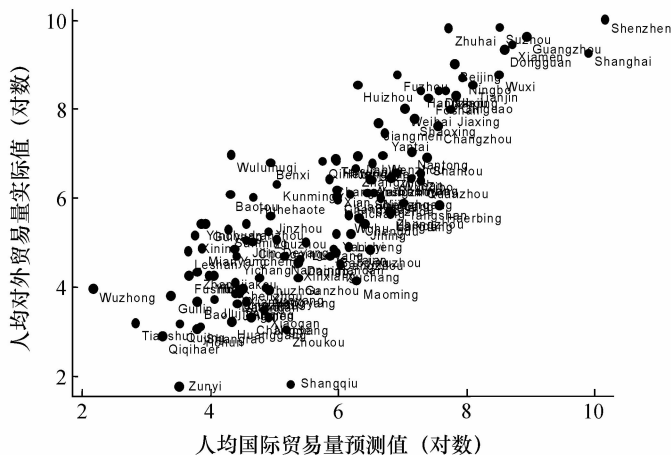


图 2 预测人均国际贸易量与实际量

注：人均国际贸易量预测值数据来自表 4 第 (1) 列回归结果。

表 4 工具变量相关性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnpcost	-1.108*** (0.135)		-0.382*** (0.122)	-0.373** (0.142)	-0.396*** (0.125)
tgdp2004		1.470*** (0.131)	1.230*** (0.143)	1.168*** (0.168)	1.212*** (0.153)
lnarea		-1.238*** (0.144)	-1.025*** (0.156)	-1.041*** (0.177)	-1.019*** (0.175)
Region					[0.57]
Observations	120	120	120	109	120
R-squared	0.41	0.66	0.69	0.62	0.70

注：因变量为人均国际贸易量对数，头程运费来自世界银行(2006)，其他同表 2 注。

贸易量差异的相当部分应归因于引力模型的其他方面因素，比如市场规模的扩大在相当程度上推动了国际贸易量的增加 (Leamer, 2007)。为了控制市场规模对进出口的影响，我们在第 (3) 列加入了地区总 GDP 和地区面积变量；考虑到港口城市人均进出口总额都比较高，我们删去港口城市观测值进行回归，结果报告在第 (4) 列；我们还引入了东南、西北等地域虚拟变量 (定义见前文)，以刻画国际贸易的地域特征，结果报告在第 (5) 列。

我们发现分别控制市场规模、港口城市、地域特征后，头程运费对进出口量的影响都至少在 1% 水平上显著。有意思的是，控制市场规模后，无论是是否删除港口城市观测值，都没有影响国际贸易与运输成本之间的线性关系。单个地域虚拟变量都未能通过显著水平为 10% 的统计检验，其联合显著性水平为 0.57，这意味着沿海与运输成本与进出口量的线性关系并不受地域特征影响。

(二) 工具变量的外生性

作为国际贸易一个合适的工具变量,不仅要能够解释各地区国际贸易量的差异,还必须符合外生性要求,即该工具变量只能通过国际贸易影响经济增长,而不存在其他渠道直接或间接影响经济绩效。

经济发展水平高的地区有条件提供良好的基础设施,可以有效地降低当地物流成本。但一个地区的货物通常要经过多个地区才能到达其常用港口,始发地运费仅是一程运费的一个小比例构成部分。一般而言,再富裕的地方政府也不可能自行修路到达其常用出海口。一程费用的降低,有赖于中央政府的协调与投资。对具体地区经济绩效而言,一程运费应该是外生变量。

存在多于内生变量的工具变量时,通常可以采取“过度识别检验”(overidentify test)判断工具变量的外生性。在“恰好识别”,即工具变量的个数和“内生性”变量相等的情况下,经济学家无法从统计上检验工具变量的外生性假定。作为一种替代方法,我们把人均GDP同时回归于国际贸易量和头程运费。若后者仅通过影响国际贸易间接影响经济增长,那么在包含国际贸易量的回归方程中,头程运费对经济绩效的影响应该是不显著的。

为了控制经济规模的影响,表5第(3)、第(4)列报告了包含地区总GDP和总面积变量的回归结果。如第(2)、第(4)列所示,头程运费系数在10%水平上不再显著,而国际贸易量则可以通过显著性水平为1%的统计检验。尽管经济史学家早就认识到运输成本的变化对经济增长的重要驱动作用,但除了通过国际贸易间接作用于经济增长,本文并没有发现运输成本影响经济绩效的明显证据。

