

贸易开放与经济增长

——基于不同模型设定和工具变量策略的再考察

陈继勇，梁柱

(武汉大学 经济与管理学院世界经济系)

摘要：本文使用中国的分省面板数据来考察贸易开放与经济增长的关系，集中于考察贸易流量的变化对经济增长的影响，并重点关注开放度的内生性问题。本文使用不同的模型设定——静态和动态面板模型，和不同的工具变量策略——外部工具变量、滞后期工具变量以及动态模型设定时的内部工具变量组合，来控制开放度的内生性问题。运用中国30个省1999~2009年的面板数据来考察贸易开放度（贸易流量）与经济增长的关系，结果表明对外开放对于省区经济增长具有显著的正向作用，同时，本文的实证结果具有稳健性。本文的研究结果具有现实的政策意义。

关键词：贸易开放 经济增长 工具变量

中图分类号：F740 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，中国对外贸易飞速增长，从进出口总额的名义值来看，从1978到2010年的33年间，贸易额年均增长约17%。¹伴随着对外贸易的高速增长，中国经济也取得了令世人瞩目的成就。昔日亚洲“四小龙”和日本在经济高速增长时期，均采取了出口导向型的增长模式。在理论上，外贸是经济增长的“引擎”又一次得以证明。

贸易开放涉及贸易政策和贸易流量两个维度，而这两个方面均会影响经济增长（Rodriguez & Rodrick, 2000, p264）。在跨国的对外开放与经济增长的研究中，研究者往往难以区分对经济增长的影响到底是来自贸易政策还是来自贸易流量的变化。本文使用中国的分省面板数据，可以有效的排除贸易政策的影响，集中于考察贸易流量的变化对经济增长的影响²。

Rodriguez & Rodrick（2000）在对一系列关于贸易政策与经济增长的文章评述后认为，大多数得到预期结论的文章要么来自于模型误设，要么是对开放度使用了错误的代理变量，而这些代理变量往往是衡量其他政策或制度的变量，这些变量本身也对经济增长具有独立的效应；并且很多模型的估计系数对控制变量敏感，即模型的估计系数并不稳健（Robustness）。同时，开放度的内生性问题给经验研究带来了困难。本文重点关注开放度的内生性问题，并给出了不同的内生性问题解决办法。

已有关于贸易开放度和经济增长的文献大多是针对跨国的横截面研究（Frankel and Romer, 1999; Irwin and Tervio, 2002; Alcalá and Ciccone, 2004; Noguer and Siscart, 2005），或是使用新的方法来控制开放度的内生性（Felbermayr, 2005; 黄新飞和舒元, 2010），本文将使用静态和动态面板模型设定和不同的工具变量策略来控制贸易开放度的内生性，并且将会比较不同模型估计结果

系数数值的大小。从方法论上来讲，本文将是对现有文献的一个有益补充。本文余下部分结构安排如下：第二部分是文献综述，第三部分是模型设定、计量方法和数据来源，第四部分是实证结果分析，第五部分是本文的结论及政策建议。

二、文献综述

对外贸易能够促进一国的经济增长，其作用机理表现在：一方面，通过进口国外中间品，不仅可以增加国内中间品的数量，而且通过进口国外高质量的中间品，使得国内的最终产出增加（P. Romer, 1990; Grossman and Helpman, 1991）；另一方面，通过对外贸易，对进口产品实行反向工程（Reverse-Engineering），本国的研发部门能够获取国外的技术外溢，从而有助于培养本国的消化吸收再创新能力以及在此基础上形成的自主创新能力；与外部的交流还能够使本国的进出口企业学习到一些隐性的知识（Tacit Knowledge），从而提高本国的全要素生产率（Keller, 2004）。然而，对外贸易与经济增长可能是相互促进的，即对外贸易可能是内生的，如一个国家由于经济增长拥有良好的基础设施和交通系统，或是收入增加使得家庭对深加工、质量好的商品种类需求的增加，继而有较多的贸易量（Frankel and Romer, 1999）。没有控制开放度的内生性问题，普通最小二乘估计是有偏和非一致的。这里的内生性主要体现在三个方面：双向因果、遗漏变量和测量误差。

已有文献主要是从两个方面着手寻找工具变量（IV）来控制 and 解决开放度的内生性问题：第一种是差分法，如 Dollar & Kraay（2003, 2004）在包括开放度的一般收入决定方程中，引入收入的滞后项使其成为一个动态模型，并对模型的左右两边取差分形式，研究一国内部十年间的贸易流量的变化如何影响经济增长率的。根据 Arellano and Bond（1991）的思想，原水平方程右边的解释变量（一定的滞后阶数）此时可以成为差分方程的合适的工具变量。

另一种方法是寻找一个外部工具变量来解释跨国间贸易流量的变化。Frankel & Romer（1999）（以下简称 F&R）考虑到各国的地理特征会影响贸易流量，利用国际贸易的引力方程来构造各国“理论上”的开放度并将其作为实际贸易依存度的工具变量。由于地理特征会影响一国的贸易流量进而影响经济增长，但是经济增长并不会改变一国的地理特征，因此，基于地理特征构造的工具变量可能是个有效的工具变量。³

初略来看，地理特征作为工具变量是严格外生的，但是，Rodriguez & Rodrick（2000）认为 F&R（1999）基于地理特征构造的工具变量是非有效的，因为地理特征是影响收入的一个重要因素，除了贸易外，地理特征还会通过其他渠道来影响一国收入，如农业生产率、公共健康状况（人力资本）以及由此而导致的制度质量等。他们利用 F&R（1999）的数据，在第二阶段的回归中加入了一组地区虚拟变量和两个反映地理特征的变量，一国到赤道的距离和一国热带地区国土面积的比率。结果表明，当加入这些反映一国地理特征的变量之后，开放度的估计系数大幅度减小，而且也不再显著；这即表明，基于该工具变量的回归结果是不稳健的。⁴

