

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0006

国际贸易水平、省际贸易潜力和经济波动

洪占卿 郭峰

2012年5月7日

说明：上海新金融研究院是为支持上海国际金融中心建设而成立的非营利性金融类专业学术研究机构，由中国金融四十人论坛举办，并与上海市黄浦区人民政府展开战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的、尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

国际贸易水平、省际贸易潜力和经济波动

洪占卿、郭峰*

摘要：本文实证考察了我国各省的国际贸易开放和对其它省市的省际贸易开放对经济波动的影响。我们构造省际贸易潜力指数来衡量各省之间“潜在”的贸易水平，并通过工具变量有效处理了国际贸易水平的内生性问题。我们发现国际贸易水平和省际贸易潜力的提高均显著减缓了经济波动，且国际贸易水平和省际贸易潜力在影响经济波动上存在相互促进和加强的关系。进一步的分析可以发现，在省际贸易潜力非常低的条件下，国际贸易开放水平的提高，可能会加剧经济波动。多个稳健性检验表明我们的结论是非常稳健的。

关键词：贸易开放度、省际贸易潜力、经济波动、工具变量

International Trade Openness, Inter-Provincial Trade Potential and Growth Volatility

HONG Zhanqing¹ GUO Feng^{2,3}

(¹*School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics*, ²*Shanghai Finance Institute*, ³*School of Economics, Fudan University*)

Abstract: This paper empirically studied the effect of international and inter-provincial trade openness on growth volatility of provinces in China. We construct inter-provincial trade potential indices to measure the potential trade volumes among different provinces, and implement IV method to effectively deal with the endogeneity problem of international trade openness. We find that the increases in both international trade openness and inter-provincial trade potential significantly alleviate economic fluctuations, and they promote each other in doing so. Additional analysis reveals that the increases of international trade openness may aggravate economic fluctuation when the level of inter-provincial trade potential becomes very low. Our finding passes different robustness checks.

Keywords: International Trade Openness, Inter-Provincial Trade Potential, Growth Volatility, IV Method

JEL Classification: F13, F43, R11

* 洪占卿：上海财经大学经济学院 电子邮箱：adam.zhanqing.hong@gmail.com；郭峰：上海新金融研究院、复旦大学经济学院 电子邮箱：guofengsf@163.com 电话：021-33023255 通信地址：上海市北京东路 280 号 701 室。

郭峰感谢上海新金融研究院的科研资助。作者感谢西南财经大学逯建博士与上海财经大学徐思远、余泉生博士对本文的建议。本文入选 2012 年中国数量经济学年会，并获优秀论文二等奖，感谢与会专家的评论。本文发表于《世界经济》2012 年第 10 期，感谢匿名审稿人的建设性意见。文责自负。

一、引言与理论准备

改革开放以来,我国经济增长取得举世瞩目的成绩,1978年-2010年期间,我国GDP年均增长9.9%,以当年价格来计算,2010年我国GDP则为1978年的110倍。在我国经济增长迅速的同时,我国经济增长的平稳性也显著提高。例如,2006年-2010年我国各省GDP增速的标准差的中位值为1976-1980年的1/5。经济运行的波动特征不仅有其自身的福利效应,也会对经济增长(Ramey和Ramey,1995)和生产率(邵军和徐康宁,2011)等产生显著影响,因此对经济波动的研究始终是一个重要的课题。贸易开放是一国和地区扩大市场规模,弥补本地市场不足的重要途径,因而也是影响一国或地区经济波动的重要因素。近年来在全球经济“大缓和”的背景下,关于贸易开放对经济波动的影响的研究逐渐增多,但学界对于贸易开放的扩大究竟是平缓经济波动还是加剧经济波动存在较大争论(Easterly等,2001;Bejan,2006;Down,2007;Calderón和Schmidt-Hebbel,2008;Cavallo,2008;di Giovanni和Levchenko,2009,2011;Haddad等,2010;Parinduri,2011)。

理论上,贸易开放水平的提高对经济波动的影响是双向的。一方面,一地区的贸易开放水平越高,该地区就越易遭受到来自外部市场的冲击。此外,贸易开放不仅带来市场的扩大,而且还会使东道国经济体依据比较优势形成与贸易开放相适应的专业化分工。如果经济周期主要是由特定产业的外部冲击造成的,那么专业化分工会加剧外部冲击对东道国经济运行的影响。因此贸易开放水平越高,出口行业从而整个国民经济越易遭受外部市场冲击的影响,从而放大本地区经济波动。

另一方面,贸易开放水平越高,东道国越是能够扩大本国经济的市场广度和深度,提高资源配置的效率,并通过外部市场消解由本国内部冲击造成的经济波动,因此由本地区内部冲击造成的经济波动就越小。同时,东道国经济在贸易开放中依据比较优势形成的专业化分工也使得东道国的可贸易部门与其他经济部门相分离,延缓了冲击在不同经济部门之间的传递,从而起到平抑经济波动的作用(Calderón和Schmidt-Hebbel,2008)。

由此可见,贸易开放水平的变化通过两个渠道——即市场的扩大和专业化分工的加强——对经济波动产生影响,而这两个渠道对经济波动都有正反两方面的作用。因此,贸易开放水平提高对经济波动的影响从总体上看是不确定的,我们需要用实证模型来考察贸易开放对经济波动的正面和负面影响何者更占优。

现有针对贸易开放对经济波动的影响的研究大多基于跨国的国际贸易开放的研究,而且各学者从不同视角出发,得到的结论也并不一致。Down(2007)、Cavallo(2008)、Parinduri(2011)等实证结果显示贸易开放水平提高的净效应是平缓经济波动。di Giovanni和Levchenko(2009,2011)等研究则得到了贸易开放放大经济波动的结论。贸易开放对经济波动的影响并不是显而易见的,而是依赖于其它一系列因素,例如对于不同的发展阶段(Bejan,2006;di Giovanni和Levchenko,2009)、不同的经济规模(Bejan,2006;Down,2007;di Giovanni和Levchenko,2011)、不同的产业结构(Calderón和Schmidt-Hebbel,2008)等。经验检验的结果随着研究样本的不同会发生变化,因此针对具体国家的不同地区进行的分析也许可以得出一些有价值的结论。

另外，从我国的具体国情来看，一方面，改革开放以来我国国际贸易开放水平总体呈迅速上升趋势。从全国总体水平来讲，1978年全国进出口贸易总额占GDP的比重为9.7%，2010年该比重上升到50.3%。然而，由于经济发展水平、产业结构以及海外市场可达性的差异，各省的国际贸易开放水平存在巨大差异。例如2010年开放水平最高的上海市的进出口总额占其GDP比重为146%，为这一比例最低的青海省的36倍。另一方面，由于各省都在国家统一的行政管辖之下，面临同一个货币当局和中央财政当局，因此我国各省所面临的宏观经济环境和政策面是基本相同的。通过研究中国的省际数据，我们能够在统一的宏观背景下考察不同的国际贸易开放水平对经济波动的不同影响，而同时又可以控制各种制度、宏观经济环境和其他不可观测的总体效应的干扰，从而得到更可靠的结论。

此外，从数据本身的角度来看，基于省际面板数据的研究也可以克服我国市场经济时间短的局限，提高估计和检验统计量的自由度，增加分析结论的可靠性。因此，本文基于我国省际面板数据，研究省际对外贸易开放对我国经济波动的影响。

在省别贸易研究中需要明确一点：一省作为一个经济体，不仅和其它国家有贸易往来，和其它省份也会有贸易往来。国际贸易和省际贸易都是扩大一省市场规模和深化分工的重要源泉，从而也都是影响一省经济波动的重要因素。目前，我国国内市场一体化（或分割）已是近年来的研究热点，但对我国国内市场是趋于整合还是趋于分割，学者们却有不同的结论，Young（2000）、Poncet（2003，2005）、赵永亮和徐勇（2007）等人认为我国国内市场一体化或国内贸易开放水平趋于下降，而桂琦寒等（2006）、陆铭和陈钊（2009）、柯善咨和郭素梅（2010）等人却得到了相反的结论。在国内市场一体化对本地经济绩效的影响上，现有文献一般都得到国内市场一体化程度的提高有利于本地经济增长（如柯善咨和郭素梅，2010；盛斌和毛其淋，2011）或全要素生产率增长（毛其淋和盛斌，2011）的结论，但也有研究显示，在一定条件下，强化地区市场分割反而有利于本地区经济增长（陆铭和陈钊，2009）。就我们所知，尚无文献研究省际贸易开放或国内市场一体化对省际经济波动的影响。