表5 工具变量外生性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnpcost	-0.334*** (0.050)	0.020 (0.032)	-0.067 (0.042)	0.038 (0.032)	
lntrade		0.319*** (0.018)		0.273*** (0.024)	
tgdp2004			0.511*** (0.054)	0.176*** (0.057)	-0.656*** (0.114)
lnarea			-0.297*** (0.070)	-0.017 (0.053)	0.641*** (0.128)
northeast					0.681** (0.182)
bohais					0.555** (0.221)
Observations	120	120	120	120	120
R-squared	0.30	0.79	0.63	0.81	0.28

注:第(1)一(4)列因变量为人均GDP对数,第(5)列因变量为头程运费对数,限于篇幅,没有报告不显著的地域虚拟变量。其他同表2、表4注。

为了检验头程运费是否因靠近海岸线而产生系统性差异，我们以前者作为因变量，以地域虚拟变量作为自变量进行回归，结果报告在第（5）列。结果显示各地域城市的头程运费都高于作为对照组的中部地区，但西北、西南、东南地域虚拟变量系数不能通过显著性水平为10%的统计检验，东北、环渤海地域虚拟变量则至少在5%水平上显著。这表明头程运费与到海岸线的远近并不存在系统的正向关系，也意味着到海岸线的距离不是国际贸易合适的工具变量，因为物理距离不足以刻画国际贸易的阻力特征。

四、国际贸易与经济增长：IV估计

本节分三部分。第一部分给出了国际贸易与经济增长关系的IV估计基本结论及敏感性分析结果；后两部分对其进行了控制变量稳健性检验。

（一）IV基本结果及敏感性分析

若国际贸易促进了经济增长，同时更富裕的地区又催生了更大规模的国际贸易需求，OLS的结果就会发生向上偏误，出现高估国际贸易对经济增长影响的现象（revers causality bias）；同时，部分城市将出口加工基地建设在沿海地区，此外出口量存在漏报现象¹⁰，这种测量误差将会导致OLS估计结果发生向下偏误（attenuation bias）。现在，我们把利用（2）式将（1）式的export内生，运用两阶段最小二乘法（2SLS）重新估计（1）式，定量检验国际贸易对中国经济长期增长的解释力。

表6报告了采用IV重新估计的（1）式中的 β ，由第（2）列可知，重新估计的结果是0.221，在数值上与OLS估计结果相等（见表2第（2）列），可能由于样本容量和抽样误差的关系标准误发生较大幅度上升，但足以通过1%的显著性检验。与Frankel and Romer（1999）的发现一致，对国际贸易变量进行Hausman检验的结果显示IV与OLS估计结果没有显著性差异，但这并不意味着OLS估计结果就是无偏和一致的。一个可能解释是双向因果关系导致的向上偏误抵消了测量误差导致的向下偏误。总之，国际贸易是否为内生变量¹¹，不影响国际贸易有利于经济增长的基本结论。

¹⁰ 统计局认为进出口量存在严重漏报现象，1994年的《中国城市统计年鉴》不再报告地级市国际贸易量（Wei and Wu, 2001），但从2005年起《中国区域经济统计年鉴》开始发布地级市国际贸易量数据，原因未知。

¹¹ 审稿人认为经济增长如果要成为国际贸易的变化原因，那么进口增长应该多于出口增长。在成熟市场国家，应该是这个情况。具体到中国，由于种种原因导致的内需不振，使中国产品高度依赖国际市场。国内生产规模的扩大，必然催生更高的出口需求。虽然中国奢侈品进口总量已居世界前列，但由于收入分配结构等原因，普通人很少购买进口大件。这样由于生产规模扩大导致的出口扩张，很可能超过国民收入增长导致的进口需求增长。中国进口增长低于出口增长，与国际贸易变量内生性并无本质冲突。感谢审稿人增进了作者对国际贸易内生性问题的理解。