之后针对 Rodriguez & Rodrick（2000）关于 IV 回归结果稳健性的质疑，一些学者利用 F&R

(1999)的工具变量,使用不同的历史时期、更大的样本量或者不同的模型设置来重新考察贸易与开放的关系,如 Irwin & Tervio(2002)对 20 世纪不同历史时期的样本的考察。Noguer & Siscart(2005)用一个更大的样本⁵去重新构造基于地理特征的工具变量,并重做 F&R (1999)的贸易与人均收入的回归,在加入一国到赤道的距离、一国热带地区国土面积的比率、地区虚拟变量以及包括制度在内的更多的控制变量之后,回归结果都很稳健。Felbermayr (2005)引入类似于增长的经验研究中的动态计量模型设定,运用系统广义矩估计(GMM)方法来研究开放度与经济增长的关系。Dufrenot et al.(2010)运用分位数回归发现,相对于高增长率国家,贸易开放对低增长率国家的正向影响更大。

在跨国的贸易开放与经济增长的研究中,也有学者考虑开放度指标的测度和比较问题以及开放过程中的补充性政策对增长的作用。如 Alcalá & Ciccone (2004)认为,传统的开放度测度指标(名义进出口总额与名义 GDP 的比率)可能不能正确地测度贸易带来的生产率增长⁶,建议使用实际开放度——以美元汇率调整的进出口值与经购买力平价调整的 GDP 的比率,即名义开放度经过相对价格水平调整,结果发现开放度对生产率具有正向的经济显著性以及统计上的稳健性。Chang et al. (2009)的实证研究发现,如果一些互补性的政策能够实行,那么贸易开放对经济增长的效果能够得到显著地改善。

国内关于贸易与经济增长的研究主要分为两类:一类是研究贸易开放与经济增长的相关关系,另一类是探讨国际贸易影响中国经济增长的机制。这里主要关注贸易开放与经济增长,如包群(2003)、李洁和张天顶(2006)的研究都没有考虑到开放度的内生性问题。最近的一些研究则使用工具变量或新的识别方法来解决内生性问题,如黄玖立和李坤望(2006)选择了以各省会城市到海岸线的距离的倒数即国外市场可达度(Foreign Market Access)作为开放度的工具变量。由于外生的工具变量难以寻找,郭熙保和罗知(2008)取贸易依存度的滞后一期作为当期开放度的工具变量。这种处理方法在时间序列和面板数据的情况下很常见,该方法虽然能够解决反向因果关系,但是,对于遗漏变量和测量误差则是无能为力的。彭国华(2007)参照 F&R (1999)的方法,计算了 2005 年中国各省基于地理特征的“理论上”的开放度并以此作为开放度的工具变量。该方法试图从外部去寻找一个各省开放度变化的来源,作为横截面分析,在小样本量(30 个省)的情况下得到的结论的可靠性大大降低。黄新飞和舒元(2010)运用异方差识别法来控制贸易开放度的内生性。该研究只是运用一种新的方法来控制开放度的内生性,并没有关注不同的估计方法得到的估计系数值的大小;并且该方法依赖于一个不可验证性的前提假设,即系统中的方程面临的结构冲击是同期不相关的(Billmeier and Nannicini, 2008)。

已有研究大多是针对静态的跨国横截面的研究(Frankel and Romer, 1999; Irwin and Tervio, 2002; Alcalá and Ciccone, 2004; Noguer and Siscart, 2005),对于静态的模型设定是否合适,或者说对使用静态模型的隐含的前提假设需要有清楚地认知(将在第三部分进行分析)。已有的使用动态模型设定的文献(Felbermayr, 2005; 黄新飞和舒元, 2010),则没有考虑其他的工具变量策略,也没有比较各种方法得到的开放度的估计系数值的大小⁷。本文将使用不同的工具变量策略(外部

工具变量、滞后期作为工具变量以及动态模型设定时的内部工具变量组合)和不同的模型设定,来研究各省贸易开放度(贸易流量)与经济增长的关系,因而是对现有文献的补充和扩展。

本文使用中国 30 个省 1999~2009 年的面板数据来探讨贸易开放度(贸易流量)与经济增长的关系,与传统的跨国研究相比,其优点有:第一,各省的对外贸易几乎享受相同的贸易政策,各省的对外贸易更主要是和各省的资源禀赋和产业结构有关,因此,在控制住了时间虚拟变量之后,各省的对外贸易对经济增长作用主要是由各省区的贸易流量产生的。⁸同时,时间虚拟变量也能够捕捉外部需求变化对各省贸易流量的影响。第二,各省的制度质量确有差别,这点从近年中国经济改革研究会国民经济研究所发布《中国市场化指数》能够看出,但是,中国各省的制度之间的差别不会如跨国研究中国与国之间那么大。第三,基于各省地理特征构造的工具变量与各省期初的收入无关,是一个有效的工具变量。

三、实证模型、估计方法与数据

(一) 模型设定

1、基本模型设定

$$y_i = \alpha T_i + X_i' \beta + \eta_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$y_{it} = \alpha T_{it} + X_{it}' \beta + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 表示省区截面单元, $i=1, 2, \dots, 30$; t 表示时间; y_{it} 表示各省的实际 GDP。 T_{it} 是各省的开放度。 δ_t 表示时间非观测效应, η_i 表示地区非观测效应, ε_{it} 是随机误差项。 X 是其他控制变量, 包括资本存量 (K)、劳动力 (L) 和人力资本 (H)。(1) 式就是传统的考察贸易与增长的截面回归方程。加入时间纬度之后,(2) 式是本文基本的计量回归模型。在没有考虑开放度的内生性的情况下,对上述 (2) 式进行 OLS 估计,结果将是有偏和非一致的。因此,对上述模型 (2) 的估计需要寻找和使用工具变量,这体现在以下三个方面:

(1) 联立性 (Simultaneity)

联系性也即是反向因果关系 (Reverse-Causality), 贸易开放会促进经济增长,而经济增长也会提高贸易开放度。具体表现在:第一,一个国家是由于贸易之外的因素导致其富裕的,该国家也可能拥有良好的基础设施和交通系统,从而有较多的贸易量;第二,如果一个穷国的低收入是由于低贸易量之外的因素导致的,该国也可能缺乏良好的制度环境,较小的税基和缺乏对国内经济活动征税的能力可能会导致其依赖关税来为政府支出融资;第三,除贸易之外其他因素导致的收入增加会使得家庭对商品种类需求的增加,并且需求结构将会从基本必需品转移到深加工、质量轻的产品上。

(2) 遗漏变量

在跨国的增长回归方程中可能会遗漏制度或地理特征等和经济增长有关的变量,如一国的民族构成、殖民地的经历以及地理特征。典型地,如 Rodriguez & Rodrick (2000) 对 F&R 的批评。同