各省的国际贸易有较好的统计数据和研究经验，但省际贸易却缺乏直接的数据支持。研究我国市场一体化（或分割）是近年来的热点，涌现了多种衡量地区市场一体化（分割）的方法，例如“生产法”（Young，2000）、“贸易法”（Poncet，2003，2005；赵永亮和徐勇，2007）、“价格法”（桂琦寒等，2006；陆铭和陈钊，2009；柯善咨和郭素梅，2010）、“工资方程法”（赵永亮和才国伟，2009；赵永亮，2011）、“货物运输量法”（刘生龙和胡鞍钢，2011）等等。根据Harris（1954）的“市场潜力（Market Potential）”理论，某地区的市场潜力，与其他地区的市场容量呈正比，与其它地区到本地区的运输成本（如距离）呈反比。这一方法在研究地区间经济关系时得到了广泛应用（如Redding和Venables，2004；Hanson，2005）。黄玖立和李坤望（2006）、潘文卿（2012）在研究我国地区市场规模（潜力）对地区经济增长的影响时也采用了此方法。我们借鉴了这一做法，构造“省际贸易潜力（Inter-Provincial Trade Potential，IPTP）”这一指标，来衡量各省同其他省份贸易往来的“潜力”。

此外，在研究国际贸易和国内贸易各自对本省经济波动的影响之外，两者在影响经济波动上的相互关系也是一个有趣的研究点。黄玖立和李坤望（2006）、盛斌和毛其淋

(2011)发现在促进中国省际经济增长上, 贸易开放和地区市场规模(国内市场一体化)是相互替代的, 换言之, 在促进经济增长上, 国内市场规模的不足可以通过扩大国际贸易来弥补。毛其淋和盛斌(2011)则进一步发现在促进省际全要素生产率增长上, 国际贸易开放和国内市场一体化也是相互替代的。那么, 如果把研究视角转移到国际贸易开放和省际贸易开放对省际经济波动的影响, 是否也会存在类似的效应? 这也是本文研究的重点。

在本文, 我们发现国际贸易水平和省际贸易潜力的提高均可以显著减缓各省的经济波动, 而且两者在影响经济波动上存在相互促进和加强的关系, 而不是替代关系。我们对工具变量、关键指标以及其它稳健性进行了分析, 结果表明我们的结论是非常稳健的。本文余下部分安排如下: 第二部分是计量模型和内生性处理方法; 第三部分介绍我们的指标构造方法和数据; 第四部分是我们的实证结果; 最后一部分是简短的结论。

二、计量模型和内生性处理

本文的研究重点是考察国际贸易和省际贸易对我国省际经济波动的影响, 以及两者对省际经济波动影响的交互作用。因此, 借鉴相关文献做法, 我们可以建立如下实证模型:

$$GDPVOL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OPEN_{i,t} + \beta_2 IPTP_{i,t} + \beta_3 OPEN_{i,t} \times IPTP_{i,t} + \gamma \cdot X_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, 下标 i 和 t 分别表示省份和时间段, $GDPVOL$ 为被解释变量经济波动, $OPEN$ 和 $IPTP$ 分别为国际贸易水平和省际贸易潜力, $OPEN \times IPTP$ 则为两者的交互项。通过引入交互项, 我们可以考察国际贸易水平和省际贸易潜力在影响经济波动上的相互关系 (Jaccard 和 Turrisi, 2003; Brambor 等, 2006)。另外, X 代表了我们要描述的几个控制变量, α_i 是不可观测的省际效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

研究国际贸易和经济增长或波动关系的最大挑战是内生性问题。经济增长和国际贸易水平即便是正相关的, 也不能轻易下结论说是国际贸易促进了增长, 因为可能恰恰相反, 增长越快的国家, 其国际贸易水平可能越高。此外, 影响国际贸易水平和经济增长的很多变量是不可观测的, 因此难以避免遗漏变量偏差问题。如果国际贸易水平对于经济增长是内生的, 那么国际贸易水平对于经济波动也可能是内生的, 因为经济增长和经济波动仅是同一变量的不同矩^①。此外, 小型经济体遭受国内冲击的可能性更高, 因而可能更倾向于通过国际贸易开放来扩大自己市场的广度。

严重的内生性可能会使得最小二乘估计有偏和非一致。通常的改进方法是寻找一个与国际贸易水平高度相关, 但与经济增长或波动不相关的变量来作为国际贸易水平的工具变量。跨国经验分析中普遍采用 Frankel 和 Romer (1999) 提出的“引力模型 (Gravity Model)”, 即用地理因素等构造工具变量预测双边贸易流量, 进而推算出各国理论上的国际贸易水平。由于地区和国家间的地理特征是独立于经济发展的, 因而地理特征对经济波动来说具有严格外生性。这一方法在研究国际贸易开放和经济波动的关系上已得到普遍应用 (如 Calderón 和 Schmidt-Hebbel, 2008; Cavallo, 2008; di Giovanni 和 Levchenko, 2009; Parinduri, 2011)。

^①也有学者认为, 由于经济波动是经济增长的二阶矩, 因此国际贸易水平的内生性问题会相对小一些 (Haddad 等, 2010)。

彭国华（2007）在研究国际贸易对地区劳动生产率的作用时，利用 2005 年的截面数据，构造了由地理因素决定的我国各省国际贸易水平的工具变量。而黄新飞和舒元（2010）则利用“异方差识别法”研究了各省国际贸易开放与经济增长的内生性问题。黄玖立和李坤望（2006）构造了各省到海岸线的距离即国外市场接近度作为各省国际贸易水平的工具变量。盛斌和毛其淋（2011）、李锴和齐绍洲（2011）、毛其淋和盛斌（2011）在各自研究中也延续了这一做法^①。在本文，我们通过改进黄玖立和李坤望（2006）的方法来处理国际贸易水平对经济波动的内生性问题。

首先，我们不但选择各省省会到海岸线的距离作为该省海外市场接近程度的衡量指标，而且还选择各省省会到香港和上海这两个主要港口的最短距离作为另一个衡量海外市场接近程度的指标进行稳健性分析，以验证我们结论的可靠性。选择到主要港口而不是到海岸线的最短距离作为海外市场接近程度也得到了其它文献的支持，如 Wei 和 Wu（2001）、陈敏等（2007）。其次，我们选择人民币实际有效汇率而非官方汇率来调整海外市场接近度。实际有效汇率更能反映我们进出口的相对成本，并且它拥有比官方汇率更大的时变性，因此可能是更合适的变量。

具体地，国际贸易水平的工具变量 REER_DIST1 和 REER_DIST2 定义为：

$$\text{REER_DIST}k_{i,t} = \text{REER}_t \times \text{DIST}k_i, k = 1, 2. \quad (2)$$

其中，REER_t是指 t 年的实际有效汇率，DIST1_i和 DIST2_i分别表示 i 省省会到海岸线的距离和到上海与香港两者的最短距离。采用两者交互项而非两者本身作为工具变量是出于固定效应回归的考虑。在固定效应回归中，使用非时变的工具变量不能得到有意义的估计结果。此外，由于在我们的模型中包含了国际贸易水平与省际贸易潜力的交互项，因此也要为其寻找合适的工具变量。国际贸易水平与省际贸易潜力的交互项的一个天然的工具变量便是 REER_DIST1_{i,t}（REER_DIST2_{i,t}）和省际贸易潜力的交互项。

三、指标和数据

（一）被解释变量：经济波动

对于被解释变量经济波动，我们用 GDP 实际增速的标准差（GDPVOL1）来表示，这是现有文献的标准作法（如 Bejan, 2006; Down, 2007; Calderón 和 Schmidt-Hebbel, 2008; di Giovanni 和 Levchenko, 2009, 2011）。我们从 1976 年开始，计算每五年的经济波动，这一时间窗口大体也和我国“五年规划（计划）”相重合。此外，为了消除实际 GDP 的趋势对刻画经济波动的影响，我们借鉴了 Calderón 和 Schmidt-Hebbel（2008）的做法，对实际 GDP 的自然对数进行 HP 滤波，再对滤波的残差项以上述的 5 年窗口取标准差，得到关于经济波动的另一种度量 GDPVOL2。