表6 IV回归基本结果及敏感性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Intrade	0.301***	0.221***	0.238***	0.200***	0.224***	0.226***	0.229***
(0.0234)	(0.0596)	(0.0583)	(0.0589)	(0.0746)	(0.0640)	(0.0591)	
tgdp2004		0.175**	0.137*	0.160**	0.193*	0.143*	0.177*
		(0.0879)	(0.0826)	(0.0807)	(0.106)	(0.0860)	(0.0924)
uran1	0.503***	0.431***	0.478***	0.518**	0.486***	0.462**	
		(0.174)	(0.162)	(0.162)	(0.202)	(0.168)	(0.182)
lnarea		0.0149	0.0371	-0.00530	0.0442	0.0252	0.0175
		(0.0638)	(0.0636)	(0.0618)	(0.0697)	(0.0642)	(0.0660)
观测点数	120	120	108	108	108	108	109
删去的城市观测点	None	None	人均GDP 最高10%	人均GDP 最低10%	人均贸易量 最高10%	人均贸易量 最低10%	港口 城市
R ²	0.79	0.84	0.81	0.81	0.78	0.80	0.80

注:因变量为人均对数GDP,工具变量是某市将一个标准集装箱运到常用通海港口成本的对数,其他同表2、表4注。

我们从IV回归的基本结果中没有发现OLS高估国际贸易影响经济增长的证据,但据此得出国际贸易导致中国经济增长的结论,是否受个别离群观测点影响?为了检验IV回归结果是否受个别极端观测值影响,我们以第(2)列全样本回归结果作为基准组,进行了子样本敏感性分析。表6第(3)——(4)列分别报告了剔除了人均收入最高或最低10%城市观测点后的IV回归结果;第(5)——(6)列给出了剔除了人均进出口量最高或最低10%城市观测点的IV回归结果;我们也尝试剔除港口城市,结果报告在第(7)列。与第(2)列基准组相比,国际贸易量系数和标准误均没有显著变化,这表明国际贸易与经济绩效的关系的IV估计结果,不受任何潜在的离群观测值支配。

还有一个担心就是,影响经济绩效的因素是多方面的,诸如城市级别、政府效率就可能同时影响国际贸易和经济绩效,忽略这些因素,难免会造成trade变量与干扰项 ϵ 相关,出现参数估计有偏现象。在后面两个小节,我们将分别控制城市的经济特征或政治特征,以检验IV估计国际贸易与经济增长关系的稳健性。¹²

(二) 国际贸易、地理特征与经济增长

表7报告了分别控制一系列城市经济地理特征后的IV估计结果。首先考察地域特征或初始经济水平的影响,我们发现单个地域虚拟变量系数都不能

¹² 由于数据所限和横截面回归的固有缺陷,作者无法控制影响经济增长的所有因素。作为补救,本文对工具变量外生性进行了严格的外生性检验,结果表明工具变量与残差项不相关,即头程运费除了通过国际贸易,别无影响经济增长的其他渠道。这时遗漏变量不会影响估计结果的一致性,当然,一般会增大标准误而降低有效性。感谢审稿人指出这一点。

通过显著性水平为 10% 的统计检验，其联合显著性检验对应的 P 值高达 0.77。初始经济绩效对当前经济水平有较强的正向效应，但在 10% 水平上并不显著。与 OLS 结果一致，我们没有发现国际贸易与经济增长之间的线性关系受地域特征或初始经济水平影响的证据。

表 7 国际贸易、经济地理特征与经济增长

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ltrade	0.221*** (0.060)	0.256*** (0.053)	0.213*** (0.067)	0.231*** (0.060)	0.223*** (0.083)	0.203** (0.093)	0.212*** (0.060)	0.157** (0.079)	0.221*** (0.059)
lgdp84		0.083 (0.162)							
region			[0.72]						
纬度				0.755 (0.460)					
降水量					-0.085 (0.059)				
平均气温						-0.020* (0.010)			
infr							-0.001 (0.026)		
emue								-1.248** (0.621)	
invest									-0.118 (0.240)
观测值数	120	105	120	118	84	79	117	120	120
R-squared	0.84	0.87	0.84	0.84	0.82	0.84	0.85	0.84	0.84

注：本表所有回归方程都包含了 2004 年总 GDP、地区面积、城市化率等变量，但限于篇幅没有报告；个别变量观测值缺失导致样本容量不同；降水量与气温都是 2000 年数据，分别以对数值或水平值进入回归方程，感谢 WISE 方颖老师提供的数据帮助；其他同表 6 注。