时，采取自由贸易政策的国家也可能采取其他的自由市场经济政策来提高收入。遗漏变量导致的偏误方向和遗漏的变量本身有关，即如果是遗漏了对因变量有正向影响的变量，则会造成估计结果的高估。

(3) 测量误差

Frankel & Romer (1999) 认为贸易依存度是开放的一个较差的、噪音很大的代理变量。例如，开放会导致生产率提高的技术的外溢，这种外溢和贸易流量没有很强的关系，而只是由于在两个国家间存在贸易开放。类似地，国际贸易理论认为，贸易好处的一大来源在于企业市场势力的消融，这种效应也是不依赖于真实的贸易流量的，而依赖于一个可信的市场进入的威胁。专业化分工、自然人流动、思想的交流等都是开放带来好处。因此，贸易依存度只是国家间交流收入提高的一个较差的、噪音很大的代理变量，有很大的测量误差。测量误差通常会造成 OLS 的低估。

本文在静态面板模型中使用工具变量法进行估计，将会有效的解决上述三个方面的问题。同时，本文也将使用动态面板中的差分 GMM 和系统 GMM 进行估计，该方法能够有效的解决测量误差、非时变的遗漏变量和解释变量的内生性问题 (Caselli *et al.*, 1996)。

2、动态模型设定

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \alpha T_{it} + X'_{it} \beta + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\Delta y_{it} = \gamma \Delta y_{i,t-1} + \alpha \Delta T_{it} + \Delta X'_{it} \beta + \Delta \delta_t + \Delta \varepsilon_{it} \quad (4)$$

使用类似于 (1) 式的静态模型进行跨国横截面研究，其实有个隐含的假设：这些国家在考察的那个年份正处于它们的稳态上，或者说，这些国家对其稳态的偏离是随机的 (Mankiw *et al.*, 1992, p422)。如果存在以下三种情况，该隐含的假设就是不成立的。第一，贸易依存度确实影响一个国家的稳态；第二，贸易流量容易受到冲击；第三，回归稳态的调节速度是很慢的 (Felbermayr, 2005)。首先，在开放条件下，开放度确实会影响一国经济的稳态。其次，目前关于跨国或一个国家内部不同地区的趋同经验研究中比较一致的观点是，条件趋同的速度大约为每年 2% 到 3%，即缩小和其稳态值的一半需要 23 到 35 年的时间。因此，基于以上两点，在研究中国分省贸易开放与经济增长时使用静态模型是不合适的，需要引入如 (3) 和 (4) 式的动态模型，控制初期的收入水平。

(二) 估计方法

本文的估计方法分为不同的模型设定——静态和动态面板模型，和不同的工具变量策略——外部工具变量、滞后期工具变量以及动态模型设定时的内部工具变量组合。首先，使用静态模型设定，分别使用固定效应 (FE) 模型和基于工具变量的两阶段最小二乘法 (2SLS) 来进行估计。在 2SLS 估计中，工具变量又分为两种类型：基于各省地理特征的外部工具变量——海外市场可达性 (FMA) 和以贸易依存度的滞后一期作为当期值的工具变量。其次，在动态模型设定中，根据 Arellano & Bond (1991), Blundell & Bond (1998) 的思想，分别进行差分 GMM 和系统 GMM 估计。并且，在动

态模型的每种估计中，又将物质资本、劳动力和人力资本分为内生变量和前定变量两种情况分别进行估计。在接下来的实证部分，我们将具体介绍每种工具变量能够解决的问题，以及估计过程中系数估计值大小的比较等问题。

（三）变量说明和数据来源

本文使用的是中国 30 个省、自治区和直辖市（重庆除外）1999~2009 年的分省面板数据，下面依次说明各个变量和数据来源。

1、实际产出。各省的实际产出使用 GDP 平减指数换算成以 1999 年为基期，并取自然对数。各省的 GDP 平减指数则是根据各省每年的名义 GDP 和可比价的国内生产总值指数（上年=100）计算得到。各省 1999~2009 年的名义 GDP、可比价的国内生产总值指数（上年=100）来自于中经网统计数据库。

2、劳动力。劳动力采用各省份年底全社会从业人员数，并取自然对数。除 2006 年外，各省 1999~2009 年年底全社会从业人员数来自于中经网统计数据库，2006 年各省劳动力数据取 2005 年和 2007 年数据的均值得到。

3、各省区的人力资本存量。人力资本的度量方法主要有教育经费法、人均受教育年限法、中等教育入学率和大学生的比率等。按照 Barro & Lee（1993）的方法，用全部 6 岁及 6 岁以上人口的平均受教育年限来衡量，并取自然对数。根据我国实际情况，小学文化程度为 6 年，初中文化程度为 9 年，高中文化程度为 12 年，大学及以上文化程度为 16 年。各省 6 岁及 6 岁以上人口中不同学历层次人群的比重数据来源于 1999~2009 年《中国统计年鉴》“各地区按性别和受教育程度分的人口”，其中，2000 年数据来自于第五次全国人口普查，其余各年的人口抽样比重稍有不同。

4、物质资本存量。本文采用永续盘存法来核算各省的物质资本存量。由于资本存量估算对于样本初始年份的选择比较敏感，在永续盘存法意义下，初始年份选择得越早，则基年资本存量估算误差对后续年份影响就越小（张军，吴桂英和张吉鹏，2004）。参考张军等（2004）的方法，本文使用 1978—2009 年的数据来测算各省 1999—2009 年的资本存量，计算公式为：

$$K_{it} = (1 - \delta)K_{i,t-1} + I_{it} \quad (5)$$

式（5）中， K_{it} 、 $K_{i,t-1}$ 分别表示第 i 省区 t 期和 $t-1$ 期的资本存量， δ 是折旧率， $\delta=9.6\%$ ； I_{it} 为第 i 省区 t 期的固定资本形成总额。