如图 1 所示，总体而言我国各省的经济波动有下降趋势，2006—2010 年各省实际 GDP 增速标准差的中位数是 1976—1980 年的 20%。但是，总体波动水平的下降难掩各省经济波动之间的差异，例如 2006—2010 年山西省 GDP 增速标准差为 3.45%，而黑龙江仅为 0.38%。

^①对国际贸易水平内生性问题处理方法的一个批评性综述见陈继勇和梁柱（2011）。

(此处插入图 1)

(二) 核心解释变量：国际贸易水平和省际贸易潜力

国际贸易水平：我们计算了两个衡量各省国际贸易水平的指标，分别为进出口总额与 GDP 的比值以及出口总额与 GDP 的比值，其中进出口总额和出口总额均根据当年人民币兑美元汇率年度均值折合为人民币。我们称前者为贸易开放度（OPEN1），后者为出口开放度（OPEN2）。图 2 显示，各省的国际贸易水平总体上呈增加态势，但最近的全球金融危机使得我国各省国际贸易水平有所下降。各省的国际贸易水平差异很大，这从各省贸易开放度的简单算术平均值和中位值的较大差异中即可看出。部分东部省份国际贸易水平较高，显著高于其它东部省份，更高于中西部省份，从而拉高了贸易开放度的简单平均值。例如，2006-2010 年上海贸易开放度平均为 156%，为青海同时期 5.3% 的平均贸易开放度的 30 倍。

(此处插入图 2)

省际贸易潜力：根据新经济地理学的“市场潜力”理论（Harris, 1954; Redding 和 Venables, 2004; Hanson, 2005），某一省份的潜在市场容量可视为一个空间加权平均值，该指标与各省的市场容量成正比，与各省到该省的运输成本（如距离）成反比。Poncet（2003, 2005）、赵永亮和徐勇（2007）等利用我国各省投入产出表中各省对其它省份的调入和调出数据，构造了相对较为理想的各省市场潜力的指标，但由于投入产出表只有在少数几个年份才可获得，因此在我们的研究框架中无法采用。黄玖立和李坤望（2006）、潘文卿（2012）在研究市场规模和深度对经济增长的影响时，各自构造了各省“地区市场规模（市场潜能函数）”指标，该指标与其它省份经济总量 GDP 呈正比，与其它省份到本省的地理距离呈反比^①。借鉴这一方法，我们构造“省际贸易潜力”的第一个指标（IPTP1）：

$$IPTP1_{i,t} = \left(\sum_{j \neq i} Retail_{j,t} / D_{j,i} \right) / GDP_{i,t} \quad (3)$$

其中， $Retail_{j,t}$ 是 j 省 t 年的社会消费品零售总额， $D_{j,i}$ 为 j 省省会和 i 省省会的距离。(3) 式中没有包含各省自己的社会消费品零售总额。这是出于两方面考虑。其一，我们研究的兴趣在于省际贸易（潜力），各省自身的社会消费品零售总额中包含了一部分省内贸易；其二，正如本省国际贸易水平与本省经济波动可能存在内生性问题一样，本省社会消费品零售总额对于本省经济波动也可能存在内生性问题，而我们构造的省际贸易潜力包含了地理因素和其它省份的国内贸易情况，可以大大缓解这一内生性问题^②。

如图 3 所示，2000 年以前，我国各省省际贸易潜力总体上保持增加趋势。2000 年之后，我国各省省际贸易潜力存在下降趋势，这可能跟同时期我国加入世界贸易组织，各省国际贸易水平迅速扩大，国际贸易替代了国内贸易有关^③。金融危机爆发后，省际贸易潜力又

^① 两篇文献的不同之处在于黄玖立和李坤望（2006）构造的某省“地区市场规模”指标还包括了该省自身的 GDP（以该省内部距离作为权数），这样处理的一个后果是地区市场规模的内生性问题可能比较严重（Mayer, 2009）

^② 我国社会消费品零售总额数据采用的是“卖方”统计，即将国民经济各相关行业的零售行为作为统计切入点，把这些行业销售给居民和社会集团的消费品价值量加总，由此得出全社会消费品零售总额。

^③ 关于各省国际贸易水平对各省与其它省份之间开放的影响，大量的研究得出了不同的结论，详见陈敏等（2007）的分析和黄玖立（2011）的综述。

有所回升。此外，各地区间的省际贸易潜力也存在较大的差异，例如 2006-2010 年宁夏的省际贸易潜力是广东的 38 倍。

(此处插入图 3)

此外，由于中部省份较其它省份的距离相对更短，(3)式的计算方法可能高估了中部省份的省际贸易潜力。因此在 IPTP1 指标之外，我们还构造了另一个省际贸易潜力指标 IPTP2，用以检验模型的稳健性。两个指标的不同之处在于，第二种指标不是选取所有其它省份，而是仅选取相邻最近的五个省份，来计算该省的省际贸易潜力。具体而言，

$$IPTP2_{i,t} = \left(\sum_{j \in C_i} Retail_{j,t} / D_{ij} \right) / GDP_{i,t} \quad (4)$$

其中 C_i 为包含省份 i 的五个最近的省份 $\{D_{ik}\}_{k=1, k \neq i}^{28}$

(三) 控制变量

在国际贸易水平和省际贸易潜力之外，影响地区经济波动的因素可能还有很多。因此，参照现有文献标准做法，我们在国际贸易水平和省际贸易潜力之外，引入多个控制变量，包括^①：(1) 初始人口规模 (POP)。经济规模是影响经济波动的重要因素，因此控制地区规模是非常必要的 (Easterly, 2001; Bejan, 2006; Down, 2007; di Giovanni 和 Levchenko, 2011)。我们采用初始人口规模作为各省规模的代理变量。不选取 GDP 总量作为各省规模指标的原因是 GDP 和其他影响经济波动的因素可能存在内生性，不选取面积作为各省规模指标的原因是该指标缺少时变性。(2) 初始经济发展水平 (RPGDP) = 初始实际人均 GDP。Bejan (2006) 发现对不同发展阶段的经济体，国际贸易开放对经济波动的影响也不相同：对于发展中经济体而言，国际贸易开放放大经济波动，而对于发达经济体而言则平缓经济波动。此外，对于人口规模和实际人均 GDP，使用期初值也可以进一步减少内生性问题。(3) 产业结构 (GDPT) = 第三产业增加值/GDP。该比重越高，说明服务业发展水平越高。不同的产业，对冲击的消化能力可能不同，因而产业结构是影响经济波动的因素之一。(4) 政府财政波动 (GOVVOL) = 政府一般预算支出/GDP 的五年标准差。(5) 信贷波动 (FINVOL) = 金融机构人民币信贷余额/GDP 的五年标准差。我们加入政府财政波动和信贷波动，是为了控制由政策波动所导致的经济波动。(6) 固定资产投资规模 (INV) = 全社会固定资产投资/GDP。投资在经济中扮演了重要的角色，特别是在中国，投资是政府调控经济的重要手段，因而也可能是影响经济波动的重要因素。(7) 非国有化水平 (NONSTATE) = 非国有工业总产值/工业总产值。市场化改革是中国近三十年以来与对外开放相并列的重要特征。市场经济条件下的经济运作方式与计划经济时代存在显著的不同，因此加入此一控制变量也是非常必要的。

(四) 数据说明

本文数据基本来自《新中国 60 年统计资料汇编》，除了以下几项：(1) GDP 和社会消费品零售总额自 2005 年起的数据，以及固定资产投资、财政支出、进出口贸易、贷款余额自 2008 年起的数据来自各省 2010、2011 年统计年鉴；(2) 自 1990 年起的人口数据来自中经网统计数据库，为常住人口；(3) 工业总产值数据来自中经网统计数据库，其中

^①感谢审稿人在控制变量选择上的部分建议。

2004 年数据缺失，补充数据来自 2004 年第一次经济普查年鉴；（4）人民币实际有效汇率来自国际货币基金组织国际金融统计数据库（International Financial Statistics, IFS）；（5）地区间的距离为根据各省省会的经纬度计算的“球面距离”。