不同的纬度、年均气温与降水量对各地农业生产条件有着重要影响，历来在文献中被视为经济地理的重要变量 (Diamond, 1997; Hall and Jones, 1999; Acemoglu *et al.*, 2004)。我们把地理因素分别作为控制变量加入回归方程，第 (4) — (6) 列结果显示国际贸易对经济绩效的效应估计值在 0.223—0.231 之间，且至少在 5% 水平上显著；除了平均气温对经济绩效有着明显影响外，其他地理因素作用并不显著。

若经济体欲从当前的全球化趋势中受益，基础设施投资就愈发重要 (Evans and Harrigan, 2005)。世界银行 (2006) 调查询问了企业在 2004 年由于电力不足或交通运输基础设施的问题而造成的产量损失比例，本文将将其取对数进入方程，以控制基础设施对经济绩效的影响。有研究表明国际贸易有利于高等教育人力资本的积累 (彭国华, 2007)，我们使用企业接受过大专以上教育的劳动者占全部劳动力的比重作为人力资本的代理变量。

表7第(7) — (8)列结果显示,分别控制基础设施、人力资本后,国际贸易对经济增长的效应至少可以通过显著性水平为5%的统计检验。与已有研究一致,拥有较低水平基础设施地区通常对应着较少的人均收入。与常识不符的是,人力资本对人均GDP的效应为负,一个可能解释是考察期内各省区的增长仍然主要依靠非熟练劳动力投入和物质资本积累推动。本文无意深究基础设施、人力资本和产业结构对经济绩效的影响,我们的工作仅表明控制有限的反映基础设施、人力资本和产业结构的变量后,国际贸易对经济增长的效应为正,且至少在5%水平上显著。

国际贸易的扩大有利于经济体发挥比较优势和发展分工,这就使得投资有利可图。鉴于房地产投资对长期经济增长的影响一直颇有争议,我们在表7第(9)列报告了投资率的影响,国际贸易变量系数与基准组相比相差甚小,且均在1%水平上显著,而投资率则不能通过显著性水平为10%的统计检验。

(三) 国际贸易、政策效应与经济增长

表8将各类经济政策变量作为IV回归方程的控制变量。渐进改革的一个重要特征就是,中央政府对不同地区长期实行了区别对待的政策,本文试图通过一系列虚拟变量来刻画不同地区所面临的政策差异。

首先,为了反映沿海城市率先开发国际市场的先行优势,我们设置了沿海开放城市虚拟变量,若某市是5个经济特区或15个沿海开放城市中任一个¹³,其取值为1,其他取0值。其次,在计划经济向市场经济转轨过程中,城市不同的政治级别反映了和中央就经济政策讨价还价的能力,我们为此设置了直辖市、副省级城市虚拟变量,若某市是4大直辖市或15个副省级省市之一,则其取值为1,否则为0。陈志武(2006)提出国有制和政府管制使各种资源要素向政治中心集中,我们为此设置了省会虚拟变量。表8第(2) — (4)列回归结果显示,国际贸易效应系数与基准组相比没有明显变化,且可以通过显著性水平为1%的统计检验。令我们有些意外的是,沿海开放城市虚拟变量系数为负,且在5%水平上显著,这也正表明沿海开放城市之所以取得普遍的高收入水平,除了在国际贸易方面的先行一步并没有其他优越条件;给定国际贸易、经济规模等条件,城市的高级别并不意味着更出色的经济绩效。

¹³ 1980年5月,中共中央和国务院决定将深圳、珠海、汕头和厦门这四个出口特区改称为经济特区。1984年5月15日在第五届全国人民代表大会第二次会议上提出的14个可对外开放的港口城市,包括天津、上海、大连、秦皇岛、烟台、青岛、连云港、南通、宁波、温州、福州、广州、湛江和北海。

表 8 国际贸易、政策效应与经济增长

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ltrade	0.221*** (0.060)	0.281*** (0.074)	0.208*** (0.059)	0.215*** (0.065)	0.231*** (0.083)	0.207*** (0.064)	0.222*** (0.056)
open		-0.286*** (0.096)					
fusheng			-0.147 (0.089)				
shenghui				-0.020 (0.068)			
customs					0.014 (0.044)		
regus						-0.028 (0.032)	
gov							-4.364*** (0.972)
Observations	120	120	120	120	120	120	120
R-squared	0.84	0.85	0.84	0.84	0.84	0.84	0.87