首先以 1999 年为基期，根据固定资产投资价格指数对各省名义固定资本形成总额进行平减。其次，估算 1978 年的资本存量，假设资本存量的增长率等于固定资本形成总额的增长率，则基期资本存量的估算公式为：

$$K_{i0} = I_{i0} / (g + \delta) \quad (6)$$

式（6）中， K_{i0} 为 1978 年的资本存量， E_{i0} 为 1978 年的固定资本形成总额， g 为考察期内固定

资本形成总额的几何平均增长率， δ 是折旧率。据此，可以算出各期各地区的 1978—2009 年的物质资本存量。

各省固定资本形成总额、固定资产投资价格指数来自于《新中国六十年统计资料汇编》（1949~2008）。《新中国六十年统计资料汇编》中各省都缺少 1979~1990 年的固定资产投资价格指数，参考张军等（2004）的方法，利用《中国国内生产总值核算历史资料（1952—1995）》中的提供的各年固定资本形成总额（当年价格）和以上一年为 1 的固定资本形成总额指数，这样就可以计算得到除西藏外其他 29 个省 1979~1990 年的隐含固定资产投资价格指数。除西藏外其他 29 个省 1991~2009 年的固定资产投资价格指数来自于中经网统计数据库。参考张军等（2004），西藏 1978~2009 年的固定资本形成总额数据采用西藏的全社会固定资产投资；历年《中国统计年鉴》一直未公布西藏的固定资产投资价格指数，使用 1978~2009 年的 GDP 平减指数作为西藏的固定资产投资价格指数。⁹

5、贸易开放度。

对开放度的度量经济学界目前并没有达成共识，贸易流量是开放度的一个反映，然而，开放度会受到一个国家贸易政策的影响。许多研究者尝试从多个方面构造指标，反映一国的开放度，如 Sachs & Warner（1995）构造了 5 个二值指标（0 和 1）来反映一国的开放与否。本文构造的是省际面板数据，考虑到数据的可得性和遵从文献上的一致性，我们选择贸易依存度作为贸易开放度的衡量指标，具体由各省的进出口总额占当年各省的地区生产总值的比值来衡量。各省进出口总额数据来自于 1999~2009 年《中国统计年鉴》中“各地区按境内目的地和货源地分货物进出口总额”。本文还将采用 Patrick *et al.*（1998）的方法对外贸依存度进行修正，以作为稳健性检验。

四、实证结果分析

（一）静态面板模型估计

1、固定效应模型估计

对（2）式使用固定效应（FE）估计，结果如表 1 的模型 1 所示。由于对（1）式的估计很可能遗漏相关变量，如自然资源禀赋、地理特征和制度等和地区相关的非观测效应，而这些非观测效应明显是和解释变量相关的，因此，这里选用固定效应而非随机效应。¹⁰模型 1 的结果表明，贸易依存度每提高一个百分点，各省区产出将会增加约 0.06%，劳动力和物质资本存量对经济增长的作用显著为正，而人力资本对经济增长的作用是负的，但不显著。本文的结果与黄新飞和舒元（2010）的结果类似。

使用固定效应估计，这里存在的问题是：没有考虑增长与贸易开放之间的反向因果关系、解释变量贸易开放度存在测量误差、（2）式中遗漏了如自然资源禀赋、地理特征和制度等变量。具体来说，遗漏了如自然资源禀赋、地理特征和制度等对经济增长具有正向影响的变量，贸易依存度的系数将会被高估。假设能够带来专业化分工、自然人流动、思想的交流等好处的真实的贸易开放度是

T_i^* ，观测到的贸易依存度是 T_i ，并且有： $T_i = T_i^* + \varepsilon_i$ ，

$Cov(T_i^*, \varepsilon_i) = 0$ 。在这种经典变量误差假定下，贸易依存度的系数估计值将会有个衰减偏误 (Attenuation Bias)，即系数估计值被低估 (伍德里奇，2007，p309)。

因此，使用 OLS—FE 的估计结果是有偏也是非一致的，需要寻找工具变量来解决相关的偏误问题。遗漏变量使得系数高估，测量误差导致系数低估，而联立性偏误比较复杂，不容易直接给出偏误的方向，结合已有的对跨国横截面的研究，我们预期 FE—IV 的估计系数大于 FE 的估计系数。

2、工具变量估计

本文的 2SLS 估计中，工具变量又分为两种类型：一是寻找一个外部工具变量，参考黄玖立和李坤望 (2006) 的方法，基于各省地理特征来构造出口开放度的工具变量——海外市场可达性 (FMA, Foreign Market Access)；另一个是以贸易依存度的滞后一期作为当期值的工具变量。FMA 的构造为取各省省会城市到海岸线距离的倒数 (乘以 100)，其中沿海省份到海岸线距离为其内部距离 d_{ij} ；内地省份则为该省会城市到中国最大的五个港口 (上海港、深圳港、广州港、宁波—舟山港、天津港) 的最近距离 D_{ij} 。¹¹ 由于地理距离是不随时间变化的，同时为了反映动态特征，我们用官方名义汇率对国外市场可达性进行调整，即 1999~2009 年的人民币对美元的名义汇率乘以各省的海外市场可达性。有效的工具变量需要满足两个条件：一是工具变量必须和内生变量相关，二是工具变量和随机误差项不相关。

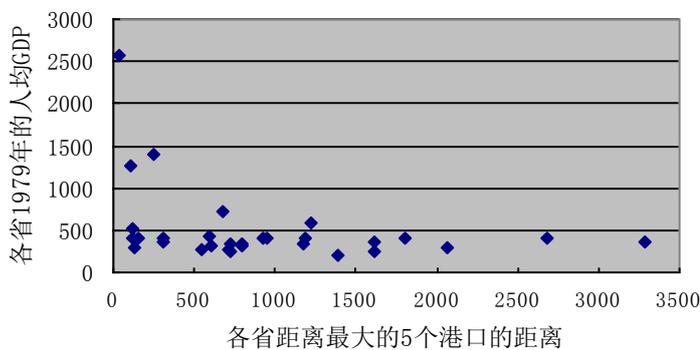


图 1 各省地理特征与改革开放初期经济绩效的关系

资料来源：各省 1979 年人均 GDP 来自于中经网数据库，各省到港口的距离是取自于电子地图。

从图 1 可以看出，各省会城市距离中国最大的五个港口的距离 (各省的地理特征) 与 1978 年改革开放初期各省的人均 GDP 没有明显的关系，即地理区位不影响初期的经济增长。典型的，1978 年按各省人均 GDP 从高到低排序，黑龙江和江苏位列第 5 和第 6，人均 GDP 分别为 594 元和 509 元；浙江和青海是第 9 和第 10，分别为 417 元和 410 元；而福建只排在第 24 名，人均收入只略比四川高。改革开放 30 年后，到 2009 年，按当年人均 GDP 排序，江苏位列全国第 4 位，而黑龙江是 15，江苏的人均 GDP 是黑龙江的 2 倍。浙江的人均 GDP 是青海的 2.3 倍，福建是四川的 1.95 倍。而这种成绩的取得主要是改革开放的成果，沿海省份充分发挥地理优势，大力发展加工制造业，