本文数据包含了除重庆、海南和西藏以外我国内地 28 个省的 1976—2010 年的数据。为了和经济波动指标相匹配，同时也是为了消除可能存在的异方差性，我们均以五年期窗口计算各个变量，财政波动和信贷波动为五年标准差，人口规模和实际人均 GDP 采用五年窗口的期初值的对数值（1976 年、1981 年等），而其他变量则均为取对数后的五年均值^①。主要变量的变量说明和描述性统计见表 1。另外，表 2 列示了各个解释变量之间的相关系数，所有相关系数的绝对值均低于 0.81。进一步考察方差膨胀因子（Variance Inflation Factor, VIF）我们发现，所有解释变量的方差膨胀因子均小于 6，在可接受范围之内，因此本文解释变量之间不存在严重的多重共线性问题^②。

（此处插入表 1、表 2）

四、实证结果

在进行实证分析之前，我们需要检验本文所使用的面板数据是否平稳，为此我们对所有的相关变量进行了单位根检验。根据 Levin-Lin-Chu（LLC）、Im-Pesaran-Shin（IPS）、Augmented Dickey-Fuller（ADF）三种面板单位根检验的结果（表 3），所有变量的各检验结果均为平稳、去均值平稳或去均值、去趋势平稳。这里我们将所有变量视为平稳变量。

（此处插入表 3）

对面板数据而言，模型(1)中的 α_i 是不可观测的省际差异，可能与模型的其他解释变量相关。如果将 α_i 和 $\varepsilon_{i,t}$ 一起简单地看作是模型的误差项，模型的解释变量有可能存在内生性问题，通常的最小二乘回归可能是非一致的。对于由 α_i 和模型其他解释变量相关所造成的内生性，通常的做法是采用去组间均值得到固定效应模型，从而在新的模型中消掉非时变的 α_i 。如果 α_i 与模型其他解释变量不相关，则可以采用随机效应模型。这里我们采用控制了省际差异的固定效应模型。无论 α_i 是否与模型的其他解释变量相关，固定效应模型的参数估计量总是一致，而当 α_i 与模型的其他解释变量不相关时，随机效应模型能够得到比固定效应模型更有效的参数估计量，因此选择固定效应或是随机效应需要检验。在下文中我们通过 Hausman 检验验证了固定效应模型设定的合理性。

（一）初步结果

（此处插入表 4）

我们首先用面板普通最小二乘法来进行分析，回归结果分别报告于表 4 的（1）和（2）列。为了克服各省之间可能存在的异方差，本文所有回归均对估计参数的标准误进行了 White 异方差修正。面板设定 F 检验在 1% 的显著性水平上拒绝了模型无个体效应的原假设，

^①对 1980 年之前的缺失的部分数据，我们利用少于五年的时间窗口计算 1976—1980 年的均值。为了提高样本容量，我们保留了这一时间段，但事实上如果从 1981 年开始构造指标，我们的基本结果依然成立。

^②根据经验法则，如果最大的方差膨胀因子 $VIF = \max\{VIF_1, VIF_2, \dots, VIF_n\} \leq 10$ ，则表明不存在多重共线性。

表明使用混合最小二乘回归是不恰当的。稳健Hausman检验在 1%的显著性水平上拒绝了随机效应估计有效的零假设，因此我们应该使用固定效应回归^①。作为对比，我们将不含交互项的回归结果列于第（1）列。从第（1）列我们可以看出，贸易开放度和省级贸易潜力均起到缓解各省经济波动的作用，而且两者的作用均至少在 10%的水平上显著。

为了考察国际贸易水平和省级贸易潜力在影响经济波动上的相互作用，我们引入贸易开放度和省级贸易潜力的交互项，回归结果列于表 4 第（2）列。贸易开放度、省际贸易潜力，以及两者的交互项均在 1%的水平上显著为负。贸易开放度和省际贸易潜力的系数为负，说明贸易开放度和省际贸易潜力的提高，单独来看，均有利于缓解各省的经济波动。虽然贸易开放对经济波动的影响在理论上是双向的，但我们的实证结果显示国际贸易水平和省际贸易潜力的扩大，在对经济波动的影响上，缓解作用超过了放大作用。

值得注意的是，贸易开放度和省际贸易潜力的交互项系数为负，在本文框架内，这表明贸易开放度和省际贸易潜力在缓解各省经济波动上存在互补和加强的关系。首先，所谓互补和加强的关系，是指在省际贸易潜力更高的地区，国际贸易水平的提高对本省经济波动的缓解力度也可以得到提高。国际贸易水平和省际贸易潜力对经济波动的边际效应如下两式：

$$\frac{\partial E(\text{GDPVOL1})}{\partial \text{OPEN1}} = \beta_1 + \beta_3 \text{IPTP1}, \quad (5)$$

$$\frac{\partial E(\text{GDPVOL1})}{\partial \text{IPTP1}} = \beta_2 + \beta_3 \text{OPEN1}. \quad (6)$$

由公式(5)可以看出，贸易开放度的增加（表现为OPEN1 在数值上的增大）本身具有缓解经济波动的作用（即 $\beta_1 < 0$ ），因此省际贸易潜力的增加（表现为IPTP1 在数值上的增大），在交互项系数 β_3 为负的情况下，会增加贸易开放度对经济波动的缓解作用^②（数值上更小，因而绝对值更大）。同理，在贸易开放度对省级贸易潜力缓解经济波动作用的影响上我们也可以得出类似的结论。根据毛其淋和盛斌（2011）、黄玖立和李坤望（2006）以及盛斌和毛其淋（2011）等人的结论，在促进经济增长或生产率增长上，国际贸易水平的提高可以弥补国内市场狭小的不足，反之亦然，即国际贸易和国内市场是相互替代的关系。但是我们的结论则表明，在保持经济平稳方面，省际贸易水平的提高可以加强国际贸易开放在平缓和缓解经济波动上作用，反之亦然，即国际贸易和国内贸易是互补和加强的关系。

从直观上来理解，正如我们在文章的第一部分曾指出的，贸易开放水平对经济波动的影响是双向的。从市场扩大的角度来看，一个省对外开放水平的提高使得该省更容易受到外部市场冲击的影响，同时本省的内部冲击却可以通过市场规模的扩大而得到吸纳和缓解。单从市场规模扩大的角度来看，国际贸易和省际贸易在缓解省际经济波动上的效应是类似的，因此存在替代效应。另外我们要看到，贸易开放还意味着各地区存在依据比较优势形成专业化分工的趋势。以国际贸易为例，国际贸易开放强化了专业化分工，使得来自海外市场的冲击，在没有其他途径缓冲的情况下，对本省经济的影响更为剧烈。但在存在省际贸易的情况下，一个省在开放中形成的专业化分工不至于完全受制于海外市场。因此，省

^①由于我们对估计参数的标准误做了 White 异方差修正，因此传统 Hausman 检验此时并不适用。我们参考 Wooldridge（2002）的做法构造了稳健 Hausman 检验。

^②当然，此结论成立的前提是 $\text{IPTP1} > -\beta_1/\beta_3$ 。对于 IPTP1 小于此临界值的情形，下文有更详细分析。

际贸易水平的提高可以减弱分工在国际贸易开放加剧经济波动中所起的作用。此外，专业化分工加强了可贸易部门与本省经济中的其他部门的分离，从而延缓了冲击在不同经济部门之间的传递，缓解了经济波动。而省际贸易水平的提高可以进一步巩固和加强可贸易部门与本省其他经济部门的这种分离。换言之，省际贸易水平的提高可以通过专业化分工强化国际贸易开放对经济波动的缓解作用。同理，国际贸易开放水平的提高对省际贸易缓解经济波动的作用也有类似的影响。

因此单从市场规模扩大的角度来看，国际贸易和省际贸易在缓解省际经济波动上存在替代效应，而从强化专业化分工的角度来看，国际贸易和省际贸易在缓解省际经济波动上存在相互补充和加强的效应。而我们的实证结果表明，从总体上看，国际贸易和省际贸易在缓解经济波动上的互补和加强效应，超过了替代效应。

此外，对(5)式的进一步分析我们可以发现，在省际贸易潜力足够低（ $IPTP1 < -\beta_1/\beta_3$ ）时，国际贸易开放水平的提高也可能放大经济波动。简单的计算可以发现，临界的省际贸易潜力（对数值）为-5.04。通过筛选可以发现，在1976—2010年的980个样本中，有106个样本，即约11%的省际贸易潜力低于这一水平。根据陆铭和陈钊（2009），在对外开放的条件下，某地区加强地区市场分割，可能更有利于本地区的经济增长。而我们的结果则说明，如果只注重国际贸易开放，而忽视省际贸易开放，则国际贸易开放水平的提高就有可能放大经济波动^①。