注：本表所有回归方程都包含了 2004 年总 GDP、地区面积、城市化率等变量，但限于篇幅没有报告；其他同表 6 注。

在全国范围内，我们施行统一的法律制度和社会保障市场经济制度，但现实表明地区间执行具体制度时差别确实很大。通关作为政府提供的关键服务，与国际贸易密切相关，世界银行（2006）报告了各市通关所需要的天数数据，本文将其标准化为 $N(0,1)$ 作为控制变量。虽然法律法规在全国范围内具有一致性，政府干预企业的程度却有较大差异（世界银行，2006）。我们将企业与四家主要政府机构（税务局、公安局、环保局、劳动与社会保障局）打交道的天数标准化为 $N(0,1)$ 进入回归方程，以控制政府干预的影响。在经济增长文献中，学者们通常使用政府消费占当地 GDP 的比重刻画政府对地方经济的干预程度（Barro, 1991, 2000）。回归结果显示，国际贸易效应估计值在 0.207—0.231 之间，且都在 1% 水平上显著。与理论预测一致，高比例的政府消费对经济增长有着显著的负面效应，而通关时间的相对长度和与政府打交道的的时间对经济绩效的影响都未能通过显著性水平为 10% 的统计检验。这进一步表明国际贸易对中国经济增长的显著影响是稳健的。

五、结 论

国际贸易部门的猛烈扩张是仍处于转型时期中国的特征化事实，定量分析其对中国经济增长的贡献对于进一步明确我国在经济全球化中的角色、实现可持续发展的科学意义，都有着十分重要的理论意义与现实意义。但受困于国际贸易内生性问题，揭示二者因果关系的严谨的实证分析并不多见。

本文以引力模型为理论基础,利用各地实现进出口所面临的阻力捕捉国际贸易量的外生变化。具体而言,使用2004年中国120个大中城市运输一个标准集装箱到常用通海港口的运输成本作为工具变量,从而使该市国际贸易量内生,并详细论证了该工具变量的相关性和外生性。结果表明OLS并没有高估国际贸易对中国经济增长的贡献,一旦控制了国际贸易量,东部沿海地区并没有表现出更优的经济绩效;若国际贸易量提高1%,那么该地区人均GDP可相应增长0.19%—0.22%。在控制基础设施、人力资本、政府效率等因素后,国际贸易对经济增长的边际贡献仍然显著为正,且其估计值表现出相当程度的稳定性。

所以,本文的政策结论是十分明显的,外向型经济是改革开放以来我国经济高速增长的主要因素,在将来的结构转型中也将扮演不可或缺的角色。为了提升内陆企业参与国际贸易的能力,进行全国性的运输改革十分必要。当然,从国民经济可持续发展的长远发展战略看,亟待建立与内需扩大相关的社会保障制度和金融制度,提高人们的边际消费倾向,保障国际贸易的接力棒顺利转接到内需上。

最后需要指出的是,作者侧重探讨了国际贸易的外生变化对经济增长的影响。众所周知,高储蓄率、剩余劳动力转移、财政联邦主义、地方官员晋升竞争都是中国高速增长过程中的特征化事实,如何将这些因素与国际贸易联系起来,仍需要进一步研究。

参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., S. Johnson, and J. Robinson, "Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth", in Aghion, P., and S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: North-Holland, 2005.
- [2] Alesina, A., E. Spolaore, and R. Wacziarg, "Trade, Growth and the Size of Countries", in Aghion, P., and S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: North-Holland, 2005.
- [3] Anderson, J., and E. van Wincoop, "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle", *American Economic Review*, 2003, 93(1), 170—192.
- [4] Anderson, J., and E. van Wincoop, "Trade Costs", *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(3), 691—751.
- [5] Barro, R., "Economic Growth in a Cross-Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2), 407—443.
- [6] Barro, R., "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, 2000(5), 5—32.
- [7] De Long, J., and L. Summers, "Equipment Investment and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2), 445—502.
- [8] Diamond, J., *Guns, Germs and Steel*. New York and London: W. W. Norton & Co., 1997.
- [9] Evans, C., and J. Harrigan, "Distance, Time, and Specialization" *American Economic Review*, 2005, 95(1), 292—313.