从事对外贸易。因此，地理距离并不直接影响经济增长，而是通过对外贸易进而发挥作用；并且，经济增长并不会改变各个省的地理特征。人民币官方汇率为中央决策者控制，对各个地方来说可以视为外生给定的。综上所述，时变的海外市场可达度（以 FMA 乘以人民币汇率）是贸易开放度的一个有效的工具变量。该工具变量可以解决反向因果、遗漏变量和测量误差这三种偏误。

另一种工具变量策略是以贸易依存度的滞后一期作为当期值的工具变量，在时间序列和面板数据中，这是一种很常见的选取工具变量的方法。滞后期的贸易依存度与当期值有较强的相关性，通过当期值对经济增长产生影响，而当期的经济增长对前一期的贸易依存度则没有影响。这可以解决反向因果关系，但是，这种工具变量策略并不能有效地解决测量误差和遗漏变量问题。

表 1 静态面板模型中贸易开放对经济增长的影响

	模型1	模型2	模型3	模型4
	FE	FE-IV	FE-IV	FE-IV
lnk	0.378*** (0.0918)	0.387*** (0.0898)	0.385*** (0.101)	0.385*** (0.0210)
lnl	0.131** (0.0522)	0.123** (0.0524)	0.0950 (0.0791)	0.113*** (0.0397)
lnh	-0.0971 (0.0696)	-0.107 (0.0668)	-0.0756 (0.0755)	-0.0864 (0.0632)
T	0.0585** (0.0258)	0.491** (0.217)	0.130*** (0.0279)	0.118*** (0.0278)
时间固定效应 (year dummy)	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	13.95*** (2.505)	13.75*** (2.388)	14.28*** (2.892)	14.05*** (0.915)
样本点	330	330	300	300
Within-R ²	0.994	0.995	0.716	0.994
整体回归F(χ ²)	P=0.00	P=0.00	P=0.00	P=0.00
一阶段结果		-0.0489*** (0.016)		0.751*** (0.042)
一阶段F值		9.59	107.13 [§]	44.97
IV策略		FMA*汇率	FMA* Year dummy	开放度的滞后一期

注：被解释变量是 lny；括号中的数值是 White-Huber 稳健标准误；***，**，* 分别表示显著性水平 1%、5%、10%；§ 表示对 10 个工具变量组合联合显著性的检验。

这两种工具变量策略的实证结果见表 1 的模型 2 和模型 4。使用海外市场可达度作为 IV 的估计结果表明，开放度的估计系数是 FE 估计的 8.3 倍，达到了 0.491，并且在 5% 的水平上显著。如理论所预期的一样，IV 估计结果的标准误会增大，是 FE 估计标准误的 8.5 倍，其 95% 的置信区间为 0.057~0.925，包含了 FE 估计的置信区间。这表明虽然 IV 的估计结果增大，但随着标准误的增

大，IV 的估计结果由于置信区间很宽，相对来说并不是很精确。模型 4 使用贸易依存度的滞后一期作为 IV 的估计结果表明，贸易开放度的估计系数为 0.118，且在 1% 的水平上显著。IV 估计的标准误差如预期增大，只是比 FE 的稍大，此时的系数估计值相比模型 2 要精确很多。

由于 FMA（地理距离）是非时变的，不能使用固定效应模型进行估计。模型 3 的估计参考 Acemoglu *et al.*（2005）的方法，把 FMA 乘以时间虚拟变量，总共得到 10 个新的变量，即 FMA*D2000，……，FMA*D2009 等，用这 10 个变量组合作为开放度的工具变量，估计结果如表 1 模型 3 所示。开放度的估计系数只有模型 2 中系数的 1/4 左右，但是显著度有所提高。标准误差比 FE 估计的略大，此时的系数估计值相对比较准确。模型 2、3 和 4 的其他三个变量的系数估计值的大小接近。

F&R（1999）的实证结果发现 IV 的估计结果比 OLS 的大，本文静态面板模型的估计结果也证实了这个发现。然而考虑到有遗漏变量偏误，从计量经济学理论的角度来看，IV 的估计结果不可能比 OLS 的要大。F&R（1999）给出了两个可能的原因：一是样本选择误差；二是存在测量误差。F&R（1999）认为最可能的原因就是样本选择误差。Irwin & Tervio（2002）运用 F&R（1999）的方法构造工具变量，利用 20 世纪不同历史时期的数据发现，IV 的估计结果一致性地比 OLS 的结果要大。Noguer & Siscart（2005）用更大样本也发现 IV 的估计结果一致性地比 OLS 的结果要大。因此，F&R（1999）的推测——IV 的估计结果比 OLS 的大原因是来自于样本选择误差，是不大可能的。然而，我们推测，OLS 的估计结果偏小可能是来源于开放和经济增长之间的双向因果关系。

（二）动态面板模型估计

第三部分已经阐明，在研究中国分省贸易开放与经济增长时使用静态模型是不合适的，需要引入如（3）和（4）式的动态模型。对动态面板模型的估计可以使用差分 GMM 和系统 GMM。Arellano & Bond（1991）假设残差项的一阶差分 $\Delta \varepsilon_{it}$ 与所有 Y_{is} ， X_{is} （ $s \leq t-2$ ）都不相关，即可以得到一阶差分的矩条件：

$$\begin{aligned} E(y_{i,t-s} \Delta \varepsilon_{it}) &= 0 \\ E(X_{i,t-s} \Delta \varepsilon_{it}) &= 0 \end{aligned} \quad (7)$$

其中， $t=3, 4, \dots, T$ ； $s \geq 2$ 。（7）式表明，可以用滞后两阶和更高阶的内生解释变量的水平值做（4）式中差分解释变量的工具变量¹²。这其中的一个隐含假设条件是，所有的内生解释变量都具有弱外生性，该假设可以由 Sargan 或 Hansen 过度识别约束来检验。该矩条件的个数为： $(T-1)(T-2)/2$ ，并且该假设条件的满足需要水平方程（3）式的残差项不存在二阶或更高阶的序列相关。我们也将实证中给出该检验。