在控制变量方面，初始人口规模和人均实际GDP的系数为负（尽管期初人口规模的系数并不显著），说明经济规模越大、经济发展水平越高，经济波动越小。同样，在引起经济波动的渠道方面，财政层面和信贷层面的波动均会加剧经济波动，但财政政策的作用并不显著。投资规模的扩大会对经济波动有正向影响，尽管作用并不显著。这似乎可以说明，投资作为拉动经济增长的三驾马车，其实是一把双刃剑。投资推动经济增长是以增加经济运行的脆弱性为代价的。非国有化水平对经济波动有正向影响，尽管经济转型有利于促进经济增长，但我们的结果显示这可能是以经济增长的不平稳为代价的，当然对此仍需要进一步的分析。

（二）两阶段最小二乘回归

在上面的面板普通最小二乘估计中我们采用了固定效应估计。固定效应估计可以有效地剔除不可观测的省别效应，因此解决了这些省别效应与模型的随机扰动项相关所产生的内生性问题。在第二节中我们详细论述了国际贸易开放可能存在内生性的问题。贸易开放度作为时变变量，其内生性问题无法通过固定效应回归消除。严重的内生性问题会导致模型系数估计不一致。运用第二节中所构造的工具变量，下面我们采用面板两阶段最小二乘回归来估计我们的模型。

选择工具变量的两个主要考虑是该工具变量要具有严格外生性，以及该工具变量与内生变量要具有相关性。从严格外生性角度来看，我们构造的贸易开放度的工具变量是由地理因素和实际有效汇率两个因素共同决定的，因而满足这个条件。另一方面，工具变量与内生变量的相关性关系到估计的一致性和推断的效率。Staiger 和 Stock（1997）指出，应

^①同理，理论上，如果国际贸易水平足够低，那么省际贸易潜力的扩大也有可能放大经济波动，但我们发现，国际贸易水平均在这一临界值之上。

用两阶段最小二乘法时应该报告第一阶段的 F 统计值。若要判定工具变量与内生变量之间的相关性可以保证两阶段最小二乘方法的合理进行，该统计值通常应该大于 10。因此在报告两阶段最小二乘回归的结果之前，我们首先报告第一阶段的回归结果。回归结果表明，以工具变量和外生变量对 $OPEN1$ 和 $OPEN1 \times IPTP1$ 进行的稳健固定效应回归的 F 统计值分别为 36.55 和 35.11，符合 Staiger 和 Stock（1997）中所提出的要求。

（此处插入表 5）

下面我们考察使用工具变量的面板两阶段最小二乘回归的结果。表 4 第（4）列报告了这一回归在第二阶段的结果。Durbin-Wu-Hausman 内生性检验在 1% 的显著性水平上拒绝了解释变量没有内生性的零假设，从而说明我们采用工具变量处理内生性问题的做法是合理的。对比表 4 第（2）的固定效应回归我们可以发现，面板两阶段最小二乘回归一方面保持了贸易开放度、省际贸易潜力以及两者交互项对各省经济波动影响的方向（三者均在 1% 的水平上显著），另一方面纠正了对贸易开放度和交互项的低估，其中对贸易开放度估计的改进尤为明显。而在交互项方面，省际贸易潜力一个百分点的增加，在其他情况保持不变时，会使贸易开放度对实际 GDP 增速波动（以标准差衡量）的抑制作用增加约一个百分点。其它解释变量此时方向和显著性并没有太大的变化。

由于贸易开放度和省际贸易潜力在抑制经济波动上相互促进，因此类似于上一小节的分析，我们同样可以求出省际贸易潜力的一个临界值，在这个临界值以下，国际贸易开放水平的提高反而会加剧经济波动。此时临界值为 -5.28。在全部 980 个样本中，省级贸易潜力（对数值）小于此临界值的样本有 36 个，约占总样本数的 4%。

（三）稳健性检验

为了保证我们的估计结果的可靠性，本小节我们从以下几个角度进行稳健性分析。根据上文的分析，在没有特别指出的情况下，余下稳健性分析的回归均采用工具变量两阶段最小二乘法，并与表 4 第（3）列的基准模型进行对比分析。

（1）工具变量的稳健性。我们用到港口的距离（REER_DIST2）取代到沿海的距离（REER_DIST1）作为工具变量进行回归。根据我们对工具变量的构造方式，相对于 REER_DIST1，REER_DIST2 可能会低估部分距离海岸线较近但距离香港或上海较远的省份（如辽宁、山东、福建等）的国际贸易水平（或曰 REER_DIST1 可能会高估长三角和珠三角之外省份的国际贸易水平），进而拉低国际贸易水平对各省经济波动的影响。表 6 第（1）列报告了用 REER_DIST2 作为工具变量的回归结果，我们的这一猜测得到证实。较之工具变量 REER_DIST1 的回归结果，此时贸易开放度系数的绝对值下降了约 10%，省际贸易潜力系数基本不变，贸易开放度和省际贸易潜力的交互项的系数绝对值下降了约 13%。但这三个主要变量的系数仍均在 1% 的水平上显著，这说明我们所构造的工具变量是非常稳健的^①。

（此处插入表 6）

^①如何寻找贸易开放度的可时变的工具变量目前在实证研究上依然没有定论，有部分学者利用海外市场接近度和时间虚拟变量的交互项来作为贸易开放度的工具变量（Acemoglu 等，2005；李锴和齐绍洲，2011）。我们也构造了这样的工具变量进行回归，结果显示我们的分析对工具变量的选择是稳健的：贸易开放度、省际贸易潜力以及交互项的回归系数在 1% 水平上显著，方向与基准模型方向一致，且大小差异不大。

(2) 关键指标构造的稳健性。为了确保我们构造的关键指标的稳健性，我们分别用出口开放度 OPEN2、只考虑周边省份的省际贸易潜力 IPTP2，以及滤波后的 GDPVOL2 进行回归。回归结果分别报告表 6 于第 (2) 至 (4) 列。表 6 第 (2) 列显示，使用出口开放度代替贸易开放度时，我们所关心的三个主要变量的系数均在 5% 的水平上显著。在此时，出口开放度、省际贸易潜力和交互项的系数较之表 4 第 (3) 列的回归结果都有所增加，这说明在平缓各省经济波动上，出口的作用大于进口。

由于省际贸易潜力的另一个指标 IPTP2 仅考虑某省与其相邻最近的五个省份的贸易潜力，因此会有助于纠正 IPTP1 对中部省份省际贸易潜力的高估，使得各省的省际贸易潜力的比例更为合理。表 6 第 (3) 列报告了采用 IPTP2 进行回归的结果。对比于表 4 第 (3) 列采用 IPTP1 的回归结果，此时省际贸易潜力的系数绝对值下降了约 18%，而贸易开放度的系数绝对者则有所增加，交互项的系数则略微下降。三个主要解释变量的系数仍至少在 5% 的水平上显著。

我们也希望检验经济波动的不同衡量指标对我们结果稳健性的影响。表 6 的第 (4) 列报告了 GDPVOL2 作为被解释变量的回归结果。相对于基准模型，在新的模型下，贸易开放度、省际贸易潜力和交互项三个主要解释变量虽然对经济波动的影响力降低了，但是系数符号依然和基准模型一致，而且均在 5% 的水平上显著。这说明我们采用 GDP 增速的标准差来作为衡量经济波动的指标是适宜的。

(3) 剔除异常样本点后的稳健性。一方面我国不同地区对外开放水平存在极大差异，另一方面我们构造的省际贸易潜力容易高估中部省份的省际贸易潜力。因此，为了检验本文的主要分析结果是否受到极端样本点的影响，我们分别将贸易开放度和省际贸易潜力 IPTP1 最高和最低的省份剔除，得到 24 个省的样本^①。对这些样本重新进行回归，结果如表 6 第 (5) 列所示。此时我们最关心的核心解释变量的系数方向和显著性和基准模型完全一致，绝对值甚至有所提高。这说明我们的模型在剔除极端样本点的影响后仍是高度稳健的。

(4) 考虑时间固定效应。类似于个体的固定效应，在影响经济波动的其他因素中，有一些因素仅局限在某些时期，同时对于不同的个体而言是相同的。忽略这些因素同样可能会导致模型设定偏差和内生性问题。因此，为了保证我们结论的可靠性，我们在回归方程 (1) 中加入了时间固定效应，以捕捉不随个体变化的时期效应^②。表 6 第 (6) 列报告了回归结果，国际贸易水平、省际贸易潜力以及交互项与表 4 第 (4) 列中基准模型对应系数的方向一致，而且均保持 1% 的显著性水平。这说明考虑了时间固定效应后，我们的回归结果依然十分稳健。