- [10] Frankel, J., and D. Romer, "Does Trade Cause Growth?" *American Economic Review*, 1999, 89 (3), 379—399.
- [11] Gao, T., and Y. Wang, "Openness, Income and Growth in China", Mimeo, University of Missouri Columbia, USA, 2003.
- [12] George, D., L. Oxley, and K. Carlaw(eds.), *Surveys in Economic Growth Theory and Empirics*. Oxford: Blackwell, 2004.
- [13] 国家统计局,《中国城市统计年鉴(2005)》。北京:中国统计出版社,2005年。
- [14] 国家统计局,《中国区域统计年鉴(2006)》。北京:中国统计出版社,2006年。
- [15] Hall, R., and C. Jones, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(1), 83—116.
- [16] 韩增林、安筱鹏、王利、王成金、王丽华、李亚军,“中国集装箱运输网络的布局与优化”,《地理学报》,2003年第5卷第4期,479—488
- [17] Harrison, A., "Openness and Growth: A Time-Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries", *Journal of Development Economics*, 1996, 48(2), 419—447.
- [18] 黄玖立、李坤望,“出口开放、地区市场规模和经济增长”,《经济研究》,2006年第6期,第27—38页。
- [19] Hummels, D., "Transportation Costs and International Trade in the Second Era of Globalization", *Journal of Economic Perspectives*, 2007, 21(3), 131—154.
- [20] Kanbur, R., and X. Zhang, "Fifty Years of Regional Inequality in China: A Journey through Central Planning, Reform and Openness", *Review of Development Economics*, 2005, 9 (1), 87—106.
- [21] Leamer, E., "A Flat World, A Level Playing Field, A Small World After All, or None of the Above? A Review of Thomas L. Friedman's *The World Is Flat*", *Journal of Economic Literature*, 2007, 45 (1), 83—126.
- [22] 李军,“进出口对经济增长贡献度的测算理论分析”,《数量经济技术经济研究》,2008年第9期,第77—86页。
- [23] 林毅夫、李永军,“出口与中国的经济增长:需求导向的分析”,《经济学(季刊)》,2003年第2卷第4期,第779—794页。
- [24] 彭国华,“双边国际贸易引力模型中地区生产率的经验研究”,《经济研究》,2007年第8期,第123—132页。
- [25] Rodrik, D., A. Subramanian, and F. Trebbi, "Institutions Rule: The Primacy of Institutions Over Geography and Integration in Economic Development", *Journal of Economic Growth*, 2004, 9 (2), 131—165.
- [26] 世界银行,“中国政府治理、投资环境与和谐社会:中国120个城市竞争力的提高”,世界银行文件,编号 No. 37759-CN,见 http://www.worldbank.org.cn/Chinese/content/120cities_cn.pdf,2006年10月8日。
- [27] 世界银行,《2009年世界发展报告:重塑世界经济地理》。北京:清华大学出版社,2009年。
- [28] Wei, S., and Y. Wu, "Globalization and Inequality: Evidence from Within China", NBER Working Paper, No. 8611, 2001.
- [29] 姚树洁、韦开蕾,“中国经济增长、外商直接投资和出口贸易的互动实证分析”,《经济学(季刊)》,2007年第7卷第1期,第151—170页。
- [30] 新华网,“全球十大繁忙港口,中国占六席”,见 http://news.xinhuanet.com/world/2010-06/20/c_12239250.htm
- [31] 中国对外经济贸易统计协会,“2006年中国十大贸易伙伴”,见 <http://tjxh.mofcom.gov.cn/aarticle/tongjiziliao/huiyuan/200711/20071105212771.html>,2007年

One Freight Costs, International Trade and Economic Growth: An Empirical Study Based on China's 120 Cities

BIANJING MA

*(Zhejiang University of Finance and Economics, Huangzhong University
of Science and Technology)*

Abstract One freight costs reflect the frictions faced by import and export, so it can be used as an IV for international trade. Our IV results show that OLS doesn't overestimate the contribution of international trade to China's economic growth, and once international trade is controlled, the coastal areas does not show better economic performance. If international trade increased by 1% per capita GDP would grow faster by 0.19%—0.22%. The IV passes strict tests of correlation and exogenous; sub-sample sensitivity and control variable tests show robustness of our results.