动态差分模型的好处：第一，在增长回归方程中可能遗漏的变量大多和贸易或者制度相关，如一国的民族构成、殖民地的经历以及地理特征等，而这些因素一般随时间变化是比较小的。取差分

后能够消除掉这些不随时间变化的变量和个体非观测效应，从而能够部分地解决遗漏变量问题。对于时变而且对各国都造成类似影响的事件，如世界需求的增加和运输成本的下降，可以通过加入时间虚拟变量来加以控制。第二，差分能够消除反向因果关系。

Blundell & Bond (1998) 发现，当 (3) 式中的 γ 趋近于 1 或者当个体非观测效应的方差比残差项的方差，即 $\text{Var}(\eta_i)$ 比 $\text{Var}(\varepsilon_{it})$ 增加得更快时，一阶差分 GMM 的有限样本特性较差，需要对水平方程 (3) 式施加额外的约束采用系统 GMM 来进行有效的估计。额外的约束为：

$$E(u_{it}\Delta y_{i,t-1}) = 0 \tag{8}$$

其中， $t=3, 4, \dots, T$ ； $u_{it} = \varepsilon_{it} + \eta_i$ 。额外约束表明，用原序列的一阶差分滞后项作为水平方程的工具变量。

系统 GMM 估计的好处有：第一，对于存在非时变的遗漏变量问题，该估计将不再是有偏的。第二，在估计模型的右边存在内生变量时，工具变量的使用会使得系数的估计是一致的。第三，Bond *et al.* (2001) 表明，即使存在测量误差时，工具变量的使用会得到一致性的估计。在用系统 GMM 估计的时候，还能够区分贸易开放对经济增长的短期和长期效应，短期效应即为 (3) 式中开放度的系数 α ，长期效应为 $\tau = \alpha/(1-\gamma)$ 。表 2 也计算了各种情形下的长期效应的系数值。

表 2 动态面板模型中贸易开放对经济增长的影响

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	dif-GMM	dif-GMM	sys-GMM	sys-GMM	dif-GMM	dif-GMM	sys-GMM	sys-GMM
l.lny	0.617*** (0.106)	0.668*** (0.0995)	0.799*** (0.0624)	0.955*** (0.0253)	0.723*** (0.108)	0.702*** (0.119)	0.891*** (0.0389)	0.930*** (0.0184)
lnk	0.106*** (0.0392)	0.0937* (0.0483)	0.159*** (0.0424)	0.0375** (0.0185)	0.118** (0.0528)	0.139** (0.0579)	0.117*** (0.0331)	0.0509*** (0.0154)
lnl	0.0704 (0.0646)	0.0410 (0.0637)	0.0790** (0.0385)	0.0135 (0.0127)	0.0200 (0.0589)	0.0278 (0.0676)	-0.00232 (0.00920)	0.0298*** (0.00787)
lnh	-0.0949*** (0.0288)	-0.0954*** (0.0253)	-0.133*** (0.0331)	0.0164*** (0.00634)	-0.119*** (0.0300)	-0.117*** (0.0293)	-0.0764*** (0.0103)	0.0336*** (0.00453)
T	0.0311*** (0.00880)	0.0269*** (0.00791)	0.0172** (0.00768)	0.0117*** (0.00278)	0.0296* (0.0170)	0.0336* (0.0173)	0.0162* (0.00981)	0.0224*** (0.00625)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
τ	0.081	0.081	0.086	0.26	0.107	0.113	0.149	0.32
样本点	270	270	300	300	270	270	270	270
整体回归 $F(\chi^2)$	P=0.00	P=0.00	P=0.00	P=0.00	P=0.00	P=0.00	P=0.00	P=0.00
Sargan test	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
(p)								
AR(2) test	0.458	0.647	0.728	0.694	0.849	0.664	0.648	0.09
(p)								
	k.l.h为前定	解释变量全	k.l.h为前定	解释变量	k.l.h为前定变量，	解释变量全部内生，	k.l.h为前定变量，	解释变量全部内生，

IV策略	变量	部内生	变量	全部内生	FMA*汇 率作为开 放度的IV	FMA*汇率 作为开放度 的IV	FMA*汇率 作为开放 度的IV	FMA*汇 率作为开 放度的IV
------	----	-----	----	------	------------------------	------------------------	------------------------	------------------------

注：被解释变量是 $\ln y$ ；括号中的数值是 White-Huber 稳健标准误；***，**，*分别表示显著性水平 1%、5%、10%； τ 是开放度对经济增长的长期效应。

考虑到劳动力、物质资本和人力资本等变量都是存量指标，可以认为是在前一期末已经确定了的，因此，表 2 中动态面板 GMM 的估计又将劳动力、物质资本和人力资本等变量区分为前定变量和内生变量。全部模型的估计结果都显示贸易开放度对经济增长具有显著的正向促进作用。以表 2 中模型 2 和 4 为例，差分 GMM 估计的开放度的系数显著为正，表明前后两年间贸易依存度每提高一个百分点，省区经济增长率（产出的对数取差分表示增长率）将会提高 0.027%，这是一个即期的结果；在长期内，贸易依存度每提高一个百分点，各省区产出将迅速增加约 8.1%。系统 GMM 估计的开放度的系数显著为正，表明贸易依存度每提高一个百分点，各省区产出将迅速增加约 0.012%；而在长期内，各省区产出将迅速增加约 26%，这是相当大的一个产出增加量。对比表 1 和表 2 可以看到，在动态模型设置中，开放度的估计系数都小于静态模型设置中 FE 的估计结果，而长期效应的系数值都大于 FE 的估计结果。

我们采用 Sargan 检验来检验过度识别的有效性，即检验所有工具变量都和残差项无关的原假设。表 2 中 Sargan 检验的结果没有拒绝过度识别约束的有效性，表明所有工具变量都是有效的。由于差分方程是以解释变量水平值的二阶或者更高阶的滞后值作为工具变量，这要求方程（4）式的残差项不存在二阶序列相关。表 2 除了模型 8 之外，序列相关检验结果表明残差项不存在二阶序列相关，Arellano & Bond（1991）的假设成立。