(5) 动态面板估计方法的稳健性。考虑到经济波动可能具有一定的持续性特征，即当期的经济波动可能依赖于过去的经济波动。为了捕捉这种特征，我们在基准模型中引入经济波动的一期滞后项，将模型拓展为动态面板数据模型。为了解决内生性问题，我们采用两步系统 GMM 方法进行估计。我们把滞后一期的 GDPVOL1 以及当期的 OPEN1 和 OPEN1×IPTP1 均视为内生变量，并且将这几个内生变量的两阶及更高阶的滞后项做为工

^①剔除的省份分别为北京、河南、宁夏、广东。

^②感谢审稿人的这一建议。

具变量^①。在有限样本的条件下，两步系统GMM估计量的标准误存在向下偏倚，从而影响推断（Arellano和Bond，1991；Blundell和Bond，1998）。我们采用Windmeijer（2005）的方法对回归系数的标准误进行了修正。估计结果报告在表6第（7）列。Hansen检验的结果表明不能拒绝工具变量为过度识别的原假设，即工具变量的选择是有效的。残差序列相关性检验表明，差分后的残差只存在一阶序列相关性，而没有二阶序列相关性，由此可以推断原模型的误差项没有序列相关性。从动态面板的估计结果来看，国际贸易水平、省际贸易潜力，以及它们交互项的系数方向和我们的基准模型一致，其中国际贸易水平和交互项在10%的水平上显著，省际贸易潜力边缘显著（ p 值为0.12）。我们关于国际贸易水平和省级贸易潜力对经济波动的作用，以及两者在发挥这种作用上的相互关系的结论均成立，因此，我们的估计结果具有较好的稳健性。

五、结语

贸易开放，包括国际贸易开放和省际贸易开放，拓展了一个地区的市场深度和广度，同时也将使得该地区更加暴露于外部冲击的影响下，因而会对该地区经济运行的平稳性产生影响，但影响的方向不能先验确定。本文利用1976—2010年我国28个省的面板数据，实证分析了各省国际贸易开放和省际贸易开放对各省经济波动的影响。

本文通过构造省际贸易潜力来衡量各省之间“潜在”的贸易水平，并通过工具变量有效处理了国际贸易水平的内生性问题。本文的实证研究发现，各省的国际贸易水平和省际贸易潜力的提高均可以显著缓解该省的经济波动，且这一结果具有较好的稳健性。并且，国际贸易水平和省际贸易潜力在缓解经济波动上存在相互促进和加强的关系。通过进一步的分析我们也发现，如果省际贸易潜力非常低，则国际贸易开放水平的提高，也有可能放大经济波动。

本文的政策含义是十分显然的。鉴于国际贸易开放和省际贸易开放都有利于缓解经济波动，因此为了促进我国经济的平稳运行，应统筹兼顾，提高国际贸易水平和对其他省份贸易开放水平。此外，由于国内贸易水平很低时，国际贸易开放反而放大经济波动，因此在我国国际贸易水平已经很高，省际贸易潜力有下降趋势的背景下，为了促进经济更加平稳地运行，有效应对可能的外部冲击，尤要消除地方市场壁垒，促进国内市场一体化发展。

参考文献

- 陈继勇、梁柱(2011):《贸易开放与经济增长的内生性研究新进展》，《经济评论》第6期。
陈敏、桂琦寒、陆铭、陈钊(2007):《中国经济增长如何持续发挥规模效应？——经济开放与国内商品市场分割的实证研究》，《经济学(季刊)》第7卷第1期。
桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊(2006):《中国国内商品市场趋于分割还是整合——基于相对价格法的分析》，《世界经济》第2期。
黄玖立(2011):《对外贸易、区域间贸易与地区专业化》，《南方经济》第6期。
黄玖立、李坤望(2006):《出口开放、地区市场规模和经济增长》，《经济研究》第6期。
黄新飞、舒元(2010):《中国省际贸易开放与经济增长的内生性研究》，《管理世界》第7期。

^①同时为了控制工具变量的个数，我们将工具变量矩阵压缩(collapse)，不对每个时期的每个变量及其滞后项取工具变量(Roodman, 2006)。这样我们得到27个工具变量，比省份的个数28要小，满足工具变量个数要求的经验法则。

- 柯善咨、郭素梅(2010):《中国市场一体化与区域经济增长互动:1995~2007年》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 李锴、齐绍洲(2011):《贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放》,《经济研究》第11期。
- 刘生龙、胡鞍钢(2011):《交通基础设施与中国区域经济一体化》,《经济研究》第3期。
- 陆铭、陈钊(2009):《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。
- 毛其淋、盛斌(2011):《对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率》,《经济学(季刊)》第11卷第1期。
- 潘文卿(2012):《中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应》,《经济研究》第1期。
- 彭国华(2007):《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》第8期。
- 邵军、徐康宁(2011):《转型时期经济波动对我国生产率增长的影响研究》,《经济研究》第12期。
- 盛斌、毛其淋(2011):《贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985~2008年》,《世界经济》第11期。
- 赵永亮(2011):《中国内外需求的市场潜力研究——基于工资方程的边界效应分析》,《管理世界》第1期。
- 赵永亮、才国伟(2009):《市场潜力的边界效应与内外部市场一体化》,《经济研究》第7期。
- 赵永亮、徐勇(2007):《国内贸易与区际边界效应:保护与偏好》,《管理世界》第9期。
- Acemoglu, D.; Johnson, S. and Robinson, J. "The Rise of Europe: Atlantic Trade, Institutional Change, and Economic Growth." *The American Economic Review*, 95(3), 2005, pp. 546-579.
- Arellano, M. and Bond, S. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *The Review of Economic Studies*, 58(2), 1991, pp. 277-297.
- Bejan, M. "Trade openness and output volatility." MPRA Paper from University Library of Munich, Germany, No. 2759, 2006.
- Blundell, R. and Bond, S. "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models." *Journal of Econometrics*, 87(1), 1998, pp. 115-143.
- Brambor, T.; Clark, W. R. and Golder, M. "Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses." *Political Analysis*, 14(1), 2006, pp. 63-82.
- Calderón, C. and Schmidt-Hebbel, K. "Openness and Growth Volatility." Central Bank of Chile Working Papers No.483, 2008.
- Cavallo, E. A. "Output Volatility and Openness to Trade: A Reassessment." *Economia*, 9(1), 2008, pp. 105-152.
- di Giovanni, J. and Levchenko, A. A. "Trade Openness and Volatility." *Review of Economics and Statistics*, 91(3), 2009, pp. 558-585.
- di Giovanni, J. and Levchenko, A. A. "Country Size, International Trade, and Aggregate Fluctuations in Granular Economies." NBER Working Paper No. 17335, 2011.
- Down, I. "Trade openness, country size and economic volatility: The compensation hypothesis revisited." *Business and Politics*, 9(2), 2007, Article 3.
- Easterly, W.; Islam, R. and Stiglitz, J. E. "Shaken and stirred: explaining growth volatility." in B. Pleskovič and N. Stern, eds., *Annual World Bank Conference on Development Economics 2000*. The World Bank, 2001, 191-211.
- Frankel, J. A. and Romer, D. "Does Trade Cause Growth?" *The American Economic Review*, 89(3), 1999, pp. 379-399.
- Haddad, M. E.; Lim, J. J. and Saborowski, C. "Trade Openness Reduces Growth Volatility When Countries Are Well Diversified." The World Bank Policy Research Working Papers, No. 5222, 2010.
- Hanson, G. H. "Market potential, increasing returns and geographic concentration." *Journal of International Economics*, 67(1), 2005, pp. 1-24.
- Harris, C. D. "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States." *Annals of the Association of American Geographers*, 44(4), 1954, pp. 315-348.
- Jaccard, J. and Turrissi, R. *Interaction effects in multiple regression*. Sage Publications. 2003.
- Mayer, T., "Market Potential and Development." CEPII Working Papers 2009-24, 2009.
- Parinduri, R. A. "Output Volatility and Trade." University of Nottingham Working Paper, 2011.
- Poncet, S. "Measuring Chinese domestic and international integration." *China Economic Review*, 14(1), 2003, pp. 1-21.
- Poncet, S. "A Fragmented China: Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration." *Review of International Economics*, 13(3), 2005, pp. 409-430.
- Ramey, G. and Ramey, V. A. "Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth." *The American Economic Review*, 85(5), 1995, pp. 1138-1151.
- Redding, S. and Venables, A. J. "Economic geography and international inequality." *Journal of International Economics*, 62(1), 2004, pp. 53-82.
- Roodman, D. "How to do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata." Center for Global Development Working Paper No. 103, 2006.
- Staiger, D. and Stock, J. H. "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments." *Econometrica*, 65(3), 1997, pp. 557-586.
- Wei, S. and Wu, Y. "Globalization and inequality: Evidence from within China." NBER Working Paper, 2001.

- Windmeijer, F. "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators." *Journal of Econometrics*, 126(1), 2005, pp. 25-51.
- Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press. 2002.
- Young, A. "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China." *The Quarterly Journal of Economics*, 115(4), 2000, pp. 1091-1135.

图表附录

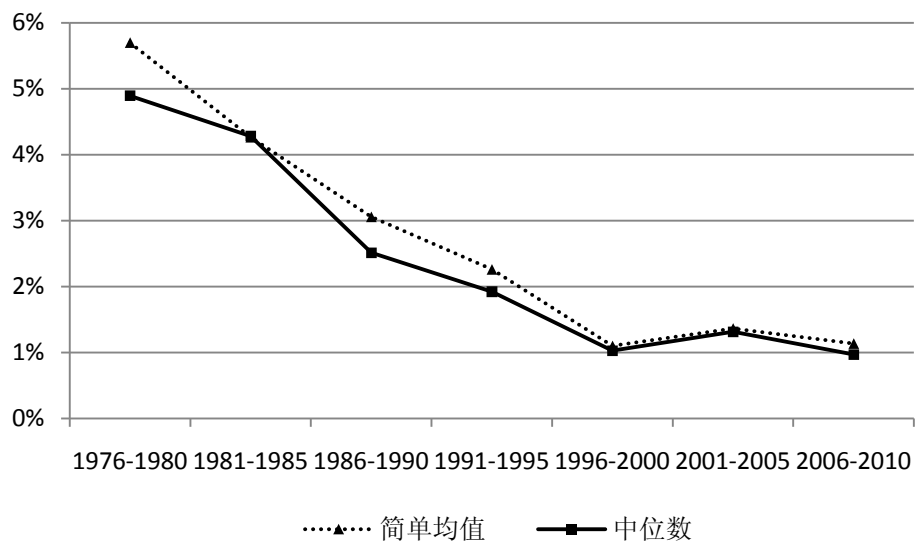


图 1 各省经济波动 (GDP 增长率的五年标准差)

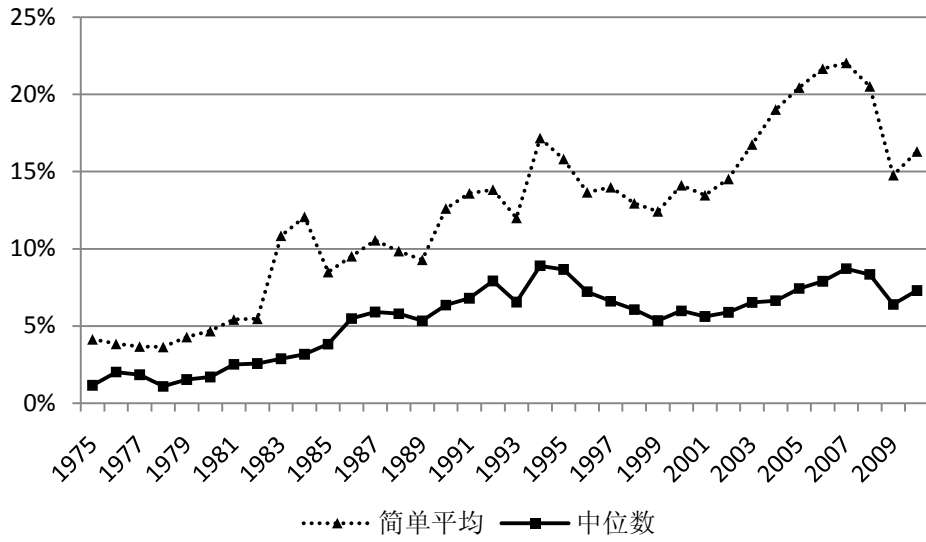


图 2 各省贸易开放度 (OPEN1, 进出口总额/GDP)

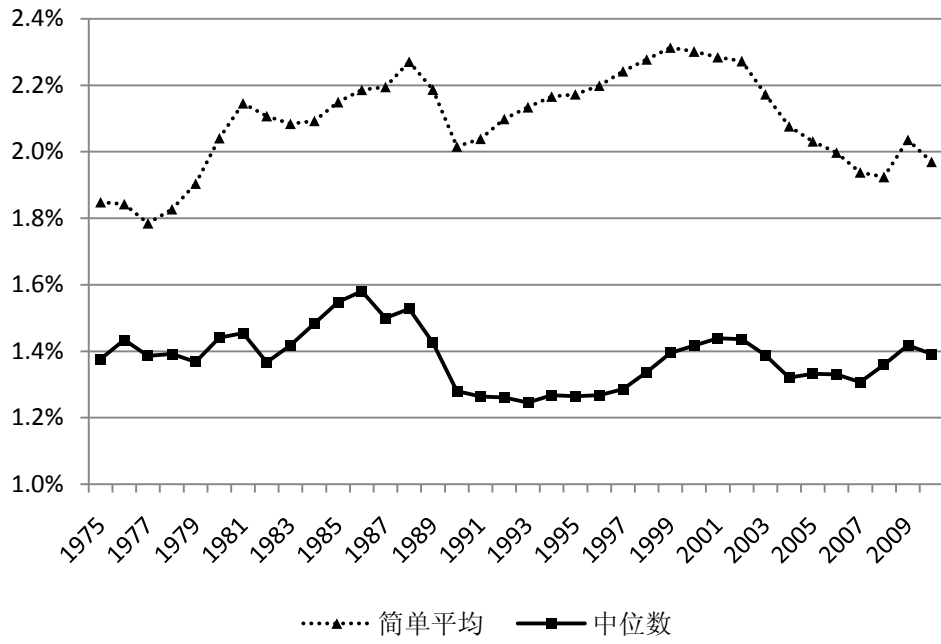


图 3 省际贸易潜力 (IPTP1)

表 1 主要变量说明和描述性统计

变量	变量说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
GDPVOL1	GDP 增长率的五年标准差	196	2.695	2.098	0.187	11.545
GDPVOL2	GDP 滤波后残差项的五年标准差	196	1.851	1.366	0.105	6.988
OPEN1	进出口总额/GDP	196	-2.327	1.389	-6.631	1.527
OPEN2	出口总额/GDP	196	-2.803	1.329	-7.350	1.242
IPTP1	省际贸易潜力 1	196	-4.193	0.753	-6.063	-2.184
IPTP2	省际贸易潜力 2	196	-5.214	0.822	-7.601	-3.727
POP	人口规模的期初值	196	8.024	0.796	5.823	9.165
RPGDP	实际人均 GDP 的期初值	196	6.979	1.044	4.690	9.927
GDPT	第三产业占 GDP 比重	196	-1.182	0.300	-1.959	-0.298
GOVVOL	政府一般预算支出/GDP 的五年标准差	196	0.014	0.011	0	0.082
FINVOL	金融机构人民币贷款余额/GDP 的五年标准差	196	0.061	0.037	0.011	0.295
INV	全社会固定资产投资/GDP	196	-1.181	0.435	-2.510	-0.147
NONSTATE	非国有工业总产值/工业总产值	196	-1.144	0.535	-2.779	-0.127

注：经济波动的两个指标以及财政波动（GOVVOL）和信贷波动（FINVOL）为五年标准差，人口规模和实际人均 GDP 为五年窗口期初值的对数值，其它变量为取对数后的五年平均值。