从表 1 和表 2 可以看出，本文基于不同的模型设置和不同的方法估计（FE，IV-FE，Dif-GMM，Sys-GMM）的结果都表明，贸易开放对经济增长具有显著的正向作用，本文的结果具有稳健性。本文也采用 Patrick *et al.*（1998）的方法对外贸依存度进行修正，模型如下：

$$\ln T_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 (\ln GDP_{it})^2 + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 (\ln POP_{it})^2 + \beta_5 \ln(GDP_{it} / POP_{it}) + \beta_6 (\ln GDP_{it} / POP_{it})^2 + \phi_{it} \quad (9)$$

对（9）式回归，剔除统计上不显著的变量得到预测值和残差项，利用回归结果得到开放度的修正值 $AT_{it} = \exp[\ln(T_{it}) - \phi_{it}]$ 。利用修正的贸易依存度重新进行表 1 和表 2 的回归，结果类似，修正的开放度仍然显著的促进经济增长。因此，这表明贸易开放能够显著地促进各省区的经济增长。¹³

五、结论与政策建议

本文使用中国的分省面板数据来考察贸易开放与经济增长的关系，可以有效的排除贸易政策的影响，集中于考察贸易流量的变化对经济增长的影响；基于不同的模型设定——静态和动态面板模型，和不同的工具变量策略——外部工具变量、滞后期工具变量以及动态模型设定时的内部工具变

量组合，来控制开放度的内生性。本文的研究结果发现：第一，静态模型估计中 IV 的估计结果比 OLS 的大，随着系数估计值的增大，标准误也有不同程度的增大；第二，在动态模型设置中，开放度的估计系数都小于静态模型设置中 FE 的估计结果，而长期效应的系数值都大于 FE 的估计结果。第三，不同模型设置和不同工具策略的模型估计都表明，对外开放对于经济增长具有显著的正向促进作用，同时，本文的结果具有稳健性。

由于贸易开放能够显著的促进省区经济增长，因此，进一步提高对外开放水平对“十二五”乃至未来的经济发展具有重要作用。第一，借鉴制造业的开放经验，推进农业领域对外开放。第二，完善利用外资政策，甄别和提高利用外资的质量，充分利用外资的溢出效应，发挥外资对本土企业自主创新的作用，从而加快制造业的转型升级。第三，把服务业作为新的开放领域。适当扩大教育和医疗领域的对外开放，可以有效的增加教育和医疗的服务供给；同时，扩大文化领域的开放，不仅有利于推动文化产业发展和文化产品出口，而且有利于国家软实力的提升。第四，优化区域的开放布局。推动东部发达地区开放上层次上水平，把中西部地区作为开放重点，实施沿边开放战略，并积极探索特殊功能区转型（张国庆，2011）。

以往的跨国研究往往混淆了单纯的贸易流量的变化和贸易政策导致的贸易流量的变化对经济增长的影响，因此，研究结果容易招致批评。本文考察的是各省的贸易流量的变化对经济增长的影响，并没有涉及到贸易政策对贸易流量的影响，这使得本文的结果具有明确性。本文的结果也验证了中国自改革开放以来的经验事实，出口导向型的增长模式使得中国的对外贸易飞速发展，贸易使得各种生产要素充分利用，对外贸易有力地促进了各省区的经济增长。在开放的过程中，通过竞争、模仿和前后向关联等形式，企业的管理水平和技术水平等得以提升，为经济增长奠定了坚实的微观基础。但是，本文的实证模型并不能捕捉到通过进出口而获得的技术外溢，经验事实证明，技术外溢对一国的全要素生产率的提高具有重要影响。分析贸易政策对经济增长的作用并寻找合适的关于贸易政策的代理变量，以及寻找和构造开放度的时变工具变量将是未来研究的一个方向。

参考文献

- [1] 包群、许和连、赖明勇. 贸易开放度与经济增长: 理论及中国的经验研究[J]. 世界经济, 2003, (2).
- [2] 郭熙保、罗知. 贸易自由化、经济增长与减轻贫困——基于中国省际数据的经验研究[J], 管理世界, 2008, (2).
- [3] 黄玖立、李坤望. 出口开放、地区市场规模和经济增长[J]. 经济研究, 2006, (6).
- [4] 黄新飞、舒元. 中国省际贸易开放与经济增长的内生性研究[J]. 管理世界, 2010, (7).
- [5] 李洁、张天顶. 贸易开放度与中国经济增长关系的地区差异研究[J]. 南方经济, 2006, .
- [6] 彭国华. 双边国际贸易引力模型中地区生产率的经验研究[J], 经济研究, 2007, (8) .
- [7] 伍德里奇. 计量经济学导论[M]. 中国人民大学出版社, 2007, 第三版.
- [8] 张军、吴桂英、张吉鹏. 2004 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000[J], 经济研究, 2004, (10).
- [9] 张国庆. 2011 进一步提高对外开放水平[J], 国际贸易, 2011, (3).
- [10] Acemoglu, D.; Johnson, S. and Robinson, J. A., The Rise of Europe: Atlantic Trade, Institutional Change and Economic Growth[J], American Economic Review, 2005, 95(3), pp. 546-579.
- [11] Alcalá, F. and Ciccone, A., Trade and Productivity[J], Quarterly Journal of Economics, 2004, 119 (2), pp. 613 - 646.
- [12] Arellano, Manuel and Bond, Stephen, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J], Review of Economic Studies, 1991, 58(2), pp. 277-297.
- [13] Barro, R. J. and Lee, Jong-Wha, International Comparisons of Educational Attainment” [J], Journal of Monetary Economics, 32 , 1993, pp. 361-394.
- [14] Billmeier, A. and Nannicini, T., Trade Openness and Growth: Pursuing Empirical Glasnost[J], IMF Staff Papers, 2009, 56(3), pp. 447-475.
- [15] Blundell, Richard and Bond, Stephen, 1998, Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J], Journal of Econometrics, 1998, 87(1), pp. 115-143.
- [16] Bond, S. R.; Hoeffler, A. and Temple, J., GMM Estimation of Empirical Growth Models[J], CEPR Discussion Paper 3048, 2001.
- [17] Bowsher, C. , On testing Overidentifying Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J], CEPR Discussion Paper 3048, 2002.
- [18] Caselli, F.; Esquivel G. and Lefort, F., Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-country Growth Empirics[J], Journal of Economic Growth, 1996, 1(3), pp. 363-389.
- [19] Chang, R.; Kaltani, L. and Loayza, N., Openness Can Be Good for Growth: the Role of Policy Complementarities[J], Journal of Development Economics, 2009, 90(1), pp. 33~46.
- [20] Dollar, D. and Kraay, A., Institutions, trade, and growth[J], Journal of Monetary Economics, 2003, 50(1), pp. 133-162.
- [21] Dollar, D. and Kraay, A., Trade, Growth, and Poverty[J], Economic Journal, 2004, 114(493), pp. 22-49.
- [22] Dufrenot, G., Mignon, V. and Tsangarides, C., The Trade~Growth Nexus in the Developing Countries: A Quantile Regression Approach[J], Review of World Economics, 2010, 146(4), pp. 731~761.
- [23] Felbermayr, G. J., Dynamic Panel Data Evidence on the Trade-Income Relation[J], Review of World Economics, 2005, 141(4), pp. 583-611.
- [24] Frankel, J. and Romer, D., Does Trade Cause Growth?[J], American Economic Review, 1999, 89(3), pp. 379 —399.