表 2 主要变量的相关系数

变量	GDPVOL1	OPEN1	IPTP1	POP	RPGDP	GDPT	GOVVOL	FINVOL	INV	NONSTATE
GDPVOL1	1.0000									
OPEN1	-0.4374	1.0000								
IPTP1	0.0524	-0.2492	1.0000							
POP	-0.1201	-0.0432	-0.7348	1.0000						
RPGDP	-0.6186	0.739	-0.1080	-0.0502	1.0000					
GDPT	-0.6514	0.6368	0.1426	-0.1237	0.8061	1.0000				
GOVVOL	0.0749	-0.1942	0.4633	-0.4797	-0.1019	-0.0409	1.0000			
FINVOL	-0.2671	0.4034	0.0295	-0.1373	0.5054	0.5099	0.0953	1.0000		
INV	-0.5570	0.4000	0.2477	-0.1975	0.7177	0.7367	0.2016	0.4618	1.0000	
NONSTATE	-0.3438	0.4989	-0.3656	0.4896	0.5738	0.4518	-0.3407	0.1944	0.3818	1.0000

表 3 面板单位根检验结果

变量	LLC	IPS	ADF	结论
GDPVOL1	-110.000***	-25.819***	282.252***	平稳
GDPVOL2	-37.266***	-5.761***	229.329**	平稳
OPEN1	-21.975***	-9.486***	134.689***	平稳
OPEN2	-21.968***	-9.022***	290.028***	平稳
IPTP1	-10.262***	-3.706***	191.794***	平稳
IPTP2	-8.437***	-1.902**	174.483***	平稳
POP	-9.031***	-2.920***	70.328*	平稳
RPGDP	-41.651***	-11.650***	317.568***	平稳
GDPT	-17.066***,dmdt	-8.094***,dmdt	311.495***,dmdt	平稳
GOVVOL	-17.992***	-11.407***	217.960***	平稳
FINVOL	-8.691***	-2.804***	78.3506**	平稳
INV	-15.5624***,dmdt	-1.6593**,dmdt	102.119***	平稳
NONSTATE	-5.737***	-2.260**,dm	154.524***	平稳

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的显著水平下拒绝变量不平稳的原假设，dm 表示去均值，dmdt 表示去均值且去趋势。

表 4 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)
	FE	FE	2SLS
OPEN1	-0.398 [*] (0.235)	-2.359 ^{***} (0.797)	-4.930 ^{***} (1.218)
IPTP1	-3.314 ^{***} (0.951)	-3.339 ^{***} (0.842)	-3.190 ^{***} (0.866)
OPEN1 × IPTP1		-0.468 ^{***} (0.171)	-0.934 ^{***} (0.233)
POP	-3.559 (2.377)	-2.470 (1.889)	-1.363 (2.065)
RPGDP	-1.839 ^{***} (0.477)	-1.737 ^{***} (0.433)	-1.368 ^{***} (0.498)
GDPT	0.356 (1.115)	-0.340 (1.058)	-0.0786 (1.270)
GOVVOL	15.51 [*] (7.592)	14.12 (8.613)	14.23 (9.546)
FINVOL	8.023 ^{**} (3.614)	6.929 [*] (4.106)	6.023 (4.553)
INV	0.416 (0.708)	0.270 (0.624)	0.348 (0.720)
NONSTATE	1.263 (0.775)	1.187 [*] (0.624)	0.672 (0.669)
常数项	30.91 (18.30)	20.24 (14.85)	7.939 (21.61)
<i>N</i>	196	196	196
<i>R</i> ²	0.656	0.670	0.632
面板设定 <i>F</i> 检验	2.351 [0.001]	13.57 [0.000]	
稳健Hausman检验	4.883 [0.000]	4.57 [0.000]	
D-W-H内生性检验			6.197 [0.0451]

注：①()内数值为回归系数的异方差稳健标准误，[]内数值为相应检验统计量的*p*值。②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③FE表示固定效应回归。面板设定*F*检验的零假设是个体效应不显著，若拒绝零假设则说明应使用面板回归方法而非混合最小二乘法。稳健Hausman检验的零假设是随机效应回归是有效的，若拒绝零假设则说明随机效应回归非有效，应使用固定效应回归。④2SLS表示工具变量两阶段最小二乘回归。Durbin-Wu-Hausman (D-W-H) 内生性检验的零假设是解释变量是外生的，若拒绝零假设则说明解释变量存在内生性。

表 5 第一阶段回归结果

	(1)	(2)
	OPEN1	OPEN1 × IPTP1
NEER_DIST1	-0.00000160 (0.00000284)	-0.0000318** (0.0000137)
IPTP1	-0.0257 (0.372)	-0.348 (1.668)
NEER_DIST1 × IPTP1	0.000000724 (0.000000693)	-0.0000122*** (0.00000339)
POP	-0.671 (0.859)	1.395 (3.860)
RPGDP	0.421** (0.211)	-1.571* (0.895)
GDPT	0.994*** (0.383)	-4.426*** (1.587)
GOVVOL	1.344 (4.468)	-9.159 (18.71)
FINVOL	0.728 (1.672)	-4.479 (7.495)
INV	0.351 (0.277)	-1.795 (1.198)
NONSTATE	-0.500** (0.212)	2.395** (0.958)
<i>N</i>	196	196
<i>R</i> ²	0.709	0.725
<i>F</i> 统计量	36.55	35.11

注：①()内数值为回归系数的异方差稳健标准误。
 ②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表 6 稳健性检验结果

	(1) 工具变量 稳健性检验	(2) OPEN 稳健性检验	(3) IPTP 稳健性检验	(4) GDPVOL 稳健性检验	(5) 剔除异常 样本点	(6) 考虑时间 固定效应	(7) 动态面板 估计
OPEN1	-4.445*** (1.035)		-6.487*** (1.411)	-1.680** (0.700)	-5.462*** (1.494)	-4.718*** (1.981)	-1.942* (1.154)
OPEN2		-6.922*** (2.679)					
IPTP1	-3.177*** (0.860)	-4.620*** (1.282)		-2.712*** (0.526)	-5.421*** (1.018)	-5.049*** (1.493)	-1.026 (0.660)
IPTP2			-2.619** (1.048)				
OPEN1×IPTP1	-0.813*** (0.210)			-0.341** (0.136)	-0.974*** (0.280)	-0.926*** (0.287)	-0.517* (0.320)
OPEN1×IPTP2			-0.847*** (0.204)				
OPEN2×IPTP1		-1.399** (0.561)					
POP	-1.644 (2.018)	-1.180 (2.252)	-2.946 (2.345)	0.110 (1.340)	2.029 (3.151)	-5.090* (2.929)	-0.350 (0.495)
RPGDP	-1.385*** (0.495)	-1.553*** (0.513)	-0.762 (0.612)	-1.750*** (0.287)	-2.230*** (0.555)	-4.264*** (1.670)	-0.570 (0.433)
GDPT	0.136 (1.336)	-0.0625 (1.214)	1.846 (1.495)	0.365 (0.815)	1.445 (1.359)	1.023 (1.445)	-1.974** (0.979)
GOVVOL	14.65 (9.587)	21.15* (12.77)	12.75 (10.87)	12.62** (5.998)	17.57* (10.06)	2.117 (14.16)	-13.98 (11.60)
FINVOL	6.313 (4.678)	4.802 (4.722)	7.045 (6.348)	3.653 (2.999)	13.58*** (4.600)	4.381 (3.930)	7.770*** (2.891)
INV	0.394 (0.722)	0.204 (0.732)	0.710 (0.897)	0.766** (0.368)	0.400 (0.774)	-0.0666 (0.622)	-0.633 (0.657)
NONSTATE	0.676 (0.716)	0.871 (0.681)	-0.0569 (0.738)	0.662* (0.382)	1.284** (0.632)	0.685 (0.783)	0.427 (0.586)
L.GDPVOL1							0.180** (0.0791)
常数项	10.89 (20.84)	0.922 (27.15)	16.03 (25.56)	3.005 (11.89)	-23.07 (37.01)		1.880 (5.223)
N	196	196	196	196	168	196	168
R ²	0.636	0.590	0.447	0.679	0.647	0.681	
χ ² 检验							516.2
Hansen 检验							18.75 [0.225]
Arellano-Bond							-2.509
AR(1) 检验							[0.012]
Arellano-Bond							0.0682
AR(2) 检验							[0.946]

注：①()内数值为回归系数的异方差稳健标准误，[]内数值为相应检验统计量的p值。②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③Hansen检验的零假设为工具变量过度识别是可行的，若接受零假设则说明工具变量使用合理。④Arellano-Bond AR(1)和AR(2)检验的零假设分别是模型残差项的一阶差分不存在一阶和二阶自相关。