- [25] Grossman, H. and Helpman, E., Quality Ladder in the Theory of Growth[J], Review of Economic Studies, 1991, 58, pp.43-61.
- [26] Mankiw, N. G.; Romer D. and Weil, D. N., A Contribution to the Empirics of Economic Growth[J], The Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(2), pp.407-437.
- [27] Noguera, M. and Siscart, M., Trade Raises Income: A Precise and Robust Result[J], Journal of International Economics, 2005, 65(2), pp.447-460.
- [28] Rodrik, D.; Subramanian, A. and Trebbi, Francesco, Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development[J], Journal of Economic Growth, 2004, 9(2), pp.131-165.
- [29] Sachs, Jeffrey D. and Warner, A., Economic Reform and the Process of Global Integration[J], Brookings Papers on Economic Activity, 1995, (1), pp. 1 - 95.
- [30] Staiger, D. and Stock, J. H., Instrumental Variables Regression with Weak Instruments[J], Econometrica, 1997, 65(3), pp.557-586.

Trade Openness and Economic Growth: Reexamination Based on Different Model Specifications and Instrumental Variable Strategies

Jiyong Chen, Zhu Liang

Abstract: Using the panel data of Chinese provinces, this paper investigates the relationship between the trade openness and economic growth, which focuses on the impact of changes of trade flows on provincial economic growth. And endogeneity of openness is paid specially attention in the paper. Based on the different model settings, static and dynamic panel model, we implement different instrumental variable strategies, external instrumental variable, lagged explanatory variable and a combination set of internal instrumental variables in the dynamic model to control the endogeneity of openness in the study of opening and economic growth. A panel data of 30 provinces in China from 1999 to 2009 is constructed to examine the relationship between the trade openness (trade flows) and economic growth. The empirical results show that the opening- up has significantly positive effects on provincial economic growth. Meanwhile, the results of this paper are robust.

Key Words: Trade Openness, Economic Growth, Instrumental Variable

作者简介: 陈继勇, (1953-), 男, 湖北应城人, 经济学博士, 教授, 博士生导师, 武汉大学经济与管理学院院长, 中国美国经济学会会长, 中国世界经济学会副会长, 主要研究方向为世界经济、国际投资与国际贸易。梁柱, (1984-), 男, 湖北麻城人, 武汉大学世界经济系博士研究生。研究方向: 国际投资与国际贸易。

¹ 原始数据来自于中经网统计数据库, 经作者计算得出。

² 各省区面临的贸易政策当然不可能完全一样, 这里主要是指关税率、出口退税等主要的贸易政策对于各省区来说是一样的。本文使用静态和动态面板两种模型设置, 静态面板中的固定效应模型是除组内均值的回归, 动态面板模型不论是差分还是系统广义矩估计都包含有对一阶差分模型的估计, 因此, 这些估计方法都可以看作是考察贸易流量的变化对经济增长的影响。

³ 在单一内生变量的情况下, 工具变量的强弱一般是由第一阶段的 F 值来判断。一般来说, 第一阶段 F 值大于 10 就是一个比较强的工具变量, 见 Staiger and Stock (1997)。

⁴ Hall and Jones (1999) 以一个国家到赤道的距离作为社会基础设施 (Social Infrastructure) 的工具变量, 这在某种程度上表明, 地理特征是影响一国收入的重要因素。因此, 如果地理特征影响一国的初期收入, 则基于地理特征的工具变量将不再是有效的。

⁵ 在 Frankel and Romer (1999) 的 98 个国家的样本基础上, Noguez and Siscart (2005) 总共得到了 97 个国家 (博茨瓦纳除外) 的 8906 个双边贸易数据, 而 Frankel and Romer (1999) 的文章只覆盖了 43 个国家的 3220 个样本点。

⁶ 贸易带来的生产率增长在贸易品部门比非贸易品部门要大, 这会导致贸易品的价格相对于非贸易品的价格下降, 因此, 贸易导致的生产率增长不一定会伴随着更高的开放度。

⁷ 对开放度的估计系数值的大小比较是有意义的, 因为 Frankel and Romer (1999) 认为他们的发现不是 IV 的结果比 OLS 的要大, 而是 OLS 的估计结果没有高估贸易开放的效应。

⁸ 贸易政策对各省的影响是类似的, 作用大小会略有差别, 因此, 时间虚拟变量能够捕捉这种政策变化的影响。

⁹ 关于西藏的固定资本形成总额, 张军等 (2004) 直接采用 1978 ~ 1991 年西藏的全社会固定资产投资数据, 对于固定资产投资价格指数的来源则没有说明。

¹⁰ 我们对 (1) 式做了随机效应估计, 并对两个结果进行了 Hausman 检验, 检验结果也支持固定效应模型。

¹¹ 到各港口的距离直接电子地图上读取。各省区的内部距离取其省区地理半径的 2/3, 即 $d_{ii} = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{s_i}{\pi}}$,

其中, s_i 为 i 省的陆地面积。

¹² 过多的工具变量会导致系数估计偏向于 OLS 的估计结果, 并且容易使得 Sargan 或 Hansen 过度识别统计量过度接受原假设, 即所有的工具变量都是有效的 (Bowsher, 2002)。事实上, 我们可以限制差分方程中解释变量的工具变量的个数, 如只使用水平值的滞后三阶和/或四阶来作为工具变量, 这样可以大大减少工具变量的个数。

¹³ 为了节省篇幅这里没有报告稳健性检验的结果, 如有需要可向作者索取。